

Économie et Statistique

Numéro 451-452-453 - 2012

LA MODÉLISATION MACROÉCONOMIQUE CONTINUITÉS, TENSIONS

5 Avant-propos

Les théories et les crises économiques : remarques sur l'amont de la modélisation macro-économétrique

Roger Guesnerie

11 Préface

La modélisation macroéconomique Continuités, tensions

Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin

21 Klein et l'émergence de la modélisation macroéconomique

Cet article décrit comment s'est opéré le passage de l'ouvrage fondateur de Keynes, *La Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, au modèle de Klein et Goldberger, considéré comme le point de départ de la modélisation macroéconomique néo-keynésienne.

Michel De Vroey et Pierre Malgrange

31 La nouvelle synthèse néoclassique : une introduction

Ces modèles arrivent à l'analyse de la conjoncture aux théories de la croissance à long terme, et ont l'ambition de répondre à la critique de Lucas pour qui seule l'identification des paramètres de décision des agents permet d'espérer une définition pertinente des politiques économiques.

Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin

45 Une comparaison des modèles macro-économétriques et DSGE dans l'évaluation des politiques économiques

Une comparaison basée sur les modèles *Mésange* et *Egée*

Les forces et faiblesses respectives de *Mésange*, un modèle macro-économétrique keynésien, et d'*Egée*, un modèle dynamique d'équilibre général, sont suffisamment contrastées pour justifier leur utilisation conjointe et la comparaison de leurs résultats dans l'évaluation des politiques économiques.

Jean-Pierre Laffargue

69 Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE

Les simulations de maquettes DSGE avec frictions sur le marché du travail montrent que les écarts d'*output gap* entre les deux pays sont marqués pour les chocs relatifs au marché du travail et sont moins nets pour des chocs de productivité et de politique monétaire.

Thomas Le Barbanchon et Olivier Simon

91 L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise

Les contributions présentées dans cet article relèvent le défi représenté par la crise et explorent des pistes de recherche prometteuses dans le domaine de la modélisation de l'intermédiation financière et de l'interaction entre sphères réelle et financière.

93 Volet 1. L'accélérateur financier

L'accélérateur financier est le mécanisme par lequel les contraintes de financement amplifient les fluctuations macroéconomiques. Ce volet souligne les apports et les limites de deux modélisations de l'accélérateur financier : Kiyotaki et Moore (1997) et Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999).

107 Volet 2. L'introduction de l'optimisation de bilan par les banques dans les modèles macroéconomiques : apports et insuffisances

La crise financière invite à dépasser les deux modèles fondateurs car elle place le modélisateur face à plusieurs défis. Des contributions récentes visent à expliquer le choix de la structure du bilan des banques et son impact sur les fluctuations financières et macroéconomiques.

119 Volet 3. Prévenir et gérer les crises, selon que stabilité de l'inflation et stabilité financière relèvent ou non de la seule compétence de la banque centrale

Lorsque la stabilité financière et l'inflation relèvent de la banque centrale, les modèles Megis permettent d'analyser les effets de l'usage d'une règle de Taylor augmentée, les modalités des politiques monétaires non conventionnelles et les stratégies de sortie de crise.

Eleni Iliopoulos et Thepthida Soprasedith

131 Désendettement en union monétaire : un modèle structurel

Un modèle d'équilibre général montre que le multiplicateur budgétaire d'une petite économie ouverte faisant partie d'une zone monétaire est élevé. Toutefois, une hausse de TVA ou une baisse de dépenses semblent plus efficaces pour stabiliser la dette publique qu'une hausse des cotisations sociales.

Benjamin Carton et Thibault Guyon

155 La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro

Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels

Cet article présente la nouvelle version du modèle macro-économétrique MZE. Il propose une méthode pour fournir des intervalles de confiance autour des résultats variantiels du modèle, ce qui permet une analyse plus nuancée de ces derniers.

Muriel Barlet, Marie-Émilie Clerc, Marguerite Garnero, Vincent Lapègue et Vincent Marcus

179 Survol de Mésange : un modèle macroéconomique à l'usage du praticien

Mésange existe dans une version avec volumes à prix constants conçue pour étudier l'effet de chocs sur l'économie française et dans une version avec volumes à prix chaînés servant à relire les prévisions conjoncturelles de l'Insee. Leur élaboration et leurs utilisations sont exposées et discutées.

Pierre-Yves Cabannes, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein, Guy Lalanne, Olivier Monso, Erwan Pouliquen et Olivier Simon

217 RÉSUMÉS – SUMMARIES – ZUSAMMENFASSUNGEN – RESÚMENES

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

Économie et Statistique

Numéro 451-453 - 2012

Note de la rédaction

Ce numéro spécial d'*Économie et Statistique* l'est à plusieurs égards : par son ampleur – un numéro triple –, par son thème et son approche – davantage de théorie qu'à l'habitude –, et par le rôle qu'y a joué Pierre Morin, associé à Jean-Pierre Laffargue et Pierre Malgrange. Le projet de ce numéro avait été lancé alors qu'il était encore rédacteur en chef de la revue, mais c'est à d'autres titres qu'il apparaît dans sa version finale : comme coordinateur, préfacier et co-auteur de l'un des articles. La publication de ce numéro spécial donne l'occasion de le saluer et de rappeler ce qu'il a apporté à la revue au cours des dix-huit années où il en a eu la responsabilité, de 1993 à 2011.

Économie et Statistique a été créée en 1969, dans le cadre d'une refonte du dispositif de publication de l'Insee. Sa mission initiale était d'être la principale vitrine des travaux de l'Insee, à un rythme mensuel et dans un style accessible à un large public. À titre d'exemple, le premier numéro, paru en mai 1969, abordait des sujets descriptifs tels que le niveau de vie des Français en 1956 et en 1965, la baisse de la fécondité au cours des années 1965-1969, mais aussi une présentation du modèle macroéconomique FIFI – dont certains des modèles du présent numéro sont les lointains héritiers. Il comprenait encore des brèves sur trois colonnes ou des articles courts d'information sur les sources et méthodes de collecte et leurs évolutions aux niveaux national et international. L'ensemble de ces articles émanait d'auteurs de l'Institut.

Lorsque Pierre Morin prend la responsabilité de la revue en 1993, elle a déjà évolué. Une partie de la production de l'Institut a commencé à se redéployer vers d'autres publications, notamment *Insee Première* créé en 1989. Parallèlement, *Économie et Statistique* a pris l'habitude d'accueillir des contributions d'auteurs extérieurs à l'Institut, souvent issus du monde de la recherche. Pierre Morin a confirmé et amplifié cette ouverture et il a progressivement aligné la revue sur le mode de fonctionnement des autres revues scientifiques. Les articles font maintenant l'objet de procédures d'évaluation systématiques et elle s'est dotée en 2003 d'un conseil scientifique présidé à sa création par Roger Guesnerie qui nous a fait l'honneur de rédiger l'avant propos du présent numéro.

Largement ouverte sur l'extérieur et publiant des articles qui n'engagent que leurs auteurs, la revue n'en reste pas moins portée par l'Insee. Il en découle une place originale au sein de l'ensemble des revues françaises de rang équivalent : revue de statisticiens et de chercheurs qui s'efforce de rester accessible à un plus large lectorat, et qui couvre l'ensemble des domaines qui font appel aux données de la statistique publique. Sur ce tout dernier point, le centrage du présent numéro sur l'analyse macroéconomique n'est en rien annonciateur d'un virage de la revue : *Économie et Statistique* a vocation à rester pluridisciplinaire. En atteste la nomination d'un sociologue, Alain Chenu, pour succéder à un macroéconomiste, Antoine d'Autume, à la présidence du conseil scientifique.

Cette position a été acquise par un effort constant d'accompagnement des auteurs, article après article. Pierre Morin laisse aussi à la revue de nombreux projets qui vont se concrétiser au fur et à mesure des prochains numéros, sur une nouvelle périodicité de huit numéros par an. Cette dynamique pourra désormais s'appuyer sur un comité éditorial, complémentaire du conseil scientifique. On en trouvera la composition en deuxième de couverture. Elle confirme les orientations privilégiées pendant dix-huit ans par Pierre Morin : l'ouverture thématique et disciplinaire, et le double ancrage dans les deux univers de la statistique publique et de la recherche.

Avant-propos

Les théories et les crises économiques : remarques sur l'amont de la modélisation macroéconométrique

Les concepteurs de ce numéro spécial consacré à la modélisation macro-économique m'ont aimablement invité à l'introduire. J'ai accepté, sans doute à cause de souvenirs de ma fréquentation des premiers modèles macroéconomiques de l'administration française, *Deca* et *Fifi* au début des années 1970. Donc, pour des raisons, qui si l'on va au-delà, auraient dû m'inciter à refuser : ayant décroché après *Metric*, je ne peux guère prétendre être un bon connaisseur des récents développements de la modélisation macroéconométrique. Ajoutons que si ma production, comme théoricien, porte parfois sur la macroéconomie¹, elle en a été et en reste souvent très éloignée. Ceci confessé, dans ce volume consacré à la réflexion sur le devenir d'un important secteur de la discipline, me reste l'option et le risque d'une discussion distanciée. Elle portera sur un thème qui est au cœur de l'actualité intellectuelle, celui des relations entre les crises et le mouvement de la pensée théorique. Les questions évoquées se situent en amont du débat sur la modélisation, mais visent à l'éclairer².

L'impact de la théorie sur la modélisation macroéconomique

Les crises économiques qui se succèdent prennent le plus souvent des formes inédites, source de questionnements eux-mêmes inédits. Échecs de l'économie, elles signaleraient aussi des échecs du savoir économique existant, conduisant à le remettre en cause de façon plus ou moins profonde. La crise de 1929 est à cet égard emblématique. La défaillance généralisée du marché qu'elle faisait apparaître était illisible dans un système explicatif qui faisait de l'économie une juxtaposition de marchés marshalliens largement indépendants. Et les réponses que suggérerait cette vision académique dominante se révélaient particulièrement inappropriées. Keynes, formé dans l'orthodoxie, la répudia pour mettre les interdépendances générales du système au centre de l'analyse. Il adopta ainsi un point de vue d'équilibre général, sans pour autant devenir walrasien³. Sur la base de la critique du maître, une nouvelle orthodoxie, appelons la comme dans les textes qui suivent « néo-keynésienne », s'est développée, mise en forme par Hicks, Hansen, Modigliani, etc.. Keynes était-il keynésien au sens que l'on donna à ce mot dans les

1. Les titres suivants témoignent de certaines incursions dans le sujet : « Valeurs des réserves de liquidité internationales » (1972), Cahiers du Séminaire d'Économétrie, n° 14, pp. 65-93 ; « Short Run Expectational Coordination : Fixed Versus Flexible Prices » (2001), Quarterly Journal of Economics, vol. 116, n° 3, pp. 1115-1147 ; « Macroeconomic and Monetary Policies From the "Eductive" Viewpoint » (2008), in Monetary Policy Under Uncertainty and Learning, Klaus Schmidt-Hebbel et Carl Walsh (éds), pp. 1-32, Central Bank of Chile Press.

2. Ce texte ne prétend pas fournir une bibliographie représentative des idées exprimées. Je ferai souvent référence pour approfondir l'argumentaire à mes propres travaux dans lesquels le lecteur pourra trouver références plus fournies et plus exhaustives à la littérature pertinente. Je remercie P. Malgrange et P. Morin pour leurs suggestions d'amélioration du texte initial. Je reste responsable du contenu.

3. Voir l'analyse approfondie qu'en font M. De Vroey et P. Malgrange dans leur article (ce numéro).

années 1960 ? La nouvelle vulgate néo-keynésienne en tout cas passait sous silence la question des anticipations, que Keynes, sur ce point en phase avec son critique ultérieur le plus talentueux Lucas, semblait considérer comme centrale. Mais la crise économique était passée, la crise de la théorie économique se dissipait. Le nouveau système explicatif deviendra lui-même dominant avant d'être soumis dans les années 1950 à 1970 à une critique radicale venue des alentours du Lac Michigan, et dont je viens d'évoquer une des figures de proue.

Entre temps, l'impulsion intellectuelle donnée par Keynes en réponse à la grande crise, avait été relayée par Klein et ses disciples. L'effort de modélisation macroéconomique va ainsi s'inscrire dans la droite ligne de la reconsidération néo-keynésienne des équilibres macroéconomiques. La relecture qui en sera faite dans les années 1970, plus conforme aux règles de la modélisation standard, qui explicite les comportements optimisateurs des agents sur les marchés existants, verra dans l'absence d'apurement de tous les marchés les effets de la rigidité des prix et/ou des salaires. Cette rigidité sera mise au centre de l'analyse des modèles à prix fixés, dont, querelle de vocabulaire, les équilibres peuvent aussi être vus comme des déséquilibres.

Bien sûr, l'histoire de la modélisation macroéconomique est loin de renvoyer aux seuls mouvements de la théorie économique. Son essor va de pair avec le développement des comptabilités nationales, dont la crise a rendu le besoin plus évident. Il accompagne l'accroissement de la puissance de calcul. Et le chiffrage des modèles s'appuie sur des procédures statistiques dont la discussion renvoie aux frontières intellectuelles de la théorie économétrique. La modélisation, la plupart des articles de cette livraison nous le rappellent, est une entreprise multidimensionnelle, dont le succès relève beaucoup d'un art qui rappelle celui de l'ingénieur... Notons aussi que cette multi-dimensionnalité des genres va de pair avec, et peut être autorise, un certain éclectisme théorique. Ainsi disait-on de certains des modèles que j'utilisais parfois il y a longtemps qu'ils étaient « keynésiens à court terme et néo-classiques à long terme » (et si j'ai bien compris, on le dit toujours pour les modèles qualifiés ici de néo-keynésiens comme *Mésange* et *MZE*).

Il n'en reste pas moins que le mouvement théorique des cinquante dernières années a eu un impact majeur sur la modélisation macroéconomique. Les modèles de cycles réels apparus dans les années 1970, décrivent un monde où les interactions économiques ont peu de ressemblance avec celles à l'œuvre dans le monde du modèle IS-LM. Avatar opérationnel des modèles de cycles réels, les modèles de type Mégis (DSGE), vont alors mettre en valeur des politiques économiques qui seront fort peu keynésiennes. Avec les cycles réels, le passage d'un univers IS-LM à un univers walrasien très appauvri (deux biens par période, un agent représentatif) mais à horizon infini, signale ce que Kuhn⁴ identifiait comme un changement de paradigme. Mais de façon concomitante s'effectue un changement de programme au sens de Lakatos⁵ : le choix des faits significatifs et des priorités explicatives se déplace. Il se portera par exemple sur l'évaluation statistique des réactions aux impulsions par l'analyse des co-mouvements de séries pertinentes etc. Ce changement de programme est peut être plus significatif et durable que le changement de paradigme.

4. Kuhn T.S. (1983) [1962], La Structure des révolutions scientifiques, Flammarion (Champs), Paris.

5. Lakatos I. (1978), The Methodology of Scientific Research Programmes. Philosophical Papers Volume 1, Cambridge : Cambridge University Press.

Le paradigme des cycles réels va en effet être remis en cause, et ce sans changement de programme au sens qui vient d'être suggéré. Les modèles dits « keynésiens nouveaux » introduisent une rigidité dans le système de prix, rigidité certes moins brutale que celle affichée dans les modèles à prix fixés des années 1970, mais rigidité qui a une forte saveur (néo) keynésienne. L'apurement des marchés se fait selon des mécanismes qui ne supposent pas le succès des opérations du héraut walrasien. Voilà une réponse non walrasienne à la question qui hantait Walras : comment se forment les prix ? Ici ils sont annoncés par les entreprises à intervalle aléatoire. Keynésiens nouveaux, ces modèles pourraient aussi être qualifiés de néo-Lucasien : les agents comme dans les modèles de cycles réels ont des horizons longs et des anticipations rationnelles.

La crise apparue en 2008 met sous le feu de la critique nombre de schémas intellectuels antérieurs, et par ricochet touche les modélisations macroéconomiques qu'ils inspiraient. C'est que la théorie macroéconomique la plus visible, si elle pouvait prétendre rendre compte honorablement des évolutions de temps calme, celui de la grande modération, semble quelque peu désemparée face au temps perturbé qu'a ouvert la crise financière de 2008. *Quid* de la règle de Taylor à l'époque des politiques monétaires non conventionnelles ? À quel argumentaire se fier pour défendre l'intuition forte de la nécessité de la stimulation fiscale ? Les politiques semblent parer au plus pressé, inspirées par le souci pragmatique que l'eau ne monte pas trop dans la cale...

Les questions sans réponse claire ne manquent pas. La situation suggère l'ouverture de chantiers urgents en théorie monétaire, en finance, dans plusieurs autres domaines connexes à la macroéconomie. Avant d'évoquer un de ces chantiers, il fait sens de repérer les lignes les plus prometteuses de la réévaluation critique de la théorie économique qu'appellent les événements récents.

Les pistes de la remise en question de la théorie économique à la lumière de la crise

Voici trois entrées en quelque sorte horizontales à la remise en cause critique du savoir économique en général, et en particulier, peut-être du savoir macroéconomique.

Première entrée, la remise en question de la rationalité économique : la rationalité des agents économiques n'est pas celle de l'*homo-œconomicus* et nos analyses devraient en tenir soigneusement compte. C'est là, on le sait un des leitmotiv des interventions dans la presse de Krugman. À vrai dire l'exploration du territoire désigné, celui de la rationalité limitée, a été entreprise depuis plus de 20 ans⁶. Mais pour autant que j'en sois correctement informé, les retombées sur la macroéconomie ne sont pas spectaculaires : l'agent des théories macroéconomiques reste généralement un *homo-œconomicus* optimisateur et non l'être plus insaisissable que cherche à cerner l'économie comportementale.

Seconde ligne de critique « horizontale », la balkanisation du savoir économique. Dans les dernières décennies, la recherche s'est développée sur de multiples fronts mais les progrès de la communication ne sont pas allés de pair avec la multiplication des fronts et des avancées. Donc, *in fine*, le savoir s'est enrichi mais balkanisé. Cette remarque

6. Voir Thaler R.H. et Mullainathan S. (2008), Behavioral Economics, *The Concise Encyclopedia of Economics*, 2nd Edition, Liberty Fund.

explique sans doute une partie de la défaillance collective à évaluer l'état du système financier mondial au début du XXI^e siècle⁷. Est-elle pertinente en l'occurrence et peut-on reprocher à la théorie macroéconomique un isolationnisme intellectuel préjudiciable à ses progrès ? En fait, le rapide développement du thème de l'information asymétrique, et le rôle central qui lui fut donné dans la théorie des incitations ou la théorie des contrats, n'a pas été sans d'écho dans la recherche macroéconomique, les travaux de Bernanke⁸ en témoignent. Par ailleurs, les progrès de notre compréhension des marchés du travail venus des théories de la prospection, sont peu à peu incorporés dans les applications macroéconométriques, comme en témoigne la contribution de Thomas Le Barbanchon et Olivier Simon dans ce numéro. Reste le sentiment, qui reflète un regard peut-être trop extérieur, qu'un recours plus systématique à un sous-ensemble existant de la réflexion autour de l'information asymétrique, désignons le par la « théorie de l'agence » pour faire simple, pourrait modifier significativement le regard des macro-économistes sur l'endettement ou la liquidité⁹ pour évoquer deux sujets importants.

Last but not least, la coordination des anticipations

Comme déjà noté plus haut, deux personnalités aussi opposées que Keynes et Lucas se retrouvent pour donner aux anticipations un rôle clé dans l'explication macroéconomique. Le second fait de la bonne coordination un axiome de la modélisation qui fonde sa compréhension du monde, une bonne coordination sur laquelle le premier exprimait un fort scepticisme (l'indétermination du « concours de beauté », l'arbitraire des « esprits animaux »). Et si était venu le temps de reprendre cette question difficile, très difficile certes mais sans doute essentielle pour nous ouvrir à une meilleure compréhension des temps troublés ? Où en sommes-nous ?

Depuis les années 1960, l'hypothèse d'anticipations rationnelles est devenue hégémonique dans l'ensemble de la théorie économique formalisée. Triomphe des idées dont l'université de Chicago a été le relais le plus influent, tous les modèles théoriques ou presque, que ce soit dans le domaine de l'équilibre général, de la finance, du commerce international reposent sur la « rationalité des anticipations ». Cette hypothèse n'est pas, comme on l'a trop souvent dit et cru, « l'extension de l'hypothèse de rationalité aux anticipations »¹⁰. En fait, il est rationnel d'avoir des anticipations rationnelles seulement si les autres ont des anticipations rationnelles ! Dans le langage de la théorie des jeux, la coordination supposée est un équilibre de Nash et non un équilibre en stratégies dominantes. Pour le redire autrement, la critique de la rationalité, évoquée auparavant et la critique de la « rationalité » des anticipations sont deux sujets conceptuellement distincts¹¹.

Le qualificatif malheureux d'anticipations « rationnelles » désigne une hypothèse forte de coordination. Il n'est pas interdit d'y voir un point focal pour l'explication de la coordination des anticipations. Mais en faire, comme a tendu à le faire la théorie économique contemporaine, un axiome également valide et plausible au travers des

7. Pour une exception à cette myopie collective, voir Rajan R.G. (2005), « Has Financial Development Made the World Riskier ? », Proceedings of the Jackson Hole Conference organized by the Kansas City Fed.

8. Voir Bernanke B et Gertler M. (1990), « Financial Fragility and Economic Performance », Quarterly Journal of Economics, vol. 105, n° 1, pp. 87-114.

9. Il y a des travaux antérieurs à la crise dans cet esprit, rappelés dans cette livraison, mais dont le développement est particulièrement à l'ordre du jour.

10. Auquel cas, sa critique renverrait exclusivement au premier chapitre de cette rubrique des entrées horizontales.

11. Même si on ne peut exclure qu'à un niveau profond elles soient connectées.

situations est quelque peu invraisemblable. La coordination autour de l'équilibre à anticipations rationnelles est inégalement crédible. C'est une leçon que nous pouvons tirer de travaux existants, venant de plusieurs canaux différents. Citons les travaux sur la multiplicité par exemple de type à « taches solaires »¹², sur l'apprentissage en temps réel¹³ ou sur la robustesse divinatoire¹⁴. Ajoutons dans le désordre les écrits sur les jeux globaux, sur les comportements moutonniers et sur les croyances rationnelles¹⁵. Tous ces travaux fournissent les éléments d'une critique, qu'on qualifiera parfois d'interne, parfois d'externe, à l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Ils mettent aussi en évidence les effets spectaculaires d'un réexamen critique des conditions de la coordination sur notre compréhension de nombre de questions, par exemple dans le domaine de la finance¹⁶. Autre exemple, cette fois dans le domaine macro-économique : l'analyse de la robustesse des anticipations des agents des modèles de cycles réels souligne (retour d'un certain Keynes ?) la fragilité maximale de la bonne coordination supposée¹⁷. Quoiqu'il en soit, un regard critique sur les conditions de la coordination devrait nous aider à mieux pénétrer les différences entre le temps calme, là où les anticipations sont quelque peu stabilisées et jusqu'à un certain point auto-réalisatrices, et les temps perturbés où les avènements possibles sont peu ou pas stabilisés. Voilà une bonne manière, semble-t-il de remettre l'ouvrage sur le métier.

La relation entre la monnaie et le système financier

Venons en aux sujets « verticaux » évoqués plus haut, dont l'actualité appelle la remise en chantier. J'en évoquerai un seul, auquel un des articles¹⁸ de cette livraison fait aussi écho et qui concerne la relation monnaie - finance.

Disons pour schématiser que les interactions entre gestion de la monnaie *via* la politique monétaire et équilibres du système financier étaient ignorées dans la plupart des modèles ayant pignon sur rue académique. Cette position, que certains disaient à tout le moins étrange avant la crise, devient intenable après la crise. Le dossier est lourd et j'en évoquerai un seul élément. La mise en évidence d'un effet de levier pro-cyclique dans le comportement des grandes banques d'investissement américaines semble s'expliquer en partie par la perméabilité entre les marchés monétaires et financiers¹⁹. Le sujet appelle une réflexion profondément renouvelée, dont plusieurs directions sont abordées dans cette livraison. Il faut naturellement solliciter ce que j'ai appelé la théorie de l'agence²⁰, mais il fait sens de s'interroger sur la rationalité des anticipations.

12. Voir Chiappori P.A. et Guesnerie R. (1991), « Sunspot Equilibria in Sequential Markets Models », in Handbook of Mathematical Economics, vol. IV, W. Hildenbrand et H. Sonnenschein éds., pp. 1683-1762, ou Guesnerie R et Woodford M. (1992), « Endogenous Fluctuations », *Advances in Economic Theory*, Econometric Society Monograph, Cambridge University Press, pp. 289-412.

13. Voir l'ouvrage de Evans G.W. et Honkapohja S. (2001), *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

14. Voir Guesnerie (2005), *Assessing Rational Expectations 2. "Eductive" Stability in Economics*, MIT Press.

15. Morris S et Shin H.S. (1998), « Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks », *American Economic Review*, vol. 88, n° 3, pp. 587-597 ; Chamley C. (2002), *Rational Herds. Economic Models of Social Learning*, Cambridge University Press ; Kurz M. (1994), « On the Structure and Diversity of Rational Beliefs », *Economic Theory*, vol. 4, n° 6, pp. 877-900.

16. C'est l'idée développée dans Guesnerie R. (2012), « Expectational Coordination Failures and Market Volatility », à paraître in *Rethinking Expectations : The Way Forward for Macroeconomics*, Roman Frydman et Edmund S. Phelps (éds.), Princeton University Press, 2013, Chapter 1, pp. 47-67, qui montre les modifications majeures que le point de vue introduit en finance dans l'analyse des mérites des produits dérivés ou de l'efficacité informationnelle des marchés.

17. Voir Evans G.W., Guesnerie R. et McGough B. (2011), « Eductive Stability in Real Business Cycle Models », Working Paper, PSE, n° 2010-47.

18. Celui de Eleni Iliopoulos et Thepthida Sopraseuth.

19. Voir Adrian T. et Shin H.S. (2010). « Liquidity and Leverage », *Journal of Financial Intermediation*, vol. 19, n° 3, pp. 418-437.

20. Comme le font Eleni Iliopoulos et Thepthida Sopraseuth.

On arrêtera là les suggestions de thèmes d'investigation verticaux. On se contentera de faire la conjecture que quelque soit le sujet, les remises en chantier les plus fructueuses pourraient venir du croisement des lignes de réflexion qui viennent d'être évoquées.

Il reste à espérer que les pistes ici mises en exergue pour alimenter la réflexion macroéconomique et donc la conception des modèles macroéconomiques auxquels ce numéro spécial est consacré, paraîtront stimulantes aux lecteurs, qu'elles seront explorées et se révéleront fructueuses.

Roger Guesnerie
Professeur au Collège de France

Préface

La modélisation macroéconomique Continuités, tensions

L'idée de consacrer un numéro d'*Économie et Statistique* aux formes contemporaines de l'analyse macroéconomique provient de la conjonction de plusieurs facteurs :

- la maturité des travaux de modélisation fondés sur l'exigence de fondements micro-économiques plus rigoureux qu'auparavant (travaux ayant abouti à ce que l'on appelle parfois la « deuxième synthèse néo-classique ») ;
- la crise économique entamée en 2007, qui pousse la profession à revisiter ses acquis ;
- le débouché de la ré-estimation de deux modèles de l'administration économique relevant de la « première synthèse néo-classique » (MZE, pour la zone euro ; Mésange, pour la France) ; quelles qu'aient été les critiques adressées au courant qui les fonde, ces modèles demeurent d'usage très courant.

Le but de ce numéro est de permettre aux lecteurs de disposer d'une information sur les outils d'analyse sollicités et sur la façon dont les macroéconomistes affrontent les difficultés du moment.

Il n'est pas inutile de rappeler que la macroéconomie en tant que spécialité a pris son essor après la publication, dans le contexte de la crise des années 1930, de l'ouvrage fondateur de Keynes, qui joignait à la critique des conceptions dominantes de son temps l'ambition de construire une théorie qui s'impose à leur place. La clarification de ce qu'était réellement ce projet, l'explicitation des intuitions qui y ont mené, de ses apports et de ses limites ont animé les travaux des macroéconomistes des décennies durant : ce numéro offre de nombreuses perspectives sur ces thèmes. La crise économique en cours est elle-même source d'informations réellement nouvelles sur des questions dont l'importance était auparavant sous-estimée et dont l'analyse ne fait que débiter.

Dans cette brève présentation des contributions à ce numéro nous retrouverons plusieurs fois le problème de l'arbitrage, dans l'analyse économique, entre la cohérence théorique et l'adéquation aux données statistiques : là réside la difficulté centrale de la modélisation macroéconomique. Des modèles cohérents, aux domaines de validité bien délimités, permettant de poser les problèmes rigoureusement – à défaut de le faire complètement –, apparaîtront inadaptés aux besoins de l'analyse conjoncturelle, auxquels peuvent éventuellement répondre des modèles statistiquement plus précis, mais dont la faiblesse des soubassements théoriques limitera la portée.

Sur cette question du choix entre la cohérence théorique d'un modèle et sa capacité à reproduire les caractéristiques les plus importantes de la réalité, l'apport de Lucas fut décisif. L'écho de sa « critique », selon laquelle une analyse économétrique n'est pertinente que si elle identifie correctement les paramètres fondamentaux et invariants (les *deep parameters*) du modèle fut considérable. Selon **Michel De Vroey et Pierre Malgrange**, il apparaît que cet avertissement a été présent dès l'origine de l'histoire de la macroéconométrie. Le scepticisme de Keynes au sujet des travaux de Tinbergen, visant à présenter un modèle économétrique illustrant sa pensée, est bien connu. Un de ses arguments à l'encontre de la méthodologie économétrique l'est moins. Keynes avait formulé une critique de celle-ci similaire à celle que Lucas fera des modèles keynésiens. Il écrivait : « ...l'économie est une science morale. ...elle traite de motivations, d'anticipations et d'incertitudes psychologiques. On doit être constamment sur ses gardes afin de ne pas traiter les données comme constantes et homogènes. ». Pour Michel De Vroey et Pierre Malgrange la réticence de Keynes à l'égard de la démarche de Tinbergen résidait dans le fait qu'en supposant invariants des coefficients non structurels, elle négligeait les réactions des agents face aux changements de leur environnement, ce qui n'est rien d'autre que la critique de Lucas. La nature des critiques de Keynes démontre aussi que cet auteur accordait une grande importance aux microfondements de l'analyse macroéconomique.

Nul ne doute aujourd'hui que les idées exprimées dans la *Théorie générale* l'aient été d'une façon qui en a rendu nécessaire la clarification et a suscité quantité d'interprétations concurrentes. De ces exégèses, Michel De Vroey et Pierre Malgrange retiennent en particulier celles de Hicks (centrée sur la « trappe à liquidités »), de Modigliani (avec la courbe d'offre de travail coudée) et de Klein (avec les problèmes que pose l'inélasticité de l'investissement par rapport au taux d'intérêt dans une optique d'égalisation de l'investissement et de l'épargne à un taux d'intérêt positif). Ils présentent le cheminement de Klein et son souci de fonder la spécification des comportements sur l'analyse microéconomique avant d'engager l'estimation économétrique, qui aboutit à la publication en 1955 d'*An Econometric Model of the United States (1929-1952)*, écrit en collaboration avec Goldberger. Ce livre présente un modèle qui suscita une postérité d'une grande vitalité jusqu'à aujourd'hui. Avec ce livre, la macroéconométrie était devenue une discipline féconde et vivante.

Cependant, la pratique de la macroéconomie quantitative ouverte par les travaux fondateurs de Klein et Goldberger s'est heurtée à de nombreuses limites. **Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin**, dans leur introduction à la *nouvelle synthèse néo-classique*, rappellent que certaines critiques majeures de cette pratique ont suscité à partir de la seconde moitié des années 1970 une refondation de la macroéconomie, notamment sous l'impulsion de Lucas (1975, 1977, 1980). Cette refondation a en particulier mis l'accent sur des principes dont l'énoncé permet, par simple réflexion, de pressentir le contenu des critiques.

- Les agents sont rationnels, c'est-à-dire que leurs choix reposent sur la maximisation de fonctions agrégeant leurs objectifs pour toutes les périodes, présente et futures. De ces optimisations résultent *des règles de décision des agents*, qui ne sont plus posées directement comme dans la modélisation macroéconomique néo-keynésienne. Les anticipations des agents sont rationnelles, au sens du meilleur usage possible de l'information dont ils disposent.

- Les rôles respectifs de la rigueur théorique et de la capacité à reproduire l'évolution de l'économie observée dans le passé sont inversés par rapport au choix qu'effectuait la

modélisation macroéconométrique keynésienne, aux bénéfices de la rigueur théorique, de la cohérence interne du modèle.

- La notion de *modèle structurel* prend un sens extrêmement exigeant. Les paramètres impliqués dans les relations structurelles doivent être ceux qui apparaissent explicitement dans les programmes d'optimisation des agents, par exemple dans les fonctions d'utilité des consommateurs et les fonctions de production des entreprises.

- La macroéconomie se met en mesure de s'approprier toute la richesse de la théorie microéconomique. En particulier, le comportement du consommateur est maintenant au centre de l'analyse par l'intermédiaire de la maximisation explicite de sa fonction d'utilité intertemporelle.

Si cette nouvelle approche a été appliquée, dès le début des années 1980, par les économistes du courant du *Real Business Cycle* (RBC) (Kydland et Prescott, 1982 ; Long et Plosser, 1983 ; King, Plosser et Rebelo, 1988), elle fut reprise, dans les années 1990, par des économistes de *sensibilité keynésienne* qui avaient pris conscience que les modèles du RBC et les postulats lucasiens pouvaient structurer une modélisation intégrant d'autres caractéristiques du monde réel, telles que les imperfections des marchés et les ajustements progressifs, négligés par l'approche du RBC. Cette nouvelle modélisation *dynamique stochastique d'équilibre général* (DSGE) a redonné toute leur importance aux fonctions stabilisatrices des politiques monétaires et budgétaires. Elle a aussi réhabilité des *mécanismes* des modèles macroéconomiques néokeynésiens qui avaient trouvé leur inspiration dans le schéma IS-LM. L'aboutissement en est aujourd'hui la pratique macroéconomique fondée sur l'usage d'une grande variété de modèles DSGE, en constant enrichissement.

Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin présentent les caractéristiques d'un modèle simple typique de ce courant, publié par Peter N. Ireland en 2004. Ce modèle incluant les caractéristiques essentielles des modèles DSGE constitue une bonne introduction à des versions de ces modèles enrichies selon les besoins des divers axes de recherche.

Les critiques, sévères et justifiées, qui ont été adressées aux modèles issus de la tradition initiée par Klein et Goldberger n'ont pas conduit, il s'en faut de beaucoup, à l'extinction de cette tradition. La situation est bien aujourd'hui celle d'une coexistence de deux types de modèles, qui motive la comparaison de leurs propriétés qu'effectue **Jean-Pierre Laffargue**, à partir d'*Egée* (de type « keynésien nouveau », dont la méthodologie privilégie l'explicitation de fondements microéconomiques) et de *Mésange*, version contemporaine du courant « néo-keynésien ». Dans leur article, Pierre-Yves Cabannes, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein, Guy Lalanne, Olivier Monso, Erwan Pouliquen et Olivier Simon expliquent que la continuité de la présence des modèles néo-keynésiens, en particulier dans les administrations économiques, ne s'explique pas par une ignorance des progrès de la théorie macroéconomique, mais par les bénéfices que la flexibilité de ces modèles permet de tirer des avancées en économétrie des séries temporelles. L'argumentation de ces auteurs donne ainsi une grande place à l'adoption d'équations économétriques de la forme de *modèles à correction d'erreur*. Chaque variable fluctue alors autour d'une relation de long terme conforme au cadre théorique retenu (on parle de relation de cointégration). La dynamique de court terme ne fait l'objet d'aucune spécification théorique et est déterminée par un ajustement économétrique aux données. Le long terme du modèle se caractérise par un sentier de croissance équilibrée, où l'ensemble des variables réelles croissent toutes au même taux, comme c'est le cas

dans le modèle prototype d'Ireland. La dynamique de court terme modélise, d'une part, la vitesse de l'ajustement sur le long terme et, d'autre part, la façon dont des chocs de nature diverse contribuent aux fluctuations des grandeurs économiques. L'argument des auteurs tient aussi à leur conviction que, si la cohérence et l'explicitation théorique sont hautement souhaitables, le prix à payer pour atteindre totalement cet objectif est trop élevé (une très grande imprécision dans la restitution des évolutions macroéconomiques constatées), en l'absence d'une théorie suffisamment incontestable et précise, pour être acceptable dans quantité de contextes où les macroéconomistes sont appelés à délivrer leurs expertises.

Jean-Pierre Laffargue souligne que, si le principal défaut des modèles macroéconométriques néo-keynésiens (dont *Mésange*) est l'absence de cadre théorique *complet* bien fondé, leur long terme de type néo-classique a un sens économique clair et rigoureux. L'atout des modèles *dynamiques, stochastiques d'équilibre général* – « DSGE », (dont *Egée*), est leur fondement microéconomique rigoureux *complet*. Qu'ils supposent des anticipations rationnelles permet de rendre compte, sous une forme qu'il qualifie de « *peut-être extrême* », du fait que les agents ont une perception cohérente du futur, ce qui n'est pas le cas des modèles néo-keynésiens. Il y a moins de chance que les résultats fournis par un modèle DSGE soient liés à des incohérences entre les divers comportements d'un même agent ou à une spécification *mécanique* de la formation de leurs anticipations. Enfin, les paramètres de ces modèles, structurels, s'interprètent en termes de préférences ou de caractéristiques de la technologie, la valeur d'aucun d'entre eux n'étant susceptible de changer si les valeurs des autres paramètres, notamment ceux décrivant les règles de décision des décideurs politiques, sont modifiées. *Ces modèles peuvent donc prétendre échapper à la critique de Lucas.*

La principale différence entre les deux modèles que Jean-Pierre Laffargue compare a trait au comportement de consommation des ménages : dans *Mésange*, la consommation relève d'une fonction d'inspiration keynésienne et est très sensible au revenu courant des ménages. Dans *Egée*, une majorité de ménages, qualifiés de *ricardiens*, optimisent intertemporellement leur consommation en empruntant ou en plaçant librement leur épargne sur le marché financier sous la seule contrainte de rester toujours solvables. Cette consommation, sensible aux anticipations de l'évolution future de l'économie, dépend peu du revenu courant. *La principale similarité* concerne le « bloc d'offre » : les fonctions des demandes de facteurs lient leurs productivités marginales à leurs coûts, et la formation des prix (la frontière du prix des facteurs) s'en déduit.

Le réalisme conduit les auteurs d'*Egée* à introduire des ménages non-ricardiens, soumis à une contrainte de non-endettement, le modèle présentant dès lors un multiplicateur keynésien positif. Si les effets qualitatifs que *Mésange* et *Egée* attribuent aux politiques budgétaires sont très voisins, l'ampleur de leurs effets de court et de moyen termes diffèrent souvent notablement, du fait des quantifications des rigidités réelles et nominales introduites dans les deux modèles. Si pour Jean-Pierre Laffargue ces caractéristiques sont théoriquement mieux fondées dans *Egée*, elles n'en sont pas moins fragiles. Cette réserve renvoie aux interrogations sur le caractère réellement structurel des paramètres des modèles DSGE *dans la pratique*¹.

1. Cf. entre autres l'importante discussion du caractère structurel ou non de perturbations stochastiques introduites dans certains modèles DSGE par V.V. Chari, P.J. Kehoe et E.R. McGrattan (2008) : « New Keynesian Models : Not Yet Useful for Policy Analysis », Federal Reserve of Minneapolis, Research Department Staff Report, n° 409.

Jean-Pierre Laffargue souligne également l'importance du marché du travail dans chacun des modèles, ce qui est le domaine des recherches de **Thomas Le Barbanchon et Olivier Simon**. Il n'est pas exagéré de dire, comme nous l'avons rappelé, que la conception que nous avons de la macroéconomie est née dans le contexte du chômage de masse des années 1930. Le modèle d'Irland, que nous avons choisi de mettre en avant, incorpore une représentation de l'équilibre du marché du travail bien trop pauvre, notamment parce que l'équilibre ne concerne que le nombre d'heures travaillées de l'agent représentatif. Or le marché du travail est marqué par la présence d'agents hétérogènes affectés à des degrés différents par un recul du niveau d'équilibre du nombre d'heures travaillées dans l'économie, influencés par de multiples institutions (syndicats, instances de négociations salariales), et soumis à des lois (dont celle qui en France porte sur le Smic) et à des conventions diverses (sur les modalités de fin de contrats, par exemple). Par ailleurs il existe de nombreuses théories (des contrats, des négociations en vue du partage de la rente tenant à l'existence d'imperfections de la concurrence, du salaire d'efficience, etc.) tentant de rendre compte de traits essentiels de ce marché. Toute analyse macroéconomique doit sélectionner parmi elles les éléments qu'elle retient en vue de les intégrer dans un modèle global. Le choix de Thomas Le Barbanchon et d'Olivier Simon est celui du modèle d'appariement de Diamond, Mortensen et Pissarides. L'existence d'un chômage d'équilibre y est due à la présence de *frictions* dans le processus de rencontre entre les chômeurs et les entreprises, frictions liées en particulier à l'imperfection de l'information sur les appariements possibles. L'appariement entre un chômeur et une entreprise n'étant pas automatique, à chaque instant des demandeurs d'emploi coexistent avec des emplois vacants. Ce modèle s'efforce de donner un contenu rigoureux à la notion de chômage frictionnel, dont la réduction peut être recherchée, par exemple, par des politiques améliorant l'information des agents présents sur le marché du travail. Le chômage évolue du fait de la perturbation de l'équilibre de référence par les chocs macroéconomiques usuels (monétaire, de productivité, de préférence), mais aussi du fait de chocs sur des grandeurs directement liées au marché du travail (choc sur le taux de destruction des emplois, choc concernant la création d'un poste vacant, pouvant être compris comme un coût de recrutement, etc.). Ces derniers chocs contribuent fortement à la variance des taux de chômage américain et français. On retiendra que les auteurs estiment que les vitesses de retour à l'équilibre (ce qu'ils qualifient de *résilience*) ne diffèreraient pas beaucoup entre les États-Unis et la France, une différence plus nette tenant à la nature des chocs que ces économies subissent. Mieux comprendre l'origine de cette dernière différence demeure une tâche à l'ordre du jour.

Le modèle présenté par Thomas Le Barbanchon et Olivier Simon a le grand intérêt de pouvoir intégrer à un cadre macroéconomique le résultat d'expertises microéconomiques et institutionnelles du marché du travail. C'est ainsi que l'on peut espérer distinguer ce qui renvoie à des réformes qualifiées de « structurelles » et évaluer les conséquences possibles de leur mise en œuvre, de ce qui relève de la régulation macroéconomique.

Dans sa préface à une précédente livraison de la revue consacrée à des *Aspects de la crise*², Éric Dubois écrivait : « *La crise que nous traversons [...] a révélé par exemple que nous en savions vraiment peu sur le lien entre sphère réelle et sphère financière et combien il était important que nous en sachions plus. Quoi de plus symptomatique à cet égard que l'évolution récente de la modélisation macroéconomique : alors que le*

2. Éric Dubois (2010), « La crise de 2008 : des mécanismes souvent inédits, qui appellent de nouvelles avancées de la connaissance économique », *Économie et Statistique, numéro spécial Aspects de la crise*, n° 438-440, pp. 5-17.

courant du cycle réel des affaires (RBC) avait prétendu, au cours des années 1980, dissocier complètement sphère réelle et sphère financière, le courant qui a pris la suite, celui des modèles d'« équilibre général intertemporels et stochastiques » (DSGE), a été amené à réintroduire la sphère financière, mais en ignorant le rôle des intermédiaires financiers, l'ensemble des décisions financières des agents étant supposé découler du taux à court terme fixé par la banque centrale. Mais la crise a montré que cette approche était loin de prendre en compte dans toute leur complexité les relations entre sphère réelle et sphère financière. Un courant se fait jour pour intégrer de manière plus riche la sphère financière dans les DSGE. [...] les avancées risquent de venir plutôt, d'une part, d'une exploration plus poussée du fonctionnement microéconomique des marchés financiers et de leurs acteurs, et, d'autre part, de la mise au point de petits modèles macroéconomiques stylisés visant à apporter un éclairage particulier sur un des mécanismes de transmission des évolutions financières aux évolutions réelles. Des progrès sont également nécessaires pour éclairer les architectes en charge de la régulation bancaire. » C'est à ce champ de la recherche qu'est consacrée la contribution d'Eleni Iliopulos et Thepthida Sopraseduth.

Il n'était nul besoin de la crise financière puis économique qui s'est développée à partir de 2007 pour reconnaître l'importance pour la macroéconomie des comportements bancaires et financiers. Depuis des décennies, la question du « retour financier » a porté sur l'interaction des facteurs « économiques » et des facteurs « financiers » dans la détermination des équilibres observés. Concernant la crise en cours, certains mettent en avant les effets des « imprudences » d'un secteur financier ayant à gérer l'épargne mondiale, d'autres suggèrent que ces « imprudences » ont été causées par la nécessité politique de compenser les effets dépressifs des déformations de certains paramètres macroéconomiques (par exemple le partage de la valeur ajoutée). L'investigation d'Eleni Iliopulos et Thepthida Sopraseduth rappelle d'abord que la récente crise financière a interrompu une longue période de stabilité économique, au moins apparente, qui fut qualifiée d'épisode de « grande modération ». Aujourd'hui, on sait mieux lire dans le cours de cet épisode la progression de ce qui sera plus tard perçu comme autant d'évolutions non soutenables, concernant en particulier le prix de certains actifs et l'endettement de certains d'agents. Les deux auteurs rappellent d'abord l'intérêt de deux modèles comportant un mécanisme d'accélérateur financier par lequel des contraintes de financement amplifient les fluctuations macroéconomiques : celui de Kiyotaki et Moore (1997), où les emprunteurs ne font jamais faillite, celui de Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999), dans lequel la faillite des emprunteurs est possible. Ces deux modèles leur semblent pertinents pour l'étude de la période antérieure à 2008 : les effets d'une politique monétaire conventionnelle expansionniste se trouvent renforcés par les évolutions favorables des primes de financement, des prix des actifs et de l'endettement.

Eleni Iliopulos et Thepthida Sopraseduth soulignent néanmoins que ces modèles attribuent aux banques un comportement trop « passif » pour pouvoir rendre compte de caractéristiques importantes d'une crise de grande ampleur, où elles apparaissent comme des acteurs majeurs. Elles examinent les contributions récentes visant à expliquer le choix par les banques de la structure de leurs bilans, et son impact sur les fluctuations financières et macroéconomiques. Cette revue part des prémisses de Cúrdia et Woodford (2010) : la banque est un agent autonome qui optimise la structure de son bilan, c'est-à-dire de son actif (crédit aux entreprises, actions ou réserves auprès de la banque centrale) et de son passif (fonds propres, dépôts des ménages ou dette interbancaire). *Le canal du capital bancaire* étend au secteur financier le mécanisme de l'accélérateur financier. Les fluctua-

tions de la richesse nette d'une banque affectent ses conditions de financement et sa politique de distribution de crédit. *Le canal de la prise de risque* vise à expliquer la fragilité de la structure du bilan des banques. En période d'incertitude modérée ou de politique monétaire accommodante, les banques ont intérêt à recourir davantage à l'endettement et à réduire leurs ratios de fonds propres, de sorte qu'un retournement de la conjoncture accroît leur risque de faillite. Les auteurs estiment que ce goût pour le risque est cohérent avec la structure des bilans des intervenants du secteur bancaire parallèle (« *shadow banking* » tel que les « *hedge funds* » ou les « *money market funds* ») aux États-Unis, secteur dont le comportement joua un rôle majeur dans la crise.

La crise récente nécessite une réévaluation des principes guidant les politiques monétaires et bancaires. D'une part la recherche de la stabilisation de l'inflation ou de variables macroéconomiques importantes n'a pas empêché la crise. D'autre part nous avons assisté à des changements profonds des politiques, avec notamment les politiques monétaires non conventionnelles. Eleni Iliopoulos et Thepthida Sopraseuth présentent des travaux fondés sur des DSGE qui ont permis d'approfondir trois questions ou séries de questions : (a) la prévention des crises financières par l'usage d'une règle de Taylor augmentée d'indicateurs de stress financiers ; (b) la gestion de la crise par des politiques monétaires non conventionnelles, telles l'expansion de la masse monétaire et donc la hausse de la taille du bilan de la banque centrale - *quantitative easing* ou la modification de la composition de ce bilan - *credit easing* et enfin (c) les stratégies de sortie de crise.

Du point de vue de la méthode, on peut souligner l'intérêt de la référence des deux auteurs à Caballero (2010)³, pour qui l'analyse macroéconomique est caractérisée par une tension entre un « cœur » et une « périphérie ». Cette dernière explore des champs de recherche spécialisés (marché du travail, finance, décisions en univers incertain, etc.), alors que le cœur développe ses analyses dans un cadre d'équilibre général dynamique, ce qui conduit l'économiste à retenir des hypothèses simplificatrices autorisant la résolution de modèles complexes. L'ambition des modélisateurs butant rapidement sur une barrière de complexité, regrouper dans un modèle unique l'ensemble des caractéristiques intéressantes d'une économie ne peut être qu'une illusion, contradictoire avec l'impératif de « cohérence » et, aussi, avec celui de garder aux résultats présentés une certaine lisibilité nécessaire pour en asseoir la crédibilité.

Benjamin Carton et Thibault Guyon enrichissent la structure de base des modèles d'équilibre général dans deux directions :

- son internationalisation, deux pays y formant une union monétaire. L'un est « petit » relativement à l'autre. Leurs autres caractéristiques, dont rendent compte les paramètres structurels, sont identiques ;

- la prise en compte de deux types de ménages : les uns, contraints financièrement (« keynésiens ») consomment la totalité de leur revenu disponible et n'ont pas d'épargne ; les autres, en générations imbriquées, financièrement non-contraints, naissent avec une richesse nulle, accumulent de la richesse au cours de leur vie et disparaissent progressivement, laissant la place aux générations qui suivent.

3. Caballero J. (2010), « *Macroeconomics After the Crisis : Time to Deal with the Pretense-of-Knowledge Syndrome* », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 4, pp. 85-102.

Dans chaque pays, des entreprises produisent et accumulent du capital et des « syndicats » leur louent du travail. Un gouvernement dépense et prélève des impôts. Un marché financier existe au niveau de la zone constituée par les deux pays. Les ménages non-contraints possèdent la totalité des titres de propriété sur les entreprises domestiques, peuvent échanger des titres sans risques avec les ménages de l'autre pays et se porter acquéreurs de titres publics tant domestiques qu'étrangers. La banque centrale commune fixe le taux d'intérêt nominal sans risque selon une règle monétaire qui ajuste le taux d'intérêt au niveau de l'inflation agrégée de la zone.

Le modèle ne reproduit cependant pas les caractéristiques d'une crise financière (limitation de l'accès au crédit, faillites de certains agents, prix ne reflétant pas les fondamentaux, etc.).

L'introduction de ménages n'ayant pas accès aux marchés financiers permet à la consommation des ménages de dépendre aussi du revenu courant, ouvrant ainsi la voie à un *effet multiplicateur*. Les auteurs présentent une revue des méthodes permettant d'évaluer cet effet multiplicateur et un examen critique de quelques résultats remarquables de la littérature. L'introduction de ménages en générations imbriquées permet en outre de prendre en compte l'effet de la richesse financière des ménages sur la consommation. Enfin, l'hétérogénéité entre les ménages rend les politiques de redistribution non neutres sur l'activité.

Benjamin Carton et Thibault Guyon analysent avec leur modèle d'équilibre général dynamique à deux régions les effets sur la croissance de programmes de stabilisation budgétaire mené dans la plus petite des deux économies de l'union monétaire (elle y pèse 5 % du PIB total). En l'absence de possibilité de stabilisation via une dévaluation du taux de change et de politique monétaire autonome, ces programmes pèsent fortement sur l'activité économique du petit pays. Ils testent et comparent différentes mesures visant à redresser les budgets publics. Une réforme des retraites (réduction du niveau des pensions ou allongement de la durée de cotisation) est moins pénalisante pour l'activité et l'emploi à court terme, mais pèse particulièrement sur les ménages ; elle ne permet pas en outre de réduire le déficit commercial du petit pays dont la compétitivité serait entamée. À l'opposé, une réduction des dépenses publiques conduit, pour une même diminution de la dette à moyen terme, à une forte baisse de l'activité mais réduit de façon importante le déficit extérieur. Une hausse de la TVA a des effets intermédiaires entre ceux de ces deux réformes. Une élévation de la taxation du travail paraît moins efficace, car elle conduit à une assez forte baisse de l'activité sans améliorer le solde extérieur. Selon les simulations du modèle développé par les deux auteurs, une réduction progressive du déficit public structurel est nettement préférable à une réduction rapide lorsque le pays est membre d'une union monétaire. De même, en l'absence d'un ajustement possible du taux de change nominal, une réforme associant baisse des cotisations sociales et hausse de la TVA pourrait améliorer le solde commercial sans peser excessivement sur l'activité.

La présentation des deux modèles MZE et *Mésange* clôt le numéro. **Muriel Barlet, Marie-Émilie Clerc, Marguerite Garnero, Vincent Lapègue et Vincent Marcus** présentent la nouvelle version de MZE (Modèle Zone Euro), et **Pierre-Yves Cabannes, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein, Guy Lalanne, Olivier Monso, Erwan Pouliquen et Olivier Simon**, celle de *Mésange*. La structure de ces deux modèles est néoclassique à long terme et contient des éléments keynésiens à court terme. À cet horizon, l'activité est influencée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grandeurs vérifient des relations dérivées de la théorie

néoclassique. On a vu que, dans sa comparaison, Jean-Pierre Laffargue souligne que le côté de l'offre des entreprises relève à long terme du même type de modélisation qui opère dans les modèles de la nouvelle génération.

L'un des intérêts majeurs du travail de ces auteurs – à savoir, présenter les résultats des variantes correspondant aux chocs les plus usuels – est renforcé, dans le cas de MZE, par une évaluation de l'imprécision de ces variantes. En effet, les coefficients des équations faisant l'objet d'une estimation économétrique, l'incertitude de celle-ci se reporte sur les résultats des variantes. La disposition d'intervalles de confiance rend l'analyse des résultats variantiels plus nuancée car il est possible de juger de la significativité de leurs écarts au scénario de référence à tous les horizons.

Les auteurs de *Mésange* nous introduisent à l'univers de la confrontation permanente des résultats d'un modèle aux évolutions de la conjoncture. C'est de cette confrontation qu'émergent bilans et questions susceptibles de contribuer aux progrès futurs. C'est le cas, notamment, des exercices qualifiés de *post mortem*, qui analysent *ex post*, en s'appuyant sur le modèle, les raisons pour lesquelles les prévisions faites dans le cadre de la *Note de conjoncture* de l'Insee pour l'année passée ont éventuellement différé des évolutions économiques finalement observées. Il est ainsi rappelé que la légitimité de la modélisation macroéconomique tient aux incessantes questions à propos desquelles elle est sollicitée, tant pour prévoir (c'est-à-dire non point dire exactement ce qui va se passer, mais calculer une *espérance*), que pour chiffrer des conséquences, le tout en indiquant des marges d'incertitude. On prendra enfin connaissance des critères, pondérant « cohérence » et « précision », qui distinguent les utilisations du modèle. Ce dernier existe en deux versions, selon le concept de « volume » retenu. Quand l'effet de chocs sur l'économie est étudié à court, moyen et long termes, les propriétés à long terme du modèle doivent être maîtrisées. L'utilisation d'une version du modèle avec volumes à « prix constants » est privilégiée. Si l'on s'attache à la relecture des prévisions conjoncturelles et à l'analyse du passé récent, l'adéquation aux données des comptes publiés est indispensable, la version du modèle avec volumes à prix chaînés est choisie.

L'exercice consistant à présenter un ensemble de contributions à l'analyse macroéconomique ne saurait avoir de fin bien définie. Il n'est pas non plus envisageable de renvoyer à l'ensemble des contributions récemment publiées, qui, loin de présenter des conclusions convergentes, ont tenté de caractériser précisément en quoi l'acquis de plusieurs décennies de travaux a pu s'avérer insuffisant quand la crise s'est ouvertement déclarée. Sur ce point, **Roger Guesnerie** nous fait bénéficier d'un avant-propos, où, en se référant notamment à la crise de 1929, il écrit : « *Les crises économiques qui se succèdent prennent le plus souvent des formes inédites, source de questionnements eux-mêmes inédits. Échecs de l'économie, elles signaleraient aussi des échecs du savoir économique existant, conduisant à le remettre en cause de façon plus ou moins profonde.* » Cette citation s'applique tout autant à la crise apparue en 2008, qui a conduit à poser un grand nombre de questions, auxquelles peu de réponses claires ont été apportées jusqu'à présent.

On ne peut que souscrire aux trois remises en cause « *du savoir économique en général et, en particulier, peut-être du savoir macroéconomique* » : la remise en question de la rationalité économique, tout d'abord ; la critique de la balkanisation du savoir économique, ensuite ; et, enfin, le problème de la coordination des anticipations.

Dans l'exposé de cette dernière critique, Roger Guesnerie rappelle que deux personnalités aussi opposées que J.M. Keynes et R. Lucas se retrouvent pour donner aux anticipations un rôle clé dans l'explication macroéconomique : le second fait de la bonne coordination un axiome de la modélisation qui fonde sa compréhension du monde, alors que le premier exprimait un fort scepticisme sur la qualité de cette coordination (l'indétermination du « *concours de beauté* », l'arbitraire des « *esprits animaux* »). Or, si l'hypothèse d'anticipations rationnelles est devenue hégémonique dans l'ensemble de la théorie économique formalisée, cette hypothèse n'est pas « *l'extension de l'hypothèse de rationalité aux anticipations.* » « *En fait, il est rationnel d'avoir des anticipations rationnelles seulement si les autres ont des anticipations rationnelles !... Le qualificatif malheureux d'anticipations « rationnelles » désigne une hypothèse forte de coordination... En faire, comme a tendu à le faire la théorie économique contemporaine, un axiome également valide et plausible au travers des situations est quelque peu invraisemblable.* »

**Jean-Pierre Laffargue,
Pierre Malgrange
et Pierre Morin**

Université Paris-I et Cepremap ; Cepremap
et Université Catholique de Louvain ; BETA.

Klein et l'émergence de la modélisation macroéconomique

Michel De Vroey et Pierre Malgrange*

Cet article se propose de revenir sur la genèse de la macroéconométrie moderne en montrant comment s'est opéré le passage de l'ouvrage fondateur de Keynes, *La Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, au modèle de Klein et Goldberger, considéré comme le point de départ de la modélisation macroéconomique néo-keynésienne.

Les deux premières sections traitent des antécédents des travaux de Klein. Nous évoquons tout d'abord la résistance exprimée par Keynes à l'égard du travail économétrique de Tinbergen. Nous décrivons ensuite comment Modigliani a transformé le modèle inaugural de Hicks en un modèle différent qui deviendra la version standard du modèle IS-LM.

Ces bases ayant été posées, nous étudions le parcours intellectuel de Klein. Notre examen met en avant le fait que Klein, après s'être proposé dans ses premiers travaux de fonder la macroéconomie sur des fondements microéconomiques rigoureux, s'est graduellement écarté cet impératif pour des raisons d'ordre opérationnel. Par ailleurs, la motivation qui avait poussé Klein à entreprendre le travail empirique attaché à son nom était de dégager par les faits qui, des classiques ou de Keynes, avait raison. Nous montrons qu'il a échoué dans cette tâche, son erreur ayant été de confondre les notions de taux naturel de chômage et de chômage involontaire. Ceci illustre le phénomène plus général d'un écart entre intention et résultat : que des contributions deviennent marquantes ne signifie pas nécessairement que les intentions ayant présidé à leur création aient abouti.

* Michel De Vroey : IRES, Professeur à l'Université de Louvain.

Pierre Malgrange : Professeur émérite à l'Université de Louvain, était au Cepremap au moment de la rédaction de cet article.
Les auteurs remercient Pierre Morin et un rapporteur anonyme pour leurs remarques fort pertinentes.

Sans la grande crise des années 1930, La Théorie générale n'aurait pas vu le jour. Traduit en langage moderne, l'objectif poursuivi par Keynes en l'écrivant était de s'affranchir du résultat d'apurement généralisé des marchés propre à la théorie classique et de justifier ainsi une politique d'activation de la demande. Il n'est évidemment pas nécessaire pour notre propos de nous appesantir sur le contenu de ce livre dont le retentissement fut considérable¹. En revanche, il nous paraît utile de nous arrêter sur un point particulier, l'opinion de Keynes quant à la pertinence d'une extension empirique de sa théorie. Nous savons aujourd'hui qu'elle a eu lieu, d'aucuns, comme Lucas (1977), ayant même été jusqu'à considérer qu'elle a constitué le seul point positif à mettre au bilan de la révolution keynésienne. Il est assez connu que Keynes était hostile à une telle extension. Mais ses raisons le sont moins.

Keynes, critique de Tinbergen

Si nous considérons que Klein et Goldberger donnèrent l'impulsion décisive à l'essor des modèles macroéconomiques quantitatifs d'inspiration keynésienne, il faut rendre justice à l'inventeur de cette approche, Tinbergen. Celui-ci a laissé en effet deux études commanditées par la Société des Nations sur les fluctuations économiques aux États-Unis de 1919 à 1932, dont le célèbre *Business Cycles in the United Nations of America* (Tinbergen, 1939b). L'objectif de Tinbergen y était de tester les différentes théories du cycle existant à l'époque au regard de leur confirmation empirique. À cette fin, il se livra à l'estimation économétrique d'un système dynamique d'équations linéaires, dans lequel chaque variable exogène était chiffrée à partir des données de la comptabilité nationale américaine. Tinbergen estimait que ses travaux étaient proches de ceux de Keynes, suggérant ainsi l'existence d'un lien de continuité entre eux. Keynes fut sollicité pour évaluer le manuscrit de Tinbergen. Une correspondance à ce sujet s'en suivit avec Tyler, son correspondant à la Société des Nations, ainsi qu'avec Harrod et, finalement, un compte-rendu dans le numéro de septembre 1939 de *l'Economic Journal*, suivi d'une réaction de Tinbergen et d'une réponse finale de Keynes (Moggridge, 1973, pp. 277-320)².

Dans sa correspondance avec Tyler, Keynes exprime d'emblée son scepticisme par rapport au projet même d'estimer empiriquement des modèles théoriques car, pour lui, il est entaché de choix arbitraires. Les extraits suivants résument son point de vue³.

« Il y a d'abord la question méthodologique centrale de la pertinence d'appliquer la méthode des corrélations multiples à des données économiques non-analysées, dont nous savons qu'elles ne sont pas homogènes dans le temps... Tinbergen apparemment suppose que les coefficients adoptés sont constants durant dix années et même plus longtemps. Est-il supposé que le futur est une fonction déterminée des statistiques passées ? Quelle place laisse-t-on aux anticipations et au degré de confiance par rapport au futur ? ... Si l'on a un nombre suffisant de variables et si l'on peut jouer à souhait avec les coefficients et les décalages temporels [time lags] n'est-il pas concevable que des résultats différents mais tout aussi plausibles puissent être atteints ? » (Moggridge, 1973, pp. 285-289).

Le même point de vue se retrouve dans une lettre à Harrod :

« Je veux souligner avec force que l'économie est une science morale. J'ai déjà dit plus haut qu'elle s'occupe d'introspections et de valeurs. J'aurais pu ajouter qu'elle traite de motivations, d'anticipations et d'incertitudes psychologiques. On doit être constamment sur ses gardes afin de ne pas traiter les données [the material] comme constantes et homogènes. C'est comme si la chute des pommes dépendait de leurs motivations, ou du souhait du sol que la pomme tombe, ainsi que d'une erreur de calcul de la part de la pomme quant à la distance qui la sépare du centre de la terre » (idem, p. 300).

Ces passages révèlent que Keynes accordait une grande importance aux fondements micro-économiques. En exagérant à peine, on peut avancer que sa réticence à l'égard de l'étude de Tinbergen réside dans le fait qu'en supposant invariants des coefficients non-structurels, elle néglige les réactions des agents face aux changements d'environnement qu'ils rencontrent. En d'autres termes, la célèbre critique que Lucas adressera aux modèles économétriques néo-keynésiens (Lucas, 1976) aurait déjà été perçue par Keynes.

Les passages qui précèdent sont tirés de la correspondance de ce dernier. Ils sont corroborés dans son compte-rendu de *l'Economic Journal*. Ainsi, il critique l'étude de Tinbergen pour son absence de perspective d'interdépendance : « Tinbergen semble totalement indifférent au fait

1. Cf. De Vroey (2009).

2. Parmi les études de cette question, citons Bateman (1990) et Garrone et Marchiotti (2004).

3. Les citations qui suivent sont traduites des *Collected Writings of John Maynard Keynes* (Moggridge, 1973, pp. 277-320).

de savoir si ses facteurs explicatifs sont ou non indépendants entre eux » (ibidem, p. 310). Par ailleurs, Keynes semble aussi anticiper la critique portant sur l'usage systématique de « paramètres libres » (c'est-à-dire fixés sans référence à la théorie économique dont ils pourraient dériver) dans les modèles économétriques :

« Ne disposant pas, à propos des décalages temporels [time lags] à introduire dans son étude, d'apports de ses amis économistes équivalents à ceux qu'il avait reçus pour sa partie qualitative, le Professeur Tinbergen est obligé de les « tirer de sa poche » [invent them for himself], semblant procéder par approximations successives. En fait, il tripote [he fidgets] ses données jusqu'à trouver un retard qui n'infirmes pas trop la théorie qu'il veut tester et les présupposés généraux de sa méthode » (ibidem, p. 314).

Il ressort d'autres passages de l'article de Keynes dans l'*Economic Journal* qu'il pensait que l'engouement suscité par l'étude de Tinbergen ne serait qu'un feu de paille. Mais sur ce point il se trompa largement. Ses critiques n'eurent d'autre effet que d'obliger Tinbergen à mieux préciser son programme de recherche et à en admettre les limites. Il ne fallut qu'une bonne décennie (laissant de côté les années de guerre) pour que Klein reprenne le flambeau de Tinbergen – en affirmant qu'il ne faisait que procéder à une extension naturelle de la *Théorie générale*.

De la *Théorie générale* au modèle IS-LM

Si le livre de Keynes reçut d'emblée un accueil enthousiaste, surtout de la part des jeunes économistes, il suscita aussi beaucoup de perplexité⁴. En effet, selon le point de vue élogieux ou critique adopté, on qualifiera la *Théorie générale* d'ouvrage riche ou de livre touffu. Il comprend une théorie de la demande effective, de la préférence pour la liquidité, de l'incertitude radicale en longue période, des effets mimétiques dans les marchés financiers, de l'ajustement intertemporel des salaires. Pour Keynes, tous ces éléments étaient les pièces d'un même puzzle. En d'autres termes, comme le titre de l'ouvrage le suggère, Keynes voulait adopter une perspective d'équilibre général différente de la démarche walrasienne. Malheureusement, les outils conceptuels n'étaient pas disponibles. Le résultat est qu'avec le recul, la *Théorie générale* s'avère être une juxtaposition d'intuitions intéressantes, mais insuffisamment élaborées et mal reliées entre elles. Le problème auquel les premiers interprètes de l'œuvre de Keynes furent dès lors confrontés était

celui de mettre de l'ordre dans ce système. Un pas considérable fut franchi lorsque, à la conférence de la Société d'économétrie organisée à Oxford en septembre 1936, trois jeunes économistes anglais, Harrod (1937), Meade (1937) et Hicks (1937), proposèrent leur lecture de la *Théorie générale*. Leurs interprétations avaient plusieurs points communs. Ils trouvaient tous trois que la contribution théorique de Keynes était moins révolutionnaire que ce que l'auteur prétendait. Ils avaient aussi en commun d'abandonner l'argumentaire de Keynes en termes d'une insuffisance de la demande effective pour se rabattre sur l'hypothèse de rigidité salariale qu'il prétendait avoir écartée. Enfin, chacun d'entre eux réussit à transformer le raisonnement littéraire de Keynes en un modèle mathématique simple, composé d'un petit nombre d'équations simultanées. Un seul de ces modèles connut le succès (succès si extraordinaire qu'il étonna même son créateur) celui de Hicks, le modèle « IS-LL », grâce à sa simplicité et à sa généralité et surtout grâce à son ingénieux graphique permettant de synthétiser sur un seul plan les positions d'équilibre conjoints du marché des biens et de celui de la monnaie (Hicks, 1937). La question de la fidélité de cette lecture au message central de la *Théorie générale* a fait couler beaucoup d'encre. Ceci est un débat qui ne pourra jamais être tranché. Il reste que c'est cette interprétation qui a prévalu.

Cependant, si Hicks a été l'initiateur du modèle IS-LM, le modèle devenu le standard de la macroéconomie keynésienne est dû à la transformation de celui-ci opérée par Modigliani dans un article paru en 1944 (Modigliani, 1944), allant de pair avec le glissement terminologique de IS-LL à IS-LM⁵. Hicks avait fait l'hypothèse que dans les deux variantes de son modèle, classique et keynésienne, le salaire nominal était rigide de telle sorte que l'une et l'autre manifestaient une situation de sous-emploi. La raison de ce choix était qu'aux yeux de Hicks, la rigidité salariale était un fait réel incontestable. En conséquence,

4. Samuelson était l'un de ceux-ci et voici comment il a évoqué rétrospectivement ses sentiments de l'époque : « La théorie générale fondit sur la plupart des économistes de moins de trente-cinq ans avec la violence inattendue d'une maladie attaquant et décimant une tribu isolée des îles des mers du sud. Les économistes de plus de cinquante ans se révélèrent immunisés contre le mal. Avec le temps, la plupart des économistes d'âge intermédiaire furent aussi atteints sans reconnaître ou admettre leur condition. (...) Et je pense ne dévoiler aucun secret en affirmant solennellement – sur la base de souvenirs personnels vivaces – que personne à Cambridge, Massachusetts, ne comprit vraiment ce dont traitait le livre de Keynes avant douze ou dix-huit mois après sa sortie. En effet, jusqu'à la parution des modèles mathématiques de Meade, Lange, Hicks et Harrod, il n'y avait pas de raison de croire que Keynes lui-même comprenait vraiment sa propre analyse » (Samuelson, 1964, pp. 315-316).

5. Sur ce point, cf. De Vroey (2000).

elle se devait d'être intégrée tant dans le modèle classique que dans le modèle keynésien. La différence entre les deux modèles réside ailleurs, dans la forme de la courbe LL : dans le sous-système classique, sa pente est strictement croissante, dans la version keynésienne, elle comporte une section horizontale justifiant ce qu'on appellera plus tard la « trappe à liquidité ». En d'autres termes, pour Hicks, la version keynésienne apparaît comme un cas particulier de la version classique. Quant au contraste entre elles, il porte sur la politique à suivre pour augmenter l'emploi. L'activation monétaire, affirmait-il, était efficace dans la version classique mais échouait dans le cas keynésien de telle sorte que, dans celui-ci, la politique fiscale était la voie à suivre (déplacement de la courbe IS). Le formalisme adopté par Modigliani, par contre, opposait les deux systèmes par leur représentation du marché du travail, la variante classique comportant un salaire nominal flexible alors que la variante keynésienne adoptait un salaire nominal rigide (la fameuse courbe d'offre de travail coude). Quant à la politique économique à suivre pour remédier au problème du chômage involontaire, elle consistait, aux yeux de Modigliani, à pratiquer une relance monétaire, une politique que Hicks, lui, avait caractérisée comme classique et dont il pensait qu'elle serait impuissante à sortir l'économie de la trappe de liquidité. Le fait même que ces différences entre les modèles de Hicks et de Modigliani n'aient pas été perçues révèle que les économistes keynésiens avaient avant tout une préoccupation pragmatique et étaient peu soucieux de clarté conceptuelle. Aussi leur cadre conceptuel s'avérera une proie facile lorsque viendra le temps des remises en cause fondamentales.

L'itinéraire intellectuel de Klein et les écrits de 1947

Klein fut le premier doctorant de Samuelson et écrivit sous sa direction une thèse sur la théorie keynésienne, qui fut ensuite transformée en un livre, *The Keynesian Revolution*, paru en 1947. Celui-ci eut un succès d'estime, mais n'exerça pas d'influence majeure. La réaction générale de Klein face à la théorie keynésienne était double. D'une part, il estimait que la tâche prioritaire du développement de la théorie keynésienne – tâche à laquelle il consacra toute sa vie – était de passer au stade de l'estimation empirique. Dans la mesure où ce que Keynes avait dit de Tinbergen était tombé dans l'oubli, cette orientation ne souleva aucune objection. D'autre part, quant à l'interprétation de la contribution de Keynes, il adhérait à la lecture IS-LM, telle que formulée par Modigliani, mais avec deux réserves. Tout

d'abord, il éprouvait des réticences devant la clé de voûte du modèle de Modigliani, à savoir la rigidité salariale. Pour lui, en effet, la rigidité salariale jouait un rôle nécessaire dans l'explication du chômage mais n'en était pas la cause ultime. Celle-ci résidait, selon lui, dans l'absence d'une égalisation de l'investissement et de l'épargne à un taux d'intérêt positif tant que la valeur du revenu dans la fonction d'épargne était celle de plein emploi. La cause de cette absence, affirmait-il, était l'inélasticité de l'investissement par rapport au taux d'intérêt, un trait vérifié selon lui dans la réalité⁶. La seconde réserve formulée par Klein à l'encontre du modèle IS-LM tenait à son caractère statique : dans un article sur le même thème datant également de 1947 et publié dans le *Journal of Political Economy* il souligne qu'il s'agit de l'obstacle principal à l'utilisation empirique de ce modèle. Il y a donc lieu de le dynamiser. Ceci l'a amené à introduire dans le modèle IS-LM standard une équation de formation des salaires du type de celle que Samuelson avait utilisé dans les *Foundations* (1947). Le fonctionnement du marché du travail est dès lors représenté par les deux équations suivantes :

$$(1) w = p y'(N)$$

$$(2) \frac{d(w/p)}{dt} = g(\bar{N} - N), \text{ où } w \text{ est le salaire nominal, } y(N) \text{ la fonction de production, } p \text{ le niveau des prix et } \bar{N} \text{ l'offre de travail supposée fixe.}$$

Les salaires réels sont déterminés par la productivité marginale du travail (1) et évoluent en fonction du déséquilibre entre l'offre et la demande de travail (2)⁷.

Les autres équations du modèle de Klein sont les équations standard du modèle IS-LM.

$$(3) M = pL(i, Y) \quad \text{« Courbe LM »}$$

$$(4) S(i, Y) = I(i, Y) \quad \text{« Courbe IS »}$$

$$(5) Y = Y(N) \quad \text{Fonction de production}$$

Dans l'équation (3), l'offre nominale de monnaie M (exogène), est confrontée à la demande d'encaissements réelles, elle-même expliquée par les motifs de transaction (représenté par l'output, Y) et de spéculation (taux d'intérêt, i). L'équation (4) décrit l'égalité de l'épargne, S , et de l'investissement, I .

Dynamiser le modèle IS-LM représente une importante initiative. Il reste néanmoins que l'intégration

6. Cette assertion de Klein va à l'encontre de ce que Keynes lui-même avait affirmé avec force.

7. En même temps, Klein estimait qu'il n'y avait pas d'objection à faire figurer les salaires nominaux dans le modèle complet.

dans ce système d'une seule équation dynamique, limitée au marché du travail, le rend hybride.

Klein 1950, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*

Klein obtint son doctorat en 1944. Les trois années suivantes sont jalonnées de publications qui attestent de son dynamisme : un livre (Klein, 1947a), quatre articles dans *Econometrica*, deux articles dans le *Journal of Political Economy* et un article dans la *Review of Economics and Statistics*. Alors que ces travaux sont tous d'essence théorique, dès 1947, il change de cap en s'attelant à la construction d'un modèle empirique dans le but de valider la variante keynésienne du modèle IS-LM et de montrer sa supériorité par rapport à sa variante classique. En bref, et pour dire les choses de manière péremptoire, sa motivation est de montrer que Keynes a raison et que les classiques ont tort. De son passage à la Cowles Commission sort en 1950 une monographie, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*. S'y manifeste la volonté de conjuguer théorie et mesure : avoir, d'une part, un modèle théorique qui ne puisse pas être remis en cause par les microéconomistes et, d'autre part, parvenir à l'agréger et l'estimer empiriquement. Si un tel programme est aujourd'hui réalisable, il ne l'était pas à l'époque de Klein – le fossé entre théorie et mesure était trop profond pour être comblé. De manière bien compréhensible, Klein finit par se résoudre à procéder de manière pragmatique en sacrifiant la rigueur et la volonté de s'appuyer sur des fondements microéconomiques à l'impératif opérationnel.

Quoiqu'il en soit, dans le livre paru en 1950, Klein est décidé à tenir les deux bouts de la chaîne. Son objectif affiché correspond aux principes prévalant de nos jours : il veut dériver un résultat d'équilibre général s'appliquant à une économie composée d'agents maximisant leur utilité sous contrainte budgétaire et dans laquelle les entreprises maximisent leur profit sous contrainte technologique. Il en ressort des offres et des demandes dont l'interaction détermine les prix d'équilibre. Désireux de prendre en compte la manière dont ces derniers se forment, Klein envisage à cet effet un processus d'ajustement par tâtonnement. Il est important de souligner qu'à l'époque où il mène ces recherches, Walras n'a pas été traduit et sa transcription en un modèle complètement formalisé et rigoureux par Arrow et Debreu (1954) n'a pas encore vu le jour. Les travaux les plus pertinents disponibles pour son objectif sont *Value and Capital* de Hicks (1939)

et les *Foundations* de Samuelson (1947). Mais alors qu'une reformulation plus rigoureuse de la théorie walrasienne était seulement en gestation, Klein nourrissait un projet encore plus ambitieux, la transformation d'un modèle formel walrasien en un modèle quantifié et dynamique, susceptible d'être confronté à la réalité, une tâche que Kydland et Prescott ne réaliseront qu'en 1982.

L'une des premières questions que se pose Klein et qui lui paraît essentielle est celle de la méthode d'agrégation des biens et des agents. La voie qu'il adopte pour les biens est d'utiliser les principes d'agrégation de la comptabilité nationale plutôt que de procéder à une agrégation fondée sur les choix optimisateurs des agents. En ce qui concerne ceux-ci, traitant d'abord du comportement de l'entreprise, Klein postule, de manière orthodoxe, une maximisation de la somme actualisée des profits futurs anticipés sous contrainte d'une technologie à facteurs substituables avec coûts variables d'utilisation. En ce qui concerne les variables qui ne sont pas du ressort de l'entreprise, Klein suppose que les anticipations des entreprises à leur égard sont fonctions de leurs valeurs présentes et passées. Le même souci de dynamisation se manifeste à propos du comportement des consommateurs. Mais, ici aussi, il ne peut que retomber sur les hypothèses *ad hoc* usuelles à l'époque en ramenant le temps à deux périodes, le présent et le futur : ce dernier est compacté en une période et l'épargne est définie comme la valeur des biens futurs. Les équations de marché constituent le troisième volet de sa construction théorique. Klein est à peine explicite en ce qui concerne le problème crucial de la formation des prix. Il fait référence à la « loi de l'offre et de la demande » qui énonce que l'ajustement du prix d'un bien varie en proportion de l'écart entre la demande et l'offre de ce seul bien. Reprenant la position adoptée par Samuelson dans les *Foundations*, il conçoit la dynamique de l'économie comme un ajustement vers un équilibre stationnaire agissant comme un centre de gravitation. Personne à cette époque ne prenait ombrage de l'hypothèse de vitesse d'ajustement constante, impliquée par cette manière de poser les problèmes. Enfin, élargissant le champ de ses hypothèses, Klein considère brièvement la possibilité que la concurrence soit imparfaite. Sans préciser le contenu de cette notion au-delà de l'existence d'un mark-up entre productivité marginale et coûts, il se contente d'évoquer la possibilité que les entreprises répondent aux déséquilibres offre-demande par des variations de la production plutôt que des prix.

Après avoir ainsi explicité les fondements théoriques de son approche, Klein en aborde la phase

empirique. Utilisant des spécifications définies à partir des principes précédents, il se livre à l'estimation de trois modèles de l'économie américaine. Les deux premiers sont présentés comme ayant seulement une vocation pédagogique⁸. Par contre, le dernier, plus complexe, vise à une représentation réaliste de l'économie. Il peut être considéré comme une première esquisse du modèle de Klein-Goldberger⁹. Klein cherche à y reproduire l'évolution de l'économie américaine dans son ensemble au cours de la période de l'entre-deux-guerres. Le modèle comprend 12 équations économétriques de comportement, 4 identités et 11 variables exogènes. Les équations sont présentées comme dérivées des considérations théoriques qui précèdent, dans la mesure de la disponibilité des séries statistiques pour les grandeurs impliquées. Cette taille est impressionnante compte tenu des moyens de calculs quasi-inexistants de l'époque.

Klein-Goldberger 1955, *An Econometric Model of the United States (1929-1952)*

Cinq plus tard, la quête de Klein arrive à son terme avec la publication de l'étude, *An Econometric Model of the United States (1929-1952)*, en collaboration avec Goldberger. Le livre consiste principalement en la présentation du modèle. L'objectif poursuivi était de mettre en route une œuvre de longue haleine, la construction d'un modèle en mutation permanente, dont l'objectif est autant de fournir des prévisions de l'activité économique que de permettre la simulation des effets de diverses mesures de politique économique.

Ce livre est avant tout de nature appliquée, visant à clarifier des problèmes d'analyse des données statistiques, d'estimation, de test et de simulation. L'approche adoptée est résolument quantitative et dynamique. Le modèle reprend les trois piliers macroéconomiques fondamentaux de Keynes : la consommation (propension à consommer), l'investissement (efficacité marginale du capital) et la demande d'encaisses réelles (préférence pour la liquidité), et en examine la

pertinence économétrique. Ceci conduit Klein et Goldberger à distinguer des sous-catégories au sein de ces trois piliers pour finalement aboutir à un modèle de 20 équations, dont 15 équations économétriques de comportements dynamiques et 5 équations comptables ou de définition. Le souci d'une dérivation explicite des relations statistiques de principes microéconomiques, qui était le propre de la monographie de 1950, passe maintenant à l'arrière-plan, quoique dans leurs commentaires, les auteurs affirment ne pas douter de la compatibilité des équations retenues avec le principe de comportement optimisateur. Il n'entre pas dans notre propos de donner une présentation détaillée du modèle de Klein-Goldberger¹⁰. Mais l'examen des équations centrales du modèle montre l'ampleur des libertés que le modèle empirique est amené à prendre par rapport au système théorique (cf. encadré).

Klein et Goldberger avaient, dès 1953, réalisé des prévisions dont les bons résultats, compte tenu du caractère grossier de leur modèle, furent un objet d'étonnement même pour eux. En 1954, ils en firent d'autres qui contrecarrèrent avec succès les prédictions de Colin Clark quant à l'imminence d'une dépression de l'économie américaine. Ils annonçaient, au contraire et justement, qu'une croissance soutenue se poursuivrait, ce qui conféra une aura supplémentaire à leur démarche. Dans l'ouvrage de 1955, il n'y a pas d'information sur des indicateurs statistiques synthétiques des qualités des prévisions. Cependant l'ouvrage de Goldberger (1959) fournit une étude systématique des effets instantanés et différés de chocs unitaires de politique économique – autrement dit, des multiplicateurs dynamiques des dépenses publiques (cf. tableau ci-dessous).

8. Le premier modèle servira de référence obligée à plusieurs générations d'étudiants en économétrie pour l'introduction à l'estimation de modèles à équations simultanées.

9. Sur cette période de maturation du modèle de Klein-Goldberger, le lecteur pourra se référer à Malinvaud (1991, ch. 15) qui décrit l'obstination de Klein à poursuivre son programme de travail dans un environnement d'indifférence polie, voire de dédain.

10. Sur ce point voir par exemple Deleau et Malgrange (1978).

Multiplicateurs dynamiques d'un choc transitoire de dépenses publiques

Année	0	1	2	3	4	5	6
Variable							
Y	1,386	1,421	1,076	0,880	0,323	0,035	- 0,177
C	0,398	0,619	0,574	0,418	0,242	0,086	- 0,035
I	0,000	1,826	0,533	0,294	0,112	- 0,024	- 0,117
p	1,500	1,634	1,497	1,280	1,132	0,980	0,860

Lecture : réponses associées à un choc transitoire de 1 % du PIB à la période 0. Par exemple, la consommation est plus élevée de 0,574 % l'année 2 par rapport à la situation dans laquelle les dépenses publiques n'auraient pas été accrues l'année 0.

Encadré

LES ÉQUATIONS CENTRALES DU MODÈLE DE KLEIN-GOLDBERGER (1955)

Note : les variables en caractère gras sont les variables exogènes

Consommation

Équation théorique :

$$C = C(i, Y)$$

Équation empirique :

$$C = -34,5 + 0,62W + 0,46P + 0,39A + 0,23C_{-1} + 0,024(L_{-1}) + 0,36N_p$$

On observera que dans le modèle de Klein-Goldberger la fonction de consommation n'est pas sensible au taux d'intérêt i . De plus, les auteurs estiment judicieux de distinguer des propensions à consommer différentes selon l'origine du revenu (masse salariale W , revenu des entreprises non-agricoles P , revenu agricole A). Ils enrichissent également la description de la consommation en introduisant un effet autorégressif de la consommation passée C_{-1} , expliqué par un facteur d'habitude. Le modèle introduit aussi un effet de richesse ; celle-ci est approchée par l'encours des liquidités des ménages L_1 de la fin de la période précédente. Enfin, l'influence de la population N_p est justifiée par le fait que ce n'est pas la consommation individuelle mais la consommation totale qui est estimée.

Investissement

Équation théorique :

$$I = I(i, Y)$$

Équation empirique :

$$I = -16,8 + 0,76 P_{-1} - 0,14 K_{-1} + 0,14 (L_{-1})$$

Le lecteur se rappellera que l'idée force du livre de Klein, *The Keynesian Revolution*, était l'inélasticité de l'investissement au taux d'intérêt. Certaines études empiriques sectorielles de l'époque allaient dans le sens contraire, particulièrement dans les secteurs de biens à très longue durée de vie comme les chemins de fer ou les secteurs de la production électrique (Klein, 1951), mais Klein et Goldberger ont estimé que le phénomène était limité à ces secteurs particuliers sans avoir de traduction observable au niveau de l'économie dans son ensemble. Ainsi, la concordance avec l'intuition théorique de Klein, mentionnée plus haut, était tant bien que mal préservée. Leur modèle donne à l'investissement un caractère prédéterminé, car il est uniquement fonction du passé. Il est supposé croître avec le revenu brut réel des industries P_{-1} , ainsi qu'avec leurs actifs liquides (L_{-1}) et prendre des valeurs d'autant plus faible que le capital installé est important.

Demande de monnaie

Équation théorique :

$$M/p = M(i, Y)$$

Équation empirique :

a) ménages :

$$L_1 = 0,14(W + P + A) + 75,0 (i_L - 2,0)^{-0,84}$$

b) entreprises

$$L_2 = -0,77 + 0,24 W_1 - 0,69 i_s - 0,27 (p - p_{-1}) + 0,64 (L_{2,-1})$$

La demande de monnaie est divisée en deux sous-catégories, la demande des ménages et celle des entreprises. La première, L_1 , s'inscrit dans une perspective keynésienne. On y retrouve le motif de transaction (dépendance au revenu) et le motif de spéculation. La trappe de liquidité s'enclenche aussitôt que le taux d'intérêt à long terme, i_L , se rapproche de 2 %. Pour les entreprises (L_2), on trouve de même, en sus d'un effet autorégressif $(L_{2,-1})$, une demande de transaction liée au fonds des salaires privés W_1 et des variables reflétant le choix de portefeuille des firmes, en fonction du taux d'intérêt à court terme i_s et de l'inflation.

Marché du travail

Équations théoriques :

$$N^p = N^p(w/p, K)$$

$$N^s = N^s(w/p)$$

$$\frac{dw}{dt} = f(N^S - N^D)$$

Équations empiriques :

$$N^S = N$$

$$W_1 = -2,70 + 0,36 (Y + T + D - W_2) + 0,14 (Y + T + D - W_2)_{-1} + 0,16 t$$

$$w - w_{-1} = 4,11 - 0,75 (N - N_w - N_E) + 0,56 (p_{-1} - p_{-2}) + 0,56 t$$

Partant de l'idée qu'il est difficile d'estimer l'offre de travail, car elle n'est jamais observée directement, Klein et Goldberger optent pour la solution simple consistant à l'assimiler à la force de travail exogène N . Ceci est bien sûr un saut théorique important, mais Klein et Goldberger le minimisent en déclarant que cette solution est provisoire et devra faire l'objet d'études ultérieures plus approfondies.

La demande de travail, quant à elle, est déduite du comportement optimisateur des firmes privées. La constance de la part des salaires réels dans le PIB privé réel, peut être dérivée de l'hypothèse d'une technologie Cobb-Douglas à rendements constants (Y revenu national net, T impôts liés à la production, D amortissement physique, W_2 masse salariale publique). Klein et Goldberger pensent utile de répartir la masse salariale sur deux périodes en raison de retards d'ajustement de l'emploi actuel à l'emploi désiré. Un trend est ajouté pour tenir compte de l'effet de salarisation croissante.

Enfin la variation du taux de salaire nominal w est spécifiée comme une fonction de l'évolution de prix et du niveau du chômage ; ce dernier est à son tour défini comme la différence entre la force de travail N et les emplois salariés N_w et non-salariés N_E , avec un trend pouvant être considéré comme un proxy de la croissance tendancielle de la productivité. Cette relation joue un rôle important dans l'argumentaire de Klein et Goldberger, car elle permet, disent-ils, de tester la validité de la théorie keynésienne. Ils partent de la prémisse que la théorie classique pose qu'à l'équilibre il n'y a aucun chômage. Or leur modèle révèle qu'à l'équilibre, à prix et salaires stabilisés, le nombre des chômeurs peut être évalué à plus de 3 millions de chômeurs pour une population active d'un peu plus de 66 millions d'individus.

Les résultats de ce tableau apparaîtront familiers à un modélisateur néo-keynésien : un multiplicateur instantané sur la production de 1,4, croissant légèrement avant de s'éteindre progressivement, un effet en cloche sur la consommation, une réaction vive mais peu durable et retardée de l'investissement, enfin une incidence cumulative et persistante sur les prix liée à la spirale prix-salaires.

Un bilan

Notre examen appelle trois observations. La première est que la construction du modèle de Klein-Goldberger a constitué un impressionnant bond en avant. De nombreux facteurs extérieurs l'ont rendu possible : l'émergence du schéma IS-LM, la mise au point de méthodes d'estimation statistiques rigoureuses, la construction systématique de séries de comptes nationaux et, *last but not least*, l'apparition des ordinateurs autorisant l'automatisation de calculs de plus en plus complexes. Klein, quant à lui, a eu l'intuition de la voie à suivre et, avec l'aide de Goldberger, il a manifesté un talent exceptionnel pour résoudre les innombrables problèmes méthodologiques que son projet rencontrait. Tirant profit de toutes ces innovations en les combinant, il a créé, presque tout seul, une sous-discipline nouvelle qui allait connaître un essor remarquable – la modélisation macroéconométrique. En effet, le modèle de Klein-Goldberger a constitué le premier maillon d'une longue chaîne. Notons en particulier la création du modèle de la Brookings dans la seconde moitié des années 1960. Celui-ci était d'une taille impressionnante pour l'époque, contenant dans certaines versions presque 400 équations. Pour la première fois, les gouvernements et les administrations ont eu à leur disposition une représentation synthétique quantitative de l'économie avec un modèle macrodynamique d'équilibre général suffisamment détaillé pour permettre la prévision et l'évaluation des politiques économiques.

Une seconde remarque porte sur l'évolution intellectuelle de Klein. Au départ, celui-ci était un pur théoricien. Mais, par la suite, les impératifs pragmatiques l'ont graduellement emporté sur l'exigence conceptuelle. Sans doute, Klein n'aurait-il jamais été adepte de l'adage de Prescott selon lequel la théorie doit toujours prévaloir par rapport à la mesure. Il reste qu'il n'a pas pu respecter jusqu'au bout sa résolution initiale de maintenir une symbiose entre théorie et empirisme. Ceci explique le regret exprimé par Lucas au sujet de Klein :

« En suivant le travail de Lawrence Klein, j'ai été frappé par l'impression qu'au fur et à mesure

que les aptitudes de prévision à court terme de ses modèles augmentaient, il est devenu de manière évidente de moins en moins intéressé par la théorie tant économique qu'économétrique » (Lucas, 1981, p. 10).

Notre troisième remarque se rapporte à la préoccupation de Klein de démontrer la supériorité de la théorie keynésienne par rapport à la théorie classique. Peu perceptible dans l'ouvrage cosigné avec Goldberger, elle est en revanche développée dans un article écrit à la même période et publié dans l'ouvrage collectif, *Post Keynesian Economics* édité par Kurihara en 1955. Klein y justifie l'hérédité keynésienne du modèle de Klein-Goldberger. En particulier, il affirme que ce modèle permet de conclure à la supériorité de la théorie keynésienne sur la théorie classique. Le critère à prendre en compte est l'existence du chômage à l'équilibre stationnaire, c'est-à-dire quand le taux de variation des salaires est nul. Pour que la thèse classique soit vérifiée, il faudrait, assure Klein, que le chômage soit nul. Comme on l'a vu, ce n'est pas le résultat auquel le modèle de Klein-Goldberger aboutit. Dès lors, s'il s'avère effectivement qu'« à l'équilibre, le système n'associe pas un taux de chômage nul à un taux de salaire constant » (Klein, 1955, p. 317), la théorie keynésienne est validée.

Examinons de plus près le raisonnement de Klein. Sa conception quant à l'ajustement des salaires peut être schématisée comme suit :

$$\frac{w - w_{-1}}{w_{-1}} = \alpha - \beta \left(\frac{\bar{N} - N}{\bar{N}} \right) = \alpha - \beta U$$

Avec \bar{N} l'offre exogène de travail, N la demande de travail (emploi) ($N \leq \bar{N}$), U le taux de chômage et α et β deux paramètres positifs.

L'équilibre de long terme, à salaires stabilisés, de la relation peut alors s'écrire :

$$U^* = \frac{\bar{N} - N^*}{\bar{N}} = \frac{\alpha}{\beta},$$

où N^* est le niveau d'équilibre de l'emploi et U^* le taux de chômage correspondant.

On peut alors réécrire la relation d'ajustement comme suit :

$$\frac{w - w_{-1}}{w_{-1}} = -\beta(U - U^*),$$

Une telle formulation fait apparaître que le taux de chômage instantané, U , fluctue autour de sa valeur d'équilibre U^* , strictement positif dès lors que α l'est. La thèse de Klein de la supériorité de la théorie keynésienne serait donc établie¹¹.

Mais le raisonnement de Klein ne résiste pas à un examen critique. En effet, il est fallacieux d'affirmer que la conception classique suppose l'absence de chômage à l'équilibre. Certes, à l'époque de Klein l'économie du travail était peu développée, en particulier du point de vue conceptuel. Si la notion de chômage frictionnel était mentionnée, c'était sans fondement théorique solide¹². Aucune réflexion n'avait été entreprise à propos de la relation entre chômage dû à la déficience de la demande agrégée (le chômage involontaire) et chômage frictionnel. De même, la notion de taux naturel de chômage n'avait pas encore vu le jour. Ceci explique sans doute que Klein ait pu être aussi péremptoire. Il reste que, d'un point de vue rétrospectif, son erreur est patente : il a simplement pris l'existence de ce qu'on appellerait aujourd'hui un taux de chômage naturel comme la preuve de l'existence du chômage involontaire, sans réaliser qu'il suffisait de faire entrer le chômage frictionnel en ligne de compte pour que cette conclusion tombe.

Il est dès lors peu étonnant que l'adoption généralisée du modèle de Klein-Goldberger n'ait pas signifié l'adhésion de ceux qui l'ont élu comme outil de travail à la thèse forte de la supériorité à long terme du modèle keynésien sur le modèle classique. Ils ont très vite réalisé que son caractère keynésien se limitait au court terme. Néanmoins, l'ambiguïté a subsisté. Si, certes, ses praticiens justifiaient son adoption par le bon « *fit* » obtenu par rapport à la réalité, il n'empêche que, ce faisant, ils entérinaient le biais keynésien de ce modèle.

* *
*

La leçon principale qui se dégage de notre examen est que le développement théorique ne se fait pas d'une manière rectiligne, mais procède souvent par à-coups et allers et retours. Les points suivants, que notre étude a mis en avant, le révèlent :

- Keynes a formulé à l'encontre de la méthodologie purement économétrique une critique similaire à celle que Lucas adressera à l'égard des modèles keynésiens et portant sur leur absence de fondements microéconomiques.

- Si Hicks a conçu le modèle IS-LM, ce n'est pas la version de celui-ci qui est devenue cano- nique mais celle de Modigliani.

- Klein a été au départ des modèles économé- triques keynésiens critiqués pour leur manque de fondements microéconomiques. Or, ce qui frappe lorsqu'on se penche sur ses premiers écrits est sa ferme volonté de donner de tels fon- dements à la macroéconomie.

La motivation qui a poussé Klein à entamer son travail économétrique était de parvenir à départager les théories classique et keynésienne d'une manière empirique. Si ses conclusions à cet égard ne résistent pas à un examen critique, sa contribution réelle est d'avoir, par cette tenta- tive, construit un appareil de recherche qui s'est révélé prodigieusement fécond. □

11. Notons également au passage qu'une formule conçue comme un ajustement vers un équilibre de courte période, utili- sée pour l'extension du modèle théorique version keynésienne, a été transcrite sans autre commentaire en un ajustement inter- temporel vers le long terme.

12. Cf. Batyra et De Vroey (2012).

BIBLIOGRAPHIE

Arrow K. et Debreu G. (1954), « Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy », *Econometrica*, vol. 22, n° 3, pp. 265-290.

Bateman B. (1990), « Keynes, Induction, and Econometrics », *History of Political Economy*, vol. 22, n° 2, pp. 359-379.

Batyra A. et De Vroey M. (2012), « From One to Many Islands : The Emergence of Search and

Matching Models », *The Bulletin of Economic Research*, vol.64 (3), pp. 393-414.

Bodkin R., Klein L.R. et Marwah K. (sous la direc- tion de) (1991), *A History of Macroeconometric Model-Building*, Aldershot : Edward Elgar.

De Vroey M. (2000), « IS-LM à la Hicks ver- sus IS-LM à la Modigliani », *History of Political Economy*, vol. 32, n° 2, pp. 293- 316.

- De Vroey M. (2009)**, *Keynes, Lucas, d'une macro-économie à l'autre*, Paris : Dalloz.
- Deleau M. et Malgrange P. (1978)**, *L'analyse des modèles macroéconomiques quantitatifs*, Paris, Economica.
- Garrone G. et Marchionatti R. (2004)**, « Keynes on Econometric Method. A Reassessment of his Debate with Tinbergen and Other Econometricians, 1938-1943 », Department of Economics, Università di Torino, *Working Paper*, n° 01/2004.
- Goldberger A. (1959)**, *Impact Multipliers and Dynamic Properties of the Klein-Goldberger Model*, North-Holland.
- Harrod R.F. (1937)**, « Mr. Keynes and Traditional Theory », *Econometrica*, vol. 5, n° 1, pp. 74-86.
- Hicks J.R. (1937)**, « Mr. Keynes and the "Classics" ; A Suggested Interpretation », *Econometrica*, vol. 5, n° 2, pp. 147-159.
- Hicks J.R. (1939)**, *Value and Capital : an Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*, Oxford : Clarendon.
- Keynes J.M. (1936)**, *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London : Macmillan.
- Keynes J.M. (1939)**, « Professor Tinbergen's Method », *Economic Journal*, vol. 49, n° 195, pp. 558-577.
- Klein L.R. (1947a)**, *The Keynesian Revolution*, New-York : Macmillan.
- Klein L.R. (1947b)**, « Theories of Effective Demand and Employment », *Journal of Political Economy*, vol. 55, pp. 108-131.
- Klein L.R. (1950)**, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, New-York : John Wiley.
- Klein L.R. (1951)**, « Studies in Investment Behavior », *Conference on Business Cycles*, New-York : National Bureau of Economic Research.
- Klein L.R. (1955)**, « The Empirical Foundations of Keynesian Economics », in Kurihara K.K. (éd.), *Post Keynesian Economics*, Routledge Library Editions, pp. 277-319.
- Klein L.R. et Goldberger A. (1955)**, *An Econometric Model of the United States, 1929-1952*, Amsterdam : North-Holland.
- Lucas R.E. Jr. (1976)**, « Econometric Policy Evaluation : A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, n° 1, pp. 19-46.
- Lucas R.E. Jr. (1977)**, « Understanding Business Cycles », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 5, pp. 7-46.
- Lucas R.E. Jr. (1981)**, *Studies in Business-Cycle Theory*, MIT Press.
- Malinvaud E. (1991)**, *Voies de la recherche macroéconomique*, Paris : Odile Jacob.
- Meade J. (1937)**, « A Simplified Model of Mr. Keynes' System », *Review of Economic Studies*, vol. 4, n° 2, pp. 98-107.
- Modigliani F. (1944)**, « Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money », *Econometrica*, vol. 12, n° 1, pp. 44-88.
- Moggridge D.E. (éd.) (1973)**, *The Collected Writings of John Maynard Keynes, vol. XIV, The General Theory and After. Part II. Defence and Development*, Macmillan for the Royal Economic Society, pp. 285-320.
- Samuelson P.A. (1947)**, *Foundations of Economic Analysis*, Harvard University Press.
- Samuelson P.A. (1964)**, « The General Theory », in Lekachman R. (sous la direction de), *Keynes's General Theory. Reports of Three Decades*, Macmillan, pp. 315-331.
- Tinbergen J. (1939a)**, *Statistical Testing of Business-Cycle Theories. I. A Method and its Application in Investment Theory*, Geneva : League of Nations.
- Tinbergen J. (1939b)**, *Statistical Testing of Business-Cycle Theories. II. Business Cycles in the United States of America 1919-1932*, Geneva : League of Nations.

La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction

Jean-Pierre Laffargue*, **Pierre Malgrange**** et **Pierre Morin*****

Les modèles keynésiens nouveaux dits de la « nouvelle synthèse néoclassique » se revendiquent de reposer sur une conception rigoureuse de l'économie. Ils s'inscrivent dans le courant de la macroéconomie qui a arrimé l'analyse de la conjoncture aux théories de la croissance à long terme, et qui avait donné naissance au courant des cycles réels. Tous prolongent la critique de Lucas, selon laquelle seule l'identification des paramètres du problème de décision des agents conduit aux *règles de décision* qui sont la solution du problème posé et permet d'éviter les erreurs associées aux lectures directes des régularités économétriques. Seule cette identification permet d'éviter les situations d'équivalence observationnelle, quand un même « fait empirique » peut relever de plusieurs théories, appelant des actions totalement divergentes de la politique économique.

En proposant des fondements rigoureux aux ajustements de court terme, ce que l'ancienne génération de la « première synthèse néoclassique » le plus souvent ne faisait qu'ébaucher, ces modèles affichent une ambition élevée. Pour rendre compte des fluctuations, ils introduisent des « chocs », de types divers, qui revendiquent également des fondements micro-économiques. De ces chocs résultent des équilibres intertemporels « perturbés ». Ils conduisent en outre à être attentifs à ce qui a trait à la cohérence entre comportements décrits dans un modèle.

Ces modèles ont souvent l'inconvénient de se présenter sous une apparence complexe et touffue, qui rend leur appropriation malaisée. À partir d'un modèle simple typique de ce courant, celui présenté par Peter N. Ireland en 2004, nous présentons les caractéristiques de base de cette modélisation, en la situant relativement à d'autres synthèses de la macroéconomie. À partir de cette structure de base, des enrichissements permettent l'approfondissement des problèmes soumis à l'analyse macroéconomique, avec parfois des difficultés pour faire cohabiter exigence de cohérence, et souci de réalisme.

* Université Paris-I et Cepremap ;

** Cepremap et Université Catholique de Louvain ;

*** BETA.

La modélisation macroéconomique dite « néo-keynésienne » a régné sans partage de l'après-guerre aux années soixante-dix. Elle repose sur des fondements théoriques que l'on peut considérer aujourd'hui comme bien maîtrisés. Sa représentation du court terme de l'économie est conforme au schéma IS-LM¹. Sa spécification de la dynamique de long terme, avec l'accumulation du capital, reprend le modèle de croissance de Solow. Dans le moyen terme cette modélisation enregistre des désajustements entre les quantités et les prix observés et leurs valeurs désirées, causés par la présence de diverses rigidités, et qui progressivement se résorbent.

Il est impressionnant que ce courant de modélisation soit toujours de pratique courante plus de soixante ans après les travaux fondateurs de Klein et Goldberger (1950, 1955). Mais cette voie de la macroéconomie quantitative a révélé progressivement de nombreuses limites qui ont donné lieu à des critiques majeures. Une approche alternative s'est progressivement dégagée à partir de la seconde moitié des années 1970, pour aboutir à une refondation de la macroéconomie, d'abord dans un esprit résolument néoclassique, sous l'impulsion initiale de Lucas (1975, 1977, 1980), puis avec la réintégration d'éléments keynésiens.

Le changement de paradigme

La caractéristique distinctive de cette nouvelle approche est ce que Lucas appelle la « discipline de l'équilibre »². Selon cet auteur, les macroéconomistes doivent analyser l'état de l'économie comme résultant de l'apurement simultané de l'ensemble des marchés, conformément à la méthodologie de l'équilibre général. Par rapport à la pratique antérieure, l'ingrédient le plus novateur de cette approche est dans le traitement de l'incertitude : désormais, les fluctuations macroéconomiques doivent être analysées comme provenant des réactions optimales des agents aux perturbations non anticipées de leur environnement. La conséquence de ce principe est qu'on ne peut plus analyser séparément les fluctuations économiques et la croissance, les deux reposant sur la notion d'équilibre intertemporel. Avec cette remise en perspective, la macroéconomie a cessé d'être une discipline fonctionnant avec sa logique propre distincte de celle de la microéconomie.

Il est bon de donner ici la liste des principales caractéristiques de la modélisation macroéconomique née de cette nouvelle approche.

- La rationalité des agents est explicitement assumée à trois niveaux. Le premier est celui des comportements, les choix des agents reposant sur la maximisation de fonctions agrégeant leurs objectifs pour toutes les périodes, présente et futures. En conséquence, le modélisateur doit commencer par résoudre une série de problèmes théoriques d'optimisation dynamique, dont il déduira les règles de décision des agents, au lieu de poser directement celles-ci, comme dans la modélisation macroéconomique néo-keynésienne. Le second niveau a trait aux anticipations des agents qui relèvent également de la rationalité au sens du meilleur usage possible de l'information dont ils disposent (anticipations rationnelles). Le troisième niveau porte sur le jeu dynamique entre les agents privés et les institutions publiques comme l'État ou la banque centrale. Les décisions des agents privés reposent sur leurs prévisions des décisions que prendront les acteurs publics dans le futur (par exemple en matière de coût du crédit ou de taux d'imposition). Les agents publics peuvent s'engager à l'avance sur ces décisions avec l'espoir d'influencer ainsi les choix des agents privés. Mais pour que cet espoir ne soit pas déçu, il faut que l'engagement des institutions publiques soit crédible. Cela ne sera pas le cas si elles ont la possibilité, et trouvent avantageux, de violer leur engagement au moment où il devrait être mis en œuvre. Cette crédibilité peut être obtenue en imposant que les politiques économiques soient déterminées par des règles contraignantes et difficilement révisables, plutôt que d'être laissées à la discrétion des acteurs publics.

- Dans l'élaboration d'un modèle macroéconomique, les rôles respectifs de la rigueur théorique et de la capacité à reproduire l'évolution de l'économie observée dans le passé, sont inversés. La priorité est donnée à la cohérence interne du modèle en conformité avec la théorie de l'équilibre général, et non plus à la qualité de l'ajustement statistique du modèle sur sa période d'estimation. En d'autres mots, pour paraphraser Lucas, il est vain de prétendre au « réalisme » d'un modèle car les économistes ne peuvent espérer y incorporer les multiples complexités du fonctionnement du monde réel. Ce qu'il faut c'est construire des modèles aussi clairs que possible

1. Le nom de « schéma IS-LM » vient au départ d'un graphique imaginé par Hicks (1937) représentant sur un même plan l'équilibre macroéconomique à prix fixes sous forme d'une intersection de deux courbes, apparues la première fois sous les appellations de « IS » et « LL », représentant respectivement les équilibres du marché des biens et du marché de la monnaie. L'expression « schéma IS-LM » est devenu ultérieurement pour les modélisateurs synonyme de « schéma néo-keynésien ».

2. Rappelons qu'il était dans la tradition néo-keynésienne de supposer un excès structurel d'offre de travail.

dont le fonctionnement réponde aux canons de la théorie économique, et qui peuvent reproduire les principaux faits stylisés des cycles économiques, qui se mesurent par des variances, corrélations et autocorrélations de variables économiques observées et qui restent relativement stables pour les différentes périodes de temps et les différents pays.

- Il résulte de ce qui précède que la notion de « modèle structurel » prend ici un sens beaucoup plus exigeant qu'un simple ensemble d'équations dont chacune relie une variable expliquée à un certain nombre de variables explicatives supposées en être la cause. Les paramètres impliqués dans les relations structurelles doivent être ceux qui apparaissent explicitement dans les programmes d'optimisation des agents, par exemple dans les fonctions d'utilité des consommateurs et les fonctions de production des entreprises.

- Dans cette nouvelle optique, la macroéconomie est à même de s'approprier toute la richesse de la théorie microéconomique. En particulier, le comportement du consommateur est maintenant au centre de l'analyse par l'intermédiaire de la maximisation explicite de sa fonction d'utilité intertemporelle. Il est alors possible d'évaluer quantitativement les coûts de chocs stochastiques en termes de perte d'utilité et de comparer les mérites respectifs de politiques alternatives par leurs effets sur l'utilité des consommateurs.

Cette nouvelle approche a été appliquée, au début des années 1980, par les économistes du courant du *Real Business Cycle* (RBC) (Kydland et Prescott, 1982 ; Long et Plosser, 1983 ; King, Plosser et Rebelo, 1988). Ces économistes ont construit des modèles d'équilibre général intertemporel ajustés sur données macroéconomiques, qui ont donné des résultats encourageants. En effet, bien que ces modèles fussent de petite taille avec une structure fortement contrainte par des *a priori* théoriques, ils se révélaient capables de reproduire un nombre respectable de faits stylisés majeurs du cycle économique. Cependant, ces modèles échouaient dans leur capacité à reproduire d'autres faits stylisés tout aussi importants et ils apparaissent ainsi comme trop simplificateurs aux yeux de la majorité de la profession.

Les modèles DSGE et le nouveau paradigme keynésien

Dans le courant des années 1990, des économistes de sensibilité keynésienne ont pris conscience que les modèles du RBC et les postulats luca-

siens pouvaient constituer la colonne vertébrale d'une modélisation plus riche, intégrant une variété de mécanismes considérés comme caractéristiques du fonctionnement du monde réel, par l'introduction d'imperfections de marchés et d'ajustements progressifs, négligés par l'approche du RBC. À l'origine de cette évolution on trouve l'inefficacité qu'attribuent à la politique monétaire les modèles du RBC, qui contraste avec les résultats d'études purement statistiques portant sur les corrélations entre masse monétaire et production (Rotemberg et Woodford, 1995, 1997 ; Goodfriend et King, 1997). Cette nouvelle modélisation « dynamique stochastique d'équilibre général » (DSGE) a redonné toute leur importance aux fonctions stabilisatrices des politiques monétaires et budgétaires. Elle a aussi réhabilité des mécanismes des modèles macroéconomiques néo-keynésiens qui avaient trouvé leur inspiration dans le schéma IS-LM.

Cette approche, dite « keynésienne nouvelle », repose sur les hypothèses que le prix de vente d'une entreprise peut être rigide dans le court terme et que par ailleurs cette entreprise possède un pouvoir de marché qui lui permet de vendre au-dessus de son coût marginal. Ainsi, si la demande pour le produit fabriqué par cette entreprise augmente, elle trouvera encore profitable d'élever sa production, alors même que son coût marginal augmente.

La modélisation macroéconomique néo-keynésienne avait l'intuition de ce mécanisme, mais sans l'avoir pleinement explicité. La modélisation keynésienne nouvelle a remédié à ce défaut en adoptant des fondements microéconomiques rigoureux. La contrepartie de cette rigueur est que la spécification des modèles est devenue très complexe, mais aussi très contraignante, avec la conséquence qu'à l'heure actuelle on éprouve des difficultés à rendre compatible les modèles et leurs présupposés théoriques avec les données économiques observées.

La concurrence imparfaite entre entreprises est le plus souvent modélisée par un schéma de concurrence monopolistique entre firmes produisant des biens imparfaitement substituables, qui a été développé par Dixit et Stiglitz (1977). L'avantage de cette approche est qu'elle permet une agrégation facile des variables microéconomiques, et ainsi l'écriture d'un modèle où ne figurent que des variables macroéconomiques. La relation essentielle est que le prix de la production (agrégée) est égal au coût marginal de celle-ci, amplifié d'un taux de marge constant, qui est lui-même fonction de la substituabilité des différents biens entre eux

dans les préférences des agents pour la diversité. Le coût marginal est égal au taux de salaire nominal (agrégé) divisé par la productivité marginale du travail. On y adjoint souvent une modélisation similaire du marché du travail. Chaque travailleur offre un service qui, du point de vue des entreprises, est imparfaitement substituable aux services offerts par les autres travailleurs. Il dispose ainsi d'un pouvoir de marché qui lui permet de vendre son travail au-dessus de sa désutilité marginale, et cela d'autant plus que les différents types de travail sont imparfaitement substituables entre eux. On aboutit ainsi à une relation entre le taux de salaire nominal agrégé et le prix de la consommation, c'est-à-dire du bien qui est substituable au loisir dans les préférences des travailleurs.

Dans un modèle d'équilibre général, de concurrence monopolistique comme de concurrence parfaite, la monnaie est neutre, c'est-à-dire qu'une augmentation de sa quantité n'a pour effet que d'élever les prix et les salaires dans la même proportion. Pour redonner à la politique monétaire un effet sur l'activité économique, les modèles keynésiens nouveaux considèrent que les équilibres de concurrence monopolistique des marchés du bien et du travail agrégés ne peuvent pas être réalisés dans le court terme à cause des rigidités nominales du prix de la production et du taux de salaire. Il existe plusieurs spécifications théoriques de ces rigidités, dont celle de Calvo (1983) est la plus utilisée actuellement. Dans le modèle de Calvo, chaque entreprise (travailleur) a une probabilité constante, λ , d'être en mesure d'ajuster son prix de production (son taux de salaire) à sa valeur optimale, et la probabilité $1 - \lambda$ d'être obligée de le maintenir à son niveau antérieur. Cela a pour conséquence qu'une fraction $1 - \lambda$ des entreprises (travailleurs) réagira à une hausse de la demande en élevant leurs productions (leur durées de travail) sans augmenter leurs prix (leurs rémunérations)³.

Les modèles keynésiens nouveaux, ou DSGE, greffent donc sur le modèle de croissance optimale stochastique de type RBC deux hypothèses nouvelles : l'imperfection des marchés des biens et éventuellement du travail qu'est la concurrence monopolistique, et l'ajustement incomplet des prix et des salaires à leurs valeurs optimales.

Les principaux mécanismes des modèles « keynésiens nouveaux » : l'exemple illustratif du modèle d'Ireland

Pour illustrer le fonctionnement de cette nouvelle classe de modèles, nous allons nous appuyer

sur un modèle DSGE, simple et représentatif, élaboré par Ireland (1997, 2004)⁴. Il comprend six variables endogènes (cf. tableau 1 et encadré 1) et peut être ramené *in fine* à un système de seulement trois équations après substitutions de variables et log-linéarisation (cf. annexe). Pour parvenir à cette parcimonie dans la spécification du modèle, Ireland introduit une série d'hypothèses simplificatrices – économie fermée, absence de capital⁵, État réduit à une banque centrale et marché du travail parfaitement concurrentiel.

Rappelons tout d'abord que tous les modèles de cette génération décrivent, en l'absence de perturbations, une évolution de l'économie le long d'un sentier d'équilibre de croissance à un taux constant. La présence de chocs affectant le système engendre une réaction des agents qui conduit à un nouvel équilibre intertemporel « perturbé ». Sous sa forme log-linéarisée à trois équations, le modèle décrit les écarts relatifs entre l'équilibre perturbé et la référence stationnaire pour les trois variables principales que sont le taux d'utilisation des capacités (TUC), ratio entre la production effective et la production potentielle (celle qui prévaudrait si les firmes se comportaient comme en concurrence parfaite), noté x_p , l'index d'inflation, π_p , qui est le rapport entre le niveau contemporain des prix et celui de la période passée, et enfin le taux d'intérêt nominal, r_t .

La première des équations de ce système simplifié décrit de manière synthétique l'équilibre du marché du bien agrégé. La deuxième équation synthétise la relation entre l'inflation – présente et anticipée – et l'output, engendrée par l'imparfait ajustement des prix. La troisième relation décrit la règle de politique monétaire suivie par la banque centrale, un réglage du taux d'intérêt nominal en fonction de l'inflation, de la croissance de l'économie et du taux d'utilisation des capacités.

La demande du bien agrégé est constituée essentiellement de la consommation des ménages, qui arbitrent entre consommer dans la période courante ou dans la période suivante en fonction de la valeur courante du taux d'intérêt réel : quand

3. Dans le modèle présenté plus loin, nous lui préférons cependant la spécification plus simple et pédagogique de Rotemberg (1982) supposant un coût d'ajustement des prix.

4. Pour une présentation non technique de cette approche, voir également Clarida, Gali et Gertler (1999). Une dérivation pas à pas, très détaillée, peut être trouvée dans Woodford (2003).

5. Dans ce modèle le rôle de l'épargne sous forme de monnaie et de titres publics consiste essentiellement à permettre de transférer le revenu entre les périodes.

celui-ci augmente, les ménages trouvent avantageux de repousser une partie de leurs achats, afin d'augmenter leurs actifs rémunérés ou de réduire leur endettement. À cette composante de la demande s'ajoute le coût réel de modification des prix des entreprises en concurrence monopolistique. L'offre de bien est fonction de la quantité de travail offerte par les ménages, qui arbitrent encore entre travailler moins et consommer plus.

On peut exprimer l'égalité entre la demande et l'offre de bien en termes du TUC , x_t , moyennant l'ajout d'un terme stochastique s_t fonction des perturbations structurelles⁶.

$$x_t = E_t x_{t+1} - (r_t - E_t \pi_{t+1}) + s_t \quad (1)$$

La deuxième équation explique comment évolue le prix de la production. Nous avons vu que la spécification usuelle de la rigidité de ce prix, introduite par Calvo, était que dans la période courante seule une proportion fixe d'entreprises ajustaient leurs prix à leurs valeurs d'équilibre. Ireland adopte une spécification différente, empruntée à Rotemberg (1982), selon laquelle les entreprises subissent un coût quand elles changent leur prix de vente, qui est proportionnel au carré de son taux de variation entre la période courante et la période précédente (c'est-à-dire au carré du taux d'inflation). Si les entreprises sont confrontées, par exemple, à une

6. Cette relation possède une certaine similitude avec la courbe IS du modèle keynésien de base dans les formes développées par Hicks (1937) et Modigliani (1944), même si le comportement des ménages est maintenant bien différent de celui de ce modèle.

Tableau 1
Le modèle d'Ireland (1997, 2004) : définition des variables et des paramètres

<i>Variables endogènes</i>	
C_t	Consommation
h_t	Heures travaillées
Y_t	Production
W_t / P_t	Salaire réel
π_t	Index d'inflation
r_t	Taux d'intérêt nominal
Variables dont la détermination dépend de la définition d'un ancrage nominal	
P_t	Niveau du prix
W_t	Salaire nominal
<i>Paramètres structurels</i>	
a_t	Poids de la consommation dans la fonction d'utilité
η	Coefficient des heures travaillées dans la fonction d'utilité
β	Taux d'escompte subjectif
Z_t	Productivité du travail
g	Taux de croissance à long terme de la productivité
θ_t	Indicateur de concurrence sur le marché des biens
Φ	Coefficient de rigidité des prix (coût d'ajustement des prix)
ρ_n, ρ_g et ρ_x	Réactions de la politique monétaire à l'inflation, à la croissance et au TUC
<i>Chocs</i>	
ε_{zt}	Choc de productivité
ε_{at}	Choc de préférence pour la consommation
$\varepsilon_{\theta t}$	Choc de concurrence
ε_{rt}	Innovation sur la fixation du taux d'intérêt
<i>Variables annexes</i>	
Q_t	Output de concurrence parfaite
x_t	Taux d'utilisation des capacités de production
k_t	Impact des coûts d'ajustement sur le taux de marge

Note : les variables en gras sont les variables endogènes du modèle réduit à trois équations. Pour être calculés à partir des résultats du modèle, les niveaux du prix et du salaire nominal supposent la donnée de leur niveau initial.

Encadré 1

LE MODÈLE D'IRELAND

La partie principale de l'article présente une version concentrée de l'approximation log-linéaire du modèle d'Ireland (2004). Le but de cet encadré, complété par l'annexe 1, est d'exposer le cheminement qui conduit du modèle complet à sa synthèse.

Le modèle

Les 6 inconnues du modèle complet sont la consommation C_t , la production Y_t , l'index d'inflation π_t , le taux d'intérêt nominal r_t , le taux de salaire réel W_t / P_t et le nombre d'heures travaillées h_t .

Le modèle comporte 6 équations incluant 4 chocs stochastiques. Les équations décrivent le comportement des autorités monétaires, la consommation et l'offre de travail des ménages, la production, l'équilibre du marché des biens et la fixation des prix.

La règle monétaire

À l'écriture traditionnelle de l'équilibre entre demande et offre exogène de monnaie est aujourd'hui préférée la spécification d'une politique de fixation du taux d'intérêt en fonction des écarts d'inflation, d'utilisation des capacités et de croissance. Décrire dans le modèle le comportement du consommateur vis-à-vis de la monnaie ne s'impose pas, celle-ci devenant une variable s'ajustant purement passivement, au sens où la banque centrale valide les demandes qu'impliquent ses décisions sur les taux d'intérêt.

Substitut à la courbe LM, la règle de politique monétaire de la banque centrale se présente sous une forme inspirée de la règle de Taylor (1993) adaptée à une économie en croissance :

$$r_t = r_{t-1} H \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{g} \right)^{\rho_g} \left(\frac{Y_t}{Q_t} \right)^{\rho_x} \exp(\varepsilon_{rt}) \quad (E1)$$

où H est une constante de normalisation.

Les autorités monétaires augmentent ou diminuent le taux d'intérêt nominal en réponse aux écarts d'inflation et de croissance de la production relativement à leurs valeurs en croissance stationnaire non perturbée, π et g , g étant la pente du trend de productivité, seule source de croissance dans le modèle, et π l'inflation cible affichée par les autorités monétaires.

Celles-ci réagissent aussi au *taux d'utilisation des capacités de production* (TUC), défini comme le rapport de la production contemporaine Y_t à la production Q_t qui serait observée si la concurrence était parfaite. ε_{rt} est la « surprise » (l'« innovation ») de la politique de fixation du taux d'intérêt.

Le comportement des ménages

Le consommateur représentatif à durée de vie infinie maximise une fonction d'utilité intertemporelle :

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[a_t \ln(C_t) - \frac{1}{\eta} h_t^\eta \right]$$

On en déduit la consommation et l'offre de travail. La première relation décrit un arbitrage intertemporel de type « condition d'Euler » ou « règle de Keynes-Ramsey ». La seconde relation exprime l'arbitrage des consommateurs entre travail et loisir dans l'allocation de leur temps.

$$C_t = \frac{a_t}{r_t \beta} E \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right] \quad (E2)$$

$$\text{Log } h_t = \frac{1}{\eta-1} (\text{Log } a_t - \text{Log } C_t) + \frac{1}{\eta-1} \text{Log } \frac{W_t}{P_t} \quad (E3)$$

La fonction de production et l'équilibre du marché des biens

La production dépend de la productivité du travail et du nombre d'heures travaillées. L'équilibre du marché des biens se résume à l'égalité de la consommation à la production nette du coût (quadratique) de la modification des prix par les firmes, coût qui s'exprime en termes réels par $\frac{\Phi}{2} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 Y_t$. Ce coût est proportionnel à la production et se manifeste dès que le taux d'inflation s'écarte du taux tendanciel. Dans ce modèle, les rigidités nominales sont fondées sur le fait qu'aux changements de prix hors leurs variations tendancielle sont associées des consommations de ressources.

$$Y_t = Z_t h_t \quad (E4)$$

$$C_t = Y_t \left[1 - \frac{\Phi}{2} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 \right] \quad (E5)$$

L'équation de détermination des prix

En situation de concurrence monopolistique chaque entreprise détermine son prix en appliquant un taux de marge à son coût unitaire W_t / Z_t . L'identité des entreprises crée une situation de « symétrie » qui permet d'écrire l'équation en termes de variables agrégées :

$$P_t = \frac{1}{1 - \frac{1}{\theta_t} + \frac{k_t}{\theta_t}} \frac{W_t}{Z_t} \quad (E6)$$

Le taux de marge dépend du degré de concurrence sur le marché des biens, mesuré par l'indicateur θ_t , et des coûts d'ajustement des prix, résumés par l'indicateur k_t dont l'expression est :

$$k_t = \Phi \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_t}{\pi} - \Phi \beta E \left[\frac{\left(\frac{a_{t+1}}{C_{t+1}} \right) \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\pi} Y_{t+1}}{\left(\frac{a_t}{C_t} \right) \frac{\pi_t}{\pi} Y_t} \right]$$

Cette expression s'annule bien sûr lorsqu'il n'y a pas de coûts d'ajustement.

On retrouve ici l'équation dite « PS » (Price Setting) de la modélisation macroéconomique. Elle contribue dans le modèle d'Ireland comme dans la tradition de la macroéconomie, à déterminer le salaire réel (cf. sur ce point l'annexe).

élévation durable de la demande, elles répartissent la hausse de leurs prix de vente entre la période courante et les périodes futures et réagissent à court terme en accroissant les quantités offertes, ce qui se traduit par une hausse du TUC x_t . L'équation s'écrit ainsi :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \mu x_t + u_t \text{ avec } \mu > 0 \quad (2)$$

Cette relation est souvent appelée « courbe de Phillips keynésienne nouvelle », car elle repose sur une logique très voisine de celle de l'équation du même nom des modèles macroéconomiques néo-keynésiens, avec cependant une justification théorique précise⁷.

La dernière équation formalise la règle de politique monétaire suivie par la banque centrale. Celle-ci réagit à une hausse du taux d'inflation, à une augmentation de l'activité et à son

accélération, en élevant le taux d'intérêt nominal, comme dans la règle de Taylor. Cependant, à la différence de cette règle, la hausse du taux d'intérêt est progressive et non pas instantanée. Nous avons :

$$r_t = r_{t-1} + \rho_\pi \pi_t + \rho_g (x_t - x_{t-1}) + \rho_x x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec $\rho_\pi > \rho_g$ et $\rho_x \geq 0$

Pour expliquer les fluctuations de ses trois variables endogènes, le modèle fait intervenir trois perturbations stochastiques : s_t , qui agit sur le marché des biens ; u_t , qui influence directement la dynamique des prix ; et ε_t , qui peut s'interpréter comme la part de la politique

7. Une différence notable avec la courbe de Phillips traditionnelle provient de ce que la relation porte sur les prix au lieu des salaires, mais surtout que c'est l'inflation future anticipée qui intervient et non l'inflation passée.

Encadré 1 (suite)

Le taux d'utilisation des capacités de production (TUC)

Le taux d'utilisation des capacités, $x_t = Y_t / Q_t$, qui apparaît dans les équations (1) et (3), rapporte la production courante à la production potentielle qui est définie comme celle *qui serait observée si la concurrence était parfaite, et si les coûts d'ajustement étaient nuls*. Dans cette situation le taux de marge des entreprises serait nul et le prix de la production serait égal au coût unitaire. La production se fixerait alors à :

$$Q_t = Z_t a_t^{-1} \quad (\text{cf. encadré 2}).$$

L'expression du taux d'utilisation des capacités est donc :

$$x_t = \frac{Y_t}{Z_t a_t^{-1}} = \frac{Z_t h_t}{Z_t a_t^{-1}} = \frac{h_t}{a_t^{-1}}$$

Les chocs

Le modèle d'Ireland prend en compte quatre chocs.

- Un choc technologique aux effets persistants

Le niveau de la productivité du travail, commun aux entreprises, évolue selon la marche aléatoire avec tendance :

$$\text{Log } Z_t = \text{Log } g + \text{Log } Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

où ε_{zt} est un bruit blanc d'écart-type σ_z

Chaque choc technologique élémentaire ε_{zt} laisse une trace permanente (la roue, tout comme internet, une fois créée, l'a été pour toujours).

Ce choc est LE choc par excellence de la modélisation du courant du RBC.

- Un « choc de préférences »

Le terme a_t mesure l'importance relative de la consommation dans la fonction d'utilité. Ses variations introduisent un « choc de préférences », qui suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\text{Log } a_t = \rho_a \text{Log } a_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

où ε_{at} est un bruit blanc d'écart-type σ_a

La réalisation de cet aléa constitue le choc. Le paramètre ρ_a en mesure le degré de persistance. On note que le contenu « microéconomique » de ce choc se présente ici de manière « stylisée », mais pourrait être enrichi : par exemple, une politique de crédit agressive de la part des banques, ou la disponibilité de biens de consommation innovants peuvent l'influencer.

- Un choc sur l'indicateur de concurrence sur le marché des biens

Cet indicateur, θ_t , oscille autour de la valeur θ selon le processus :

$$\text{Log } \theta_t = \rho_\theta \text{Log } \theta_{t-1} + (1 - \rho_\theta) \text{Log } \theta + \varepsilon_{\theta t}$$

$\varepsilon_{\theta t}$ est un bruit blanc d'écart-type σ_θ .

- Un choc sur la règle monétaire

Le quatrième « choc » est l'« innovation », ou « surprise », de la règle monétaire ε_{rt} , d'écart-type σ_r .

monétaire qui n'est pas conforme à la règle, c'est-à-dire celle qui est discrétionnaire⁸. Le modèle RBC traditionnel, qui ne présentait ni concurrence monopolistique ni rigidités nominales, se bornait pour sa part à n'introduire qu'une perturbation stochastique unique qui influençait la productivité totale des facteurs dans la fonction de production.

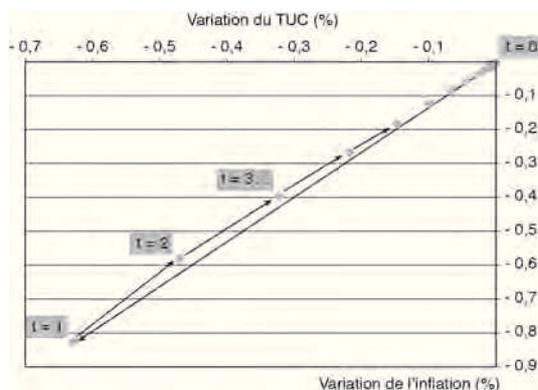
On note la présence dans ce modèle de variables « avancées » (x_{t+1} et π_{t+1}), caractéristiques des modèles à anticipations rationnelles⁹.

Les simulations

Le modèle d'Ireland a été estimé sous sa forme linéarisée et réduite sur données américaines. Cette estimation (Ireland, 2004) a en particulier pour but d'attribuer les variations observées de la conjoncture américaine aux quatre chocs qui l'affectent. Elle incorpore une règle de taux d'intérêt qui réagit fortement aux variations de la croissance, ce qui donne à ces variantes standard des propriétés qui ne sont pas transposables sans examen au cas d'autres pays ou zones économiques.

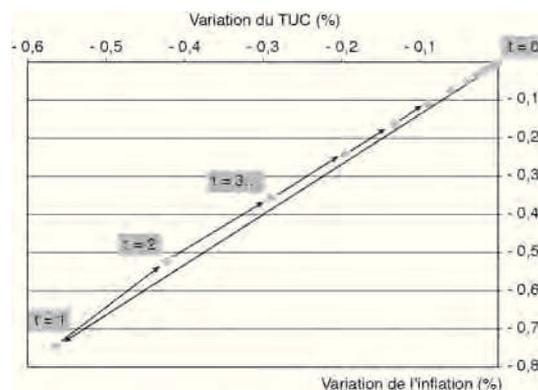
Nous reprenons les estimations présentées par Ireland. Nous présentons les effets sur le taux d'utilisation des capacités TUC $\{\hat{x}_t\}$ et l'inflation $\{\hat{\pi}_t\}$ de chacun des quatre chocs, tous d'une durée limitée à une période et d'une ampleur égale à leur écart-type (cf. graphiques I à IV) (pour des indications qualitatives sur les effets dynamiques de ces chocs sur plusieurs variables d'intérêt, cf. tableau 2).

Graphique I
Choc positif sur le taux d'intérêt nominal



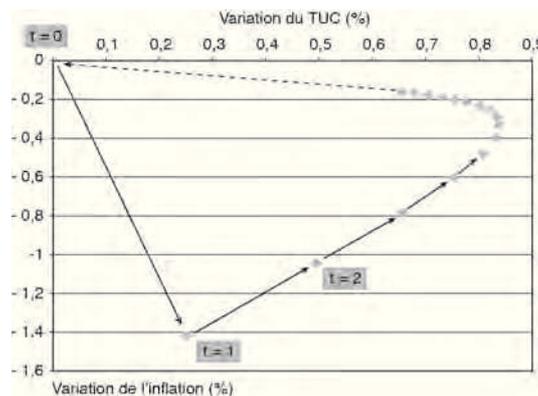
Lecture : les écarts à la trajectoire d'équilibre sont exprimés en %. Juste après le choc, le TUC fléchit de 0,63 % et le taux d'inflation (annualisé) de 0,83 % puis l'un et l'autre remontent progressivement vers leurs valeurs de référence.
Source : simulations dynare de la version linéarisée du modèle d'Ireland.

Graphique II
Un accroissement permanent du niveau de la productivité



Lecture : juste après le choc, le TUC fléchit de 0,56 % et le taux d'inflation (annualisé) de 0,74 % puis l'un et l'autre remontent progressivement vers leurs valeurs de référence.
Source : simulations dynare de la version linéarisée du modèle d'Ireland.

Graphique III
Choc de concurrence : diminution du taux de marge des entreprises



Lecture : juste après le choc, le TUC augmente de 0,24 % et le taux d'inflation (annualisé) fléchit de 1,41 %. Ce dernier réaugmente ensuite tandis que le TUC continue à progresser avant de se retourner et de revenir à son niveau de départ.
Source : simulations dynare de la version linéarisée du modèle d'Ireland.

Un choc sur la règle monétaire

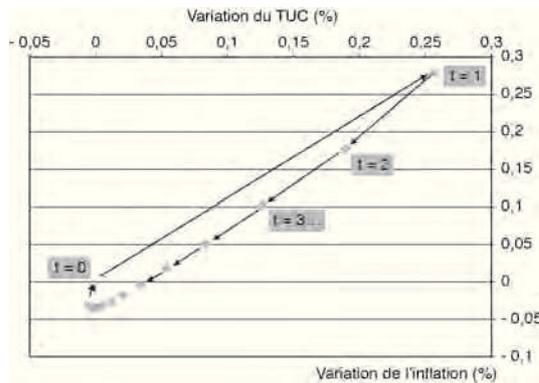
Le choc ponctuel augmente immédiatement le taux d'intérêt (équation E1). Cela incite les ménages à repousser à plus tard leurs dépenses

8. Les perturbations stochastiques dans les modèles DSGE, surtout ceux plus complexes qui seront présentés plus bas, peuvent donner parfois l'impression d'être introduites de façon ad hoc, par exemple au niveau de chaque équation sans que leur sens économique soit parfaitement clair. Ce caractère non structurel de ces chocs a donné lieu à de sérieuses critiques méthodologiques, telle celle de Chari, Kehoe et McGrattan (2008).

9. Ceci exige des outils de simulation particuliers réalisant la résolution simultanée du présent et du futur, par rapport aux modèles traditionnels dans lesquels l'équilibre à une période donnée ne dépendait que du passé.

de consommation, et la demande fléchit (équation E2). En conséquence la production et le nombre d'heures travaillées diminuent (équations E5 et E4). Cela conduit à une baisse du salaire réel (équation E3) qui correspond à une hausse du taux de marge des entreprises. Cette baisse restreint l'offre de travail. Nous déduisons de l'équation de prix (E6) que k_t diminue, et avec lui le taux d'inflation. En conclusion ce choc conduit à une baisse immédiate de l'inflation et du TUC.

Graphique IV
Choc de préférences : augmentation de la préférence pour la consommation



Lecture : juste après le choc, le TUC et le taux d'inflation (annualisé) augmentent respectivement de 0,25 % et 0,27 %, puis ils reviennent vers leurs niveaux d'équilibre.
 Source : simulations dynare de la version linéarisée du modèle d'Irland.

Si la rigidité nominale qui freine la modération des prix n'existait pas, la hausse du taux

d'intérêt nominal n'aurait pas d'effet sur l'activité (cf. encadré 2).

Un choc technologique

Ce choc conduit à une hausse immédiate de la production. Cependant, la réaction relativement forte du taux d'intérêt au supplément de croissance freine la consommation et la demande. En conséquence, le nombre d'heures travaillées et le TUC diminuent, et avec eux le salaire réel. À la hausse du taux de marge des entreprises correspond une inflation plus faible (équation E6). Il est possible de réaliser la simulation à partir d'une version du modèle où la réaction du taux d'intérêt au taux de croissance est atténuée. Le potentiel résultant de ces gains de productivité se libère alors sensiblement plus rapidement, les horaires travaillés et les salaires réels s'en trouvant améliorés relativement à la simulation de référence du choc, ici présentée.

Un choc sur l'indicateur de concurrence

La baisse du pouvoir de marché des entreprises rend l'économie plus efficace, ce qui élève la production (et le TUC) et diminue l'inflation.

Tableau 2
Propriétés des simulations

	Choc sur la règle monétaire	Choc technologique	Choc sur l'indicateur de concurrence	Choc de préférence
Consommation				
Salaire réel				
Offre de travail				
Taux de marge des entreprises				
Inflation				
Taux d'utilisation des capacités de production				
Taux d'intérêt nominal				
Taux d'intérêt réel				

Source : auteurs.

Un choc de préférence

Le choc ponctuel accroît la préférence relative de l'agent représentatif pour la consommation. En conséquence, celui-ci décide de consommer

davantage, mais aussi de travailler plus. La production et le salaire réel augmentent. Ce dernier mouvement équivaut à une baisse du taux de marge des entreprises, rendue possible par la rigidité des prix. L'inflation augmente donc, modérément.

Encadré 2

EN L'ABSENCE DE COÛTS D'AJUSTEMENT, UN MODÈLE OÙ L'OFFRE EST INSENSIBLE À LA POLITIQUE MONÉTAIRE

Dans ce cas de parfaite flexibilité des prix (qui correspond à $\Phi = 0$), le modèle s'écrit :

$$\begin{cases} C_t = \frac{a_t}{r_t} \frac{1}{\beta} E_t \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right] \\ C_t = Y_t \\ Y_t = Z_t h_t \\ P_t = \frac{1}{1 - \frac{1}{\theta_t}} \frac{W_t}{Z_t} \\ \text{Log } h_t = \frac{1}{\eta - 1} (\text{Log } a_t - \text{Log } C_t) + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{W_t}{P_t} \\ r_t = r_{t-1} H \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_x} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{g} \right)^{\rho_g} \left(\frac{Y_t}{Q_t} \right)^{\rho_x} \exp(\varepsilon_{rt}) \end{cases}$$

La consommation est égale à la production, la dissipation des ressources du fait des coûts d'ajustement n'ayant plus lieu ($C_t = Y_t$).

Une « fonction d'offre » insensible à la politique monétaire

Cette fonction agrège le « côté de l'offre » de cette version du modèle, constitué par ses quatre dernières équations :

$$\text{Log } \frac{Y_t}{Z_t} = \frac{1}{\eta - 1} (\text{Log } a_t - \text{Log } Y_t) + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log} \left(1 - \frac{1}{\theta_t} \right) + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } Z_t$$

On obtient : $\text{Log } Y_t - \text{Log } Z_t = \frac{1}{\eta} \text{Log } a_t + \frac{1}{\eta} \text{Log} \left(1 - \frac{1}{\theta_t} \right)$, d'où :

$$\begin{cases} Y_t = Z_t a_t^{\frac{1}{\eta}} \left(1 - \frac{1}{\theta_t} \right)^{\frac{1}{\eta}} \\ C_t = Y_t \\ h_t = a_t^{\frac{1}{\eta}} \left(1 - \frac{1}{\theta_t} \right)^{\frac{1}{\eta}} \\ \frac{W_t}{P_t} = \left(1 - \frac{1}{\theta_t} \right) Z_t \end{cases}$$

La productivité du travail donne sa tendance à la production. Le salaire réel lui est inférieur, du fait de l'existence d'une rente de monopole.

La production, la consommation, l'offre de travail, le salaire réel sont totalement déterminés, *indépendamment de la politique monétaire*. Ce bloc répond positivement à plus de productivité et à une concurrence plus intense.

Par contraste entre les deux versions du modèle, il apparaît que c'est la seule présence des coûts d'ajus-

tement, et la rigidité nominale qu'elle implique, qui permet à la politique monétaire d'affecter l'activité et donne ainsi au modèle des propriétés de type « keynésien nouveau ».

La règle monétaire détermine l'inflation anticipée

On part de l'équation d'Euler et de la règle monétaire, mais avec un niveau de production (auquel le niveau de consommation s'ajuste) prédéterminé par le bloc d'offre :

$$\begin{aligned} C_t &= \frac{a_t}{r_t} \frac{1}{\beta} E_t \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right] = Y_t \\ r_t &= r_{t-1} H \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_x} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{g} \right)^{\rho_g} \left(\frac{Y_t}{Q_t} \right)^{\rho_x} \exp(\varepsilon_{rt}) \end{aligned}$$

Les lois des chocs étant connues, l'anticipation de la production :

$$E_t Y_{t+1} = E_t Z_{t+1} a_{t+1}^{\frac{1}{\eta}} \left(1 - \frac{1}{\theta_{t+1}} \right)^{\frac{1}{\eta}},$$

est également.

L'équation d'Euler détermine alors le taux d'intérêt réel anticipé, qui gouverne la répartition intertemporelle de la consommation. On retrouve la propriété « classique » qui veut que le niveau de production étant donné, la fonction du taux d'intérêt soit d'ajuster la demande :

$$\frac{r_t}{E_t \pi_{t+1}} = \frac{a_t}{E_t a_{t+1}} \frac{1}{\beta} E_t \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right),$$

tous les termes du membre de droite (dont l'anticipation du taux de croissance) étant connus.

Le taux d'intérêt réel croît avec l'intensité de la préférence pour le présent, inverse du taux d'escompte subjectif β qui pondère les utilités futures, avec le rapport des préférences actuelles et futures pour la consommation (a_t / a_{t+1}), et avec le taux de croissance. On a là l'expression, pour ce modèle, de la règle dite de « Keynes-Ramsey ». Le taux d'intérêt réel anticipé est bien sûr indépendant de la politique monétaire. Celle-ci, fixant le taux d'intérêt nominal, détermine en conséquence le taux d'inflation anticipé.

Le cas d'une concurrence parfaite : le « potentiel » de l'économie

La perfection de la concurrence correspond au cas $\theta_t = \infty$, le salaire réel étant alors égal à la productivité

$$\text{du travail : } \frac{W_t}{P_t} = Z_t$$

La production se fixe à : $Q_t = Z_t a_t^{\frac{1}{\eta}}$.

La transition vers des modèles DSGE opérationnels

L'introduction des hypothèses de concurrence monopolistique sur les marchés des biens et du travail et de rigidités des prix et salaires nominaux, a permis, comparativement aux modèles du RBC, de redonner un rôle à la politique monétaire dans la stabilisation de l'activité économique. Ces extensions se sont cependant avérées insuffisantes pour que les nouveaux modèles DSGE qui les intègrent puissent reproduire les principaux faits stylisés du cycle économique, c'est-à-dire les interdépendances, retards et avances entre variables macroéconomiques qui sont observés dans la réalité. Cela a conduit à l'ajout de nombreuses autres altérations dans les modèles DSGE, baptisées également du terme générique de « rigidités », afin de rapprocher les propriétés statistiques des résultats de leurs simulations, des faits stylisés observés dans la réalité. Les modèles DSGE sont alors devenus extrêmement complexes voire inextricables dès que leur taille dépasse quelques dizaines d'équations. Ils diffèrent à cet égard des modèles macroéconomiques keynésiens dont la taille est souvent de l'ordre de plusieurs centaines d'équations.

Présenter la totalité de ces rigidités dépasse largement le cadre de cette introduction¹⁰. Nous pouvons cependant noter qu'elles sont de deux types. Certaines sont des enrichissements pouvant être qualifiés de marginaux car ils ne remettent pas en cause le cadre général de modélisation que nous avons présenté plus haut. D'autres rigidités introduites dans les modèles DSGE sont plus profondes et altèrent leur logique de fonctionnement et leurs propriétés. Nous nous contenterons ici de mentionner les deux rigidités supplémentaires, marginales, figurant dans le modèle de Smets et Wouters (2003), qui peut être considéré comme une référence pour les modèles DSGE qui sont utilisés par les centres de macroéconomie appliquée (banques centrales, administrations économiques, ...).

La première rigidité part de la constatation qu'il est impossible pour les entreprises de répondre à une modification de la demande en ajustant immédiatement le capital à sa nouvelle valeur optimale. Cela provoquerait des mouvements dans les flux d'investissement ou de désinvestissement extrêmement amples, qui ne sont pas observés dans les séries de comptabilité nationale. La spécification de cette rigidité repose sur des idées

anciennes développées par Holt, Modigliani, Muth et Simon (1960), selon lesquelles il existerait un coût d'ajustement du capital, qui croît avec la vitesse d'ajustement de celui-ci, et qui doit être confronté aux gains actualisés que permet un mouvement plus rapide des capacités de production vers leur valeur optimale. On aboutit ainsi à une adaptation progressive du capital avec des variations de l'investissement plus modérées (accélérateur flexible). Cependant, l'introduction de ce coût d'ajustement dans le programme d'optimisation dynamique des entreprises, ne permet d'obtenir une évolution de l'investissement conforme à ce qui est observé dans la réalité, que s'il est très élevé. De plus, dans ce cas, le taux de rendement effectif du capital installé connaît en raison de ce coût des fluctuations de grande ampleur. Pour remédier à cet irréalisme Smets et Wouters supposent que le taux d'utilisation du capital installé peut varier, par exemple quand la demande change sans que les prix puissent être parfaitement ajustés. Ces auteurs introduisent alors un nouveau coût qui augmente avec le taux d'utilisation du capital et qui s'interprète comme un coût de maintenance de ce facteur.

Les séries macroéconomiques montrent que la variabilité de la consommation au cours du temps est sensiblement plus faible que celle de la production. Pour cette raison, Smets et Wouters introduisent dans les préférences des ménages des habitudes de consommation, dites « externes ». Cela signifie que l'utilité d'un ménage dans une période donnée dépend non seulement de sa consommation courante mais également de son écart à la moyenne des consommations des autres ménages au cours de la période précédente. Cette seconde rigidité rend la consommation des ménages moins réactive, à l'image de ce que fait l'introduction d'un terme autorégressif dans une fonction de consommation keynésienne mais avec une justification théorique plus convaincante sous forme d'une hypothèse portant sur la fonction d'utilité.

Ainsi, la modélisation DSGE acquiert progressivement ses lettres de noblesse et est utilisée par les instituts économiques, en nombre de plus en plus important, pour préparer la politique économique. Il se peut même que sa sophistication la rende dans un avenir proche apte aux travaux de prévision. □

10. Le lecteur intéressé peut consulter le site recensant les nouvelles publications en matière de modèles DSGE : nep-dge@lists.repec.org.

BIBLIOGRAPHIE

- Calvo G. (1983)**, « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 383-398.
- Chari V.V., Kehoe P.J. et McGrattan E.R. (2008)**, « New Keynesian Models : Not Yet Useful for Policy Analysis », Federal Reserve of Minneapolis, *Research Department Staff Report*, n° 409.
- Clarida R., Galí J. et Gertler M. (1999)**, The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, pp. 1661-1707.
- Christiano L.J., Eichenbaum M. et Evans C. (2001)**, « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy », *NBER Working Papers Series*, n° 8403.
- Dixit A.K. et Stiglitz J.E. (1977)**, « Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity », *American Economic Review*, vol. 63, n° 3, pp. 297-308.
- Goodfriend M. et King R.G. (1997)**, « The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 12, pp. 231-283.
- Hicks J.R. (1937)**, « Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation », *Econometrica*, vol. 5, n° 2, pp. 147-159.
- Holt C.C., Modigliani F., Muth J.F. et Simon H.A. (1960)**, *Planning Production, Inventories, and Work Force*, Prentice-Hall.
- Ireland P.N. (1997)**, « A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation », *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, vol. 47, n° 1, pp. 83-108.
- Ireland P.N. (2004)**, « Technology Shocks in the New Keynesian Model », *Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n° 4, pp. 923-936.
- King R., Plosser C. et Rebelo S. (1988)**, « Production, Growth and Business Cycles. I. The Basic Neoclassical Model », *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, n° 2-3, pp. 195-232.
- Klein L.R. (1950)**, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, John Wiley, New-York.
- Klein L.R. et Goldberger A. (1955)**, *An Econometric Model of the United States, 1929-1952*, North-Holland, Amsterdam.
- Kydland F. et Prescott E. (1982)**, « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 50, n° 6, pp. 1345-1370.
- Long J. et Plosser C. (1983)**, « Real Business Cycle », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 1, pp. 39-69.
- Lucas R.E. Jr. (1975)**, « An Equilibrium Model of the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, vol. 83, n° 6, pp. 1113-1144.
- Lucas R.E. Jr. (1977)**, « Understanding Business Cycle », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 5, n° 1, pp. 7-29, North-Holland, Amsterdam.
- Lucas R.E. Jr. (1980)**, « Methods and Problems in Business Cycle Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 12, n° 4, pp. 696-715.
- Modigliani F. (1944)**, « Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money », *Econometrica*, vol. 12, n° 1, pp. 44-88.
- Rotemberg J.J. (1982)**, « Sticky Prices in the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 6, pp. 1187-1211.
- Rotemberg J.J. et Woodford M. (1995)**, « Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets », in T.F. Cooley (éd.), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- Rotemberg J.J. et Woodford M. (1997)**, « An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy », in *NBER Macroeconomics Annual*, The MIT Press.
- Smets F. et Wouters R. (2003)**, « An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area », *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, n° 5, pp. 1123-1175.
- Taylor J.B. (1993)**, « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, n° 1, pp. 195-214, North-Holland, Amsterdam.
- Woodford M. (2003)**, *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
-

Le modèle d'Ireland décrit une économie qui fluctue, par suite de chocs stochastiques, au voisinage d'une trajectoire de croissance équilibrée, où les valeurs réelles augmentent au taux de croissance de la productivité, g , et les valeurs nominales croissent au rythme donné par la cible d'inflation, π . La log-linéarisation est effectuée au voisinage de cette trajectoire. Elle revient à réécrire le modèle en écarts relatifs (identifiés par un chapeau au-dessus des variables) par rapport à ce sentier.

Ces écarts relatifs sont notés ainsi : $\hat{v}_t = \frac{v_t - v_{LT}}{v_{LT}}$, où

v_t est la valeur observée de la variable à la date t et v_{LT} est sa valeur à la même date t si elle s'était située sur la trajectoire non perturbée (de croissance stationnaire).

Linéariser autour de la trajectoire non perturbée, de croissance stationnaire : l'exemple de l'« écart de production »

Prenons l'exemple de l'expression du taux d'utilisation des capacités (TUC), x_t :

$$x_t = \frac{Y_t}{a_t^{1/\eta} \cdot Z_t} = \frac{h_t}{a_t^{1/\eta}},$$

Sa log-linéarisation donne :

$$\hat{x}_t = \hat{h}_t - \frac{1}{\eta} \hat{a}_t \quad (A1)$$

Si on applique cette équation aux espérances courantes de ses termes pour la période suivante, nous obtenons :

$$E_t \hat{x}_{t+1} = E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \cdot E_t \hat{a}_{t+1}$$

En soustrayant cette équation à l'équation (A1) nous obtenons :

$$\hat{x}_t - E_t \hat{x}_{t+1} = \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \hat{a}_t + \frac{1}{\eta} \cdot E_t \hat{a}_{t+1}$$

Le choc de préférence s'écrivant : $\text{Log } a_t = \rho_a \cdot \text{Log } a_{t-1} + \varepsilon_{at}$, sa log-linéarisation donne :

$$\hat{a}_t = \rho_a \cdot \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

$$E \hat{a}_{t+1} = \rho_a \hat{a}_t$$

Nous déduisons de cette expression l'espérance courante de ce choc dans la période suivante :

$$E \hat{a}_{t+1} = \rho_a \hat{a}_t \quad (A2)$$

Finalement, nous obtenons :

$$\hat{x}_t - E_t \hat{x}_{t+1} = \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \cdot (1 - \rho_a) \hat{a}_t \quad (A3)$$

Après cet exemple, nous pouvons procéder à la log-linéarisation du modèle.

L'équilibre du marché des biens

Des équations (E2), (E4) et (E5) :

$$\begin{cases} C_t = \frac{a_t}{r_t} \frac{1}{\beta} E_t \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right] \\ C_t = Y_t \left[1 - \frac{\Phi}{2} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 \right] \\ Y_t = Z_t h_t \end{cases}$$

on déduit :

$$\begin{cases} \hat{C}_t - E_t \hat{C}_{t+1} = -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \rho_a) \hat{a}_t \\ \hat{C}_t = \hat{Y}_t \\ \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} = \hat{Y}_t - E_t \hat{Y}_{t+1} \end{cases}$$

La forme fonctionnelle particulière retenue pour les coûts d'ajustement implique qu'au voisinage de la trajectoire non perturbée, à taux constant il n'y ait pas, à la marge, de dissipation des ressources du fait des coûts d'ajustement.

En combinant la linéarisation ci-dessus à celle du TUC, on obtient deux expressions des écarts des horaires travaillés :

$$\hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} = -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \rho_a) \hat{a}_t \quad (A4)$$

$$\hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} = \hat{x}_t - E_t \hat{x}_{t+1} + \frac{1}{\eta} \cdot (1 - \rho_a) \hat{a}_t \quad (A3)'$$

Nous obtenons :

$$\hat{x}_t - E_t \hat{x}_{t+1} = -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) (1 - \rho_a) \hat{a}_t$$

Si nous posons : $s_t = \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) (1 - \rho_a) \hat{a}_t$, nous constatons que nous avons obtenu l'équation (1) de la version concentrée du modèle d'Ireland.

La « courbe de Phillips » synthétisée le « côté de l'offre » du modèle

Des équations suivantes :

$$\begin{cases} Y_t = Z_t h_t \\ P_t = \frac{1}{1 - \theta_t} \frac{W_t}{k_t Z_t} \\ \text{Log } h_t = \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{a_t}{C_t} + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{W_t}{P_t} \end{cases}$$

On déduit de même :

$$\begin{cases} \hat{P}_t - (\hat{W}_t - \hat{Z}_t) = \frac{1}{\theta - 1} \left(-\hat{\theta}_t - \Phi \hat{\pi}_t + \Phi \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} \right) \\ \hat{W}_t - \hat{P}_t - \hat{Z}_t = \eta h_t - \hat{a}_t \end{cases}$$

On a là la boucle prix-salaires du modèle. L'équation de prix est analogue à celle des modèles de la tradition « néo-keynésienne », avec une proposition de fondement microéconomique. La seconde ne ressemble qu'en apparence à leur équation de salaire, même si on pourrait lire l'écart sur le taux d'activité \hat{h}_t comme l'opposé d'un écart (absolu) sur un taux de chômage. Ici le marché du travail est supposé concurrentiel, dans le cas singulier où l'équilibre concerne le nombre d'heures travaillées de l'agent représentatif. Dans les modèles néo-keynésiens, la « courbe de Phillips » qui y rend compte de la formation des salaires décrit un « déséquilibre », et la façon dont celui-ci pèse sur les salaires.

Ces deux équations décrivent le même écart du salaire réel à la productivité. Les combinant à la log-linéarisation du TUC : $\eta \hat{h}_t - \hat{a}_t = \eta \tilde{x}_t$, elles ne sont compatibles que si :

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\eta(\theta-1)}{\Phi} \tilde{x}_t - \frac{1}{\Phi} \hat{\theta}_t,$$

Si nous posons : $\mu = \frac{\eta(\theta-1)}{\Phi}$ et $u_t = -\frac{1}{\Phi} \hat{\theta}_t$, nous

constatons que nous avons obtenu l'équation (2) de la version concentrée du modèle d'Ireland, soit la « Courbe de Phillips » du modèle « keynésien nouveau ».

Les écarts relatifs à la trajectoire non perturbée pourront être lus soit comme des écarts sur le taux de marge $(1+Tm) = \frac{P_t}{(W_t/Z_t)}$, soit comme des écarts sur le salaire réel W_t/P_t . Sur le sentier de long terme, le taux de marge est constant. Le calcul des écarts relatifs calculés à partir de l'équation de prix donne :

$$\frac{d(1+Tm)}{1+Tm} = \frac{1}{\theta-1} (-\hat{\theta}_t - \Phi \hat{\pi}_t + \Phi \beta E_t \hat{\pi}_{t+1})$$

Le taux de marge des entreprises :

- est d'autant plus faible que l'intensité de la concurrence est forte ;

- diminue en cas de choc inflationniste, et ce d'autant plus que le coefficient Φ qui paramètre les coûts d'ajus-

tement est élevé ; en cas de choc sur les coûts, les prix ne réagissent qu'avec un certain délai ;

- augmente avec l'inflation future anticipée.

On peut chercher comme plus haut à apprécier la contribution de la présence de coûts d'ajustement aux propriétés de l'offre.

Si $\Phi = 0$, la courbe d'offre linéarisée s'écrit : $\hat{x}_t = \frac{1}{\eta(\theta-1)} \hat{\theta}_t$.

Elle est verticale dans le plan $\{\tilde{x}_t; \hat{\pi}_t\}$; les politiques économiques ne peuvent la déplacer.

La règle monétaire

La log-linéarisation de l'équation (E1) donne :

$$\hat{r}_t - \hat{r}_{t-1} = \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_g (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \rho_x \tilde{x}_t + \varepsilon_{rt}$$

Nous déduisons de l'équation définissant le TUC

$$x_t = \frac{Y_t}{Z_t a_t^\eta} = \frac{h_t}{a_t^\eta} :$$

$$\hat{x}_t - \hat{x}_{t-1} = \hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1} - (\hat{Z}_t - \hat{Z}_{t-1}) = \hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1} - \varepsilon_{zt} - \frac{1}{\eta} (\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}).$$

Le choc de préférence s'écrivant : $\text{Log } a_t = \rho_a \text{Log } a_{t-1} + \varepsilon_{at}$, de sa log-linéarisation :

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

on déduit :

$$\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} = \rho_a (\hat{a}_{t-1} - \hat{a}_{t-2}) + \varepsilon_{at} - \varepsilon_{at-1}$$

Si nous posons :

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{rt} + \rho_g \varepsilon_{zt} + \frac{\rho_g}{\eta} [\rho_a (\hat{a}_{t-1} - \hat{a}_{t-2}) + \varepsilon_{at} - \varepsilon_{at-1}]$$

nous constatons que nous avons obtenu l'équation (3) de la version concentrée du modèle d'Ireland.

Une comparaison des modèles macro-économétriques et DSGE dans l'évaluation des politiques économiques

Une comparaison basée sur les modèles *Mésange* et *Egée*

Jean-Pierre Laffargue*

Le comportement de consommation des ménages, principale différence entre ces modèles, repose dans *Mésange*, modèle macro-économétrique keynésien, sur une fonction d'inspiration keynésienne : la consommation y est très sensible au revenu courant des ménages. Dans *Egée*, modèle dynamique d'équilibre général, une majorité de ménages, qualifiés de ricardiens, optimisent leurs décisions intertemporellement : leur consommation, très sensible à leurs anticipations de l'évolution future de l'économie, dépend donc peu de leur revenu courant. Si tous les ménages étaient ricardiens, *Egée* n'aurait pas de multiplicateur keynésien.

Les structures théoriques des longs termes des deux modèles sont très voisines, de même que les effets qualitatifs qu'ils attribuent aux politiques budgétaires.

Les équations de salaire y ont des bases théoriques très différentes, représentant le résultat de négociations entre partenaires sociaux pour *Mésange*, une offre de travail pour *Egée*. En dépit de cela ces équations ont des formes analytiques voisines, mais l'élasticité du salaire à l'emploi est beaucoup plus basse dans le premier modèle que dans le second. Cela conduit à des effets des politiques budgétaires plus importants dans *Mésange*.

Les effets de court et de moyen terme des politiques budgétaires diffèrent notablement, à quelques exceptions près, entre *Mésange* et *Egée*. Ces effets sont très sensibles aux rigidités réelles et nominales introduites dans les deux modèles et aux valeurs des paramètres qui déterminent les forces relatives de ces rigidités. Largement *ad hoc* et se bornant à introduire des ajustements à correction d'erreur dans des équations d'équilibre au statut théorique clair dans *Mésange*, elles sont théoriquement mieux fondées dans *Egée*, encore que leur liste et les détails de leur spécification aient des bases qui peuvent parfois sembler fragiles.

Une différence notable entre les deux modèles est leur vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme, qui est beaucoup plus lente pour *Mésange*.

* Université de Paris-I et Cepremap.

Nous remercions Maylis Coupet, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein, Pierre Morin, Jean-Paul Renne, Olivier Simon, les participants du Séminaire Fourgeaud du 18 mars 2009 et trois rapporteurs anonymes de la revue *Économie et Statistique* pour leurs informations, conseils et critiques, qui nous ont été extrêmement utiles.

La macroéconomie apporte une dimension d'équilibre général à l'évaluation des politiques économiques. Les effets d'une réforme telle qu'une baisse des taux de cotisations sociales employeurs ne peuvent pas être analysés en se limitant au seul marché du travail, c'est-à-dire dans un cadre d'équilibre partiel. Il faut prendre en compte la manière dont les réactions des agents (entreprises, salariés, consommateurs, concurrents étrangers, etc.), conduisent à altérer les variables économiques (prix, stock de capital productif, emploi, consommation, solde extérieur, etc.), ce qui ne peut être fait que dans un cadre d'équilibre général. Les modèles macroéconomiques adoptent un tel cadre et ont ainsi l'ambition de décrire les interdépendances entre les acteurs économiques et entre les marchés, et, en conséquence, les canaux de transmission des politiques à l'état de l'économie. Même si ces modèles sont imparfaits, le fait qu'ils soient le plus cohérent possible et qu'ils adoptent un cadre d'équilibre général, leur donne (même s'ils ne peuvent pas aboutir totalement dans leur ambition) un avantage comparatif très grand.

Il existe plusieurs types de modèles macroéconomiques permettant d'évaluer les politiques économiques, chacun avec ses qualités et ses limites. Nous nous limiterons ici à l'examen de deux d'entre eux qui sont d'un usage courant dans les administrations économiques : les modèles macroéconométriques keynésiens¹, qui sont l'aboutissement d'une voie ouverte par les modèles de Klein (1950) et de Klein et Goldberger (1955), et les modèles DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), qui sont les héritiers des modèles de cycles réels introduits par Kydland et Prescott (1982). Nous essaierons de rendre notre propos moins abstrait en le centrant sur deux modèles développés, l'un par l'Insee et la Direction Générale du Trésor, l'autre par la Direction Générale du Trésor.

Mésange (Klein et Simon, 2010) est un exemple représentatif du premier type de modèles (les modèles macro-économétriques). Ces modèles ont deux avantages principaux. D'abord ils sont construits autour d'un cadre de comptabilité nationale relativement détaillé. Les identités comptables qui font partie de ce cadre introduisent une forte cohérence dans les prévisions économiques et les calculs des variantes. Ce choix impose que ces modèles soient de grande taille : *Mésange* n'a pas moins de 500 équations, encore que celles expliquant les variables économiques essentielles, comme la consommation des ménages ou le prix de production, ne soient qu'un peu moins d'une centaine. Ensuite, ces modèles sont estimés éco-

nométriquement sur données passées (du premier trimestre 1978 au premier trimestre 2006 pour la plupart des équations de *Mésange*). Ces principes de construction assortis de divers ajustements ont pour conséquence que ces modèles reproduisent avec une bonne approximation l'essentiel de l'évolution économique observée au cours leur période d'estimation. Ces avantages ont cependant leurs limites. Les équations sont estimées indépendamment l'une de l'autre et sans poser de façon rigoureuse la question de l'omission de certaines variables explicatives ou du choix des variables exogènes, ce qui a fait l'objet de critiques développées notamment par Sims (1980).

Le principal défaut des modèles macro-économétriques keynésiens est l'absence de cadre théorique bien fondé. Cependant, comme nous le verrons, leur équilibre de long terme, qui s'appuie sur une approche néo-classique, a un sens économique dépourvu d'ambiguïté et rigoureux. En revanche, leur dynamique de court terme repose sur des rigidités réelles et nominales, qui même si elles font l'objet d'une estimation, ont des spécifications *ad hoc*. Les différents comportements d'un même agent sont spécifiés, puis estimés indépendamment, sans souci de cohérence. La formation des anticipations n'est pas vraiment spécifiée ou l'est par des règles qui facilitent la simulation du modèle, mais qui impliquent que les agents prévoient le futur d'une façon mécanique, par exemple par une simple extrapolation de l'évolution passée de la variable concernée, sans vision prospective de l'avenir.

Le modèle *Egée* (Direction Générale du Trésor, 2012) fournit un exemple particulièrement illustratif du second type de modèles, désigné sous le vocable général de modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE). La qualité essentielle de ces modèles réside dans leur fondement microéconomique rigoureux et dans les anticipations rationnelles qu'ils prêtent aux agents – anticipations qui rendent compte, sous une forme peut-être schématisée, du fait que ces agents ont une perception cohérente du futur. Les résultats fournis par ces modèles peuvent être interprétés à la lumière des développements récents de la macroéconomie. Il y a moins de chance qu'ils paient les conséquences d'incohérences entre les divers comportements d'un même agent, ou d'une spécification mécanique de la formation de leurs anticipations. Un autre avantage de ces modèles tient à l'estimation économétrique de leur système

1. Comme nous le verrons dans cet article, ces modèles se caractérisent par une dynamique keynésienne à court terme et un équilibre de long terme de nature néo-classique.

d'équations, simultanée et non pas équation par équation comme pour les modèles macro-économétriques : cette simultanéité permet d'éviter les biais d'endogénéité. Enfin, les paramètres de ces modèles sont structurels, c'est-à-dire qu'ils s'interprètent en termes de préférences ou de caractéristiques de la technologie. Aucun d'entre eux n'est susceptible de changer de valeur si celles des autres paramètres (notamment ceux décrivant les règles de décision des décideurs politiques) sont modifiées. Ces modèles peuvent donc prétendre échapper à la critique de Lucas (1976).

Une première limite de ces modèles réside dans le fait qu'ils sont beaucoup moins détaillés que les modèles macro-économétriques keynésiens, leur taille se limitant à quelques dizaines d'équations. De plus, leur spécification est tellement contrainte par des *a priori* théoriques qu'ils ne peuvent pas reproduire, même approximativement, l'évolution économique passée. Blanchard (2009) ajoute d'autres critiques. Une centaine de trimestres de données macroéconomiques d'un pays aussi stable que la France n'apportent qu'une information limitée. Cela a pour conséquence que l'estimation simultanée des équations, par exemple par le maximum de vraisemblance, rencontre des problèmes de quasi non-identification et ne permet pas une estimation précise des paramètres. Aussi, ces modèles sont de plus en plus estimés par des méthodes bayésiennes, qui essaient de surmonter cette difficulté en imposant des ordres de grandeur donnés *a priori* aux paramètres, l'économétrie ayant alors pour but d'améliorer ces hypothèses. La spécification de certaines équations est fréquemment enrichie pour permettre de reproduire des faits stylisés ou simplement pour améliorer la qualité de l'estimation. Ces ajouts reposent cependant rarement sur des justifications théoriques rigoureuses ou des résultats empiriques établis sur des données différentes de celles utilisées pour l'estimation (par exemple des données microéconomiques). Ils peuvent cependant altérer considérablement les évaluations des politiques économiques effectuées par ces modèles (Chari *et al.*, 2009).

Les modèles DSGE peuvent être simulés dans un mode déterministe, c'est-à-dire en fixant les termes stochastiques d'erreur à zéro et en modifiant les valeurs courantes et futures de certaines variables de politique économique ou d'environnement. Ils permettent ainsi de calculer la trajectoire future de l'économie résultant de ces altérations. Ces modèles peuvent aussi être simulés en mode stochastique. Dans ce cas les termes d'erreur suivent une distribution de probabilité donnée, et on recherche l'effet sur les distributions courantes

et futures des variables économiques importantes, d'une modification d'une règle de politique économique, par exemple celle représentant la politique monétaire de la Banque centrale. Nous nous limiterons dans cet article à l'examen de simulations déterministes, notamment parce que notre but est de comparer les résultats donnés par les modèles DSGE à ceux des modèles macro-économétriques keynésiens, et que ceux-ci sont le plus souvent utilisés en mode déterministe.

Les modèles macro-économétriques et les modèles DSGE ont chacun leurs forces et leurs faiblesses. La prudence conseille de les utiliser concurremment pour répondre à une même question, puis de comparer leurs réponses. Nous essaierons dans cet article, au-delà des avantages et des limites des deux modèles, de comprendre la nature de leurs différences et les raisons de leurs résultats, et pourquoi ceux-ci peuvent être parfois similaires et parfois différents².

Pour rendre la comparaison des deux types de modèles plus explicite, nous avons développé deux maquettes, l'une de *Mésange* et l'autre d'*Egée*. Nous avons conservé dans ces maquettes les caractéristiques distinctives des deux modèles et rendu aussi similaires que possible les éléments moins importants de leurs spécifications. Elles incluent les mécanismes les plus importants des deux modèles, mais sont notablement plus simples. Elles permettent d'analyser leurs caractéristiques et leurs propriétés principales et de les comparer (cf. encadré 1).

La maquette de *Mésange* s'inspire de celle des modèles macro-économétriques développée par Deleau, Malgrange et Muet (1981)

La maquette de *Mésange* est déduite des équations du modèle, d'une maquette construite par ses auteurs (Klein et Simon, 2010) et de la maquette générique des modèles macro-économétriques développée par Deleau *et al.* (1981). Nous en simplifions l'exposition en supposant qu'il n'y a pas de croissance de long terme des variables exogènes, notamment la population active, la productivité et les prix étrangers. Nous considérons successivement le comportement des entreprises, les marchés des biens, le comportement des ménages et enfin les autres équations et agents.

2. Il existe aussi des modèles hybrides qui, par exemple, sont dotés d'anticipations rationnelles et ont une forte base théorique, tout en s'appuyant sur un cadre comptable détaillé et des équations de comportement estimées indépendamment les unes des autres. Un bon exemple en est le modèle trimestriel de la Banque d'Angleterre (Harrison *et al.*, 2005).

Les chiffres entre parenthèses se rapportent à la numérotation des équations de l'annexe 1.

Des entreprises identiques, en concurrence monopolistique

N entreprises identiques en concurrence monopolistique produisent chacune un bien spécifique imparfaitement substituable aux biens produits

par leurs $N-1$ concurrentes. Ainsi, l'entreprise i est confrontée à la fonction de demande inverse pour le bien i qu'elle fabrique :

$$p_{it} / p_t = (NQ_{it} / Q_t)^{-\mu/(1+\mu)},$$

avec $\mu > 0$, où p_{it} et Q_{it} sont le prix et la production du bien i , et p_t et Q_t sont le prix moyen et la production totale de biens domestiques.

Encadré 1

LES MAQUETTES DE MÉSANGE ET D'EGÉE

Les équations

Spécifiques de Mésange	Communes aux deux modèles	Spécifiques d'Egée
(1) $Q_t = AK_t^\alpha \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t} \right)^{\alpha-1}$, $A > 0, 0 < \alpha < 1$		(1') $Q_t = AK_{t-1} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t} \right)^{\alpha-1}$
(2) $Q_t = AL_t^\alpha \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t} \right)^\alpha$		(2') $Q_t = AL_t \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t} \right)^\alpha$
	(3) $\left(\frac{r_t / p_t}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_t / p_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} = \frac{A}{1+\mu}$, $\mu > 0$	
(4) $K_t = K_{t-1}^{\lambda_2} K_t^{1-\lambda_2}$, $0 < \lambda_2 < 1$		
(5) $L_t = L_{t-1}^{\lambda_3} L_t^{1-\lambda_3}$, $0 < \lambda_3 < 1$		
	(6) $i_t = K_t - (1-\delta)K_{t-1}$, $0 < \delta < 1$	
(7) $p_{ct} = (p_t + mp_t^\gamma) / (1 + mp_t^\gamma)$		(7') $p_{ct} = p_t^\gamma / [\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma}]$
(8) $Q_t = C_t + I_t + X_t - M_t + G_t$		(8') $Q_t = C_{ct} + I_t + X_t + G_t$
(9) $M_t = m(C_t - M_t) p_t^\gamma$, $m > 0, 0 < \gamma < 1$		(9') $M_t = (1-\gamma)p_{ct} C_t$
		(10') $p_t C_{ct} = \gamma p_{ct} C_t$
(11) $C_t = c(1-\lambda_1)(p_t Q_t + i_{t-1} B_{t-1} - i^* B_{t-1} - T_t - \tau_{it} w_t L_t - \tau_{2t} r_t K_{t-1}) / p_{ct} + \lambda_1 C_{t-1}$, $0 < c, \lambda_1 < 1$		(11a') $1 + i_t = \frac{1}{\beta} \frac{p_{c,t+1} C_{t+1}^c}{p_{ct} C_t^c}$, $0 < \beta < 1$ (11b') $p_{ct} C_t^c = (1-\tau_{it}) w_t v L_t - T_t^c - v \lambda B_{t-1}$, $0 < v < 1$ (11c') $C_t = C_t^c + C_t^c$
(12) $i_t = i^*$		(12') $i_t = i^* + (1+i^*) a B_t^c$
(13) $(1-\tau_{2t}) r_t / p_t = R$		(13') $(1-\delta) p_{t+1} / p_t + (1-\tau_{2,t+1}) r_{t+1} / p_t = 1 + i_t$
(14) $(1-\tau_{it}) w_t / p_{ct} = (L_t / \bar{L})^\omega$, $\bar{L}, \omega > 0$		(14') $(1-\tau_{it}) w_t / p_{ct} = \omega C_t^c / [(1-v)(\bar{L} - L_t)]$
	(15) $X_t = \bar{X} p_t^{-\phi}$, $\bar{X}, \phi > 0, \gamma + \phi > 1$	
(16) $B_t^c - B_{t-1}^c = M_t - p_t X_t + i^* B_{t-1}^c$		(16') $B_t^c - B_{t-1}^c = M_t - p_t X_t + [i^* + (1+i^*) a B_{t-1}^c] B_{t-1}^c$, $a > 0$
(17) $B_t - B_{t-1} = p_t G_t - T_t - \tau_{it} w_t L_t - \tau_{2t} r_t K_{t-1} + i_{t-1} B_{t-1}$		(17') $B_t - B_{t-1} = p_t G_t - T_t^c - \tau_{it} w_t L_t - \tau_{2t} r_t K_{t-1} + (i_{t-1} - \lambda) B_{t-1}$, $\lambda > 0$

Encadré 1 (suite)

Les variables endogènes

Spécifiques de <i>Mésange</i>	Communes aux deux modèles	Spécifiques d' <i>Egée</i>
	B_t : dette publique en fin de période.	
	B_t^* : dette extérieure en fin de période.	
	C_t : consommation des ménages.	C_t^c : consommation des ménages contraints. C_t^r : consommation des ménages ricardiens.
		C_{dt} : consommation des ménages en bien domestique.
	I_t : FBCF des entreprises.	
	i_t : taux d'intérêt sur les titres de dette publique.	
	K_t : capital des entreprises, en fin de période.	
K_t^* : capital désiré par les entreprises.		
L_t : emploi.		L_t : nombre total d'heures travaillées.
L_t^* : emploi désiré par les entreprises.		
	M_t : importations.	
	p_t : prix de production.	
	p_{ct} : prix de la consommation.	
	Q_t : production.	
	r_t : coût nominal du capital.	
	w_t : coût nominal du travail.	
	X_t : exportations.	

Les variables exogènes

Spécifiques de <i>Mésange</i>	Communes aux deux modèles	Spécifiques d' <i>Egée</i>
		β : facteur d'escompte des ménages
	G_t : consommation et FBCF des administrations publiques.	
	i^* : taux d'intérêt sur la dette extérieure.	
		\bar{T} : durée maximum du travail.
\bar{L} : population active.		
R : coût réel du capital net de taxes.		
	T_t : impôts autres que ceux sur les revenus du travail et du capital, moins transferts.	T_t^c : impôts autres que ceux sur les revenus du travail et du capital, moins transferts, payés par les ménages contraints. T_t^r : impôts autres que ceux sur les revenus du travail et du capital, moins transferts, payés par les ménages ricardiens.
	τ_{1t} : taux de taxation des revenus du travail	
	τ_{2t} : taux de taxation des revenus du capital.	

L'entreprise i désire disposer des quantités de capital et de travail, K_{it}^* et L_{it}^* , qui maximisent son profit désiré :

$$p_{it}Q_{it} - r_t K_{it}^* - w_t L_{it}^*,$$

où r_t et w_t représentent les coûts nominaux du capital et du travail, sous les contraintes de sa fonction de production³, $Q_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha}$, et de la fonction de demande pour son bien.

Les conditions du premier ordre de ce programme de maximisation sont :

$$\frac{\alpha}{1+\mu} p_t \left(\frac{N}{Q_t} \right)^{-\mu/(1+\mu)} \frac{Q_{it}^{1/(1+\mu)}}{K_{it}^*} = r_t,$$

et $\frac{1-\alpha}{1+\mu} p_t \left(\frac{N}{Q_t} \right)^{-\mu/(1+\mu)} \frac{Q_{it}^{1/(1+\mu)}}{L_{it}^*} = w_t.$

La recette marginale désirée qu'autorise la disposition d'une unité supplémentaire de chaque facteur de production est égale au coût de cette unité supplémentaire de facteur.

Dans l'équilibre symétrique, où toutes les entreprises ont les mêmes productions et demandes désirées de facteurs, ces équations deviennent :

$$\frac{\alpha}{1+\mu} \frac{p_t Q_t}{K_t^*} = r_t, \text{ et } \frac{1-\alpha}{1+\mu} \frac{p_t Q_t}{L_t^*} = w_t.$$

La fonction de production dans l'équilibre symétrique est alors :

$$Q_t = AK_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}.$$

On peut déduire de ces trois relations les équations (1), (2) et (3) de l'encadré 1. L'équation (3), qui est la frontière des coûts des facteurs, exprime aussi le prix de production en fonction de ces coûts et peut s'interpréter comme une équation de prix (PS).

On remarque aussi que $p_t = (1+\mu) \frac{r_t K_t^* + w_t L_t^*}{Q_t}$,

c'est-à-dire que le paramètre μ est le taux de marge que les entreprises appliquent à leur coût unitaire moyen,

$$\frac{r_t K_t^* + w_t L_t^*}{Q_t}.$$

La production de la période t recourt à des quantités de facteurs effectives, K_{t-1} qui est hérité de la période passée et L_t , qui diffèrent de celles désirées. Le capital de fin de période, K_t , et l'emploi, L_t , s'ajustent progressivement à leurs valeurs désirées conformément aux équations (4) et (5), qui introduisent deux rigidités réelles dans le modèle⁴. On remarque que la fonction de production n'est pas vérifiée à chaque instant et que le niveau de production n'est pas contraint, dans le court terme, par les quantités disponibles de facteurs, car ceux-ci peuvent être utilisés de façon plus ou moins intense. De même le profit des entreprises est en général différent de sa valeur désirée.

Deleau, Malgrange et Muet (1981) ajoutent d'autres rigidités, nominales et réelles, dans leur analyse, et renforcent ainsi ces déséquilibres. Le modèle *Mésange* est moins précis que la maquette de ces auteurs sur la nature économique des rigidités : il suppose que les valeurs effectives des variables s'ajustent progressivement sur des relations d'équilibre par un processus à correction d'erreur qui généralise les équations (4) et (5). L'équation (6) exprime que la FBCF des entreprises est égale à l'augmentation du capital durant la période, plus la dépréciation du capital disponible au début de celle-ci.

Les marchés des deux biens, l'un domestique, l'autre étranger

Le prix (hors taxes) du premier bien est p_t . Le taux de change et le prix du second bien (c'est-à-dire le prix des importations et des produits étrangers qui concurrencent nos exportations) sont fixes et normés à 1. La consommation des ménages, C_t , est en partie produite nationalement et le reste, M_t , est importé. Son prix est p_{ct} . Les autres composantes de la demande : la FBCF des entreprises, I_t , les exportations, X_t , et la consommation et FBCF des administrations publiques, G_t , sont supposées être uniquement en bien domestique.

3. Par exemple, on déduit de l'équation (4) l'approximation : $K_t - K_{t-1} = \lambda_2 (K_{t-1} - K_t^*)$, c'est-à-dire que l'écart entre les valeurs effective et désirée du stock de capital est réduit à une proportion λ_2 de l'écart initial au cours de la période.

4. *Mésange* et *Egée*, utilisent des fonctions de production CES. La présentation et l'analyse de la maquette deviennent plus claires avec des fonctions de production de Cobb Douglas. De façon générale, la forme analytique de nos équations est plus simple que celle des équations de *Mésange*. Mais cette différence disparaît largement pour les approximations log-linéaires des équations.

L'équilibre des biens et services en valeur est alors :

$$p_t Q_t = p_{ct} C_t + p_{It} I_t + p_{Xt} X_t - M_t + p_t G_t.$$

Nous définissons le prix de la consommation des ménages par la moyenne pondérée du prix de production et du prix des importations :

$$p_{ct} = [(C_t - M_t)p_t + M_t]/C_t.$$

Nous déduisons alors l'équilibre des biens et services en volume (8).

Les ménages répartissent leur consommation totale, C_p , entre celles de bien étranger, M_p , et de bien domestique, selon l'équation (9) qui s'interprète comme une équation d'importations. Celles-ci sont proportionnelles à la consommation de bien domestique par les ménages, $m/(1+m)$ s'interprétant comme leur propension moyenne à importer. Les prix des importations étant fixe et normé à 1, le prix de production, p_p , se confond avec la compétitivité prix. γ est alors l'élasticité prix des importations.

Nous déduisons de la définition de p_{ct} et de l'équation (9) l'expression du prix de la consommation des ménages (7). Comme $\gamma < 1$, le rapport de ce prix à celui de production, usuellement dénommé termes de l'échange intérieur, p_{ct}/p_p , diminue quand le prix de production augmente.

Les ménages ont une fonction de consommation d'inspiration keynésienne...

Le revenu disponible des ménages comporte d'abord la contrepartie de la production domestique, $p_t Q_p$, qui est la somme des revenus du capital $r_t K_{t-1}$, des salaires distribués, $w_t L_p$, et des marges des entreprises. Les revenus salariaux sont taxés au taux τ_{1t} (sous forme notamment de cotisations sociales et d'impôt sur les revenus) et ceux du capital au taux τ_{2t} . Les ménages supportent aussi d'autres impôts et perçoivent des transferts. Nous supposons dans la maquette, pour simplifier, que leur différence, T_p , est répartie entre les ménages de façon forfaitaire. Nous n'étudierons pas dans la maquette (à la différence de ce qui est fait dans le modèle lui-même) les effets de distorsion de la TVA ou des impôts assis sur les intérêts perçus sur les titres de dettes publique ou extérieure, ou sur les bénéfices des entreprises. Enfin, les ménages, au début de la période, détiennent les titres de

dette publique B_{t-1} , qui sont rémunérés au taux i_{t-1} , et ont une dette à l'égard de l'étranger B_{t-1}^* , qu'ils rémunèrent au taux d'intérêt i^* supposé constant. Nous simplifions la spécification de la maquette en supposant que l'endettement public est souscrit en totalité par les ménages, et que la dette extérieure est entièrement privée. Le revenu disponible des ménages est alors :

$$p_t Q_t + i_{t-1} B_{t-1} - i^* B_{t-1}^* - T_t - \tau_{1t} w_t L_t - \tau_{2t} r_t K_{t-1}.$$

La consommation des ménages s'ajuste progressivement à la proportion c de leur revenu disponible réel (équation 11).

...détiennent trois actifs (capital, titres de dette publique et de dette extérieure) parfaitement substituables, ...

Les trois actifs du modèle, le capital, les titres de dette publique et les titres de dette extérieure, sont parfaitement substituables et bénéficient donc de la même rémunération nette d'impôts. En investissant une unité de numéraire dans la période courante, on obtient dans la période suivante $1 + i^*$ si l'investissement est en titres étrangers, et $1 + i_t$ s'il est en titres nationaux. On peut aussi acheter $1/p_t$ unités de capital, rémunérées $(1 - \tau_{2,t+1})r_{t+1}/p_t$ dans la période suivante après impôt. La revente du capital non déprécié ajoute $(1 - \delta)p_{t+1}/p_t$ à ce revenu.

Nous obtenons ainsi les relations d'arbitrage :

$$(1 - \delta)p_{t+1}/p_t + (1 - \tau_{2,t+1})r_{t+1}/p_t = 1 + i_t = 1 + i^*.$$

Nous en déduisons d'abord l'équation (12). Cependant, pour faciliter l'interprétation, la plupart des simulations de *Mésange* supposent non pas la rentabilité nominale du capital fixée au taux i^* , mais le coût réel du capital net de taxes (à savoir $(1 - \tau_{2,t})r_t/p_t$) fixé au niveau R exogène⁵. Nous obtenons ainsi l'équation (13).

...et négocient leurs salaires avec les entreprises

Finalement, les salaires sont déterminés par des négociations entre les partenaires sociaux (ménages salariés et entreprises). Le résultat de ces négociations est formalisé par l'équation de salaire (WS) (14). Son membre de gauche représente le salaire réel, c'est-à-dire

5. Le coût réel du capital qui est exogène dans *Mésange*, est déflaté par le prix de la FBCF, qui diffère du prix de la valeur ajoutée. Nous n'avons pas cette différence dans la maquette.

le pouvoir d'achat du salaire. Il diffère du coût réel du travail pour l'employeur, w_t / p_p , par la déduction des impôts sur les salaires, et par le fait que le déflateur prix est celui de la consommation des ménages et non pas de la production. Plus précisément le rapport entre le coût réel du travail et le taux de salaire réel, appelé coin salarial, est égal au produit des termes de l'échange intérieur, p_{ct} / p_p , et du coin fiscal, $1 / (1 - \tau_{it})$. Le taux de salaire réel augmente avec le taux d'emploi L_t / \bar{L} , parce qu'une élévation de celui-ci accroît le pouvoir de négociation des syndicats.

Les autres équations : exportations, déficit des administrations...

L'équation (15) détermine les exportations. Le prix des biens étrangers qui les concurrencent étant fixe et normé à 1, le prix de production p_p se confond avec la compétitivité prix. φ est alors l'élasticité prix des exportations. Nous supposons que la condition de Marshall-Lerner est satisfaite : $\varphi + \gamma > 1$.

Le membre de droite de l'équation (16) donne le déficit de la balance des paiements courants qui est la somme du déficit commercial, $M_t - p_t X_p$, et de la charge d'intérêt sur la dette extérieure, $i^* B_{t-1}^*$. Nous supposons que le taux d'intérêt, i^* , sur cette dette est fixe. Le membre de gauche est l'augmentation de l'endettement extérieur au cours de la période.

Le membre de droite de l'équation (17) donne le déficit du budget des administrations publiques, qui est égal au coût de leur consommation et de leur FBCF, diminué des recettes fiscales nettes des transferts, et augmenté de la charge d'intérêt sur la dette publique, $i_{t-1} B_{t-1}$. Le membre de gauche est l'augmentation de cette dette au cours de la période.

Une maquette d'Egée avec des ménages optimisant leur comportement intertemporellement

Cette maquette attribue aux entreprises presque le même comportement que *Mésange*.

La seule différence avec la maquette de *Mésange* est que l'entreprise i maximise son profit effectif, et non plus désiré : $p_{it} Q_{it} - r_t K_{i,t-1} - w_t L_{it}$ sous la contrainte de sa fonction de production : $Q_{it} = AK_{i,t-1}^\alpha L_{it}^{1-\alpha}$, et de la fonction de demande

pour son bien. Nous obtenons ainsi les équations (1'), (2') et (3) de l'encadré 1, cette dernière étant encore la frontière des coûts des facteurs, qui s'interprète comme une équation de prix (PS). On retrouve aussi l'équation (6) reliant la FBCF des entreprises à la variation du stock de capital.

Nous aurions pu introduire des rigidités réelles dans les variations de l'investissement et de l'emploi, en ajoutant des coûts d'ajustement qui augmenteraient plus que proportionnellement à ces variations (ce que fait *Egée* pour l'investissement). La maquette étant déjà assez complexe, on n'a pas introduit ces rigidités.

Les marchés des biens : les demandes des ménages sont explicitement dérivées d'une maximisation de l'utilité

La consommation totale des ménages, C_p , agrège une consommation de bien domestique, C_{dt} , à une autre de bien importé, M_p , selon une fonction de Cobb Douglas :

$$C_t = C_{dt}^\gamma M_t^{1-\gamma}, \text{ avec } 0 < \gamma < 1.$$

Les ménages répartissent leur consommation entre ces deux biens de façon à en minimiser le coût : $p_{ct} C_t \equiv p_t C_{dt} + M_t$.

La résolution de ce programme nous donne les équations de demandes d'importations et de bien domestique, (9') et (10'), ainsi que l'équation du prix de la consommation (7').

L'équilibre des biens et services est toujours valide en valeur, mais ne l'est plus en volume, à cause de la définition différente du prix de la consommation des ménages. Nous lui substituons l'équilibre du marché du bien domestique (8').

Ménages ricardiens et ménages contraints

Egée distingue deux types de ménages, qualifiés respectivement de ricardiens et de contraints, en proportions $1 - \nu$ et ν du nombre total de ménages (la valeur estimée de ν est égale à 39 %). Les ménages ricardiens ont un accès libre aux marchés financiers, c'est-à-dire qu'ils peuvent y investir et y emprunter aux taux d'intérêt qui y

6. La consommation agrège des composantes domestique et étrangère qui sont imparfaitement substituables. Nous supposons ici que l'élasticité de substitution est unitaire, ce qui conduit à une fonction de Cobb Douglas. Cette élasticité est estimée pour *Egée*, dans le cadre d'une spécification CES, ce qui conduit à lui attribuer la valeur 1,4.

prévalent, autant qu'ils veulent, sous une simple contrainte de solvabilité : leur endettement, notamment, ne doit pas augmenter indéfiniment au cours du temps⁷. Leurs décisions sont alors fondées sur l'optimisation de la somme de leurs utilités actualisées, sous les contraintes budgétaires de chaque période (cf. encadré 2). Nous obtenons ainsi l'équation d'Euler qui relie le taux d'intérêt à la répartition des dépenses de consommation entre la période courante et la période suivante, $p_{ct}C_t^r$ et $p_{c,t+1}C_{t+1}^r$ (équation 11a'), les relations entre les rémunérations des trois actifs (équations 12' et 13') et l'offre de travail de ces ménages (14'), qui peut être interprétée également comme une équation de salaire (WS). Une hausse du taux de salaire réel, $(1 - \tau_{lt})w_t / p_{ct}$, a deux effets opposés sur l'offre de travail des ménages ricardiens. D'une part l'augmentation de leur revenu les incite à travailler moins, d'autre part la hausse du gain qu'il y a à travailler les incite à substituer du travail au loisir. La spécificité des préférences retenues dans l'encadré 2 implique que l'effet substitution est le plus fort.

La politique budgétaire introduit deux distorsions dans le modèle. La première, le coin de profit, mesure l'écart entre le coût du capital pour les entreprises et sa rentabilité pour les

ménages, qui est égal au taux de taxation des revenus du capital. Elle est de nature dynamique et affecte la répartition entre la consommation courante et les consommations futures des ménages ricardiens. La seconde distorsion est le coin salarial, qui mesure l'écart entre le salaire réel et le coût réel du travail. Elle est de nature statique et affecte la répartition entre travail et loisir par ces ménages à un instant donné. En effet, pour un coût réel du travail donné, une augmentation du coin salarial réduit le salaire réel, ce qui accroît la demande de loisir et réduit l'offre de travail des ménages.

Les ménages contraints sont dans la situation extrême opposée de celle des ménages ricardiens : ils n'ont pas accès aux marchés financiers et ne peuvent donc ni emprunter, ni épargner⁸. Ils dépensent donc en consommation, $p_{ct}C_t^c$, l'intégralité de leur revenu courant, constitué du revenu de leur travail diminué de leurs impôts. Nous supposons aussi que le salaire d'un ménage contraint est le même que celui d'un

7. La condition mathématique précise, qualifiée selon les auteurs de condition de transversalité ou d'impossibilité de s'engager dans un jeu de type Ponzi, est que la valeur actualisée à la période courante des endettements futurs doit tendre vers zéro quand le temps augmente indéfiniment.

8. Nous pouvons aussi supposer qu'ils souhaiteraient emprunter mais ne le peuvent pas, et qu'ils ne souhaitent pas épargner.

Encadré 2

LE COMPORTEMENT DES MÉNAGES RICARDIENS DANS EGÉE

Les décisions des ménages ricardiens sont les solutions du programme intertemporel :

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln(C_t^r) + \omega \ln(I - L_t / \bar{L}) \right]$$

$$\begin{aligned} p_{ct}C_t^r + p_{lt}I_t + B_t - B_t^* &= \\ (1 + i_{t-1})B_{t-1} - (1 + i^*) \left(1 + aB_{t-1}^* \right) B_{t-1}^* + (1 - \tau_{2t}) & \\ r_t K_{t-1} + (1 - \tau_{lt})w_t(1 - v)L_t - T_t^r - \lambda(1 - v)B_{t-1} & \end{aligned}$$

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}$$

L'utilité courante d'un ménage dépend de sa consommation, C_t^r et du temps consacré à ses loisirs. Celui-ci est égal à la durée maximum du travail, I , diminuée du nombre total d'heures travaillées dans l'économie divisé par la population active, L_t / \bar{L} . Nous supposons que l'impôt qui stabilise la dette publique et qui est proportionnel à celle-ci, $\lambda(1 - v)B_{t-1}$, est perçu de façon forfaitaire auprès des ménages et non pas proportionnellement à la quantité de titres publics détenus. Nous supposons aussi que la prime de risque sur la dette extérieure s'applique de façon

égale à chaque ménage, indépendamment de son endettement extérieur personnel. Nous substituons la deuxième équation dans la première, à laquelle nous affectons le multiplicateur de Lagrange λ_t . Les conditions du premier ordre sont :

$$\beta^t / C_t^r = \lambda_t p_{ct}$$

$$\omega \beta^t / (I - L_t) = \lambda_t (1 - \tau_{lt})(1 - v)w_t$$

$$\lambda_t p_{ct} - \lambda_{t+1}(1 - \delta)p_{t+1} - \lambda_{t+1}(1 - \tau_{2,t+1})r_{t+1} = 0$$

$$\lambda_t - \lambda_{t+1}(1 + i_t) = 0$$

$$\lambda_t - \lambda_{t+1}(1 + i^*) \left(1 + aB_t^* \right) = 0$$

On utilise la première équation pour éliminer le multiplicateur de Lagrange des quatre dernières relations, et on obtient les équations (11a'), (12'), (13') et (14') de l'encadré 1.

ménage ricardien et qu'il offre une quantité de travail égale. Nous obtenons ainsi la fonction de consommation des ménages contraints (11b').

Nous verrons plus bas qu'en l'absence de ménages contraints la maquette n'a pas de multiplicateur keynésien, et c'est pour garder ce canal de transmission des politiques budgétaires qu'*Egée* introduit ces ménages.

Une prime de risque sur la dette extérieure, des impôts réactifs au montant de la dette publique

Les identités budgétaires de l'extérieur et des administrations, (16) et (17), de la maquette de *Mésange*, donnent des dynamiques instables des dettes extérieure et publique, si la balance commerciale et le déficit primaire des administrations sont fixés à des niveaux constants et si les taux d'intérêt sont positifs. Pour éviter à ces dettes de diverger dans la maquette d'*Egée*, nous supposons d'abord que le coût en intérêts de la dette extérieure ajoute au taux de base i^* ⁹, une prime de risque qui est proportionnelle au montant de cette dette : aB_{t-1}^* , avec $a > 0$ ¹⁰.

D'autre part, les impôts sont augmentés d'un montant proportionnel à la dette publique : λB_{t-1} , avec $\lambda > 0$, qui est réparti également entre tous les ménages, qu'ils soient ricardiens ou contraints¹¹. Nous obtenons ainsi les équations (16') et (17') de l'encadré 1.

Les deux maquettes diffèrent essentiellement par leur modélisation du comportement de consommation des ménages

En effet, *Mésange* incorpore une équation d'inspiration keynésienne tandis qu'un arbitrage intertemporel entre consommer dans la période courante ou la période suivante caractérise le comportement des ménages ricardiens dans *Egée*. Cela, mais aussi l'équation (13') reliant le coût réel du capital au taux d'intérêt, impliquent que pour *Egée*, mais pas pour *Mésange*, les effets d'un changement de politique économique dépendent des prévisions par les agents de sa pérennité : sera-t-il permanent, ou l'État sera-t-il conduit à y renoncer dans quelques temps, ou à l'accentuer ?

Les autres différences entre les deux maquettes sont moins importantes. Elles concernent d'abord

le lien entre les importations et la consommation des ménages ainsi que l'expression du prix de la consommation. Les équations de salaire (WS) des deux maquettes ont des fondements très différents, mais leurs expressions se distinguent principalement par le fait que le salaire réel augmente avec la consommation des ménages dans la maquette d'*Egée*, mais pas dans celle de *Mésange*. Les dettes extérieure et publique sont stabilisées par l'introduction d'une prime de risque et d'un impôt spécifique dans la maquette d'*Egée*, mais pas dans celle de *Mésange*. Enfin, nous n'avons pas introduit de rigidités réelles dans l'investissement et dans l'embauche de travailleurs dans la maquette d'*Egée*, mais si nous l'avions fait elles auraient été peu différentes (mais moins *ad hoc*) de celles adoptées dans la maquette de *Mésange*.

Le long terme de la maquette de *Mésange*

Nous définissons le long terme des deux maquettes comme leur état stationnaire. Leurs équations (cf. encadré 3) sont obtenues en supprimant les indices de temps, qu'ils se réfèrent à la période courante ou à des périodes futures ou passées¹².

Les valeurs effectives et désirées pour le capital et l'emploi, sont maintenant égales (équations 4 et 5). Le coût réel du capital net de taxes est exogène et égal à R (équation 13). La frontière

9. Le taux d'intérêt de la dette extérieure, i^* , est fixe dans la maquette. Dans *Egée* il représente le taux directeur de la BCE et suit donc une règle de politique monétaire à la Taylor. i^* dépend ainsi de l'inflation de la zone euro, laquelle dépend pour 20 % de l'inflation en France. Ainsi, à la suite d'un choc, l'évolution des prix dans *Egée* conduit à une réaction de i^* qui influe sur le comportement du modèle.

10. Si la dette extérieure augmente, le taux d'intérêt nominal, i_p , augmente également (équation 12'). Cela devrait conduire les ménages à réduire leur consommation et augmenter leur épargne (équation 11a'), et en conséquence à une baisse des importations et du prix de production. Ces mouvements devraient améliorer la balance des paiements courants et stabiliser l'endettement extérieur, à condition qu'ils soient suffisamment amples pour l'emporter sur l'effet opposé d'une charge d'intérêt plus élevée de la dette extérieure. Nous n'avons pas étudié les conditions sur les paramètres du modèle pour que l'effet stabilisateur l'emporte.

11. Cette hypothèse est essentielle pour les résultats qui suivent. Si nous supposons que les ménages contraints sont exemptés de l'impôt stabilisant la dette publique, par exemple parce qu'ils sont plus pauvres, nous obtiendrions pratiquement les mêmes résultats qu'en l'absence de ménages contraints, avec notamment la disparition des effets multiplicateurs keynésiens.

12. Nous avons simplifié les deux maquettes en supposant qu'aucune variable exogène (productivité, population, prix étranger, etc.) ne croît à long terme. Il en est alors de même des variables endogènes, ce qui implique que l'équilibre de long terme se définit comme un état stationnaire.

des coûts des facteurs (3) permet alors de calculer le coût réel du travail :

$$\frac{w}{p} = (1-\alpha) \left(\frac{A}{1+\mu} \right)^{1/(1-\alpha)} \left[\frac{\alpha(1-\tau_2)}{R} \right]^{\alpha/(1-\alpha)},$$

et le rapport des coûts des facteurs :

$$\frac{w}{r} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \left[\frac{A\alpha(1-\tau_2)}{(1+\mu)R} \right]^{1/(1-\alpha)}$$

Le coût réel du travail (tout comme le rapport du coût des facteurs) est d'autant plus élevé que le coût réel du capital, net de taxes R , est faible.

Les équations (1) et (2) déterminent ensuite les productivités du travail et du capital :

$$\frac{Q}{L} = A^{1/(1-\alpha)} \left[\frac{\alpha(1-\tau_2)}{(1+\mu)R} \right]^{\alpha/(1-\alpha)}$$

$$\text{et } \frac{Q}{K} = \frac{(1+\mu)R}{\alpha(1-\tau_2)},$$

qui sont respectivement croissante et décroissante avec le coût réel du capital, net de taxes, R .

Le système d'équations qui reste peut être décomposé en deux blocs. Le premier détermine l'offre de bien domestique et le second sa demande, toutes deux en fonction du prix de production, p . L'équilibre offre-demande détermine enfin la production et son prix, d'où se déduisent les valeurs de toutes les autres variables.

Encadré 3

LE LONG TERME DES MAQUETTES DE MÉSANGE ET D'EGÉE

Spécifiques de <i>Mésange</i>	Communes aux deux modèles	Spécifiques d' <i>Egée</i>
	(1) $Q = AL \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \right)^\alpha$	
	(2) $Q = AK \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \right)^{\alpha-1}$	
	(3) $\left(\frac{r/p}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w/p}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} = \frac{A}{1+\mu}$	
(4) $K = K^*$		
(5) $L = L^*$		
	(6) $I = \delta K$	
(7) $p_c = (p + mp)/(1 + mp)$		(7') $p_c = p' / [\gamma'(1-\gamma)^{1-\gamma}]$
(8) $Q = C + I + X - M + G$		(8') $Q = C_g + I + X + G$
(9) $M = m(C - M)p^\gamma$		(9') $M = (1-\gamma)p_c C$
		(10') $p_c C_g = \gamma p_c C$
(11) $p_c C = c(pQ + iB - i^*B^* - T - \tau_1 wL - \tau_2 rK)$		(11a') $1 + i = 1/\beta$ (11b') $p_c C^c = (1-\tau_1)wvL - T^c - v\lambda B$ (11c') $C^c = C^r + C^c$
(12) $i = i^*$		(12') $i = i^* + (1+i^*)aB^*$
(13) $(1-\tau_2)r/p = R$		(13') $(1-\tau_2)r/p = i + \delta$
(14) $(1-\tau_1)w/p_c = (L/\bar{L})^\theta$		(14') $(1-\tau_1)w/p_c = \omega C^r / [(1-\nu)(\bar{L}-L)]$
	(15) $X = \bar{X}p^{-\theta}$	
(16) $0 = M - pX + i^*B^*$		(16') $0 = M - pX + [i^* + (1+i^*)aB^*]B^*$
(17) $0 = pG - T - \tau_1 wL - \tau_2 rK + iB$		(17') $0 = pG - T^c - T^c - \tau_1 wL - \tau_2 rK + (i-\lambda)B$

L'offre de bien domestique est croissante avec le prix et décroissante avec la taxation du capital et du travail

En substituant l'expression du coût réel du travail dans l'équation de salaire (WS) (14) nous déterminons l'emploi :

$$L = \bar{L} \left\{ \left(\frac{A}{1+\mu} \right)^{1/(1-\alpha)} \left[\frac{\alpha(1-\tau_2)}{R} \right]^{\alpha/(1-\alpha)} (1-\alpha)(1-\tau_1) \frac{p}{p_c} \right\}^{1/\omega}$$

En introduisant cette expression dans celle de la productivité du travail nous obtenons l'offre de bien domestique :

$$Q^o = A\bar{L} \left[\frac{A}{1+\mu} (1-\alpha)(1-\tau_1) \frac{p}{p_c} \right]^{1/\omega} \left[\frac{A}{1+\mu} \frac{\alpha(1-\tau_2)}{R} \right]^{\alpha/(1-\alpha)(1+1/\omega)} \quad (13)$$

Quand les termes de l'échange intérieur, p_c / p , diminuent, le coût réel du travail, w / p , ne change pas, et le taux de salaire réel, $(1 - \tau_1) w / p_c$, augmente. Cela n'est possible, d'après l'équation de salaire (WS), que si l'emploi devient plus élevé, et avec lui la production. Comme les termes de l'échange intérieur sont une fonction décroissante du prix de production, on en déduit que l'offre de bien domestique augmente (de zéro à l'infini) avec ce prix.

La fonction d'offre diminue avec les deux taux de taxes τ_1 et τ_2 . Une hausse de la taxation des revenus du capital augmente le coût réel de celui-ci ce qui diminue le coût réel du travail et en conséquence le taux de salaire réel et l'emploi. De plus, l'intensité capitaliste de la production et donc la productivité du travail baissent. Ces deux causes conduisent à une réduction de l'offre de bien. Une hausse de la taxation des revenus du travail conduit à un taux de salaire réel plus bas, mais sans changer l'intensité capitaliste. L'emploi, la production et le capital diminuent alors dans la même proportion.

La demande de bien domestique, croissante puis décroissante avec le prix et décroissante avec la taxation du capital

L'expression de la productivité du capital et l'équation (6) déterminent la demande d'investissement, décroissante avec le coût réel du capital net de taxes, R , et le taux de taxation des revenus du capital, et proportionnelle au niveau de la production :

$$I = \delta \frac{\alpha(1-\tau_2)}{(1+\mu)R} Q.$$

Nous déduisons de la fonction de consommation (11) et des identités budgétaires des administrations publiques et de l'extérieur (16) et (17) l'expression de la consommation des ménages :

$$p_c C = c(pQ - pG + M - pX).$$

Le revenu des ménages inclut les intérêts de la dette publique moins les impôts (équation 11). Nous avons supposé que dans le long terme toutes les variables prennent des valeurs constantes, notamment la dette publique. En conséquence, à cet horizon, le budget des administrations est équilibré, et leur consommation est égale à l'excédent des impôts sur les intérêts de la dette publique. Le revenu des ménages soustrait alors au PIB la consommation des administrations et celle-ci constitue la seule variable de politique budgétaire affectant ce revenu. En utilisant la fonction d'importations (9) et l'équation (7) qui relie le prix de la consommation à celui de la production, nous déduisons de l'équation précédente :

$$C - M = \frac{c(Q - G - X)}{1 + (1 - c)mp^{\gamma-1}}.$$

La demande totale de bien domestique est donnée par l'équation (12) :

$$Q^d = C - M + I + X + G.$$

Nous déduisons des calculs précédents et de la fonction d'exportations (15), la demande de bien domestique :

$$\left\{ 1 - \frac{\delta\alpha(1-\tau_2)/[(1+\mu)R]}{1 - \frac{c}{1+(1-c)mp^{\gamma-1}}} \right\} Q^d = \bar{X}p^{-\phi} + G.$$

13. Cette fonction est souvent qualifiée de courbe d'offre agrégée (OA).

Nous pouvons établir que quand p augmente (de zéro à l'infini), Q^d diminue de l'infini à un minimum positif, puis augmente et tend vers

$$\frac{G}{1 - \frac{\alpha\delta(1-\tau_2)}{(1+\mu)R(1-c)}} \quad .^{14}$$

L'équilibre de long terme est supposé unique et situé sur la partie décroissante de la fonction de demande de bien domestique

Il existe donc au moins un équilibre de long terme. Nous faisons l'hypothèse que la configuration des valeurs des paramètres et des variables exogènes est telle que cet équilibre est *unique* et situé sur la partie décroissante de la fonction de demande $Q^d(p)$. Nous verrons que dans ce cas les résultats de statique comparative sont raisonnables et en accord avec ceux obtenus pour les variantes de *Mésange*.

Alors, si la consommation des administrations, G , augmente, la fonction de demande de bien $Q^d(p)$ fait de même, ce qui élève la production et son prix. L'emploi et le capital progressent dans la même proportion que la production. Le prix de la consommation augmente dans une proportion moindre que le prix de production. Les coûts réels du capital et du travail ne sont pas affectés et les exportations baissent.

Si le taux d'imposition des revenus du travail, τ_1 , augmente, alors la fonction d'offre de bien $Q^o(p)$ diminue, ce qui conduit à une baisse de la production et à une hausse de son prix. L'emploi et le capital baissent dans la même proportion que la production. Le prix de la consommation augmente dans une proportion moindre que le prix de production. Les coûts réels du capital et du travail ne sont pas affectés et les exportations baissent.

Si le taux d'imposition des revenus du capital, τ_2 , augmente, les fonctions d'offre et de demande de bien, $Q^o(p)$ et $Q^d(p)$, diminuent. Alors, la production diminue mais le signe de la variation de son prix est indéterminé. Le capital baisse dans une proportion plus grande que la production et l'emploi diminue dans une proportion moindre que celle-ci ou augmente. Le coût réel du travail augmente et celui du capital baisse.

Dans ces trois scénarios de politique budgétaire, les sens de variation de la consommation des ménages et des importations sont indéterminés. Enfin les autres impôts, nets des transferts T ,

n'ont pas d'effets sur le long terme, à l'exception du niveau de la dette publique.

Le long terme de la maquette d'Egée

Dans le long terme, les dépenses de consommation des ménages sont les mêmes à chaque période. L'équation d'Euler résultant du programme d'optimisation de cet agent se simplifie alors en l'égalité entre leur taux d'escompte et le taux d'intérêt national (équation 11a'). L'écart entre les taux d'intérêt national et étranger détermine la prime de risque et en conséquence le niveau d'endettement extérieur (équation 12'). Le coût réel du capital, net de la taxation de ses revenus, est égal au taux d'intérêt national plus le taux de dépréciation du capital (équation 13'). La frontière des coûts des facteurs (3) détermine le coût réel du travail. Nous déduisons alors des équations (1) et (2) l'intensité capitaliste de la production et la productivité du travail en fonction du rapport des coûts des facteurs :

$$\frac{K}{L} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \quad \text{et} \quad \frac{Q}{L} = A \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \right)^\alpha .$$

Ensuite, pour une valeur du prix de production, p , donnée, nous pouvons calculer récursivement les autres variables. La valeur de p se fixe enfin, comme dans la maquette de *Mésange*, pour que l'équilibre du marché du bien domestique (8') soit vérifié. La détermination des autres variables endogènes s'effectue ensuite par étape :

- les exportations, X , sont données par la fonction d'exportations (15).
- les importations, M , s'établissent au niveau assurant l'équilibre de la balance des paiements courants (équation 16').
- le prix de la consommation, p_c , se déduit du prix de production (équation 7').
- les consommations totale et en bien domestique des ménages, C et C_d , se déduisent des importations (équations 9' et 10').

14. Le caractère non monotone de la fonction de demande s'explique de la manière suivante. Si p augmente, les exportations, c'est-à-dire la demande étrangère, baissent. Mais les termes de l'échange du pays s'améliorent, ce qui conduit à élever le revenu réel des ménages et en conséquence la demande domestique. Nous pouvons établir que le premier effet domine si p est au-dessous d'un certain seuil, et que le second effet l'emporte dans les autres cas.

- les équations de salaire (14') et de consommation des ménages contraints (11b'), ainsi que les équations comptables (11c') et (17c'), déterminent les consommations des deux types de ménage, C^r et C^c , ainsi que l'emploi, L , et la dette publique, B . On en déduit la production et le capital, Q et K .

- la FBCF des entreprises, I , se déduit alors du capital (équation 6).

L'équation (8') permet enfin le calcul du prix de production, p .

Les calculs de statique comparative qui suivent sont effectués dans le cas où le taux d'intérêt international est égal au taux d'escompte des ménages : $i^* = 1 / \beta - 1$. Alors, l'endettement extérieur, B^* , est nul et la balance commerciale est en équilibre. Nous faisons aussi l'hypothèse que le taux de la taxe stabilisant la dette publique est plus élevé que le taux d'intérêt : $\lambda > i = 1 / \beta - 1$. Cela implique que si le déficit primaire (sans inclure cette taxe), D , était fixé à un niveau constant, la dynamique de la dette publique serait donnée par :

$$B_t = (1 + i_{t-1} - \lambda)B_{t-1} + D \text{ (équation 17' de l'encadré 1).}$$

Au voisinage de l'équilibre de long terme, cette dette convergerait alors vers sa valeur de long terme, $D / (\lambda - i)$.

Une hausse de la consommation des administrations publiques conduit, dans le long terme, à une élévation de la production et de son prix en l'absence de ménages contraints...

L'augmentation de la consommation des administrations de $dG > 0$ élève la demande de bien domestique et en conséquence son prix :

$$\frac{dp}{p} = \frac{dG}{\varphi[(Q - \delta K)l\bar{L} / L - G]} > 0.$$

Alors, les importations augmentent de $dM / M = (1 - \varphi)dp / p > 0$, les exportations baissent de $dX / X = -\varphi dp / p < 0$ et la hausse du prix de production, qui se confond avec les termes de l'échange, permet à la balance commerciale de rester équilibrée.

Il y a éviction d'une partie de la consommation totale des ménages et de leur consommation en bien domestique :

$$dC / C = (1 - \varphi - \gamma)dp / p < 0 \text{ et } dC_d / C_d = -\varphi dp / p < 0.$$

La diminution de la consommation totale des ménages correspond à une hausse de son utilité marginale : l'offre de travail en est accrue, la durée des loisirs baisse. Ce mouvement est renforcé par la baisse des termes de l'échange intérieur, p_c / p , qui rend le travail plus attractif. Comme le rapport des coûts des facteurs ne change pas, l'emploi, le capital et la production augmentent dans la même proportion :

$$dQ / Q = dK / K = dL / L = \varphi(\bar{L} / L - 1)dp / p > 0.$$

Comme dans le long terme de la maquette de *Mésange*, nous trouvons qu'une hausse des autres impôts, nets des transferts, T , n'affecte dans le long terme que le niveau de l'endettement public, donné par l'équation (17'), et qui diminue.

... et seulement à une élévation de la production lorsque certains ménages sont contraints

Les mécanismes économiques ne sont pas très différents de ceux du cas précédent, mais les calculs sont plus complexes. La consommation des administrations et les autres impôts, nets des transferts, sont augmentés de façon permanente des montants dG, dT^r et $dT^c > 0$. La différentiation des équations définissant le long terme de la maquette permet d'établir que la production change à cet horizon du montant dQ donné par :

$$\left[1 + \varphi(C_d + X) \frac{E_1}{E_2} \frac{L}{Q} - \delta \frac{K}{Q} \right] dQ = \left[1 + \varphi \frac{C_d + X}{E_2} \lambda v \right] dG - \varphi \frac{C_d + X}{E_2} \frac{\lambda v dT^r + [i - (1 - v)\lambda] dT^c}{p}$$

avec :

$$E_1 = (i - \lambda) \frac{p_c C^r}{p(\bar{L} - L)} - v \left\{ [(1 - \tau_1)i - \lambda] \frac{w}{p} - \lambda \tau_2 \frac{r}{p} \frac{K}{L} \right\},$$

$$E_2 = \frac{(i - \lambda) \varphi p_c C + v \lambda T^r + [i - (1 - v)\lambda] T^c}{p}.$$

S'il n'y avait pas de ménages contraints, c'est-à-dire si $v = T^e = 0$, nous aurions $E_1, E_2 < 0$. Nous faisons l'hypothèse que le nombre de ménages contraints est suffisamment bas pour que ces deux inégalités continuent à être vérifiées, ce qui implique que le coefficient de dG est encore positif.

Il en résulte les trois résultats suivants :

- une augmentation permanente de la consommation ou la FBCF des administrations publiques a un effet positif sur la production dans le long terme.

- une élévation des autres impôts, nets des transferts, payés par les ménages ricardiens a un effet positif sur la production dans le long terme. Une hausse de ces impôts d'un même montant pour chaque ménage, c'est-à-dire telle que : $(1 - v)dT^e = v dT^c$, a le même effet positif.

- une augmentation des autres impôts, nets des transferts, payés par les ménages contraints a un effet négatif (positif) sur la production dans le long terme si $\lambda > (<) i / (1 - v)$.

Une hausse permanente des autres impôts, nets des transferts, payés par les ménages ricardiens, réduit la dette publique. Cela conduit à une baisse des impôts nécessaires pour stabiliser cette dette, ce qui bénéficie à tous les ménages. En conséquence, dans le long terme cette mesure équivaut à un transfert de revenu des ménages ricardiens vers les ménages contraints. Les ménages ricardiens devenant plus pauvres, ils consomment moins et travaillent davantage. Nous supposons dans la maquette que l'offre de travail des ménages contraints s'aligne sur celle des ménages ricardiens et en conséquence qu'elle augmente aussi. La hausse de l'offre totale de travail conduit alors à une augmentation de la production. Ce résultat est assez robuste et continuerait à être valide si la sensibilité de l'offre de travail des ménages à leur consommation, dL / dC , était plus faible pour les ménages contraints que pour les ménages ricardiens.

En l'absence de ménages contraints et dans le long terme, une baisse de la production et une hausse de son prix résultent d'une hausse de l'imposition des revenus du travail...

Une hausse de la taxation des revenus du travail de $d\tau_1 > 0$ n'a pas d'effet sur les coûts du capital

et du travail. Étant donc intégralement répercutée dans une baisse du salaire réel, elle est entièrement supportée par les salariés dans le long terme. La diminution du salaire réel réduit l'offre de travail de :

$$\frac{dL}{\bar{L} - L} = \varphi \frac{dp}{p} - \frac{d\tau_1}{1 - \tau_1}.$$

Comme le rapport des coûts des facteurs, et en conséquence l'intensité capitalistique de la production, ne changent pas, l'offre de bien domestique baisse dans la même proportion que celle de travail. Cela conduit à élever le prix de production, ce qui diminue les termes de l'échange intérieur et favorise la demande de travail et l'emploi. Cet effet indirect est cependant dominé par l'effet direct précédent et l'emploi baisse de :

$$\frac{dL}{\bar{L} - L} = - \frac{C_d + X}{(Q - \delta K)\bar{L} / L - G} \frac{d\tau_1}{1 - \tau_1} < 0.$$

La production, le capital et l'investissement diminuent aussi dans cette proportion.

Comme dans le scénario précédent, la consommation totale, celle en bien domestique et les exportations baissent, alors que les importations augmentent. Cependant la situation de la balance commerciale n'est pas altérée à cause de la hausse des termes de l'échange.

... ou, de la même façon, d'une hausse de l'imposition des revenus du capital

Une hausse de la taxation des revenus du capital de $d\tau_2 > 0$ conduit à élever le coût réel du capital (équation 13'). Le coût réel du travail baisse, étant donnée la frontière des coûts des facteurs. Le taux de salaire réel diminue comme dans le scénario précédent, avec, en plus, une baisse de l'intensité capitalistique de la production. Les variations relatives du capital, de la production et de l'emploi, ne sont plus égales mais vérifient :

$$dK / K < dQ / Q < dL / L.$$

Nous pouvons établir que la production diminue et que son prix augmente :

$$\frac{dp}{p} = \frac{1}{\varphi(1 - \alpha)} \frac{\alpha(Q - \delta K)\bar{L} / L - (1 - \alpha)\delta K}{(Q - \delta K)\bar{L} / L - G} \frac{d\tau_2}{1 - \tau_2} > 0$$

$$\frac{dQ}{Q} = -\varphi \frac{C_d + X}{Q - \delta K} \frac{dp}{p} - \frac{\delta K}{Q - \delta K} \frac{d\tau_2}{1 - \tau_2} < 0$$

L'offre de travail et donc l'emploi sont soumis, comme dans le cas d'une hausse de l'imposition des revenus du travail, à l'effet défavorable d'une baisse du coût réel du travail et à l'effet favorable d'une hausse du prix de production et donc à une amélioration des termes de l'échange intérieur. Nous pouvons établir que l'emploi baisse si $\alpha G < (1 - \alpha)\delta K$, et qu'il augmente dans le cas contraire. La consommation totale des ménages, celle en bien domestique et les exportations diminuent. Les importations augmentent et la balance commerciale reste équilibrée.

Les effets de long terme de la politique budgétaire dans les deux modèles : résultats chiffrés

La nature théorique des effets *de long terme* de la politique budgétaire et leur interprétation économique sont donc très similaires pour les deux modèles. Nous ne disposons pas au moment de la rédaction de cet article des résultats des simulations d'*Egée*. Aussi, nous avons utilisé ceux des simulations d'un modèle de Coupet et Renne (2008), qui est très proche d'*Egée* et pour lequel notre maquette resterait

valide, à la différence que ce modèle ne comporte pas de ménages contraints, ni de consommation et FBCF des administrations publiques, ce qui empêche de déterminer les effets de long terme d'une hausse de cette variable. Nous disposons en revanche de variantes donnant les effets d'une hausse de l'imposition des revenus du capital ou du travail, sous l'hypothèse qu'il n'y a pas de ménages contraints. Nous constatons que les effets qualitatifs de hausses de l'imposition des revenus du travail et du capital sont les mêmes pour deux modèles, ce qui est en accord avec les résultats théoriques précédents.

Mésange : un multiplicateur de dépenses publiques faible mais positif à long terme

Une hausse de la FBCF des administrations publiques de 1 % du PIB dans *Mésange*, augmente le PIB de 0,19 % dans le long terme¹⁵ (cf. tableau 1). Le multiplicateur des dépenses publiques est donc positif à cet horizon, mais sa valeur est faible. En dépit de cela, la consommation des ménages augmente, l'équilibre des biens et services étant assuré par une baisse des exportations et une hausse des importations.

15. Il y a une composante purement comptable dans ce résultat. Le PIB inclut la production non marchande, qui augmente automatiquement avec la dépréciation du capital public, c'est-à-dire avec le niveau de celui-ci. Cela explique pourquoi la valeur ajoutée marchande augmente par une ampleur moindre que le PIB, égale à 0,03 %.

Tableau 1
Effets dans le modèle *Mésange* d'une hausse permanente de l'investissement des administrations publiques de 1 % du PIB en volume

	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans	Long terme
Production	1,12	1,32	1,33	1,03	0,74	0,19
Consommation des ménages	0,30	0,82	1,06	0,83	0,69	0,30
Emploi (milliers)	67	172	227	141	85	17
FBCF des ménages et entreprises	6,04	6,37	6,26	5,77	5,62	0,03
Exportations	- 0,02	- 0,05	- 0,15	- 0,47	- 0,79	- 1,26
Importations	1,14	1,51	1,62	1,37	1,53	1,78
Balance commerciale (points de PIB)	- 0,32	- 0,42	- 0,43	- 0,36	- 0,48	- 0,67
Salaire réel	0,16	0,50	0,83	1,02	0,92	0,40
Coût réel du travail	0,13	0,41	0,66	0,87	0,58	- 0,16
Prix de production	0,03	0,21	0,62	1,43	2,30	3,84
Prix de consommation	0,01	0,17	0,53	1,29	2,12	3,56

Lecture : écarts relatifs en pour cent par rapport à un compte central, sauf pour l'emploi et la balance commerciale où il s'agit d'écarts absolus, mesurés respectivement en milliers de travailleurs et en points de PIB. La variation relative de l'investissement est égale à celle du capital dans le long terme. Ainsi, une hausse permanente de l'investissement des administrations publiques de 1 % du PIB conduit, à un horizon de deux ans, à une hausse de la production de 1,32 % et de la consommation des ménages de 0,82 %, à 172 000 créations d'emplois et à une détérioration de la balance commerciale égale à 0,42 point de PIB.

Nous ne disposons, au moment de la rédaction de cet article, que des simulations du modèle de Coupet et Renne (2008), qui est proche d'*Egée*, mais qui n'inclut pas la consommation et l'investissement des administrations publiques. Nous n'avons donc pas pu calculer les effets d'une hausse de cette variable pour ce modèle.

L'emploi et la FBCF des ménages et entreprises augmentent aussi faiblement. En revanche, la hausse du prix de production est importante (de 3,84 %), et la progression du prix de la consommation est juste un peu plus faible.

Une hausse de la taxation des revenus du travail a, dans le long terme, des effets négatifs beaucoup plus importants pour *Mésange* ...

Une raison en est que dans l'équation de salaire (WS) l'élasticité du salaire réel à l'emploi est moins forte dans *Mésange*¹⁶. Ainsi, un choc à la baisse du salaire réel d'une amplitude comparable pour les deux modèles nécessite une diminution de l'emploi plus élevée pour *Mésange*. Ce mouvement se transmet ensuite à la production et au capital, qui baisse dans la même proportion que la production. La baisse de la production conduit à une offre plus faible de bien domestique sur le marché international et en conséquence à une hausse du prix de production. Ainsi ce prix augmente-t-il beaucoup plus pour *Mésange* que pour le modèle de Coupet et Renne. Les exportations baissent (cf. tableau 2).

... alors que les effets négatifs d'une hausse de la taxation des revenus du capital sont moins contrastés entre les deux modèles

Cette mesure fiscale conduit, dans le long terme, à une baisse du salaire réel dans les deux modèles. Comme l'élasticité du salaire à l'emploi est moins forte dans l'équation de salaire de *Mésange* que dans celle du modèle de Coupet et Renne, cette baisse a un effet plus fort sur l'emploi pour le premier modèle que pour le second. Elle réduit en revanche l'intensité capitalistique de la production davantage dans le modèle de Coupet et Renne, comme on peut le voir en comparant les écarts entre la baisse de la FBCF des ménages et des entreprises et celle de la production dans les deux modèles. Cela explique pourquoi le contraste entre les résultats obtenus par les deux modèles est moins fort que pour la variante précédente (cf. tableau 3). Dans le modèle de Coupet et Renne le prix de la

16. La semi-élasticité du salaire par rapport au taux de chômage dans les deux équations de salaire de *Mésange*, est égale dans le long terme à 2,3 (Klein et Simon, 2010). Cette semi-élasticité dans le modèle de Coupet et Renne (2008) est égale à l'inverse du taux de chômage, c'est-à-dire est de l'ordre de 11,8.

Tableau 2
Effets d'une hausse permanente de la taxation des revenus du travail de 1 % du PIB en volume

	<i>Mésange</i>						Modèle de Coupet et Renne				
	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans	Long terme	1 an	2 ans	5 ans	10 ans	Long terme
Production	- 0,25	- 0,61	- 0,87	- 1,06	- 1,43	- 1,43	- 0,5	- 0,5	- 0,3	- 0,15	- 0,1
Consommation des ménages	- 0,35	- 1,04	- 1,37	- 1,45	- 1,54	- 1,82	- 0,1	- 0,1	- 0,2	- 0,15	- 0,1
Emploi (milliers)	- 84	- 207	- 265	- 268	- 257	- 276	- 80	- 90	- 40	- 30	- 23
FBCF des ménages et entreprises	- 0,61	- 0,76	- 1,02	- 1,16	- 1,10	- 1,46	- 0,9	- 1	- 0,5	- 0,2	- 0,1
Exportations	- 0,07	- 0,31	- 0,53	- 0,70	- 0,75	- 0,79	- 0,5	- 0,4	- 0,2	- 0,15	- 0,1
Importations	- 0,37	- 0,73	- 0,93	- 0,77	- 0,49	- 0,52	0,2	0,1	- 0,1	- 0,15	- 0,0
Balance commerciale (points de PIB)	0,12	0,22	0,24	0,14	0,01	0,05	- 0,1	- 0,1	0	0	0
Salaire réel	- 0,37	- 0,92	- 1,21	- 1,52	- 1,95	- 2,43	- 0,9	- 1,2			- 1,5
Coût réel du travail	2,12	1,64	1,42	1,01	0,45	- 0,01	0,5	0,2	0	0	0
Prix de production	0,31	1,01	1,42	1,79	2,14	2,21	0,3	0,3	0,2	0,15	0,1
Prix de consommation	0,24	0,88	1,27	1,61	1,93	1,98	0,2	0,2	0,1	0,05	0,0

Lecture : écarts relatifs en pour cent par rapport à un compte central, sauf pour l'emploi et la balance commerciale où il s'agit d'écarts absolus, mesurés respectivement en milliers de travailleurs et en points de PIB. La variation relative de l'investissement est égale à celle du capital dans le long terme. Ainsi, une hausse permanente de la taxation des revenus du travail de 1 % du PIB conduit, dans le modèle *Mésange* et à un horizon de deux ans, à une baisse de la production de 0,61 % et de la consommation des ménages de 1,04 %, à 207 000 destructions d'emplois et à une amélioration de la balance commerciale égale à 0,22 point de PIB.

Variantes de *Mésange*. Hausse permanente du montant des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB en volume. Variantes du modèle de Coupet et Renne. Hausse permanente du montant des cotisations sociales employeurs de 1 % (ex ante) du PIB marchand. Le PIB marchand étant inférieur au PIB, les chocs sur le modèle de Coupet et Renne, pour ce tableau et le suivant, sont moins forts que sur *Mésange*. Nous ne disposons au moment de la rédaction de cet article que des simulations du modèle de Coupet et Renne (2008), proche d'Égée, mais qui n'inclut pas de ménages contraints. Nous n'avons donc pu calculer les effets d'une hausse de la taxation des revenus du travail quand les ménages sont contraints dans une proportion significative (39 % dans Égée)

production augmente faiblement, et presque toute la diminution du coût réel du travail est répercutée dans le salaire nominal qui baisse fortement. Celui-ci augmente dans *Mésange*.

Dans le modèle de Coupet et Renne, une hausse de la taxation des revenus du capital a un effet de long terme plus dépressif sur la production et le capital qu'une hausse équivalente de l'imposition des revenus du travail. Ce résultat, qui est classique dans la littérature économique théorique (d'Au-tume, 2007), est dû à ce que dans le premier cas l'intensité capitalistique de la production diminue alors qu'elle ne bouge pas dans le second. Cette différence est très atténuée dans *Mésange*, ce qui est dû en partie à ce que l'intensité capitalistique diminue moins dans ce modèle.

Le court et le moyen terme de *Mésange*

Nous modifions les paramètres de la politique budgétaire (dépenses, impôts) à partir de la période t , la situation économique

antérieure étant considérée comme donnée. Nous effectuons d'abord une analyse théorique, utilisant la maquette de *Mésange*, des effets de cette modification sur la situation économique de la période t . Puis, nous complétons cette analyse en donnant les résultats des simulations du modèle lui-même pour cette période et les suivantes.

Une augmentation de la consommation et de la FBCF des administrations publiques et une baisse des autres impôts ont des effets théoriques de court terme positifs mais quantitativement incertains

La consommation et FBCF des administrations publiques, G_p , est augmentée de $dG > 0$, et les autres impôts, nets des transferts, T_p , sont baissés de $dT < 0$. Nous calculons les effets de ces changements sur les variables économiques de la période t . Nous omettrons désormais l'indice de temps, ce qui n'introduira aucune ambiguïté.

Les coûts réels du capital et du travail, r/p et w/p , ainsi que les productivités désirées de ces deux facteurs, Q/K^* et Q/L^* , ne changent pas

Tableau 3
Effets d'une hausse permanente de la taxation des revenus du capital de 1 % du PIB en volume
En %

	<i>Mésange</i>						Modèle de Coupet et Renne				
	1 an	2 ans	3 ans	5 ans	10 ans	Long terme	1 an	2 ans	5 ans	10 ans	Long terme
Production	- 0,01	- 0,06	- 0,11	- 0,28	- 0,84	- 1,51	- 0,4	- 0,6	- 1	- 1,1	- 1,1
Consommation des ménages	- 0,00	- 0,03	- 0,07	- 0,20	- 0,60	- 1,12	0,1	0,1	0,1	- 0,1	- 0,3
Emploi (milliers)	- 0	- 3	- 7	- 24	- 107	- 172	- 61	- 71	- 40	- 20	- 19
FBCF des ménages et entreprises	- 0,09	- 0,34	- 0,54	- 0,89	- 1,66	- 2,40	- 5,1	- 6,4	- 6	- 4,9	- 3,8
Exportations	- 0,00	- 0,01	- 0,05	- 0,23	- 0,82	- 1,28	1,1	1,1	0,5	- 0,4	- 0,4
Importations	- 0,02	- 0,10	- 0,15	- 0,23	- 0,24	0,14	- 0,5	- 0,5	- 0,2	0,1	- 0,1
Balance commerciale (points de PIB)	0,01	0,03	0,04	0,05	0,05	- 0,33	0,3	0,3	0,2	- 0,1	0
Salaire réel	- 0,01	- 0,04	- 0,09	- 0,19	- 0,54	- 1,39	- 0,1	- 0,4			- 1,5
Coût réel du travail	- 0,01	- 0,08	- 0,16	- 0,30	- 0,75	- 1,87	0,1	- 0,2	- 1,2	- 1,4	- 1,6
Prix de production	0,01	0,08	0,25	0,83	2,27	3,70	- 0,7	- 0,7	- 0,2	0,1	0,2
Prix de consommation	0,01	0,07	0,22	0,75	2,10	3,43	- 0,4	- 0,4	- 0,1	0,1	0,1

Lecture : écarts relatifs en pour cent par rapport à un compte central, sauf pour l'emploi et la balance commerciale où il s'agit d'écarts absolus, mesurés respectivement en milliers de travailleurs et en points de PIB. La variation relative de l'investissement est égale à celle du capital dans le long terme. Ainsi, une hausse permanente de la taxation des revenus du capital de 1 % du PIB conduit, dans le modèle de Coupet et Renne et à un horizon de deux ans, à une baisse de la production de 0,6 % et à une hausse de la consommation des ménages de 0,1 %. 71 000 emplois sont détruits et la balance commerciale s'améliore de 0,3 point de PIB.

Variante de *Mésange*. Hausse permanente de 50 points de base de la prime de risque (figurant dans le coût du capital). La définition du coût du capital ajoute au taux d'intérêt une prime de risque. Une augmentation de celle-ci a les mêmes effets que ceux d'une hausse de l'imposition du capital (à l'exception de l'effet direct sur le niveau de dette publique). L'amplitude du choc est voisine de celle d'une élévation de la taxation des revenus du capital de 1 % du PIB.

Variante du modèle de Coupet et Renne. Hausse permanente de la taxation des revenus du capital de 1 % (ex ante) du PIB marchand. Nous ne disposons au moment de la rédaction de cet article que des simulations du modèle de Coupet et Renne (2008), proche d'Egée, mais qui n'inclut pas de ménages contraints. Nous n'avons donc pu calculer les effets d'une hausse de la taxation des revenus du capital quand les ménages sont contraints dans une proportion significative (39 % dans Egée).

(cf. encadré 1, équations (1), (2), (3) et (13)). Nous déduisons alors des équations d'ajustement (4) et (5), les relations :

$$dK / K = (1 - \lambda_2)dQ / Q, \text{ et } : dL / L = (1 - \lambda_3)dQ / Q.$$

Elles montrent que si la production augmente, alors la productivité de chacun des deux facteurs augmente aussi, à cause des retards d'ajustements des valeurs effectives du capital et du travail à leurs valeurs désirées.

D'après l'équation de salaire (14), une modification de l'emploi nécessite un ajustement adéquat du taux de salaire réel. Comme le coût réel du travail ne change pas, cela requiert une modification des termes de l'échange intérieur, c'est-à-dire du prix de production :

$$\frac{dp}{p} = \frac{\omega}{E_3} \frac{dL}{L} = \frac{\omega}{E_3} (1 - \lambda_3) \frac{dQ}{Q},$$

avec :

$$E_3 = - \frac{d(p_c / p)}{p_c / p} / \frac{dp}{p} = \frac{(\gamma p_c + 1 - \gamma)M}{p_c C} > 0,$$

représentant l'élasticité des termes de l'échange intérieur par rapport au prix de production, calculée au voisinage du compte de référence, c'est-à-dire la situation de l'économie dans la période t en l'absence de choc. Nous remarquons que la production et son prix varient dans le même sens.

Nous déduisons de la différentiation de la fonction de consommation (11) :

$$dC = E_4 dQ + E_5 \frac{dp}{p} - c(1 - \lambda_1) \frac{dT}{p_c}$$

$$\text{avec } : E_4 = c(1 - \lambda_1) \frac{p}{p_c} \left[1 - \tau_1 (1 - \lambda_3) \frac{wL}{pQ} \right]$$

$$E_5 = \left[(C - \lambda_1 C_{-1}) E_3 - c(1 - \lambda_1) \frac{i_{-1} B_{-1} - i^* B_{-1}^* - T}{p_c} \right]$$

Le premier terme du membre de droite représente l'effet du changement de la production en volume sur le revenu disponible des ménages et donc sur leur consommation. Quand la production augmente, l'emploi fait de même, ce qui élève le montant des impôts sur les revenus du travail. Le revenu disponible des ménages progresse donc moins que la production, ce qui freine la hausse

de la consommation et joue un rôle de stabilisateur automatique. Le second terme du membre de droite représente l'effet de la modification du prix de production sur la consommation. Il a deux composantes. La première mesure l'effet du changement des termes de l'échange intérieur. La seconde donne l'effet de la hausse du prix de production sur la partie du revenu disponible qui est fixée en valeur. Le troisième terme du membre de droite de l'équation représente l'effet de la hausse des autres impôts, nets de transferts.

Nous différencions de la même façon les équations d'investissement (6), d'importations (9) et d'exportations (15), et substituons les expressions obtenues dans l'équilibre des biens et services (8). Nous obtenons :

$$E_6 dQ = E_7 \frac{dp}{p} + dG - \left(1 - \frac{M}{C} \right) c(1 - \lambda_1) \frac{dT}{p_c}$$

avec :

$$E_6 = 1 - \left(1 - \frac{M}{C} \right) c(1 - \lambda_1).$$

$$\frac{p}{p_c} \left[1 - \tau_1 (1 - \lambda_3) \frac{wL}{pQ} \right] - (1 - \lambda_2) \frac{K}{Q}$$

$$E_7 = - \left[\left(1 - \frac{M}{C} \right) M\gamma + X\varphi \right] +$$

$$\left(1 - \frac{M}{C} \right) \left[(C - \lambda_1 C_{-1}) E_3 - c(1 - \lambda_1) \right]$$

$$\frac{i_{-1} B_{-1} - i^* B_{-1}^* - T}{p_c}$$

Le coefficient de la variation de la production, dQ , est égal à 1 moins la différence des propensions marginales à consommer et à importer et moins la propension à investir. Il serait égal à l'inverse du multiplicateur de la consommation et FBCF des administrations, s'il n'y avait pas de variation du prix de production. Le coefficient de celle-ci, E_7 , inclut les effets de cette variation de prix sur, respectivement, les importations, les exportations et la consommation des ménages en bien domestique.

Nous remplaçons dans le membre de droite dp/p par son expression en fonction de dQ , donnée plus haut. Nous obtenons finalement :

$$dQ = g dG - \mu \left(1 - \frac{M}{C} \right) c(1 - \lambda_1) \frac{dT}{p_c}$$

$$\text{avec } : g = \left\{ E_6 - \frac{E_7 \omega (1 - \lambda_3)}{Q E_3} \right\}^{-1}$$

g est le multiplicateur de la consommation et FBCF des administrations. Il est égal à l'inverse du complément à 1 de la propension marginale à dépenser. Celle-ci est plus petite que 1, et le multiplicateur est positif, si les trois ajustements introduits dans la maquette sont suffisamment lents. Le multiplicateur associé à une baisse des autres impôts, nets des transferts, est inférieur à celui de la consommation et FBCF des administrations. Plus précisément, il est égal à ce dernier multiplicateur, multiplié par la propension marginale à consommer du bien domestique, ce qui est un résultat standard de la théorie macroéconomique keynésienne.

Une hausse de la consommation ou la FBCF des administrations ou une baisse des autres impôts, nets des transferts, génère donc, dans le court terme, une hausse de la production et de son prix. Alors, les exportations baissent. Le prix de la consommation des ménages augmente dans une proportion moindre que le prix de production, ce qui implique que le salaire réel augmente. La FBCF des entreprises et des ménages et l'emploi suivent l'évolution de la production.

Il n'est cependant pas possible d'établir théoriquement, sans plus d'hypothèses sur les valeurs des paramètres et des variables exogènes, que les deux multiplicateurs sont supérieurs à 1, et que la consommation des ménages et les importations augmentent.

À court terme, une baisse de la production résulte de l'augmentations de l'imposition des revenus du travail aussi bien que du capital

Les taux d'imposition des revenus du travail et du capital, τ_1 et τ_2 , sont augmentés de $d\tau_1$ et $d\tau_2 > 0$. Ces deux mesures de politique budgétaire affectent d'une part l'offre des facteurs : la hausse de τ_1 élève le coin fiscal qui intervient dans l'équation de salaire (14) et la hausse de τ_2 augmente le coût réel du capital hors taxes, conformément à l'équation (13). D'autre part, ces mesures fiscales augmentent les impôts payés par les ménages, et en conséquence réduisent leur revenu disponible et leur consommation, conformément à l'équation (11). Cet effet demande est identique à celui qui résulte d'une hausse des autres impôts, nets des transferts (cf. la sous-partie qui précède).

Après avoir différencié les équations de la maquette, nous obtenons l'effet de ces politiques sur la production :

$$dQ = g \frac{E_4}{E_3} \frac{d\tau_1}{1-\tau_1} + g \left\{ \frac{E_4}{E_3} \frac{\alpha}{1-\alpha} [1 + \omega(1-\lambda_3)] - (1-\lambda_2 K) \right\} \frac{d\tau_2}{1-\tau_2} - g \left(1 - \frac{M}{C} \right) e(1-\lambda_1) \left[\frac{wL}{p_c} d\tau_1 + \frac{rK^*}{p} \left(-\lambda_3 \tau_1 \frac{L}{L^*} \frac{p}{p_c} + \frac{K-1}{K^*} \right) \frac{d\tau_2}{1-\tau_2} \right]$$

La seconde ligne du membre de droite représente l'effet demande, avec le même multiplicateur fiscal que dans la sous-partie qui précède, si nous posons :

$$dT/p = d(\tau_1 wL + \tau_2 rK_{-1}).$$

Selon cet effet, la hausse des deux taux d'imposition conduit à une baisse de la production. La première ligne du membre de droite représente l'effet offre. Nous ne pouvons pas établir qu'il conduit à une baisse supplémentaire de la production sans davantage d'hypothèses sur les valeurs des paramètres et des variables exogènes.

Les effets de court et de moyen terme de la politique budgétaire dans le modèle *Mésange* sont qualitativement les mêmes que ceux de court terme dans la maquette

Nous ne pouvons pas poursuivre la démarche analytique précédente pour déterminer les effets à moyen terme des politiques budgétaires dans la maquette de *Mésange* car les calculs deviennent trop compliqués. Mais il est possible de calculer ces effets pour le modèle en recourant à des simulations (cf. tableau 1).

On retrouve dans les effets d'une augmentation permanente de la FBCF des administrations publiques les résultats qualitatifs établis dans l'analyse théorique de court terme, pour les dix années de la variante. La production, la consommation des ménages et les importations augmentent. Le prix de la consommation augmente, mais moins que celui de production et donc les termes de l'échange intérieur baissent. Les exportations diminuent. Le salaire réel augmente. Le coût réel du travail augmente aussi, mais moins, à cause de la baisse des termes de l'échange intérieur. Dans le long terme il baisse légèrement (il rejoint sa valeur initiale dans la maquette). Cette dynamique de court et moyen terme du coût réel du travail s'explique par un ajustement plus rapide du salaire nominal que du prix de production.

L'effet maximum de la mesure budgétaire est atteint au bout de deux ou trois ans, selon les variables. Cela s'explique par le fait qu'à cause des retards d'ajustement, les propensions

marginales à consommer et à investir sont faibles l'année où l'expansion budgétaire est mise en œuvre. L'effet de la relance budgétaire est élevé et durable : une hausse permanente de l'investissement des administrations publiques de 1 % du PIB en volume, conduit à une augmentation du PIB en volume de 1,12 % à un horizon d'un an. Cette hausse culmine à 1,33 % à un horizon de trois ans, puis diminue très lentement, restant encore supérieure à 1 % à l'horizon de cinq ans et égale à 0,74 % à celui de dix ans. Dans le très long terme, la hausse du PIB est de 0,19 %.

Pourquoi la hausse de la production est-elle aussi importante et durable ? L'analyse théorique de la maquette suggère que des élasticités-prix plus élevées des fonctions d'exportations et d'importations affaibliraient cette hausse. L'élasticité-prix des exportations de produits manufacturés est de 0,31 dans le court terme et de 0,60 dans le long terme. Celle des importations de produits manufacturés est de 0,30 dans le court terme et de 0,86 dans le long terme. Ces valeurs sont dans les ordres de grandeur des estimations courantes faites sur données macroéconomiques. Elles sont cependant beaucoup plus faibles que les résultats habituellement obtenus par estimations sur données microéconomiques, et elles impliquent aussi un pouvoir de marché de la France relativement au reste du monde qui est extrêmement élevé et qui permettrait la mise en œuvre de politiques commerciales stratégiques très profitables. De plus, une plus grande sensibilité du salaire réel à l'emploi, dans l'équation de salaire (une valeur plus élevée du paramètre ω), conduirait à une plus forte réactivité du prix de production au niveau de production et, si E_7 était négatif, à un multiplicateur plus faible.

Le modèle *Mésange* est stable, c'est-à-dire que les effets des chocs permanents étudiés convergent vers leurs valeurs de long terme, bien qu'il n'y ait pas les mécanismes stabilisateurs des dettes publique et extérieure qui figurent dans *Egée*. La raison en est que, dans le long terme, le taux d'intérêt réel est inférieur au taux de croissance par un écart de 0,5 % par an. Sous cette hypothèse, un déficit extérieur (du compte des administrations publiques) constant conduit le ratio de la dette extérieure (publique) à la production à converger vers une valeur finie dans le long terme. Cependant, cette convergence est lente : les écarts des taux d'endettement à leurs valeurs de long terme diminuent de 0,5 % par an.

Les effets d'une hausse de l'imposition des revenus du travail (cf. tableau 2¹⁷) confirment ou précisent l'analyse théorique de la maquette. La production, l'emploi, l'investissement et la consommation des ménages baissent, les prix de production et de la consommation augmentent, les exportations, les importations et le salaire réel diminuent.

Une augmentation de la prime de risque (cf. tableau 3) donne des effets sensiblement identiques à ceux d'une hausse de l'imposition des revenus du capital, si ce n'est qu'elle n'affecte pas la dette publique. Elle s'apparente donc à ce qui a été analysé à l'occasion de l'examen des propriétés de court terme de la maquette de *Mésange* en l'absence d'effet demande. Les effets de cette variante sont dans le même sens que ceux de la variante précédente, mais d'une ampleur faible au cours des premières années, bien qu'ils soient importants dans le long terme. La raison provient de ce que *Mésange* comporte beaucoup plus de rigidités réelles et nominales que celles que nous avons introduites dans la maquette.

Le court et le moyen terme d'*Egée* dépendent aussi de l'état futur anticipé de l'économie, tel qu'il est prévu par le modèle

A lors que l'équilibre de court terme de *Mésange* dépend de l'état de l'économie hérité du passé et de la politique économique courante, dans *Egée* il dépend aussi de l'état futur anticipé de l'économie, tel qu'il est prévu par le modèle. *On ne peut donc calculer l'équilibre de court terme que simultanément avec l'évolution de l'économie jusqu'à son équilibre de long terme.* Cette exigence rend impossible une analyse théorique aussi détaillée que celle

17. Cette hausse prend la forme d'une élévation des cotisations sociales employeurs. Une hausse portant sur les cotisations sociales employés devrait conduire aux mêmes effets : les salariés sont intéressés par le salaire réel et les entreprises par le coût réel du travail. Lors de négociations de salaires entre partenaires sociaux, la répartition des cotisations sociales entre employeurs et employés est une simple convention comptable sans impact économique. Cependant, dans le court et le moyen terme, comme les règles d'indexation portent sur le salaire brut, une hausse des charges sociales employeurs (employés) est effectivement à la charge de ceux-ci. Cela explique pourquoi, dans *Mésange*, une élévation des cotisations sociales employeurs conduit à augmenter le coût réel du travail dans le court terme, alors que dans la maquette il ne bouge pas. Une hausse des cotisations sociales employés, en revanche, est principalement supportée dans le court terme par les salariés et le coût réel du travail bouge alors très peu. Cette différence s'atténue au cours du temps et disparaît presque dans le long terme.

que nous avons effectuée pour l'équilibre de court terme de la maquette de *Mésange*. Nous pouvons cependant obtenir quelques résultats.

En l'absence de ménages contraints, un changement de la fiscalité ou des transferts n'affecte pas la demande agrégée

L'identité budgétaire des administrations publiques (cf. encadré 1, équation 17') détermine la dynamique de la dette publique ; celle-ci n'a aucun effet sur le reste de l'économie. Une baisse des autres impôts, nets des transferts, de la période t , T , n'affecte donc que l'évolution de cette dette. La raison en est que sa stabilisation nécessitera une augmentation des impôts dans le futur, qui est pleinement anticipée par les ménages. Ceux-ci comprennent que le cadeau fiscal est illusoire et qu'ils n'ont pas de raison de modifier leur comportement. Cette mesure de politique budgétaire est donc sans effet : cette propriété est appelée l'équivalence ricardienne. De ce fait, un changement de la taxation des revenus du travail et du capital aura des effets sur le côté offre de l'économie, à cause des distorsions introduites sur les marchés des facteurs, mais n'en affectera pas le côté demande.

Nous avons vu que dans le long terme, une élévation permanente de la consommation ou de l'investissement des administrations publiques conduit à une augmentation de la production et de son prix, et en conséquence du capital, de l'investissement des entreprises et de l'emploi. L'ajustement de l'économie vers cet équilibre n'est pas instantané parce que l'accumulation du capital prend du temps.

Cette mesure de relance fiscale initie ainsi une hausse immédiate de la demande et une élévation progressive de l'offre. Cela conduit dans le court terme à un prix de production supérieur à sa valeur de long terme, et ensuite à sa diminution progressive¹⁸. L'endettement extérieur, la prime de risque et donc le taux d'intérêt domestique, ne peuvent pas bouger beaucoup dans le court terme. Comme le prix de production est anticipé diminuer, le coût réel du capital augmente dans le court terme ; en conséquence le coût réel du travail et le salaire réel baissent à cet horizon. Nous avons vu que la consommation des ménages diminue dans le long terme. Mais sa baisse est plus importante dans le court terme, car la diminution anticipée du prix de production incite les ménages à repousser à plus tard une partie de leur consommation. Nous déduisons de l'équation de salaire que le sens

de variation de l'emploi, et donc de la production, est indéterminé sur le court terme. Enfin, la FBCF des entreprises augmente dans le court terme, à un niveau supérieur à sa valeur de long terme, puis diminue progressivement vers celle-ci, afin de permettre l'augmentation du capital.

Avec des ménages contraints, une baisse des impôts ou une hausse des transferts élève la demande agrégée, ce qui a un effet expansionniste sur l'économie

L'équivalence ricardienne n'est plus valide. Une baisse des autres impôts, nets des transferts, des ménages ricardiens, sera financée par une hausse ultérieure des impôts supportée à la fois par ces ménages et par les ménages contraints. Une telle mesure accroît donc la richesse des ménages ricardiens, qui, en conséquence, augmentent immédiatement leur consommation : d'où un effet expansionniste sur l'économie. En revanche, le comportement de court terme des ménages contraints n'est pas affecté par la hausse future de leurs impôts.

Une baisse des autres impôts, nets des transferts, des ménages contraints, augmente leur revenu et donc leur consommation. Elle conduira à une hausse future des impôts. Les ménages ricardiens anticipent qu'une partie de cette hausse sera à leur charge, ce qui les conduit dans l'immédiat à réduire leur consommation, mais avec une ampleur moindre que celle de la hausse de la consommation des ménages contraints. L'effet sur l'économie est encore expansionniste.

Une élévation permanente de la consommation ou de la FBCF des administrations publiques a des effets de court terme d'autant plus expansionnistes que les ménages contraints sont nombreux. Les ménages ricardiens réduisent leur consommation, parce qu'ils anticipent la hausse future de la taxe stabilisant la dette publique. Cependant, comme une partie de cette taxe sera payée par les ménages contraints, la baisse de leur consommation est inférieure à la hausse de la consommation des administrations publiques, et ce d'autant plus qu'ils sont moins nombreux. Le comportement de court terme des ménages contraints n'est pas sensible à cette hausse future des impôts.

18. Dans la maquette de *Mésange* la consommation des ménages, et en conséquence la demande, augmentent aussi progressivement. Nous ne pouvons donc pas établir théoriquement si la hausse du prix de production est plus ample ou moins ample dans le court que dans le long terme.

Enfin, un changement de la taxation des revenus du travail ou du capital a maintenant des effets sur le versant demande de l'économie, qui s'ajoutent à ceux qu'ils avaient déjà en l'absence de ménages contraints sur le versant offre.

Les simulations du modèle de Coupet et Renne convergent vers leurs équilibres de long terme beaucoup plus rapidement que celles de *Mésange*

Nous rappelons que nous ne disposons pas des résultats des simulations du modèle *Egée* au moment de la rédaction de cet article. Nous avons utilisé les variantes d'un modèle de Coupet et Renne, dont la structure est proche de celle d'*Egée* à maints égards, mais qui ne comporte pas, à la différence de ce dernier, de ménages contraints, ni de consommation et FBCF des administrations. En conséquence, nous ne disposons pas des effets d'une hausse de la consommation ou de l'investissement des administrations publiques, comme c'était le cas avec *Mésange* (cf. tableau 1). De tels effets auraient permis de comparer les réponses des deux modèles à cette mesure budgétaire, et notamment d'évaluer la sensibilité de la réponse d'*Egée* à la proportion de ménages contraints.

Il n'a pas été possible de donner une expression analytique aux effets de hausses des taux d'imposition des revenus du travail et du capital sur la maquette. La compréhension de leurs effets est encore plus difficile dans le modèle lui-même, qui comporte un grand nombre de rigidités réelles et nominales, affectant chacune les résultats d'une façon spécifique. Au total, ceux-ci dépendent des forces relatives de ces effets, c'est-à-dire des valeurs numériques des paramètres. Il est donc en général difficile de donner une interprétation économique sans équivoque des variantes figurant dans les tableaux 2 et 3, et *a fortiori* de comprendre leurs différences avec les variantes de *Mésange*.

C'est cependant possible dans certains cas. Ainsi, une hausse permanente de la taxation des revenus du capital conduit, dans le long terme, nous l'avons vu, à une baisse du stock de capital et à une diminution plus modérée de l'emploi. Celui-ci étant assez flexible à court terme alors que le capital ne peut diminuer que progressivement, l'ajustement dynamique de ces deux variables prend la forme d'une forte baisse de l'emploi durant les deux premières années, suivie par une remontée, tandis que le stock de capital diminue à un rythme régulier.

Un résultat important des simulations du modèle de Coupet et Renne tient au délai de convergence de l'économie vers son équilibre de long terme : elle est presque totalement accomplie au bout d'une dizaine d'années. Cet ajustement prend beaucoup plus de temps dans *Mésange*. En revanche, les effets d'une élévation de l'imposition des revenus du travail sur la plupart des variables sont similaires au cours des deux premières années, encore que cette mesure de politique économique améliore la balance commerciale dans le premier modèle et la détériore dans le second. Dans le court terme, la hausse de la prime de risque a un effet négligeable dans *Mésange*, alors qu'une hausse de la taxation du capital affecte fortement l'économie à cet horizon dans le modèle de Coupet et Renne.

* *
*

Cette comparaison a mis en évidence des différences importantes entre les deux modèles, notamment dans les comportements de consommation des ménages. Elle a également fait ressortir des ressemblances considérables, principalement dans le comportement des entreprises et la détermination de l'équilibre de long terme.

Les dissemblances et les similitudes constatées entre ces deux modèles ne valent pas forcément pour l'ensemble des modèles macro-économétriques keynésiens et DSGE. Cependant, le Fonds Monétaire International a récemment comparé l'évaluation des effets de différentes mesures de politique budgétaire, par six modèles DSGE et un modèle hybride qui combine des caractéristiques des modèles macro-économétriques keynésiens et DSGE (le modèle des États-Unis FRB-US) (Coenen *et al.*, 2010). Ces modèles sont tous utilisés par des administrations et des institutions économiques (la Commission Européenne, le FMI, la Banque du Canada, la Banque Centrale Européenne, l'OCDE et le *Federal Reserve Board*). Les résultats des simulations de ces sept modèles présentent des similitudes notables, tout particulièrement quand les chocs budgétaires sont temporaires (un ou deux ans) et anticipés comme tels par les agents. Les auteurs peuvent facilement rattacher les écarts éventuels à des différences dans les spécifications ou les valeurs des paramètres des modèles. Par exemple les rigidités nominales sont plus importantes dans les modèles portant sur l'Europe que dans ceux portant sur les États-Unis ; le Canada est une économie plus ouverte que l'Union européenne, qui l'est elle-même davantage que les États-Unis ; enfin, les stabilisateurs

automatiques, dont la force dépend du poids de l'État dans l'économie, sont plus puissants en Europe qu'aux États-Unis.

Au terme de cette comparaison, la présence de ménages contraints s'avère le facteur essentiel permettant d'assurer à la fois des résultats similaires d'un modèle à l'autre et des effets notables

à la politique budgétaire. Comme ces ménages ne peuvent pas emprunter sur les marchés financiers, leur consommation est très dépendante de leur revenu courant et non de leur revenu permanent : il s'agit de l'indispensable aliment de l'effet multiplicateur keynésien dans un modèle. Cet effet, puissant dans *Mésange*, n'apparaît dans *Egée* que quand il existe des ménages contraints. □

BIBLIOGRAPHIE

Blanchard O.J. (2009), « The State of Macro », *Annual Review of Economics*, vol. 1, pp. 209-228.

Chari V.V., Kehoe P.J. et McGrattan E.R. (2009), « New Keynesian Models : Not Yet Useful for Policy Analysis », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 1, n° 1, pp. 242-266.

Coenen G., Erceg C., Freedman C., Furceri D., Kumhof M., Lalonde R., Laxton D., Lindé J., Mourougane A., Muir D., Mursula S., de Resende C., Roberts J., Roeger W., Snudden S., Trabandt M. et in 't Veld J. (2010), « Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models », *IMF Working Paper*, n° WP/10/73.

Coupet M. et Renne J.-P. (2008), « Réformes fiscales dans un modèle DSGE France en économie ouverte », *Économie et Prévision*, n° 183-184, pp. 199-222.

d'Autume A. (2007), « Comment imposer le capital ? », *Revue économique*, vol. 58, n° 3, pp. 499-533.

Deleau M., Malgrange P. et Muet P.-A. (1981), « Une maquette représentative des modèles macroéconomiques », *Annales de l'Insee*, n° 42, pp. 53-92.

Direction Générale du Trésor (2011), « Egée – Appendice technique », 20 janvier.

Harrison R., Nikolov K., Quinn M., Ramsay G., Scott A. et Thomas R. (2005), « The Bank of England Quarterly Model », <http://www.bankofengland.co.uk/publications/other/beqm/index.htm>.

Klein C. et Simon O. (2010), « Le modèle *Mésange* réestimé en base 2000. Tome 1 – Version avec volumes à prix constants », *Série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, n° G 2010/03, Insee.

Kydland F. et Prescott E. (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 50, n° 6, pp. 1345-1370.

Klein L.R. (1950), *Economic Fluctuations in the United States, 1921–1941*, New-York : John Wiley.

Klein L.R. et Goldberger A. (1955), *An Econometric Model of the United States, 1929–1952*, Amsterdam : North-Holland.

Lucas R. (1976), « Econometric Policy Evaluation : A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, n° 1, pp. 19-46.

Sims C. A. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 1-48.

Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE

Thomas Le Barbanchon* et Olivier Simon**

Jusqu'à la crise de 2008, il était fréquent d'opposer les capacités de récupération des marchés du travail américain et européen face aux chocs conjoncturels, les États-Unis étant en général considérés plus *résilients*, c'est-à-dire davantage affectés à court terme mais revenant plus facilement à leur trajectoire initiale. Entre 1986 et 2007, les États-Unis se sont certes caractérisés par un *output gap* à la fois plus fluctuant et retournant plus rapidement à l'équilibre. Mais ceci ne suffit pas à conclure à une plus forte résilience. Ceci a pu également résulter de différences dans la nature des chocs auxquels ils ont été exposés.

Pour départager ces deux interprétations on s'appuie ici sur une approche structurelle directement inspirée de Christoffel et Linzert. Deux maquettes d'équilibre général intertemporelles stochastiques (DSGE) jumelles, calibrées séparément sur les États-Unis et la France, intègrent un modèle d'appariement à la Diamond, Mortensen et Pissarides. Ce modèle explique l'existence d'un chômage d'équilibre par la présence de *frictions* dans le processus de rencontre entre les chômeurs et les entreprises, frictions générées par l'imperfection de l'information sur les appariements possibles. L'appariement entre un chômeur et une entreprise n'est pas automatique ; à chaque instant, des chômeurs coexistent avec des emplois vacants prêts à être occupés.

Cette approche montre que les écarts de résilience sont marqués pour les chocs relatifs au marché du travail (à l'avantage des États-Unis) et sont moins nets pour des chocs de productivité et de politique monétaire.

On utilise les mêmes maquettes pour estimer les chocs historiques de chaque économie entre 1986 et 2007 et quantifier les contributions de chaque type de choc aux fluctuations de l'*output gap* : les écarts de trajectoire des deux pays s'expliqueraient surtout par des combinaisons historiques différentes de chocs, plus que par des capacités différentes d'absorption de ces chocs.

* Crest.

** DG Trésor.

Du début des années 1990 jusqu'à 2007, la performance économique des États-Unis se distingue nettement de celle de ses principaux partenaires économiques. Non seulement leur croissance potentielle est sensiblement plus forte, mais en outre sa capacité à rebondir face à des chocs défavorables semble plus grande. On observe en particulier qu'au cours de la récession du début des années 2000, les États-Unis se sont singularisés des pays d'Europe continentale par une baisse plus rapide de l'output gap¹ en début de cycle compensée par un retour également plus précoce vers leur croissance potentielle. Dans de nombreux travaux, les différences de performance entre les États-Unis et ses partenaires ont été rapprochées du fonctionnement de leur marché du travail, un marché plus flexible facilitant la réallocation des ressources suite à un choc conjoncturel.

La notion de *résilience* a souvent été utilisée pour caractériser le comportement de court terme d'une économie en réponse aux chocs conjoncturels, suite notamment aux travaux de l'OCDE et de la Commission européenne (Drew *et al.*, 2004 ; Duval *et al.*, 2007 ; DG ECFIN, 2007). La résilience d'une économie se définit comme sa capacité à absorber un choc. Dans cette étude, on l'interprétera, de façon plus restreinte, en termes de vitesse de récupération après le choc. Nous nous proposons d'effectuer une comparaison de la résilience ainsi définie, entre les États-Unis et la France, en reliant le degré de résilience de chaque économie à des composantes structurelles spécifiques. On se concentre sur la période 2000-2007, excluant volontairement la crise actuelle, pour laquelle les données sont encore fragiles et les outils utilisés ici mériteraient d'être développés plus avant afin de rendre compte des mécanismes financiers à l'origine de cette crise.

L'approche privilégiée dans cette étude se situe dans le cadre de la macroéconomie néo-keynésienne. Cependant, elle dépasse le cadre standard des modèles d'équilibre général intertemporel et stochastique (DSGE) en accordant une attention particulière à la modélisation du marché du travail. Les modèles DSGE standard se cantonnent en effet à une représentation relativement simple du marché du travail, sans chômage, et ne prennent donc pas en compte les spécificités du marché du travail propres à chaque économie, potentiellement sources de rigidités et de défaut de résilience. On introduit ici un marché du travail où l'appariement entre chômeurs et employeurs n'est pas instantané, mais coûteux et frictionnel. On évalue alors,

dans des modèles calibrés pour l'économie française et américaine, dans quelle mesure un appariement plus ou moins facile sur le marché du travail entraîne des différences de *résilience*, et on les compare à des différences de résilience générées par d'autres types de rigidités, sur les prix et les salaires notamment, ou par des règles de politique monétaire distinctes.

Comparer les cycles entre les États-Unis et la zone euro : une revue de littérature

Quelle méthodologie adopter pour comparer les fonctions de réponses de plusieurs économies et apprécier leur résilience ? L'approche empirique proposée par Duval *et al.* (2007) consiste à effectuer une comparaison de la résilience des pays de l'OCDE en identifiant un choc commun à ces économies et en estimant sa dynamique d'impulsion et de propagation au sein de chaque pays. Les auteurs relient ensuite la dynamique obtenue à la plus ou moins grande flexibilité du marché des biens et du travail. Il en ressort que « les politiques et les institutions entraînant des rigidités sur le marché du travail et des biens et services atténuent l'impact initial du choc mais rendent son effet plus persistant, tandis que les politiques favorisant le développement des marchés hypothécaires réduisent la persistance et améliorent ainsi la résilience ».

L'approche de Duval *et al.* (2007) se concentre sur les mécanismes de transmission de chocs communs aux pays de l'OCDE. On peut penser cependant que les différences de dynamique entre deux économies face à un choc dépendent également de la nature du choc considéré ainsi que des mécanismes de stabilisation du cycle, par exemple la politique monétaire, mécanismes qui permettent à l'économie de revenir à son état d'équilibre. C'est pourquoi on privilégie dans cette étude une approche faisant appel à une description complète du cycle en termes d'impulsion, propagation et rétroaction. Plus précisément, la réponse de l'économie face à un choc est analysée à la fois suivant la nature de l'impulsion, les mécanismes de propagation dérivant de la structure de l'économie et les mécanismes régulateurs qui contribuent à l'absorption progressive du choc. La structure de l'économie étant connue, la contribution des diverses impulsions (chocs de productivité, de préférence sur l'utilité de la consommation ou du loisir, monétaire etc.) au mouvement des

1. L'output gap est la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel.

grandeurs macroéconomiques observées peut être calculée. Pour comparer le degré de résilience des deux économies, on y étudie alors les propagations de chocs de nature comparable.

Des écarts de dynamique observés sur les derniers cycles provenant seulement de nature différente des chocs conjoncturels affectant chaque zone ?

Smets et Wouters (2005) et Grenouilleau *et al.* (2007) effectuent un exercice analogue à celui de notre étude, en comparant les cycles de la zone euro et des États-Unis à l'aide de modèles DSGE. Le modèle utilisé par Smets et Wouters (2005) est un modèle d'économie fermée, caractérisée par des rigidités réelles sur les marchés des biens et du travail (concurrence monopolistique) et par des rigidités nominales sur les prix et les salaires (rigidités à la Calvo). L'estimation du modèle pour la zone euro et les États-Unis ne suggère pas de différences notables des paramètres structurels entre les deux économies. Notamment, les rigidités nominales sur les prix et les salaires en zone euro ne sont pas significativement différentes de celles des États-Unis. La seule différence relevée par les auteurs concerne les chocs de demande : leur variance est plus importante aux États-Unis qu'en zone euro, leur persistance plus faible. Ces résultats aboutissent à la conclusion qu'en réponse à un même choc, la dynamique des deux économies se révèle similaire. En revanche, l'examen des trois derniers cycles suggère de fortes différences de nature entre les chocs subis par l'économie américaine et ceux subis par la zone euro, ce qui expliquerait les écarts de dynamique observés sur la période historique entre ces deux économies.

Le modèle DSGE estimé par Grenouilleau *et al.* (2007) est enrichi d'une ouverture sur l'extérieur et d'une politique budgétaire, éléments susceptibles de remettre en cause les résultats de Smets et Wouters (2005). En effet, la zone euro peut être considérée comme plus sensible aux chocs extérieurs que l'économie américaine et les dépenses publiques nationales des États-membres y représentent une part plus importante du PIB. Malgré cet enrichissement, les conclusions de Grenouilleau *et al.* (2007) ne permettent pas non plus d'établir de différences significatives de résilience entre les États-Unis et la zone euro. Comme dans Smets et Wouters (2005) les écarts de dynamique observés sur le dernier cycle trouvent leur origine dans l'examen des chocs historiques ayant affecté les deux

économies : Grenouilleau *et al.* (2007) montrent en effet que si la zone euro avait subi le choc négatif de productivité² des États-Unis conduisant à la récession du début des années 2000, celle-ci aurait montré la même dynamique que les États-Unis.

Les deux études précédentes ne parviennent donc pas à expliquer une éventuelle différence structurelle de résilience entre l'économie américaine et la zone euro, puisque les écarts de dynamique observés sur les derniers cycles y proviennent de différentes combinaisons de chocs historiques.

Cependant, les modèles utilisés peuvent aussi souffrir d'une mauvaise spécification. Par exemple, les chocs historiques reconstitués sur la base de ces modèles apparaissent très persistants, ce qui est peu satisfaisant. Il est probable que la forte persistance des chocs ne cache en réalité des mécanismes économiques qui génèrent une certaine inertie macroéconomique. De ce point de vue, l'enrichissement de la description du marché du travail est un bon candidat à l'amélioration de la spécification, comme le suggère la littérature récente qui introduit des frictions à la recherche d'emploi dans la modélisation de type DSGE.

L'analyse des interactions entre chômage frictionnel et fluctuations : un champ d'investigation très dynamique depuis une dizaine d'années

Les premiers modèles du courant des cycles réels et de son successeur, le courant néo-keynésien, ont tenté d'expliquer les fluctuations de l'activité sans rendre compte de celles du taux de chômage. Dans ces modèles, et plus généralement dans les DSGE standard, le travail est modélisé sous la forme d'un bien homogène, fourni par les ménages et demandé par les entreprises, le salaire permettant à chaque instant d'égaliser l'offre et la demande. Dans ce cadre, chaque travailleur fournit une quantité de travail conforme à la résolution de l'arbitrage entre consommation et loisir ; l'économie se trouve donc en permanence au plein emploi et la notion de chômage est, de fait, inexistante. Une diminution de la quantité de travail par rapport à l'état stationnaire peut, certes, s'interpréter comme une hausse du taux de chômage : néanmoins,

2. C'est-à-dire, un choc modifiant le niveau technologique de l'économie et impactant par conséquent les productivités des facteurs de production.

les causes microéconomiques à l'origine de la baisse de la quantité de travail ne décrivent qu'imparfaitement les comportements microéconomiques qui peuvent être à l'œuvre lorsque survient une hausse du chômage.

La difficulté des modèles DSGE standard à rendre compte des fluctuations du taux de chômage a ainsi conduit à un rapprochement entre le courant néo-keynésien et un autre grand courant de la littérature, celui qui s'est constitué à partir du modèle d'appariement de Diamond, Mortensen et Pissarides (DMP) dans les années 1980.

Le modèle DMP propose une vision du marché du travail qui tente de toucher au plus près des comportements microéconomiques : les créations d'emploi sont ainsi vues comme résultant d'un appariement entre des chômeurs (ou des salariés) cherchant un emploi et des entreprises proposant des emplois vacants. Le modèle DMP explique l'existence d'un chômage d'équilibre par la présence de frictions dans le processus de rencontre entre les chômeurs et les entreprises (la notion de frictions est bien antérieure au modèle DMP, cf. l'analyse historique de Petrongolo et Pissarides, 2001). Les frictions sur le marché du travail sont générées par l'imperfection de l'information sur les opportunités d'appariement, l'hétérogénéité des acteurs, les coûts à la mobilité, la congestion entre les acteurs, etc. Ainsi, aussi bien pour le chômeur que pour l'entreprise, la recherche du « bon » appariement est coûteuse (coût pour l'entreprise de faire passer des entretiens d'embauche, temps alloué à la recherche pour le chômeur). L'appariement entre un chômeur et une entreprise n'est donc pas automatique, ce qui explique la coexistence à chaque instant de travailleurs en recherche d'emploi et d'emplois vacants prêts à être occupés.

Malgré ses fondements microéconomiques, le modèle DMP usuel ne peut reproduire dans le cas des États-Unis le rapport de la volatilité du chômage à celle de la productivité (Shimer, 2005). Depuis, plusieurs améliorations ont été envisagées. Hall (2005) propose notamment d'introduire des rigidités salariales, le salaire réel ne s'ajustant que lorsque l'un des partenaires dispose d'une opportunité plus avantageuse et peut donc opposer une menace crédible de quitter l'appariement. Une telle rigidité amplifie les mécanismes de propagation des chocs de productivité au taux de chômage et permet aussi de mieux reproduire la cyclicité des salaires réels (leur corrélation avec les variations d'output).

Le résultat de la convergence du courant néo-keynésien et du courant du chômage frictionnel peut être divisé en trois types d'études : les études centrées sur les aspects théoriques (Blanchard et Galí, 2007 et 2010, Trigari, 2004), celles construisant des modèles plus riches, notamment concernant la détermination des salaires sous forme de négociation salariale (Moyen et Sahuc, 2005, Christoffel et Linzert, 2010) et, enfin, celles s'attachant à l'estimation de ce type de modèles (Fève et Langot, 1996, Christoffel *et al.*, 2006, Gertler *et al.*, 2008). Toutes soulignent l'importance des frictions et des rigidités salariales sur le marché du travail pour expliquer la propagation des chocs. De plus, certaines d'entre elles (par exemple Trigari, 2004, ou Christoffel et Linzert, 2010) mettent en avant le rôle de l'hypothèse de *droit à gérer* dans la réplique de la dynamique des salaires. Cette hypothèse renvoie au mode de négociation salariale entre les employés et l'employeur : le *droit à gérer* signifie que la négociation ne porte pas sur l'emploi et le salaire mais uniquement sur le salaire, l'emploi étant déterminé par l'employeur uniquement, une fois le salaire négocié. Christoffel et Linzert (2010) montrent que cette hypothèse améliore la persistance de la réponse du modèle face à un choc monétaire.

On présente maintenant en détail le modèle de Christoffel et Linzert (2010) utilisé pour comparer les cycles de la France et des États-Unis. On décrit les agents économiques, leurs comportements et on présente les principales équations de l'économie sous forme fonctionnelle.

Un modèle d'appariement du marché du travail inséré dans un modèle DSGE néo-keynésien

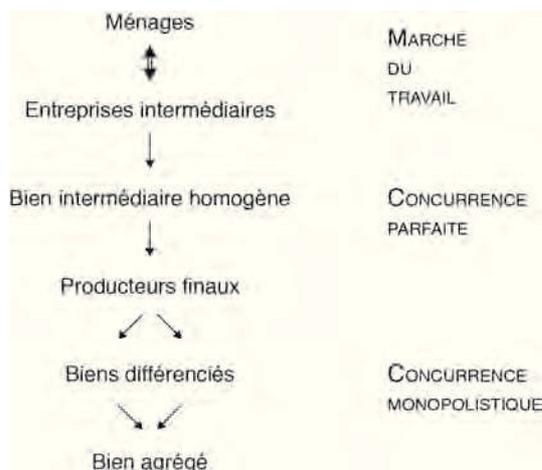
Quatre agents (ménages, entreprises intermédiaires, producteurs finaux et banque centrale, cf. graphique I) ont les comportements suivants :

- les ménages travaillent dans les entreprises dites « intermédiaires ». Le marché du travail est caractérisé par un modèle d'appariement à la DMP ;
- les entreprises intermédiaires utilisent la force de travail des ménages pour produire en concurrence parfaite un bien intermédiaire homogène, vendu aux producteurs finaux ;
- les producteurs finaux transforment le bien intermédiaire en biens finaux différenciés et vendent ces biens dans un cadre de concurrence

monopolistique ; les biens finaux sont consommés par les ménages sous la forme d'un bien agrégé ;

- la banque centrale régule la quantité de monnaie dans l'économie, en ajustant le taux d'intérêt suivant une règle de politique monétaire.

Graphique I
Structure générale du modèle



Source : auteurs.

La présence d'entreprises intermédiaires en concurrence parfaite simplifie la résolution du programme des producteurs de biens finaux en dissociant la décision de fixation de prix de la détermination des salaires. Cette dernière, résultant d'une négociation salariale, a lieu au niveau des entreprises intermédiaires tandis que la détermination des prix relève des producteurs finaux. Du fait du comportement de concurrence parfaite des entreprises intermédiaires, tout mouvement affectant la négociation salariale se répercute sur les coûts des producteurs finaux à travers le prix du bien intermédiaire. La présence d'entreprises intermédiaires, dont la justification est plus formelle qu'économique, constitue donc seulement une « commodité » de modélisation. En particulier, il ne faut pas considérer le bien intermédiaire défini dans ce modèle comme une consommation intermédiaire au sens de la comptabilité nationale.

Les ménages présentent des habitudes de consommation

Les ménages sont caractérisés par une fonction d'utilité séparable entre la consommation présente et passée et le loisir :

$$U(C_t(j), h_t(j)) = \varepsilon_t^{pref} \log(C_t(j) - h_c C_{t-1}) - \kappa_t^h \frac{(h_t(j))^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

où $C_t(j)$ est la consommation du ménage (indiqué ici par j) à l'instant t , C_{t-1} est la consommation agrégée des ménages à l'instant $t-1$ et $h_t(j)$ le nombre d'heures travaillées par le ménage j à l'instant t . La dépendance de l'utilité instantanée à la consommation passée représente des habitudes de consommation externes de paramètre h_c ³. φ permet de paramétrer l'élasticité de la désutilité du travail. Les variables exogènes ε^{pref} et κ^h représentent des chocs de préférence, modifiant l'utilité instantanée des ménages.

Comme dans les modèles DSGE standards, les ménages ont une durée de vie infinie, escomptent l'avenir d'un facteur β et leurs anticipations sont rationnelles. Ils ont accès à des marchés financiers complets⁴, que l'on peut donc réduire aux obligations nominales d'une autorité monétaire. La maximisation de leur programme de maximisation d'utilité conduit à l'équation d'Euler qui décrit l'arbitrage intertemporel caractérisant leurs décisions de consommation. Elle s'écrit :

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \right]$$

où λ_t est l'utilité marginale de la consommation, R_t est le taux d'intérêt nominal des obligations et Π_t est le taux d'inflation.

Un marché du travail de type Diamond, Mortensen et Pissarides

À chaque période, des flux entrent et sortent de la population en emploi vers celle des chômeurs (cf. graphique II). En début de période le flux sortant provient de la destruction *exogène* d'une fraction ρ_t de la population en emploi n_t à ce moment. Au cours de la période, les chômeurs sont en recherche d'un emploi tandis que les employés travaillent au sein des entreprises intermédiaires, chaque entreprise intermédiaire employant un unique travailleur. Dans le même temps, des entreprises intermédiaires vacantes décident d'entrer sur le marché du bien intermédiaire et se trouvent alors à la recherche d'un employé. Le flux entrant de la population en emploi résulte des appariements entre chômeurs cherchant un emploi et entreprises vacantes cherchant un employé⁵. Le taux d'appariements m_t croît avec le

3. Les habitudes de consommation introduites ici sont dites externes car elles dépendent non pas de la consommation individuelle passée du ménage mais de la consommation agrégée.

4. Cette hypothèse est essentielle pour simplifier l'agrégation des différents agents, compte tenu du fait qu'une partie d'entre eux sont employés et les autres au chômage (cf. Merz, 1995).

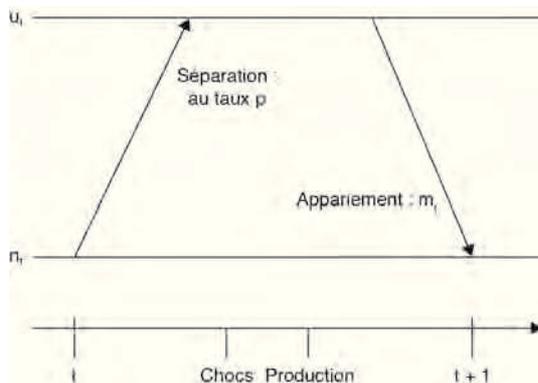
5. On précise que seuls les chômeurs sont en recherche d'emplois. Les entreprises vacantes effectuent donc leur recherche parmi la population des chômeurs.

stock de chômeurs u_t et le nombre d'entreprises intermédiaires où l'unique poste de travail n'est pas pourvu v_t :

$$m_t = \sigma_m u_t^{\sigma_2} v_t^{1-\sigma_2}$$

où σ_m représente l'efficacité de l'appariement.

Graphique II
Description des flux sur le marché du travail dans le modèle



Lecture : sur la ligne de temps en bas du schéma, on repère les différents événements entre t et $t+1$ chocs et production. Avant les chocs, une part ρ_t de la population en emploi n_t perd son emploi et le chômage u_t augmente. Après la production, une part m_t des chômeurs est embauchée.
Source : auteurs.

On peut alors exprimer la probabilité s pour un chômeur de trouver un emploi et la probabilité q pour une entreprise intermédiaire vacante de trouver un employé. La première est égale au quotient du taux d'appariement par le taux de chômage et la seconde au quotient du taux d'appariement par le taux de postes vacants :

$$s_t = m_t / u_t \text{ et } q_t = m_t / v_t$$

Ces deux probabilités dépendent du rapport entre le taux de postes vacants et le taux de chômage, appelé tension sur le marché du travail :

$$\theta_t = v_t / u_t$$

On a en effet :

$$s_t = \sigma_m \theta_t^{1-\sigma_2} \text{ et } q_t = \sigma_m \theta_t^{-\sigma_2}$$

La probabilité s_t pour un chômeur de trouver un emploi est une fonction croissante de la tension : un marché du travail tendu augmente les chances pour un chômeur de trouver un emploi.

Compte tenu de ce qui vient d'être décrit, la population en emploi en début de période $t+1$ dépend de celle en début de période t (n_t), des

destructions d'emplois (ρn_t) survenues en t et des appariements (m_t) effectués à la date t :

$$n_{t+1} = (1 - \rho)n_t + m_t$$

Par ailleurs, la dynamique du taux de chômage s'écrit :

$$u_t = 1 - (1 - \rho)n_t$$

Les entreprises intermédiaires ouvrent de nouveaux postes en arbitrant entre coût moyen de recherche d'un employé et profitabilité du poste

Dans ce modèle, la recherche d'un employé par une entreprise vacante implique des coûts⁶, notés κ_t . La décision d'entrée sur le marché du bien intermédiaire résulte alors de l'arbitrage entre le coût de recherche d'un employé et le profit espéré du poste une fois occupé. Cette décision d'arbitrage est appelée condition de libre-entrée. Elle fait intervenir la probabilité q_t pour une entreprise intermédiaire de trouver un employé - une forte probabilité réduit le coût de recherche - et le taux de destruction ρ_t , un fort taux de destruction d'emploi réduit la profitabilité du poste :

$$\frac{\kappa_t}{\lambda_t} = q_t E_t \left[\beta_{t,t+1} (1 - \rho_t) \left(\psi_{t+1} + \frac{\kappa_{t+1}}{\lambda_{t+1} q_{t+1}} \right) \right]$$

où $\beta_{t,t+1} = \beta \lambda_{t+1} / \lambda_t$ est le facteur d'escompte stochastique et $\psi_t = x_t y_t^l - w_t h_t$ est le profit courant de l'entreprise intermédiaire, y_t^l étant sa production, x_t le prix du bien intermédiaire et w_t le salaire horaire.

La condition de libre-entrée peut se comprendre aisément en l'itérant car elle prend alors la forme suivante :

$$\frac{\kappa_t}{q_t} = \lambda_t E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^{s-1} \beta_{t+k,t+1+k} (1 - \rho_{t+k}) \right) \psi_{t+s} \right]$$

Le terme de gauche représente le coût moyen de recherche d'un employé pour une entreprise vacante⁷. Le terme de droite représente la somme espérée des profits futurs, exprimés en terme d'utilité. L'équation exprime donc l'égalité

6. Il s'agit non pas de coûts réels mais de coûts en termes d'utilité, analogue à la désutilité du travail présente dans la fonction d'utilité des ménages.

7. En effet, κ_t étant le coût de recherche d'un employé par unité de temps et q_t la probabilité de trouver un employé par unité de temps, le temps moyen passé à chercher un employé est $1/q_t$ et le coût moyen de recherche est donc κ_t / q_t .

du coût moyen de recherche à la profitabilité du poste. À profitabilité donnée, la condition de libre entrée détermine la tension sur le marché du travail. La tension contemporaine sur le marché du travail dépend négativement du coût de création courant (un coût de création élevé décourage les entreprises de créer de nouveaux emplois donc diminue la tension sur le marché du travail, toutes choses égales par ailleurs). Elle dépend de plus positivement du profit futur anticipé et du coût de création futur anticipé : de fortes anticipations de profits futurs incitent l'entreprise intermédiaire à créer un nouveau poste, tout comme l'anticipation d'un fort coût de création futur.

Les entreprises intermédiaires produisent un bien homogène en concurrence parfaite

La production de chaque entreprise intermédiaire y_t^I dépend du nombre d'heures travaillées h_t par son unique employé et du niveau de progrès technologique global z_t :

$$y_t^I = z_t h_t^\alpha$$

Le progrès technologique est supposé croître suivant une tendance stochastique⁸ à un taux g_z . À chaque période, le taux de croissance du progrès technique subit un choc de productivité le faisant s'écarter temporairement de sa valeur stationnaire g_z .

La production totale dépend d'une part de la marge extensive (le nombre d'entreprises intermédiaires productives) et d'autre part de la marge intensive (le nombre d'heures travaillées dans chaque entreprise intermédiaire).

La détermination du salaire résulte d'un processus de négociation salariale à la Nash entre l'entreprise intermédiaire et son employé

L'employé est rémunéré par son employeur au salaire horaire réel w_t , négocié de manière à maximiser le surplus joint des deux parties. Cette négociation ne porte que sur le salaire et non sur les heures travaillées, celles-ci étant imposées par l'employeur selon l'hypothèse de *droit à gérer*, de sorte qu'à salaire donné, elles maximisent le profit instantané ψ_t . Au terme de la négociation, le salaire dépend :

- de la profitabilité du poste, c'est-à-dire l'ensemble de ses profits futurs espérés ;
- de ce qu'il rapporte à l'employé par rapport à sa valorisation du loisir et de sa valorisation du chômage (en termes de revenu de remplacement b).

La part de ces deux composantes dans la détermination du salaire dépend du pouvoir de négociation η des salariés mais aussi du nombre d'heures travaillées, en raison de l'hypothèse de droit à gérer. On peut ainsi voir cette part comme un pouvoir de négociation *dynamique*, noté χ_t dans la suite (cf. Le Barbanchon *et al.* (2011) pour son expression exacte).

Par ailleurs, nous convenons de la présence de rigidités à la Hall dans la détermination des salaires : les salaires sont ancrés pour une partie sur le salaire passé et pour l'autre sur un salaire notionnel, sur lequel porte effectivement la négociation salariale précédemment décrite. Dans ce cadre, le salaire est défini par l'indice suivant :

$$w_t = (w_{t-1})^{\gamma_w} (w_t^n)^{1-\gamma_w}$$

où les grandeurs désignées par l'exposant n se rapportent à l'économie notionnelle⁹.

L'équation de salaire notionnel w_t^n , résultat de la négociation salariale entre l'employeur d'une entreprise intermédiaire et son employé, s'écrit :

$$w_t^n = \chi_t^n \left(x_t^n z_t (h_t^n)^{\alpha-1} + \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \right) + (1 - \chi_t^n) \left(\kappa_t^h (h_t^n)^\varphi + \frac{b}{h_t^n} \right) - (1 - \chi_t^n) (1 - s_t^n) \frac{\kappa_t}{\lambda_t^n q_t^n h_t^n} \frac{\chi_{t+1}^n}{1 - \chi_{t+1}^n}$$

On peut distinguer dans cette équation trois éléments :

- le premier terme se rapporte au surplus de l'employeur et est relié à la profitabilité du poste occupé : en effet, on y retrouve le coût moyen de recherche qui, par la condition de libre-entrée vue plus haut, est lié à la profitabilité d'un poste occupé. Dans cette équation de salaire, une forte profitabilité signifie, toutes choses égales par ailleurs, un flux de surplus actualisé plus élevé à partager donc un plus fort niveau de salaire ;
- le deuxième terme se rapporte au surplus de l'employé. Il fait apparaître la désutilité marginale du travail. Un désutilité élevée signifie que la valeur du loisir augmente pour l'employé, l'incitant à négocier un salaire plus élevé ;

8. Cela signifie que z_t suit une marche aléatoire à tendance déterministe.

9. L'économie notionnelle est définie par des équations identiques à la log-linéarisation de l'économie effective (excepté l'équation de salaire).

- le troisième terme fait intervenir le pouvoir de négociation dynamique de l'employé : χ_t^n a un effet positif sur le salaire puisque l'employé est alors à même de réclamer une plus grande part du surplus total. En revanche, le salaire réagit négativement à l'anticipation du pouvoir de négociation χ_{t+1}^n : une hausse anticipée du pouvoir de négociation augmente la valeur d'un emploi par rapport au fait d'être au chômage. L'employé accepte donc un salaire plus faible.

Les entreprises intermédiaires fixent le nombre d'heures travaillées

À salaire et prix du bien intermédiaire donnés, l'entreprise intermédiaire ajuste les heures travaillées de manière à maximiser son profit courant. L'équation résultante exprime l'égalité du coût réel du travail à sa productivité marginale, ce qui s'écrit :

$$w_t = x_{z_t} \alpha (h_t)^{\alpha-1}$$

Une courbe de Phillips néo-keynésienne

Les producteurs finaux sont soumis à des rigidités nominales de prix dites « à la Calvo » : à chaque période, une fraction aléatoire de producteurs, noté ϕ_p ci-dessous, peut ajuster son prix. Le prix des autres producteurs est indexé en partie sur l'inflation passée et en partie sur la cible d'inflation de la politique monétaire (le degré d'indexation est noté γ). Le programme de maximisation de leur profit par les producteurs finaux prend alors en compte le fait qu'ils ne peuvent nécessairement ajuster leur prix aux périodes futures. Sa résolution, compte tenu de la concurrence monopolistique et de ces rigidités nominales à la Calvo, conduit à la relation appelée « nouvelle courbe de Phillips néo-keynésienne », qui exprime la dynamique de l'inflation dans le modèle. Cette équation est présentée sous sa forme log-linéarisée (pour une présentation du principe de la log-linéarisation du modèle, cf. encadré 1) :

$$\hat{\pi}_t = \frac{\gamma}{1 + \beta\gamma} \cdot \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\gamma} \cdot E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \frac{(1 - \phi_p)(1 - \beta\phi_p)}{\phi_p(1 + \beta\gamma)} \left(\hat{x}_t + \mu^p \varepsilon_t^{cp} \right)$$

L'inflation à la date t dépend de l'inflation passée, de l'inflation anticipée et du prix du bien intermédiaire, qui est aussi le coût réel marginal des producteurs finaux.

L'ensemble des biens différenciés s'agrège enfin en un bien agrégé y_p , unique bien de consommation des ménages. Ce bien agrégé est décrit par une fonction de production de type CES des biens finaux intermédiaires, où l'élasticité de substitution entre les différentes variétés est notée ε^{cp} . Cette élasticité de substitution est reliée au taux de marge μ^p des producteurs finaux puisqu'à l'état stationnaire, on a $\mu^p = 1 / (\varepsilon^{cp} - 1)$.

La banque centrale suit une règle de politique monétaire

Linéarisée, la règle de politique monétaire s'écrit :

$$\hat{R}_t = \gamma_m \cdot \hat{R}_{t-1} + (1 - \gamma_m) (\gamma_\pi \hat{\pi}_t + \gamma_y \hat{y}_t) + \varepsilon_t^m$$

La variation du taux d'intérêt nominal par l'autorité monétaire dépend du taux d'intérêt passé, de la déviation de la production par rapport au sentier de croissance régulier (SCR) et de l'inflation par rapport à l'inflation cible. ε_t^m est un choc sur le taux d'intérêt nominal, provoquant une déviation ponctuelle par rapport à ce qu'implique la règle de Taylor de la politique monétaire.

Les chocs introduisent de l'incertitude dans l'économie et l'éloignent de son sentier de croissance régulier

En l'absence de chocs, l'économie modélisée croît au taux de croissance exogène du progrès technique g_z (cf. encadré 1). On dit qu'elle suit alors un sentier de croissance régulier (SCR) sur lequel les variables réelles croissent au même taux g_z . L'économie dévie de son sentier de croissance équilibré sous l'effet de plusieurs chocs usuels : sur la productivité, sur l'utilité de la consommation et la désutilité du travail, sur le taux de marge des producteurs de biens finaux et sur la création monétaire. Elle peut dévier de son SCR sous l'effet de chocs spécifiques au marché du travail, comme les chocs sur le coût de création d'un poste vacant¹⁰ ou sur le taux de séparation ρ_t .

10. On pourrait aussi bien parler de coût de recherche que de coût de création. Néanmoins le terme de coût de création se rapproche plus de la terminologie usuellement employée dans la littérature, où l'on parle ainsi de vacancy posting cost. Quel que soit le terme retenu, il suffit cependant de retenir que, pour une entreprise intermédiaire, l'acte de création d'un emploi vacant représente un coût, lié à l'ensemble des démarches à accomplir pour trouver l'employé adéquat (entretiens d'embauche, formation, etc.).

Si l'on excepte la modélisation de type DMP du marché du travail et la présence d'entreprises intermédiaires, le modèle se présente sous la forme d'un DSGE particulièrement simple : des entreprises en concurrence monopolistique, sans capital, soumises à des rigidités nominales à la Calvo sur les prix ; dans ce dernier cadre, l'ajustement productif se fait uniquement par le nombre d'heures travaillées. L'ajout d'un modèle d'appariement permet de créer un deuxième canal d'ajustement : aux heures travaillées s'ajoute le nombre d'employés.

Calibrage du modèle pour la France et les États-Unis

Afin de comparer la dynamique des économies française et américaine, on effectue deux calibrations trimestrielles du modèle, une sur données françaises et l'autre sur données américaines (cf. encadré 2). Dans un premier temps, on fixe les paramètres déterminant le sentier de croissance régulier afin de reproduire le taux de croissance des économies, leur taux de profit, leur taux de chômage, etc. en moyenne sur la période d'étude. Ces paramètres renseignent aussi bien sur les caractéristiques macroéconomiques que sur le marché du travail¹¹. Dans un deuxième temps, on calibre ensuite les paramètres propres aux comportements de court

terme de l'économie modélisée, notamment les rigidités et les caractéristiques de la politique monétaire. Dans cette étude, l'ensemble des paramètres, aussi bien de long terme que de court terme, ont été calibrés, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas estimés économétriquement au sens usuel de ce terme. On leur donne une valeur en se référant au bilan des études les concernant, en tenant compte de contraintes de cohérence à long terme, en proposant des investigations économétriques ciblées¹².

Notre fenêtre d'observation commence en 1986 T1 et se termine en 2007 T2 pour la France et 2007 T3 pour les États-Unis. Cette fenêtre exclut volontairement la crise récente qui serait de nature à brouiller les conclusions formulables sur le reste du cycle. Une autre modélisation serait sans doute nécessaire pour rendre compte de la montée du chômage qui a suivi la

11. Le calibrage des paramètres usuels des modèles DSGE (facteur d'escompte, habitude de consommation, inflation-cible, etc.) est disponible dans Le Barbanchon et al. (2011).

12. Cette technique peut susciter des interrogations : c'est en particulier le cas lorsque le calibrage des paramètres provient d'études ne portant pas nécessairement sur la même période d'observation ni sur la même économie. Une extension du travail serait de se livrer à une estimation de ces paramètres, par exemple de manière bayésienne : les valeurs présentées dans la littérature seraient alors utilisées comme valeurs a priori des paramètres, l'estimation bayésienne permettant ensuite de fournir une valeur a posteriori, compte tenu de l'a priori et de la quantité d'information contenue dans les données.

Encadré 1

RÉSOLUTION DU MODÈLE

En l'absence de chocs, l'économie modélisée croît au taux de croissance exogène du progrès technique g_z . On dit qu'elle suit alors un *sentier de croissance régulier* (SCR) sur lequel les variables réelles croissent au même taux g_z . La résolution du modèle nécessite alors d'intensifier ses équations par le progrès technique, c'est-à-dire de diviser toutes les variables réelles par le niveau technologique afin d'aboutir à une description du modèle ne faisant apparaître que des variables stationnaires. Dans la suite, pour une variable réelle intensive \hat{X}_t , on note \bar{X} sa valeur à l'état stationnaire. La résolution de l'état stationnaire du modèle est détaillée dans la section 5 du document de travail de Le Barbanchon et al. (2011). Elle est simplifiée par le fait que les sphères réelles et nominales sont indépendantes à long terme. Seule l'équation d'Euler impose une relation entre taux d'intérêt nominal et inflation.

La résolution de l'équilibre de la sphère réelle s'effectue en deux étapes successives : d'abord à la marge extensive puis à la marge intensive. À la marge extensive, la confrontation de la condition de libre entrée et

de la courbe de Beveridge (égalant les flux d'entrants et de sortants du chômage) permet de déterminer la tension sur le marché du travail et le taux de chômage. De manière plus usuelle, le salaire et le nombre d'heures travaillées sont déterminés conjointement par les équations de demande de travail et de salaire.

Une fois l'équilibre stationnaire du modèle déterminé, on aborde sa dynamique en calculant sa forme log-linéarisée, c'est-à-dire la déviation de l'économie de son sentier de croissance régulier à la suite d'un choc transitoire de faible amplitude. Les variables intensives s'écartent alors légèrement de leur valeur à l'équilibre stationnaire non stochastique. On effectue une approximation à l'ordre 1 et pour toute variable intensive \hat{X}_t , on note \hat{X}_t la log-déviation par rapport à l'état stationnaire. Elle est définie par $\hat{X}_t = \log(\hat{X}_t / \bar{X})$.

La nouvelle courbe de Phillips et la règle de politique monétaire sont présentées sous forme log-linéarisée dans le corps du texte. Les formes log-linéarisées des autres équations du modèle sont détaillées dans la section 5 de Le Barbanchon et al. (2011).

crise financière, tout comme celle qui est survenue au début des années 1980 en France, et pour suivre les évolutions de l'inflation au tournant des années 1980 dans les deux zones.

Taux de chômage et taux de sortie du chômage : le calibrage du marché du travail sur le sentier de croissance régulier

Le taux de chômage utilisé pour la France et les États-Unis (cf. tableau 1) est celui défini au sens du BIT, dont on assimile la valeur moyenne sur la période d'étude au taux de chômage à l'état stationnaire (taux de chômage moyen de 9,2 % en France et de 5,5 % aux États-Unis sur la période considérée). La probabilité pour un chômeur de trouver un emploi (le taux de sortie du chômage) au cours d'un trimestre \bar{s} est calculée, pour la France, à partir des données de l'ANPE publiées par la Dares, en rapportant le flux de sortie des chômeurs de catégorie 1 et les stocks de demande d'emploi en fin de mois (DEFM) pour les chômeurs de catégorie 1. Pour les États-Unis, le taux de sortie du chômage est calculé comme l'inverse de la durée moyenne du chômage, telle qu'elle est rapportée par l'OCDE. Là aussi, les taux de sortie

moyens sur la période étudiée sont assimilés au taux de sortie à l'état stationnaire. Ces statistiques permettent alors de fixer le taux de séparation moyen $\bar{\rho}$. En effet, à l'état stationnaire, l'égalité des flux entrant et sortant de l'emploi conduit à la relation :

$$\bar{\rho} = \frac{\bar{u} \cdot \bar{s}}{1 - \bar{u} + \bar{u} \cdot \bar{s}}$$

Cette équation, appelée courbe de Beveridge, peut être réécrite sous une forme plus usuelle où apparaît la tension sur le marché du travail :

$$\bar{\rho} = \frac{\bar{u} \cdot \sigma_m \bar{\theta}^{1-\sigma_2}}{1 - \bar{u} + \bar{u} \cdot \sigma_m \bar{\theta}^{1-\sigma_2}}$$

La courbe de Beveridge traduit une relation décroissante, à l'état stationnaire, entre le taux de chômage et la tension sur le marché du travail. Une faible tension sur le marché du travail, c'est-à-dire peu d'emplois vacants par rapport au nombre de chômeurs, coïncide avec un fort taux de chômage ; une forte tension sur le marché du travail coïncide avec un niveau faible du chômage. Une hausse du taux de séparation déplace la courbe de Beveridge vers la droite,

Encadré 2

DONNÉES UTILISÉES

Données françaises

Des comptes trimestriels de l'Insee, on tire le volume de la consommation finale des ménages, le PIB, son déflateur qui permet de calculer l'inflation dans le modèle, la masse salariale du secteur marchand et le volume horaire total travaillé (cette série n'étant disponible qu'à partir du début des années 1990, on procède à sa rétroprojection à l'aide de la comptabilité annuelle, puis à sa trimestrialisation). Comme la dimension des variables de notre modèle est implicitement exprimée par tête, on divise les séries des comptes trimestriels par les estimations de population active de l'Insee.

Le taux d'intérêt nominal à trois mois de la Banque centrale européenne est fourni par la Banque de France.

Plusieurs sources sont mobilisables en ce qui concerne la tension sur le marché du travail. Tout d'abord, le taux de chômage du modèle est rapproché du taux de chômage au sens du BIT fourni par l'Insee et estimé à l'aide des enquêtes *Emploi*. Par ailleurs, la Dares centralise des données sur les flux du marché du travail. À l'aide des données de l'ANPE disponibles sur le site de la Dares, on peut calculer une série trimestrielle de taux de sortie du chômage, comme le rapport entre le flux de sortie des listes de catégorie 1

et les stocks de demandes d'emploi en fin de mois (DEFM) de catégorie 1. D'autres solutions sont envisageables pour observer la tension sur le marché du travail. En utilisant les flux d'offres d'emploi publiées à l'ANPE, la Dares calcule son propre indicateur de tension. Nous l'écartons pour éviter d'utiliser la statistique d'offres d'emploi qui peut tendre à brouiller la description du cycle. En effet, une part jugée importante des offres d'emploi n'est pas déclarée à l'ANPE et on connaît mal son évolution au cours du cycle. Une troisième source peut être utilisée. Il s'agit des déclarations de mouvements de main d'œuvre (DMMO) qui permettent de suivre les entrées dans les entreprises elles-mêmes. Les champs des DMMO et des DEFM n'étant pas cohérents, on choisit de manière assez arbitraire les DEFM.

Données américaines

Des bases mises à disposition par l'OCDE, on tire le volume de la consommation finale des ménages, le PIB, son déflateur, la population active, le taux de chômage au sens du BIT et la durée moyenne au chômage.

Le salaire horaire et le nombre d'heures travaillées par salariés proviennent des estimations du *Bureau of Labour Statistics*.

traduisant une plus grande difficulté, à taux de chômage donné, de trouver un emploi.

En première intuition, plus le taux de sortie du chômage est élevé, plus le taux de séparation est fort. Pourtant, malgré des taux de sortie du chômage bien distincts - l'un est pratiquement le double de l'autre - les taux de séparation des deux économies sont proches. Ceci est dû au fait que la première intuition est valable à taux de chômage donné, alors que le taux de chômage de la France est presque deux fois plus élevé que celui des États-Unis. En résumé, le taux de séparation, majorant des destructions d'emploi, est pratiquement identique dans les deux économies¹³.

On utilise ensuite un ordre de grandeur de la probabilité de pourvoir un poste vacant, $\bar{q} = 0,7$, valeur utilisée par Blanchard et Galí (2007) et par Trigari (2004), que l'on attribue indistinctement aux deux pays. En accord avec la pratique majoritaire de la littérature (cf. Petrongolo et Pissarides, 2001), on fixe le poids du chômage dans la fonction d'appariement à $\sigma_2 = 0,5$ dans les deux pays. La probabilité de sortie du chômage \bar{s} , celle de pourvoir un poste vacant \bar{q} et le paramètre σ_2 étant déterminés, on en déduit la tension $\bar{\theta}$ sur le marché du travail à l'état stationnaire, rapport entre le nombre d'emplois vacants et le nombre de chômeurs et l'efficacité de l'appariement σ_m ¹⁴. À ce stade, on peut aussi calculer le coût¹⁵ d'un poste vacant à l'état stationnaire, qui est issu de la condition de libre entrée. On vérifie que les ordres de grandeur trouvés sont cohérents avec des taux de profit¹⁶ instantanés raisonnables pour les entreprises intermédiaires ($\bar{\psi} / \bar{y}$ de l'ordre de 20 %).

Calibrage du salaire et des heures travaillées sur le sentier de croissance régulier

Compte tenu de la probabilité \bar{s} pour un chômeur de trouver un poste vacant, l'équation de négociation salariale fournit, à l'état stationnaire, une relation croissante entre le salaire \bar{w} et les heures travaillées \bar{h} tandis que l'équation de demande d'heures travaillées donne une relation décroissante entre \bar{w} et \bar{h} . À l'état stationnaire, les niveaux de salaire et d'heures travaillées dépendent notamment du pouvoir de négociation (η) et du taux de remplacement du salaire par les indemnités de chômage (η_b) :

- en l'absence d'information complémentaire sur le pouvoir de négociation des travailleurs, on impose la condition d'Hosios¹⁷, c'est-à-dire $\eta = \sigma_2$;

- le taux de remplacement, rapport entre les indemnités chômage et le salaire, est supposé

13. Dans une version alternative, le modèle utilisé ici a aussi été calibré en fonction des taux d'emploi et des taux de séparation moyens des deux pays et les comparaisons des réponses aux chocs ont aussi été réalisées pour cet autre calibrage. En dépit de cette stratégie alternative, les taux de réallocation entre les deux économies ne sont toujours que peu différents, leur écart restant de deux points, et les conclusions que l'on peut tirer des comparaisons de fonctions de réponse ne sont pas altérées par cet autre calibrage.

14. Une comparaison avec efficacité d'appariement identique dans les deux zones ne modifie pas les résultats.

15. Au sens indiqué par la note (6).

16. Les entreprises intermédiaires ont un profit non nul qui permet de compenser le coût associé à la vacance du poste.

17. Cette condition permet, dans un modèle d'appariement sans rigidités sur les prix ni sur les salaires et où les salaires et l'emploi résultent d'une négociation à la Nash, de parvenir à un équilibre identique à celui de l'économie centralisée, c'est-à-dire maximisant le bien-être global. Dans le modèle étudié ici, on s'écarte certainement de ce résultat dans la mesure où les deux types de rigidités sont présents mais aussi parce que le mode de négociation s'effectue sous l'hypothèse de droit à gérer.

Tableau 1
Étalonnage du marché du travail

Paramètre	Symbole	Modèle France	Modèle États-Unis
Marché du travail			
Taux de chômage (en %)	\bar{u}	9,2	5,5
Probabilité de sortie du chômage	\bar{s}	0,39	0,79
Taux de séparation	$\bar{\rho}$	0,038	0,044
Efficacité de l'appariement	σ_m	0,52	0,74
Coût d'un poste vacant	κ	11,9	9,9
Négociation salariale			
Taux de remplacement du salaire par les indemnités chômage	η_b	0,6	0,3

Lecture : Le taux de chômage-cible (\bar{u}) pour la France est de 9,2 %.

Champ : France et États-Unis.

Source : calcul des auteurs.

universel, constant et ancré sur le salaire courant. Ces trois caractéristiques ne sont pas vérifiées en réalité. Tout d'abord, tous les chômeurs ne sont pas indemnisés, leurs allocations sont souvent indexées sur leur salaire passé et leurs droits s'épuisent au fur et à mesure de l'écoulement de leur durée de chômage. Ainsi, pour étalonner correctement ce paramètre, il faut déterminer un taux de remplacement moyen effectif. En particulier, on ne peut pas utiliser le taux de remplacement réglementaire en début de droit de chacune des économies. D'après les *Perspectives économiques de l'OCDE* (2004), le taux effectif moyen est de 60 % en France et 30 % aux États-Unis.

C'est aussi dans la détermination du salaire qu'interviennent les paramètres de la désutilité du travail, son poids ($\bar{\kappa}^h$) et son élasticité aux heures travaillées (φ). L'élasticité φ est un paramètre usuel des modèles DSGE (son calibrage est identique pour la France et les États-Unis, il induit une désutilité quadratique). Le poids $\bar{\kappa}^h$, fixé à 1, permet de normaliser le modèle : il a peu d'impact sur la dynamique du modèle log-linéarisé.

Calibrage de la dynamique des prix, des salaires et du taux d'intérêt

Il reste néanmoins à compléter le calibrage de la dynamique de l'économie par celui d'un certain nombre de paramètres qui n'influencent pas le sentier de croissance régulier. Pour chacun de ces groupes de paramètres (dynamique des prix, des salaires et du taux d'intérêt), on

évalue la pertinence d'un calibrage différencié entre le modèle France et le modèle États-Unis (cf. tableau 2).

En ce qui concerne la dynamique des prix, il s'agit de calibrer la probabilité φ_p pour un producteur final de ne pouvoir ajuster son prix à la période courante et calibrer le degré d'indexation de l'inflation courante sur l'inflation passée (γ_p). Ces grandeurs sont au cœur de l'estimation des courbes de Phillips néo-keynésiennes. Lorsque la courbe de Phillips est estimée à partir de la moitié des années 1980 au sein d'un modèle néo-keynésien standard, comme dans Smets et Wouters (2005), il y a peu de différences entre les résultats sur données européennes¹⁸ ou américaines : $\varphi_p = 0,9$ et $\gamma_p = 0,3$. Lorsque la nouvelle courbe de Phillips est estimée seule, comme dans Galí *et al.* (2001), la conclusion précédente est renforcée, même si les auteurs remarquent que la probabilité de réajustement des prix est légèrement plus forte aux États-Unis qu'en Europe. On préfère donc utiliser un calibrage plus flexible pour l'économie américaine, pour laquelle $\varphi_p = 0,8$ et $\gamma_p = 0$ (absence d'indexation automatique sur le passé).

Dans les modèles DSGE standard, les salaires présentent généralement à la fois des rigidités nominales à la Calvo (seule une fraction des entreprises a la possibilité de modifier son salaire à une date donnée) et des rigidités liées à une indexation sur le passé, chaque type de

18. Dans ce paragraphe, on fait l'hypothèse que les estimations sur données européennes représentent bien le cas français.

Tableau 2
Calibrage de la dynamique de l'économie

Paramètre	Symbole	Modèle France	Modèle États-Unis
Rigidités nominales sur les prix			
Probabilité de ne pas ajuster son prix	φ_p	0,9	0,8
Temps moyen entre deux ajustements (en trimestres)		10	5
Indexation sur l'inflation passée	γ_p	0,3	0
Rigidités réelles sur les salaires à la Hall			
Indexation sur le salaire passé	γ_w	0,75	0,66
Temps moyen entre deux négociations (en trimestres)		4	3
Politique monétaire			
Inertie de la règle de Taylor	γ_m	0,9	0,7
Réaction à la déviation de l'inflation	γ_n	1,5	2
Réaction à la déviation de la production	γ_y	0,125	0,25

Lecture : 10 % des entreprises françaises réajustent leur prix chaque trimestre.
Champ : France et États-Unis.
Source : calcul des auteurs.

rigidité correspondant à un paramètre différent. La contrepartie empirique des rigidités à la Calvo correspond au temps moyen entre deux négociations salariales. Smets et Wouters (2005) estiment une durée moyenne de l'ordre de deux ans, sans différence significative entre les États-Unis et l'Europe. En revanche l'indexation des salaires est considérée comme plus forte en Europe qu'aux États-Unis. Le paramètre γ_w du modèle représente à la fois le caractère *backward* des salaires réels et une forme de rigidité réelle plus générale, rendant difficile de le comparer aux résultats des estimations précédentes. On définit alors deux calibrages, un « rigide » pour représenter la France, l'autre « flexible » pour les États-Unis, au sein d'un intervalle de valeurs raisonnables.

Smets et Wouters (2005) ne remarquent pas de différences significatives entre leurs estimations de la règle de politique monétaire en Europe et aux États-Unis. Ce résultat pouvant provenir de problèmes de simultanément lors de l'estimation de cette équation au sein d'un modèle complet, Grenouilleau *et al.* (2007) proposent une estimation de la règle de Taylor indépendamment du reste du modèle : alors que la règle de politique monétaire a une inertie comparable dans les deux économies, elle est plus réactive aux États-Unis, à la fois sur l'inflation et la production. En outre, s'agissant des États-Unis, la règle de politique monétaire estimée est relativement plus réactive à la production qu'à l'inflation. Ces résultats confirment les estimations de Clarida *et al.* (1998) dont on s'inspire pour définir deux types de règles monétaires, la règle la plus réactive caractérisant l'économie américaine.

Comparer les résiliences entre la France et les États-Unis à partir de simulations contrefactuelles en réponse à des chocs types

La comparaison des résiliences des deux économies est faite ici en termes de différence de propagation dans les modèles ainsi étalonnés de chocs calibrés identiques aux deux pays. Sept chocs sont présents dans le modèle. On peut distinguer ceux qui ne sont pas liés au marché du travail (choc de productivité, choc de préférence sur l'utilité de la consommation des ménages, choc sur la désutilité du travail, choc monétaire, choc sur l'élasticité de substitution des biens finaux) de ceux qui le touchent spécifiquement (choc sur le taux de séparation, choc sur le coût de création d'un poste vacant).

Les chocs considérés sont temporaires, l'impact, d'amplitude immédiate de 1 %, décroissant ensuite progressivement jusqu'à l'état stationnaire¹⁹. Le degré de persistance dépend du choc considéré : il est usuel de spécifier les chocs de politique monétaire, de préférence et de coût sans autocorrélation ; à l'inverse, de nombreuses estimations de modèles DSGE standard aboutissent à des autocorrélations non nulles pour les chocs de productivité ou pour ceux affectant la désutilité du travail. On choisit $\rho_z = 0,3$ et $\rho_{kh} = 0,3$ pour les degrés de persistance respectifs du choc de productivité et du choc sur la désutilité du travail. Concernant les chocs spécifiques au marché du travail, on choisit $\rho_p = 0,9$ pour la persistance du choc sur le taux de séparation et $\rho_\kappa = 0,7$ pour celle du choc sur le coût de création d'un poste vacant (cf. Christofell et Linzert, 2010).

On évalue les différences de propagation des chocs selon deux dimensions : d'une part la déviation initiale, d'autre part la vitesse de retour à l'équilibre, mesurée ici par le temps de demi-vie (le temps de demi-vie d'une variable est la durée à partir de laquelle la trajectoire de la variable se situe en dessous de la moitié de sa déviation maximale).

Pour comparer les dynamiques de chaque modèle ainsi calibré face aux différents chocs, on procède par étapes. On compare le modèle français à des calibrages contrefactuels se rapprochant progressivement de celui du modèle américain. Dans un premier temps, seules les frictions sur le marché du travail constituent la source de différence des deux modèles. On ajoute ensuite les degrés de rigidité sur les prix et les salaires et, enfin, la règle de politique monétaire.

Comparaison entre la France et les États-Unis, lorsque seul le marché du travail diffère

On compare le modèle français à un modèle calibré sur le marché du travail américain mais identique au modèle français sur tout autre point. Les deux modèles ne diffèrent donc que sur le degré de frictions caractérisant leur marché du travail. Pour plus de lisibilité dans cette sous-partie, on parlera de modèle « français » et de modèle « américain » même si ce dernier

19. Ainsi, le choc s'écrit $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \eta_t$ avec η_t valant 1 % à l'instant du choc, 0 ensuite.

n'est pas à proprement parler le modèle États-Unis calibré à la partie précédente.

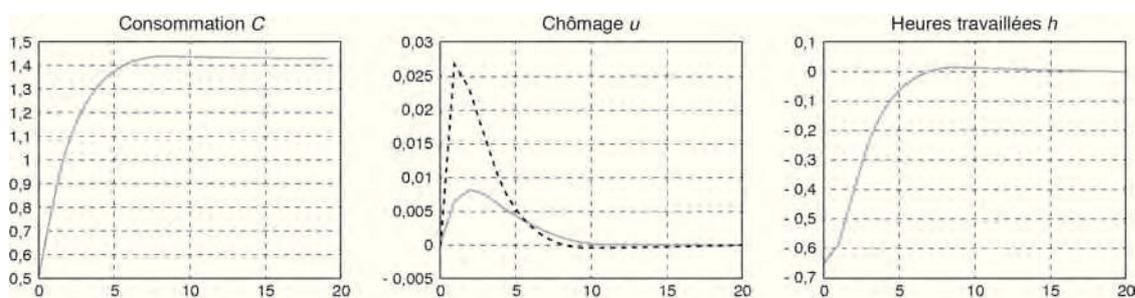
Dans un premier temps, on considère deux chocs non liés au marché du travail et usuels dans la littérature liée aux modèles DSGE : le choc technologique et le choc monétaire. On se concentre ensuite sur les chocs affectant directement le marché du travail, avec l'exemple du choc sur le coût de création d'un poste vacant (cf. graphique III, la totalité des fonctions de réponse étant disponibles *in* Le Barbanchon *et al.*, 2011).

Face aux chocs non liés au marché du travail, les deux modèles réagissent de manière similaire

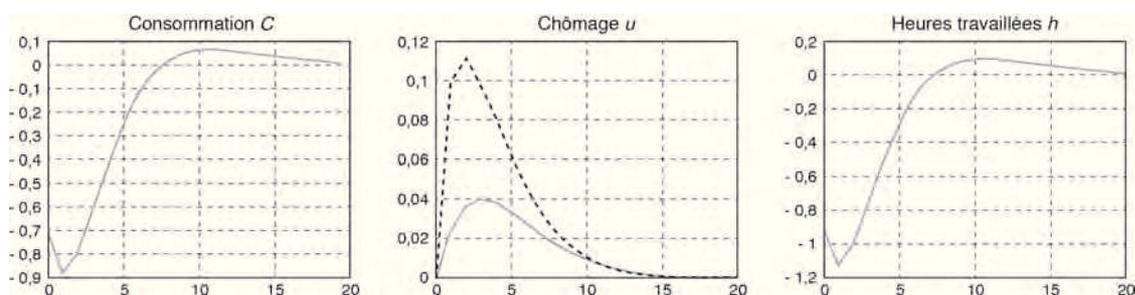
Le choc de productivité représente une accélération temporaire du progrès technique. Le rythme de croissance de long terme n'est pas modifié. En revanche, le niveau technologique de l'économie augmente durablement. Du fait des hypothèses d'additivité de la fonction d'utilité et de la forme logarithmique de l'utilité de la consommation, l'effet de substitution (entre le travail et le loisir) et l'effet de revenu se compensent

Graphique III
Réponse des deux économies...

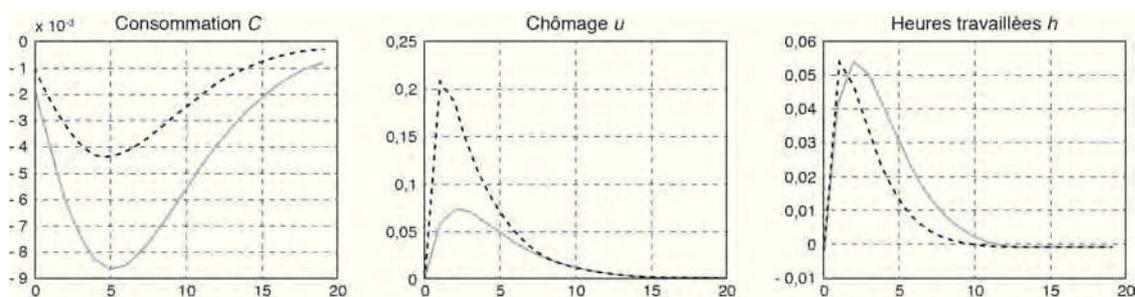
A - ... à un choc sur le taux de croissance de la productivité



B - ... à un choc sur la création monétaire



C - ... à un choc sur le coût de création d'un poste vacant



Lecture : la courbe en trait plein désigne la réponse du modèle France ; celle en tirets la réponse du modèle États-Unis. Les deux modèles ne diffèrent que par leur calibrage sur le marché du travail. Ils sont identiques en ce qui concerne la flexibilité des prix et des salaires et la politique monétaire. Les fonctions de réponse, à l'exception de celles du taux de chômage, sont exprimées en déviation relative par rapport à l'équilibre stationnaire initial (points de pourcentage). La réponse de u est une déviation absolue en points. Le temps est mesuré en trimestres sur l'axe des abscisses.

Champ : France et États-Unis.

Source : calcul des auteurs.

exactement de façon à ce que les heures travaillées et le taux de chômage ne soient pas affectés à long terme. Ainsi l'intégralité du choc est absorbée dans les salaires et la consommation. À court terme, le choc se traduit par une hausse immédiate de la consommation. Celle-ci est toutefois inférieure à l'ampleur initiale du choc du fait des habitudes de consommation : la demande est persistante car ancrée sur la consommation passée²⁰. Du fait des frictions liées à l'ajustement du travail par la marge extensive (nombre d'emplois), le déséquilibre entre l'offre et la demande se résorbe dans un premier temps par la marge intensive : le nombre d'heures travaillées diminue. Il s'ensuit un ajustement à la marge extensive : le chômage augmente.

Le choc monétaire, quant à lui, se traduit par une augmentation du taux d'intérêt nominal. Il en résulte un choc de demande négatif : la consommation des ménages diminue, ainsi que l'inflation et le prix du bien intermédiaire. Les conditions de l'offre n'étant pas structurellement affectées par la contraction monétaire, la diminution de la demande se traduit par une baisse des prix des biens finaux. Par conséquent, la rentabilité des entreprises intermédiaires diminue : elles créent moins d'emplois, la probabilité de trouver un emploi pour un chômeur diminue, ce qui se traduit par une augmentation du chômage. La baisse de la rentabilité a un effet négatif sur le salaire. Cet effet est renforcé par le fait que pour un employé, les chances de sortir du chômage se réduisant, l'arbitrage entre travailler et rester au chômage exerce une pression à la baisse sur le salaire. En raison des rigidités salariales, la diminution du salaire est toutefois moins forte que celle du prix du bien intermédiaire. De ce fait, le coût marginal auquel font face les entreprises intermédiaires augmente : la demande d'heures travaillées diminue. Encore une fois, l'ajustement du côté de l'offre se réalise essentiellement *via* les heures travaillées.

Pour ces deux chocs, les dynamiques des deux économies sont similaires. Le taux de chômage ne réagit toutefois pas de la même manière dans les deux modèles : il est initialement moins dévié dans le modèle français et retourne plus lentement à l'équilibre. Malgré tout, ses déviations relatives sont d'ampleur très limitée dans les deux économies et leurs différences n'ont, par conséquent, pas d'impact sur la dynamique de la consommation. L'ajustement se fait principalement du côté de la marge intensive et l'on observe dans les deux pays une diminution identique du nombre d'heures travaillées. Ce type de

conclusion concerne de manière plus générale l'ensemble des chocs structurels n'affectant pas directement le marché du travail. La prépondérance de la marge intensive lors de l'ajustement noie en effet les différences de frictions à l'appariement entre les deux économies modélisées, qui apparaissent alors aussi résilientes l'une que l'autre²¹.

Face aux chocs touchant directement au marché du travail, les réactions sont sensiblement différentes entre les deux modèles

On considère à présent un choc touchant directement au marché du travail, à savoir un choc positif sur le coût de création des emplois vacants. Ce choc agit de la même manière qu'un choc d'offre négatif : à taux de profit fixé, il est plus coûteux pour une entreprise intermédiaire de rechercher un employé. Le nombre d'emplois vacants diminue donc, entraînant une baisse de la tension sur le marché du travail. Pour les chômeurs, la probabilité de trouver un emploi diminue, et le chômage augmente. On assiste donc à une réduction de la marge extensive des entreprises intermédiaires. Cet effet à la marge extensive n'est pas contemporain à l'impact initial (car les flux d'emplois font preuve d'inertie) mais il est parfaitement anticipé.

Face à la réduction de l'offre, la demande de biens, du fait des habitudes de consommation, se trouve alors en excès et le prix du bien intermédiaire augmente, d'où une hausse de l'inflation. Jointe à la montée du chômage, la hausse de l'inflation tend à diminuer la consommation. Le salaire, quant à lui, est influencé par deux effets contraires : d'une part, la hausse du prix du bien intermédiaire qui augmente la rentabilité des entreprises intermédiaires et incite les employeurs à payer un salaire plus élevé ; d'autre part, la hausse du chômage qui pousse les salariés à accepter un salaire plus faible. C'est ici le premier effet qui domine et, par conséquent, le salaire augmente. Cependant sa croissance est moins forte que celle du prix du bien intermédiaire, ce qui stimule la demande d'heures travaillées. En définitive, du fait du renchérissement relatif du coût de création d'un poste vacant par rapport au coût réel marginal de l'heure travaillée, le recours à la

20. Cette contrainte peut aussi être interprétée comme un résultat du lissage du taux de croissance de leur consommation de la part d'agents avertis au risque.

21. Il faudrait une offre d'heures de travail très inélastique et/ou de très fortes rigidités salariales pour inverser cette tendance.

marge intensive (au nombre d'heures travaillées dans chaque entreprise intermédiaire) est privilégié à un ajustement à la marge extensive (le nombre d'entreprises intermédiaires productives).

Pour ce choc spécifique au marché du travail, les différences de dynamiques entre les deux modèles sont importantes. En ce qui concerne la consommation, le salaire réel, le prix du bien intermédiaire, l'inflation et le taux d'intérêt nominal, le modèle américain dévie moins fortement de l'équilibre et y retourne plus rapidement que le modèle français. Pour le taux de chômage, le modèle américain retourne également plus vite à l'équilibre, mais au prix d'un écart plus élevé à l'impact. Obéissant à une logique de substitution, les heures travaillées suivent la même dynamique que le taux de chômage.

Comment expliquer ces différences ?

- La dynamique du taux de chômage est liée à la taille du taux de séparation dans chaque économie. D'une part, la condition de libre entrée des entreprises intermédiaires implique que plus le taux de séparation est élevé, plus leur profitabilité instantanée affecte fortement la tension sur le marché du travail. D'autre part, la dynamique des flux d'entrée et de sortie sur le marché du travail entraîne que pour une économie à taux de séparation élevé, la population en emploi est plus réactive aux variations de la tension sur le marché du travail et revient aussi plus rapidement à l'équilibre. Ainsi le marché du travail américain, caractérisé par un taux de séparation élevé, est plus résilient que le marché du travail français.

- Concernant les heures travaillées, leur dynamique est dictée par celle des salaires et du prix du bien intermédiaire. Le salaire est affecté par le choc sur le coût de création en fonction de la probabilité de sortie du chômage. Intuitivement, lorsque la tension sur le marché du travail est forte, les ménages s'approprient une part plus importante du surplus de l'appariement qui dépend directement du coût de création d'un emploi vacant. La dynamique du salaire se répercute ensuite dans celle de l'inflation par la nouvelle courbe de Phillips puis dans celle du taux d'intérêt nominal. Dans une économie au marché de l'emploi fluide, le salaire puis les heures travaillées et le prix des biens intermédiaires s'ajustent rapidement aux modifications des conditions de l'offre.

- Enfin, la dynamique de la consommation totale résulte de celle du chômage et des heures travaillées. Elle concrétise surtout la capacité de substitution entre la marge extensive et la marge intensive de chacune des économies. Plus cette capacité est forte, plus l'économie est résiliente.

Les chocs décrits précédemment ont été choisis pour illustrer les réponses des deux modèles à des impulsions de nature différente : deux chocs usuels d'abord, puis un choc touchant directement le marché du travail. Du fait de l'ajustement prépondérant de la marge intensive par rapport à la marge extensive, les deux économies réagissent de manière très similaire en réponse aux chocs ne touchant pas explicitement le marché du travail. En revanche, les chocs affectant spécifiquement le marché du travail laissent apparaître des différences sensibles de résiliences entre le modèle France et le modèle États-Unis : dans le cas du modèle États-Unis, la déviation de l'économie est moins forte et son retour à l'équilibre plus rapide, traduisant une plus grande capacité de substitution entre marges intensive et extensive.

Comparaison entre la France et États-Unis, lorsque les rigidités sur les prix et les salaires et la politique monétaire peuvent aussi différer

Les fonctions de réponse précédentes ont été obtenues avec deux modèles ne différant que sur le calibrage du marché du travail. Cette première étape a permis de déterminer comment des différences de frictions sur le marché du travail se traduisent, toutes choses égales par ailleurs, par des différences de résiliences. Une seconde étape consiste à comparer le modèle français à des calibrages ajoutant successivement les autres spécificités du modèle américain : flexibilité des prix ou des salaires et réactivité de la règle monétaire.

La totalité des graphiques des fonctions de réponse des économies contrefactuelles est présentée dans Le Barbanchon *et al.* (2011). On ne reprend ici que les conclusions de l'exercice.

Une règle de politique monétaire plus réactive ne modifie pas la dynamique de consommation dans le modèle américain par rapport au modèle français en réponse à l'ensemble des chocs (à l'exception du choc monétaire). Une flexibilité accrue des prix et salaires entraîne un retour à l'équilibre plus rapide de la consommation américaine en réponse aux chocs distorsifs

(chocs sur la désutilité du travail ou sur le taux de marge) et aux chocs spécifiques au marché du travail. En revanche, une flexibilité accrue n'affecte pas la dynamique de la consommation en réponse aux autres chocs.

En définitive, les différences de dynamiques de retour à l'équilibre entre les modèles américain et français dépendent du type de choc auquel ils sont confrontés. Il reste maintenant à déterminer quels sont les chocs qui sont quantitativement importants pour dresser les cycles historiques de chacune des deux économies. Si la plus grande partie de la variance de la consommation est générée par des chocs technologiques à la fois pour l'économie française et l'économie américaine, il y a peu de chance que les différences de structure modélisées expliquent les écarts d'*output gap* observés sur le dernier cycle. En revanche, si ce sont les chocs affectant directement le marché du travail ou les chocs de désutilité du travail qui contribuent majoritairement aux fluctuations observées, les différences de structure de nos maquettes peuvent être pertinentes pour expliquer les écarts historiques observés.

Comparer les résiliences entre la France et les États-Unis à partir des chroniques historiques des chocs

On s'intéresse maintenant à la contribution de chaque type de choc aux variations observées de l'*output gap*. Pour cela, dans chacun des modèles français et américain, on estime par maximum de vraisemblance la persistance et la volatilité des sept chocs introduits dans ces modèles, compte tenu du calibrage des autres paramètres structurels. On obtient alors la forme des processus des chocs (persistance et écart-type, cf. tableau 3). On peut ensuite « inverser » le modèle : à partir des séries observées, on obtient la chronique historique des chocs. Ceci étant fait, on peut se livrer à plusieurs exercices. D'une part, la forme des processus des chocs permet de décomposer la variance des variables endogènes du modèle en fonction des différents chocs et à différents horizons. D'autre part, à l'aide des chroniques historiques des chocs, on peut étudier les contributions de ces derniers à l'évolution des variables endogènes du modèle.

Les données observées sont les suivantes : le taux de croissance du PIB par actif, le taux de croissance du salaire horaire réel du secteur privé, les heures travaillées par salarié, le taux de chômage, le taux de sortie du chômage, le taux de croissance du déflateur du PIB et le taux d'intérêt nominal à trois mois (cf. encadré 2).

L'écriture du modèle sous forme intensifiée conduit à une estimation de la persistance du choc technologique plus faible que celle qu'on peut trouver usuellement dans la littérature. En réalité, dans le modèle non intensifié, le choc technologique est persistant du fait même de son caractère de marche aléatoire. À l'exception du choc monétaire, les autres chocs montrent un degré de persistance élevé (cf. tableau 3). C'est particulièrement le cas pour les deux chocs spécifiques au marché du travail. Concernant les deux chocs distorsifs, face auxquels les deux modèles ont des propriétés de résilience différentes, le choc de taux de marge est plus persistant dans le modèle États-Unis tandis que le choc sur la désutilité du travail l'est davantage dans le modèle France. Pour l'ensemble des chocs, la volatilité de chacun est comparable entre les deux modèles.

Les paramètres des chocs étant estimés, on dispose de la spécification complète des processus d'impulsions affectant les économies. Il est alors possible de déterminer la variance des variables endogènes du modèle à différents horizons²². En particulier, on peut décomposer la variance de ces variables suivant les différents types de chocs (cf. tableau 4).

Pour le taux de croissance de la production, la décomposition suggère, à la fois pour le modèle France et le modèle États-Unis, l'importance des chocs technologiques et des chocs de préférences. Ces deux types de chocs expliqueraient à eux deux respectivement plus de 79 % et 86 % de la variance de la croissance de l'*output gap* dans les deux modèles, aussi bien à court terme qu'à long terme. Les chocs spécifiques au marché du travail n'y ont qu'une importance minime. En revanche, le choc de coût de création d'un emploi vacant et le choc sur le taux de séparation interviennent, de manière importante et non surprenante, dans la variance du taux de chômage. L'impact de ces chocs sur la variabilité du taux de chômage, qui ne se retrouve pas dans celle de la croissance de la production, traduit le faible lien entre la marge extensive et la variation de l'*output gap*, déjà constatée dans les fonctions de réponse. En revanche, la variabilité des heures travaillées serait fortement impactée à court terme par le choc de préférence et par le choc de taux de marge dans le modèle États-Unis, par le choc de préférence dans le modèle France.

22. Pour une variable endogène x_t , il s'agit de calculer la variance de la composante non anticipée à un horizon h fixé, c'est à dire la variance de $x_{t+h} - E_t(x_{t+h})$ où $E_t(\cdot)$ désigne l'opérateur espérance conditionnelle à l'ensemble d'information disponible à la date t .

Cette hiérarchie du pouvoir explicatif des chocs se retrouve dans les contributions de chacun d'entre eux aux variations historiques du taux de croissance de la production (cf. graphique IV). Selon les modèles, entre 1996 et 2007, les variations des taux de croissance du PIB par actif américain et français sont principalement expliquées par les chocs technologiques, de demande et monétaire²³. Les autres types de chocs, en particulier les chocs sur le coût de création et sur le taux de séparation, ne contribuent que marginalement aux fluctuations de la production. Le caractère contra-cyclique de la politique monétaire est visible pour la France en 1996 et pour les deux pays au début des années 2000.

Si l'on se concentre plus particulièrement sur la récession du début des années 2000, le modèle suggère que les économies française et américaine se sont distinguées par le type de chocs qui les ont affectées : le début de la récession est principalement expliquée aux États-Unis par la contribution négative du choc de préférences alors qu'il s'agit du choc technologique pour la France. Ce rôle du choc de demande dans le ralentissement qui a touché les États-Unis au début des années 2000 est cohérent avec les résultats de Smets et Wouters (2007). De plus, l'impact négatif du choc technologique en France est suivi par un choc négatif de demande

en 2001, au moment où la contribution du premier choc se retourne. Aux États-Unis, l'impact négatif du choc de demande se résorbe au cours de l'année 2002 et n'est pas suivie immédiatement par une contribution fortement négative d'un autre choc. La dynamique des deux économies sur cette période se caractériserait donc par des combinaisons de chocs différentes et spécifiques à chacune d'entre elle.

* *
*

Afin d'explorer les différences de résilience des économies française et américaine, on effectue, à l'aide d'un modèle DSGE augmenté d'un modèle d'appariement à la Diamond-Mortensen-Pissarides, des simulations contre-factuelles de la réponse des économies face à différents types de chocs. De ces simulations théoriques ressortent les résultats suivants :

- les différences de taux de rotation de la main d'œuvre sur les marchés du travail américain et français n'entraînent pas de différences de résilience de la production face aux chocs usuels. Des différences de résilience n'apparaissent que pour les chocs spécifiques au marché du travail,

23. Il en est de même sur la période 1986-1995.

Tableau 3
Persistance et écart-type des chocs estimés par maximum de vraisemblance

Type de choc	Persistance		Écart-type	
	France	États-Unis	France	États-Unis
Choc de taux de marge	0,65 (0,17)	0,91 (0,04)	0,0008 (0,0003)	0,0007 (0,0001)
Choc de création de poste	0,98 (0,01)	0,97 (0,02)	0,038 (0,003)	0,029 (0,0023)
Choc de désutilité du travail	0,61 (0,08)	0,32 (0,09)	0,025 (0,002)	0,031 (0,003)
Choc monétaire	0,14 (0,09)	0,42 (0,08)	0,0022 (0,0002)	0,0016 (0,0001)
Choc de préférence	0,87 (0,03)	0,73 (0,05)	0,013 (0,002)	0,016 (0,0017)
Choc sur le taux de destruction	0,87 (0,03)	0,89 (0,02)	0,035 (0,0027)	0,033 (0,0026)
Choc de productivité	0,55 (0,06)	0,53 (0,07)	0,0042 (0,0003)	0,0048 (0,0004)

Lecture : on indique entre parenthèse l'écart-type associé à chaque estimateur. Dans l'estimation de la courbe de Phillips néo-keynésienne, le choc de taux de marge est extrait du terme de coût marginal. Il est donc implicitement multiplié par la pente de la courbe de Phillips.

Champ : France et États-Unis.

Source : calcul des auteurs.

ceux qui ont un impact direct sur le prix relatif de l'embauche par rapport à l'heure marginale de travail. Pour ces chocs, la plus forte capacité de substitution entre la marge extensive et la marge intensive dans le modèle États-Unis permet un retour plus rapide de la production à l'équilibre. De plus, sur l'ensemble des chocs, le chômage a dans le modèle américain une dynamique plus résiliente que dans le modèle français ;

- les différences de conduite de politique monétaire entre les États-Unis et la France, prises en compte sous la forme de la réactivité plus ou moins forte d'une règle de Taylor, n'entraînent pas non plus de différences de résilience significatives de la production aux chocs usuels, mis à part en réponse au choc monétaire ;

- les dynamiques du modèle se retrouvent fortement impactées par une plus grande flexibilité des prix sauf, encore une fois, en ce qui concerne la résilience de la production en réponse aux chocs technologique et de préférence.

Afin de quantifier l'importance des chocs « usuels », on estime la persistance et la volatilité de tous les chocs introduits dans le modèle, conditionnelle au calibrage de ses autres paramètres structurels, pour la France et les États-Unis sur la période 1986-2007. Cette estimation suggère que, sur l'ensemble de la période d'estimation, les variations du taux de croissance de la production sont expliquées principalement par les chocs « usuels » : chocs technologiques, chocs de préférence et, dans une moindre

Tableau 4
Décomposition de la variance du taux de croissance du produit, du taux de chômage et des heures travaillées

En %

Horizon (en trimestres)	France			États-Unis		
	2	10	Long terme	2	10	Long terme
A. Contribution au taux de croissance du produit						
Choc de taux de marge	2,3	4,0	4,2	3,9	4,5	4,8
Choc de création de poste	0,8	1,1	1,2	0,2	0,2	0,2
Choc de désutilité du travail	0,5	0,8	0,9	1,5	1,9	2,0
Choc monétaire	14,5	14,4	14,2	5,7	6,1	6,1
Choc de préférence	26,3	23,9	23,9	35,7	33,6	33,5
Choc sur le taux de destruction	0,2	0,3	0,4	0,3	0,3	0,4
Choc de productivité	55,4	56,0	55,3	52,8	53,3	53,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
B. Contribution au taux de chômage						
Choc de taux de marge	0,2	0,4	0,3	0,0	0,1	0,0
Choc de création de poste	18,1	43,9	66,5	20,7	58,7	88,7
Choc de désutilité du travail	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Choc monétaire	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Choc de préférence	0,1	0,1	0,0	0,2	0,2	0,1
Choc sur le taux de destruction	81,6	55,6	33,1	79,0	40,9	11,2
Choc de productivité	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
C. Contribution aux heures travaillées						
Choc de taux de marge	3,2	8,6	5,9	6,3	20,9	22,0
Choc de création de poste	1,6	9,3	33,3	1,1	4,0	9,2
Choc de désutilité du travail	1,0	4,0	3,0	2,8	7,0	6,4
Choc monétaire	24,9	10,9	7,5	9,8	5,3	4,8
Choc de préférence	46,2	49,4	37,5	62,5	50,6	46,1
Choc sur le taux de destruction	14,3	14,0	10,2	6,6	5,7	5,6
Choc de productivité	8,9	3,8	2,6	10,9	6,6	5,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

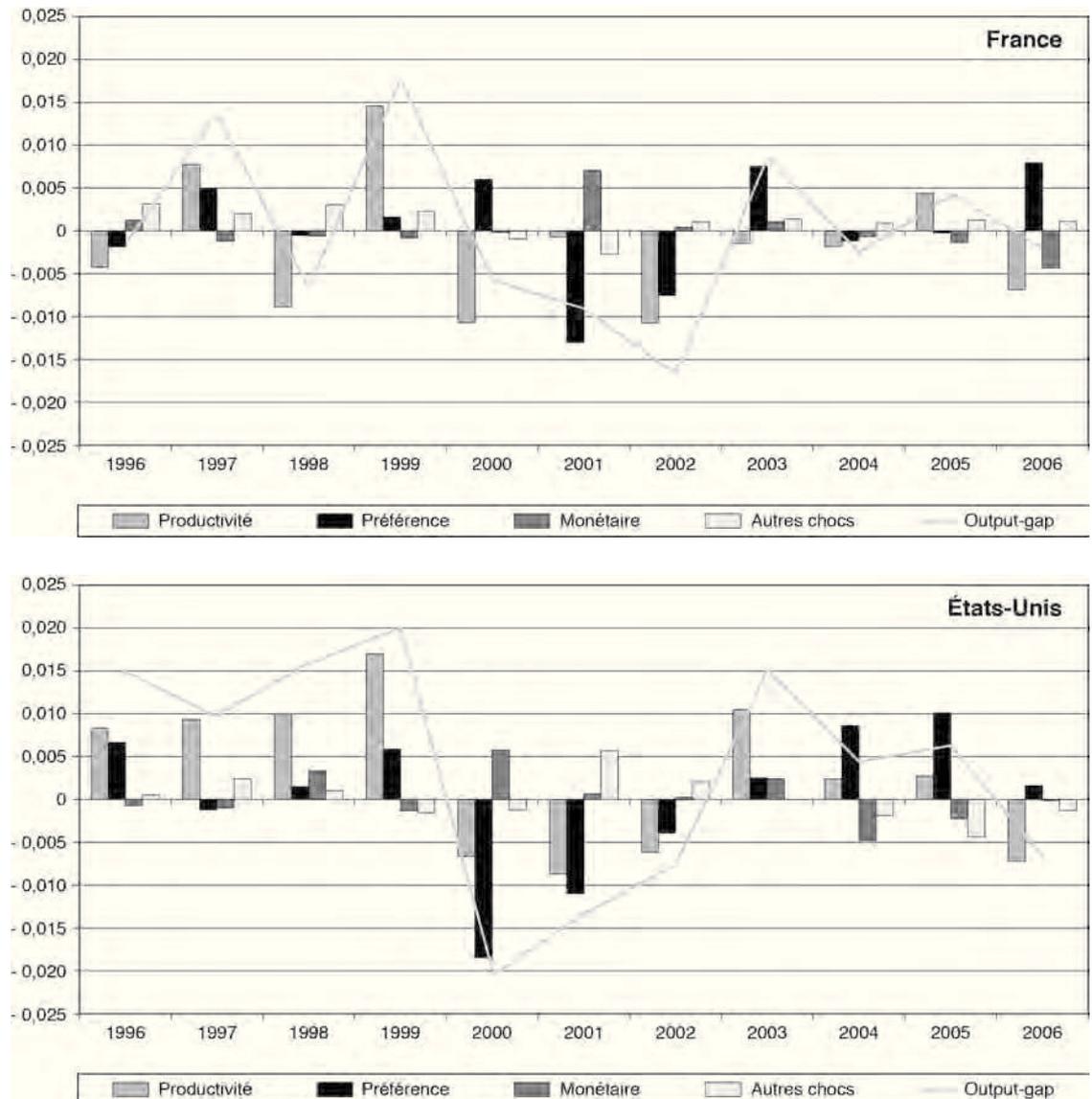
Lecture : 2,3 % de la variance du taux de croissance du produit, à l'horizon de 2 trimestres, s'explique par le choc sur le taux de marge.
Champ : France et États-Unis.
Source : calcul des auteurs.

mesure, chocs monétaires. Les chocs spécifiques au marché du travail - chocs sur le coût de création d'un poste vacant et sur le taux de séparation - ne contribuent que marginalement aux fluctuations de la production. Ainsi les différences de dynamiques observées entre les États-Unis et la France ne peuvent pas s'expliquer par les différences structurelles modélisées dans les deux économies. En revanche, les dynamiques des économies française et américaine semblent

se distinguer par une combinaison différente des chocs de technologie et de préférence au cours du cycle. Ceci est particulièrement visible pendant la récession du début des années 2000.

Notre conclusion selon laquelle les différences de frictions sur le marché du travail, de flexibilité des prix et des salaires et de réactivité de la politique monétaire ne sont pas à l'origine des écarts d'*output gap* observés lors de

Graphique IV
Décomposition historique des variations du taux de croissance du PIB par actif suivant les contributions des différents chocs



Lecture : la courbe en gris représente le taux de croissance du PIB par actif. Les contributions des différents chocs apparaissent sous forme de barre. Comme les chocs sur le taux de marge, de séparation, sur le coût d'un poste vacant et sur la désutilité du travail contribuent peu à l'évolution du PIB, ils sont regroupés sous le label « autres chocs ». Le modèle est trimestriel et les contributions sont donc sommées sur une année pour plus de lisibilité. En 2000, le taux de croissance du PIB français est négatif (- 0,6 %). Cette évolution est essentiellement le fait de chocs de productivité qui auraient entraîné une chute de croissance de - 1,1 % si les autres chocs n'avaient pas contribué à l'évolution du produit. Les chocs de demande vont à l'encontre de cette évolution, puisqu'ils auraient entraîné une augmentation de 0,6 %. Les autres chocs ne contribuent que marginalement à hauteur de - 0,1 %. On vérifie bien que les différentes contributions expliquent le taux de croissance du produit (- 1,1 + 0,6 - 0,1 = - 0,6).

Champ : France et États-Unis.
 Source : calcul des auteurs.

la récession du début des années 2000 est bien sûr contingente à notre modèle. En particulier, le faible lien entre activité et taux de chômage qui apparaît face aux chocs usuels peut être discuté. L'hypothèse d'exogénéité du taux de séparation semble de ce point de vue la plus dirimante. Les mécanismes associés à un taux de séparation variable, tels que les variations de l'obsolescence du capital physique ou humain, ont vraisemblablement un fort impact sur la résilience au niveau microéconomique et un lien étroit avec les chocs technologiques. Ainsi, dans le cadre d'un prolongement de l'étude, on pourrait dans un premier temps corrélérer les chocs technologiques au taux de séparation. Pour faire le lien entre niveau technologique et taux de rotation sur le marché du travail, on pourrait aussi modéliser le fait qu'un taux de rotation trop faible entraîne une dépréciation plus irréversible du capital humain des

chômeurs. Il serait également intéressant de distinguer les chômeurs de longue durée du reste des chômeurs, la différence de frictions sur le marché du travail entre la France et les États-Unis se situant en effet dans la capacité des chômeurs de longue durée à retrouver un emploi (Cohen et Dupas, 2000).

Enfin, la question de l'étude normative de la résilience est toujours ouverte. Elle est intimement liée à celle de l'étude des coûts des fluctuations. Celle-ci est marquée par le résultat de Lucas (1987), selon lequel, sous l'hypothèse d'agent représentatif, les coûts des fluctuations sont de l'ordre de 0,01 point de PIB. Ce n'est que lorsque les fluctuations perturbent la croissance de long terme que leurs coûts deviennent importants. Ainsi, la prise en compte de l'accumulation de capital humain semble aussi une piste prometteuse dans une optique normative. □

BIBLIOGRAPHIE

Blanchard O. et Galí J. (2007), « Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, Issue Supplement s1, pp. 35-65.

Blanchard O. et Galí J. (2010), « Labor Markets and Monetary Policy : A New Keynesian Model with Unemployment », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 2, n° 2, pp. 1-30.

Christoffel K., Kuester K. et Linzert T. (2006), « Identifying the Role of Labor Markets for Monetary Policy in an Estimated DSGE Model », *Working Paper Series*, n° 635, European Central Bank.

Christoffel K. et Linzert T. (2010), « The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Inflation Persistence », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 42, n° 7, pp. 1435-1446.

Clarida R., Galí J. et Gertler M. (1998), « Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence », *European Economic Review*, vol. 42, n° 6, pp. 1033-1067.

Cohen D. et Dupas P. (2000), « Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis », *Économie et Statistique*, numéro spécial Marchés du travail : comparaisons internationales, n° 332-333, pp. 17-26.

DG ECFIN (2007), « The Resilience of the Euro-Area Economy », *Quarterly Report on the Euro Area*, vol. 6, n° 3, Focus, pp. 30-41.

Drew A., Kennedy M. et Sløk T. (2004), « Differences in Resilience Between the Euro-Area and US Economies », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 382, OECD Economics Department.

Duval R., Elmeskov J. et Vogel L. (2007), « Structural Policies and Economic Resilience to Shocks », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 567, OECD Economics Department.

Fève P. et Langot F. (1996), « Unemployment and the Business Cycle in a Small Open Economy : G.M.M. Estimation and Testing with French Data », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 20, n° 9-10, pp. 1609-1639.

Galí J., Gertler M. et Lopez-Salido J.D. (2001), « European Inflation Dynamics », *European Economic Review*, vol. 45, n° 7, pp. 1237-1270.

Gertler M., Sala L. et Trigari A. (2008), « An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining », *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 40, n° 8, pp. 1713-1764.

- Grenouilleau D., Ratto M. et Roeger W. (2007)**, « Adjustment to Shocks : a Comparison Between the Euro Area and the US Using Estimated DSGE Models », présenté au workshop *Structural Reforms and Economic Resilience : Evidence and Policy Implications*, OCDE, 14 juin 2007 à Paris.
- Hall R. (2005)**, « Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 50-65.
- Le Barbanchon T., Ourliac B. et Simon O. (2011)**, « Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE », *Document de travail*, Dese, n° G2011/01, Insee.
- Lucas R. (1987)**, *Studies in Business-Cycle Theory*, Cambridge, MIT Press, première édition en 1981.
- Merz M. (1995)**, « Search in the Labor Market and the Real Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, n° 2, pp. 269-300.
- Moyen S. et Sahuc J.-G. (2005)**, « Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising Based Monetary Policy Model », *Economic Modelling*, vol. 22, n° 1, pp. 159-186.
- Petrongolo B. et Pissarides C.A. (2001)**, « Looking into the Black Box : A Survey of the Matching Function », *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 2, pp. 390-431.
- Shimer R. (2005)**, « The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 25-49.
- Smets F. et Wouters R. (2005)**, « Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, n° 2, pp. 161-183.
- Smets F. et Wouters R. (2007)**, « Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach », *American Economic Review*, vol. 97, n° 3, pp. 586-606.
- Trigari A. (2004)**, « The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics », *Working Paper Series*, n° 304, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER), Bocconi University.
-

L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise

Eleni Iliopoulos et Thepthida Sopraseuth*

La récente crise financière a brusquement interrompu une longue période de stabilité économique. Les économistes ont appelé la chute de la volatilité macroéconomique constatée dans les pays occidentaux depuis la fin des années 1990 la « grande modération » (Bernanke, 2004 ; Stock et Watson, 2003). Cette dernière a été associée à des politiques économiques visant à stabiliser l'inflation. Un contexte économique caractérisé par des politiques crédibles donc prévisibles associées à la « grande modération » fut propice au développement d'ambitieux outils quantitatifs tels que les « Megis » (Modèle d'équilibre général intertemporels et stochastiques). La crise a remis en question la capacité de ces outils à rendre compte et à prévoir les fluctuations.

Ces maquettes de l'économie visent à quantifier l'impact sur les variables d'intérêt (inflation, prix des actifs, PIB, taux d'intérêt par exemple) de l'ensemble des interactions des agents économiques présents dans le modèle. Cette ambition d'équilibre général implique une modélisation lourde intégrant non seulement le comportement de tous les agents, mais également l'impact de l'ensemble de ces comportements sur le prix de chaque marché modélisé dans la maquette. Un économiste raisonnant en équilibre partiel ne s'intéresserait qu'aux comportements individuels sans rechercher à quantifier l'impact des interactions individuelles sur l'économie. L'approche en équilibre général s'impose en particulier dans l'analyse de la crise récente au cours de laquelle les choix des agents économiques ont affecté les prix de marché, lesquels viennent, dans un effet retour, modifier les actions des agents. On peut évoquer par exemple, la crise de liquidité sur le marché interbancaire intervenue dès l'été 2007 aux États-Unis, qui a engendré un relèvement du taux d'intérêt interbancaire, ce dernier aggravant à son tour les difficultés de financement des acteurs du système financier.

* Eleni Iliopoulos, PSE, Université de Paris-I et Cepremap ; Thepthida Sopraseuth, THEMA, Université de Cergy – Pontoise et Cepremap. Nous tenons à remercier les rapporteurs, l'éditeur et Lise Patureau pour leur lecture attentive. Nous avons également bénéficié de discussions avec Jézabel Coupey-Soubeyran, Peter Karadi, Nobuhiro Kiyotaki, Albert Queralto et Michael Woodford.

Le développement des Megis doit concilier l'intégration d'une modélisation fine des comportements (des banques, dans cet article) et la nécessité de proposer une maquette calculable. La confrontation des prédictions quantitatives des Megis aux évolutions macroéconomiques observées dans les données éclaire l'économiste sur la pertinence des modèles proposés.

À la lumière de la crise, l'accent sur les Megis peut sembler peu judicieux. En effet, selon Miller et Stiglitz (2010), ces modèles ne tiennent pas compte de l'hétérogénéité des agents, de l'asymétrie d'information, des externalités, des défauts de coordination et du défaut de paiement. Wickens (2009), Buitier (2009) et Caballero (2010) critiquent vivement l'approche de la macroéconomie moderne qui néglige les agents hétérogènes, les marchés incomplets ou imparfaits, le risque et les asymétries d'information. De Grauwe (2009) et Akerlof et Shiller (2009) dénoncent l'hypothèse d'anticipations rationnelles retenue dans les Megis. Nous retenons de ces critiques une invitation à dépasser la modélisation Megis existante. Certaines contributions présentées dans cet article intègrent des agents hétérogènes (Kiyotaki et Moore, 1997 ; Curdia et Woodford, 2010), visent à évaluer les conséquences des asymétries d'information (Bernanke, Gilchrist et Gertler, 1999 ; la section sur le capital bancaire) ou tiennent mieux compte du risque dans la décision des agents économiques (section sur le canal de la prise de risque).

Caballero (2010) définit l'évolution de la littérature comme une tension entre le « cœur » et la « périphérie ». La périphérie se nourrit de champs de recherche connexes tels que les théories financières ou la modélisation des décisions en univers incertain. Le cœur vise à développer des analyses quantitatives dans un cadre d'équilibre général dynamique, ce qui incite l'économiste à retenir des hypothèses simplificatrices facilitant la résolution de ces modèles complexes. Nous présentons dans cet article les contributions récentes qui tentent de se nourrir

des enseignements de la périphérie pour améliorer les prévisions du cœur.

La crise récente a invité les économistes à réévaluer la modélisation du secteur financier dans les Megis. Il s'agit de proposer une véritable modélisation de l'intermédiation financière et de son impact macroéconomique afin de mesurer l'efficacité de la gestion de la crise choisie par les banques centrales. Ces dernières ont mené des politiques monétaires volontaristes avec une baisse marquée des taux directeurs. Toutefois, cette politique monétaire conventionnelle s'est heurtée à un taux plancher (*zero interest rate bound*). Les taux directeurs étant très bas, les banques centrales ont été dans l'impossibilité de les baisser davantage. Des politiques monétaires dites non conventionnelles ont été mises en œuvre afin de juguler la crise. Ces dispositifs, mis en place en période d'inefficacité de la politique conventionnelle de fixation des taux directeurs, comprennent une augmentation massive de la quantité de monnaie en circulation dans l'économie (« *quantitative easing* ») et un assouplissement des conditions de financement aux agents financiers et non financiers, la banque centrale se substituant aux marchés et aux banques commerciales pour financer l'économie (« *credit easing* ») (pour une description de ces politiques non conventionnelles, cf. CAE, 2008 ; Bernanke, 2009 ; Banque de France, 2009 ; IMF, 2009).

Le volet 1 est consacré aux deux articles fondateurs d'accélérateur financier. La crise ayant suscité un foisonnement de travaux de recherche, le volet 2 présente une sélection de contributions qui nous semblent représentatives des pistes de recherche prometteuses car elles tentent de relever les défis suscités par la crise et prennent en compte les canaux de transmission de la politique monétaire identifiés dans la littérature, tels que le canal du capital bancaire et le canal de la prise de risque. Le volet 3 présente les recommandations des modèles présentés en termes de politique économique.

L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise

Volet 1

L'accélérateur financier

L'accélérateur financier est le mécanisme par lequel les contraintes de financement amplifient les fluctuations macroéconomiques. Dans ce cas, le théorème de Modigliani-Miller, selon lequel, dans un monde parfait la valeur d'une firme ne dépend pas de la structure de son financement (capitaux propres ou financement externe), n'est pas vérifié. Les conditions de financement, affectant le montant de la dette et donc la structure de financement de la firme et la valeur de l'entreprise, ont des effets réels.

Dans le modèle de Kiyotaki et Moore, où les emprunteurs ne font jamais faillite, le montant de la dette augmentée des paiements d'intérêt ne peut excéder une limite de crédit, définie comme une fraction fixe et exogène de la valeur du collatéral, imposée par la contrainte de nantissement. Une augmentation de la valeur ou de la quantité du collatéral permet aux agents de s'endetter et de consommer davantage.

Bernanke, Gertler et Gilchrist (BGG) proposent un modèle dans lequel la faillite des emprunteurs est possible. La banque finance des projets d'investissement dont elle ne peut observer le rendement. Elle détermine donc le taux d'intérêt et la quantité de crédit distribuée en fonction de la solvabilité présumée de l'emprunteur, résumée par sa richesse nette. Les fluctuations de la richesse nette, liées au prix des actifs et aux chocs macroéconomiques, affectent les conditions de financement des entrepreneurs, dont le ratio d'endettement peut varier.

Ces deux modèles sont pertinents pour l'étude de la période antérieure à 2008 : évolutions des primes de financement, des prix des actifs, de l'endettement s'y conjuguent pour soutenir l'activité, BGG estimant par ailleurs que la réponse instantanée de l'activité est supérieure de 50 % dans leur modèle à celle d'un modèle dépourvu d'accélérateur financier.

Néanmoins, ces modèles prêtent aux banques un comportement trop « passif » pour pouvoir rendre compte de caractéristiques parmi les plus importantes de la crise.

Le but de ce premier volet est de souligner les apports et les limites de deux modélisations de l'accélérateur financier (Kiyotaki et Moore, 1997, ci-après KM ; Bernanke, Gertler et Gilchrist, 1999, ci-après BGG), modèles que les développements récents visent à dépasser¹.

Un effet d'amplification *via* le prix des actifs : Kiyotaki et Moore

Le travail de KM constitue l'une des premières analyses d'équilibre général qui s'intéressent aux effets d'amplification liés aux frictions financières. On entend par frictions financières l'ensemble des caractéristiques dans le modèle qui font obstacle aux flux financiers entre les agents qui disposent de fonds et ceux en besoin de financement. Par exemple, l'information imparfaite sur l'emprunteur peut inciter le prêteur à proposer une quantité réduite de crédit à un taux d'intérêt élevé (ce sera le cas dans BGG).

Ce cadre développe des éléments qui nous permettent d'expliquer plusieurs faits stylisés afférents à la période antérieure à la crise de 2008. Cette période a été caractérisée par un boom de l'immobilier associé, dans plusieurs pays avancés, à une hausse de la consommation². Or, la corrélation positive entre la consommation privée et la richesse immobilière³ semble liée à la possibilité d'accéder au crédit immobilier ainsi qu'aux caractéristiques spécifiques du marché du crédit dans chaque pays (Calza *et al.*, 2009). Le cadre de KM met l'accent sur le rôle des contraintes de crédit qui prennent la forme d'une contrainte de nantissement des prêts (collatéral). La dynamique repose sur le mécanisme suivant : le niveau d'endettement des agents est borné par la valeur de leurs biens immobiliers (collatéral). Une augmentation de la valeur et/ou de la quantité de ces derniers permet aux agents de s'endetter et de consommer davantage. Le modèle reproduit donc une corrélation positive entre consommation et actifs immobiliers, comme cela a été observé dans la période précédant la crise de 2008.

Le modèle de KM : le montant de la dette augmentée des paiements d'intérêt ne peut excéder une limite de crédit, définie comme une fraction exogène de la valeur du collatéral

L'économie est composée de deux types de ménages. Les premiers, appelés les banquiers, disposent à l'équilibre d'une épargne qu'ils

prêteront aux seconds, appelés les entrepreneurs. Ces derniers produisent des biens (non durables) grâce au travail fourni par l'ensemble des ménages et au capital dont le stock s'accroît grâce à l'investissement. La production des entrepreneurs de biens non durables constitue le PIB de l'économie.

L'hypothèse centrale du modèle repose sur la contrainte d'endettement subie par les entrepreneurs pour financer leurs projets d'investissement et leur consommation. Le montant de la dette augmentée des paiements d'intérêt ne peut excéder une limite de crédit.

Cette limite, définie comme une fraction exogène m de la valeur du collatéral est ainsi représentée à chaque période⁴ :

$$R_t B_t \leq m E_t \left(Q_{t+1} h_t^e \right)$$

où R désigne le facteur d'intérêt ($1 +$ le taux d'intérêt), B la dette nominale envers les banquiers, h^e le collatéral, Q le prix de marché du collatéral et m étant le paramètre exogène⁵ compris entre 0 et 1 représentant la fraction de la valeur du collatéral qui peut être empruntée. La valeur du paramètre m résume la contrainte d'endettement pertinente dans l'économie. E_t représente l'espérance, c'est-à-dire l'évaluation faite aujourd'hui de la valeur qu'aura demain le collatéral.

Cette hypothèse appelle plusieurs commentaires.

1) *sur le fonctionnement du mécanisme d'accélérateur financier* : la valeur du collatéral est mesurée au prix de marché Q . Une hausse du prix de marché, en augmentant la valeur du collatéral, permet aux entrepreneurs de s'endetter davantage. Ce surcroît de financement est utilisé par les entrepreneurs pour

1. Des présentations plus détaillées de ces deux modèles fondateurs sont disponibles sur la page web des auteurs. Le lecteur y trouvera les équations des modèles, l'étalement et les programmes Dynare à l'origine des graphiques de ce premier volet. De plus, une version plus étendue de cet article est proposée dans le document de travail CES 2011.46 disponible sur la page web des auteurs.

2. Pendant la première partie de la dernière décennie, la propulsion de long terme à consommer la richesse immobilière a été environ 0,01 en France, 0,07 en Angleterre et 0,15 aux États-Unis (IMF, 2008).

3. En France, la corrélation entre les prix de l'immobilier et la consommation courante aurait été d'environ 0,1 (écart à la tendance en pourcentage), environ 0,45 aux États-Unis et 0,6 en Angleterre (IMF, 2008).

4. En divisant par le prix du bien de consommation, on peut réécrire la contrainte en termes réels. Cette expression fait apparaître le rôle de l'inflation dans la contrainte d'endettement.

5. En France, la valeur de ce paramètre a été estimée à 75 % pendant la période : 2003-2006 (IMF, 2008). Ce même paramètre été estimé à 75 % pour l'Angleterre et 80 % aux États-Unis.

investir et consommer. Il s'agit donc *stricto sensu* d'un mécanisme d'amplification et non d'accélération.

2) *sur la nature du collatéral intervenant dans la contrainte d'endettement* : dans le modèle de KM, le collatéral désigne le stock de biens durables détenus par le ménage-entrepreneur, que la banque peut saisir en cas de faillite. Dans KM, ces biens durables sont la terre, dans Iacoviello (2005) ce sont les biens immobiliers. Cette hypothèse semble cohérente avec les données. La richesse immobilière, définie comme la valeur de marché du stock de biens immobiliers, représente aujourd'hui plus de la moitié de la richesse des ménages des pays développés⁶ ; aux États-Unis, elle est également plus importante que le PIB⁷. En outre, la richesse immobilière et la consommation semblent corrélées⁸. Les études empiriques montrent également que les phases hautes et basses de l'investissement en actifs immobiliers précèdent les phases hautes et basses du cycle économique (données américaines sur la période 1952-2008 ; cf. Iacoviello, 2010). En ce sens, comme suggéré par Leamer (2007), « l'immobilier est le cycle lui-même ».

3) *sur le fondement d'une telle contrainte* : pour KM, la contrainte est justifiée par l'impossibilité pour la banque d'obliger les emprunteurs à rembourser leurs dettes (*limited enforcement*). Cela se traduit par un accès au crédit limité par la valeur des biens immobiliers. Cette contrainte de collatéral peut être simplement interprétée comme une contrainte de solvabilité standard : lors de la demande de crédit, la banque refuse de financer la totalité de l'achat immobilier pour lequel le prêt est sollicité. La contrainte d'endettement est cohérente avec les critères d'endettement sur le marché du crédit et assure que le paiement des intérêts et le remboursement du principal n'excèdent pas une fraction (supposée ici exogène et égale à m) de la valeur des biens immobiliers. Notons également que, la contrainte d'endettement implique un levier constant, égal à m , quelle que soit la conjoncture économique. Or, les fluctuations du levier peuvent également amplifier les chocs agrégés. BGG exploreront ce point.

4) *sur l'implication en termes de résolution du modèle* : KM retiennent une hypothèse supplémentaire afin de simplifier la résolution du modèle. En effet, *a priori*, cette limite de crédit n'est pas nécessairement saturée à toutes les périodes, ce qui rend la résolution du modèle

complexe car non-linéaire (modèle avec contrainte occasionnellement saturée). Afin de s'assurer que la contrainte de crédit est saturée à toutes les périodes (l'entrepreneur a intérêt à s'endetter à chaque période à hauteur de sa limite de crédit), KM font l'hypothèse d'une hétérogénéité des taux d'escompte des agents. Les ménages sont plus patients que les entrepreneurs. Étant donné leur impatience relative, les préférences des entrepreneurs favorisent la consommation courante : leur utilité marginale de la consommation courante est supérieure à celle de l'épargne. L'hétérogénéité des taux d'impatience assure que, à l'équilibre, les entrepreneurs sont toujours endettés envers les autres ménages, ceux-ci agissant en tant que banquiers.

L'hypothèse d'hétérogénéité des taux d'escompte est courante dans la littérature (Lawrance, 1991 ; Krussel et Smith, 1998 ; Calstrom et Fuerst, 1997 et 1998 ; Solomon, 2010 ; Ghironi, Iscan et Rebucci en économie ouverte, 2008). Des études confirment la pertinence empirique de cette hypothèse (Cagetti, 2003), en particulier lorsque l'hypothèse d'hétérogénéité des taux d'escompte peut s'interpréter comme la forme réduite d'un cycle de vie (les agents impatientes étant en début de cycle de vie ; sur ce point, cf. Browning et Tobacman, 2007 ; Carroll, 2000).

5) *sur l'absence de faillite des emprunteurs* : la contrainte d'endettement qui plafonne la dette à une proportion de la valeur du nantissement du prêt est toujours saturée. Ce lien imposé de manière exogène entre la dette augmentée des intérêts et la valeur du collatéral exclut la possibilité de faillite des entrepreneurs. Ces derniers sont toujours en mesure de rembourser leur dette, par la vente de leur collatéral.

La banque centrale fixe le taux d'intérêt nominal à l'aide d'une règle de Taylor. Cette dernière est une fonction de réaction utilisée par la banque centrale afin de choisir le niveau du taux d'intérêt nominal de référence de l'économie, fonction croissante du taux d'inflation et du PIB, exprimés en écart à leur cible. L'introduction de la règle de Taylor nous permet ainsi d'analyser les mécanismes de transmission des chocs de taux d'intérêt.

6. Cf. Iacoviello (2010).

7. Sur la période 1952-2008, ce ratio aux États-Unis s'élevait à 1,5 (Iacoviello, 2010).

8. Aux États-Unis, la corrélation contemporaine entre consommation et richesse immobilière s'est élevée à 0,47 sur la période 1952-2008.

Mécanismes de transmission et d'amplification dans une version simplifiée du modèle de KM, fondée sur celui de Iacoviello

Pour présenter les effets de chocs agrégés, nous utilisons une version simplifiée de KM, basée sur Iacoviello (2005). Le collatéral est le bien immobilier. Afin d'illustrer de manière plus transparente le mécanisme d'accélérateur financier, le modèle est présenté sans rigidités de prix, sans coût d'ajustement sur le capital⁹. Nous mettons l'accent sur les effets qualitatifs des chocs agrégés.

L'accélérateur financier : le cas de la bulle immobilière

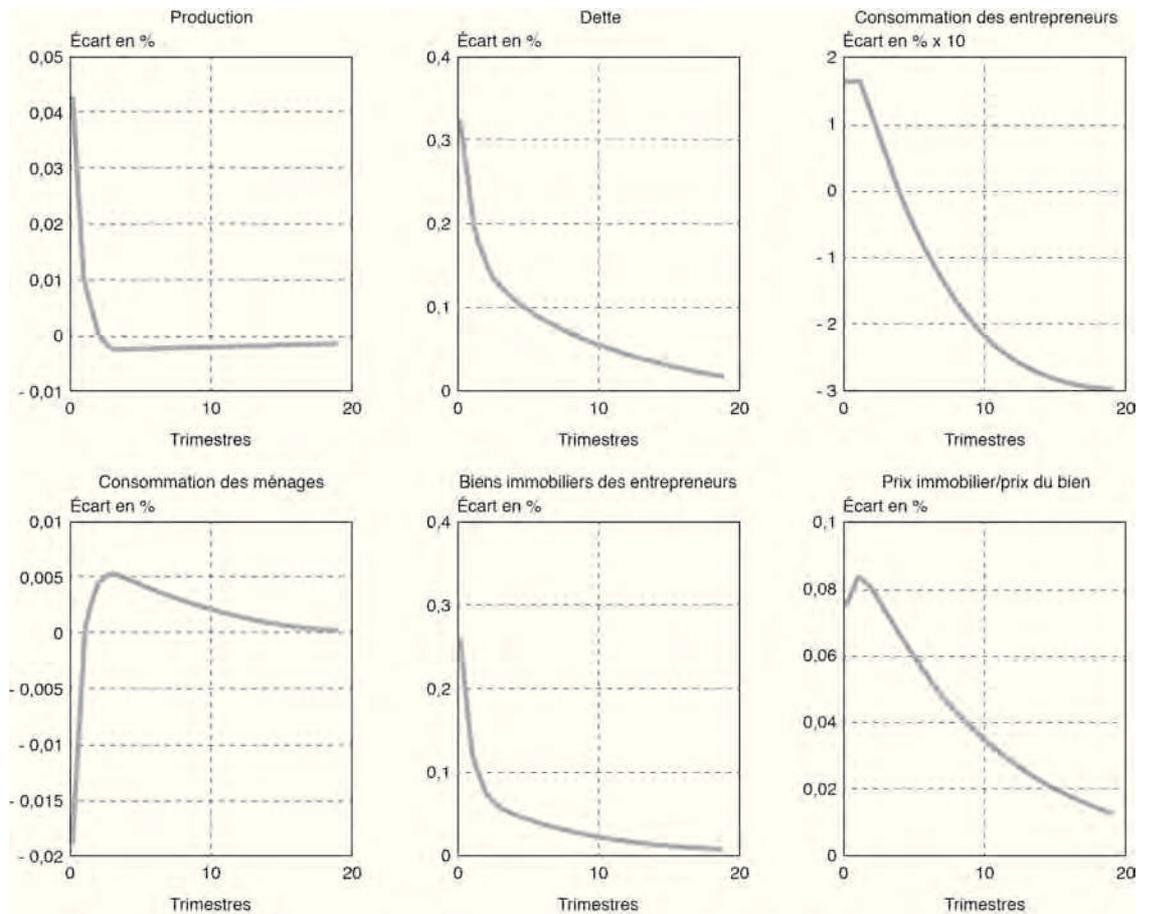
Supposons que l'économie soit frappée par un choc qui engendre une hausse du prix de

l'immobilier, comme cela a été observé dans les pays industrialisés dans la période antérieure à la crise de 2008. À cette fin, à l'instar de Iacoviello (2005), nous analysons les effets d'un choc exogène de demande¹⁰ en faveur des biens immobiliers (cf. graphique I). La hausse de la demande pour les biens immobiliers renchérit le prix sur ce marché. Le prix des biens immobiliers rapporté à celui du bien non durable augmente.

9. Cela explique la faible persistance des effets reportés dans le graphique I : le PIB revient en quelques trimestres à son niveau de long terme. La hausse de la dette, observée immédiatement à la période de l'occurrence du choc, implique un alourdissement du service de la dette, ce qui incite l'entrepreneur à se désendetter rapidement.

10. Pendant la période 1983-2007, environ la moitié de la variation des prix de l'immobilier en France peut être expliquée par des chocs de demande (IMF, 2008). Environ 5 % de la variation de la production aurait été liée aux chocs de demande de l'immobilier. Aux États-Unis, ces valeurs augmentent jusqu'à 60 % et 23 % environ. Nous considérons un choc de 1 % de la demande de bien immobilier. L'ampleur des effets peut paraître faible sur le graphique I. Toutefois, dans les données américaines, la volatilité estimée par Iacoviello (2005) s'établirait à 25 %.

Graphique I
Modèle de Kiyotaki et Moore
Dynamique de l'économie suite à une hausse temporaire et inattendue de 1 % de la demande pour les biens immobiliers



Lecture : la réponse des variables est reportée en écart en % à l'équilibre de long terme de l'économie.

Source : calcul des auteurs à partir d'une version simplifiée du modèle de Kiyotaki et Moore, basée sur Iacoviello (2005), cf. <http://eleni.iipulos.free.fr/>.

L'accélérateur financier, introduit dans le modèle *via* la contrainte d'endettement, vient amplifier ces effets. En effet, la hausse de la demande de biens immobiliers ainsi que l'augmentation de son prix accroissent la valeur du collatéral, ce qui permet aux entrepreneurs d'emprunter davantage. Cette hausse de la demande de financement est rendue possible par un accroissement de l'offre de financement, soit une hausse de l'épargne des ménages patients. Ces derniers accentuent leur effort d'épargne et consomment moins.

Étant donné que les entrepreneurs sont plus impatientes, ces derniers sont incités à consommer davantage, ce qui, avec l'augmentation du stock du capital, relance la production.

De plus, hypothèse conforme aux usages en matière de prêts bancaires, les entrepreneurs qui s'endettent auprès de la banque s'engagent à rembourser leurs crédits en euros courants, et non en euros constants. La dette n'est pas indexée sur l'inflation. Cette dernière, par un effet redistributif, amplifie les effets richesse en faveur des emprunteurs. L'augmentation de l'inflation associée au choc de demande réduit la valeur réelle de la dette des entrepreneurs, ce qui vient nourrir l'effet de richesse positif en leur faveur.

Le rôle du taux d'intérêt : une baisse temporaire a un impact persistant sur le revenu

Plusieurs études empiriques récentes ont confirmé l'existence d'un lien négatif entre les niveaux des taux d'intérêts et la demande d'actifs immobiliers. Pendant la dernière décennie, les faibles niveaux de taux d'intérêt ont été associés à une hausse importante des prix¹¹ de l'immobilier (Iacoviello et Neri, 2010). Nous analysons donc la réponse de l'économie à un choc qui réduit de manière temporaire le taux d'intérêt nominal. Une diminution du taux d'intérêt implique une baisse des coûts du service de la dette (cf. graphique II). Les entrepreneurs peuvent s'endetter davantage. Cela est rendu possible par une hausse de l'offre de financement des ménages-banquiers qui accentuent leur effort d'épargne par une baisse de leur consommation. Cette dernière est cohérente avec l'effet richesse négatif subi par les ménages en raison du fléchissement du taux d'intérêt et donc des revenus financiers. Les entrepreneurs augmentent leur stock de dette afin de consommer davantage et acheter des biens immobiliers.

Les entrepreneurs acquièrent davantage de biens immobiliers comme des biens non durables. Le

prix de ces deux biens augmente. En l'absence de rigidité de prix, la hausse du prix des biens non durable domine à court terme celle du prix de l'immobilier, ce qui réduit le prix relatif des biens immobiliers.

La forme en « U » inversé de la dynamique de la consommation des entrepreneurs est due à un effet d'amplification retardé du choc. Ce dernier incite les agents à augmenter leur stock d'actifs immobiliers. Les entrepreneurs peuvent donc, à la période suivante, emprunter et consommer davantage. Cela est cohérent avec les faits stylisés soulignés par Bernanke et Gertler (1995) : suite à un choc monétaire temporaire, l'investissement en actifs immobiliers réagit immédiatement tandis que la réponse de la consommation de biens non-durables est retardée d'une période. Le modèle est cohérent avec une dynamique en cloche de la consommation. Bernanke et Gertler (1995) soulignent que, dans les études empiriques, même si les chocs monétaires sont temporaires, l'impact sur le revenu est persistant. Dans le modèle de KM, la persistance de la consommation est expliquée par le retard dans l'effet d'amplification sur la demande agrégée.

Le rôle des chocs d'offre : un effet dépressif résultant de la baisse de l'inflation

Dans le cas des chocs de demande, l'inflation amplifie les effets de l'accélérateur financier. En revanche, dans le cas de chocs d'offre (cf. graphique III), on observe une corrélation négative entre l'inflation et la production. Cet effet modère alors ceux de l'accélérateur financier. À la suite, par exemple, d'un choc positif de productivité, le fléchissement de l'inflation renchérit la valeur de la dette en termes réels. Cet effet de richesse négatif implique une chute du stock des biens immobiliers (et donc du collatéral) et une baisse plus marquée de la dette.

Les entrepreneurs étant plus impatientes et leur utilité marginale dérivant de l'épargne (en *bonds*) étant inférieure à celle des banquiers, les entrepreneurs n'épargnent pas et consomment davantage. Ils ont donc un impact important sur la demande agrégée.

11. En France, pendant la période 1983-2007, l'élasticité du prix réel de l'immobilier par rapport aux taux d'intérêt a été environ 3,5 %, aux États-Unis 3 %, en Angleterre 2,3 % et en Espagne 5 % (IMF, 2008). Ces estimations sont obtenues à l'aide d'un modèle VAR structurel estimé dans chaque pays et incluant l'investissement résidentiel, le prix réel de l'immobilier, la production et le taux d'intérêt. Les élasticités mesurent la réponse maximale du prix réel de l'immobilier à un choc d'un écart-type du taux d'intérêt rapportée à la variation initiale du taux d'intérêt.

Afin d'illustrer le mécanisme d'amplification financière, il convient d'analyser le rôle de la contrainte de collatéral. Ces effets d'accélération devraient s'accroître avec la quantité de dette. Nous considérons donc différentes valeurs de m , le paramètre qui représente la fraction de la valeur des actifs immobiliers qui peut être utilisée en tant que collatéral. En effet, étant donné que, à l'équilibre, la contrainte de collatéral est saturée, la dette augmente avec ce paramètre¹².

La volatilité du PIB augmente avec le paramètre m (cf. graphique IV). La possibilité de relâcher la contrainte d'endettement favorise l'amplification des fluctuations du cycle réel. C'est là l'essence du mécanisme d'accélérateur financier. Ce dernier est donc particulièrement opérant dans des économies endettées. Nous retrouverons ce résultat dans le modèle de BGG. Si un gouvernement souhaite stabiliser son économie (réduire la volatilité des fluctuations du PIB), il tentera de baisser m . Il s'agit d'inciter

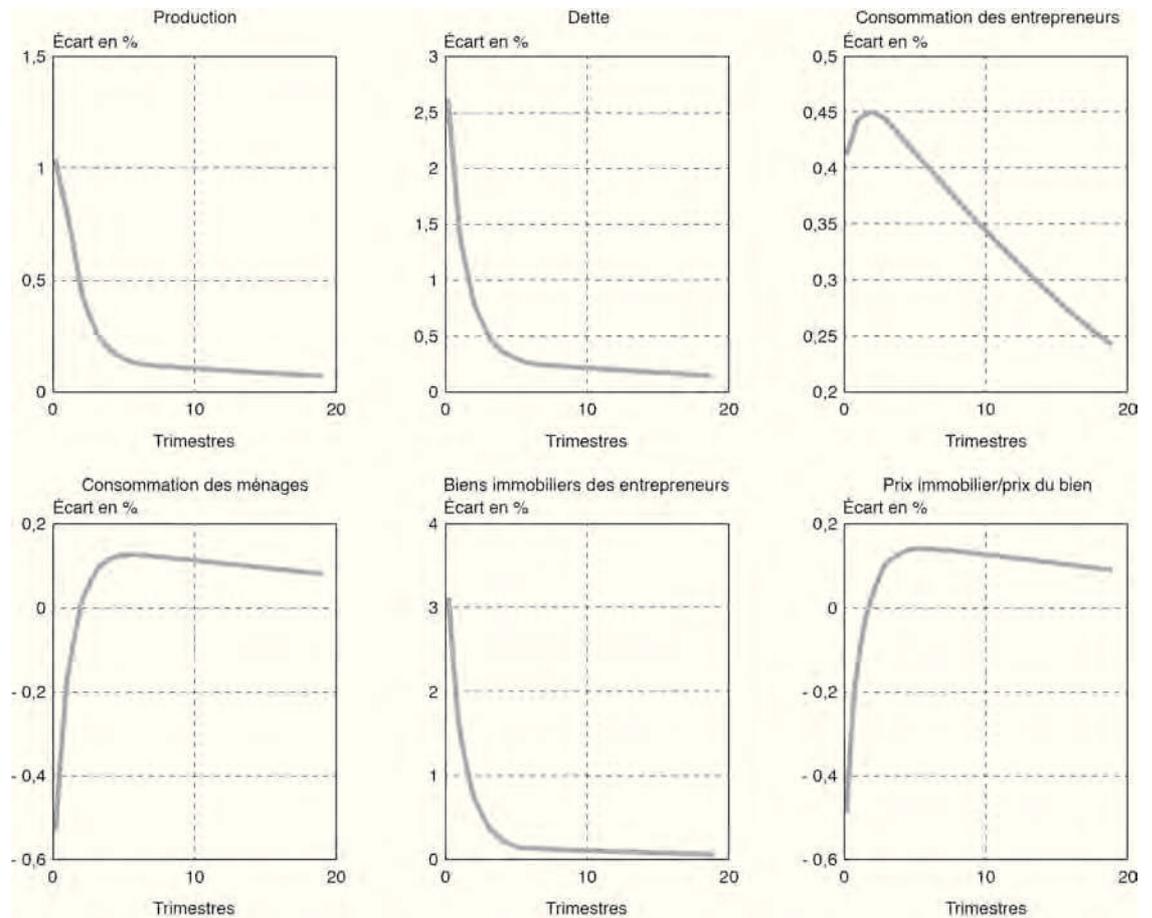
les banques à être plus strictes dans l'octroi de crédits de sorte que la contrainte d'endettement des emprunteurs soit plus serrée. Cela ne signifie pas pour autant qu'une telle mesure soit optimale. En effet, un endettement moindre des entrepreneurs vient limiter leur activité productive et leur consommation.

Le modèle de Kiyotaki et Moore au défi de la crise

L'article de KM s'impose comme une contribution de référence. En effet, il contient l'une des premières analyses d'équilibre générale qui tiennent compte des effets d'amplification associés

12. Notre exercice numérique repose sur la simulation de l'écart-type de la production en réponse à une série standard de chocs. Nous avons introduit simultanément tous les chocs analysés séparément dans ce paragraphe : un choc de préférence, un choc de productivité et un choc qui réduit temporairement le taux d'intérêt nominal. Tous les chocs, pour le graphique IV, sont caractérisés par un écart-type de 1 % de façon à illustrer l'impact de tous les chocs sur la volatilité du PIB.

Graphique II
Modèle de Kiyotaki et Moore Dynamique de l'économie suite à une baisse temporaire et inattendue de 1 % du taux d'intérêt nominal



Lecture : la réponse des variables est reportée en écart en % à l'équilibre de long terme de l'économie.
Source : calcul des auteurs à partir d'une version simplifiée du modèle de Kiyotaki et Moore, basée sur Iacoviello (2005), cf. <http://eleni.iliopoulos.free.fr/>.

aux imperfections du marché de crédit. Ce cadre a été utilisé récemment pour expliquer les faits stylisés caractérisant la période antérieure à la crise. Notre analyse qualitative a souligné les mécanismes du modèle qui permettent de reproduire le lien négatif entre les taux d'intérêt et le boom de l'immobilier et, de manière générale, la corrélation positive entre consommation et richesse immobilière¹³. De plus, elle permet d'éclairer comment le relâchement des contraintes de crédit qui a caractérisé les deux dernières décennies peut impliquer une augmentation de la volatilité agrégée et une amplification du cycle.

En revanche, ce cadre théorique recèle des limites importantes qui ne permettent pas d'analyser plusieurs mécanismes à la base de la crise actuelle.

i) Il néglige le rôle spécifique de l'intermédiation financière. Les ménages agissent ici en tant

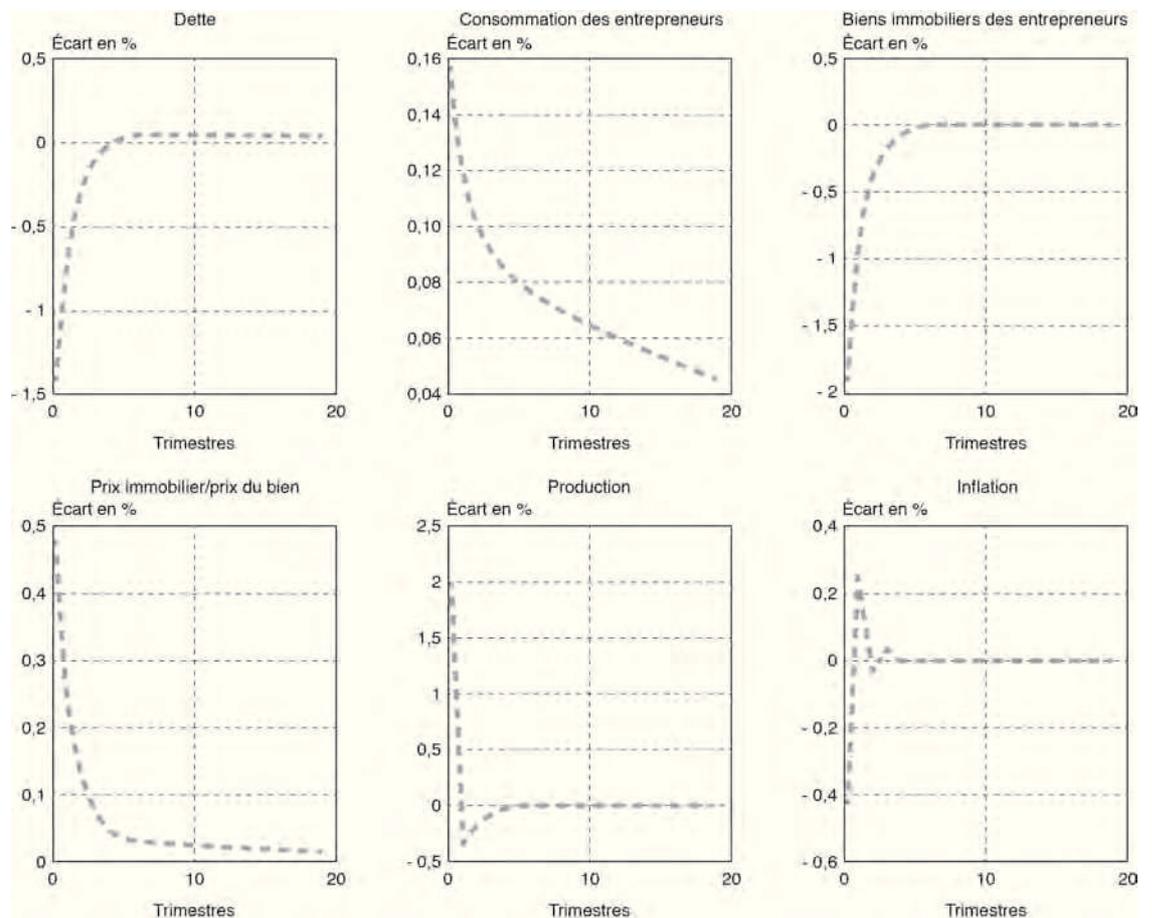
que banquiers seulement parce que, à l'équilibre, ils sont créditeurs. L'intermédiation financière est en réalité inexistante.

ii) Il fait abstraction de la faillite des emprunteurs. Cela est clairement en contradiction avec la hausse des taux de défaut de paiement observés lors de la crise (CAE, 2008 ; Christiano *et al.*, 2009).

iii) Enfin, le ratio d'endettement des entrepreneurs est constant au cours du cycle économique (égal au paramètre m exogène). Cela est conforme à la pratique en cas de prêt immobilier : la banque finance une proportion fixe de la valeur du bien. Or, les crédits concernent plus largement le financement de l'ensemble de l'activité

13. L'ampleur de cette corrélation dépend de l'étalement retenu. Lorsque l'économie est caractérisée par une forte proportion d'agents très impatients, la corrélation entre consommation et richesse immobilière sera forte.

Graphique III
Modèle de Kiyotaki et Moore
Dynamique de l'économie suite à une hausse temporaire et inattendue de 1 % de la productivité globale des facteurs



Lecture : la réponse des variables est reportée en écart en % à l'équilibre de long terme de l'économie.
 Source : calcul des auteurs à partir d'une version simplifiée du modèle de Kiyotaki et Moore, basée sur Iacoviello (2005), cf. <http://eleni.iliopoulos.free.fr/>.

des banques comme des entreprises. On observe également que le ratio d'endettement des agents financiers et non financiers répond au cycle économique (Banque de France, 2009, sur données américaines et européennes). Ces fluctuations sont de nature à amplifier ou modérer l'impact des chocs macroéconomiques.

L'accélérateur financier dans le cadre du canal large du crédit : Bernanke, Gertler et Gilchrist

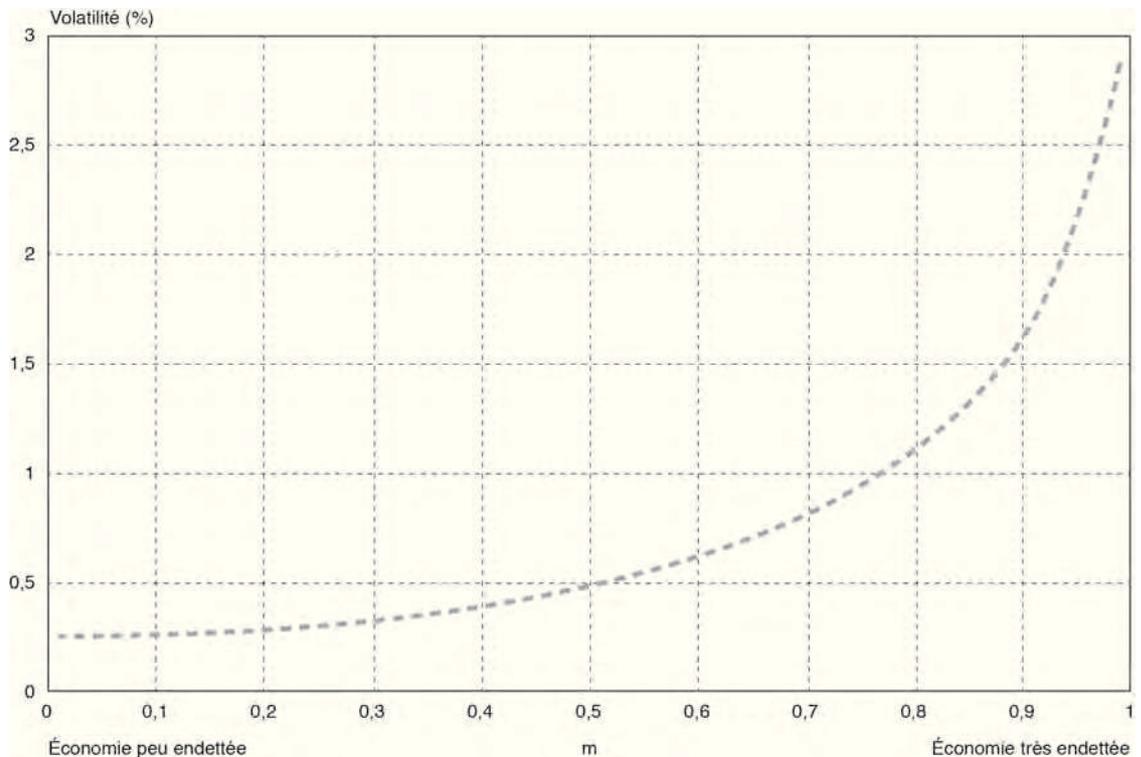
Quel est le rôle spécifique du secteur financier dans l'évolution des variables macroéconomiques ? Dans BGG, les facteurs financiers amplifient les effets de la politique monétaire par deux canaux : à l'instar de KM, le premier reprend le mécanisme lié aux variations du prix des actifs financiers tandis que le second a trait aux fluctuations du levier.

BGG répondent ainsi aux critiques adressées au modèle de KM.

i) Il s'agit de proposer une modélisation dans laquelle les intermédiaires financiers jouent un rôle spécifique dans la relation de crédit. Les banques développent un savoir-faire dans la connaissance de la solvabilité des emprunteurs et la vérification du succès des projets d'investissement pour lesquels les entrepreneurs ont sollicité un financement bancaire. Cette activité de gestion des crédits nécessite une rémunération, ce qui introduit un écart entre le taux d'intérêt qui rémunère les dépôts et ceux appliqués aux crédits. Ce *spread* de taux constitue l'élément nouveau dans la modélisation de BGG par rapport à celle de KM, cadre dans lequel le taux d'intérêt est unique. Le *spread* de taux est la prime de financement externe.

ii) Les emprunteurs peuvent se déclarer en défaut de paiement sur leur dette, ce qui est exclu dans KM.

Graphique IV
Modèle de Kiyotaki et Moore
Volatilité du PIB et fraction de la valeur des actifs immobiliers qui peut être utilisé en tant que collatéral



Lecture : le paramètre m représente la fraction de la valeur des actifs immobiliers qui peut être utilisé en tant que collatéral. La volatilité du PIB est mesurée par l'écart-type des fluctuations du PIB prédit par le modèle. Ces valeurs sont à comparer aux volatilités observées suivantes (en %) : 0,78 pour la France ; 0,7 pour la zone euro ; 1,01 pour les États-Unis.

Source : calcul des auteurs à partir des données trimestrielles AWM et Banque de Réserve fédérale de Saint-Louis, 1995:1-2007:4, log du PIB par habitant, filtré par la méthode de Hodrick et Prescott (1997). Le modèle de Kiyotaki et Moore utilisé en est une version simplifiée, basée sur Iacoviello (2005), cf. <http://eleni.iliopoulos.free.fr/>.

iii) Le ratio d'endettement des entrepreneurs est endogène. Les entrepreneurs se financent auprès de la banque, cette dernière détermine le taux d'intérêt associé au crédit en fonction de la solvabilité présumée de l'emprunteur, résumée par sa richesse nette. Les fluctuations de la richesse nette affectent les conditions de financement et donc le ratio d'endettement.

À la suite d'un choc macroéconomique, le modèle de BGG prédit une réponse endogène de ces trois éléments : le *spread* de taux, le taux de défaut de paiement des entrepreneurs et leur levier.

Notons que le levier de la banque est toujours égal à 100 % car la banque ne se finance qu'au moyen des dépôts des ménages. L'hypothèse d'absence de capital bancaire sera dépassée dans les articles exposés dans le troisième volet de l'article.

Asymétries d'information *ex ante* et *ex post* : le contrat de dette

BGG soulignent le rôle spécifique des banques dans la relation de crédit. Ils se placent dans un cadre dans lequel les demandeurs de crédit sont constitués d'un ensemble d'entrepreneurs désireux d'accroître leur stock de capital. L'investissement est financé par autofinancement (*via* la richesse nette) et par emprunt bancaire. Le ratio d'endettement est défini comme la part du stock de capital financé par emprunt. Les entrepreneurs, neutres au risque, subissent un choc qui leur est spécifique sur le rendement de leur capital, choc qui vient affecter leur capacité de rembourser leur dette.

Les banques subissent l'asymétrie d'information inhérente à la relation de crédit. Elles ne sont pas en mesure d'évaluer correctement la solvabilité des emprunteurs (asymétrie d'information *ex ante*, avant la signature du contrat de dette), ni l'utilisation effective des fonds empruntés (asymétrie d'information *ex post*, après la signature du contrat de dette), ni le rendement des projets d'investissement pour lesquels les financements sont demandés (asymétrie *ex post*). Ces asymétries d'information sont de nature à réduire l'offre de crédits.

Pour remédier aux asymétries d'information *ex ante*, les banques sélectionnent les demandes d'emprunt en fonction de caractéristiques de l'emprunteur, caractéristiques signalant sa capacité à rembourser. Les emprunteurs caractérisés par une solvabilité jugée médiocre se verront

proposer des conditions plus strictes d'accès au crédit. Dans le modèle de BGG, le montant de la richesse nette de l'emprunteur détermine le taux d'intérêt associé à la dette bancaire. Plus l'emprunteur est riche au moment de sa demande de crédit, plus il est jugé solvable, ce qui vient modérer le taux d'intérêt associé à sa dette bancaire.

Dans le modèle de BGG, l'asymétrie d'information *ex post* concerne le rendement du projet d'investissement pour lequel l'entrepreneur sollicite un financement bancaire. Les termes du contrat de dette incitent l'emprunteur à déclarer sans malhonnêteté ce rendement, qu'il soit capable de rembourser sa dette ou non, et ce pour deux raisons.

- En cas de défaut de paiement, un audit est mis en œuvre par la banque auprès de l'emprunteur. Au terme de cette procédure de vérification, la banque a connaissance de la valeur du rendement du capital.

- En cas de non défaut de paiement, le remboursement de la dette est une proportion fixe du rendement du capital.

Une prime de financement externe, qui rémunère l'expertise de la banque

La procédure d'audit est coûteuse et répercutée par la banque sur les conditions d'accès au crédit : le taux d'intérêt sur la dette bancaire doit rémunérer la banque pour son rôle d'auditeur. En conséquence, le financement bancaire de l'investissement s'avère plus onéreux que l'autofinancement dont le coût d'opportunité est le taux d'intérêt du placement sans risque. La différence entre les coûts associés aux deux modes de financement de l'investissement constitue la prime de financement externe¹⁴.

- En l'absence d'asymétrie d'information, la prime de financement externe est nulle. Le théorème de Modigliani et Miller est vérifié : le montant de l'investissement est indépendant de son mode de financement.

14. Une telle définition suggère que la prime de financement externe pourrait être approximée par le rapport entre le taux d'intérêt de la dette et le taux d'intérêt sans risque. En réalité, dans BGG, la prime de financement externe est le rapport entre le rendement du projet d'investissement et le taux d'intérêt certain. En effet, l'entrepreneur sait que tout projet d'investissement est nécessairement financé par la banque. Un rendement du capital suffisant est requis pour rembourser une dette bancaire dont le taux d'intérêt est nécessairement supérieur au taux certain en raison de la présence de coûts d'audit.

- En revanche, la présence d'asymétrie d'information implique la mise en place de l'audit en cas de défaut de paiement. La prime de financement externe vient renchérir le coût du financement bancaire par rapport à l'autofinancement.

Le contrat de dette du modèle de BGG conduit à une prime de financement externe décroissante avec la richesse nette de l'emprunteur. Un entrepreneur disposant d'une richesse nette élevée bénéficie de conditions de financement avantageuses, ce qui l'incite à s'endetter pour financer l'augmentation de son stock de capital. La taille de l'entreprise augmente grâce à cet effort d'investissement plus marqué. Toutefois, un endettement plus marqué accroît la probabilité de défaut de paiement. Cela constitue la limite à l'expansion de l'endettement de l'entreprise.

La dynamique macroéconomique dans le modèle de BGG : un ratio d'endettement des entrepreneurs qui varie au cours du cycle et affecte leurs conditions de financement

BGG intègrent ce contrat de dette dans un modèle d'équilibre général permettant de quantifier l'interaction entre les facteurs financiers et les variables macroéconomiques. Nous reprenons dans cet article le modèle originel de BGG.

Le modèle macroéconomique spécifie le comportement des ménages et la politique monétaire. L'épargne des ménages déposée auprès des banques est rémunérée au taux d'intérêt nominal certain. L'inflation peut donc éroder la valeur réelle des dépôts. Après avoir effectué le choix du montant de son dépôt bancaire, le ménage est dans l'impossibilité de le récupérer avant la période suivante. Cela exclut la possibilité de « *bank run* » (panique bancaire) dans la période. Cette hypothèse forte est abandonnée dans les travaux de Angeloni et Faia (2010)¹⁵.

Les dépôts sont ensuite utilisés par la banque pour distribuer des crédits aux entrepreneurs à un taux d'intérêt supérieur au taux d'intérêt certain. Le profit de la banque est nul : l'ensemble des gains sur les crédits distribués (sur lesquels il n'y a pas de défaut de paiement) permet de servir aux ménages le taux d'intérêt certain sur leur dépôt bancaire. Dans le modèle de BGG, l'égalité entre les revenus des actifs risqués et la rémunération certaine sur les dépôts suggère que la banque commerciale est capable d'opérer sur la diversité des crédits distribués une diversification des risques suffisante pour garantir

un taux d'intérêt sans risque sur les fonds qui lui sont confiés. De plus, la faillite bancaire est exclue dans le modèle de BGG. Ces caractéristiques font du modèle de BGG un cadre manquant de pertinence pour analyser la crise financière actuelle¹⁶.

BGG analysent les canaux de transmission de la politique monétaire. La banque centrale choisit le taux d'intérêt nominal certain selon une règle de Taylor, c'est-à-dire une règle de politique monétaire par laquelle le taux d'intérêt décidé par la banque centrale est déterminé par l'écart entre le niveau d'inflation à sa cible et à l'écart entre le niveau du PIB et son niveau potentiel. À l'instar du modèle de KM, l'inflation, par son effet redistributif en faveur des emprunteurs, affecte les mécanismes intervenant dans l'accélérateur financier.

La dynamique macroéconomique : une prime de financement externe contra-cyclique et des prix des actifs pro-cycliques

Une conjoncture favorable, associée par exemple à une progression non anticipée de la productivité, vient augmenter la demande d'investissement (cf. graphique V). Cette dernière accroît le prix du capital, donc le montant de la richesse nette, ce qui améliore les termes de financement des entrepreneurs : la prime de financement externe baisse. Ce mécanisme est similaire à l'accélérateur financier de KM.

Le seuil de productivité du choc spécifique à l'entrepreneur en dessous duquel les entreprises se déclarent en défaut de paiement baisse instantanément (ω^*), ce qui correspond à une baisse de la probabilité de défaut de paiement. Les entrepreneurs profitent des conditions financières favorables pour investir davantage, ce qui vient amplifier l'effet initial de la hausse de la productivité. Le boom de l'investissement nourrit une hausse du stock de capital, de la production et de l'emploi. Un cercle vertueux est enclenché dans l'économie.

Les effets du choc agrégé favorable s'estompent progressivement car la hausse du ratio d'endettement accroît la probabilité de faillite (le seuil ω^* s'accroît). Les conditions de financement deviennent moins favorables : la prime

15. Leurs travaux seront présentés dans le deuxième volet de cet article.

16. Cette limite sera dépassée dans le deuxième volet de l'article.

de financement externe augmente. De plus, la hausse graduelle du stock de capital réduit sa productivité, ce qui explique le ralentissement de l'investissement observé après le boom initial.

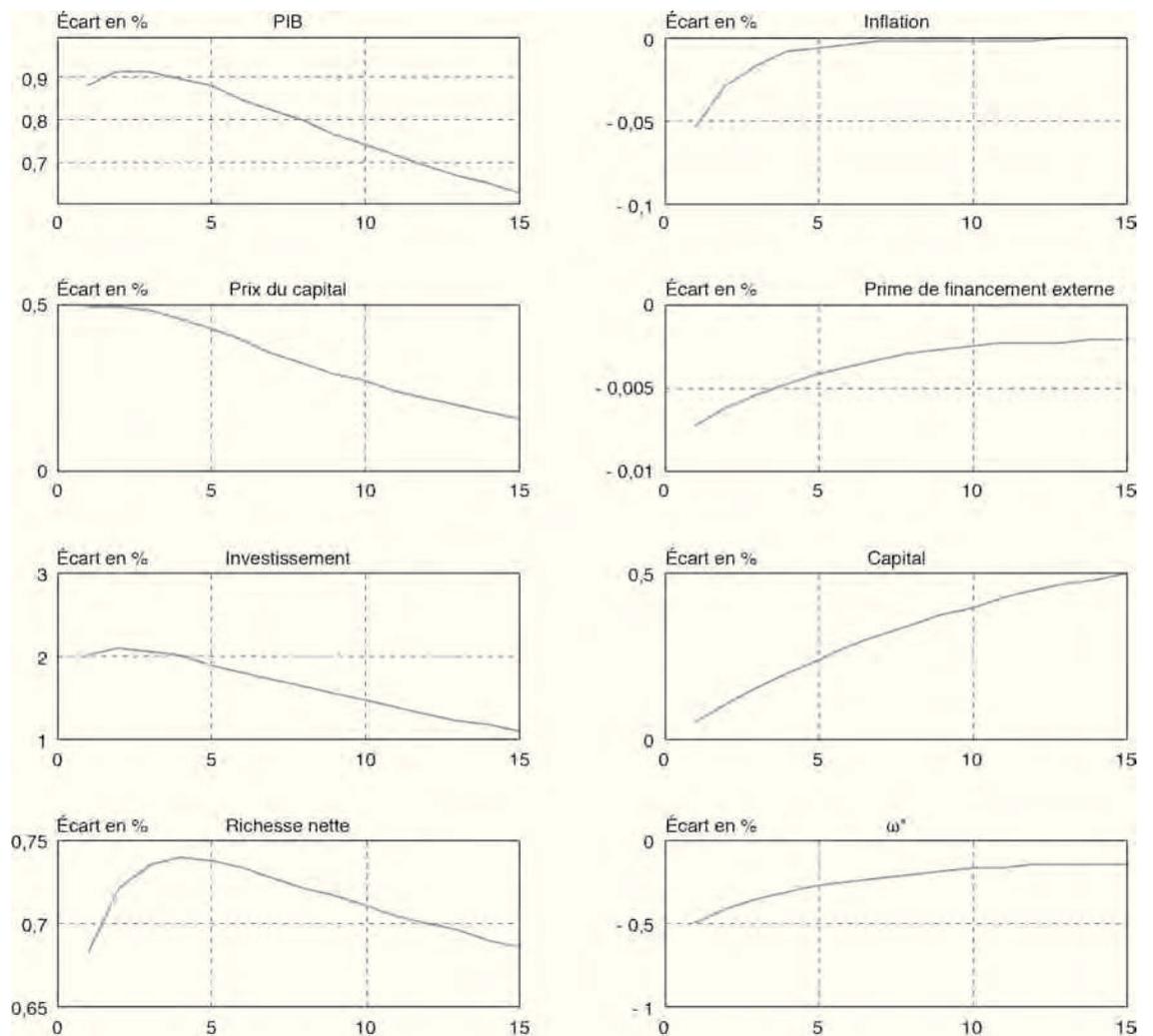
Le choc d'offre réduit instantanément l'inflation. À l'instar du modèle de KM, le fléchissement de l'inflation redistribue la richesse en défaveur des entrepreneurs. Cet effet limite l'expansion de la richesse nette au cœur de l'accélérateur financier.

Nous observons (cf. graphique V) une hausse concomitante de l'autofinancement (par l'expansion de la richesse nette des entrepreneurs) et de la dette (qui finance une expansion de l'investissement), de sorte que, *a priori*, la part relative de la dette dans le financement peut

augmenter ou baisser. En réalité, le ratio dette/ autofinancement augmente. Cela est visible par le fléchissement de la prime de financement externe qui, dans le modèle, est une fonction décroissante du levier. Plus la part de la dette augmente dans le financement, plus la banque juge peu solvable l'emprunteur, ce qui l'incite à relever le taux d'intérêt sur les crédits. Le levier des entrepreneurs est pro-cyclique dans BGG : la part de la dette augmente en cas de boom.

Ces mécanismes sont à l'œuvre pour tous les autres chocs macroéconomiques. Dans le cas d'une politique monétaire expansionniste non anticipée (cf. graphique VI), le fléchissement du taux d'intérêt nominal certain réduit la prime de financement externe. Les entrepreneurs profitent

Graphique V
Modèle de Bernanke, Gertler et Gilchrist
Réponse de l'économie à une hausse inattendue et temporaire de 1 % de la productivité globale des facteurs



Lecture : la réponse des variables est reportée en écart en % à l'équilibre de long terme de l'économie. ω^* est le seuil de productivité du choc spécifique à l'entrepreneur en dessous duquel les entreprises se déclarent en défaut de paiement. Sa baisse correspond à une baisse de la probabilité de défaut de paiement. Source : calcul des auteurs à partir du modèle de BGG originel, cf. <http://eleni.iiooulos.free.fr/>.

de ces conditions favorables de financement pour accentuer leur effort d'investissement : la production augmente, ainsi que le prix du capital. Cet accroissement non anticipé du prix des actifs vient augmenter la richesse nette des entrepreneurs, ce qui nourrit une nouvelle baisse de la prime de financement externe, venant amplifier l'effet initial de la politique monétaire. La prime de financement externe est contra-cyclique : elle baisse en phase d'expansion de l'activité économique. Cette contra-cyclicité tend également à accentuer l'effet du choc macroéconomique initial.

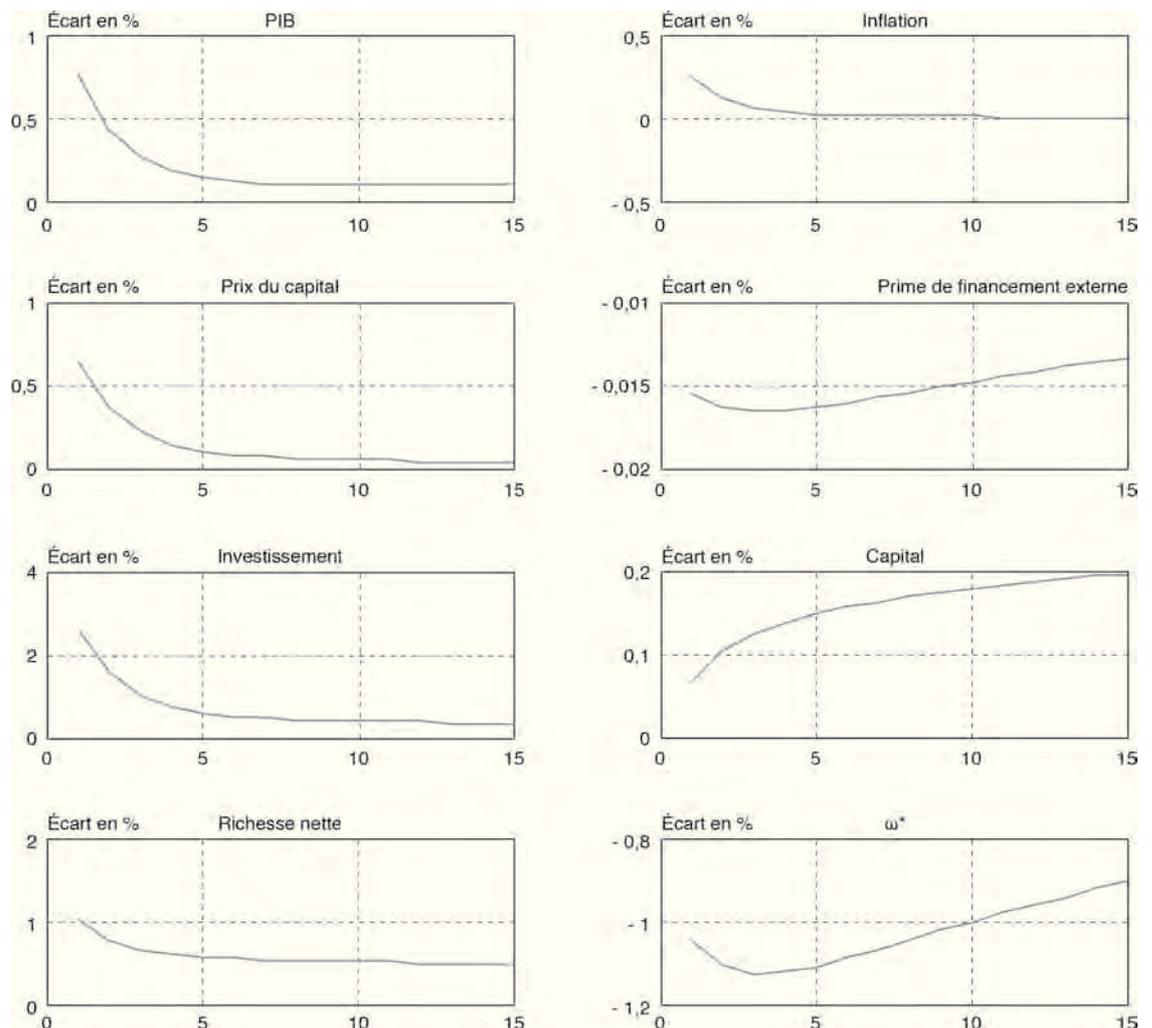
Enfin, l'inflation associée à la politique monétaire expansionniste redistribue la richesse en faveur des entrepreneurs. Cet effet vient renforcer les

effets de l'accélérateur financier dans le cas du choc monétaire alors qu'il avait tendance à modérer ses effets dans le cas du choc d'offre.

Ayant simulé leur modèle étalonné sur données américaines, BGG montrent que la réponse instantanée de l'activité est supérieure de 50 % à celle observée dans un modèle dépourvu d'accélérateur financier. De plus, conformément aux évolutions observées aux États-Unis, l'effet de la politique monétaire sur la production perdure alors même que le taux d'intérêt nominal est revenu à son niveau initial.

Quel que soit le choc envisagé, nous observons, dans le modèle de BGG, que la prime de financement externe diminue en cas de reprise,

Graphique VI
Réponse de l'économie à une baisse inattendue de 1 % du taux d'intérêt de la banque centrale



Lecture : la réponse des variables est reportée en écart en % à l'équilibre de long terme de l'économie. ω^* est le seuil de productivité du choc spécifique à l'entrepreneur en dessous duquel les entreprises se déclarent en défaut de paiement. Sa baisse correspond à une baisse de la probabilité de défaut de paiement. Source : calcul des auteurs à partir du modèle de BGG original, cf. <http://eleni.iliopoulos.free.fr/>.

augmente en cas de récession : elle est contracyclique et que les prix des actifs s'accroissent en cas de reprise, diminuent en cas de récession : ils sont pro-cycliques. Cela est conforme aux fluctuations observées aux États-Unis comme dans la zone euro (Christiano *et al.*, 2010). Au-delà de l'évolution de ces variables financières, la pertinence empirique du modèle de BGG a été évaluée au regard de ses prédictions macroéconomiques à la suite d'une politique monétaire (Bernanke et Gertler, 1995). Les estimations structurelles du modèle d'accélérateur financier soulignent également la pertinence de ce mécanisme aux États-Unis comme dans les pays européens (Christensen et Dib, 2008 ; Christiano *et al.*, 2010 ; Gelain, 2010 ; De Graeve, 2008 ; Queijo von Heideken, 2008). L'ampleur des effets de l'accélérateur financier est réglée par le ratio d'endettement de l'économie. Le cadre d'analyse est donc particulièrement adapté à l'analyse des économies anglo-saxonnes caractérisées par des taux d'endettement de 200 % du PIB (140 % du PIB) pour les agents privés au Royaume-Uni (aux États-Unis respectivement) en 2008 alors que le ratio s'établit autour de 120 % du PIB pour la zone euro (Blot et Timbeau, 2009, et CAE, 2008). Enfin, les études microéconométriques sur données d'entreprises confirment la pertinence du mécanisme d'accélérateur financier en France, dans la zone euro et aux États-Unis (Chatelain *et al.*, 2003a et 2003b ; Kannan, 2010).

Une banque trop « passive », qui ne peut représenter les banques dans la crise

La crise financière de 2007-2008 vient-elle remettre en cause la pertinence empirique du modèle de BGG ? Christiano *et al.* (2010)

montrent qu'un modèle BGG augmenté de chocs sur la richesse nette des entrepreneurs (chocs étant interprétés comme résultant de l'exubérance financière ou d'aléa affectant le prix des actifs financiers) rend compte de la dynamique macroéconomique observée en zone euro comme aux États-Unis entre 1985 et 2008. Toutefois, les événements de la crise invitent à dépasser le modèle BGG. En effet, la responsabilité de la crise a pu être attribuée à la prise de risque excessive des intermédiaires financiers (cf. Rajan, 2005). Cela suggère de modéliser une banque qui choisit son exposition au risque dans la composition de son actif ou de son passif, ce qui n'est pas le cas dans BGG, modèle dans lequel la banque peut être qualifiée de « voile » en raison de l'absence de décision qui caractérise cet agent dans l'économie.

Dans BGG, la parfaite diversification des risques sur les crédits octroyés aux entrepreneurs ne laisse aucun rôle à la banque. Cette dernière est caractérisée par un rôle passif dans la distribution des crédits puisque la politique d'offre de crédit est conduite simplement par l'ajustement systématique de la prime de financement externe des entrepreneurs en fonction de l'évolution de leur richesse nette. Dans BGG, la banque ne prend aucune décision concernant la taille ou la composition de son passif : ce dernier est exclusivement composé des dépôts des ménages. Ce sont ces derniers qui déterminent l'ampleur des ressources dont dispose la banque dans la distribution de crédit. Or, les banques disposent en réalité de capitaux propres et peuvent également s'endetter sur le marché interbancaire. Les difficultés de refinancement des intermédiaires financiers ont constitué les éléments déclencheurs de la crise.

L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise

Volet 2

L'introduction de l'optimisation de bilan par les banques dans les modèles macro-économiques : apports et insuffisances

La crise financière invite à dépasser les deux modèles fondateurs car elle place le modélisateur face à trois défis : il s'agit d'expliquer l'ampleur de la crise, de tenir compte de l'évolution du secteur financier et de rendre compte des effets des politiques monétaires non conventionnelles.

Relever ces défis nécessite d'affiner la modélisation des choix de la banque. Cette dernière devient un agent autonome qui choisit la structure de son financement dans l'actif (crédit aux entreprises, actions ou réserves auprès de la banque centrale) ou le passif (fonds propres, dépôts des ménages ou dette interbancaire).

Nous présentons les contributions récentes qui visent à expliquer le choix de la structure bilancielle des banques et son impact sur les fluctuations financières et macroéconomiques. Curdia et Woodford posent une première pierre en ce sens en proposant une modélisation simple du choix d'optimisation, rendant transparent l'arbitrage de la banque entre le coût des ressources et le gain associé aux activités de prêt.

Le canal du capital bancaire étend au secteur financier le mécanisme d'accélérateur financier. Les créanciers de la banque déterminent le coût et le montant de crédit octroyé à la banque en fonction de sa solvabilité présumée, résumée par son ratio de fonds propres. Les fluctuations de la richesse nette de la banque affectent ses conditions de financement et sa politique de distribution de crédit.

Le canal de la prise de risque vise à expliquer la structure bilancielle fragile des banques. En période d'incertitude modérée ou de politique monétaire accommodante, les banques ont intérêt à accentuer le recours à la dette et réduire le ratio de fonds propres, de sorte qu'un retournement de la conjoncture accroît leur risque de faillite. Cet appétit pour le risque est cohérent avec la structure bilancielle constatée chez les intervenants du secteur bancaire parallèle (« *shadow banking* ») aux États-Unis.

La crise actuelle invite à dépasser les deux modèles fondateurs de l'accélérateur financier car au moins trois nouveaux défis se présentent : expliquer l'ampleur de la crise, tenir compte de l'évolution du secteur financier et rendre compte des effets des politiques monétaires non conventionnelles.

Expliquer l'ampleur de la crise

La crise constitue d'abord un défi quantitatif car elle se distingue par l'ampleur de ses effets : le prix des actifs financiers et les *spreads* de taux ont connu de fortes variations, aussi brutales que persistantes (CAE, 2008), ce qui a donné lieu à une crise macroéconomique dont l'ampleur a suscité la qualification « Grande Récession ».

Les modèles visant à capter les effets de la crise doivent donc :

- prendre en considération de nouvelles sources de perturbations dans l'économie, ayant pour origine le secteur financier, au-delà des chocs macroéconomiques usuels (technologie, dépenses publiques, etc.) ;

- mettre l'accent sur des effets d'amplifications du secteur financier à l'économie réelle, au-delà de ceux inhérents à l'accélérateur financier. Une question se pose alors non seulement sur la capacité des modèles à reproduire les fortes variations du prix des actifs et des *spreads* de taux observés sur les marchés financiers mais également à relier ces évolutions au ralentissement macroéconomique marqué des pays de l'OCDE. Il s'agit également de préciser quels *spreads* de taux sont pertinents dans cette analyse de la transmission du secteur financier à l'économie réelle.

Dans le modèle de Bernanke, Gertler et Gilchrist (BGG), le *spread* de taux désigne le différentiel entre le taux d'intérêt payé par les entreprises qui s'endettent et le taux d'intérêt certain.

Gertler (2010) rappelle que, à la suite de la faillite de Lehman Brothers, en septembre 2008, le *spread* de taux pour les agents non financiers aux États-Unis a augmenté de 500 points de base (contre 100 points de base lors de la crise de 1982) et de 800 points de base sur le marché interbancaire (contre 50 points de base lors de la crise de 1982). Ce constat suggère qu'une bonne compréhension de la crise passe par une

modélisation des tensions sur les possibilités de financement des banques¹.

- comprendre la dynamique non linéaire qui a caractérisé la crise : une phase d'embellie, soudainement interrompue par un dégonflement du prix des actifs financiers et une récession.

Tenir compte de l'évolution du secteur financier : les intermédiaires financiers choisissent une composition de bilan plus risquée

L'essor des marchés financiers observé aux États-Unis et en Europe depuis la fin des années 1970 pouvait sembler sonner le glas des établissements de crédits. Capelle-Blancard et Couppey-Soubeyran (2003) et le rapport du CAE (2011) rappellent qu'il n'en est rien. Les établissements de crédit jouent encore un rôle majeur dans le financement de l'économie. Ce financement passe désormais autant par l'octroi de crédits que par l'acquisition de titres financiers. Ces études montrent que l'accent des Megis (Modèle d'équilibre général intertemporels et stochastiques) sur la modélisation de la banque reste justifié. La crise récente appelle à nuancer cette conclusion.

La faillite de Lehman Brothers en septembre 2008 est représentative de l'évolution du secteur financier depuis les contributions de Kiyotaki et Moore (KM) et BGG. Lehman Brothers est un intermédiaire financier du secteur bancaire parallèle (« *shadow banking* »), appelé ainsi car il s'agit d'institutions financières qui ne collectent pas des dépôts auprès des ménages (ces derniers relevant de la législation sur l'assurance des dépôts), échappant donc à la réglementation bancaire. Ces intervenants (*hedge funds*, banques d'investissement, véhicules financiers spécifiques) s'endettent à court terme auprès des marchés financiers (en émettant des titres de dette de court terme) pour acquérir des titres risqués. Ce faisant, ils optent pour une composition de leur bilan plus risquée. Comme le rappellent Brender et Pisani (2010), la prise

1. Au-delà de ces interrogations, d'autres auteurs s'interrogent sur l'attention portée au *spread* de taux. Les travaux de Chari et al. (2008) invitent à réexaminer l'ampleur de la crise financière en arguant, en particulier, que l'accent sur les *spreads* de taux n'est pas judicieux dans une période marquée par des taux d'intérêt sans risque très faibles. Dans un contexte financier dans lequel le service de la dette reste modéré, la mesure du risque par le *spread* de taux peut être biaisée. Gilchrist et Zakrajek (2012) soulignent également que le *spread* de taux ne constitue un bon indicateur avancé de l'activité économique que s'il tient compte des fluctuations de la relation entre le risque de défaut des entreprises et le *spread*.

de risque est particulièrement visible dans l'évolution du bilan des acteurs de la banque parallèle par un déséquilibre accru entre structure du passif sans risque et structure de l'actif plus risqué. Par ces acquisitions de titres émis par des agents financiers ou non financiers, les acteurs du « *shadow banking* » participent au financement de l'économie. Adrian, Ashcraft, Boesky et Pozsar (2010), Adrian et Shin (2010) rappellent le poids de ce secteur bancaire parallèle dans le financement de l'économie américaine, qui, avant la crise, rivalise, à hauteur égale, avec celui des banques commerciales traditionnelles. En revanche, en zone euro, les prêts des banques traditionnelles sont demeurés de loin la principale source de financement des agents non financiers entre 2000 et 2008 (BCE, 2009).

Dans la suite de cet article, le terme « banque » sera utilisé pour désigner l'ensemble des intermédiaires financiers.

Rendre compte des politiques économiques conventionnelles d'abord, mais aussi non-conventionnelles, pratiquées à une grande échelle

Face à cette crise majeure, les banques centrales ont procédé à une baisse des taux directeurs. Toutefois, cette politique monétaire conventionnelle s'est heurtée à un taux plancher (*zero interest rate bound*). Les taux directeurs étant très bas, les banques centrales ont été dans l'impossibilité de les baisser davantage. Des politiques monétaires non-conventionnelles ont alors été mises en œuvre afin de juguler la crise.

Plusieurs questions se posent dans la mise en œuvre des politiques non-conventionnelles. La première concerne l'efficacité relative des différents volets qui la composent : « *quantitative easing* » (expansion de la masse monétaire, donc hausse de la taille du bilan de la banque centrale) *versus* « *credit easing* » (modification de la composition du bilan de la banque centrale). Dans le dispositif « *credit easing* », quelle mesure serait la plus efficace (octroi de crédit aux agents non financiers, *direct lending* ; aux banques commerciales, *discount window lending* ; ou dans la prise de participation dans le capital des banques commerciales, *equity injection*) ?

De plus, les questions relatives à l'organisation de la fin de ces dispositifs se posent avec acuité. Comment organiser l'extinction des mesures

d'urgence sans freiner le retour à la croissance ? L'analyse d'une telle question nécessite l'examen d'une coordination éventuelle entre la politique monétaire et d'autres politiques économiques telles que la politique budgétaire.

Enfin, au-delà de la gestion de la crise, se pose la question de savoir si la banque centrale doit être responsable de la stabilité financière. Il faut d'abord savoir ce que l'on entend par stabilité financière. Galati et Moessner (2011) rappellent qu'elle est multidimensionnelle et qu'il convient de déterminer quels aspects de la stabilité financière relève de la banque centrale. Il convient de déterminer si, en ce domaine, le principe de séparation s'applique, auquel cas la banque centrale conserverait son objectif de stabilité des prix et laisserait à un organisme indépendant (éventuellement transnational) la responsabilité de la stabilité financière.

Le modèle de Curdia et Woodford : la banque est un agent autonome, qui optimise son bilan

Dans le modèle de Curdia et Woodford (2010), l'économie étudiée est peuplée de deux types d'agents : les premiers (qui seront, à l'équilibre les emprunteurs) valorisent davantage la consommation que les seconds, qui, à l'équilibre, disposeront d'une épargne. Les ménages « impatientes » sont toujours en mesure de rembourser leur dette.

La banque choisit le montant de ses crédits distribués compte tenu de deux types de coûts et le montant de ses réserves auprès de la banque centrale

Les ménages disposant d'une épargne sont obligés de passer par la banque pour déposer leurs avoirs. Ils ne peuvent en aucun cas avoir une relation directe avec les emprunteurs. Les taux d'intérêt débiteur et créditeur ne sont pas égaux. Le *spread* est constitué de la somme de deux coûts :

1) L'activité financière de création du crédit implique des coûts réels liés à la gestion des dossiers de prêt. La fonction de coûts opérationnels est croissante avec le volume de crédits et avec le montant des réserves auprès de la banque centrale. La présence de ces coûts opérationnels justifie le

choix d'un taux d'intérêt sur les crédits distribués supérieur au taux rémunérant les dépôts bancaires. La spécification d'un coût croissant avec les réserves aura son importance lors de la discussion sur la politique monétaire optimale.

2) La banque est incapable de distinguer les emprunteurs solvables des emprunteurs insolubles, ce qui l'inciterait à pratiquer un taux d'intérêt élevé pour tous les emprunteurs. Néanmoins, même si, faute d'information, la banque ne parvient pas à distinguer les emprunteurs, elle est capable de prévoir la proportion des emprunts qui ne sera pas remboursée sur l'ensemble de son portefeuille de crédits distribués. Cette fonction, qui représente les pertes associées aux emprunts non remboursés, est également croissante avec le volume de crédits.

Les moyens d'action de la banque centrale sont au nombre de trois

La banque centrale :

- fixe le taux d'intérêt certain i_t^d qui rémunère les dépôts de la banque commerciale ;
- fixe le taux d'intérêt certain i_t^m qui rémunère les réserves de la banque ;
- effectue un prêt direct aux agents non financiers dans le cadre du « *credit easing* »².

Curdia et Woodford font l'hypothèse que la banque centrale est moins efficace que la banque commerciale dans la distribution de crédit de sorte que le coût lié à l'insolvabilité de certains emprunteurs est plus élevé pour la banque

centrale, pour un même volume de crédits. Cette hypothèse d'efficacité moindre de la banque centrale dans l'offre de crédit est rendue nécessaire pour expliquer qu'à l'équilibre et en l'absence de chocs majeurs, le modèle prédit que la banque centrale ne procède pas à un financement direct des agents privés non financiers.

Une dynamique macroéconomique impulsée par des *spreads* dépendant en particulier de coûts opérationnels de la banque

Le degré auquel les *spreads* répondent à une variation de l'offre d'intermédiation financière joue un rôle important, en particulier pour les chocs qui engendrent une modification de la dette privée. L'effet de la crise serait capté dans le modèle par un choc qui pousse à la hausse les coûts opérationnels de la banque. Le modèle prédit donc une chute de l'offre de prêts et une hausse du *spread*.

L'apport de Curdia et Woodford réside dans l'introduction d'une banque qui désormais optimise son bilan. Le modélisateur peut donc analyser l'impact des conditions de financement de la banque sur ses choix bilanciaux et sa politique de distribution de crédit. Toutefois, le risque de défaut de paiement, qui constitue la source principale de l'ampleur et la persistance des *spreads* de taux, n'est présent dans le modèle que de

2. Ce prêt direct aux agents non financiers donne lieu à un *spread* de taux dans le bilan de la banque centrale. Toutefois, Curdia et Woodford ne développent pas d'analyse spécifique sur ce *spread*. Ils privilégient l'analyse du *spread* de taux présent dans le bilan de la banque commerciale, *spread* dont le comportement est symptomatique de la crise bancaire.

Le bilan de la banque dans le modèle de Curdia et Woodford

Actif	Passif
Réserves auprès de la banque centrale (rémunérées au taux certain i_t^m)	Dépôts des ménages (rémunérés au taux certain i_t^d)
Crédits distribués (rémunérés au taux certain i_t^b)	
Le <i>spread</i> de taux est la différence $i_t^b - i_t^d$	

Le bilan de la banque centrale dans le modèle de Curdia et Woodford

Actif	Passif
Prêt direct aux agents non financiers	Réserves de la banque (rémunérées au taux certain i_t^m)
Dette d'État (rémunérée au taux certain i_t^d)	

façon *ad hoc*, par les coûts liés à la distribution de crédit et le montant des réserves. La notion de risque ou de défaut de paiement, aspect essentiel de la crise financière, n'est pas au centre de la modélisation de Curdia et Woodford.

Le canal du capital bancaire : une extension de l'accélérateur financier au secteur bancaire

Les études empiriques montrent que la composition du passif des banques affecte leur politique d'offre de crédit. Les banques faiblement capitalisées sont moins généreuses en termes d'offre de crédit (par une réduction de la distribution de prêts ou d'un renchérissement du taux d'intérêt débiteur). Le « *capital crunch* » des établissements de crédit précéderait le « *credit crunch* » en raison des contraintes de financement auxquelles sont soumises les banques. Leur richesse nette (leurs capitaux propres) détermine leurs conditions de financement. *Le canal du capital bancaire constitue une extension de l'accélérateur financier au secteur bancaire* : une chute du prix des actifs financiers réduit la richesse nette des banques (via une perte sur son portefeuille d'actifs par exemple qui vient peser sur son résultat et donc son capital). La banque peut alors soit augmenter son capital, soit réduire son offre de fonds. Cette dernière option semble la plus rapide à mettre en œuvre car la levée de capitaux propres peut s'avérer coûteuse pour une banque peu capitalisée dans un contexte financier dégradé.

L'accélérateur financier dans le secteur bancaire lié à une asymétrie d'information entre la banque et ses créanciers

Les modèles intégrant le canal du capital bancaire sont caractérisés par un double problème d'asymétrie d'information (problème dit d'agence).

- Le premier, présent dans BGG, concerne la relation de crédit entre la banque (pourvoyeur de fonds) et les entrepreneurs (emprunteurs).

- Le second, spécifique au canal du capital bancaire, concerne la relation entre les ménages (pourvoyeurs de fonds) et la banque (emprunteur).

L'« aléa moral » qui caractérise la relation d'endettement de la banque auprès des ménages implique que le passif de la banque ne peut se composer uniquement des dépôts. Il doit également inclure des capitaux propres. En conséquence, les éventuelles pertes enregistrées à l'actif de la banque seront partagées entre les ménages et la banque, ce qui incite cette dernière à une bonne gestion dans sa distribution de crédit. Le sachant, les ménages sont disposés à confier leurs fonds à la banque.

Pour aller au-delà des revues de la littérature proposées par Leveuge (2005) et Mésonier (2005), nous mettrons l'accent sur les contributions récentes de Meh et Moran (2010) et Gertler et Karadi (2011) de façon à souligner la pertinence de ce mécanisme dans la crise actuelle.

Ces contributions étudient la dynamique macroéconomique obtenue dans un modèle intégrant le canal du capital bancaire. Dans les deux cas, la banque utilise ces ressources pour investir dans des actifs risqués. Dans Meh et Moran, l'actif de la banque est uniquement composé de prêts aux entrepreneurs qui peuvent faire faillite tandis que, dans Gertler et Karadi, la banque utilise ses ressources pour acheter des actifs risqués (actions) émis par les entrepreneurs afin de financer leurs projets d'investissement. Une chute des ressources bancaires aura donc pour conséquence dans Meh et Moran un assèchement du crédit (« *credit crunch* ») et, dans Gertler et Karadi, une vente des actifs risqués (« *fire sale* »).

Dans Meh et Moran, à la suite d'un choc technologique négatif affectant tous les entrepreneurs, certains d'entre eux sont dans l'incapacité de rembourser leur emprunt bancaire. L'actif de la banque se réduit. Afin de convaincre les ménages de continuer à lui confier leur épargne, la banque doit augmenter le ratio capital bancaire / total de l'actif. Cela est rendu possible, dans Meh et Moran, par une chute de l'offre de

Le bilan de la banque dans Meh et Moran et Gertler et Karadi

Actif	Passif
Crédits distribués (Meh et Moran)	Dépôts des ménages
Actions (Gertler et Karadi)	Fonds propres

crédit (ce qui réduit davantage les actifs de la banque) et dans Gertler et Karadi, par la vente des actifs risqués (ce qui réduit davantage le prix des actifs risqués, et donc l'actif de la banque).

De plus, l'amplification du choc macroéconomique, à l'instar de BGG, passe par l'investissement : le crédit étant destiné à financer l'investissement des entrepreneurs, le « *credit crunch* » dans Meh et Moran ou la chute du prix des actifs financiers dans Gertler et Karadi réduit l'achat de nouvelles machines, ce qui vient peser sur la croissance de la production dans les périodes suivantes. Meh et Moran montrent que la présence du canal du capital bancaire amplifie l'effet des chocs technologiques sur la production, cette amplification étant significative par rapport à un simple modèle du type BGG (cf. également Levieuge, 2009).

Ces résultats sont cohérents avec les études empiriques qui mettent en évidence l'impact de la situation bilancielle sur l'offre de crédit. De plus, le modèle de Meh et Moran parvient à reproduire la baisse du ratio capital/prêt en période d'expansion économique et son relèvement en récession, évolutions observées sur données américaines entre 1990 et 2005. La crise de 2007 est résumée dans leur modèle par un choc négatif sur le capital des banques. Toutefois, Meh et Moran ne donnent pas de contenu empirique à un tel choc. Ils considèrent l'impact d'une baisse de 5 % de la valeur du capital bancaire, ce qui peut correspondre, selon eux, à un épisode de tension financière.

La liquidité sur le marché interbancaire. Gertler et Kiyotaki : le canal du crédit interbancaire

Le canal large du crédit place la richesse nette des emprunteurs non financiers au cœur de l'accélérateur financier. Le canal du crédit bancaire étend ce mécanisme aux banques. Gertler et Kiyotaki (2010) font l'hypothèse que la collecte de fonds par la banque commerciale est séquentielle.

- Tout d'abord, elles collectent des fonds auprès des ménages (marché du détail). La banque peut décider de faire faillite et ne pas rembourser les dépôts des ménages.

- Ensuite, les banques sont soumises à des chocs de liquidité. Ces derniers créent des besoins ou des surplus de financement que les banques ne peuvent combler que *via* le marché interbancaire (marché de gros). Il leur est impossible de revenir vers les ménages pour augmenter leurs ressources car le marché du détail est fermé.

La dispersion des chocs de liquidité est présentée sous la forme d'îles. Les banques sont distribuées aléatoirement sur des îles sur lesquelles elles rencontrent des investisseurs locaux. Au moment où les opportunités d'investissement (et donc les besoins en financement) sont connues, les banques ont achevé de collecter les dépôts auprès des ménages. Les entreprises situées sur les îles qui présentent de nouvelles opportunités d'investissement sont en besoin de financement, c'est donc le cas également des banques locales. Ces dernières vont donc s'adresser aux banques des autres îles afin de se procurer le financement nécessaire. La distribution aléatoire des nouvelles opportunités d'investissement constitue une manière simple de modéliser le risque de liquidité subi par les banques.

Les banques peuvent choisir de faire faillite, auquel cas elles s'approprient une partie des actifs augmentés de leurs rendements et font défaut sur leur dette. L'incitation à choisir le défaut de paiement est forte lorsque l'écart entre le rendement des actifs et le coût de la dette est élevé ou lorsque la banque est très endettée vis-à-vis des ménages et des autres banques. Le sachant, ces derniers sont peu désireux de fournir des fonds aux banques commerciales en besoin de financement.

Le modèle de Gertler et Kiyotaki propose une version moderne du canal du crédit bancaire. Toutefois, on peut s'interroger sur la pertinence empirique de cette parabole des îles qui suppose en particulier la capacité pour la banque centrale d'identifier les îles, c'est-à-dire, les marchés soumis à des tensions. De plus, la crainte

Bilan de la banque dans Gertler et Kiyotaki

Actif	Passif
Actions émises par les entrepreneurs (rendement R^a)	Dépôts des ménages (rémunération au taux certain R)
	Dette interbancaire (rémunération au taux certain R)
	Fonds propres

de la faillite bancaire conduit les mécanismes d'ajustement. La faillite des banques est toutefois inexistante à l'équilibre³.

Le canal de la prise de risque : lorsque les banques choisissent une composition bilancielle risquée (moins de fonds propres, plus de dette)

Le développement de la banque parallèle (« *shadow banking* ») a profondément modifié le secteur bancaire dans la dernière décennie. Adrian et Shin (2010) soulignent que, la nature de l'activité des banques parallèles les incite à gérer leur bilan de façon à accroître leur exposition au risque lorsque le prix des actifs financiers augmente. Cet appétit accru pour le risque (« *yield appetite* ») aurait été encouragé par les faibles taux d'intérêt choisis par les banques centrales américaine et européenne dans les années précédant la crise. Il constitue donc l'un des éléments essentiels du canal de la prise de risque. Ce dernier est d'abord évoqué par Rajan (2005) avant d'être développé par des économistes de la Banque des Règlements Internationaux (Borio et Zhu, 2012). Borio et Zhu (2012), pas plus que Rajan (2005), ne proposent une modélisation de ce phénomène. La formalisation de ces mécanismes, en vue d'une évaluation quantitative de leur impact sur la dynamique macroéconomique, est proposée dans les deux contributions que nous avons retenues^{4 5}.

Gertler, Kiyotaki et Queralto analysent les décisions de la banque en matière de composition de son passif

Ce dernier est composé de trois éléments : les fonds propres (profit bancaire instantané réinvesti totalement dans la banque), les actions émises par la banque et la dette de court terme (dépôts des ménages). Les choix de la banque sur la taille et la composition de son bilan affectent son exposition au risque.

L'article de Gertler *et al.* (2010) constitue une extension des modèles de Gertler et Kiyotaki et de Gertler et Karadi⁶. Il constitue la contribution la plus appropriée pour évaluer l'impact des politiques monétaires non conventionnelles. Cela tient à la richesse de la structure bilancielle considérée dans ce modèle.

Qu'est-ce qu'une banque qui manifeste une préférence pour le risque ?

Une telle banque n'émettra que peu d'actions et s'endettera davantage (ratio dette / total actif élevé ou ratio actions / total actif faible).

En cas de choc agrégé défavorable, la banque peut enregistrer des pertes significatives sur son actif (composé uniquement d'actions émises par les entrepreneurs qui financent ainsi des projets d'investissement) mais reste liée par une dette de court terme qu'elle doit payer au taux d'intérêt certain. La transformation bancaire opérée par la banque n'est plus possible. Elle se déclare en faillite. Le canal de la prise de risque concerne donc les choix de la banque sur la composition de son passif uniquement⁷.

3. Gertler et Kiyotaki font l'hypothèse que certains banquiers quittent l'activité de manière exogène. Toutefois, cette astuce inspirée de Gertler et Karadi (2011) est destinée à préserver le cadre d'un agent représentatif.

4. Les deux contributions présentées n'ont pas encore été publiées dans des revues scientifiques de sorte qu'elles sont susceptibles d'être modifiées. Nous en résumons la version la plus récente disponible au moment de la rédaction de cet article.

5. Adrian et Shin (2010) ainsi que Dubecq, Mojon et Ragot (2010) proposent des modélisations du canal de la prise de risque, toutefois dans un cadre à deux périodes, sans quantification de l'interaction entre la prise de risque des banques et l'activité économique.

6. La différence entre les modélisations proposées réside dans la composition du bilan retenue dans chaque article. Ces choix de modélisation relatifs à la composition bilancielle révèlent les éléments spécifiques de la crise bancaire que les auteurs souhaitent étudier. Gertler et Kiyotaki mettent l'accent sur l'émergence des difficultés de financement sur le marché interbancaire. Dans leur article, la banque choisit la composition de son passif sachant qu'elle peut obtenir des financements auprès d'autres banques. Gertler et Karadi proposent une modélisation dans laquelle la transformation bancaire est visible dans le bilan (des activités de financement de l'économie à l'actif et une dette de court terme au passif), transformation qui, par nature, rend la banque sensible aux chocs macroéconomiques.

7. Dubecq et al. (2010) analysent la prise de risque dans l'actif de la banque, cette dernière arbitrant entre titre risqué et titre non risqué (alors que, dans les deux contributions présentées dans cette section, la banque choisit la composition de son passif).

Bilan de la banque dans Gertler, Kiyotaki et Queralto

Actif	Passif
Actions émises par les agents non financiers	Dépôts des ménages
	Actions émises par la banque (« <i>outside equity</i> »)
	Fonds propres (« <i>inside equity</i> »)

Comment la banque choisit-elle la composition de son bilan ? Un ratio fonds propres / total du passif, un ratio actions / total du passif

Le choix de la banque se décompose de la manière suivante :

- Un choix entre fonds propres (« *inside equity* ») versus fonds externes (actions, aussi appelées « *outside equity* », et dette de court terme) : la proportion de fonds propres par rapport aux fonds externes est liée à l'aléa moral entre la banque et ses créanciers extérieurs (possibilité de la banque de s'approprier une fraction des actifs en cas de faillite). La banque choisit une valeur du ratio φ fonds propres / total du passif.

- Un choix, parmi les fonds externes, entre actions et dette de court terme. Une banque qui souhaite émettre davantage d'actions (la valeur du ratio x actions / total du passif augmentant) :

- bénéficiera d'un financement plus souple : la banque peut ajuster la rémunération des actionnaires en fonction du rendement qu'elle obtient sur ses actifs. En revanche, la dette est assortie d'un taux d'intérêt sans risque ;

- mais se trouve confrontée à une contrainte de participation (contrainte de non-faillite de la banque) plus difficile à respecter : une plus forte proportion d'actions dans le passif de la banque (correspondant à une hausse de x) accroît, par hypothèse, $\theta(x)$, la fraction des actifs que la banque peut s'approprier en cas de faillite, donc, le profit en cas de faillite⁸.

Comme dans Gertler et Karadi, tout comme dans Gertler et Kiyotaki, à l'équilibre, la faillite bancaire est exclue. La rémunération de la dette bancaire reste donc déterminée par un taux d'intérêt sans risque.

La banque centrale ne peut pas se déclarer en faillite. Toutefois, comme dans Curdia et Woodford, sa moindre expertise dans la connaissance des projets d'investissement des agents non financiers la rend moins efficace dans cette distribution de crédit directe à l'économie non financière. Ces coûts croissent en fonction du volume de prêts accordés par la banque centrale aux agents non financiers.

Le choix d'une structure bilanciale fragile si l'incertitude est jugée modérée par les banques

Le choix de la composition bilanciale est en réalité intertemporel : parce que la banque prend

cette décision avant la réalisation du choc agrégé, elle doit former des anticipations sur la politique monétaire et sa perception de l'incertitude dans l'économie. Le risque est au cœur du modèle puisque le degré d'incertitude (résumé par l'écart-type des chocs agrégés) affecte la structure bilanciale (définie donc par les ratios φ - fonds propres / total du passif - et x , actions / total du passif). Gertler, Kiyotaki et Queralto illustrent ce point en comparant l'équilibre de long terme de deux économies qui se distinguent par leur degré d'incertitude et montrent que :

- $x_{\text{faible incertitude}} < x_{\text{forte incertitude}}$: dans une économie caractérisée par une forte incertitude, la banque a intérêt à émettre davantage d'actions de façon à se financer à un coût qui co-varie avec le rendement sur l'actif bancaire. En période de récession, la banque verra le rendement de son actif chuter, chute qu'elle répercute sur son passif en réduisant le versement de dividendes ;

- $\varphi_{\text{faible incertitude}} > \varphi_{\text{forte incertitude}}$: dans une économie caractérisée par une forte incertitude, la banque dispose de davantage de fonds propres de façon à convaincre les pourvoyeurs de fonds externes d'acheter ses titres (actions et titres de dette) malgré la possibilité de faillite bancaire.

Ces résultats suggèrent une plus grande fragilité bancaire en période de faible incertitude, ce qui viendrait expliquer le paradoxe de la tranquillité de Minsky selon lequel les prises de risque excessives s'accumulent au moment où l'économie semble aller le mieux. Dans Gertler, Kiyotaki et Queralto, en période d'incertitude réduite, la plus grande prise de risque chez les banques les rend sensibles au choc agrégé.

8. Cette fraction $\theta(x)$ des actifs que la banque peut s'approprier en cas de faillite est supposée croissante en x . Cette hypothèse est justifiée par l'intuition selon laquelle il est plus difficile pour les actionnaires de déterminer le juste niveau des dividendes car ces derniers sont liés aux profits bancaires, difficiles à évaluer pour les actionnaires. La forte proportion des actions dans son financement incite la banque à tricher sur ses dividendes et accroît son gain en cas de faillite. Dans Gertler et Karadi tout comme dans Gertler et Kiyotaki, la banque choisit le montant de fonds propres de façon à convaincre le ménage de lui confier son épargne. La contrainte de participation formalise cette contrainte par laquelle le profit de la banque en cas de non-faillite est supérieur à celui qui prévaut en cas de faillite. Cette dernière valeur dépend de l'ampleur des frictions financières, résumées par la fraction des actifs que la banque peut conserver en cas de faillite. Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010) étendent le modèle de Gertler et Kiyotaki en rendant cette fraction $\theta(x)$ endogène. Ils la supposent croissante en fonction de x , proportion d'actions dans le passif de la banque..

L'examen de la dynamique macroéconomique à la suite d'une chute inattendue et temporaire sur la qualité du capital fait apparaître deux amplifications

La première est similaire à celle de Gertler et Kiyotaki et de Gertler et Karadi. Une chute de la qualité du capital réduit le rendement sur l'actif de la banque et donc sa richesse nette (constituée des profits bancaires). Afin de convaincre les ménages de conserver leurs avoirs dans la banque (contrainte de non-faillite), la banque doit réduire la taille de son actif, ce qui l'amène à les vendre (« *fire sale* »). Cela provoque une chute du prix de l'actif qui vient, à son tour, amplifier la baisse de la valeur de l'actif de la banque. L'ampleur de cet effet est réglée par le ratio d'endettement de la banque. Une banque plus endettée procédera à une réduction plus marquée de son actif afin de respecter la contrainte de non-faillite.

La seconde amplification constitue l'innovation de l'article de Gertler, Kiyotaki et Queralto et tient à la présence d'actions dans le passif de la banque.

- Dans l'économie caractérisée par un risque modéré, la banque choisit d'une structure bilanciale fragile (une proportion élevée de dépôts dans son passif). Toute variation du rendement de son actif contraint la banque à une baisse significative de son actif afin de respecter la contrainte de non-faillite. Ce scénario équivaut au cas envisagé par Gertler et Kiyotaki et par Gertler et Karadi qui excluent le financement bancaire par actions.

- Dans l'économie caractérisée par un risque élevé, la présence d'une forte proportion d'actions dans le passif de la banque agit comme un coussin. Grâce à la réduction des actions dans le passif de la banque, cette dernière parvient à réduire x , ce qui réduit, par hypothèse, la fraction $\theta(x)$ des actifs que la banque peut s'approprier en cas de faillite. En baissant x , la banque respecte la contrainte de non-faillite.

La fragilité bancaire : Angeloni et Faia, une panique bancaire (« *bank run* ») peut causer la faillite bancaire

Angeloni et Faia (2010) développent un cadre dans lequel les banques peuvent faire faillite. Ce point constitue l'originalité de leur travail par rapport aux autres travaux présentés dans cette revue de la littérature. Leur modèle intègre les mécanismes de Diamond et Rajan (2000) dans un modèle Megis qui, à l'équilibre, inclut des banques fragiles car exposées au risque de faillite.

Dans Diamond et Rajan, la banque doit développer des qualifications spécifiques pour être capable d'inciter l'emprunteur à rembourser (la banque est « *relationship lender* »). La banque a également un rôle de fournisseur de liquidités (transformation bancaire) : elle est capable de servir les ménages qui disposent ainsi d'un actif liquide à partir de crédits distribués, crédits par nature illiquides. En présence d'incertitude, la banque ignore si elle sera capable de recueillir assez de ressources sur ses actifs pour servir ses créanciers - déposants. Le sachant, ces derniers peuvent céder à la panique : la banque est soumise au risque de panique bancaire (« *bank run* »). Afin de convaincre les ménages de conserver les dépôts dans la banque, cette dernière a intérêt à disposer d'un capital propre. Ce dernier constitue effectivement une garantie pour les ménages déposants de récupérer leurs avoirs car les actionnaires de la banque sont servis en dernier en cas de faillite de la banque. La présence d'actionnaires ayant des droits distincts des déposants implique une modélisation des choix de la banque par un gérant, distinct des créanciers de la banque (ménages et actionnaires).

À l'instar des modèles qui incluent le canal du capital bancaire, la banque détermine un montant de capital optimal pour convaincre les déposants de lui confier leurs avoirs. La différence entre le canal du capital bancaire et la fragilité bancaire développée dans cette section réside dans la liquidité. Dans les modèles précédents, la possibilité de faillite bancaire soumet la banque à une discipline, laquelle exclut, à l'équilibre, la faillite bancaire. En revanche, le principe central de Diamond et Rajan réside dans la possibilité de

Bilan de la banque dans Angeloni et Faia

Actif	Passif
Actions émises par les agents non financiers (prêts)	Dépôts des ménages Fonds propres

faillite de la banque liée à une extrême liquidité des dépôts, hypothèse plus réaliste et cohérente avec les événements de 2008 (cas de Northern Rock en Grande-Bretagne).

Dans Angeloni et Faia, le gérant choisit le ratio dépôt / prêts de façon à maximiser les gains espérés des déposants et des actionnaires. Ce ratio constitue une mesure de la fragilité bilancière de la banque : davantage de dépôts signifie moins de fonds propres et plus de dette pour la banque. Ce ratio est une fonction :

- décroissante du taux d'intérêt payé par la banque sur les dépôts : une hausse du taux d'intérêt accroît la probabilité de *bank run*, ce qui incite le gérant de la banque à réduire le ratio de dépôts.

- croissante du rendement attendu sur les actifs de la banque : une hausse de ce rendement se traduit par des profits bancaires plus importants en l'absence de *bank run*, ce qui incite le gérant à accroître sa collecte de dépôts.

- croissante du pouvoir de négociation des déposants : lorsque la part que les déposants obtiennent en cas de liquidation des actifs de la banque augmente, le gérant peut collecter davantage de dépôts.

Le risque de faillite, sachant les décisions d'optimisation de la banque, est positif à l'équilibre. Cela signifie que, compte tenu de la rentabilité de son activité, malgré le risque de faillite, la banque choisira toujours un montant de dépôts bancaires supérieur à celui qui exclut le risque de faillite. L'intermédiation financière conduit intrinsèquement à une collecte de dépôts et une transformation bancaire comportant, de manière inévitable, un risque de faillite. L'article d'Angeloni et Faia le rappelle.

Puisque le risque de faillite bancaire n'est pas nul à l'équilibre, le taux d'intérêt rémunérant les dépôts s'avère inférieur au taux certain. Le ménage reçoit une compensation forfaitaire de l'État qui le dédommage partiellement pour cette perte (assurance des dépôts).

À la suite d'une contraction de la politique monétaire, l'investissement baisse, ce qui accroît le rendement des actifs bancaires. Les banques choisissent de collecter moins de dépôts dont la rémunération augmente à la suite de la politique monétaire restrictive, ce qui réduit la probabilité de panique bancaire. Le bilan des banques est réorienté vers une composition moins risquée.

Nous résumons dans le tableau 1 l'ensemble des contributions et évaluons dans le tableau 2 la capacité des développements récents à relever les défis suscités par la crise.

Tableau 1
Résumé des contributions

Point central de l'article	Accélérateur financier	Accélérateur financier dans un canal large du crédit	Spread de taux
Article de référence	Kiyotaki et Moore (1997) actualisé par Iacoviello (2005)	Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999)	Curdia et Woodford (2010)
Mécanisme économique	Accélérateur financier : impact du prix des actifs sur le collatéral donc sur la contrainte d'endettement des ménages et des entreprises ; taux d'endettement exogène	Accélérateur financier sur le bilan des entreprises et des ménages + contrat de dette donc taux d'endettement endogène	Choc financier sur les coûts de la banque donc baisse des crédits et hausse du <i>spread</i>
Traits marquants	Contrainte d'endettement exogène, justifiée par un <i>limited enforcement</i> ; Accent sur la richesse immobilière	Prime de financement externe décroissante avec la richesse nette de l'emprunteur. Le contrat de dette est fidèle aux faits	Coûts de la banque proportionnels au volume de crédits et des réserves ; <i>spread</i> de taux est une fonction croissante du volume de crédits et décroissante des réserves
Défaut de paiement des agents non financiers (endogène)	Non	Oui	Non
Composition du bilan de la banque commerciale	Actif	Prêts aux entrepreneurs	Prêts aux entrepreneurs et réserves auprès de la banque centrale
	Passif	Dépôts des ménages	Dépôts des ménages

Point central de l'article		Accélérateur financier	Accélérateur financier dans un canal large du crédit	Spread de taux
Est-ce que la banque optimise son bilan ? Prend-t-elle des décisions sur son bilan ?		Non	Non	Oui
Défaut de paiement des banques (endogène)	Possibilité de défaut de paiement	Non	Non	Non
	Défaut de paiement à l'équilibre			Non
Banque centrale	Règle de Taylor	Oui	Oui	Oui
	Politique non conventionnelle (<i>quantitative easing</i> , QE ; <i>credit easing</i> , CE)	Non	Non	Oui (QE et CE)
Expressions sur lesquelles on ne doit pas buter		Limite exogène sur le crédit disponible ; redistribution de richesse entre prêteur et emprunteur via l'inflation	Contrat de dette qui implique que la prime de financement externe (le <i>spread</i> de taux) est une fonction croissante du ratio d'endettement	Coûts de la banque proportionnels au volume de crédits et au montant des réserves; le <i>spread</i> de taux est une fonction croissante du volume de crédits et décroissante des réserves
Modalité « ad hoc »		Hétérogénéité des taux d'escompte des agents	Entrepreneurs neutres au risque	Hétérogénéité des préférences; le <i>spread</i> de taux est une fonction croissante du volume des crédits distribués et décroissante des réserves

Tableau 1 (suite)

Point central de l'article		Canal du capital bancaire	Le canal du crédit interbancaire	Canal de la prise de risque	Canal de la prise de risque
Article de référence		Meh et Moran (2010), Levieuge (2009), Gertler et Karadi (2011)	Gertler et Kiyotaki (2010)	Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010)	Angeloni et Faia (2010), Angeloni, Faia et Winkler (2010)
Mécanisme économique		Accélérateur financier sur le capital bancaire	Hétérogénéité des besoins de financement des banques, certaines sont mises en difficulté car elles n'ont pas accès aux financements	Décision de la banque sur la composition de son passif : le recours massif à la dette de court terme en période d'incertitude modérée rend le secteur bancaire sensible aux chocs agrégés	La banque est sujette à une possibilité de panique bancaire, ce qui l'incite à disposer de fonds propres
Traits marquants		La banque doit disposer de fonds propres de façon à convaincre les ménages de lui confier ses avoirs	La banque doit disposer de fonds propres de façon à convaincre les ménages de lui confier ses avoirs et les autres banques de lui fournir des financements	Passif de la banque composé d'actions, de fonds propres et de dépôts des ménages	Possibilité de panique bancaire : retrait des dépôts des ménages
Défaut de paiement des agents non financiers (endogène)		Oui	Non	Non	Non
Composition du bilan de la banque commerciale	Actif	Prêts aux entrepreneurs ou actions émises par les entrepreneurs (Gertler et Karadi)	Actions émises par les entrepreneurs	Actions émises par les entrepreneurs	Prêts aux entrepreneurs
	Passif	Dépôt des ménages (aléa moral), fonds propres	Dépôt des ménages (aléa moral), fonds propres et dette interbancaire (aléa moral)	Dépôt des ménages (aléa moral), fonds propres et actions émises par la banque	dépôt des ménages (<i>bank run</i>), fonds propres
Est-ce que la banque optimise son bilan ? Prend-t-elle des décisions sur son bilan ?		Oui	Oui	Oui	Oui

Tableau 1 (suite+fin)

Défaut de paiement des banques (endogène)	Possibilité de défaut de paiement	Oui	Oui	Oui	Oui
	Défaut de paiement à l'équilibre	Non	Non	Non	Oui
Banque centrale	Règle de Taylor	Oui	Oui	Non	Oui
	Politique non conventionnelle (<i>quantitative easing</i> , QE ; <i>credit easing</i> , CE)	Non sauf Gertler et Karadi (2011) : CE	Oui (CE)	Oui (CE)	Non
Expressions sur lesquelles on ne doit pas buter		Contrainte de non-faillite de la banque sachant que ses créanciers sont les ménages	Contrainte de non-faillite de la banque sachant que ses créanciers sont les ménages et les autres banques	Contrainte de non-faillite de la banque avec endogénéité de la part que la banque peut s'approprier en cas de faillite ; équilibre de long terme ajusté pour le degré d'incertitude dans l'économie	Partage de la valeur liquidative de la banque en cas de faillite
Modalité « ad hoc »		Part que la banque peut s'approprier en cas de faillite est exogène, donc, ne varie pas au cours du cycle économique	Les difficultés de financement interbancaire sont liées à une segmentation des marchés financiers (modélisée par les îles)	Part que la banque peut s'approprier en cas de faillite est croissante dans le ratio actions / total actif	Partage de la valeur liquidative de la banque en cas de faillite dépend de manière exogène du pouvoir de négociation des créanciers de la banque (ménages et actionnaires)

Source : auteurs.

Tableau 2

Contributions de la littérature au regard des trois défis suscités par la crise**A. Expliquer l'ampleur de la crise**

Chocs financiers	Meh et Moran (2010) Christiano, Motto et Rostagno (2010) Curdia et Woodford (2010) Angeloni et Faia (2010)
Assèchement du crédit (« <i>credit crunch</i> »)/ Vente des actifs risqués (« <i>fire sale</i> »)	Meh et Moran (2010) Gertler et Karadi (2011)
Spread de taux persistants	Curdia et Woodford (2009) Gertler et Kiyotaki (2010) Gertler et Karadi (2011) Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010)
Dynamique non linéaire	Pas de référence disponible

B. Tenir compte de l'évolution du secteur financier : les intermédiaires financiers choisissent une composition de bilan plus risquée

Secteur bancaire parallèle (« <i>shadow banking</i> »)	Gertler et Kiyotaki (2010) Gertler et Karadi (2011) Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010)
Structure fragile du bilan	Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010) Angeloni et Faia (2010)

C. Tenir compte des politiques économiques conventionnelles d'abord, mais aussi non-conventionnelles, à une grande échelle

Politiques non conventionnelles	
<i>Quantitative easing</i> (expansion de la masse monétaire, donc augmentation de la taille du bilan de la banque centrale)	Curdia et Woodford (2010) Gertler et Karadi (2011)
<i>Credit easing</i> (modification de la composition du bilan de la banque centrale)	Gertler et Karadi (2011) Gertler et Kiyotaki (2010) Gertler, Kiyotaki et Queralto (2010)
Stratégie de sortie	Angeloni, Faia et Winkler (2010)
Stabilité financière	Angeloni et Faia (2010) Curdia et Woodford (2010)

Source : auteurs.

L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise

Volet 3

Prévenir et gérer les crises, selon que stabilité de l'inflation et stabilité financière relèvent ou non de la seule compétence de la banque centrale

Les années précédant la crise ont été marquées par la « divine coïncidence » entre le contenu du mandat des banquiers centraux (assurer la stabilité du taux d'inflation), et la propriété de modèles macroéconomiques de référence selon laquelle la politique monétaire contribuait ainsi *ipso facto* à la stabilité macroéconomique et financière. Or, ni la stabilité de l'inflation, ni celle de variables macroéconomiques importantes n'ont empêché la crise. Stabilité financière et stabilité de l'inflation constituent donc deux objectifs distincts. Relèvent-ils de la compétence de la banque centrale seule ou de la banque centrale et d'un organisme indépendant ? La séparation des rôles est-elle préférable à la centralisation ?

Lorsque la stabilité financière et la stabilité de l'inflation relèvent de la banque centrale seule, les modèles Megis ont permis d'analyser :

- la prévention des crises financières par l'usage d'une règle de Taylor augmentée d'indicateurs de stress financiers ;
- la gestion de la crise par des politiques monétaires non conventionnelles : expansion de la masse monétaire, donc hausse de la taille du bilan de la banque centrale - *quantitative easing* ou modification de la composition du bilan de la banque centrale - *credit easing* ;
- les modalités de ce dernier : substitution de la banque centrale aux banques commerciales dans le financement des agents non financiers (*direct lending*) ; financement des banques commerciales (*equity injections*) ; acquisition de capital bancaire par la banque centrale (*discount window lending*) ;
- les stratégies de sortie de crise.

Lorsque la stabilité financière et celle de l'inflation relèvent de la compétence de deux organismes distincts, se pose la question de la coordination entre les politiques monétaire et macro-prudentielle. Une modélisation de type Megis permettant d'étudier l'opportunité et les modalités d'une telle coordination reste à entreprendre. Nous esquissons les éléments qui illustrent son apport potentiel à ces débats de politique économique.

Les années précédant la crise ont été marquées par la « divine coïncidence » (Blanchard et Galí, 2007) selon laquelle la politique monétaire, en se concentrant que la stabilité du taux d'inflation, contribue à la stabilité macroéconomique et financière. Cette conclusion est obtenue dans les modèles dits « néo-keynésiens » caractérisés par une concurrence imparfaite sur le marché des biens et des rigidités de prix. Dans de tels modèles, la maximisation du profit de la firme conduit à une courbe de Phillips qui relie l'inflation à l'inflation anticipée et à l'écart de la production à son niveau naturel (ou son niveau de second rang obtenu en concurrence imparfaite et prix flexible). De plus, la politique économique maximise le bien-être en réduisant les distorsions présentes dans l'économie. La nature des distorsions implique que ces dernières sont éliminées *via* la stabilité des prix (taux d'inflation nul)¹. La nécessité de stabiliser les prix, associée à la courbe de Phillips, conduit à la « divine coïncidence » : la politique de stabilisation des prix coïncide avec la stabilisation de l'activité économique à son niveau naturel. Une telle relation implique l'absence de dilemme inflation-chômage.

Dans les années de la *grande modération*, de nombreuses banques centrales ont axé leur politique monétaire sur le ciblage d'inflation (CAE, 2002). La « divine coïncidence » a fourni des fondements théoriques à ces politiques centrées uniquement sur la stabilité des prix prenant par exemple la forme d'une règle de taux d'intérêt centrée sur la cible d'inflation, à l'exclusion d'autres indicateurs d'activité économique ou de stabilité financière (Blanchard *et al.*, 2010).

Une telle stratégie est remise en cause par la crise financière. La stabilité de l'inflation et de l'ensemble des variables macroéconomiques n'a pas empêché (voire, pour les partisans du canal de la prise de risque, en ont porté les germes) la crise. Effectivement, dans les modèles théoriques, cette « divine coïncidence » disparaît lorsque la relation directe entre l'inflation et l'écart de production est rompue dans la courbe de Phillips. C'est le cas lorsque les taux de marge fluctuent avec le cycle en raison de la présence de chocs exogènes affectant les taux de marge ou d'imperfections de marché supplémentaires dans l'économie (frictions financières comme dans Carlstrom *et al.*, 2010 et De Fiore *et al.*, 2011 ; ou rigidités de salaire comme dans Blanchard et Galí, 2007). *En l'absence de « divine coïncidence », la stabilité des prix et la stabilité de l'activité économique constituent deux objectifs distincts.* De plus, dans des modélisations

Megis faisant abstraction des banques, la stabilité des variables macroéconomiques implique la stabilité du prix des actifs financiers et du taux d'intérêt puisque les relations d'arbitrage entre le taux certain et les autres actifs sont supposées vérifiées (ce qui vient établir une relation directe entre le taux d'intérêt et le prix des actifs financiers). Les articles présentés dans cette revue de la littérature nous invitent à jeter un regard nouveau sur la problématique de la stabilité financière. Selon ces articles, la politique économique devrait donc s'orienter vers la recherche d'une stabilité financière, au-delà de l'objectif de ciblage de l'inflation ou de l'activité économique. Se pose alors la question de savoir si ces deux objectifs doivent relever de la compétence de la banque centrale seule ou de la banque centrale et d'un organisme indépendant.

La séparation des rôles est-elle préférable à la centralisation ? Nous ne reviendrons pas sur les éléments de ce débat, synthétisés dans un rapport du CAE (2011). Il conviendrait de comparer les propriétés d'une économie dans laquelle le principe de séparation est appliqué à une autre dans laquelle ce n'est pas le cas. Il s'agit bien d'un champ à explorer, mais nous n'avons pas connaissance de tels travaux dans la littérature sur les modèles Megis.

Le graphique suivant illustre l'organisation de ce volet.

Lorsque la stabilité financière et la stabilité de l'inflation relèvent de la banque centrale seule

Dans la littérature sur les modèles Megis, la prévention des crises financières prend la forme d'une règle de Taylor augmentée d'indicateurs de « stress financier ». Ce débat sur

1. Galí (2002) rappelle qu'un modèle Megis néo-keynésien présente en particulier deux distorsions liées à la présence de rigidités de prix : la distorsion dynamique des taux de marge (la rigidité de prix à la Calvo empêche certaines firmes d'optimiser leurs prix à chaque période, ce qui induit des fluctuations sous-optimales du taux de marge, ce dernier s'écartant de son niveau de prix flexible) et la distorsion associée aux prix relatifs (la rigidité des prix pour certaines firmes à certaines périodes introduit une dispersion des prix dans l'économie qui n'existerait pas dans une économie à prix flexible, cette dispersion de prix induit des choix de consommation et de production qui diffèrent de l'allocation optimale). Ces deux distorsions sont éliminées par une politique monétaire qui stabilise les prix. En présence de prix stables (taux d'inflation nul), les entreprises qui peuvent réajuster leurs prix ne le font pas (rappelons que, en concurrence monopolistique, la stratégie de la firme repose sur un choix de prix, en comparaison avec le prix des autres firmes). Toutes les firmes choisissent le même taux de marge (ce qui élimine les fluctuations du taux de marge), donc les mêmes quantités produites (ce qui élimine la distorsion des prix relatifs).

l'élargissement de la règle de Taylor a été évoqué dans la littérature au début des années 2000 au sujet du prix des actifs financiers ou immobiliers². Deux difficultés majeures apparaissent : l'identification des indicateurs de stress financier pertinents dans la règle de Taylor et la détection *ex ante* d'un emballement jugé anormal (comment distinguer une croissance du crédit excessive d'une expansion simplement conduite par une embellie économique ?).

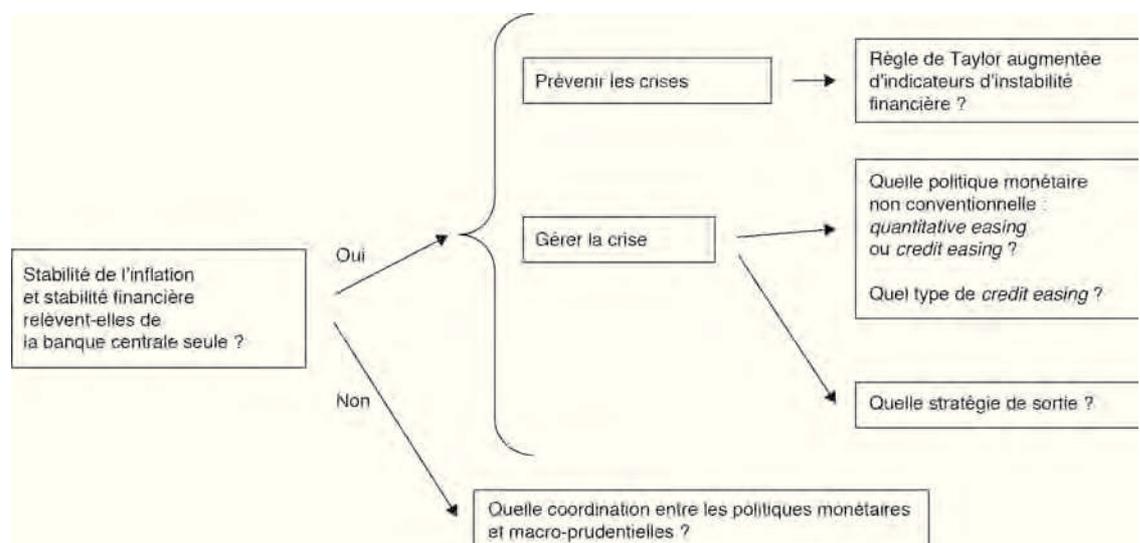
Prévenir les crises financières par l'usage d'une règle de Taylor augmentée d'indicateurs financiers ? Lesquels ?

Une telle règle de Taylor augmentée tiendrait compte des éléments suivants :

- *Le taux de croissance du crédit* (« *credit adjusted Taylor rule* »), avec un rôle distinct de celui qu'il a dans la prévision du taux d'inflation. Christiano, Ilut, Motto et Rostagno (2010) remarquent que, sur données américaines et japonaises, les périodes d'expansion boursière sont caractérisées par une inflation modérée et un taux de croissance des crédits élevé. Une règle de Taylor centrée uniquement sur la stabilité de l'inflation pourrait donc encourager le boom boursier. En revanche, une règle de Taylor augmentée du taux de croissance du crédit pourrait contribuer à réduire la volatilité de la dynamique macroéconomique et du prix des actifs financiers. Cette intuition est vérifiée dans leur modèle, inspiré de celui de Christiano *et al.* (2010).

- *Les variations des spreads de taux* (« *spread-adjusted Taylor rule* ») : en présence de financement intermédié, le taux directeur n'est plus le déterminant principal du coût de financement dans l'économie. En effet, les entrepreneurs qui se financent auprès des intermédiaires financiers paient une prime de financement externe, laquelle varie au cours du cycle économique. La prise en compte de ce *spread* (différence entre taux débiteur et créiteur de la banque) permettrait de prendre en compte, dans la règle de Taylor, l'impact de la politique monétaire sur la prime de financement externe. Curdia et Woodford ne sont pas convaincus par cet argument. Leur évaluation montre que le gain en termes de stabilisation macroéconomique d'une règle de Taylor augmentée n'est pas quantitativement significatif et dépend de la nature des chocs dans l'économie. Ils ne trouvent pas non plus de gain en termes de bien-être à inclure le taux de croissance du crédit dans la règle de Taylor, plutôt que le *spread* de taux. Cela est lié à la relation directe (et *ad hoc*) dans leur modèle entre le *spread* et le volume de crédits. L'usage de l'un ou de l'autre dans la règle de Taylor a donc peu d'impact sur la dynamique macroéconomique. Ils plaident donc en faveur d'un ciblage pondérant inflation et activité, une stratégie susceptible de stabiliser l'économie quelle que soit la nature des chocs agrégés. La prise en compte des *spreads* de taux et de la croissance du crédit dans la détermination des cibles retenues permettra une stabilisa-

2. Voir les contributions du colloque « Asset Prices and Monetary Policy », European Central Bank, 2003.



tion macroéconomique qui tient compte des frictions financières. L'argument de Curdia et Woodford est donc subtil : absence d'intégration directe des *spreads* dans la règle de Taylor qui inclut uniquement inflation et activité mais les cibles pour ces deux variables tiennent compte des *spreads*.

- Angeloni et Faia considèrent des ratios d'endettement imposé selon trois régimes différents : i) un ratio d'endettement fixe (qui est une approximation du ratio de Bâle I) ; ii) un ratio contracyclique (comme celui de Bâle II), un tel ratio tendant à amplifier les cycles puisque l'endettement de la banque et la distribution de crédit s'accroissent en expansion et iii) un régime hypothétique qui impose un ratio procyclique (Bâle III), un tel ratio venant modérer l'ampleur des cycles puisque l'endettement de la banque baisse en phase d'expansion³. L'analyse vise à étudier la politique monétaire en présence des trois régimes de réglementation bancaire. En particulier, Angeloni et Faia ont pour objectif de mesurer l'effet sur le bien-être et la volatilité macroéconomique (activité et inflation) de différentes règles de Taylor. Il s'agit de déterminer l'intérêt d'inclure dans la fonction de réaction de la banque centrale le prix des actifs ou le ratio d'endettement des banques commerciales. Ils montrent qu'une règle de Taylor optimale intègre le prix des actifs (respectivement le ratio d'endettement des banques) lorsque la politique économique souhaite stabiliser l'activité économique (respectivement l'inflation).

Doit-on introduire dans la règle de Taylor des indicateurs de « stress financier » ? La réponse à cette question passe par la recherche d'une stratégie de fixation des taux directeurs qui demeure stabilisante quelle que soit la nature des chocs agrégés et des frictions dans l'économie. Or, d'après Curdia et Woodford, une règle de Taylor robuste et augmentée d'indicateurs financiers n'existe pas. Pour étayer cette conclusion, une étude comparant les recommandations des modèles Megis *post-Bernanke*, Gertler et Gilchrist, intégrant le secteur bancaire, serait précieuse. Cette recherche a été menée par exemple par Taylor et Wieland (2009) pour des modèles qui ne formalisent pas le secteur financier. Il conviendrait d'étendre leur démarche aux contributions récentes présentées dans cette revue de la littérature.

La gestion de la crise. Quelles politiques monétaires non conventionnelles ?

Les résultats des modèles Megis concernent deux aspects de la gestion de la crise : l'évaluation de l'impact des politiques monétaires non conventionnelles et les recommandations en termes de stratégie de sortie de crise (« exit strategy »).

Curdia et Woodford : le « credit easing » préféré au « quantitative easing »

Dans le modèle de Curdia et Woodford, le passif de la banque centrale se compose des réserves des intermédiaires financiers, tandis que son actif est composé de prêts directs au secteur privé et des titres émis par l'État rémunéré au taux i_t^d . L'usage des politiques non conventionnelles équivaut pour la banque centrale à modifier le montant des réserves (ce faisant, elle choisit *la taille* de son bilan, il s'agit donc du « *quantitative easing* ») ou celui du crédit aux agents privés (ce faisant, elle choisit *la composition* de son bilan, il s'agit donc du « *credit easing* »).

Pour ce qui concerne la politique optimale sur les réserves, le modèle de Curdia et Woodford implique que la banque centrale doit ajuster le montant des réserves de façon à égaliser la rémunération des réserves au taux d'intérêt sur les dépôts bancaires $i_t^d = i_t^m$. L'intuition de ce résultat réside dans l'hypothèse de coûts opérationnels de l'intermédiaire financier croissants avec le montant des réserves. Ce coût donne lieu à un écart entre i_t^d et i_t^m . Ce *spread* de taux mesure donc l'inefficacité liée à la présence des coûts opérationnels. En ciblant, $i_t^d = i_t^m$, la banque centrale vise à faire disparaître cette inefficacité. Elle ajuste donc le montant des réserves de façon à minimiser la perte de ressources liées aux coûts opérationnels. Le « *quantitative easing* » ne saurait constituer un instrument de politique monétaire pertinent car il doit être utilisé uniquement pour réduire la distorsion inhérente aux coûts opérationnels des banques.

Concernant le « *credit easing* », Curdia et Woodford supposent une inefficacité relative de la banque centrale dans la distribution directe de crédit aux agents privés non financiers (coût

3. Il s'agit bien d'un ratio pro-cyclique imposant une hausse du ratio de capital en phase d'expansion : la banque doit constituer un capital propre supplémentaire lorsque l'activité économique est florissante, plutôt que de choisir une structure bilanciale plus risquée.

opérationnel plus élevé pour la banque centrale sur cette activité). Si l'étalonnage du modèle retient une forte inefficacité de la banque centrale par rapport aux banques commerciales, le « *credit easing* » est tout à fait exclu.

Toutefois, le prêt direct aux agents privés non financiers peut être envisagé, à titre exceptionnel, et uniquement en cas de chocs financiers majeurs. Par la hausse des prêts directs aux agents privés non financiers, l'activité économique peut être soutenue tout en évitant qu'elle ne soit pénalisée par la chute de l'offre de crédit de la banque commerciale. Cette dernière, grâce à la baisse de sa distribution de crédit, voit ses coûts de fonctionnement se réduire (via l'hypothèse de lien direct entre le volume de prêt et les coûts opérationnels), ce qui tend à restaurer graduellement les profits de la banque commerciale.

En l'absence de chocs financiers majeurs, l'usage de la composition du bilan de la banque centrale en tant qu'instrument de stabilisation macroéconomique ne saurait constituer une pratique courante. Curdia et Woodford tendent à conforter la préconisation « *Treasury only* » selon laquelle l'actif de la banque centrale ne devrait être composé que de titres d'État, rendant toute décision concernant la composition de l'actif de la banque centrale non pertinente⁴.

Gertler et Kiyotaki : l'efficacité relative des différents volets de « credit easing » et effet pervers d'une telle mesure

Gertler et Kiyotaki (2010) examinent trois volets de la politique monétaire non conventionnelle, constitutifs du « *credit easing* ». Le premier a trait à la substitution de la banque centrale aux banques commerciales dans le financement des agents non financiers (« *direct lending* »). Le deuxième comprend le financement des banques commerciales (« *discount window lending* »). Le dernier a trait à l'acquisition de capital bancaire par la banque centrale (« *equity injections* »). En particulier, ils soulignent la grande efficacité de la politique de « *direct lending* » par rapport aux deux autres volets de la politique de *credit easing*. Toutefois, il nous semble que l'efficacité du « *direct lending* » est surestimée par Gertler et Kiyotaki. En effet, les banques sont financées uniquement par une dette à court terme (les dépôts des ménages ou la dette interbancaire). Toute intervention de la banque centrale pour desserrer cette contrainte au passif via une baisse du taux de refinancement ou une acquisition d'actions

dans le secteur bancaire a un fort impact sur l'activité des intermédiaires financiers. Ils retiennent l'hypothèse peu réaliste d'une absence de possibilité pour la banque de se financer par actions, de sorte que la banque est privée de la possibilité de répercuter ses pertes éventuellement enregistrées à l'actif par une moindre distribution de dividendes au passif. La présence d'actions au passif de la banque viendrait limiter l'efficacité de la politique de « *direct lending* ».

Gertler, Kiyotaki et Queralto dévoilent un effet pervers du « *credit easing* » : une politique de « *credit easing* » systématique affecte la perception du risque par les banques. La certitude que la banque centrale va se substituer aux banques pour financer l'économie incite les banques commerciales à adopter une structure de passif plus tournée vers la dette de court terme, donc plus risquée. Une politique macro-prudentielle appropriée doit inciter les banques à tenir compte de l'impact macroéconomique de leur prise de risque. Ils proposent de délaisser le « *credit easing* » au profit d'une subvention à l'émission d'actions, dont le montant serait croissant avec le ratio *actions / total du passif* de chaque banque de façon à s'assurer que la banque dispose de suffisamment de dette contingente (actions) par rapport à sa dette non contingente (dont le coût est le taux d'intérêt). Leurs simulations quantitatives montrent que la politique macro-prudentielle tend à stabiliser l'économie en réduisant la fragilité bancaire (le ratio *actions / total du passif* augmente), et ce quel que soit le degré d'incertitude dans l'économie. La contribution de Gertler, Kiyotaki et Queralto est particulièrement intéressante car elle met en lumière la réponse du secteur bancaire à la politique monétaire, et fait écho aux inquiétudes relatives à l'aléa moral suscité par les opérations de renflouement des banques et l'intervention massive des banques centrales via le « *credit easing* ».

La gestion de la stratégie de sortie la crise : une stratégie visant à inciter les banques à ajuster leur passif vers une composition moins risquée

La politique monétaire « non conventionnelle » est par nature transitoire car elle est mise en place lorsque les mesures conventionnelles de fixation des taux directeurs s'avèrent inefficaces. Se pose

4. Goodfriend (2009) rappelle l'intérêt du « *Treasury only* », même dans le cas de la crise financière de 2008.

alors la question des stratégies de sortie. Une fin trop brutale ou prématurée de la politique monétaire non conventionnelle risque de prolonger la crise tandis qu'un soutien prolongé au secteur financier est susceptible d'encourager les intermédiaires financiers à reprendre une stratégie de recherche de rendement, et donc d'expansion excessive d'actifs, répétant ainsi le schéma de la crise financière. Les modèles Megis peuvent éclairer ce débat. Angeloni *et al.* (2010) proposent d'analyser les stratégies de sortie de crise dans un modèle de fragilité financière présenté *supra*. Ils incluent dans ce modèle une politique budgétaire de sorte que la sortie de crise nécessite une coordination entre politiques monétaire et budgétaire.

Leur article souligne la nécessité d'une stratégie de sortie. En effet, si la politique monétaire non conventionnelle se poursuit, la baisse permanente du taux d'intérêt certain qui en résulte incite les banques à collecter davantage de dépôts bancaires puisque leur rémunération baisse. La hausse du ratio dépôts / capital bancaire accroît le risque de *bank run* et donc le risque de faillite bancaire. Les conditions menant à la crise financière de 2007 sont recréées dans un tel scénario.

Au terme de l'examen des différents scénarios envisagés (sortie graduelle *versus* brutale, annoncée *versus* surprise, sortie budgétaire avant la sortie monétaire et vice versa), Angeloni *et al.* soulignent les caractéristiques d'une stratégie de sortie réussie : une politique rapide (mise en œuvre franche, concentrée dans une période courte, stratégie préférée à une mise en œuvre graduelle), une modification durable des objectifs de long terme (un engagement clair sur la stabilité financière pour la politique monétaire). La mise en œuvre brutale de la stratégie de sortie vise à inciter fortement les banques à ajuster rapidement leur passif vers une composition moins risquée.

Lorsque stabilité financière et stabilité de l'inflation relèvent de deux organismes distincts : quelle coordination entre politique monétaire et politique macro-prudentielle ?

Les travaux qui aboutissent aux recommandations que nous avons présentées prenaient pour acquis le principe de non-séparation

selon lequel la banque centrale assume la double responsabilité de la stabilité financière et de la stabilité de l'inflation. Or, comme le rappellent Galati et Moessner (2011), la stabilité financière est multidimensionnelle. Au-delà du consensus selon lequel la stabilité financière signifie une réduction de la probabilité d'une crise financière, les objectifs d'un organisme chargé de la stabilité financière incluraient :

- la consolidation d'un système financier robuste aux chocs exceptionnels (« *stress tests* ») ;
- la continuité des services d'intermédiation : paiement, intermédiation de crédit, et assurance (Banque d'Angleterre, 2009) ;
- la lutte contre les sous-estimations du risque inhérentes aux périodes d'expansion (Bruneimer *et al.*, 2009) ou :
- la lutte contre les bulles financières (Landau, 2009).

La politique macroprudentielle est menée à l'aide d'instruments spécifiques (Goodhart, 2011) fondés sur les ratios de fonds propres et les ratios de liquidité. Se pose également la question de la réglementation du secteur du secteur bancaire parallèle (« *shadow banking* ») (Hanson *et al.*, 2011).

Quels que soient les choix retenus en termes de réglementation, un durcissement des contraintes réglementaires contribuera à une restructuration ou à une re-définition des stratégies managériales des intermédiaires financiers. La réponse des acteurs du secteur financier aux modifications de réglementation doit être incluse dans une évaluation des politiques macro-prudentielles dans le cadre d'un modèle Megis. Nous avons évoqué ce point dans notre exposé de la contribution de Gertler, Kiyotaki et Queralto.

Deux autres contributions illustrent l'apport potentiel des modèles Megis pour éclairer ces débats de politique économique.

La première est celle de Levieuge (2009) dans un modèle de Bernanke, Gertler et Gilchrist (BGG) avec capital bancaire. L'auteur évalue l'impact de l'introduction du provisionnement dynamique (prévu par ailleurs par Bâle III) sur la dynamique macroéconomique. Par ce dispositif, la banque procède au provisionnement dès que le crédit est octroyé, de façon à anticiper dans son bilan la perte éventuelle inscrite dans son actif liée à

la probabilité future de défaut de paiement. En revanche, en cas de provisionnement statique, un lien est établi entre le volume de provisions et de crédits octroyés à la même date. La banque n'est pas amenée à anticiper les pertes qu'elle prévoit éventuellement dans le futur.

Le provisionnement dynamique tendrait à réduire la procyclicité inhérente à l'activité d'intermédiation financière : en période d'expansion, l'octroi de crédit serait freiné par la constitution des provisions qui en découlent, provisions qui viendraient modérer l'impact sur le bilan de la banque des pertes sur les crédits enregistrées en période de récession. Le provisionnement dynamique modérerait les effets d'amplification inhérents au canal du capital bancaire. Le modèle de Leveuge (2009) confirme cette intuition avec une réduction substantielle de la volatilité des fluctuations du PIB et de l'inflation, quel que soit le choc considéré. La réduction de la volatilité est constatée par rapport au cas de provisionnement statique ou à l'absence de provisionnement. Le bénéfice de la stabilisation macroéconomique doit être pondéré par le coût associé, lié à une hausse du coût de financement externe pour les entrepreneurs. Le provisionnement dynamique est coûteux pour les banques, coût qu'elles répercutent sur le taux d'intérêt qu'elles appliquent aux crédits.

L'analyse de Leveuge (2009) appelle deux remarques. Tout d'abord, les banques espagnoles étaient soumises à l'obligation de provisionnement dynamique avant la crise, pour autant elles n'ont pas échappé à la crise financière. Une évaluation de la politique macro-prudentielle doit tenir compte de l'ensemble de ses instruments. De plus, le modèle de Leveuge (2009) exclut les faillites bancaires, et donc le risque systémique. Seul un modèle incluant la faillite bancaire à l'équilibre peut constituer un point de départ pertinent pour l'analyse de la stabilité financière.

La seconde contribution est celle d'Angeloni et Faia (2010) qui s'interrogent sur la conduite de la politique monétaire en présence de règles de capital réglementaire (Bâle III). Le ratio de Bâle est considéré comme donné (il n'est donc pas choisi dans le cadre de la politique macro-prudentielle). La difficulté de l'exercice réside dans la transposition aussi précise que possible des règles de Bâle dans le modèle macroéconomique, sans procéder à des simplifications excessives. L'analyse d'Angeloni et Faia relève ce défi. L'analyse du ratio de capital réglementaire optimal peut s'avérer fructueuse dans leur modèle puisqu'un ratio de capital plus exigeant peut aggraver les difficultés des banques

commerciales mais contribue également à restaurer la confiance des ménages dans le système financier, réduisant la probabilité de panique bancaire. Ces éléments sont pertinents dans les débats actuels sur la politique macro-prudentielle.

Au-delà de l'introduction des outils de la politique macro-prudentielle dans un modèle Megis, il reste à considérer la question de la coordination entre la banque centrale et un organisme indépendant tourné vers la stabilité financière. Un modèle Megis analysant cette question devra s'interroger sur la séquence optimale de la prise de décision (le choix de la politique monétaire avant ou après le choix de la réglementation bancaire, le timing de ce jeu sera crucial dans les résultats). Les modèles Megis ne fournissent pas à ce jour d'éléments de réponse sur ces questions.

* *
*

Les contributions présentées dans cet article explorent des pistes de recherche prometteuses dans le domaine de la modélisation de l'intermédiation financière et de l'interaction entre sphères réelle et financière. Le tableau 2 suggère que les travaux présentés dans cet article ont bien relevé les défis suscités par la crise. Les deux articles qui explorent le canal de la prise de risque (Gertler et al., 2010, et Angeloni et Faia, 2011) constituent à notre sens les contributions les plus significatives car elles placent le risque au cœur de la compréhension de l'activité de l'intermédiaire financier. Elles proposent donc des outils prometteurs pour l'analyse des politiques économiques visant à préserver la stabilité financière.

Ces avancées théoriques doivent cependant être mieux étayées empiriquement.

Tout d'abord, l'évaluation quantitative des modèles proposés n'est pas encore assez précise quant à leur capacité à rendre compte :

- des propriétés cycliques du comportement bancaire (en particulier sur leur ratio d'endettement, leur recours aux émissions d'actions, etc., variables qui sont au centre des nouvelles modélisations). Nous aurions aimé trouver une confrontation systématique des propriétés des modèles aux données disponibles sur le comportement des banques. Mimir (2011) ouvre la voie en ce domaine sur données américaines.

- de la persistance et l'ampleur du ralentissement du PIB dans les pays de l'OCDE. Les modèles prédisent une dynamique macroéconomique qui

n'est pas comparée avec précision aux chiffres de la comptabilité nationale. Or, il s'agit d'un exercice qui a été conduit pour les crises du XX^e siècle (cf. le numéro spécial de la *Review of Economic Dynamics*, 2002.)

De plus, la dynamique macroéconomique des modèles est souvent présentée à la suite de chocs financiers. Cela appelle deux remarques :

- il est impossible de distinguer le rôle respectif de l'introduction d'un choc nouveau (choc financier) et de la mise en œuvre d'un nouveau mécanisme de transmission. Il faudrait pouvoir examiner, pour chacun des modèles et de manière systématique, les prédictions du modèle suite à un choc réel dont les effets sont bien connus (tel qu'un choc technologique) afin d'isoler l'effet d'amplification inhérent aux raffinements théoriques proposés.

- les modèles affinant la modélisation du secteur financier proposent différents types de chocs financiers (choc sur la richesse nette des banques commerciales, choc sur la liquidité sur le marché interbancaire, choc sur la prime de risque des agents privés non financiers, choc sur l'incertitude, etc.). La recherche de fondements empiriques rigoureux à ces chocs pourrait faciliter l'identification des aléas les plus pertinents sur les marchés financiers dans la crise récente et donc l'identification des modélisations les plus intéressantes. Les travaux de Bayoumi (2008, 2011) proposent des pistes empiriques intéressantes.

Il est donc difficile d'évaluer la pertinence *quantitative* de la réponse de l'économie à un choc dont l'ampleur n'a pas été calée sur des données.

Enfin, l'apport quantitatif d'un modèle par rapport à ceux de la littérature n'est pas encore bien évalué. En particulier, on s'interroge sur l'impact quantitatif des nouveaux mécanismes décrits dans Gertler et Kiyotaki (2010) par rapport à ceux de Gertler et Karadi (2011) ou Meh et Moran (2010). Gertler *et al.* (2011), par l'introduction d'actions dans le passif de la banque, proposent un modèle qui tend à modérer l'effet d'amplification de Gertler et Kiyotaki (2010). Quel est l'ordre de grandeur de cette modération ? Est-elle si importante ? Cela reste à déterminer.

Une estimation structurelle de l'ensemble de ces modèles permettrait de répondre à ces questions et devrait faire l'objet de travaux futurs. Cet exercice consiste à confronter directement le modèle aux données en estimant les paramètres et les chocs du modèle qui rendent ses prédictions compatibles

avec les données. De tels projets de recherche pourraient également contribuer à l'identification d'une politique monétaire robuste à la nature des chocs dans l'économie et au modèle retenu. Il s'agit également d'une étape indispensable dans la compréhension des fluctuations économiques dans la crise récente, alors que des économistes comme Cole (2011) et Ohanian (2010) suggèrent que les frictions financières ne semblent pas avoir joué un rôle déterminant dans la crise, faisant écho aux travaux de Chari *et al.* (2010) qui, à partir de l'examen des données agrégées aux États-Unis, suggèrent que les entreprises s'autofinancent à hauteur de 80 % et remettent en question l'idée même d'un « *credit crunch* ».

Nous n'avons pas évoqué dans cet article les aspects internationaux qui mériteraient un article à part entière. Des études empiriques soulignent l'importance des transferts internationaux d'épargne dans la globalisation de la prise de risque (Brender et Pisani, 2010). Des développements de modèles de type Megis appliqués à la contagion financière à l'échelle internationale ont donc vu le jour (cf. le numéro spécial de l'*European Economic Review*, 2011).

Malgré des avancées majeures, il reste trois directions à explorer (cf. tableau 2). La première viserait à développer la dimension non linéaire dans la dynamique macroéconomique et financière. Dans le modèle de Gertler *et al.* (2010), on s'interroge sur la transition du régime à incertitude modérée à celui caractérisée par une forte incertitude. Les auteurs restent silencieux sur la possibilité du passage, peut-être brutal, d'un régime à l'autre. Les économistes intéressés par les pays émergents sont familiers des dynamiques de type « *boom-bust* » ou « *sudden stop* ». Cette dernière correspond à deux régimes dans l'économie : l'embellie (phase au cours de laquelle les agents ne rencontrent aucune difficulté pour trouver des financements) suivie d'une catastrophe (les agents sont contraints sur leur financement). Cela correspond à une formalisation dans laquelle les agents subissent une contrainte de financement occasionnellement saturée (non saturée en phase d'embellie, brutalement saturée en phase de catastrophe), ce qui donne lieu à des calculs d'une complexité bien supérieure à celle des articles évoqués dans cet article.

Les deux derniers champs de recherche concernent la titrisation et la prise en compte d'une mauvaise information des investisseurs sur les marchés financiers. Les contributions de Dubecq *et al.* (2010), Faia (2011) et Chari *et al.* (2010) explorent ce point. Toutefois, l'impact macroéconomique de ces deux éléments reste à analyser. □

BIBLIOGRAPHIE

- Adrian T., Ashcraft A., Boesky H. et Pozsar Z. (2010)**, « Shadow Banking », *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, Staff Report n° 458.
- Adrian T. et Shin H. (2010)**, « Financial Intermediaries and Monetary Economics », in B.M. Friedman et M. Woodford (éds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, pp. 601-650, Elsevier.
- Akerlof G.A. et Shiller R. (2009)**, *Animal Spirits*, Princeton University Press.
- Allen F. et Gale D. (2000)**, « Bubbles and Crises », *Economic Journal*, vol. 110, n° 460, pp. 236-255.
- Angeloni I. et Faia E. (2010)**, « Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks », *mimeo*, Goethe University, Frankfurt.
- Angeloni I., Faia E. et Winkler R.C. (2010)**, « Exit Strategies », *mimeo*, Goethe University, Frankfurt.
- Banque de France (2009)**, « La Crise Financière », *Documents et Débats*, n° 2.
- Bank of England (2009)**, « The Role of Macroprudential Policy », *A Discussion Paper*.
- Banque Centrale Européenne (2009)**, *Bulletin Mensuel*, avril.
- Bayoumi T. et Darius R. (2011)**, « Reversing the Financial Accelerator : Credit Conditions and Macro-Financial Linkages », *IMF Working Paper*, n° WP/11/26.
- Bayoumi T. et Melander O. (2008)**, « Credit Matters : Empirical Evidence on U.S. Macro-Financial Linkages », *IMF Working Paper*, n° WP/08/169.
- Bernanke B. (2004)**, « The Great Moderation. Remarks by Governor Ben S. Bernanke at the Meetings of the Eastern Economic Association », Washington DC, 20 février 2004.
- Bernanke B. (2009)**, « The Crisis and the Policy Response », Speech, At the Stamp Lecture, London School of Economics, Londres, 13 janvier 2009.
- Bernanke B. et Gertler M. (1995)**, « Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 4, pp. 27-48.
- Bernanke B., Gertler M. et Gilchrist S. (1999)**, « The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework », in J.B. Taylor et M. Woodford (éds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, pp. 1341-1393, North-Holland.
- Blanchard O., Dell’Ariccia G. et Mauro P. (2010)**, « Rethinking Macroeconomic Policy », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 42, Issue Supplement s1, pp. 199-215.
- Blanchard O. et Galí J. (2007)**, « Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, Issue Supplement s1, pp. 35-65.
- Blot C. et Timbeau X. (2009)**, « Du chaos financier au K.O. économique », *Revue de l’OFCE*, n° 110, pp. 149-178, numéro spécial La crise du capitalisme financier.
- Borio C. et Zhu H. (2012)**, « Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy : A Missing Link in the Transmission Mechanism ? », *Journal of Financial Stability*, à paraître.
- Brender A. et Pisani F. (2010)**, « La crise de la finance globalisée », *Économie et Statistique*, n° 438-440, pp. 85-104, numéro spécial Aspects de la crise.
- Browning M. et Tobacman J. (2007)**, « Discounting and Optimism Equivalences », *mimeo*, Oxford.
- Brunnermeier M. (2009)**, « Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-08 », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 23, n° 1, pp. 77-100.
- Buiter W. (2009)**, « The Unfortunate Uselessness of Most ‘State of the Art’ Academic Monetary Economics », *mimeo*.
- Caballero J. (2010)**, « Macroeconomics After the Crisis : Time to Deal with the Pretense-of-Knowledge Syndrome », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 4, pp. 85-102.

- CAE (2002)**, *La Banque centrale européenne*, P. Artus et C. Wyplosz (éds.), Rapport, Conseil d'Analyse Économique.
- CAE (2008)**, *La crise des subprimes*, P. Artus, J.-P. Betbèze, C. de Boissieu, et G. Capelle-Blancard (éds.), Rapport, Conseil d'Analyse Économique.
- CAE (2011)**, *Banques centrales et stabilité financière*, J. Betbèze, C. Bordes, J. Couppey-Soubeyran et D. Plihon (éds.), Rapport, Conseil d'Analyse Économique.
- Cagetti M. (2003)**, « Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Saving », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 21, n° 3, pp. 339-353.
- Calza L., Monacelli T. et Stracca L. (2009)**, « Housing Finance and Monetary Policy », *ECB Working Paper*, n° 1069.
- Capelle-Blancard G. et Couppey-Soubeyran J. (2003)**, « Le financement des agents non financiers en Europe : le rôle des intermédiaires financiers demeure prépondérant », *Économie et Statistique*, n° 366, pp. 63-95.
- Carlstrom C. et Fuerst T. (1997)**, « Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations : A Computable General Equilibrium Analysis », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, pp. 893- 910.
- Carlstrom C. et Fuerst T. (1998)**, « Agency Cost and Business Cycles », *Economic Theory*, vol. 12, n° 3, pp. 583-597.
- Carlstrom C., Fuerst T. et Paustian M. (2010)**, « Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 42, Issue Supplement s1, pp. 37-70.
- Carroll C. (2000)**, « Requiem for the Representative Consumer ? Aggregate Implications of Microeconomic Consumption Behavior », *American Economic Review*, vol. 90, n° 2, pp. 110-115.
- Chari V., Christiano L. et Kehoe P. (2008)**, « Facts and Myths About the Financial Crisis of 2008 », *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, n° 666, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Chari V., Shourideh A. et Zetlin-Jones A. (2010)**, « Damage Control ? Analyzing Policies to Repair Credit Markets », *Economic Policy Paper*, n° 10-5, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Chatelain J.-B. et Tiomo A. (2003a)**, « Monetary Policy and Corporate Investment in France », in Angeloni I., Kashyap A. et Mojon B. (éds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, pp. 187-197.
- Chatelain J.-B., Generale A., Hernando I., Vermeulen P. et von Kalckreuth U. (2003b)**, « Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area », in Angeloni I., Kashyap A. et Mojon B. (éds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, pp. 133-161.
- Christensen I. et Dib A. (2008)**, « The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model », *Review of Economic Dynamics*, vol. 11, n° 1, pp. 155-178.
- Christiano L., Ilut C., Motto R. et Rostagno M. (2010)**, « Monetary Policy and Stock Market Booms », *NBER Working Paper*, n° 16402.
- Christiano L., Motto R. et Rostagno M. (2010)**, « Financial Factors in Economic Fluctuations », *ECB Working Paper*, n° 1192.
- Cole H. (2011)**, « Discussion of Gertler and Karadi : A Model of Unconventional Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 58, n° 1, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy : The Future of Central Banking, pp. 35-38.
- Cúrdia V. et Woodford M. (2010)**, « Conventional and Unconventional Monetary Policy », *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 92, n° 4, pp. 229-264.
- De Fiore F., Teles P. et Tristani O. (2011)**, « Monetary Policy and the Financing of Firms », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 3, n° 4, pp. 112-142.
- De Graeve F. (2008)**, « The External Finance Premium and the Macroeconomy : US Post-WWII Evidence », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 32, n° 11, pp. 3415-3440.
- De Grauwe P. (2009)**, « Animal Spirits and Monetary Policy », *CESifo Working Paper*, n° 2418, CESifo.

- Diamond D. et Rajan R. (2000)**, « A Theory of Bank Capital », *Journal of Finance*, vol. 55, n° 6, pp. 2431-2465.
- Dubecq S., Mojon B. et Ragot X. (2010)**, « Fuzzy Capital Requirements, Risk-Shifting and the Risk Taking Channel of Monetary Policy », *mimeo*, Banque de France.
- European Economic Review (2011)**, *Special Issue : Advances in International Macroeconomics : Lessons from the Crisis*, édité par M. Devereux, R. Kollmann et W. Roeger, vol. 55, n° 3, pp. 307-442.
- Faia E. (2011)**, « Credit Risk Transfers and the Macroeconomy », *Kiel Working Paper*, n° 1677, Kiel Institute for the World Economy.
- Faia E. et Monacelli T. (2005)**, « Optimal Monetary Policy Rules, Asset Prices and Credit Frictions », *CEPR Discussion Paper*, n° 4880, CEPR.
- Galati G. et Moessner R. (2011)**, « Macroprudential Policy - a Literature Review », *BIS Working Papers*, n° 337, BIS.
- Gali J. (2002)**, « New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle », NBER Working Paper, n° 8767, et in M. Dewatripont, L. Hansen et S. Turnovsky (éds.), *Advances in Economics and Econometrics, Eighth World Congress, Volume III (2003)*, pp. 151-197, Cambridge University Press.
- Gelain P. (2010)**, « The External Finance Premium in the Euro Area : A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis », *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, n° 1, pp. 49-71.
- Gertler M. (2010)**, « Banking Crises and Real Activity : Identifying the Linkages », *International Journal of Central Banking*, vol. 6, n° 34, pp. 125-135.
- Gertler M. et Karadi P. (2011)**, « A Model of Unconventional Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 58, n° 1, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy : The Future of Central Banking, pp. 17-34.
- Gertler M. et Kiyotaki N. (2010)**, « Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis », in B. Friedman et M. Woodford (éds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, pp. 547-599, Elsevier.
- Gertler M., Kiyotaki N. et Queralto A. (2010)**, « Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government Financial Policy », *mimeo*, New York University.
- Ghironi F., Iscan T. et Rebucci A. (2008)**, « Net Foreign Asset Positions and Consumption Dynamics in the International Economy », *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, n° 8, pp. 1337-1359.
- Gilchrist S. et Zakrajsek E. (2012)**, « Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 102, n° 4, pp. 1692-1720.
- Goodfriend M. (2009)**, « Central Banking in the Credit Turmoil : An Assessment of Federal Reserve Practice », *mimeo*, Carnegie Mellon University et NBER.
- Goodhart C. (2011)**, « La supervision macro-prudentielle », in J. Betbèze, C. Bordes, J. Coupepy-Soubeyran et D. Plihon (éds.), *Banques Centrales et Stabilité Financière, Rapport, Conseil d'Analyse Économique*, pp. 295-316.
- Hanson S., Kashyap A. et Stein J. (2011)**, « A Macroprudential Approach to Financial Regulation », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 25, n° 1, pp. 3-28.
- Iacoviello M. (2005)**, « House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle », *American Economic Review*, vol. 95, n° 3, pp. 739-764.
- Iacoviello M. (2010)**, « Housing in DSGE models : Findings and New Directions », in O. DeBandt, T. Knettsch et J. Penalosa (éds.), *Housing Markets In Europe : A Macroeconomic Perspective*, pp. 3-18, Springer-Verlag, Berlin.
- Iacoviello M. et Neri S. (2010)**, « Housing Market Spillovers : Evidence from an Estimated DSGE Model », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 2, n° 2, pp. 125-164.
- IMF (2008)**, « The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy », in *World Economic Outlook*, IMF, pp. 103-132.
- IMF (2009)**, *Global Financial Stability Report, Responding to the Financial Crisis and Measuring Systemic Risks*, IMF.
- Kannan P. (2010)**, « Credit Conditions and Recoveries from Recessions Associated with

Financial Crises », *IMF Working Paper*, n° WP/10/83.

Kiyotaki N. et Moore J. (1997), « Credit Cycles », *Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 2, pp. 211-248.

Krusell P. et Smith A. (1998), « Income and Wealth Heterogeneity In the Macroeconomy », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 5, pp. 867-896.

Landau J.-P. (2009), « Bubbles and Macro Prudential Supervision », Remarks by M. J.-P. Landau, Deputy Governor of the Bank of France, at the Joint Conference on « The Future of Financial Regulation », Banque de France, 28 janvier 2009.

Lawrance E. (1991), « Poverty and the Rate of Time Preference : Evidence from Panel Data », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 1, pp. 54-77.

Leamer E.E. (2007), « Housing IS the Business Cycle », *NBER Working Paper*, n° 13428.

Levieuge G. (2005), « Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers : le canal du capital bancaire », *Économie internationale*, n° 104, 2005/4, pp. 65-95.

Levieuge G. (2009), « The Bank Capital Channel and Counter-Cyclical Prudential Regulation in a DSGE Model », *Recherches économiques de Louvain*, vol. 75, n° 4, pp. 425-460.

Meh C. et Moran K. (2010), « The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, n° 3, pp. 555-576.

Mésonnier J. (2005), « Capitalisation bancaire et transmission de la politique monétaire : une revue », *mimeo*, Banque de France.

Miller M. et Stiglitz J. (2010), « Leverage and Asset Bubbles : Averting Armageddon with Chapter 11 ? », *NBER Working Paper*, n° 15817.

Mimir Y. (2011), « Financial Intermediaries, Leverage Ratios and Business Cycles », *mimeo*, University of Maryland.

Ohanian L. (2010), « The Economic Crisis from a Neoclassical Perspective », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 4, pp. 1-24.

Queijo von Heideken V. (2008), « How Important Are Financial Frictions in the US and the Euro Area », *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, n° 223.

Rajan R. (2005), « Has Financial Development Made the World Riskier ? », *NBER Working Paper*, n° 11728.

Review of Economic Dynamics (2002), *Special Issue : Great Depressions of the 20th Century*, édité par T. J. Kehoe et E. C. Prescott, vol. 5, n° 1, pp. 1-236.

Solomon B. (2010), « Firm Leverage, Household Leverage and the Business Cycle », *mimeo*, UQAM.

Stock J. et Watson M. (2003), « Has the Business Cycle Changed and Why ? », in M. Gertler et K. Rogoff (éds.), *NBER Macroeconomics Annual 2002*, vol. 17, pp. 159-230.

Taylor J. et Wieland W. (2009), « Surprising Comparative Properties of Monetary Models : Results from a New Data Base », *NBER Working Paper*, n° 14849.

Wickens M. (2009), « What's Wrong with Modern Macroeconomics ? Why its Critics Have Missed the Point », Prepared for the Conference « What's Wrong with Modern Macroeconomics », Munich, 6-7 novembre 2009.

Désendettement en union monétaire

Un modèle structurel

Benjamin Carton* et Thibault Guyon**

Cet article propose un modèle d'équilibre général représentant deux économies en union monétaire, avec une politique monétaire unique mais des politiques budgétaires individuelles. L'une, la plus petite, conduit un plan de stabilisation de sa dette publique. Le modèle suppose des ménages non ricardiens pour lesquels il n'est pas indifférent que les dépenses publiques soient financées par la dette plutôt que par l'impôt. Ils sont de deux types : les uns, dits « keynésiens », consomment la totalité de leur revenu disponible à la Galí *et al.* (2007) ; les autres sont représentés par des générations imbriquées à la Yaari (1965) et Blanchard (1985).

La calibration veille à ce que l'équilibre stationnaire reflète des ratios entre grands agrégats réalistes pour des pays avancés. Mais l'objet n'est pas d'évaluer un plan de consolidation adopté par un pays particulier, par exemple dans le contexte européen actuel, d'autant que le modèle ne reproduit pas les caractéristiques d'une crise financière, telles que la limitation de l'accès au crédit, les défauts d'agents, des prix qui ne reflètent pas les fondamentaux...

Sous ces réserves, cinq mesures de stabilisation de la dette publique sont simulées : hausses de la TVA, des cotisations sociales (employés puis employeurs), baisses de la générosité du système de retraite, des dépenses publiques.

Dans tous les cas, le multiplicateur keynésien la première année est positif (la réduction du déficit public bride la croissance). À court-terme, une baisse du déficit public ex ante de 1 point de PIB se traduit par une baisse du PIB allant de 0,3 point (cas d'une hausse de cotisations employeurs) et 0,9 (cas d'une baisse des dépenses publiques). À plus long terme, la réforme des retraites, la hausse de la TVA ou la réduction de la dépense publique sont de meilleurs instruments que la hausse des cotisations sociales employeurs ou employés.

* Cepii, 113 rue de Grenelle, 75007 Paris. benjamin.carton@cepii.fr

** Appartenait à la Direction Générale du Trésor au moment de la rédaction de cet article

La crise économique mondiale de 2008-2009 a précipité le terme d'un processus de croissance non soutenable en Grèce, en Irlande et en Espagne et aggravé les difficultés structurelles en Italie et au Portugal. Tous ces pays ont connu une forte détérioration de leur situation budgétaire à partir de 2009 au point de mettre en péril la soutenabilité de long terme de leurs finances publiques. Les conditions de financement de ces États sur les marchés ont nécessité la mise en œuvre d'une aide financière de grande ampleur et des interventions non conventionnelles de la BCE (extension des collatéraux exigibles, achats de titres publics, création de liquidités très importante jusqu'à trois ans...).

Alors que la demande intérieure dans ces pays reste durablement moins dynamique que lors de la dernière décennie, les gouvernements ont dû mettre en œuvre des politiques budgétaires restrictives pour tenter de maîtriser l'endettement public. Ces mesures d'austérité ont, à leur tour, pesé sur l'activité sans qu'une hausse des exportations ait contribué à restaurer l'équilibre interne. Le contexte macroéconomique et international est défavorable à un rééquilibrage de la demande domestique vers la demande étrangère : aucune dévaluation nominale vis-à-vis des autres pays de la zone euro n'est possible, la politique monétaire de la BCE a des marges de manœuvre très réduites pour relancer l'activité en zone euro, et la croissance des principaux partenaires commerciaux reste durablement faible.

Quelle est la part des mesures d'austérité budgétaire dans la baisse de l'activité dans les pays de la zone euro ? Quels leviers budgétaires activer préférentiellement pour limiter les effets sur l'activité et l'emploi ? Le présent article se propose de donner un éclairage à ces deux interrogations. L'enjeu est d'analyser les effets des consolidations budgétaires asymétriques (certains pays réduisent *seulement* le déficit public) en zone monétaire.

Il existe une importante littérature empirique visant à estimer les effets sur l'activité de la réduction du déficit budgétaire structurel. Ces estimations font face à deux difficultés. Comment identifier des chocs exogènes de finances publiques ? Comment relier le multiplicateur estimé au contexte macroéconomique particulier ? Ces études semblent toutefois indiquer qu'une stabilisation budgétaire pèse sur l'activité (ce qui est conforme à l'analyse keynésienne standard) et que le régime de change fixe accroît les effets récessifs (ce qui est conforme à l'analyse de Mundell et Fleming).

À côté de ces études empiriques, un grand nombre de modèles structurels issus de la nouvelle macroéconomie keynésienne (les agents sont rationnels mais des imperfections de marché, comme la rigidité des prix et des salaires, peuvent rendre nécessaire la politique économique) ont cherché à rendre compte du multiplicateur keynésien à partir de la structure de l'économie et du contexte macroéconomique. Toutefois, la validation empirique de ces approches est délicate.

C'est pour évaluer l'effet sur l'activité et l'emploi de mesures visant à réduire la cible de dette publique à long terme grâce à une amélioration du solde public à court terme que nous construisons un modèle d'équilibre général dynamique à deux pays partageant la même monnaie. Dans chaque pays, le gouvernement prélève des impôts (TVA, cotisations sociales, impôt sur le revenu), redistribue aux ménages (retraites par répartition) et a une demande sur le marché des biens (consommation publique). Une règle budgétaire assure que la dette est stabilisée à long terme à un niveau cible. Les effets sur l'activité et l'emploi diffèrent selon l'instrument budgétaire utilisé et dépendent du contexte macroéconomique créé par la monnaie unique.

Les effets des consolidations budgétaires en union monétaire : une revue de littérature

Le *multiplicateur budgétaire* – le ratio entre le changement du produit intérieur brut et la variation ex ante du solde budgétaire public qui en est à l'origine – est une notion plus complexe que sa définition ou son emploi le laissent penser. L'effet des politiques budgétaires sur l'activité économique dépend d'un nombre considérable de facteurs, qui peuvent être classés en trois catégories : (i) les paramètres qui caractérisent le choc budgétaire lui-même, (ii) le contexte économique, (iii) les caractéristiques structurelles de l'économie considérée.

La composition en dépenses et en recettes de la politique budgétaire est déterminante dans le niveau du multiplicateur, ce que mettaient déjà en évidence le modèle IS-LM. Les effets sur l'activité dépendent aussi de la persistance de la politique : c'est là une des distinctions essentielles entre les mesures de consolidation (politique visant une baisse permanente du niveau de dette publique) et les mesures de relance (politiques de

soutien temporaire avec impact faible ou nul sur la dette publique à long terme).

L'ouverture de l'économie et le régime de change forment le deuxième élément dans l'analyse des multiplicateurs de finances publiques. Les multiplicateurs devraient être d'autant plus élevés que le degré d'ouverture de l'économie est faible. En présence de rigidités nominales, le régime de change, la réponse de politique monétaire et le degré de mobilité des capitaux sont des paramètres fondamentaux pour déterminer l'effet des politiques budgétaires sur l'activité en économie ouverte : le modèle IS-LM en économie ouverte (celui de Mundell-Fleming) prévoit ainsi que les consolidations budgétaires en union monétaire (changes fixes et parfaite mobilité des capitaux) sont plus coûteuses sur l'activité qu'en changes flexibles, car le choc ne peut être compensé par une dépréciation du change nominal et une baisse du taux d'intérêt.

Les comportements d'épargne des agents privés, qui dépendent notamment du degré de développement des marchés financiers et de la part des agents financièrement contraints, semblent déterminer en grande partie les effets des multiplicateurs budgétaires. L'hypothèse keynésienne que les ménages consomment une part de leur revenu courant disponible conduit à des estimations élevées des multiplicateurs. Des effets non keynésiens, comme une baisse de l'épargne des ménages liée à un choc positif de confiance à la suite d'une consolidation budgétaire, peuvent néanmoins apparaître si les ménages forment rationnellement leurs anticipations et ont accès au marché du crédit.

Enfin, le contexte économique est susceptible d'affecter les mécanismes de transmission et d'atténuation des chocs de finances publiques sur la croissance. La littérature empirique insiste sur plusieurs déterminants : les marges de manœuvre de la politique monétaire (écart à la contrainte de taux zéro), la situation initiale des finances publiques (niveau de déficit et de dette publique, engagements implicites liés au vieillissement de la population), la présence d'une prime de risque sur la dette souveraine, la situation financière des banques et plus généralement des agents privés.

L'estimation économétrique des multiplicateurs budgétaires est très délicate...

Il existe une très abondante et très ancienne littérature visant à estimer le multiplicateur bud-

gétaire. Nous nous bornerons à donner quelques indications sur les approches les plus récentes. Le lien entre le solde budgétaire (ou les composantes de ce solde) et niveau de l'activité est à double sens : une baisse des impôts doit accroître l'activité (multiplicateur) ; mais une baisse de l'activité conduit aussi à une baisse des impôts collectés (effet mécaniques de la récession), déclenche aussi des dépenses supplémentaires (stabilisateurs automatiques) voire des réponses systématiques de politique budgétaire (plans de relance ou plan de stabilisation). La difficulté de l'estimation des multiplicateurs est liée à celle de l'identification de chocs exogènes de dépenses ou de recettes publiques et la diversité des résultats est souvent liée à celle des méthodes d'identification. On peut diviser en trois familles de méthodes d'identification des chocs les approches retenues dans la littérature :

Les méthodes « naïves », à la Alesina et Perotti (1995), évaluent les impulsions discrétionnaires des politiques budgétaires à partir d'indicateurs comme le solde public structurel (i.e. corrigé du cycle économique). Un épisode de consolidation budgétaire est défini comme correspondant à un certain ajustement du solde structurel étalé sur une période donnée. Cette méthode présente toutefois un biais de simultanéité : l'effet du cycle économique est imparfaitement capturé par les méthodes traditionnelles de calcul du solde structurel. Ces méthodes utilisent des élasticités moyennes des différentes composantes à la croissance du PIB alors que celles-ci sont en pratique très cycliques (par exemple, du fait du cycle de productivité ou du cycle des prix des actifs et des prix immobiliers).

Des *a priori* théoriques permettent d'identifier les chocs d'un VAR structurel. Blanchard et Perotti (2002) utilisent une décomposition de Choleski en supposant que les dépenses publiques ne réagissent au cycle qu'avec un retard d'au moins un trimestre. Mountford et Uhlig (2008), utilisent des contraintes de signes sur les réponses des grands agrégats. Ces méthodes d'identification semblent adaptées à l'identification des chocs de consommation publique, cette composante ne contenant qu'une très faible composante cyclique, mais pas à l'analyse des chocs de dépenses de transfert (incluant les dépenses d'indemnisation du chômage) ou de recettes fiscales et sociales. Elle peut toutefois être sujette à deux critiques : elle est très fragile pour identifier des chocs avec des données annuelles (les réactions des gouvernements à la crise financière de fin 2008 montrent que des mesures peuvent

être prises en quelques mois seulement en cas de retournement rapide de l'activité) et elle ne permet pas de tenir compte des mesures « pré-annoncées » et peuvent donc présenter certains biais (Ramey, 2009).

Les approches « narratives », ou d'expériences naturelles, cherchent à identifier les chocs de politique budgétaire à partir de sources extérieures au modèle : par exemple, construire une série de dépenses discrétionnaires à partir des mesures documentées dans les projets de lois de finances (Romer et Romer, 2010) ou utiliser comme variable exogène la survenance d'événements historiques *a priori* indépendants du cycle économique et engendrant des dépenses nouvelles, tels des guerres (Ramey et Shapiro, 1998). Cette méthode d'identification limite les risques de biais de simultanéité mais diminue aussi considérablement la taille de l'échantillon de consolidations ou de stimulus budgétaires.

... mais semble conclure à un multiplicateur positif et plus important en régime de change fixe

Quatre études récentes (datant de 2009 ou 2010), réalisées sur données de panel internationales, se sont intéressées à différentes dimensions des effets des consolidations budgétaires, et pour les trois dernières d'entre elles, notamment à l'importance du régime de changes dans les dynamiques d'ajustement. Elles apportent des éléments à l'analyse.

Suivant la méthode d'identification « naïve » exposée plus haut, Alesina et Ardagna (2010) examinent, sur un échantillon de pays de l'OCDE couvrant la période 1970-2007, l'effet de grandes variations des politiques budgétaires sur la croissance. Les auteurs trouvent que les consolidations budgétaires de grande ampleur qui passent par une baisse des dépenses publiques ont des effets moyens expansionnistes, en opposition avec la théorie keynésienne standard. Selon le FMI (2010), ces résultats sont toutefois entachés de biais de simultanéité important (cf. supra).

Ilzetski *et al.* (2010) utilisent un VAR structurel avec contrainte d'identification à la Blanchard et Perotti (2002), sur données de panel multi-pays. L'échantillon est important : 44 pays (20 économies avancées et 24 pays émergents ou en développement), en données trimestrielles, couvrant les années 1960 à 2007 (avec certaines ruptures selon les pays). Seules les

dépenses de consommation publique et d'investissement public sont analysées (les dépenses de transferts et les taxes sont hors de l'analyse), et les chocs identifiés suivent un bruit blanc (pas d'asymétrie de traitement entre expansions et consolidations). Les spécificités des pays et du contexte économique mondial sont prises en compte uniquement par des effets fixes. Les paramètres dynamiques du VAR doivent être interprétés comme des paramètres moyens pour l'échantillon considéré. Les auteurs constituent alors des sous-échantillons en fonction de certaines caractéristiques susceptibles d'affecter les multiplicateurs : régime de changes fixes ou flexibles, taux d'ouverture, dette publique élevée ou faible, *inter alia*¹. Ils comparent ensuite les multiplicateurs « moyens » de ces différents échantillons². Ils en tirent trois conclusions : (i) les multiplicateurs budgétaires sont plus élevés en changes fixes qu'en changes flexibles (où ils seraient proches de zéro), et dans les économies relativement fermées, conformément aux prédictions du modèle keynésien standard ; (ii) en change flexible, le taux de change réel se déprécie après une consolidation budgétaire ; les chocs budgétaires ont en revanche peu d'effets sur le taux de change réel et sur la balance courante en change fixe ; (iii) les multiplicateurs budgétaires à long terme seraient négatifs pour les pays très endettés (dont la dette excède 60 % du PIB).

L'article de Corsetti, Meier et Müller (2010), qui porte sur les déterminants des multiplicateurs budgétaires au sein de l'OCDE, utilise une méthode similaire à celle de Perotti (1999). Dans un premier temps, des règles de dépenses de consommation publique sont estimées pour chacun des 17 pays étudiés (période 1975-2008), ce qui leur permet d'estimer des chocs de politique budgétaire spécifiques aux pays. Utilisant ces chocs comme des exogènes, les auteurs peuvent estimer leur effet sur différentes variables macroéconomiques au sein de VAR estimés sur données de panel (en considérant différents sous-groupes de données, comme dans Ilzetski *et al.*, 2010). Ils trouvent les résultats suivants : (i) en changes flexibles, les multiplicateurs budgétaires seraient faibles ; une baisse de la consommation publique stimulerait l'investissement privé, et apprécierait le change, ce qui est contraire à l'intuition économique, tandis

1. Ils s'intéressent également à l'impact des crises, qui se situe au-delà de notre étude.

2. Avec cette méthode, les chocs de finances publiques n'étant pas indépendants des paramètres du VAR (ils sont obtenus à partir des résidus d'une équation donnée), ils varient pour un même pays en fonction du modèle, ce qui constitue une propriété peu satisfaisante. La méthode de Corsetti *et al.* (2010) exposée infra permet de contourner ce problème.

qu'en changes fixes, les multiplicateurs seraient positifs mais toutefois inférieurs à un, une baisse de la consommation publique stimulant l'investissement et la consommation privée ; le taux de change réel se déprécierait cette fois en accord avec la théorie standard ; (ii) les auteurs trouvent que les multiplicateurs sont plus faibles lorsque le niveau de dette initial est plus élevé.

Enfin, le Fonds Monétaire International (2010) a réalisé une étude de l'effet des consolidations budgétaires dans les pays de l'OCDE depuis 1980 en suivant une approche « narrative ». Les chocs sont identifiés comme les mesures en dépenses ou en recettes motivées par les autorités nationales comme visant précisément à réduire le déficit public (avec effet permanent sur le déficit). L'évaluation de la taille de ces mesures³ est réalisée à partir de diverses sources (rapports du FMI et projets de lois de finances nationaux). À partir d'un modèle VAR sur données de panel (contrôlant d'éventuels effets fixes « pays » et « périodes »), cette étude conclut généralement à un impact négatif des consolidations sur l'activité mais avec un multiplicateur en moyenne inférieur à l'unité. Selon cette étude, les ajustements par les dépenses seraient moins coûteux que ceux par les recettes en termes de croissance, grâce à une réaction alors plus accommodante de la politique monétaire. Comme dans l'étude d'Ilzietski *et al.* (2010) et conformément à la théorie standard, le rapport du FMI conclut à un impact plus récessif des ajustements dans les économies ayant un régime de changes fixes. En moyenne et *a fortiori* pour les pays en régime de changes flexibles, un facteur important d'atténuation du choc serait l'amélioration de la balance commerciale (hausse des exportations, baisse des importations) et d'une dépréciation réelle (mais celle-ci proviendrait essentiellement d'un ajustement du taux de change nominal, comme dans le cas de l'Irlande en 1987). Enfin, l'étude apporte également quelques éléments d'« évidence » empirique sur l'impact positif des consolidations sur les conditions de financement des États souverains, suggérant que celles-ci sont moins coûteuses pour les États se finançant à des taux élevés.

Les modèles structurels explicitent les mécanismes à l'œuvre lors d'une consolidation budgétaire

Les méthodes d'évaluation empiriques partagent un inconvénient : ne pouvoir expliciter précisément les mécanismes économiques sous jacents

aux évolutions macroéconomiques. En effet, les analyses économétriques (VAR, données de panel) reposent en général sur un très petit nombre de variables explicatives, présentent souvent des problèmes d'identification importants, et ne sont statistiquement plus robustes pour des horizons relativement éloignés.

Les modèles macroéconométriques nationaux ou internationaux, dont une revue des effets est donnée dans Hemming, Kell et Mahfouz (2002), peuvent prétendre évaluer de façon satisfaisante les effets de chocs transitoires sur les variables macroéconomiques à court terme, mais ne parviennent pas à fournir une analyse pertinente de l'impact de chocs structurels affectant simultanément toutes les variables macroéconomiques.

C'est pourquoi il est intéressant de conduire en parallèle des exercices de simulations de modèles plus structurels, comme les modèles d'équilibre général dynamiques de la nouvelle synthèse.

L'utilisation de modèles structurels pour l'analyse de la politique monétaire est relativement ancienne et fréquente (cf. Sbordone *et al.* (2010), pour une revue de littérature). En outre, de plus en plus d'institutions internationales ou nationales y ont recours, dans un cadre d'économie ouverte, pour des analyses de politique économique – qui ne se réduisent pas au champ de la politique monétaire, et notamment des politiques budgétaires : citons les modèles GIMF et GEM du FMI (Bayoumi *et al.*, 2004 ; Kumhof *et al.*, 2009), le modèle Sigma de la Fed (Erceg *et al.*, 2005), le modèle QUEST III de la Commission Européenne (Ratto *et al.*, 2009), le modèle New Euro Area Economy de la BCE (Christoffel *et al.*, 2008)⁴. Une comparaison des multiplicateurs budgétaires pour les États-Unis et l'Union européenne issus de ces différents modèles est réalisée de façon très précise et complète dans Coenen *et al.* (2010).

Le présent article s'inscrit dans le prolongement de cette littérature. Il vise à analyser les effets internes et externes d'une consolidation budgétaire passant par une baisse des dépenses ou une hausse des recettes, menée au sein d'un pays d'une zone monétaire, à partir de simulations d'un modèle d'équilibre général dynamique.

3. La méthode est la même que celle utilisée dans Romer et Romer (2010) pour l'étude des effets des chocs de politique budgétaire sur l'activité.

4. Un modèle structurel international – Oméga3 – a aussi été développé à la DG Trésor par les auteurs de l'article en 2007 (Carton et Guyon, 2007).

Le modèle développé ici comporte ainsi certaines caractéristiques adaptées à l'étude des politiques budgétaires. En premier lieu, les autorités sont supposées disposer de plusieurs instruments pour conduire la politique budgétaire : elles prélèvent des taxes à la consommation et des cotisations sociales (taxes sur les salaires payées par les employés et par les employeurs) pour financer des dépenses de consommation publiques et des pensions. Ensuite, les comportements des agents privés sont supposés non ricardiens (les ménages ont une préférence pour le financement des dépenses publiques par la dette plutôt que par l'impôt). Pour cela, on distingue deux types de ménages : (i) des ménages dits « keynésiens » qui consomment la totalité de leur revenu disponible à la Galí *et al.* (2007) ; (ii) des ménages à durée de vie finie représentés par des générations imbriquées à la Yaari (1965) et Blanchard (1985). La présence de ménages à durée de vie finie permet en outre une détermination endogène des positions extérieures nettes (Harrison *et al.*, 2005), en fonction en particulier du niveau de dette publique, ce qui n'est pas le cas dans les modèles avec agents à durée de vie infinie (Schmitt-Grohé et Uribe, 2003).

Trois articles récents (Forni *et al.*, 2010, Erceg et Lindé, 2011, et Almeida *et al.*, 2011) sont directement reliés à notre étude. Chaque modèle est caractérisé par les hypothèses qu'il retient, notamment dans le choix de la représentation des ménages, dans la caractérisation du secteur public, ainsi que pour ce qui a trait au type de choc de consolidation budgétaire examiné (cf. tableau 1).

Dans les modèles structurels, les effets des consolidations à long terme ne dépendent pas du régime de change (tous les prix s'ajustent)⁵. Forni *et al.* (2010) et Almeida *et al.* (2011), qui examinent les effets de chocs budgétaires permanents en union monétaire, trouvent qu'une consolidation permanente du niveau de dette publique a généralement un effet favorable sur la production de long terme. La raison est la suivante : la baisse de la dette et des charges d'intérêt dégage des marges de manœuvre à long terme pour un *surcroît* de dépenses publiques ou une *baisse* d'impôts (une consolidation budgétaire a toujours pour effet... un « relâchement » à long terme). L'impact sur le PIB est donc positif si les marges de manœuvre sont favorables à l'offre (dépenses productives – investissement ou consommation de bien public, réduction du coin fiscal-social) et débouchent sur une baisse des taux d'intérêt à long terme (hausse de l'épargne de la Nation).

Ces propriétés seront également vérifiées dans notre modèle structurel.

En dehors d'une prise en compte des effets de long terme, l'apport des modèles d'équilibre général dynamiques internationaux est de permettre une explicitation des dynamiques de transition, particulièrement cruciales en union monétaire. Hormis l'étude de Forni *et al.* (2010) qui ne s'intéresse qu'à des « mixtes » de mesures susceptibles d'occasionner des effets expansionnistes à court terme (consolidation par les dépenses accompagnées par une baisse des recettes), Almeida *et al.* (2011) et Erceg et Lindé (2010) mettent en avant les coûts importants à court terme des consolidations budgétaires, qui présentent des dynamiques d'ajustement plus douloureuses (rigidité du taux de change réel conduisant à une spirale déflationniste et à une hausse des taux réels) qu'en changes flexibles.

Description du modèle, calibration et méthode de simulation

L'objet de cet article étant d'illustrer le pouvoir narratif des modèles d'équilibre général dynamiques, et non d'évaluer un plan de consolidation adopté par un pays particulier, par exemple dans le contexte de la crise européenne actuelle, la calibration proposée ici s'appuiera le plus souvent sur des évaluations disponibles dans la littérature, en veillant à ce que l'équilibre stationnaire reflète des ratios entre grands agrégats (finances publiques, équilibre emplois ressources, commerce extérieur...) réalistes pour des pays avancés. La calibration d'un modèle d'équilibre général dynamique repose sur deux types d'approches, chacune étant adaptée à une certaine nature de paramètres :

- les paramètres de *taille* peuvent être calibrés à partir d'hypothèses sur les grands ratios de l'économie à l'équilibre stationnaire. Par exemple, le biais domestique (c'est-à-dire la différence entre la part des biens domestiques dans la consommation domestique et la part de l'économie domestique dans l'économie mondiale) peut se déduire de l'ouverture commerciale, le taux de dépréciation du capital du ratio d'investissement sur PIB, etc.

5. Il vaut la peine de souligner que ce qui constitue une « évidence » théorique n'est pas toujours vérifiée empiriquement (cf. Ilzetzki *et al.*, 2009, qui trouvent que les multiplicateurs des consolidations à long terme sont significativement positifs dans les régimes à change fixes et non significativement différents de zéro dans les régimes à changes flexibles).

- les paramètres dits *comportementaux* recourent tous les paramètres qui ne peuvent se déduire directement de l'observation des grands agrégats : élasticité de l'offre de travail, préférence pour le présent, formation des prix et des

salaires, etc. La calibration de ces paramètres, plus difficile, repose soit sur des estimations microéconométriques qui peuvent, dans le cadre de modèles macroéconomiques, être fragiles à cause des biais d'agrégation, soit à une

Tableau 1
Modèles d'équilibre général dynamique internationaux étudiant l'impact de consolidations budgétaires en zone monétaire : hypothèses

	Forni <i>et al.</i> (2010)	Erceg et Lindé (2010)	Almeida <i>et al.</i> (2011)	Cette étude
Cadre international	Zone monétaire à 2 pays (Italie et reste de la Zone euro)	Zone monétaire à 2 pays (Sud et Nord ; Sud : petite économie ouverte ou 30 % de la zone)	Une petite économie ouverte en changes fixes	Deux pays formant une zone monétaire (petite éco. ouverte représentant 5 % de la zone monétaire et reste de celle-ci)
Représentation des ménages	Agent à durée de vie infinie	Agents financièrement contraints (25 %) Agents à durée de vie infinie	Agents financièrement contraints (40 %) Agents à durée de vie finie	Agents financièrement contraints (30 %) Agents à durée de vie finie
Spécificités	Consommation de biens publics dans l'utilité des ménages	Contraintes de taux zéro, accélérateur financier, habitudes de consommation Prime de risque souverain endogène (variante)	Prime de risque souverain exogène (variante)	
Secteur public	Dépenses : consommation publique, masse salariale publique, transferts forfaitaires ; Recettes : taxes sur la consommation, taxes sur les revenus du travail et du capital	Dépenses : consommation publique, transferts forfaitaires ; Recettes : taxes sur la consommation, taxes sur les revenus du travail et du capital, impôts forfaitaires	Dépenses : consommation publique, transferts forfaitaires ; Recettes : taxes sur la consommation, taxes sur les revenus du travail et du capital, cotisations employeurs	Dépenses : consommation publique, pensions Recettes : taxes sur la consommation, taxes sur les revenus du travail, cotisations employeurs
Simulations				
Impact sur la dette	Baisse permanente du niveau de dette	Baisse transitoire mais très persistante du niveau de dette	Baisse permanente du niveau de déficit public	Baisse permanent du niveau de dette
Composition (dépenses vs recettes)	Ajustement de l'un des sept postes de finances publiques du modèle (effets à long terme uniquement). Examen de stratégies mixtes (consolidation avec baisse des dépenses et des recettes) (effet à court terme et long terme)	Baisse de la consommation publique	Consolidation via : - consommation publique - transferts - les taxes sur le travail (mixte revenus du travail et cotisations employeurs) - les taxes sur la consommation Examen de l'impact de réformes fiscales (basculement taxes sur le travail / taxes à la consommation)	Consolidation via : - consommation publique - pensions - impôts sur les revenus du travail - cotisations sociales employeurs - taxes sur la consommation
Instrument pour la règle budgétaire	Instrument de la consolidation (par exemple les économies sur les charges d'intérêt liées à une consolidation par la baisse des dépenses à court terme financent une hausse des dépenses à moyen et long termes)	Taxes sur les revenus du travail actives avec faible force de rappel dès la période 1 Retour au niveau initial de la consommation publique à long terme.	Taxes sur les revenus du travail avec faible force de rappel, active dès la période 1.	Taxe à la consommation Règle inactive pendant une phase de « consolidation » (5 ans), puis active avec force de rappel modérée de sorte que l'atterrissage se fait en 10 ans.
Principaux résultats	Effets expansionnistes à court terme de consolidations budgétaires par les dépenses accompagnées par des baisses d'impôts	Petite économie ouverte Multiplicateur (consommation publique) Changes fixes (vs changes flexibles) Impact : 1 (vs 0,8) 2 ans : 0,7 (vs 0,3)	Multiplicateur d'impact : > 1 : consommation publique proche de 1 : autres mesures Au bout de 4 ans : < 0 : consommation publique et transferts > 0 : taxes (sur la consommation et les salaires)	

estimation du modèle DSGE par des méthodes bayésiennes⁶. Il faut toutefois noter que les modèles de grande taille, comme celui présenté dans cet article ou, à une échelle supérieure, ceux des institutions internationales (GIMF, QUEST,...), sont extrêmement difficiles à estimer⁷. Nous utiliserons les valeurs communément utilisées dans la littérature pour la plupart de ces paramètres.

Description succincte et calibration du modèle

Nous considérons deux pays formant une union monétaire (cf. annexe I). Chaque pays comprend des ménages, des entreprises produisant des biens (investissement et consommation), des entreprises accumulant du capital (loué aux entreprises qui produisent des biens), des « syndicats » qui louent le travail aux entreprises et un gouvernement (qui prélève des impôts et a des dépenses de consommation). L'union monétaire consiste en une banque centrale qui fixe le taux d'intérêt à court terme (taux sans risque). La période du modèle correspond à un trimestre.

Ici, la taille de la petite économie est arbitrairement fixée à 5 % du PIB de l'union monétaire, ce qui correspond par exemple au poids de l'ensemble « Grèce plus Portugal » ou à un peu moins du poids des Pays-Bas dans la zone euro⁸. Pour le reste, les paramètres structurels de la petite économie domestique et du reste de la zone euro sont supposés identiques (pour les calibrations retenues pour l'ensemble des paramètres, cf. tableau 2).

Les ménages sont de deux types : **les ménages contraint financièrement** (keynésiens) consomment la totalité de leur revenu disponible et n'ont pas d'épargne ; **les ménages en générations imbriquées** naissent avec une richesse nulle, accumulent de la richesse au cours de leur vie et disparaissent progressivement. Deux paramètres démographiques les décrivent : la probabilité θ de rester en vie la période suivante et un taux γ selon lequel l'offre de travail décroît au cours de la vie, qui est une façon très stylisée de décrire les conséquences du système de retraite. Ces ménages consomment, offrent du travail et épargnent. Ils possèdent la totalité des titres de propriété sur les entreprises domestiques (produisant des biens ou accumulant du capital). Afin de calculer une forme exacte de la consommation des ménages en générations imbriquées, il est nécessaire d'introduire un système complet de titres contingents que ces ménages peuvent

échanger entre eux au sein d'un même pays (absence de partage international du risque). Ces titres permettent par ailleurs de définir l'objectif des entreprises. Ces ménages peuvent par ailleurs échanger des titres sans risques avec les ménages de l'autre pays et se porter acquéreur de titres publics tant domestiques qu'étrangers. Aucune imperfection financière ne vient limiter les transactions : *le modèle ne reproduit pas les caractéristiques d'une crise financière (limitation de l'accès au crédit, défauts d'agents, prix ne reflétant pas les fondamentaux, etc.)*.

La part des ménages contraints financièrement est fixée à 0,3, ce qui est dans la moyenne des calibrations retenues dans la littérature. Les paramètres θ et γ , qui déterminent le comportement des ménages non contraints (en générations imbriquées) sont fixés de sorte que leur horizon de planification soit égal à 10 ans ou 40 trimestres ($\theta = 0,975$) et que la distance moyenne à l'âge de départ à la retraite soit de 20 ans ou 80 trimestres ($\gamma = 0,9875$). Ces valeurs sont identiques à celles retenues par le modèle GIMF du FMI. Contrairement au modèle à agent représentatif à durée de vie infinie, il n'y a pas ici de lien simple entre le taux d'intérêt réel et le facteur d'escompte psychologique β (règle d'or). Celui-ci est ajusté pour correspondre à un taux d'intérêt réel annualisé de 3 % à l'état stationnaire. La préférence relative pour la consommation par rapport au loisir notée dans la fonction d'utilité est calibrée de façon à obtenir une élasticité de l'offre de travail de Frisch (aux variations du salaire réel à utilité marginale du revenu constante) égale à 0,3 pour les ménages « non contraints », ce qui est dans l'intervalle des estimations micro-économétriques disponibles dans la littérature (entre 0,2 et 0,5). La même valeur de κ est retenue pour les ménages keynésiens.

Les entreprises produisant des biens achètent des facteurs de production (le travail aux syndicats et le capital aux entreprises accumulant le capital) et vendent un bien différencié qui peut servir pour la consommation ou l'investissement tant dans le pays qu'à l'étranger. Le prix

6. Les paramètres structurels (ainsi que la persistance et la variance des chocs) sont estimés par méthode bayésienne, c'est-à-dire en spécifiant des distributions de probabilité a priori pour la valeur de ces paramètres, a priori qui reflètent soit des restrictions d'interprétation (paramètre entre 0 et 1 par exemple) soit des valeurs probables (pour une élasticité).

7. L'estimation de très grands modèles peut toutefois être réalisée pour un nombre très restreint de paramètres (typiquement, des paramètres reflétant le degré de persistance de certaines variables).

8. Chiffres de 2010, source Eurostat.

du bien est rigide au sens de Calvo. La fonction de production est une fonction de Cobb-Douglas avec coût fixe de production dont la valeur est ajustée afin que la part des revenus non salariaux (revenu du capital et rente) dans la valeur ajoutée en représente environ 40 % (voir *infra*, l'état stationnaire du modèle).

La part du capital dans la production, α , est fixée à 1/3. Les taux de marge à l'équilibre stationnaire dans les branches des biens

échangeables et non échangeables est fixés à 17 % ($\varepsilon_p = 7$). La part v_p des entreprises qui ré-optimise son prix à chaque période est égale à 0,9. Les entreprises qui ne ré-optimisent pas leur prix l'ajustent en fonction de l'inflation de la période précédente avec un degré d'indexation η_p fixé à 0,65.

Les entreprises accumulant du capital achètent des biens d'investissement et louent le capital aux entreprises domestiques. La valeur

Tableau 2
Valeur des principaux paramètres

Fonction d'utilité		
Part des ménages keynésiens	pmk	0,3
Horizon de planification moyen (ménages non contraints)	$1 / (1 - \theta)$	10 ans
Distance moyenne à l'âge de départ à la retraite (ménages non contraints)	$1 / (1 - \gamma)$	20 ans
Taux réel de long terme (annualisé)	Rr^*	1,03
Élasticité de l'offre de travail des ménages non contraints (dépend de \bar{L} et κ)		0,3
Technologie		
Part du capital dans la production	α	0,33
Taux de dépréciation du capital	δ	0,025
Paramètre de coût d'ajustement de l'investissement	φ	100
Élasticités de substitution		
Biens échangeable composite - biens échangeables domestiques et étrangers	σ^{TT}	1,5
Biens échangeables et biens non échangeables	σ^{NT}	0,7
Taux de marge et rigidités nominales et salariales		
Taux de marge des producteurs de biens	$\varepsilon_p / (\varepsilon_p - 1) - 1$	0,17
Taux de marge salarial	$\varepsilon_w / (\varepsilon_w - 1) - 1$	0,17
Degré de rigidités nominales	v_p	0,9
Degré d'indexation des prix sur l'inflation passée	η_p	0,65
Degré de rigidités salariales	v_w	0,85
Degré d'indexation des salaires sur l'inflation salariale passée	η_w	0,65
Structure de la demande		
Consommation des ménages - part des biens échangeables	γ_C	0,5
Investissement - part des biens échangeables	γ_I	0,7
Dépenses publiques - part des biens échangeables	γ_G	0,3
Biais domestique	hb	0,5
Règle budgétaire		
Paramètre de lissage	ρ_G	0,5 ^(1/10)
Paramètre de réactivité au déficit public	β_{DG}	0,3
Paramètre de réactivité à la dette publique	β_{BG}	0,1
Règle monétaire		
Paramètre de Taylor	α_π	1,5
Paramètre de lissage	ρ_{Rnom}	0,8
Poids de l'inflation courante	γ_0	0,3

retenue pour le taux de dépréciation du capital δ est de 0,025, soit 10 % en rythme annuel.

Les syndicats sont introduits dans le modèle pour simuler les rigidités salariales sans recourir à une modélisation précise de la négociation entre chaque salarié et chaque entreprise. Formellement, tout se passe comme si ces syndicats louaient leur travail aux ménages pour produire un travail différencié qui est loué aux entreprises domestiques. Le salaire fixé par un syndicat est rigide au sens de Calvo. La part v_w des syndicats qui ré-négocient leur salaire à chaque période est égale à 0,85. Le degré η_w d'indexation des salaires sur l'inflation salariale passée est fixé à 0,65.

Le gouvernement prélève un impôt à la consommation, des cotisations sociales employeurs, des cotisations sociales employés, verse des transferts aux ménages (qui sont assimilés à des cotisations retraite) et a des dépenses publiques. La solvabilité budgétaire est assurée par une règle budgétaire qui modifie le taux de TVA lorsque le déficit ou la dette diffèrent de leur valeur cible de long terme.

Le coefficient de réactivité de la taxe à la consommation au niveau de la dette β_{BG} est égal à 0,1, le coefficient de réactivité au niveau du déficit β_{DG} est égal à 0,3 et le coefficient de lissage de la taxe à la consommation ρ_G à 0,93. Dans les simulations de consolidation budgétaire qui suivent, la règle est désactivée le temps du plan de stabilisation (5 ans). Les calibrations retenues permettent d'assurer une phase de transition au nouvel équilibre, sans entraîner de rupture de tendance dans le rythme de désendettement.

Les échanges commerciaux entre les deux pays sont modélisés par une demande de biens domestiques et étrangers selon une fonction à élasticité de substitution constante. Les flux de capitaux internationaux se réduisent aux titres sans risques et aux titres publics.

L'élasticité de substitution entre biens échangeables domestiques et étrangers est fixée à 1,5. Une valeur supérieure à l'unité garantit que les conditions de Marshall-Lerner sont bien vérifiées et qu'une dépréciation du change conduit à une amélioration de la balance commerciale. L'élasticité de substitution entre biens échangeables et biens non échangeables est égale à 0,7.

La banque centrale commune fixe le taux d'intérêt nominal sans risque selon une règle

monétaire qui ajuste le taux d'intérêt au niveau de l'inflation agrégée de la zone monétaire.

Le coefficient de réactivité du taux d'intérêt nominal de court terme aux écarts de l'inflation de l'ensemble de la zone monétaire à sa cible est égal à 1,5. Le poids de l'inflation courante et de l'inflation anticipée dans la règle monétaire sont fixés respectivement à 0,3 et 0,7. Le paramètre de lissage est fixé à 0,8.

État stationnaire du modèle

À l'état stationnaire, le panier de biens de consommation des ménages (resp. d'investissement et de consommation publique) est composé à 50 % de biens échangeables (resp. à 70 % et à 30 %). Le choix de valeurs différenciées pour ce paramètre selon l'emploi des ressources traduit le fait que le contenu en importations de l'investissement, étant composé essentiellement de produits manufacturés, est supérieur à celui de la consommation des ménages (faisant une part plus importante aux services par nature moins échangeables), celle-ci étant elle-même plus intensive en importations que la consommation publique. Parmi les biens échangeables, la part des biens échangeables étrangers est égale au poids relatif de l'économie étrangère dans l'union monétaire multiplié par un paramètre de biais domestique fixé à 0,5. Une fois connues les parts de chaque poste de demande dans la demande totale, l'ensemble de ces paramètres permettent de déterminer les taux d'importations et d'exportations.

Les valeurs des ratios des grands agrégats à l'état stationnaire dans l'économie domestique (décomposition du PIB selon l'approche demande et l'approche revenus, ratios de finances publiques, cf. tableau 3) sont identiques dans le reste de la zone monétaire, à l'exception des parts des exportations et importations reflétant le poids relatif de chaque économie dans l'ensemble de la zone. Les calibrations retenues sont indicatives et ne cherchent pas à répliquer les valeurs historiques d'un pays en particulier, ce qui semble prudent car la représentation du secteur public dans le modèle est assez fruste (absence d'investissement public, pas d'impôt sur le patrimoine ou le capital, prestations sociales limitées aux pensions de retraite). Néanmoins, comme il l'a été exposé plus haut, les ordres de grandeurs des grands agrégats sont réalistes pour une économie avancée.

Cinq mesures de stabilisation budgétaires dans une petite économie membre d'une union monétaire

Cinq mesures de stabilisation budgétaire sont envisagées, la dette publique passant d'un niveau initial de 70 points de PIB à 60 points de PIB (l'état stationnaire du modèle). Chacune consiste en une amélioration ex ante du solde public de 1 point de PIB⁹ pour une durée de cinq ans suivie d'une phase de normalisation afin que le solde public soit compatible avec la nouvelle cible de dette. Elles se différencient par le levier budgétaire permettant d'améliorer le solde public :

- (1) Augmentation du taux de la TVA
- (2) Réduction des dépenses publiques
- (3) Diminution du montant des pensions de retraite
- (4) Hausse de l'impôt sur le revenu et des cotisations salariales (baisse des rémunérations des travailleurs)
- (5) Hausse des cotisations employeurs (hausse du coût du travail)

Toutes sont supposées permanentes : c'est une variation du niveau des taxes à la consommation qui permet, après la période de cinq ans, de stabiliser le niveau de la dette publique. Ainsi, les effets tant de court terme (principalement des effets de demande) que de long terme (des effets d'offre) dépendent de la réforme envisagée.

Analyse des effets des différentes mesures

Les effets de ces cinq mesures présentent des traits communs. Les politiques de stabilisation budgétaire sont toujours des politiques de stabilisation extérieure, ce qui suppose qu'elles s'accompagnent d'une dépréciation du taux de change réel, c'est-à-dire d'une amélioration de la compétitivité-prix par rapport aux partenaires de la zone monétaire. En présence de rigidités

9. Le calibrage ex ante des mesures suppose par définition une assiette constante.

Tableau 3
Ratios des agrégats au PIB à l'état stationnaire (économie domestique)

Équilibre emplois - ressources (% PIB)	
Consommation des ménages	60
Consommation publique	20
Investissement	20
Exportations	21
Importations	21
Partage de la valeur ajoutée (% VA)	
Rémunérations des salariés	61
Salaires nets	36
Impôts sur les revenus du travail	15
Cotisations sociales patronales	10
Excédent brut d'exploitation	39
Coût du capital	31
Rente	8
Dépenses et recettes publiques (% PIB)	
Dépenses publiques	33
Consommation publique	20
Prestations (pensions)	10
Charge de la dette	2
Recettes publiques	33
Taxe sur la consommation	10
Impôts sur les revenus du travail	14
Cotisations sociales patronales	9
Variables de stock (% PIB)	
Dette publique	60
Position extérieure nette	0

nominales, l'ajustement du taux de change réel ne peut se faire que graduellement ; par conséquent, l'amélioration de la balance commerciale est moins importante que si les prix et les salaires s'ajustaient instantanément. Cette surévaluation du taux de change réel entraîne des anticipations de baisses de prix, qui conduisent à une hausse du taux d'intérêt réel : le taux d'intérêt nominal, commun à l'ensemble de la zone monétaire, ne baisse pas suffisamment et ne peut pas accommoder ce choc asymétrique. La baisse de la demande intérieure privée qui en résulte se répercute sur la production, qui s'établit à un niveau inférieur à son niveau *naturel* de prix flexibles¹⁰.

Au-delà de ces similitudes, les plans de stabilisation diffèrent sensiblement les uns des autres par le niveau du multiplicateur (cf. tableau 4), leurs effets à court terme comme à long terme, sur la demande intérieure, l'offre de travail, les termes de l'échange (ou taux de change réel, qui jouent le même rôle) etc. (cf. tableaux 5 et 6). L'analyse détaillée des effets de chaque réforme est difficile du fait de la complexité du modèle développé. Aussi se contentera-t-on de donner quelques éléments d'analyse, en s'appuyant en particulier sur la comparaison de la dynamique avec rigidités nominales et l'équilibre naturel,

et en mettant en évidence les effets des réformes sur la demande et sur l'offre.

Nous n'utilisons pas de critère de bien-être pour classer les différentes mesures. Il est possible de le calculer dans le cadre de ces modèles, et ce malgré la présence d'agents hétérogènes. Mais les calculs de bien-être peuvent conduire à des interprétations trompeuses dans la mesure où les dépenses publiques n'apparaissent que sous la forme d'une dépense sans effet sur l'utilité des ménages et que l'hétérogénéité entre ménages du modèle ne justifie pas le recours à des transferts monétaires importants que nous avons introduits afin d'être conformes à la comptabilité nationale. Nous évaluons les mesures selon trois principaux critères : quel est la perte d'activité (multiplicateur) ? Quel est l'effet sur le solde commercial ? Quel est l'effet sur la dette publique à moyen terme ?

10. Dans cet article, on ne se référera pas au concept de PIB potentiel, qui renvoie généralement à une estimation du PIB qui serait théoriquement atteint au plein emploi et à la pleine utilisation des capacités de production, mais qui en pratique s'apparente davantage à un PIB tendanciel (notamment, en raison de la difficulté d'appréhender le niveau potentiel de la productivité), mais au concept de PIB naturel : il s'agit plus simplement du niveau d'activité qui serait atteint si les prix et les salaires étaient parfaitement flexibles. Ce niveau d'activité naturelle – qui peut être affecté aussi bien par des chocs d'offre (par exemple, un choc technologique) ou de demande (par exemple, un choc de préférence) – ne doit pas s'entendre comme une « offre » potentielle.

Tableau 4
Multiplicateurs des différents plans de stabilisation (première, deuxième et cinquième année)

Taxe à la consommation			Dépenses publiques			Pensions retraites			Impôt sur le revenu			Cotisations sociales employeurs		
A1	A2	A5	A1	A2	A5	A1	A2	A5	A1	A2	A5	A1	A2	A5
0,6	0,2	0,15	0,9	0,25	0,2	0,35	0,0	- 0,05	0,45	0,35	0,35	0,3	0,3	0,15

Lecture : le multiplicateur est le rapport entre la variation du PIB en volume une année donnée (aux prix de l'état stationnaire) et la variation du solde public ex ante l'ayant généré.

Tableau 5
Effets des plans de stabilisation à court terme (première année)

	Inflation	Consommation privée	Exportations	Importations	Solde public primaire (% du PIB)
Taxes à la consommation	TTC / HT 1,35 / - 0,35	- 1,8	0,4	- 1,25	0,55
Dépenses publiques	- 0,6	- 0,3	0,6	- 1,30	0,55
Pensions retraites	- 0,35	- 1,25	0,4	- 0,9	0,6
Impôt sur le revenu	- 0,1	- 1,15	0,1	- 0,7	0,8
Cotisations sociales patronales	0,05	- 0,6	- 0,05	- 0,35	0,75

Lecture : une hausse de la taxe sur la valeur ajoutée équivalente à un point de PIB ex ante conduit, la première année, à une baisse de la consommation privée de 1,8 % et à une amélioration du solde public primaire de 0,55 point de PIB.

Agir sur les dépenses publiques a un effet dépressif important sur le PIB, mais évite une baisse trop marquée de la consommation des ménages

Une baisse des dépenses publiques se traduit par une baisse de la demande sur le marché des biens, principalement non-échangeables, et donc une baisse de l'activité et de l'emploi domestique.

Les effets sur la consommation des ménages sont *a priori* ambigus. D'une part, la baisse de la demande sur le marché des biens réduit le revenu courant des ménages et donc leur consommation (ménages contraints financièrement). D'autre part, la baisse des impôts futurs accroît le revenu permanent des ménages et donc leur consommation (ménages non contraints à horizon de vie fini). Enfin, le taux d'intérêt réel (la différence entre le taux d'intérêt nominal de la politique monétaire et le taux d'inflation anticipé) modifie la consommation des ménages non contraints. La baisse de la consommation des ménages est la plus faible de tous les plans de stabilisations.

La forte baisse du PIB et de l'inflation domestique conduit à une baisse des taux d'intérêt dans la zone euro, ce qui soutient l'activité dans le reste de la zone et permet une relative bonne tenue des exportations et une amélioration rapide de la balance commerciale et de la position extérieure nette. Cette mesure de stabilisation conduit à la plus forte perte d'activité (le multiplicateur la première année atteint 0,9) ce qui nuit à la réduction de l'endettement public : l'amélioration ex post du solde public n'est que de 0,55 point de PIB pour une mesure calibrée ex ante à un point de PIB.

La hausse de la taxe à la consommation évite une trop forte baisse de l'activité à court terme

Une hausse des taxes à la consommation pèse à la fois sur la demande et sur l'offre : la baisse du pouvoir d'achat des ménages réduit la consommation (- 1,8 % la première année) tandis que la diminution du salaire réel réduit l'offre de travail, l'élasticité de cette dernière jouant sur l'ampleur d'une telle réduction. Les prix à la consommation augmentent nettement. Mais l'inflation sous-jacente (hors effets mécaniques de la hausse de la TVA) diminue beaucoup moins (- 0,35 % en rythme annuel) que lorsque la consolidation se fait par les dépenses publiques (- 0,6 %). Cette dynamique de l'inflation reflète les évolutions comparées de l'offre et de la demande de travail. À court terme, la demande agrégée se dégrade davantage que l'offre de travail en raison de l'hypothèse retenue d'une faible élasticité de l'offre de travail aux salaires, si bien que le taux de change réel d'équilibre se déprécie. Quand existe une monnaie unique, seul le différentiel d'inflation permet un ajustement du taux de change réel. Une hypothèse fondamentale sous-tend l'évolution de l'activité et des prix : l'absence d'indexation des salaires. En cas d'indexation des salaires, les effets de second tour auraient renforcé la surévaluation initiale du taux de change réel et donc la baisse d'activité.

La diminution de la dette publique au bout de 5 ans est proche de celle qui a lieu en cas de baisse de la demande publique (- 3 points de PIB) et la balance commerciale s'améliore dans les mêmes proportions. La différence essentielle tient au plus faible multiplicateur à court terme (0,6 au lieu de 0,9) tandis que l'effet ex post sur le solde budgétaire est identique (0,55 la première année).

Tableau 6
Effet des mesures de stabilisation à moyen terme (5^e année)

	Dette publique (% du PIB)	Termes de l'échange (%)	Position extérieure nette (% du PIB)	Solde commercial (% du PIB)	Emploi (%)
Taxes à la consommation	- 3,0	- 0,6	2,0	0,4	- 0,25
Dépenses publiques	- 3,10	- 0,85	2,25	0,45	- 0,3
Pensions de retraites	- 3,25	- 0,6	1,6	0,35	0,05
Impôt sur le revenu	- 3,8	- 0,15	1,05	0,2	- 0,55
Cotisations sociales patronales	- 2,4	- 0,15	0,15	0,15	- 0,2

Lecture : une hausse de la taxe sur la valeur ajoutée équivalente à un point de PIB ex ante permet, au bout de la cinquième année, une baisse du ratio dette sur PIB de 3 points et conduit à une augmentation du solde commercial de 0,4 points de PIB la cinquième année.

Réduire la masse des retraites assure une baisse plus rapide de la dette publique, en limitant les effets dépressifs sur l'activité

Dans le modèle présenté ici, le système de retraite n'est caractérisé que par un seul paramètre, le niveau des pensions de retraite (ou taux de remplacement). En effet, il n'y a pas d'équivalent dans le modèle à l'âge moyen (ou à l'âge légal) de départ à la retraite. Toutefois, une modification du taux de remplacement va en général modifier l'offre de travail total et le taux d'épargne des ménages non-contraints (en générations imbriquées).

Les effets d'une baisse du taux de remplacement (des pensions) sur les ménages non-contraints sont les suivants. La baisse des pensions versées (diminution de la valeur actualisée des flux de revenus) conduit à un effet richesse négatif. À court terme, la consommation diminue et le taux d'épargne augmente. En conséquence de la baisse de la consommation, chaque génération va augmenter son offre de travail (qui dépend négativement de son niveau de richesse). Ainsi, tout se passe comme si d'une part on allongeait la durée des cotisations (l'offre de travail augmente) et diminuait les pensions retraites (la consommation diminue). Le paramètre du modèle qui mesure de la générosité du système de retraite est donc une synthèse du taux de remplacement et de la durée de cotisation du régime par répartition. À plus long terme, travaillant plus et consommant moins, les ménages accumulent des actifs (le stock de capital augmente ainsi que les avoirs sur l'étranger). Les effets sur les ménages contraints sont analogues à court terme : la baisse du revenu disponible baisse d'autant la consommation et augmente de ce fait l'offre de travail ; en revanche, aucune épargne supplémentaire ne viendra compenser la perte de revenu à long terme.

La combinaison d'un choc de demande négatif et d'un choc d'offre positif a pour effet une baisse du taux de change réel d'équilibre et induit une pression à la baisse sur les salaires et l'inflation. L'économie domestique voit son activité diminuer à court terme, mais nettement moins que dans le cas d'une baisse des dépenses publiques ou une hausse de la TVA : le multiplicateur n'est que de 0,35. L'amélioration du solde budgétaire la première année est très légèrement plus élevée (0,6 au lieu de 0,55).

Une hausse de l'impôt sur les revenus du travail a un effet récessif plus prolongé

Une hausse de l'impôt sur le revenu (ou des cotisations sociales salariales) est très semblable à une hausse des taxes à la consommation des ménages dans la mesure où le revenu réel des ménages diminue (baisse de la demande agrégée) et les distorsions s'accroissent (baisse de l'offre agrégée). Les deux réformes ne sont toutefois pas identiques. En effet, l'assiette de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales salariales est plus réduite que l'assiette de la consommation. Pour une même amélioration ex ante du solde budgétaire, les distorsions introduites par une modification du taux des cotisations sociales sont plus importantes que celles introduites par une hausse des taxes à la consommation et donc la baisse de l'activité naturelle (qui est ici liée à l'offre de travail) plus forte. Comme la baisse de l'offre de travail est plus importante que lors d'une hausse de TVA, le taux de change d'équilibre est moins déprécié (les termes de l'échange se dégradent de 0,15 % contre 0,6 % en cas de hausse de TVA). Dès lors, l'inflation anticipée baisse moins et le taux d'intérêt réel est plus faible, ce qui soutient la consommation. Pour cette raison, une même diminution de pouvoir d'achat des ménages réduit moins la consommation (- 1,15 % en cas de hausse de l'impôt sur les revenus contre - 1,8 % en cas de hausse de TVA).

Une hausse de l'impôt sur le revenu conduit à un multiplicateur plus faible qu'une hausse de TVA à court terme (0,45 la première année) mais plus prolongé (0,35 la cinquième année). Elle permet d'accroître le solde budgétaire de façon plus importante (0,8 points de PIB ex post) et permet une baisse de l'endettement forte à moyen terme (- 4,15 points de PIB à la fin de la cinquième année)

Une hausse des cotisations sociales patronales a un rendement très faible pour les finances publiques à moyen terme

Une hausse des cotisations sociales patronales conduit à une dégradation des marges des entreprises qui ne peuvent se reformer que si les salaires s'ajustent à la baisse ou les prix à la hausse. Dans le modèle, une telle mesure taxe une rente pure et non le capital. Face à la concurrence des firmes du reste de l'union monétaire, les firmes domestiques ajustent progressivement leurs coûts à la baisse ce qui pèse sur le niveau des salaires et donc les rentrées fiscales. Bien

que le solde public s'améliore de 0,75 point de PIB la première année, la diminution de la dette publique à moyen terme est la plus faible de tous les plans de stabilisation (seulement - 2,65 % à la fin de la cinquième année).

Lorsque les prix et les salaires sont flexibles, les effets sont similaires à une hausse de l'impôt sur le revenu du travail, les deux réformes se traduisant *a priori* par la même hausse du coin fiscal-social¹¹. À court terme, la rigidité des prix et des salaires conduit en revanche à une hausse de l'inflation (en raison de l'accroissement des coûts du travail) qui dégrade la compétitivité de l'économie domestique et accentue la surévaluation du taux de change réel. Ainsi, l'activité est plus durablement déprimée non pas tant en raison de la baisse de la consommation des ménages (le salaire réel n'est pas affecté à court terme par la mesure) que d'une amélioration insuffisante de la balance commerciale.

**L'ajustement des retraites
a un rendement élevé à moyen terme,
mais une substitution TVA / cotisations
sociales patronales peut être judicieuse
si l'économie est caractérisée par une
surévaluation du taux de change réel.**

Une mesure de stabilisation peut être évaluée selon son effet sur le taux d'activité ou sur le taux de chômage. Plus cet effet sera limité, plus la mesure pourra être jugée judicieuse. Les modèles structurels permettent d'évaluer l'intérêt des différentes mesures budgétaires non pas selon une seule dimension mais en prenant en compte un plus large éventail de critères : le niveau de la consommation des ménages, les termes de l'échange et le solde commercial, etc.

La baisse des dépenses publiques est la mesure qui améliore le plus le solde budgétaire ex post car les bases fiscales sont moins affectées par la mesure. En particulier, la consommation des ménages ne souffre pas de la réduction des dépenses publiques tandis qu'elle diminue sensiblement dans les autres cas. En revanche, la dégradation de l'offre de biens publics peut conduire à des pertes de bien-être qui ne sont pas pris en compte ici.

Des trois mesures fiscales (hausse des taxes à la consommation, de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales patronales), la hausse des taxes à la consommation apparaît la plus « efficace » tant du point de vue du solde budgétaire

ex post que de l'impact sur le PIB¹². La hausse des cotisations salariales est relativement proche à court terme mais avec un rendement un peu plus faible. À l'inverse, une hausse des cotisations employeurs a un rendement fiscal médiocre (forte baisse des bases fiscales : consommation et heures travaillées). Si l'économie a un taux de change surévalué et un taux de marge insuffisant, une hausse de la TVA compensée par une baisse des cotisations patronales (1 point de PIB ex ante chacun) peut permettre d'accroître les marges tout en baissant d'environ 1 point de PIB la dette publique à moyen terme, et cela sans peser sur l'activité et en accroissant le solde commercial.

Si l'équilibre externe n'est pas aussi prioritaire que la réduction de l'endettement public, la baisse des pensions de retraite est relativement efficace car elle permet une baisse plus modérée de l'activité et de l'emploi et réduit la dette publique de façon importante (cf. graphique).

* *
*

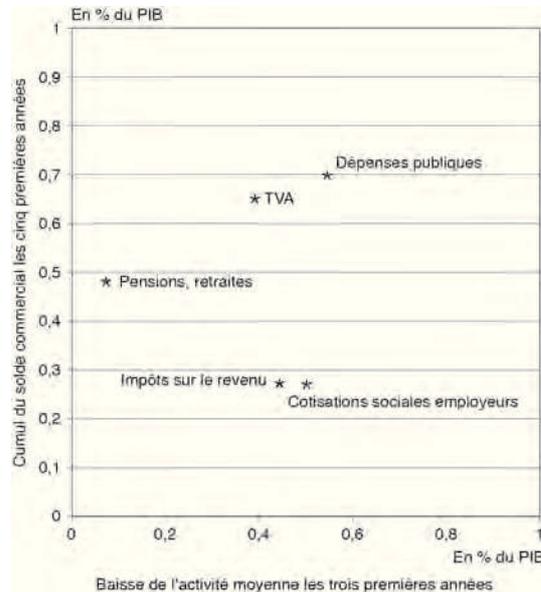
Le modèle d'équilibre général néo-keynésien standard (modèle de cycle réel avec agent représentatif auquel on adjoint des rigidités nominales, sur les prix et les salaires, et réelles, sur l'investissement en particulier) développé à

11. Les effets diffèrent néanmoins dans les simulations car le calibrage ex ante des deux réformes (même effet sur le solde public à assiette constante) implique une plus faible hausse du coin fiscal-social dans le cas d'une hausse des cotisations sociales patronales, et donc une amélioration plus faible du solde public pendant la période de stabilisation. L'ajustement de la taxe à la consommation (règle budgétaire) à moyen terme est donc moins favorable à l'économie dans cette variante. Au total, dans un cadre à prix et salaires flexibles, le plan de consolidation via la hausse des cotisations patronales apparaît plus favorable à court terme et moins favorable à long terme que le plan de hausse des impôts sur les revenus. Ce résultat résulte plus du calibrage ex ante que de mécanismes économiques.

12. Le fait que les effets d'une hausse des cotisations patronales ou salariales apparaissent plus restrictifs que ceux d'une hausse des taxes à la consommation constitue l'argument principal en faveur d'une dévaluation fiscale (ou « TVA sociale », i.e. un accroissement du taux de TVA finançant une baisse des cotisations sociales). Il convient toutefois d'en relativiser la portée, le modèle développé dans cet article ne tenant pas compte de certains des effets mis en avant par la littérature sur les effets de la TVA sociale : (i) la comparaison des deux effets sur l'activité met de côté les considérations d'équité, les deux types de prélèvements obligatoires n'ayant pas les mêmes conséquences en termes de redistribution (une hausse de TVA affecte le pouvoir d'achat des revenus de substitution comme les pensions de retraites, mais aussi les allocations chômage et les minimas sociaux non modélisés, contrairement à une hausse de l'impôt sur le revenu) ; (ii) l'absence supposée d'indexation des salaires sur les prix dans le modèle tend à accentuer la baisse des prix hors taxes suivant une hausse de TVA et donc les gains de compétitivité ; (iii) il n'est pas tenu compte de l'asymétrie possible des rigidités des prix à la hausse et à la baisse qui pourrait se traduire par un biais inflationniste (certaines entreprises pourraient être moins enclines que d'autres à abaisser leurs prix hors taxes). Voir Fahri et al. (2011) pour un exposé des différents types de dévaluations fiscales.

partir de la fin des années 1990 en vue de l'étude de la politique monétaire a été peu appliqué à l'étude de la politique budgétaire.

Graphique
Arbitrage équilibre interne – équilibre externe



Lecture : chaque plan de stabilisation a été calibré pour que la dette publique baisse de 5 points de PIB à la fin de la cinquième année.

En effet, ce modèle standard avait l'inconvénient de ne pouvoir reproduire que des comportements ricardiens : l'épargne des ménages compense exactement l'épargne publique et seuls les effets d'offre des réformes fiscales affectent le niveau de l'activité. De façon générale, les modèles DSGE néo-keynésiens ont été mis en doute car ils ignoraient dans une large mesure les imperfections des marchés financiers et n'étaient pas capables de reproduire des variations importantes de l'emploi et de l'activité en dehors de chocs de productivité. Ce point de vue ne reflète plus la situation actuelle. Introduire des ménages n'ayant pas accès aux marchés financiers permet de faire dépendre aussi la consommation des ménages du revenu courant, ouvrant ainsi la voie à un effet multiplicateur, effet qui est établi de façon robuste par la littérature empirique. L'introduction de ménages en générations imbriquées permet en outre de prendre en compte l'effet de la richesse financière des ménages (le prix des actifs) sur la consommation. L'hétérogénéité entre les ménages, enfin, rend les politiques de redistribution non neutres sur l'activité.

Ce cadre théorique permet de discuter de l'effet des consolidations budgétaires en union monétaire. Les travaux empiriques les plus récents

(VAR structurels multi-pays, approches narratives) mettent en évidence un effet plus récessif des consolidations budgétaires en changes fixes qu'en changes flexibles et infirment les travaux antérieurs concluant à la possibilité de consolidations expansionnistes sans forte baisse des taux d'intérêt et dévaluation du change. Le modèle développé dans cet article reproduit ces faits stylisés. De plus, il permet d'étudier une grande variété de plans de stabilisation, faisant varier l'instrument de finances publiques (dépenses publiques, transferts aux ménages, taxe à la consommation, impôt sur le revenu, cotisations sociales employeur). Un certain nombre de conclusions peuvent être tirées de cet exercice. Diminuer la générosité du régime de retraite par répartition (réduction du niveau des pensions ou allongement de la durée de cotisation) est moins pénalisant pour l'activité et l'emploi à court terme, mais pèse particulièrement sur les ménages ; en outre, cette mesure ne permet pas de réduire le déficit commercial d'un pays dont le taux de change serait surévalué. À l'opposé, une réduction des dépenses publiques conduit, pour une même diminution de la dette à moyen terme, à une forte baisse de l'activité, mais réduit de façon importante le déficit courant. Une hausse de la TVA est intermédiaire entre ces deux réformes. En revanche, la taxation du travail paraît moins efficace, car elle conduit à une assez forte baisse de l'activité sans améliorer le solde courant. Ces résultats vont dans le sens d'une réduction progressive du déficit public structurel et penchent en faveur d'une réforme du type TVA compétitivité.

Une consolidation budgétaire de même ampleur dans une économie représentant 50 % de l'union monétaire, et non 5 % comme envisagé ici, aurait des effets plus réduits sur l'activité si la politique monétaire n'est pas contrainte par la limite de taux d'intérêt nul. En revanche, lorsque la politique monétaire est contrainte, aucune baisse des taux d'intérêt ne vient compenser la politique budgétaire restrictive et le multiplicateur est d'ampleur similaire à celui de la petite économie.

La vitesse à laquelle la restriction budgétaire est menée est déterminante pour l'évolution macroéconomique. En effet, en l'absence d'ajustement du taux de change et du taux d'intérêt, l'évolution des prix relatifs entre le pays et le reste de la zone monétaire est le principal levier d'ajustement macroéconomique. Comme les prix et les salaires sont rigides, en particulier à la baisse, un ajustement rapide des finances publiques conduit à une très forte

baisse de l'activité. Toutefois, un arbitrage entre niveau de l'activité et soutenabilité des finances publiques peut apparaître si le niveau des taux d'intérêt sur la dette publique dépend de la situation budgétaire prévisible (niveau de la dette publique à moyen terme). Une réduction trop lente du déficit pourrait dans ce cadre conduire à une hausse de l'écart entre les taux souverains et donc un effort budgétaire plus important à l'avenir. Une extension possible du modèle pourrait consister à introduire un

lien entre d'un côté l'écart entre le taux d'emprunt des agents nationaux (Etat et/ou entreprises) et le taux d'intérêt de la banque centrale et de l'autre les perspectives d'évolution à moyen terme de la dette publique. Ce lien reflèterait les conséquences sur le marché de la dette du risque souverain (interaction entre crise de la dette publique et crise bancaire). Selon la sensibilité de l'écart de taux au ratio dette publique sur PIB, une consolidation budgétaire rapide pourrait être préférable. □

BIBLIOGRAPHIE

Al-Eyd Ali J. et Barrell R. (2005), « Estimating Tax and Benefit Multipliers in Europe », *Economic Modelling*, vol. 22, n° 5, pp. 759-776.

Alesina A. et Ardagna S. (2009), « Large Changes in Fiscal Policy : Taxes versus Spending », *NBER Working Paper*, n° 15438.

Alesina A. et Perotti R. (1995), « Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries », *Economic Policy*, vol. 10, n° 21, pp. 205-248.

Almeida V., Castro G., Félix R.M. et Maria J.R. (2011), « Fiscal Consolidation in a Small Euro Area Economy », *Working Paper*, Banco de Portugal, n° 2011/05, et *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, Summer 2011, vol. 17, n° 2, pp. 45-62.

Bayoumi T., Laxton D., Faruqee H., Hunt B., Karam P., Lee J., Rebucci A. et Tchakarov I. (2004), « GEM: A New International Macroeconomic Model », *IMF Occasional Paper*, n° 239.

Blanchard O.J. et Perotti R. (2002), « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 4, pp. 1329-1368.

Bilbiie F.O., Ghironi F. et Melitz M.J. (2007), « Monetary Policy et Business Cycles with Endogenous Entry and Product Variety », *NBER Working Paper*, n° 13199.

Blanchard O.J. (1985), « Debt, Deficits, and Finite Horizons », *Journal of Political Economy*, vol. 93, n° 2, pp. 223-247.

Blanchard O. (2007), « Adjustment Within the Euro. The Difficult Case of Portugal », *Portuguese Economic Journal*, vol. 6, n° 1, pp. 1-21

Carton B. et Guyon T. (2007), « Divergences de productivité en union monétaire. Présentation du modèle Oméga3 », *Documents de Travail de la DGTPE*, n° 2007/08.

Chari V.V., Kehoe P.J. et McGrattan E.R. (2009), « New Keynesian Models : Not Yet Useful for Policy Analysis », *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 1, n° 1, pp. 242-266.

Christoffel K., Coenen G. et Warne A. (2008), « The New Area-Wide Model of the Euro Area : a Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis », *ECB Working Paper Series*, n° 944.

Coenen G., Erceg C., Freedman C., Furceri D., Kumhof M., Lalonde R., Laxton D., Lindé J., Mourougane A., Muir D., Mursula S., de Resende C., Roberts J., Roeger W., Snudden S., Trabandt M. et in 't Veld J. (2010), « Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models », *IMF Working Paper*, n° WP/10/73.

Corsetti G., Meier A. et Müller G.J. (2010), « What Determines Government Spending Multipliers ? », *mimeo*, <http://www.eui.eu/Personal/corsetti/research/multipliers.pdf>

Erceg C.J. et Lindé J. (2010), « Asymmetric Shocks in a Currency Union with Monetary et Fiscal Handcuffs », *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, n° 1012.

Fonds Monétaire International (2010), « Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation », *World Economic Outlook*, octobre 2010, chapitre 3, pp. 93-124.

- Forni L., Gerali A. et Pisani M. (2010)**, « The Macroeconomics of Fiscal Consolidations in a Monetary Union : the Case of Italy », *Temi di Discussione (working papers)*, Bancad'Italia, n° 747.
- Fahri E., Gopinath G. et Itshokhi O. (2011)**, « Fiscal Devaluations », *NBER Working Paper*, n° 17662.
- Galí J., López-Salido J.D. et Vallés J. (2007)**, « Understanding the Effects of Government Spending on Consumption », *Journal of the European Economic Association*, vol. 5, n° 1, pp. 227-270.
- Giavazzi F. et Pagano M. (1990)**, « Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary ? Tales of Two Small European Countries », in *NBER Macroeconomics Annual 1990*, Blanchard O.J. et Fischer S. éds., vol. 5, pp. 75-111.
- Harrison R., Nikolov K., Quinn M., Ramsay G., Scott A. et Thomas R. (2005)**, « The Bank of England Quarterly Model », <http://www.bankofengland.co.uk/publications/other/beqm/index.htm>.
- Hemming R., Kell M. et Mahfouz S. (2002)**, « The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity – A Review of the Literature », *IMF Working Paper*, n° WP/02/208.
- Ilzetzki E., Mendoza E.G. et Végh C.A. (2010)**, « How Big (Small ?) are Fiscal Multipliers ? », *NBER Working Paper*, n° 16479.
- Kumhof M., Laxton D., Muir D. et Mursula S. (2010)**, « The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF) – Theoretical Structure », *IMF Working Paper*, n° WP/10/34.
- Klyuev V. et Snudden S. (2011)**, « Effects of Fiscal Consolidation in the Czech Republic », *IMF Working Paper*, n° WP/11/65.
- Ramey V.A. (2009)**, « Identifying Government Spending Shocks : It's All in the Timing », *NBER Working Paper*, n° 15464.
- Mountford A. et Uhlig H. (2008)**, « What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks », *NBER Working Paper*, n° 14551.
- Perotti R. (1999)**, « Fiscal Policy in Good Times and Bad », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 4, pp. 1399-1436.
- Ramey V.A. et Shapiro M.D. (1998)**, « Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48, n° 1, pp. 145-194.
- Ratto M., Roeger W. et in't Veld J. (2009)**, « QUEST III : An Estimated Open-Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy », *Economic Modelling*, vol. 26, n° 1, pp. 222-233.
- Romer C.D. et Romer D.H. (2010)**, « The Macroeconomic Effects of Tax Changes : Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks », *American Economic Review*, vol. 100, n° 3, pp. 763-801.
- Sbordone A.M., Tambalotti A., Rao K. et Walsh K. (2010)**, « Policy Analysis Using DSGE Models : An Introduction », *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 16, n° 2, pp. 23-43.
- Schmitt-Grohé S. et Uribe M. (2003)**, « Closing Small Open Economy Models », *Journal of International Economics*, vol. 61, n° 1, pp. 163-185.
- Schmitt-Grohé S. et Uribe M. (2005)**, « Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium Scale Macroeconomic Model : Expanded Version », *NBER Working Paper*, n° 11417.
- Spilimbergo A., Symansky S. et Schindler M. (2009)**, « Fiscal Multipliers », *IMF Staff Position Note*, n° SPN/09/11.
- Yaari M. (1965)**, « Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer », *The Review of Economic Studies*, vol. 32, n° 2, pp. 137-150.

DEUX RÉGIONS FORMANT UNE UNION MONÉTAIRE : DESCRIPTION DU MODÈLE

Le modèle comprend deux régions formant une union monétaire : une petite économie, désignée par la lettre H (pour *Home*) et le reste de la zone monétaire, désignée par la lettre F (pour *Foreign*). Dans le reste de l'article, les indices H et F sont omis sauf si nécessaire.

Les ménages

La population est supposée constante et égale à N (N^H et N^F pour la petite économie ouverte et le reste de la zone monétaire respectivement). Comme dans le modèle GIMF du FMI, chaque région est supposée peuplée de deux types de ménages - des ménages contraints financièrement qui consomment leur revenu disponible courant, et des ménages ayant accès aux marchés financiers mais à espérance de vie finie (générations imbriquées).

Les ménages avec contraintes financières (dits « keynésiens ») n'ont pas accès à un support d'épargne et ne peuvent dès lors pas maximiser d'utilité intertemporelle

La fonction d'utilité instantanée de ces ménages, notés k , s'écrit :

$$U_t^k = \kappa \log(C_t^k) + (1 - \kappa) \log(\bar{L} - L_t^k)$$

Avec :

κ : la préférence relative pour la consommation par rapport au loisir ;

C_t^k : la consommation ;

L_t^k : l'offre de travail ;

\bar{L} : l'offre de travail maximale.

Ces ménages consomment à chaque période l'intégralité de leur revenu, exclusivement composés de revenus du travail et de transferts du gouvernement.

$$PC_t C_t^k = (1 - \tau^h) W_t^k L_t^k + T_t^k$$

Avec :

PC_t : les prix à la consommation ;

W_t^k le salaire brut de ces ménages keynésiens ;

τ^h : le taux d'impôt sur le revenu incluant les cotisations sociales salariales ;

T_t^k : les prestations sociales du gouvernement en particulier les pensions de retraite.

Leur offre de travail L_t^k dérive de la maximisation de leur utilité instantanée et s'écrit :

$$L_t^k = \bar{L} - \frac{\kappa}{1 - \kappa} \frac{PC_t C_t^k}{W_t^k}$$

L'offre de travail :

- diminue avec un niveau plus élevé de la consommation, dont l'utilité marginale est alors plus faible ;

- augmente avec le salaire réel ;

- diminue avec une fiscalité plus élevée.

L'introduction de ménages keynésiens permet de reproduire l'influence du revenu courant sur le niveau de la consommation et d'accroître le multiplicateur keynésien. La part des ménages keynésiens dans la population totale est notée pmk .

Les ménages sans contraintes financières mais à horizon fini

Ces ménages, notés o , sont représentés par des « générations imbriquées » dans la lignée du modèle dit « à jeunesse perpétuelle » de Blanchard (1985) et Yaari (1965).

Chaque ménage est susceptible de disparaître à toute période, avec une probabilité constante $1 - \theta$. C'est pourquoi la littérature parle de « jeunesse perpétuelle », car l'espérance de vie d'un ménage est indépendante de son âge. Considérons un ménage né à la période 1. La probabilité qu'il soit encore en vie à la période t vaut θ^{t-1} . Son espérance de vie à la naissance est donc $1 / (1 - \theta)$. Si le ménage est encore en vie à la période t , son espérance de vie reste $1 / (1 - \theta)$. Si la probabilité instantanée de disparaître est de une sur soixante, l'espérance de vie du ménage est de soixante périodes. C'est ce que nous appelons l'« horizon de planification » du ménage.

Les ménages disparus sont remplacés par des « ménages jeunes », les « nouveaux arrivants » étant en nombre : $(1 - \theta)(1 - pmk)N$ et différant de leurs aînés en deux manières :

- ils ne possèdent aucune richesse financière à l'entrée dans la vie active ;

- leur force de travail est plus grande que celle des ménages plus âgés (elle décroît ensuite tendanciellement avec l'âge, reproduisant l'offre de travail au cours du cycle de vie).

Cette deuxième hypothèse rompt avec l'idée de jeunesse perpétuelle dans la mesure où l'âge du ménage joue sur sa capacité à travailler.

Ces hypothèses se traduisent dans la fonction d'utilité intertemporelle du ménage :

$$U_{a,t} = E_t \sum_{s \geq t} (\beta \theta)^{s-t} \left[\kappa \log(C_{a,s}) + (1 - \kappa) \log(\bar{L}_{s-a} - L_{a,s}) \right]$$

Avec :

a : la période de naissance du ménage et t la période courante ;

β : le facteur d'escompte et θ la probabilité de rester en vie la période suivante ;

$C_{a,s}$: la consommation ;

$L_{a,s}$: l'offre de travail ;

\bar{L}_{s-a} : l'offre de travail maximale qui dépend de l'âge $s - a$ du ménage.

La quantité maximale de travail est supposée décroître avec l'âge au taux γ , ce qui s'écrit ici

$$\bar{L}_{t-a} = \frac{1 - \theta}{1 - \theta \gamma} \gamma^{t-a} \bar{L}$$

Deux dynamiques démographiques sont à l'œuvre : une probabilité de mourir indépendante de l'âge et une durée effective de travail qui diminue avec l'âge. On peut ainsi déterminer la part moyenne de la vie passée à la retraite $\theta \frac{1-\gamma}{1-\gamma\theta}$.

Une contrainte budgétaire avec transferts intertemporels d'épargne et héritage

Le ménage représentatif de la cohorte née à la date a et ayant survécu à la date t dispose de la richesse financière $\omega_{a,t}$, consomme $C_{a,t}$, travaille une durée $L_{a,t}$ et épargne $A_{a,t}$. Sa contrainte budgétaire s'écrit :

$$PC_t C_{a,t} + A_{a,t} = (1 - \tau^h) W_t^o L_{a,t} + \Omega_{a,t} + T_{a,t}$$

où PC_t représente les prix à la consommation, W_t^o le salaire brut de ces ménages et $T_{a,t}$ les prestations sociales du gouvernement (dont des pensions de retraite forfaitaires).

Le portefeuille de la cohorte a est constitué de parts dans les entreprises domestiques $Z_{a,t}$, dont le prix est noté Q_t , de titres publics domestiques $BG_{a,t}^H$ et du reste de la zone monétaire $BG_{a,t}^F$, ainsi que d'une position nette sur chaque composante d'un système complet de titres contingents $BH_{a,t+1}$.¹ La valeur de ce portefeuille en fin de période t s'écrit :

$$A_{a,t} = E_t \left\{ F_{t,t+1} BH_{a,t+1} \right\} + BG_{a,t}^H + BG_{a,t}^F + Q_t Z_{a,t}$$

La richesse financière du ménage en début de période $t + 1$ dépend de l'évolution de chaque composante de son portefeuille. Un ménage qui naît en période $t + 1$ n'a aucune richesse financière tandis que la richesse financière de début de période $t + 1$ d'un ménage qui a pu constituer une épargne la période précédente ($a \leq t$) s'écrit :

$$\Omega_{a,t+1} = \left[BH_{a,t+1} + R_t (BG_{a,t}^H + BG_{a,t}^F) + (Q_{t+1} + D_{t+1}) Z_{a,t} \right] / \theta$$

Où D_t désigne les dividendes versés par les entreprises. À noter que la richesse financière des ménages ayant disparu entre la période t et la période $t + 1$ est redistribuée au sein de la même cohorte.

Conditions du premier ordre

Les conditions du premier ordre liées à la maximisation de l'utilité du ménage relativement à la détention de titres contingents, l'offre de travail, la détention de parts dans les entreprises et de titres publics s'écrivent :

Condition du premier ordre	Variable correspondante
$F_{t,t+1} = \beta \frac{PC_t C_{a,t}}{PC_{t+1} C_{a,t+1}}$	La détention de titres contingents
$L_{a,t} = \bar{L}_{t-a} - \frac{1-\kappa}{\kappa} \frac{C_{a,t}}{(1-\tau^h) W_t^o}$	L'offre de travail
$Q_t = E_t \{ F_{t,t+1} (Q_{t+1} + D_{t+1}) \}$	La détention de titres de propriétés sur les entreprises domestiques

La condition du premier ordre sur les titres contingents implique que tous les ménages présents à la fois à la date t et à la date $t + 1$ partagent le même taux de crois-

sance de leur consommation. Ainsi, le niveau de vie *relatif* des différentes générations est fixé une fois pour toute. En l'absence de tels titres, un choc négatif sur le prix des actifs affecterait plus la situation des générations plus âgées (ayant accumulés plus de titres financiers) que celle des générations plus jeunes (dont la situation financière dépend plutôt du revenu du travail). Le rôle des titres contingents est justement de prévoir un transfert financier compensatoire lorsque un tel choc intervient (le titre est contingent à la réalisation du choc). La demande nette, par chaque génération de ménages, du titre contingent sera telle qu'elle permettra une assurance totale du choc : le niveau de vie *relatif* sera ainsi préservé entre les générations.

La condition du premier ordre sur l'offre de travail est semblable à celle des ménages keynésiens, avec la différence que l'offre maximum de travail décroît avec l'âge.

La condition du premier ordre sur la détention de titres de propriétés sur les entreprises domestiques ne pose pas de problème d'interprétation : la valeur d'un titre dépend du dividende et de la plus-value attendus la période suivante. Le facteur d'escompte est stochastique dans la mesure où un revenu demain a plus de valeur aujourd'hui s'il intervient lorsque la consommation est faible.

Le facteur d'intérêt R_t (qui est égal à $1 + r_t$, où r_t est le taux d'intérêt) est déterminé à partir de l'ensemble des titres contingents car acheter une unité de chaque titre contingent revient à acheter un titre certain. Cela conduit à la relation suivante :

$$1 = E_t \{ F_{t,t+1} R_t \}$$

La consommation d'un ménage dépend de sa richesse totale. Les ménages n'étant pas contraints financièrement, leur consommation est proportionnelle à la somme de leur richesse financière et de la valeur actualisée de leurs revenus du travail futurs (richesse non financière). Toutefois, une partie de cette richesse totale sera consacrée à « acheter du loisir », c'est-à-dire à réduire leur offre de travail. Dans un premier temps, les ménages évaluent leur richesse non financière en supposant qu'ils travaillent la totalité des heures disponibles ; dans un deuxième temps, ils décident du partage entre consommation et loisir.

La « richesse humaine » est l'espérance du flux actualisé des revenus nets du travail et des revenus de transferts, c'est-à-dire des revenus non liés au comportement d'épargne :

$$HW_{a,t} = \sum_{s \geq 0} \theta^s F_{t,t+s} \left[(1 - \tau^h) W_{t+s}^o \bar{L}_{t+s-a} + T_{a,t+s} \right]$$

La richesse financière est donnée par $\omega_{a,t}$. On peut montrer alors que la consommation est proportionnelle à la richesse totale :

$$C_{a,t} = \sigma_t (HW_{a,t} + \omega_{a,t})$$

où σ_t est un coefficient qui ne dépend pas de la génération.

1. La demande nette en t de titres contingents à la réalisation de choc à la période suivante $t + 1$ est indexée par la période $t + 1$. L'hypothèse de marchés complets mais (i) segmentés entre les pays et (ii) non accessibles aux ménages qui ne sont pas encore nés permet d'éviter certaines conséquences des marchés complets (équivalence ricardienne et disparition de la contrainte extérieure).

Le comportement agrégé des ménages non contraints se déduit du comportement de l'ensemble des cohortes.

La consommation d'un ménage est proportionnelle à la somme de sa richesse financière (actifs accumulés) et de sa richesse non financière, c'est-à-dire la somme actualisée de ses revenus futurs d'activité (salaire net d'impôt) et de ses revenus de remplacement (pensions de retraite). La consommation de l'ensemble des ménages en générations imbriquées est alors proportionnelle à l'actif financier agrégé (valeur du portefeuille de titres) et à la richesse non financière agrégée : valeur actualisée des revenus du travail futurs des seuls ménages vivants aujourd'hui (i.e. à l'exception des ménages qui naîtront à l'avenir). Toutefois, il est possible de remplacer cette équation de consommation agrégée par une relation d'Euler modifiée dont on sait calculer la forme exacte et qui est plus simple à interpréter.

Pour trouver cette relation d'Euler « agrégée » (qui régit l'évolution de la consommation agrégée), on écrit que la consommation agrégée en $t+1$ est la somme de la consommation des nouveaux ménages ($a = t+1$) et de la consommation des ménages qui étaient déjà présents la période précédente ($a \leq t$) :

$$\begin{aligned} PC_{t+1} C_{t+1} &= (1-\theta) PC_{t+1} C_{t+1,t+1} + (1-\theta) \sum_{a \leq t} \theta^{t+1-a} PC_{t+1} C_{a,t+1} \\ &= (1-\theta) PC_{t+1} C_{t+1,t+1} + \theta \frac{\beta}{F_{t,t+1}} (1-\theta) \sum_{a \leq t} \theta^{t-a} PC_t C_{a,t} \\ &= (1-\theta) PC_{t+1} C_{t+1,t+1} + \theta \frac{\beta}{F_{t,t+1}} PC_t C_t \end{aligned}$$

On en déduit l'équation d'Euler agrégée :

$$\beta R_t E_t \left\{ \frac{\theta}{1-(1-\theta)\hat{c}_{t+1}} \frac{PC_t}{PC_{t+1}} \frac{C_t}{C_{t+1}} \right\} = 1$$

Le terme \hat{c}_t (consommation relative des jeunes) se calcule à partir de la richesse humaine de la cohorte des nouveaux ménages et la richesse humaine et financière agrégée.

$$\hat{c}_t = \frac{C_{t,t}}{C_t} = \frac{HW_{t,t}}{HW_t + \Omega_t}$$

Offre de travail agrégée

En agrégeant l'offre de travail des différentes cohortes, l'offre de travail totale des ménages non contraints peut alors s'écrire simplement sous une forme analogue à celle des ménages dits keynésiens :

$$L_t^o = \bar{L} - \frac{1-\kappa}{\kappa} \frac{PC_t C_t^o}{(1-\tau^h) W_t^o}$$

Où \bar{L} est l'offre totale de travail, C^o la consommation des ménages non contraints et W^o leur salaire horaire

Intérêt de la modélisation en générations imbriquées

L'introduction des générations imbriquées, a des conséquences importantes sur la dynamique économique, en particulier pour les réformes conduisant à diminuer la dette

de l'État ou à modifier le système de retraite. Pour en saisir les implications, on peut faire une comparaison avec les résultats principaux des modèles respectant l'équivalence ricardienne. Dans ces derniers, une hausse de la dette publique (via une réduction des impôts forfaitaires) est neutre sur l'économie car les ménages réagissent en augmentant leur épargne en prévision de hausses d'impôts futures pour rembourser le surcroît d'endettement. Cette neutralité disparaît dans les modèles à générations. La raison est la suivante : les hausses d'impôts seront partiellement à la charge des générations futures et donc le besoin d'épargne des générations présentes est plus faible. Dès lors, une baisse d'impôts non financée se traduit par une hausse de la consommation des ménages. De la même manière, une réforme des retraites visant à accroître le niveau des pensions versées – également neutre dans les modèles ricardiens – diminue le niveau agrégé de l'épargne dans un modèle à génération. Dit autrement, la promesse d'une hausse des revenus de substitution pour les ménages âgés diminue le besoin d'épargne des ménages jeunes.

Les syndicats

La rigidité nominale des salaires est introduite au travers de syndicats qui transforment les heures offertes par chaque catégorie de ménages (keynésiens et non contraints) en travail différencié utile aux entreprises productrices de biens. Les syndicats sont en concurrence monopolistique sur le marché du travail (élasticité de substitution ε_w). Les salaires sont rigides à la Calvo (probabilité η_w de ne pas ré-optimiser son salaire). Un syndicat qui n'a pas la possibilité de ré-optimiser son salaire l'indexe pour une part v_w sur l'inflation salariale passée. Un syndicat qui a l'opportunité de ré-optimiser son salaire en t choisira W_t^* afin de maximiser l'espérance du surplus actualisé du syndicat :

$$E_t \left\{ \sum_{s \geq 0} F_{t,t+s} \eta_w^s \left(W_t^* \left(\frac{W_{t+s-1}}{W_{t-1}} \right)^{v_w} - MRS_{t+s} \right) \left(W_t^* \left(\frac{W_{t+s-1}}{W_{t-1}} \right)^{v_p} \frac{1}{W_{t+s}} \right)^{\varepsilon_w} L_{t+s} \right\}$$

Les conditions du premier ordre sur le salaire optimal se dérivent de ce profit (cf. Schmitt-Grohé et Uribe, 2005).

Les entreprises

Chacune des deux régions comprend une branche des biens échangeables (T) et une branche des biens non échangeables (N).

La structure de la demande de biens

Dans chaque pays et chaque branche d'activité, il existe un grand nombre d'entreprises i en concurrence monopolistique. Les entreprises domestiques sont supposées appartenir aux ménages domestiques ayant accès aux marchés financiers (ménages non contraints), dont les préférences guident le programme de maximisation à travers leur facteur d'escompte stochastique.

La demande pour les différents biens i s'écrit sous la forme de Dixit-Stiglitz (*constant elasticity of substitution* ou CES) avec une élasticité de substitution notée ε_p . Ce paramètre permet de déterminer le niveau du taux de marge et donc le degré de concurrence à l'état

stationnaire de chacun des secteurs d'activité (le facteur de marge est égal à $\varepsilon_p / (\varepsilon_p - 1)$).

Dans chaque région, les emplois finaux, C , I et G , se décomposent en biens échangeables et biens non-échangeables selon une fonction d'agrégation CES avec une élasticité de substitution égale à σ^{NT} . La part des biens échangeables dans la demande finale dépend de l'origine de la demande (relativement plus élevée pour l'investissement privé et plus faible pour les dépenses publiques).

La demande de biens échangeables se décompose en biens échangeables domestiques et biens échangeables importés selon une fonction CES avec une élasticité de substitution égale à σ^{TT} . Si l'intégration commerciale était parfaite entre les deux régions, la part des biens échangeables importés devrait être égale à la part de l'autre région dans l'union monétaire. Pour prendre en compte l'imparfaite intégration commerciale, un biais domestique pour les biens échangeables est introduit.

La technologie des producteurs de biens

La technologie de production des biens échangeables et non échangeables nécessite du capital spécifique à la branche d'activité (K^T et K^N) loué à des producteurs de capital (cf. paragraphe suivant), et du travail supposé mobile entre les deux secteurs mais pas internationalement (L^T et L^N).

Les fonctions de production des entreprises i de chacun des secteurs s'écrivent :

$$Y_i^T = A^T (K_i^T)^\alpha (L_i^T)^{1-\alpha} - \Lambda^T$$

$$Y_i^N = A^N (K_i^N)^\alpha (L_i^N)^{1-\alpha} - \Lambda^N$$

où Y_i désigne la production, A la productivité globale des facteurs du secteur considéré (homogène parmi les entreprises du secteur), α la part du capital dans la production et Λ un coût fixe (également supposé homogène parmi les entreprises du secteur²). Chaque firme prend comme donné le prix de chaque facteur dont l'offre est décrite dans les sections suivantes.

Des rigidités nominales interviennent dans le processus de formation des prix. Le prix dans chaque secteur est rigide à la Calvo (probabilité η_p de ne pas ré-optimiser son prix). Les entreprises qui ré-optimisent pas leurs prix les indexent de façon ad hoc sur l'inflation passée (avec un coefficient v_p). On note P_t^* le prix fixé par les entreprises qui ré-optimisent leur prix à la date t .

Conditionnellement au fait qu'une firme n'a pas ré-optimisé son prix entre la date t et $t + s$, son profit $\Pi_{t,t+s}$ à la date $t + s$ s'écrit de la façon suivante³ :

$$\Pi_{t,t+s}(P_t^*) = \left(P_t^* \left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}} \right)^{v_p} - MC_{t+s} \right) \left(P_t^* \left(\frac{P_{t+s-1}}{P_{t-1}} \right)^{v_p} \frac{1}{P_{t+s}} \right)^{\varepsilon_p} Y_{t+s}$$

où MC_{t+s} représente les coûts marginaux de l'entreprise (commun pour le secteur) et Y_{t+s} la demande agrégée du secteur.

Le programme de l'entreprise s'écrit alors :

$$\text{Choix de } P_t^* \text{ qui maximise } E_t \left\{ \sum_{s \geq 0} F_{t,t+s} \eta^s \Pi_{t,t+s}(P_t^*) \right\}$$

Les conditions du premier ordre se dérivent classiquement (cf. Schmitt-Grohé et Uribe, 2005).

La technologie des producteurs de capital

Dans chaque pays, il existe un grand nombre d'entreprises (indiquées par j) en concurrence monopolistique, appartenant aux ménages domestiques ayant accès aux marchés financiers (ménages non contraints), produisant du capital spécifique à chacune des branches à partir du stock de capital de la période précédente et d'un bien d'investissement.

$$K_t^j = K_{t-1}^j \Phi(i_t^j - \delta)$$

où $i_t^j = \frac{I_t^j}{K_{t-1}^j}$ est le taux d'investissement, δ le taux de

dépréciation du capital et Φ une fonction croissante concave : $\Phi(x) = 1 + x - \varphi \frac{x^2}{2}$, où φ est un paramètre de « rigidités de l'investissement » qui a été introduit pour éviter la volatilité excessive de l'investissement dans les modèles de cycle réel (son rôle est de diminuer cette volatilité pour reproduire celle de la comptabilité nationale).

Soit Rk_t le loyer du capital dans le secteur (le prix auquel les entreprises productrices de biens louent le capital) et P_t le prix de l'investissement, le profit à la date t de l'entreprise qui produit le capital s'écrit :

$$\Pi_t^j = Rk_t K_{t-1}^j - P_t I_t^j$$

L'entreprise maximise sa valeur (le flux de profit actualisé) en prenant comme donné le loyer du capital et le prix du bien d'investissement : Choix de $\{I_t, I_{t+1}, \text{etc.}\}$ qui maximise $E_t \left\{ \sum_{s \geq 0} F_{t,t+s} \Pi_{t+s}(k) \right\}$ sous la contrainte d'accumulation.

Les conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\mu_t = \frac{P_t}{\Phi'(i_t - \delta)}$$

$$\mu_t = E_t \{ F_{t+1} [Rk_{t+1} + \mu_{t+1} + (\Phi(i_{t+1} - \delta) - i_{t+1} \Phi'(i_{t+1} - \delta))] \}$$

Ces deux équations expriment que le Q de Tobin marginal (la valeur actualisée des revenus apportés par une unité de capital supplémentaire) est égal au prix d'achat de cette unité de capital supplémentaire. La première relation donne ce prix d'achat d'une unité supplémentaire de capital (qui est plus chère que le prix du bien d'investissement en raison des rigidités de l'investissement) ; la seconde relation détermine la valeur actualisée de cet investissement supplémentaire (qui dépend du facteur d'escompte et du loyer du capital à l'avenir).

La sphère publique (gouvernements et banque centrale)

Les deux pays partagent la même monnaie et donc la même politique monétaire, déterminée par une banque

2. La concurrence monopolistique produit une rente pour le producteur qui est partiellement effacée par le coût fixe.

3. On ne fait pas mention du secteur N ou T pour alléger les notations.

centrale indépendante. Les politiques budgétaires sont déterminées par les autorités de chaque pays, la gestion du déficit public étant supposée subordonnée à une contrainte budgétaire intertemporelle (les États sont supposés disposer de règles budgétaires les empêchant de faire défaut).

La politique budgétaire et fiscale

Dans chaque région, l'État finance ses dépenses publiques en valeur $PG_t G_t$, les pensions versées aux retraités notées $Pens_t$ et le service de la dette grâce aux impôts prélevés sur la consommation des ménages (avec un taux τ^c), et les prélèvements sur le travail qui se décomposent en cotisations employeurs (taux τ^e), l'impôt sur le revenu et les cotisations salariales (taux τ^h). La contrainte budgétaire de l'État s'écrit alors :

$$(1 + R_{t-1})BG_{t-1} + PG_t G_t + Pens_t = \frac{\tau_t^c}{1 + \tau_t^c} PC_t C_t + (\tau_t^h + \tau_t^e) W_t L_t + BG_t$$

Afin de satisfaire sa contrainte intertemporelle, l'État est supposé adopter une règle budgétaire qui assure que la dette publique se rapproche à long terme d'une cible \overline{BG} . À cette fin, la taxe à la consommation est modifiée par une règle qui dépend du niveau τ^c de taxe à la consommation compatible avec l'équilibre de long terme des finances publiques, de l'écart $BG_t - \overline{BG}$

entre la dette publique et sa cible et du niveau du déficit public $BG_t - BG_{t-1}$:

$$\tau_t^c - \tau^c = \rho_G (\tau_{t-1}^c - \tau^c) + (1 - \rho_G) [\beta_{BG} (BG_t - \overline{BG}) + \beta_{DG} (BG_t - BG_{t-1})]$$

où ρ_G est un coefficient de lissage de la taxe à la consommation, β_{BG} et β_{DG} des coefficients de réactivité de la taxe à la consommation au niveau de la dette et du déficit respectivement.

La politique monétaire

La banque centrale commune détermine le taux d'intérêt nominal $Rnom$ de court terme par l'intermédiaire de la règle de Taylor suivante :

$$Rnom_t - \overline{RR} = \rho_{Rnom} (Rnom_{t-1} - \overline{RR}) + (1 - \rho_{Rnom}) \alpha_\pi [\gamma_0 \pi_t^{ZM} + (1 - \gamma_0) E_t \pi_{t+1}^{ZM} - \pi^*]$$

où $\pi_t^{ZM} = size^H \pi_t^H + size^F \pi_t^F$ est le taux d'inflation de l'ensemble de la zone monétaire (pondération des taux d'inflation des deux régions), \overline{RR} le taux d'intérêt réel de long terme, π^* est la cible d'inflation de la banque centrale, α_π un paramètre de réactivité aux écarts d'inflation, γ_0 et $(1 - \gamma_0)$ respectivement le poids de l'inflation courante et de l'inflation anticipée dans la règle monétaire, et ρ_{Rnom} un paramètre de lissage.

Nouvelle version du modèle *MZE*, modèle macroéconométrique pour la zone euro

Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels

Muriel Barlet, Marie-Émilie Clerc, Marguerite Garnero,
Vincent Lapègue et Vincent Marcus*

MZE (Modèle Zone Euro) a évolué depuis sa version initiale de 2003, cet article en présente la nouvelle version. La rétropolation des séries sur la période 1980-1991 en a allongé la période d'estimation, qui s'étend de 1980 au deuxième trimestre 2008, au lieu de la période 1991-2001 pour la version précédente. Sa structure demeure néoclassique à long terme, contient des éléments keynésiens à court terme. À court terme, l'activité y est déterminée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grandeurs vérifient des relations dérivées de la théorie néoclassique.

Les coefficients des équations étant estimés avec imprécision, l'incertitude sur les coefficients se reporte sur les résultats des variantes. Pour disposer d'intervalles de confiance permettant d'évaluer leur degré de précision, cet article propose une première application pour un modèle macro-économétrique opérationnel de la méthode de *bootstrap* non paramétrique développée par Kilian (1998).

Cette méthode consiste d'abord à révéler l'existence de biais d'estimation des coefficients à l'aide de calculs d'intervalles de confiance, puis, bénéficiant de cette information, à réestimer ces coefficients et de nouveaux intervalles de confiance centrés autour d'eux. L'analyse des résultats variantiels en devient plus nuancée car il est possible de juger de la significativité de leurs écarts au scénario de référence à tous les horizons.

Simulé à l'aide de coefficients ainsi estimés, la nouvelle version du modèle propose des réponses moins inflationnistes aux chocs macroéconomiques usuels que sa version de 2003.

Prenant l'exemple de la réponse à une hausse de 1 % de la demande mondiale, le PIB s'accroît de 0,18 % le premier trimestre, l'intervalle de confiance à 95 % étant de 0,13 % à 0,26 %. Les salaires nominaux augmentent de 1,87 % à long terme (contre 4,44 % dans la version de 2003), l'intervalle de confiance à 95 % étant de 1,67 % à 2,10 %.

* Les auteurs ont rédigé cet article lorsqu'ils étaient membres de la division Croissance et Politiques Macroéconomiques de l'Insee. Les auteurs tiennent à remercier Hélène Erkel-Rousse pour sa lecture attentive et ses commentaires, Pierre-Olivier Beffy, Pierre-Yves Cabannes, Benjamin Carton, Éric Dubois, Guy Laroque, Pierre-Alain Pionnier ainsi que Pierre Morin et Pierre Malgrange pour leurs remarques très utiles et les participants au séminaire du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee du 10 mars 2008. Les auteurs remercient également Benoît Ourliac pour son aide précieuse lors de la rétropolation des données. Les erreurs qui subsistent sont de leur seule responsabilité.

Le modèle zone euro (*MZE*) est un modèle macroéconométrique dont la première version a été développée conjointement par l'Insee et la Direction de la prévision en 2003, dans le but d'enrichir les outils de prévision et d'analyse de l'économie de la zone euro (Beffy *et al.*, 2003). Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro diffusées par Eurostat. Le modèle *MZE* est utilisé en premier lieu pour réaliser des diagnostics des prévisions conjoncturelles de l'Insee en cours d'élaboration ou passées (exercices dits d'inversion et de post-mortem, cf. Cabannes *et al.*, 2010). Il est également utilisé pour simuler et évaluer les effets de chocs externes comme, par exemple, une appréciation ou une dépréciation de l'euro ou encore une hausse ou une baisse du prix du pétrole.

La taille modeste de *MZE* rend celui-ci plus facile à maîtriser, à maintenir et à utiliser qu'un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique (DSGE) ou un modèle multinational. Dans ce dernier type de modèle, les résultats pour la zone euro s'obtiennent par agrégation des résultats nationaux. Le modèle NiGEM, développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR, 2008), couvre de cette manière la zone euro. *A contrario*, *MZE* ne tient pas compte d'éventuelles hétérogénéités entre pays, qu'elles soient structurelles ou en réaction à des chocs.

Parmi d'autres modélisations macroéconomiques de la zone euro, on peut citer l'Area-Wide Model (AWM) développé par la Banque centrale européenne (Fagan *et al.*, 2001). *MZE* et AWM sont de taille comparable, dotés d'une économie à un seul bien, avec une configuration classique à long terme et keynésienne à court terme. Depuis 2008, AWM est remplacé par le modèle DSGE *New-AWM* (Christoffel *et al.*, 2008). Les principaux avantages de ce type de modèle macroéconométrique résident dans l'existence de fondements microéconomiques et dans la prise en compte des effets des anticipations des agents. Le développement des techniques d'estimation bayésienne de ces modèles permet également d'obtenir des intervalles de confiance sur les résultats des prévisions et des variantes. Le modèle Euro Area and Global Economy (EAGLE, Gomes *et al.*, 2010) est construit à partir de NAWM. Contrairement à ce dernier, il couvre quatre régions : l'Allemagne, le reste de la zone euro, les États-Unis et le reste du monde.

Caractéristiques générales du modèle et principales nouveautés apportées par rapport à la version de 2003

MZE est un modèle macroéconométrique de taille modeste dans lequel la zone euro est appréhendée comme un ensemble agrégé. Il s'appuie sur les données des comptes nationaux trimestriels des États membres de la zone euro mises à disposition sur le site internet d'Eurostat. Le modèle raisonne sur l'activité économique agrégée de la zone (pas de désagrégation sectorielle) et distingue quatre types d'agents : les ménages, l'État, les entreprises et le reste du monde.

MZE comporte une cinquantaine d'équations définissant des agrégats intermédiaires ou des équilibres comptables et une quinzaine d'équations comportementales.

En matière de modélisation des comportements, la structure de *MZE* est néoclassique à long terme et contient des éléments keynésiens à court terme, comme dans la plupart des modèles macroéconométriques traditionnels utilisés dans l'administration économique. À court terme, l'activité est déterminée par la demande et l'ajustement des prix et des salaires est graduel. À long terme, les grands agrégats économiques vérifient des relations tirées de la théorie néoclassique. Toute équation comportementale est spécifiée sous forme d'un modèle à correction d'erreur. On cherche premièrement une relation de cointégration (par la méthode en deux étapes d'Engle et Granger) reliant la variable endogène modélisée à ses déterminants de long terme et dictée par la théorie économique. Les variations de la variable modélisée sont en outre expliquées par ses variations antérieures et des déterminants de court terme. Un mécanisme « à correction d'erreur » assure qu'au-delà de divergences temporaires, la variable modélisée tend à être tirée progressivement vers la relation de long terme sous le jeu d'une force de rappel plus ou moins puissante.

Le passage des comptes trimestriels en volumes à prix chaînés a eu pour conséquence de supprimer certaines propriétés d'additivité des volumes dans les comptes¹ (cf. encadré).

1. Un volume annuel demeure la somme des volumes trimestriels de l'année correspondante. A contrario, pour un trimestre donné, un agrégat en volume à prix chaînés n'est plus strictement égal à la somme de ses composantes (cf. Insee, 2007).

La période d'estimation retenue pour les équations de comportement a été notablement modifiée par rapport à la version du modèle datant de 2003. Le modèle est désormais estimé sur la période allant du premier trimestre 1980 au deuxième trimestre 2008. Lors de la campagne de réestimation la plus récente, il a été décidé de ne pas inclure les deux derniers trimestres 2008, qui venaient pourtant d'être publiés à l'époque². Opter pour une période d'estimation se terminant en plein éclatement de la crise financière aurait en effet risqué de perturber excessivement les estimations³.

Enfin, un travail méthodologique important a été réalisé sur la nouvelle version de *MZE*, qui a consisté à introduire des intervalles de confiance pour une lecture plus avertie des résultats variantiels du modèle.

Les principaux comportements économiques modélisés dans *MZE*

On se borne ici à rappeler les principes généraux des principales équations de comportement du modèle *MZE* (cf. annexe 2) sans chercher à présenter de manière exhaustive tous les

comportements modélisés. Pour plus de détails sur les comportements présentés et plus d'exhaustivité sur l'ensemble des mécanismes modélisés, le lecteur pourra se référer à Beffy *et al.* (2003), dont la description du cadre théorique du modèle reste en grande partie valable dans le cas de la version réestimée du modèle. Enfin, le long terme de *MZE* est largement contraint par de nombreuses hypothèses économiques assurant la convergence du modèle selon un sentier de croissance équilibré. Par exemple, la consommation des ménages est étroitement associée au revenu disponible brut sur longue période.

Les variables auxquelles il est fait référence dans cette partie sont définies en annexe 1. Par convention, un nom de variable commençant par une minuscule désigne un logarithme, tandis qu'un nom de variable commençant par une majuscule désigne un niveau. Les lettres grecques désignent des paramètres positifs.

2. Une version intermédiaire du modèle réestimée en base 2000 et en volumes à prix chaînés jusqu'en 2006 a été utilisée temporairement. Puis, le modèle a fait l'objet d'une seconde réestimation sur période plus longue avant la rédaction de cet article. L'année 2008 était alors publiée.

3. L'autre option possible aurait consisté à réestimer le modèle plus tard, pour pouvoir inclure les trimestres de sortie de la phase intense de la crise. Il a été jugé préférable de disposer plus tôt d'une version du modèle stabilisée.

Encadré

PRISE EN COMPTE DANS LE MODÈLE *MZE* DU PASSAGE DES COMPTES NATIONAUX AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS

Depuis 2007, les comptes nationaux des États membres de la zone euro sont publiés en base 2000 et en prix chaînés. Les taux de croissance en volume sont désormais calculés en valorisant les quantités aux prix de l'année précédente. La structure des prix est ainsi mieux actualisée mais les séries de volumes deviennent alors dépendantes des prix. Le principal inconvénient théorique de ce passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés est la perte d'additivité des volumes, même si en pratique l'approximation est acceptable lorsqu'on se situe à des niveaux macroéconomiques (cf. Insee, 2007).

Le cadre comptable de *MZE* contient six égalités additives en volume. Les cinq premières servent à définir des agrégats en volume qui ne sont pas disponibles sur le site d'Eurostat (balance commerciale, demande intérieure, demande finale, demande finale hors stocks, variation de stocks). On a donc défini ces cinq agrégats par approximation additive, ce qui a pour avantage de conserver la structure quasi linéaire du modèle initial, souhaitable pour la réalisation d'exercices variantiels. Le choix fait pour le modèle *Mésange* de conserver une version du modèle avec volumes à prix constants (strictement additifs en volumes, donc)

pour réaliser des exercices variantiels ne pouvait pas être retenu pour *MZE* compte tenu de la non-disponibilité des séries trimestrielles avec volumes à prix constants au niveau européen.

La dernière identité comptable en volume assure l'égalité entre la définition du produit intérieur brut (le PIB, somme de la valeur ajoutée et des impôts nets des subventions sur les produits) et la somme de ses composantes. Pour assurer la cohérence comptable, un résidu a été ajouté dans l'équation de définition du PIB, correspondant à l'écart entre le PIB et ses différentes composantes de sorte à rétablir formellement l'égalité comptable. Le résidu comptable est très faible, au maximum de 0,3 % du PIB sur la période 1995T1-2008T2. Lors de la réalisation de variantes, il est maintenu constant.

Des choix similaires ont été faits par d'autres équipes de modélisation travaillant sur des modèles non strictement nationaux, comme NiGEM. Les approximations faites ont une portée bien plus faible pour un modèle sans désagrégation sectorielle comme *MZE* que pour un modèle à plusieurs secteurs. La structure du modèle n'en a au final pas été profondément affectée.

La consommation des ménages

À long terme, la consommation des ménages dépend du revenu disponible brut (*Rdb*), du taux d'intérêt réel et de l'inflation. La consommation est liée de manière unitaire au revenu disponible brut pour assurer un sentier de croissance équilibrée. En théorie, une baisse du taux d'intérêt réel a un effet indéterminé sur la consommation : d'une part, elle entraîne une diminution du taux d'épargne en rendant moins rentable le renoncement à la consommation courante (effet de substitution)⁴ ; d'autre part, elle peut induire un accroissement d'épargne pour compenser la moindre rémunération du patrimoine consécutive à la baisse des taux (effet revenu). Pour la zone euro, les estimations réalisées, ainsi que celles de Beffy *et al.* (2003), indiquent que le premier effet l'emporte.

À court terme, on retrouve les mêmes déterminants que ceux retenus pour le long terme. Dans la nouvelle version du modèle, le revenu disponible brut est remplacé par la masse salariale dans la dynamique de court terme : la consommation des ménages semble plus immédiatement réactive à un changement de la masse salariale qu'à celui des autres composantes du revenu disponible brut. La variation du taux de chômage, qui figurait dans la spécification de 2003 pour traduire les comportements d'épargne de précaution, a été écartée car elle n'apparaît plus significative en prenant en compte les séries rétropolées.

Les variations des stocks

Les variations des stocks permettent d'amortir les fluctuations de la demande et d'éviter les ruptures de stocks. À court terme, les variations des stocks représentent la révision des anticipations des entrepreneurs faisant face à des chocs imprévus ou à des difficultés à accumuler ou à liquider les stocks rapidement. Dans *MZE*, les variations de stocks sont donc modélisées en fonction de leurs variations passées et des variations de la demande finale hors stocks.

La fonction de production et les demandes de facteurs

C'est une fonction de production Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. Le taux de croissance annuel de la productivité globale des facteurs est désormais estimé à 0,4 % par an, contre 0,9 % dans le modèle précédent estimé sur 1991-2001. À long terme, compte tenu de la forme fonctionnelle retenue pour la fonction

de production, l'emploi est lié unitairement à la valeur ajoutée diminuée du salaire réel. Symétriquement, l'investissement doit satisfaire l'égalité entre sa productivité et le coût réel du capital (approché par le taux d'intérêt réel à dix ans). La dynamique de court terme contient un effet d'accélérateur : l'investissement apparaît comme un amplificateur du cycle de demande en réagissant fortement à la croissance du PIB.

Le prix de valeur ajoutée

Les entreprises en situation de concurrence monopolistique calculent leur coût du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité globale des facteurs (*pgf*) et adaptent leur taux de marge en fonction des déséquilibres constatés sur le marché des biens, ces derniers étant approchés par le taux d'utilisation des capacités de production⁵ (*tuc*). L'équation fait également apparaître la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée α , estimée à 0,36.

$$Pva = w - \frac{1}{\alpha} pgf + \frac{1-\alpha}{\alpha} tuc$$

À court terme, le prix de la valeur ajoutée (*Pva*) est imparfaitement indexé sur les salaires. Contrairement à la version précédente du modèle, le prix de la valeur ajoutée dépend du prix d'importation, positivement. L'ampleur de cet effet prix reste toutefois faible.

Les salaires

La modélisation de la boucle prix-salaires permet de passer, lors de la réponse à un choc, des effets de court terme à l'équilibre de long terme du modèle. Deux modélisations sont envisageables pour les salaires. La première consiste à postuler une courbe de Phillips, c'est-à-dire une relation empirique entre les évolutions du salaire réel et le taux de chômage, soit :

$$\Delta(w - pc) = \beta U + \lambda$$

Le cas échéant, l'estimation de cette relation peut conduire à relâcher la contrainte théorique

4. Et, secondairement, en réduisant la charge des intérêts pour les ménages endettés à taux variable.

5. Rapport des capacités de production effectivement mobilisées pour la production et de l'ensemble des capacités de production potentiellement disponibles à une date donnée. La série de *tuc* pour la zone euro est calculée par agrégation des *tuc* extraits des enquêtes nationales de conjoncture dans l'industrie.

à long terme d'indexation unitaire des salaires nominaux sur les prix à la consommation.

La seconde adopte une spécification WS-PS (*Wage Setting - Price Setting*) et fait résulter le salaire d'une négociation entre l'employeur et ses employés :

$$w = wedge + pc + pgf / \alpha - \beta U$$

où w est le salaire nominal, pc le prix à la consommation, $wedge$ le coin fiscal-social (taux de cotisations sociales assises sur le salaire et taux d'imposition sur le revenu), U le taux de chômage et pgf la productivité globale des facteurs.

Le choix de modélisation des salaires n'est pas neutre et peut être discuté. La courbe WS bénéficie de fondements microéconomiques⁶ mais induit mécaniquement une relation positive entre niveau des prélèvements sociaux et niveau du taux de chômage de long terme, ce qui fait l'objet de discussions. Empiriquement, pour la zone euro, il est apparu difficile d'obtenir une estimation robuste d'une relation de Phillips, peut-être en partie du fait du rapprochement d'une série stationnaire (la variation du logarithme du salaire réel) et d'une série que les tests statistiques désignent comme intégrée d'ordre 1 (le taux de chômage). Pour les résultats variantiels présentés dans la suite de l'article, on retient donc une spécification WS. Dans ce cadre, l'indexation à court terme du salaire sur le prix à la consommation est plus faible que dans la version du modèle de 2003 : elle est désormais de l'ordre de 0,51 le premier trimestre contre une indexation quasi unitaire auparavant.

Le taux de chômage

Le taux de chômage d'équilibre est obtenu en rapprochant les équations de long terme de salaire et de frontière des prix des facteurs. Cette dernière équation relie les rémunérations du capital et du travail après maximisation du profit. Dans le cadre d'une spécification de type WS-PS, il s'exprime en fonction notamment des prélèvements sociaux ($wedge$), des termes de l'échange intérieur (rapport du prix de consommation Pc au prix de valeur ajoutée Pva) et du taux d'utilisation des capacités⁷ :

$$u^* = \left[(pc - pva) + wedge + \frac{\alpha}{1 - \alpha} tuc \right] / \beta$$

Du côté de l'offre de travail, on modélise l'évolution de la population active, qui dépend de

l'évolution démographique (population en âge de travailler) et pour partie également des conditions sur le marché du travail (population en emploi).

Le bloc de commerce extérieur

Le bloc de commerce extérieur comprend la modélisation des échanges extérieurs (exportations et importations) en volumes et en prix. Deux options sont proposées suivant l'utilisation du modèle. Pour les exercices conjoncturels, il paraît essentiel de prendre en compte l'ensemble des biens et services pour décrire les dynamiques de court terme. Le modèle est donc estimé sur l'agrégat biens et services, intégrant à la fois les échanges extra-zone et intra-zone. À l'inverse, pour les exercices variantiels, la cohérence théorique compte plus que l'adéquation aux données. Seuls les échanges extra-zone disponibles sont ainsi pris en compte dans l'estimation. Dans ce dernier cas, les prix associés aux échanges extra-zone présentant des évolutions parfois très heurtées, l'indice de prix des échanges extra-zone est approché par l'indice de prix des échanges extra et intra-zone, plus lisse. Sauf mention contraire, les indications relatives aux équations du bloc extérieur dans la suite de l'article portent sur la modélisation extra-zone.

À long terme, l'élasticité des exportations à la demande mondiale est contrainte à l'unité, afin d'assurer l'existence à très long terme d'un sentier de croissance équilibré. L'élasticité des exportations à la compétitivité-prix à l'exportation est contrainte à 0,60 pour satisfaire la condition de Marshall-Lerner⁸. Ce sont les mêmes facteurs qui jouent à court terme : la demande mondiale et la compétitivité-prix. L'équation portant sur les importations est construite de manière symétrique. Les deux principaux déterminants des volumes d'importations de biens à long terme sont la demande intérieure et la compétitivité-prix à l'importation. On retrouve les mêmes variables pour les ajustements de

6. Bonnet et Mahfouz (1996) soulignent néanmoins que le cadre théorique de la courbe de Phillips et celui de la relation WS ne sont pas fondamentalement si éloignés.

7. Ce dernier s'écrit également comme le coût réel du capital (en logarithme, à une constante près) compte tenu de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit en fonction du capital (Befy et al., 2003).

8. La condition de Marshall-Lerner assure l'existence d'une « courbe en J », selon laquelle une dévaluation a un impact d'abord négatif puis positif sur le solde de la balance commerciale. Cette condition est vérifiée lorsque la somme des élasticités-prix des exportations et des importations en valeur absolue est supérieure à 1.

court terme. Le prix d'exportation (respectivement d'importation) est modélisé comme la moyenne géométrique du coût salarial unitaire (respectivement du prix de valeur ajoutée) et d'un prix de référence étranger. Une variable représentative de la part croissante des pays émergents dans le commerce mondial, identique à celle utilisée dans les deux versions du modèle Mésange (cf. Klein et Simon, 2010, et Cabannes *et al.*, 2010), figure également dans ces équations pour prendre en compte la concurrence croissante des pays à bas coûts, qui induit une pression à la modération des prix des échanges. Cette variable n'est pas redondante dans la mesure où le prix de référence étranger également présent dans chaque équation de prix est défini sur un champ restreint de pays, majoritairement des vieux pays industrialisés (pour lesquelles des séries fiables de prix d'échanges sont disponibles sur suffisamment longue période). Enfin, le solde de la balance commerciale en biens (en volume) est estimé en fonction du solde de la balance commerciale tous biens et services (en volume).

Les prix de demande

Les prix à la consommation et d'investissement sont, à long terme, une moyenne géométrique des prix intérieurs (prix de la valeur ajoutée) et des prix extérieurs (prix des importations). Faute de données sur la TVA par produit, on fait l'hypothèse que les taxes sur les produits ne concernent que la consommation. Les chocs de TVA transitent donc uniquement via le prix à la consommation.

Les variables financières

Le taux d'intérêt à long terme (taux à dix ans) fait l'objet d'une modélisation. À long terme, il s'exprime comme une moyenne du taux d'intérêt à court terme (à trois mois) et de l'inflation. À court terme figurent les variations du taux court, de la valeur ajoutée et de l'inflation. Le déficit public exprimé en point de PIB ne figure plus dans la spécification retenue, faute d'adéquation aux données.

En fonctionnement normal, seul le taux d'intérêt à long terme est modélisé. Il est également possible de modéliser en option le taux à trois mois. On spécifie alors une fonction de réaction de la Banque centrale européenne. Taylor (1993) proposait de décrire le taux directeur

réel d'une banque centrale (la Réserve fédérale américaine dans son cas) comme une moyenne pondérée de l'écart entre productions effective et potentielle (ou *output gap*) et de l'écart entre l'inflation observée et l'inflation cible de la Banque.

$$R_t - \Pi_t = \bar{R} + 0,5 \cdot (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,5 \cdot (Y_t - \bar{Y}_t)$$

(règle de Taylor)

où R_t représente le taux directeur de la banque centrale (assimilé au taux d'intérêt à court terme), Π_t le taux d'inflation courant, $Y_t - \bar{Y}_t$ l'*output gap*, \bar{R} le taux d'intérêt réel d'équilibre et $\bar{\Pi}$ l'objectif d'inflation de long terme. Cette formulation suppose que le taux d'intérêt réel s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à son sentier stationnaire et au creusement de l'écart de production. Lorsque l'activité est à son potentiel et que l'inflation est stabilisée, le taux d'intérêt réel est égal au taux réel neutre de l'économie.

Cette règle initiale est usuellement augmentée d'un terme de retard qui prend en compte l'ajustement progressif des taux d'intérêt directeurs en réponse aux évolutions conjoncturelles. On reprend ainsi la règle de Taylor inertielle avec anticipations adaptatives de Beffy *et al.* (2003) :

$$R_t = (1 - 0,85) \left[\bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t) \right] + 0,85R_{t-1}$$

Le coefficient correspondant à la prise en compte des pressions inflationnistes est égal à 1. Il est supérieur à celui correspondant à l'écart de production (égal à 0,3), ce qui est conforme à la priorité donnée par la BCE à la stabilité des prix.

L'environnement international

L'environnement international de la zone euro est considéré comme exogène, en particulier la demande mondiale adressée à la zone, les prix des produits étrangers concurrençant les exportations européennes et les prix des matières premières. Le taux de change euro contre dollar est également considéré comme exogène dans le modèle. L'utilisation du modèle en variante permet tout particulièrement d'évaluer les effets des chocs affectant cet environnement international (change euro contre dollar, prix du pétrole, demande mondiale) sur l'économie de la zone.

Des méthodes de *bootstrap* permettent de calculer des intervalles de confiance pour les variantes

L'analyse des résultats de variantes est considérablement enrichie si l'on dispose d'intervalles de confiance pour évaluer leur degré de précision et, plus particulièrement, apprécier la significativité des écarts au scénario central⁹.

Le principe général

Le calcul des intervalles de confiance pour les variantes de modèles macro-économétriques traditionnels est moins documenté que pour les fonctions d'impulsion-réponse de modèles vectoriels autorégressifs (VAR). Les modèles macro-économétriques traditionnels sont en effet généralement de plus grande taille et ne sont pas strictement linéaires. Le calcul d'intervalles de confiance est dans ce cas beaucoup plus lourd, voire peu envisageable dès que les modèles dépassent une certaine taille¹⁰. Les méthodes utilisées sont pour la plupart inspirées de l'approximation asymptotique de Lütkepohl (1990), de la procédure paramétrique de Monte Carlo initiée par Doan (1990) ou de la méthode de *bootstrap* non paramétrique proposée par Runkle (1987). La méthode de Lütkepohl (1990) consiste à calculer formellement des intervalles de confiance en exploitant les propriétés asymptotiques des modèles VAR ; elle est difficilement adaptable aux gros modèles macro-économétriques, qui ont une structure plus complexe que celle des modèles VAR. On s'en tiendra donc aux méthodes de *bootstrap*, plus adaptées à la structure de MZE.

Le principe du *bootstrap* pour le calcul d'intervalles de confiance pour les résultats variantiels des modèles économétriques est le suivant. Les coefficients de court terme des équations économétriques du modèle considéré sont estimés avec une certaine imprécision. L'incertitude sur les coefficients se reporte sur les résultats des variantes : si l'on connaissait la vraie valeur des coefficients, les résultats variantiels seraient parfaitement précis. L'idée du *bootstrap* est donc d'obtenir un grand nombre de jeux de coefficients et de simuler des variantes à partir de chacun de ces jeux de coefficients. On déduit de cet ensemble de résultats varian-

tiels simulés un intervalle de confiance¹¹ pour la variante de référence¹². Pour obtenir un grand nombre de jeux de coefficients, les équations du modèle sont estimées en utilisant à chaque fois des variables endogènes légèrement différentes, générées à partir du modèle en utilisant de nouveaux résidus. Ces nouveaux résidus sont rééchantillonnés à partir des résidus observés¹³ (*bootstrap* non paramétrique).

Premiers résultats : la mise en évidence de biais

Les premiers résultats obtenus à partir de cette procédure de *bootstrap* non paramétrique ont révélé l'existence d'un biais dans l'estimation des coefficients du modèle. Comme Sims et Zha (1999), on a en effet pu constater que nos résultats variantiels se situaient parfois légèrement en dehors de leur intervalle de confiance à 95 %.

À titre d'exemple, on reproduit ici la réponse trimestre par trimestre de quatre des principales variables endogènes du modèle à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale (cf. graphique I). Chacun des résultats variantiels est assorti d'un intervalle de confiance à 95 %. On constate que les résultats variantiels de référence (courbes en gras) sont très souvent au bord de leur intervalle de confiance (notamment pour l'effet à long terme d'un choc de demande mondiale sur le PIB de la zone euro).

Sims et Zha (1999), dans un article traitant du calcul d'intervalles de confiance pour les variantes de modèles linéaires dynamiques, ont été confrontés au même problème. Ils ont constaté que leurs résultats variantiels étaient parfois légèrement en dehors des intervalles de confiances calculés avec la méthode de Monte Carlo. Ils ont conclu que les coefficients estimés en première étape (à partir des variables observées) étaient biaisés et que ce biais se répercutait sur chacun des jeux de coefficients simulés par la suite. En effet, si les coefficients estimés n'étaient pas biaisés, ils permettraient en moyenne de reproduire les vraies valeurs des

9. Le scénario central décrit la trajectoire de l'économie de la zone euro en l'absence de choc.

10. L'innovation méthodologique réalisée pour le modèle MZE a été rendue possible par sa taille réduite.

11. Cette méthode est donc moins exigeante. Une explication détaillée sur l'utilisation des intervalles de confiance présentés ici figure dans Runkle (1987).

12. C'est-à-dire la variante réalisée sur le modèle dont le jeu de coefficients est celui des coefficients estimés.

13. Pour former un nouveau jeu de résidus, on tire à chaque date, avec remise, un vecteur de résidus parmi l'ensemble des réalisations, chaque trimestre de la période d'estimation correspondant à une réalisation.

endogènes, même après rééchantillonnage des résidus. L'espérance des coefficients estimés à partir des endogènes simulées serait donc égale à la valeur des coefficients estimés et la moyenne des résultats variantiels serait identique aux résultats de la variante de référence. Autrement dit, l'intervalle de confiance devrait être centré autour de la variante de référence. Il serait donc très improbable que les résultats de la variante de référence se situent en dehors de leurs intervalles de confiance, voire même au voisinage d'une de leurs limites.

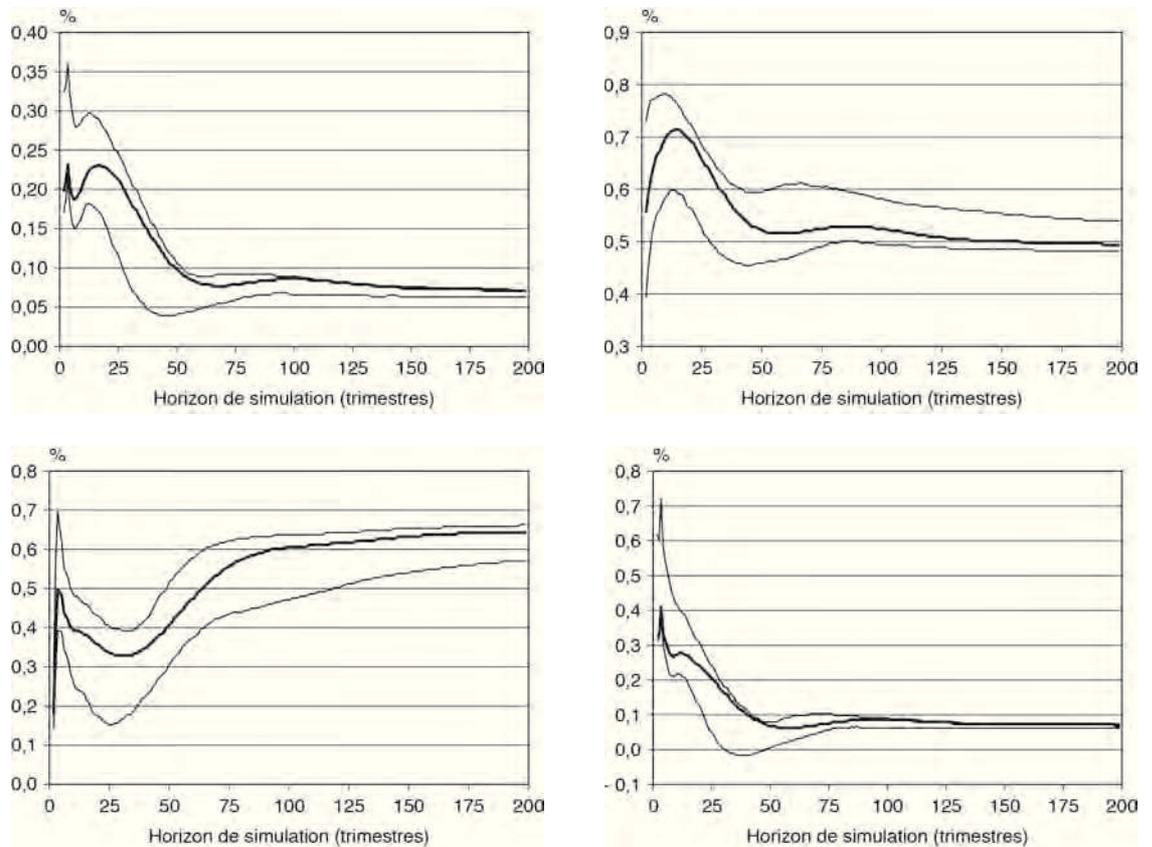
Le calcul d'intervalles de confiance

Kilian (1998) a, lui aussi, été confronté à ce problème de biais d'estimation des coefficients : le biais était causé par la taille trop réduite des séries dont il disposait. Il a donc proposé une méthode de « *bootstrap after bootstrap* » pour corriger le biais affectant ses coefficients estimés (cf. annexe 3). Cette méthode de correction de biais de petit échantillon a par la suite été

répliquée par Sims et Zha (1999) puis par Fair (2003). Elle se déroule en deux étapes. La première étape consiste à estimer le biais affectant chaque coefficient estimé, à l'aide de la moyenne des jeux de coefficients obtenus par la méthode de *bootstrap* décrite ci-dessus. En théorie, cette moyenne devrait correspondre à l'estimateur observé si ce dernier était sans biais. En pratique, il existe un écart entre les deux, qui est un indicateur approximatif de l'ampleur des biais. On déduit alors un nouvel estimateur en retranchant de l'estimateur initial cet écart. La seconde étape consiste à dérouler l'algorithme du *bootstrap* pour le calcul des intervalles de confiance en corrigeant du biais les coefficients lors de chacune des 1 000 itérations effectuées. Cette méthode de correction partielle appliquée à *MZE* permet d'éviter à la variante de référence d'être trop excentrée par rapport aux bornes de l'intervalle de confiance. Les coefficients ainsi corrigés ont cependant une variance plus élevée, ce qui se traduit par des intervalles de confiance plus larges. Ces intervalles restent cependant suffisamment

Graphique I

Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans MZE : résultats obtenus en l'absence de correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle



Lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.

Champ : zone euro.

Source : Calculs des auteurs.

étroits pour garantir la significativité des résultats variantiels (cf. graphique II). Enfin les intervalles de confiance calculés par *bootstrap* paramétrique (méthode de Monte-Carlo) sont très proches de ceux issus de la méthode non-paramétrique.

Au total, les biais affectant les coefficients estimés seraient d'ampleur relativement réduite, au sens où les intervalles de confiance des coefficients obtenus par *bootstrap* contiennent l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Néanmoins, un des coefficients du modèle est significativement biaisé : il s'agit de l'élasticité contemporaine de court terme de l'investissement à la valeur ajoutée (équation d'investissement en volume).

Les propriétés de quelques variantes analytiques

La qualité d'un modèle s'apprécie également à ses réponses face à des chocs économiques permanents. À titre illustratif, on présente ici

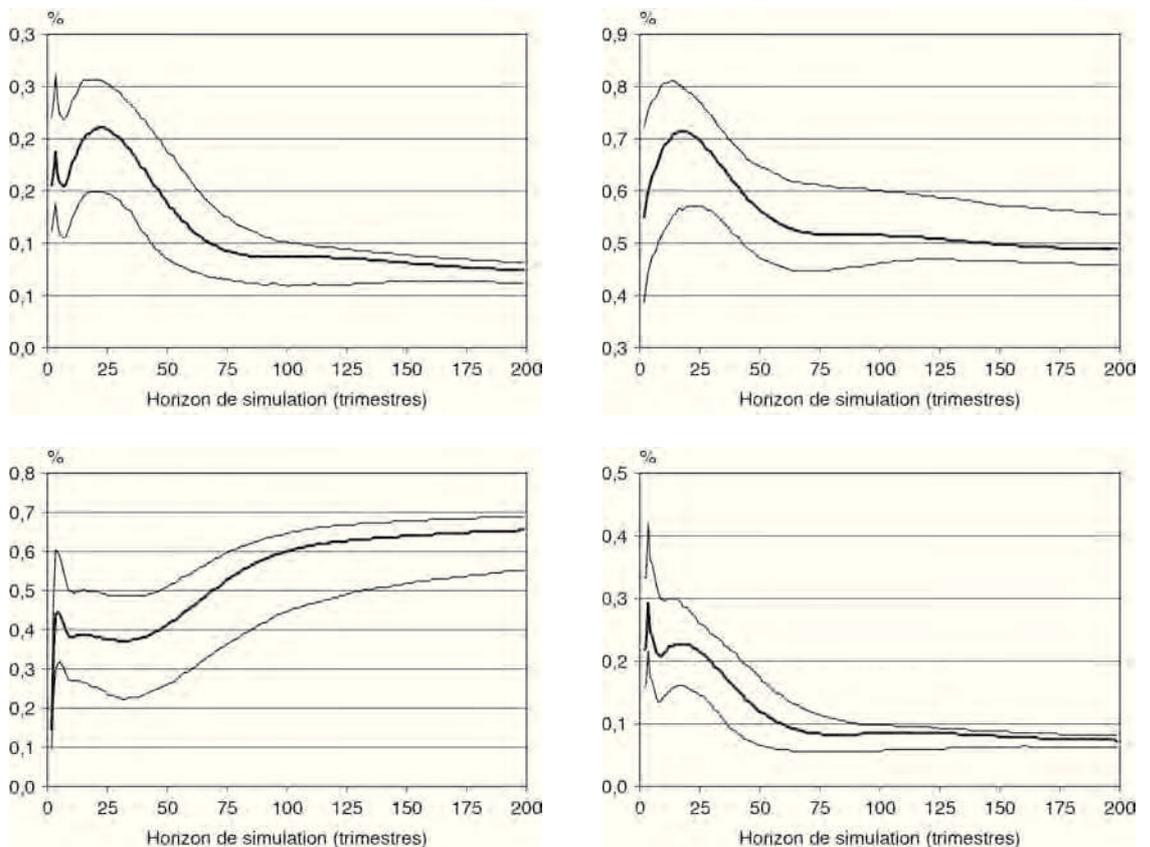
quelques-unes des variantes les plus intéressantes. On se place dans un cadre où le taux de change et le taux d'intérêt réel sont exogènes. L'annexe 4 présente l'ensemble des résultats variantiels, assortis d'intervalles de confiance. Les variantes ont été réalisées à partir du modèle avec les nouveaux coefficients estimés corrigés du biais de petit échantillon car il constitue la version opérationnelle du modèle *MZE*.

Chocs extérieurs

Une hausse de 1 % de la demande mondiale

Il s'agit d'un choc de demande. À court terme, une augmentation de la demande mondiale stimule les exportations et donc l'activité économique. Cela entraîne une hausse de la demande intérieure et une légère diminution du taux de chômage. En un an, l'impact global sur le PIB est de près de 0,19 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,14 ; 0,26]. Avec la

Graphique II
Effets d'une hausse de 1 % de la demande mondiale dans *MZE* : résultats obtenus après correction des biais affectant les coefficients estimés du modèle



Lecture : la courbe épaisse représente la réponse de la variable endogène à un choc permanent de 1 % de la demande mondiale et les deux courbes fines représentent les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % de la variante de référence.
Champ : zone euro.
Source : calculs des auteurs.

baisse du chômage et les pressions du côté de la demande, une réaction inflationniste se met en place, entraînant au cours de la deuxième année une hausse des salaires et des prix à la production de 0,10 % par rapport à leur niveau de référence. À long terme, l'effet expansionniste s'annule presque entièrement ; l'écart du PIB au compte central devient égal à 0,09 %, avec un intervalle de confiance à 95 % de [0,08 ; 0,11]. Toutefois le niveau des salaires nominaux et des prix à la consommation est durablement plus élevé que dans le compte central. Par rapport à la version de 2003, le modèle est moins inflationniste et amplifie moins le choc de demande : le niveau des salaires nominaux augmente de 1,87 % à long terme, contre 4,44 % dans la version de 2003.

Une hausse de 10 % du prix des matières premières

Le prix du pétrole (prix du baril de Brent en dollars) n'intervient pas en tant que tel mais contribue très largement aux variations d'un prix agrégé des matières premières qui constitue une des variables exogènes du modèle.

À très court terme, une hausse de 10 % de ce prix augmente le prix des importations de 0,9 % (ce qui reflète simplement la part des importations de pétrole dans l'ensemble des importations, égale à 9 %). Cette hausse du prix des produits importés se répercute dans les prix à la consommation et pèse ainsi négativement sur la consommation des ménages. L'inflation importée affecte aussi les salaires nominaux, ce qui déclenche une boucle prix-salaires. Au bout du compte, comme attendu, ce choc est principalement inflationniste, aussi bien à court terme qu'à long terme.

Chocs monétaires et financiers

Une dépréciation de 10 % du taux de change nominal de l'euro contre le dollar

La dépréciation de l'euro par rapport au dollar réduit le prix des produits exportés de la zone euro par rapport à celui des produits originaires du reste du monde et, par conséquent, accroît les exportations de la zone euro. Néanmoins, à très court terme, cet effet favorable à la balance commerciale est contrebalancé par des importations plus coûteuses. Il faut donc attendre plusieurs trimestres pour que la balance commerciale s'améliore. L'inflation importée pousse les prix à la consommation à la hausse. Du fait

d'une augmentation de l'emploi, le revenu disponible réel des ménages n'est pas affecté et soutient la demande intérieure. À long terme, ce type de choc n'a pas d'effet sur l'activité réelle et reste purement nominal.

La prise en compte de la règle de Taylor aboutit à une légère stimulation de l'activité. Ce paradoxe apparent s'explique par le fait que, dans la version du modèle sans règle de Taylor, le taux d'intérêt réel à court terme est exogène. Dans ce cas, le taux nominal suit les variations de l'inflation, elle-même particulièrement affectée par ce choc.

Une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt

Cette variante correspond à une augmentation de 100 points de base du taux d'intérêt à trois mois. Le taux à dix ans, endogène dans le modèle, s'ajuste partiellement à cette augmentation. La hausse du taux d'intérêt joue directement un rôle négatif sur l'investissement et la consommation et entraîne ainsi une baisse de la production, avec près de 0,07 % d'écart au niveau de référence au bout de trois ans, l'intervalle de confiance à 95 % étant de [-0,11 ; -0,04]. La contraction de l'activité entraîne une hausse du chômage et pousse les prix à la baisse, ce qui déclenche une spirale désinflationniste des prix et des salaires nominaux. À long terme, l'augmentation des taux d'intérêt freine l'accumulation du capital et affecte durablement le niveau du PIB, inférieur de près de 0,37 % à son niveau de référence, avec un intervalle de confiance à 95 % de [-0,40 ; -0,34].

Le modèle AWM de la BCE (Christoffel *et al.*, 2008) rend compte de réponses analogues, mais ses effets désinflationnistes sont plus précoces et plus marqués, en raison de la dynamique endogène du change. En effet, près des deux tiers de l'effet obtenu sur la première année provient de l'ajustement du change.

Un choc de dépenses publiques : une hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

Ce choc est un choc classique de demande pour tout modèle macroéconomique. Dans le cas de la nouvelle version de *MZE*, le modèle ne comporte pas de rétroaction fiscale pour ajuster les dépenses publiques excessives et garantir la viabilité budgétaire. L'augmentation des dépenses publiques se répercute sur l'activité globale et

stimule l'investissement et l'emploi. La hausse du revenu des ménages (en termes réels) renforce la consommation, qui bénéficie en partie aux importations, en dégradant alors la balance commerciale. L'impact sur l'activité atteint son maximum au cours du deuxième trimestre après le choc, où l'écart du PIB au compte central s'élève à 0,93 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de [0,74 ; 1,12]. Le multiplicateur « keynésien » de la dépense publique est ainsi de l'ordre de l'unité. L'accroissement de la demande pousse à la hausse le prix à la consommation et le prix de valeur ajoutée, ce qui compense partiellement la croissance du salaire nominal. À long terme, les impacts sont pour la plupart inflationnistes, avec un effet résiduel de l'ordre de 0,26 % sur le niveau d'activité principalement dû à l'absence de contrainte budgétaire dans le modèle.

Un choc « d'offre » structurel : une hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs

Ce choc sur la productivité globale des facteurs, consécutif à un changement technologique améliore en permanence le niveau de la productivité. À court terme, une amélioration de la productivité augmente les salaires réels mais fait baisser

l'emploi, la demande restant inchangée. Comme le coût unitaire du travail diminue, les entreprises réagissent en ajustant à la baisse leur prix de production, ce qui restaure le revenu réel disponible des ménages. Au bout de cinq ans, le PIB augmente de 0,28 %. L'intervalle de confiance à 95 % est de [0,20 ; 0,45]. Les gains de productivité bénéficient finalement aux travailleurs via une augmentation du salaire réel, mais sans effet positif sur l'emploi.

* *
*

Certains comportements ou agents économiques ne sont pas encore modélisés dans MZE, laissant la place à plusieurs pistes d'amélioration. Dans le modèle actuel, il n'y a pas de règle de bouclage des finances publiques. Par conséquent, l'augmentation de la dette publique consécutive à une augmentation des dépenses publiques ne déclenche pas de mesures fiscales rétroactives. Les simulations de dépenses publiques ne peuvent donc pas être considérées comme réalistes au-delà du court-moyen terme. Une autre amélioration possible serait d'affiner la description du « reste du monde » spécifiant par exemple un modèle analogue pour les États-Unis, partenaire commercial privilégié de la zone euro. □

BIBLIOGRAPHIE

Adjemian S., Cahn C., Devulder A. et Maggiani N. (2009), « Variantes en univers incertain », *Document de travail*, Banque de France, n° 236.

Beffy P.-O., Bonnet X., Montfort B. et Darracq-Pariès M. (2003), « MZE, un modèle macro-économique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 3-37.

Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the Nairu : the Case of France », *Document de travail*, Insee, n° G9611.

Bourquard V., Carnot N., Deruennes A. et Pamies-Sumner S. (2005), « Une maquette de prévision à court terme pour la France », *Document de travail*, DGTPE.

Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et Pouliquen E. (2010), « Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000.

Tome 2 - « Version avec volumes à prix chaînés », *Document de travail*, Insee, n° G2010/17.

Christoffel K., Coenen G. et Warne A. (2008), « The New Area-Wide Model of Euro Area. A Micro-Founded Open-Economy Model for Forecasting and Policy Analysis », *Working Paper*, ECB, n° 944.

Doan T.A. (1990), « RATS User's Manual Version 3.10 », *VAR Econometrics*.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *Working Paper*, ECB, n° 42.

Fair R. (2003), « Bootstrapping Macroeconometric Model », *Cowles Foundation Discussion Paper*, n° 1345, Cowles Foundation, Yale University.

Gomes S., Jacquinet P. et Pisani M. (2010), « The EAGLE - A Model for Policy Analysis of

Macroeconomic Interdependence in the Euro Area », *Working Paper*, ECB, n° 1195.

Klein C. et Simon O. (2010), « Le modèle Mésange réestimé en base 2000. Tome 1 - Version avec volumes à prix constants », *Document de travail*, Insee, n° G2010/03, et DGTPE, n° 2010/02.

Insee (2007), « Méthodologie des volumes en prix chaînés », [http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M %E9thodologie CT prix cha %EEEn %E9s.pdf](http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%20M%20thodologie%20CT%20prix%20cha%20en%20E9s.pdf)

Kilian L. (1998), « Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 2, pp. 218-230.

Lütkepohl H. (1990), « Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive models », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, n° 1, pp. 116-125.

McAdam P. et Morgan J. (2001), « The Monetary Transmission Mechanism at the Euro-Area Level : Issues and Results using Structural Macroeconomic Models », *Working Paper*, ECB, n° 93.

NIESR (2008), « NiGEM Model and software », *National Institute of Economic and Social Research*.

Peersman G. et Smets F. (2001), « The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area : More Evidence from VAR Analysis », *Working Paper*, ECB, n° 91.

Runkle D.E. (1987), « Vector Autoregressions and Reality », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 5, n° 4, pp. 437-442.

Sims C.A et Zha T. (1999), « Error Bands for Impulse Responses », *Econometrica*, vol. 67, n° 5, pp. 1113-1156.

Taylor J.B. (1993), « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, n° 1, pp. 195-214.

DICTIONNAIRE DES VARIABLES

Les variables auxquelles il est fait référence dans cet article sont définies ci-dessous. Par convention, un nom de variable commençant par une minuscule désigne un logarithme, tandis qu'un nom de variable commençant par une majuscule désigne un niveau. Les lettres grecques désignent des paramètres positifs.

Symbole	Nom
α	Part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée
c	Consommation des ménages
$compet$	Indice de compétitivité déflaté par le prix des exportations
$compit$	Prix des importations déflaté par le prix de la valeur ajoutée
$compithe$	Prix des importations (hors biens énergétiques) déflaté par le prix de la valeur ajoutée
csu	Coût salarial unitaire
δ	Taux de déclasserement du capital
df	Demande finale
$Dfinhs$	Demande finale hors stocks
dm	Demande mondiale
I	Investissement
I_{1992T4}	Indicatrice pour le trimestre 4 de 1992
$I_{01T102T2}$	Indicatrice pour la période couvrant le trimestre 1 de 2001 au trimestre 2 de 2002
I_{be93T1}	Indicatrice pour la période se terminant avant le trimestre 1 de 1993
k	Capital
m	Importations en biens
l	Emploi
ls	Population active
$part_eme$	Part des pays émergents dans le commerce mondial
pc	Prix à la consommation
pgf	Productivité globale des facteurs
pi	Prix de l'investissement
pm_{he}	Prix des importations (hors énergie)
pva	Prix de valeur ajoutée
px	Prix des exportations
$pop1564$	Population en âge de travailler
$prixetext$	Prix étrangers
Π	Taux d'inflation
$\bar{\Pi}$	Cible d'inflation de long terme
\bar{R}	Taux d'intérêt réel d'équilibre
$R3m$	Taux d'intérêt à court terme
$R10a$	Taux d'intérêt à long terme
rdb	Revenu disponible brut
$stocks$	Stocks
t	Tendance linéaire, égale à 0 en T1 2000
$t_{des95T1}$	Tendance linéaire à partir du premier trimestre 1995, égal à 0 avant.
$Taxe$	TVA
tuc	Taux d'utilisation des capacités
U	Taux de chômage
va	Valeur ajoutée en volume
w	Salaires
wb	Masse salariale
$wedge$	Coin fiscal-social
x	Exportations en biens
$Y_t - \bar{Y}_t$	Écart entre productions effective et potentielle (<i>output gap</i>)

PRÉSENTATION DES PRINCIPALES ÉQUATIONS ESTIMÉES DU MODÈLE MZE

On renseigne pour chaque équation sa relation de cointégration ou relation de long terme, période d'estimation, ainsi que les statistiques suivantes obtenues après correction des biais : R^2 , Durbin-Watson et écart-type de la régression (SER).

Les nombres sous les coefficients estimés sont les statistiques de Student obtenues lors de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les coefficients contraints sont signalés par un c.

Taux d'utilisation des capacités de production

$$\Delta tuc = 0,99 + 0,31 \Delta tuc_{-1} + 0,78 \Delta (va - k) - 0,004 I_{be93T1} - 0,01 I_{1992T4} - 0,02 I_{1993T3}$$

$\frac{4,26}{3,89}$
 $\frac{5,58}{-2,96}$
 $\frac{-1,99}{-3,10}$

$$- 0,14 (tuc - (va - k))_{-1}$$

$\frac{-4,26}{-4,26}$

Relation de cointégration : $tuc = va - k$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 $R^2 = 0,47$ DW = 2,43 SER = 0,006

Consommation des ménages (volumes en prix chaînés)

$$\Delta c = 0,25 - 0,34 \Delta c_{-1} - 0,14 \Delta_4 pc_{-2} + 0,27 \Delta (wb - pc) - 0,01 I_{1987T1} - 0,01 I_{1993T2}$$

$\frac{2,67}{-4,64}$
 $\frac{-5,91}{4,73}$
 $\frac{-3,09}{-4,68}$

$$- 0,05 \left[c - (rd b - pc) + 0,40 (R10a - \Delta_4 pc) \right]_{-1}$$

$\frac{-2,59}{-2,59}$

Relation de cointégration : $c = rdb - pc - 0,40(R10a - \Delta_4 pc)$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2 $R^2 = 0,54$ DW = 1,90 SER = 0,003

Investissement (volumes en prix chaînés)

$$\Delta i = -0,15 + 0,22 \Delta i_{-2} + 1,47 \Delta va - 0,03 I_{1985T1} - 0,03 I_{1987T1} - 0,02 I_{1996T1}$$

$\frac{-3,67}{3,21}$
 $\frac{9,19}{-3,74}$
 $\frac{-3,18}{-2,19}$

$$- 0,10 \left[i - va + 0,80 (R10a - \Delta_4 pi + \delta) \right]_{-1}$$

$\frac{-3,53}{-3,53}$

Relation de cointégration : $i = va - 0,80(R10a - \Delta_4 pi + \delta)$

Période d'estimation : 1982T1-2008T2 $R^2 = 0,61$ DW = 1,66 SER = 0,008

Variations de stocks (volumes en prix chaînés)

$$\frac{\Delta Stocks}{Dfinhs_{-1}} = -0,001 + 0,41 \frac{\Delta Stocks_{-1}}{Dfinhs_{-2}} + 0,17 \Delta \log(Dfinhs)_{-1} + 0,15 \Delta \log(Dfinhs)_{-2} - 0,004 I_{be87T3}$$

$\frac{-2,33}{5,32}$
 $\frac{3,90}{3,41}$
 $\frac{-4,93}{-4,93}$

Période d'estimation : 1981T4-2008T2 $R^2 = 0,68$ DW = 2,20 SER = 0,003

Exportations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta x = 0,49 + 0,59 \Delta dm + 0,21 \Delta compet + 0,10 \Delta compet_{-1} - 0,01 I_{be89T1} - 0,04 I_{1991T2} - 0,04 I_{1995T3}$$

$\frac{2,68}{6,33}$
 $\frac{3,54}{1,75}$
 $\frac{-2,80}{-2,46}$
 $\frac{-2,68}{-2,68}$

$$- 0,07 \left[x - dm - 0,60 compet + 0,005t \right]_{-1}$$

$\frac{-2,65}{-2,65}$

Relation de cointégration : $x = dm + 0,60 compet - 0,005t$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2 $R^2 = 0,47$ DW = 1,98 SER = 0,015

Importations de biens (extra-zone, volumes en prix chaînés)

$$\Delta m = -0,07 + 0,28 \Delta m_{-2} + 1,76 \Delta df + 0,22 \Delta x_{-1} + 1 \Delta compithe_{-1} + 0,02 I_{be85T1} - 0,04 I_{1995T1} - 0,06 I_{2001T1}$$

$\frac{-2,25}{3,42}$
 $\frac{5,63}{3,28}$
 $\frac{1,79}{-2,63}$
 $\frac{-4,27}{-4,27}$

$$- 0,03 \left[m - df + 0,60 compit - 0,04t \right]_{-1}$$

$\frac{-2,24}{-2,24}$

Relation de cointégration : $m = df - 0,60 compit + 0,004t$

Période d'estimation : 1981T1-2008T2 $R^2 = 0,52$ DW = 1,95 SER = 0,014

Prix d'exportations de biens (extra-zone)

$$\Delta px = -0,003 + 0,17 \Delta \text{prixetext} + 0,27 \Delta px_{-1} + 0,81 \Delta csu + 0,01 I_{1990T4} - 0,02 I_{1991T2} + 0,02 I_{1995T1} + 0,004 I_{2003T4}$$

$$\begin{matrix} -2,12 & 9,93 & & 4,47 & 8,09 & 2,89 & -3,95 & 4,75 & 3,26 \end{matrix}$$

$$- 0,03 \left[px - 0,57 csu - (1 - 0,57) \text{prixetext} + 0,17 \text{part_eme} \right]_{-1}$$

$$\begin{matrix} -1,83 & & c & c & c & & & & \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $px = 0,57 csu + 0,43 \text{prixetext} - 0,17 \text{part_eme}$

Période d'estimation : 1983T1-2008T2 $R^2 = 0,70$ DW = 1,98 SER = 0,005

Note : La somme des deux coefficients de long terme a été contrainte à valoir 1 pour assurer l'existence d'un sentier de croissance équilibré à long terme.

Prix d'importations de biens hors énergie (extra-zone)

$$\Delta pm_{he} = 0,002 + 0,23 \Delta pm_{he-1} + 0,13 \Delta \text{prixetext} + 0,13 \Delta \text{prixetext}_{-1} + 0,47 pva$$

$$\begin{matrix} 0,75 & 2,78 & & 4,28 & 3,83 & 3,54 \end{matrix}$$

$$- 0,02 I_{1990T3} + 0,02 I_{1990T4} + 0,03 I_{1995T1} - 0,01 I_{01T102T2}$$

$$\begin{matrix} -2,85 & & 2,87 & 3,62 & -2,46 \end{matrix}$$

$$- 0,06 \left[pm_{he} - 0,55 \text{prixetext} - 0,45 pva + 0,23 \text{part_eme} \right]_{-1}$$

$$\begin{matrix} -2,51 & & c & c & c & & & & \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $pm_{he} = 0,55 \text{prixetext} + 0,45 pva - 0,23 \text{part_eme}$

Période d'estimation : 1982T2-2008T2 $R^2 = 0,71$ DW = 2,25 SER = 0,008

Prix de l'investissement

$$\Delta pi = 0,0002 + 0,77 \Delta pva + 0,11 \Delta pm + 0,002 I_{be95T1}$$

$$\begin{matrix} 0,54 & 10,86 & & 5,48 & 3,28 \end{matrix}$$

$$- 0,07 \left(pi - 0,88 pva - (1 - 0,88) pm \right)_{-1}$$

$$\begin{matrix} -3,72 & & 115,71 & c & \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $pi = 0,88 pva + 0,12 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,64$ DW = 2,01 SER = 0,003

Prix de la valeur ajoutée

$$\Delta pva = -0,64 + 0,46 \Delta w + 0,07 \Delta pm_{he-1} - 0,003 I_{90T4-92T1} - 0,003 I_{99T2-01T2}$$

$$\begin{matrix} -3,13 & 10,14 & & 3,36 & -1,97 & -2,09 \end{matrix}$$

$$- 0,09 (pva - w + pgf/\alpha - (1 - \alpha)/\alpha * tuc)_{-1}$$

$$\begin{matrix} -3,14 \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $pva = w - pgf/\alpha + (1 - \alpha)/\alpha * tuc$

Période d'estimation : 1980T4-2008T2 $R^2 = 0,55$ DW = 2,11 SER = 0,003

Prix à la consommation

$$\Delta (pc - \log(1 + Taxe)) = -0,01 + 0,81 \Delta pva + 0,11 \Delta pm - 0,01 I_{1984T3}$$

$$\begin{matrix} -3,76 & 13,37 & & 5,25 & -3,43 \end{matrix}$$

$$- 0,08 \left(pc - \log(1 + Taxe) - 0,90 pva - 0,10 pm \right)_{-1}$$

$$\begin{matrix} -3,94 & & c & c & \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $pc - \log(1 + Taxe) = 0,90 pva + 0,10 pm$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,73$ DW = 1,84 SER = 0,003

Salaires (WS)

$$\Delta w = 0,20 + 0,51 \Delta pc - 0,02 I_{1984T2} + 0,004 I_{be95T1}$$

$$\begin{matrix} 4,11 & 6,96 & & -3,54 & 3,38 \end{matrix}$$

$$- 0,05 \left(w - (\text{wedge} + pc + pgf/\alpha) + 0,02 U \right)_{-1}$$

$$\begin{matrix} -4,06 & & c & \end{matrix}$$

Relation de cointegration : $w = \text{wedge} + pc + pgf/\alpha - 0,02 U$

Période d'estimation : 1981T2-2008T2 $R^2 = 0,59$ DW = 1,88 SER = 0,005

Emploi

$$\Delta l = 0,09 + 0,48 \Delta l_{-1} + 0,17 \Delta va + 0,06 \Delta va_{-1} - 0,09 \Delta(w - pva) - 0,0004 l_{be92T1} - 0,06 \left(l - va + w - pva + 0,004t \right)_{-1}$$

4,05 6,20 5,55 1,68 -3,80 -1,26

Relation de cointegration : $l = va - (w - pva) - 0,004t$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 $R^2 = 0,76$ DW = 2,29 SER = 0,001

Taux d'intérêt de long terme

$$\Delta R10a = 0,13 + 0,17 \Delta R3m + 0,18 \Delta va + 0,11 \Delta(\Delta pc) + 0,32 \Delta R10a_{-1} - 0,92 l_{1986T2} + 1,19 l_{1994T2} - 0,12 \left(R10a - 0,62 R3m - 0,38 \Delta_4 pc \right)_{-1}$$

1,66 3,30 2,65 2,60 4,61 -2,87 4,10

Relation de cointegration : $R10a = 0,62 R3m + 0,38 \Delta_4 pc$

Période d'estimation : 1981T3-2008T2 $R^2 = 0,53$ DW = 2,13 SER = 0,277

Population active

$$\Delta ls = -0,02 + 0,27 \Delta ls_{-1} + 0,36 \Delta l + 0,50 \Delta pop1564 - 0,11 \left(ls - 0,30 l - 0,70 pop1564 - 0,001t - 0,002t_{des95T1} \right)_{-1}$$

-3,58 2,91 9,98 4,49

Relation de cointegration : $ls = 0,30 l + 0,70 pop1564 + 0,001t + 0,002t_{des95T1}$

Période d'estimation : 1980T3-2008T2 $R^2 = 0,58$ DW = 1,90 SER = 0,001

Règle de Taylor contrainte

$$R_t = (1 - 0,85) \left[\bar{R} + \Pi_t + (\Pi_t - \bar{\Pi}) + 0,3(Y_t - \bar{Y}_t) \right] + 0,85 R_{t-1}$$

CALCUL DES NOUVEAUX COEFFICIENTS ET DES INTERVALLES DE CONFIANCE CENTRÉS

Kilian (1998) a proposé une méthode de correction dite de *Bootstrap after bootstrap* adaptée aux intervalles de confiance pour les fonctions impulsion-réponse. Fair (2003) a appliqué cette méthode aux intervalles de confiance pour les variantes de modèles macroéconométriques traditionnels.

Cette méthode se déroule en deux étapes : dans un premier temps, on cherche à évaluer les biais de petit échantillon affectant les coefficients estimés (étape i à vii). Dans un deuxième temps, on applique l'algorithme de *bootstrap* en utilisant les nouveaux coefficients (étape viii à xii).

L'algorithme de *bootstrap after bootstrap* de Kilian (1998)

- i. Estimer l'ensemble des équations du modèle par les MCO et garder en mémoire les résidus \hat{u} et les coefficients estimés $\hat{\beta}$.

Itérer un grand nombre de fois (par exemple 1 000 fois) les étapes (ii) à (iv) suivantes :

- ii. Générer, à chaque itération i , un nouveau jeu de résidus \hat{u}_i^* en tirant des vecteurs de résidus de façon aléatoire, avec remise, dans leurs réalisations (*bootstrap* non paramétrique).
- iii. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus \hat{u}_i^* et les variables exogènes observées.
- iv. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries d'endogènes. Sauvegarder le nouveau jeu de coefficients $\hat{\beta}_i^*$.
- v. Calculer la moyenne des 1 000 vecteurs de coefficients estimés, qu'on notera $\bar{\hat{\beta}}^*$. L'estimation par *bootstrap* du vecteur des biais sur les coefficients estimés est définie par $\hat{\Psi} = \bar{\hat{\beta}}^* - \hat{\beta}$.
- vi. Réestimer les constantes de chaque équation du modèle en utilisant le vecteur de coefficients (hors constantes) $(\hat{\beta} - \hat{\Psi})$. De cette façon, les résidus du modèle seront toujours centrés. On note $\tilde{\beta}$ le vecteur des coefficients valant $(\hat{\beta} - \hat{\Psi})$ exception faite des constantes, qui ont été recalculées de telle sorte que les résidus soient centrés. Le vecteur des biais estimés (avec constantes ajustées) est $\theta = \hat{\beta} - \tilde{\beta}$.
- vii. « Caler » le modèle : calculer les résidus \tilde{u} du modèle sur la période d'estimation, à partir des vraies variables endogènes et des coefficients $\tilde{\beta}$.

Itérer un grand nombre de fois les étapes (viii) à (xi) suivantes :

- viii. Générer un nouveau jeu de résidus \tilde{u}_i^* (*bootstrap* non paramétrique à partir de \tilde{u}).
- ix. Simuler le modèle sur la période d'estimation en utilisant les nouvelles séries de résidus \tilde{u}_i^* et les variables exogènes observées. Sauvegarder les séries des variables endogènes ainsi obtenues.
- x. Réestimer l'ensemble des équations du modèle en utilisant les nouvelles séries des variables endogènes. Corriger les coefficients obtenus du biais estimé θ .
- xi. Effectuer une variante.
- xii. Une fois que l'on dispose de 1000 résultats variantiels, écarter à chaque date les 5 % de résultats les plus extrêmes et en déduire un intervalle de confiance à 95 %.

CAHIER DE VARIANTES AVEC SPÉCIFICATION WS-PS DE L'ÉQUATION DE SALAIRE

Les tableaux ci-dessous présentent, à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré), le pourcentage d'écart entre la variante et le compte central. Les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %. Ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Tableau A
Hausse de 1 % de la demande mondiale

	Écart au compte central (%)							
	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.18 [0,13;0,26]	0.20 [0,14;0,27]	0.22 [0,17;0,29]	0.19 [0,14;0,26]	0.18 [0,13;0,24]	0.21 [0,16;0,26]	0.23 [0,18;0,29]	0.09 [0,08;0,11]
Consommation	0.01 [0,00;0,02]	0.02 [0,01;0,04]	0.03 [0,02;0,05]	0.04 [0,02;0,07]	0.05 [0,02;0,09]	0.06 [0,02;0,11]	0.08 [0,01;0,14]	0.20 [0,17;0,22]
Investissement	0.27 [0,19;0,40]	0.28 [0,20;0,39]	0.36 [0,27;0,50]	0.30 [0,22;0,42]	0.25 [0,17;0,35]	0.26 [0,19;0,34]	0.26 [0,20;0,33]	0.09 [0,08;0,11]
Exportations de biens (extra-zone)	0.59 [0,43;0,76]	0.61 [0,47;0,77]	0.64 [0,50;0,79]	0.66 [0,52;0,80]	0.71 [0,58;0,83]	0.75 [0,62;0,84]	0.77 [0,65;0,84]	0.37 [0,27;0,43]
Importations de biens (extra-zone)	0.18 [0,12;0,26]	0.40 [0,28;0,56]	0.53 [0,38;0,72]	0.52 [0,39;0,69]	0.46 [0,34;0,57]	0.46 [0,33;0,58]	0.44 [0,30;0,58]	0.81 [0,72;0,91]
Demande intérieure	0.10 [0,07;0,15]	0.15 [0,11;0,21]	0.20 [0,14;0,27]	0.16 [0,12;0,22]	0.12 [0,08;0,18]	0.14 [0,10;0,19]	0.15 [0,10;0,21]	0.15 [0,13;0,17]
Revenu disponible brut des ménages	0.16 [0,12;0,23]	0.18 [0,13;0,24]	0.21 [0,15;0,27]	0.19 [0,14;0,25]	0.19 [0,14;0,25]	0.22 [0,17;0,28]	0.26 [0,19;0,32]	0.20 [0,17;0,23]
Prix à la consommation	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,07]	0.10 [0,07;0,15]	0.15 [0,11;0,22]	0.28 [0,20;0,39]	1.75 [1,57;1,97]
Prix de la valeur ajoutée	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,05]	0.05 [0,03;0,07]	0.11 [0,07;0,16]	0.17 [0,12;0,24]	0.32 [0,23;0,42]	1.86 [1,67;2,10]
Prix des exportations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.05 [0,03;0,07]	0.11 [0,07;0,17]	0.17 [0,12;0,25]	0.30 [0,21;0,42]	1.06 [0,94;1,22]
Prix des importations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,00;0,01]	0.01 [0,01;0,03]	0.02 [0,01;0,04]	0.06 [0,03;0,10]	0.09 [0,05;0,15]	0.15 [0,09;0,24]	0.75 [0,67;0,85]
Salaires nominaux	0.00 [0,00;0,00]	0.01 [0,01;0,02]	0.02 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,06]	0.10 [0,07;0,14]	0.17 [0,11;0,23]	0.32 [0,22;0,43]	1.87 [1,67;2,10]
Salaires réels	0.00 [0,00;0,00]	0.00* [0,00;0,00]	0.00* [-0,01;0,00]	0.00* [-0,01;0,00]	0.00* [-0,02;0,01]	0.01* [-0,01;0,03]	0.04* [0,00;0,06]	0.11 [0,10;0,13]
Coûts salariaux unitaires	-0.15 [-0,21;-0,11]	-0.12 [-0,16;-0,09]	-0.10 [-0,13;-0,07]	-0.03 [-0,07;0,00]	0.07 [0,03;0,11]	0.14 [0,08;0,21]	0.30 [0,20;0,43]	1.86 [1,67;2,10]
Emploi	0.03 [0,02;0,05]	0.07 [0,05;0,10]	0.10 [0,07;0,13]	0.12 [0,09;0,16]	0.15 [0,11;0,20]	0.18 [0,13;0,23]	0.21 [0,17;0,27]	0.09 [0,07;0,10]
Taux de chômage	-0.02 [-0,03;-0,01]	-0.04 [-0,05;-0,03]	-0.05 [-0,07;-0,04]	-0.06 [-0,08;-0,04]	-0.08 [-0,11;-0,06]	-0.10 [-0,13;-0,07]	-0.13 [-0,16;-0,10]	-0.06 [-0,07;-0,05]
Population active	0.01 [0,01;0,02]	0.03 [0,02;0,04]	0.04 [0,03;0,06]	0.05 [0,04;0,07]	0.06 [0,04;0,08]	0.06 [0,05;0,09]	0.07 [0,05;0,09]	0.03 [0,02;0,03]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0.07 [0,05;0,10]	0.04 [0,02;0,06]	0.02 [0,00;0,04]	0.03 [0,01;0,05]	0.07 [0,04;0,09]	0.09 [0,06;0,11]	0.11 [0,07;0,15]	-0.11 [-0,42;-0,03]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.03 [0,02;0,05]	0.04 [0,03;0,07]	0.05 [0,03;0,08]	0.05 [0,03;0,07]	0.05 [0,04;0,08]	0.06 [0,04;0,08]	0.07 [0,05;0,09]	0.00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.03 [0,02;0,05]	0.03 [0,02;0,05]	0.03 [0,01;0,04]	0.00* [-0,02;0,02]	-0.01* [-0,02;0,00]	0.00* [0,00;0,01]	0.00* [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau B
Hausse de 10 % du prix des matières premières

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	-0.01	-0.01	-0.01	-0,01*	0.00*	0,01*	0,03*	-0.04
	[-0,02;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,03;0,00]	[-0,03;0,00]	[-0,03;0,03]	[-0,02;0,05]	[0,00;0,07]	[-0,05;-0,03]
Consommation	-0.02	-0.01	-0.03	-0.05	-0.08	-0.08	-0.09	-0.09
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,06;-0,03]	[-0,11;-0,05]	[-0,11;-0,06]	[-0,11;-0,06]	[-0,11;-0,08]
Investissement	-0.02	-0,01*	-0,01*	-0,01*	0.00*	0,02*	0.04	-0.04
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;0,00]	[-0,03;0,01]	[-0,03;0,02]	[-0,04;0,05]	[-0,02;0,07]	[0,00;0,09]	[-0,05;-0,03]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.03	-0.05	-0.18
	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,04;-0,02]	[-0,05;-0,02]	[-0,08;-0,03]	[-0,21;-0,13]
Importations de biens (extra-zone)	-0.03	-0.04	-0.09	-0.11	-0.24	-0.27	-0.34	-0.40
	[-0,04;-0,01]	[-0,06;-0,02]	[-0,12;-0,05]	[-0,16;-0,08]	[-0,31;-0,17]	[-0,35;-0,20]	[-0,42;-0,26]	[-0,46;-0,35]
Demande intérieure	-0.01	-0.01	-0.03	-0.03	-0.05	-0.04	-0.03	-0.07
	[-0,03;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,08;-0,02]	[-0,07;-0,01]	[-0,06;-0,01]	[-0,08;-0,06]
Revenu disponible brut des ménages	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.09	-0.07	-0.05	-0.10
	[-0,12;-0,06]	[-0,12;-0,06]	[-0,12;-0,06]	[-0,13;-0,06]	[-0,12;-0,05]	[-0,11;-0,03]	[-0,09;-0,01]	[-0,11;-0,08]
Prix à la consommation	0.12	0.12	0.12	0.13	0.14	0.16	0.19	0.58
	[0,08;0,16]	[0,09;0,16]	[0,09;0,17]	[0,10;0,17]	[0,12;0,18]	[0,13;0,20]	[0,16;0,25]	[0,44;0,67]
Prix de la valeur ajoutée	0.03	0.03	0.04	0.04	0.06	0.08	0.12	0.53
	[0,02;0,05]	[0,02;0,06]	[0,03;0,06]	[0,03;0,07]	[0,04;0,08]	[0,06;0,11]	[0,08;0,17]	[0,37;0,62]
Prix des exportations (extra-zone)	0.02	0.03	0.04	0.04	0.06	0.07	0.11	0.30
	[0,01;0,04]	[0,02;0,06]	[0,03;0,07]	[0,03;0,07]	[0,04;0,09]	[0,05;0,11]	[0,07;0,17]	[0,21;0,35]
Prix des importations (extra-zone)	0.87	0.88	0.88	0.88	0.89	0.90	0.92	1.08
	[0,87;0,89]	[0,87;0,90]	[0,87;0,90]	[0,88;0,91]	[0,88;0,91]	[0,89;0,93]	[0,90;0,96]	[1,01;1,12]
Salaires nominaux	0.06	0.06	0.07	0.07	0.08	0.10	0.14	0.53
	[0,04;0,10]	[0,04;0,10]	[0,05;0,11]	[0,05;0,11]	[0,07;0,12]	[0,08;0,14]	[0,10;0,19]	[0,37;0,63]
Salaires réels	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.05	-0.06	-0.06	-0.05
	[-0,07;-0,03]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,04]	[-0,07;-0,05]	[-0,07;-0,05]	[-0,06;-0,05]
Coûts salariaux unitaires	0.07	0.06	0.07	0.07	0.06	0.07	0.11	0.53
	[0,04;0,10]	[0,04;0,10]	[0,05;0,11]	[0,05;0,11]	[0,05;0,09]	[0,05;0,10]	[0,08;0,16]	[0,37;0,63]
Emploi	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0,02*	0.00*	-0.04
	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,05;0,01]	[-0,03;0,03]	[-0,05;-0,04]
Taux de chômage	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0,01*	0.00*	0.03
	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,01]	[0,00;0,02]	[0,00;0,03]	[0,00;0,03]	[-0,02;0,02]	[0,02;0,03]
Population active	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0,01*	0.00*	-0.01
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,02;0,01]	[-0,01;0,01]	[-0,02;-0,01]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0.16	-0.16	-0.15	-0.15	-0.13	-0.13	-0.13	-0.21
	[-0,17;-0,14]	[-0,17;-0,14]	[-0,17;-0,14]	[-0,16;-0,13]	[-0,15;-0,11]	[-0,15;-0,11]	[-0,15;-0,10]	[-0,36;-0,16]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.03	0.04	0.05	0.07	0.04	0.03	0.02	0.00
	[0,02;0,05]	[0,03;0,06]	[0,04;0,08]	[0,05;0,09]	[0,03;0,05]	[0,02;0,04]	[0,01;0,04]	[0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0.09	-0.08	-0.07	-0.06	0.03	0.01	0.00	0.00
	[-0,12;-0,06]	[-0,11;-0,06]	[-0,10;-0,05]	[-0,09;-0,05]	[0,02;0,04]	[0,01;0,02]	[0,00;0,01]	[0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau C
Dépréciation de 10 % du taux de change nominal

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.51 [0,23;0,81]	0.90 [0,60;1,26]	1.10 [0,82;1,47]	1.10 [0,83;1,45]	1.01 [0,70;1,31]	1.15 [0,82;1,47]	1.21 [0,87;1,56]	0.02 [0,01;0,04]
Consommation	-0,01* [-0,03;0,01]	0,01* [-0,03;0,05]	0,02* [-0,05;0,09]	0,00* [-0,10;0,10]	-0,21 [-0,46;-0,01]	-0,21* [-0,53;0,05]	-0,18* [-0,63;0,20]	0,02* [-0,04;0,03]
Investissement	0.74 [0,35;1,23]	1.31 [0,88;1,89]	1.74 [1,28;2,44]	1.82 [1,34;2,53]	1.51 [1,02;2,07]	1.47 [0,99;1,97]	1.33 [0,89;1,78]	0.02 [0,01;0,04]
Exportations de biens (extra-zone)	1.67 [0,80;2,47]	2.56 [1,65;3,37]	2.51 [1,73;3,22]	2.51 [1,80;3,13]	2.56 [1,91;3,03]	2.56 [1,95;2,97]	2.31 [1,78;2,72]	0.01 [0,00;0,08]
Importations de biens (extra-zone)	0.47 [0,18;0,78]	0.99 [0,47;1,57]	1.17 [0,41;1,92]	1.05 [0,28;1,80]	-0,22* [-1,03;0,40]	-0,63* [-1,47;0,06]	-1.11 [-1,99;-0,30]	0.00* [-0,15;0,00]
Demande intérieure	0.26 [0,11;0,45]	0.59 [0,37;0,86]	0.83 [0,57;1,18]	0.81 [0,55;1,14]	0.42 [0,11;0,70]	0.46 [0,14;0,75]	0.45 [0,06;0,80]	0,02* [0,00;0,03]
Revenu disponible brut des ménages	0.25 [0,01;0,51]	0.48 [0,17;0,80]	0.65 [0,32;1,00]	0.66 [0,33;1,00]	0.63 [0,22;0,94]	0.79 [0,34;1,14]	0.93 [0,42;1,31]	0.02 [0,01;0,03]
Prix à la consommation	0.27 [0,19;0,36]	0.63 [0,50;0,85]	0.92 [0,78;1,25]	1.10 [0,94;1,49]	1.59 [1,38;2,06]	2.03 [1,73;2,55]	2.98 [2,46;3,70]	9.96 [9,62;9,99]
Prix de la valeur ajoutée	0.07 [0,04;0,12]	0.29 [0,24;0,41]	0.57 [0,46;0,80]	0.74 [0,60;1,02]	1.24 [1,01;1,59]	1.69 [1,37;2,12]	2.69 [2,12;3,35]	9.96 [9,60;9,99]
Prix des exportations (extra-zone)	1.73 [1,46;2,03]	2.46 [2,10;2,87]	2.94 [2,53;3,45]	3.26 [2,82;3,85]	4.07 [3,55;4,78]	4.71 [4,10;5,41]	5.93 [5,13;6,68]	9.98 [9,86;10]
Prix des importations (extra-zone)	2.06 [1,98;2,11]	3,81** [3,86;4,06]	4,47** [4,52;4,80]	4,79** [4,79;5,17]	5.48 [5,25;5,95]	5.98 [5,58;6,47]	6.80 [6,17;7,37]	9.98 [9,84;10]
Salaires nominaux	0.15 [0,10;0,23]	0.35 [0,27;0,54]	0.54 [0,44;0,80]	0.68 [0,57;0,98]	1.18 [0,98;1,56]	1.70 [1,38;2,14]	2.82 [2,22;3,52]	9.97 [9,61;10]
Salaires réels	-0.12 [-0,17;-0,08]	-0.28 [-0,38;-0,19]	-0.38 [-0,54;-0,27]	-0.41 [-0,59;-0,29]	-0.40 [-0,59;-0,26]	-0.32 [-0,53;-0,18]	-0.15* [-0,43;0,00]	0,01* [0,00;0,02]
Coûts salariaux unitaires	-0.28 [-0,50;-0,03]	-0.31 [-0,55;-0,03]	-0,14* [-0,34;0,17]	0,13* [-0,07;0,47]	0.96 [0,72;1,36]	1.49 [1,15;1,94]	2.68 [2,07;3,37]	9.96 [9,60;9,99]
Emploi	0.08 [0,03;0,14]	0.24 [0,15;0,34]	0.41 [0,28;0,57]	0.55 [0,39;0,75]	0.78 [0,56;1,04]	0.95 [0,65;1,24]	1.08 [0,73;1,43]	0.01 [0,00;0,02]
Taux de chômage	-0.05 [-0,08;-0,02]	-0.13 [-0,19;-0,08]	-0.22 [-0,30;-0,15]	-0.29 [-0,39;-0,20]	-0.43 [-0,55;-0,29]	-0.54 [-0,70;-0,37]	-0.65 [-0,85;-0,44]	-0.01 [-0,01;0,00]
Population active	0.03 [0,01;0,05]	0.09 [0,06;0,15]	0.17 [0,12;0,26]	0.23 [0,17;0,34]	0.32 [0,22;0,46]	0.35 [0,23;0,49]	0.35 [0,24;0,49]	0.00 [0,00;0,00]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0.17 [0,04;0,29]	0,04* [-0,11;0,14]	-0,03* [-0,18;0,05]	-0,01* [-0,16;0,10]	0.33 [0,13;0,52]	0.47 [0,27;0,68]	0.65 [0,43;0,87]	0,00* [-0,00;0,20]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.17 [0,11;0,24]	0.38 [0,29;0,50]	0.56 [0,45;0,73]	0.68 [0,56;0,89]	0.66 [0,55;0,85]	0.56 [0,45;0,69]	0.49 [0,36;0,61]	0.00 [0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	-0.11 [-0,20;-0,03]	-0.27 [-0,46;-0,16]	-0.39 [-0,65;-0,26]	-0.45 [-0,72;-0,31]	0.17 [0,08;0,31]	0.12 [0,07;0,20]	0,02* [0,00;0,04]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau D
Hausse de 100 points de base du taux d'intérêt

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.07	-0.11	-0.37
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,08;-0,03]	[-0,11;-0,04]	[-0,16;-0,06]	[-0,40;-0,34]
Consommation	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.09	-0.15	-0.65
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,08;-0,02]	[-0,13;-0,04]	[-0,22;-0,08]	[-0,70;-0,60]
Investissement	0,00**	-0.02	-0.04	-0.07	-0.22	-0.32	-0.44	-0.71
	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,06;-0,03]	[-0,11;-0,05]	[-0,29;-0,16]	[-0,40;-0,25]	[-0,50;-0,36]	[-0,74;-0,68]
Exportations de biens (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	0.00	0.01	0.03	0.22
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,02]	[0,01;0,05]	[0,08;0,38]
Importations de biens (extra-zone)	0,00**	-0.01	-0.03	-0.06	-0.20	-0.31	-0.43	-0.83
	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,02]	[-0,09;-0,04]	[-0,27;-0,13]	[-0,40;-0,21]	[-0,55;-0,29]	[-1,03;-0,65]
Demande intérieure	0,00**	-0.01	-0.02	-0.03	-0.10	-0.15	-0.22	-0.60
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,13;-0,07]	[-0,19;-0,10]	[-0,27;-0,15]	[-0,64;-0,57]
Revenu disponible brut des ménages	0,00**	0.00	-0.01	-0.02	-0.05	-0.07	-0.12	-0.40
	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,01;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,07;-0,03]	[-0,11;-0,04]	[-0,16;-0,06]	[-0,46;-0,36]
Prix à la consommation	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.06	-0.60
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,04;-0,01]	[-0,10;-0,03]	[-1,04;-0,21]
Prix de la valeur ajoutée	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.07	-0.63
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,11;-0,03]	[-1,10;-0,22]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.03	-0.07	-0.36
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,05;-0,01]	[-0,11;-0,03]	[-0,63;-0,13]
Prix des importations (extra-zone)	0,00**	0.00*	0.00*	0.00	-0.01	-0.01	-0.04	-0.26
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,03;-0,01]	[-0,06;-0,01]	[-0,45;-0,09]
Salaires nominaux	0,00**	0.00*	0.00	0.00	-0.01	-0.03	-0.08	-0.83
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,04;-0,01]	[-0,12;-0,04]	[-1,30;-0,41]
Salaires réels	0,00**	0.00	0.00	0.00*	0.00*	0.00*	-0.01	-0.23
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,26;-0,21]
Coûts salariaux unitaires	0,00**	0.00	0.01	0.01	0.02	0.00*	-0.05	-0.63
	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,00;0,01]	[0,01;0,02]	[0,01;0,03]	[-0,01;0,01]	[-0,08;-0,02]	[-1,10;-0,22]
Emploi	0,00**	0.00	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.09	-0.17
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,01;0,00]	[-0,04;-0,02]	[-0,07;-0,03]	[-0,12;-0,05]	[-0,20;-0,15]
Taux de chômage	0,00**	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	0.12
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,01;0,02]	[0,01;0,04]	[0,03;0,07]	[0,10;0,13]
Population active	0,00**	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.03	-0.05
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[-0,02;-0,01]	[-0,03;-0,01]	[-0,05;-0,02]	[-0,06;-0,05]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00*	0.00	0.01	0.01	0.04	0.07	0.10	0.40
	[0,00;0,00]	[0,00;0,00]	[0,00;0,01]	[0,01;0,02]	[0,03;0,06]	[0,05;0,09]	[0,07;0,13]	[0,23;0,99]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.17	0.28	0.36	0.41	0.53	0.58	0.60	0.62
	[0,13;0,21]	[0,23;0,33]	[0,30;0,42]	[0,35;0,48]	[0,47;0,58]	[0,53;0,60]	[0,59;0,61]	[0,62;0,62]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.17	0.28	0.36	0.41	0.54	0.59	0.62	0.62
	[0,13;0,21]	[0,23;0,33]	[0,30;0,42]	[0,35;0,48]	[0,48;0,59]	[0,55;0,62]	[0,60;0,63]	[0,62;0,62]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau E
Hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0.75	0.93	0.89	0.76	0.58	0.61	0.61	0.26
	[0,60;0,89]	[0,74;1,12]	[0,62;1,15]	[0,49;1,00]	[0,35;0,78]	[0,40;0,80]	[0,42;0,80]	[0,16;0,40]
Consommation	0.04	0.10	0.15	0.18	0.18	0.19	0.23	0.57
	[0,02;0,06]	[0,06;0,14]	[0,08;0,21]	[0,10;0,25]	[0,05;0,29]	[0,04;0,32]	[0,01;0,40]	[0,35;0,82]
Investissement	1.11	1.33	1.46	1.24	0.76	0.70	0.64	0.26
	[0,86;1,39]	[1,02;1,70]	[1,03;1,96]	[0,81;1,69]	[0,42;1,08]	[0,45;0,94]	[0,42;0,86]	[0,16;0,40]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00	-0.01	-0.03	-0.06	-0.16	-0.25	-0.43	-1.80
	[0,00;0,00]	[-0,02;0,00]	[-0,05;-0,02]	[-0,09;-0,03]	[-0,26;-0,09]	[-0,37;-0,14]	[-0,61;-0,25]	[-2,59;-1,15]
Importations de biens (extra-zone)	2.11	2.59	3.42	3.19	2.61	2.35	2.09	3.28
	[1,78;2,33]	[2,17;2,91]	[2,84;3,88]	[2,65;3,62]	[2,11;3,00]	[1,87;2,74]	[1,62;2,49]	[2,42;4,25]
Demande intérieure	1.19	1.48	1.62	1.44	1.19	1.19	1.20	1.35
	[1,13;1,26]	[1,36;1,62]	[1,45;1,80]	[1,28;1,60]	[1,06;1,31]	[1,06;1,31]	[1,04;1,34]	[1,19;1,53]
Revenu disponible brut des ménages	0.67	0.85	0.84	0.74	0.62	0.67	0.72	0.58
	[0,54;0,79]	[0,67;1,02]	[0,59;1,07]	[0,49;0,98]	[0,37;0,81]	[0,43;0,86]	[0,46;0,92]	[0,36;0,85]
Prix à la consommation	0.00	0.05	0.11	0.18	0.39	0.56	0.92	5.13
	[0,00;0,01]	[0,03;0,07]	[0,07;0,17]	[0,12;0,28]	[0,25;0,57]	[0,36;0,79]	[0,61;1,25]	[3,25;7,26]
Prix de la valeur ajoutée	0.00	0.05	0.13	0.21	0.44	0.63	1.03	5.46
	[0,00;0,01]	[0,04;0,08]	[0,08;0,18]	[0,13;0,30]	[0,28;0,62]	[0,40;0,84]	[0,67;1,34]	[3,46;7,73]
Prix des exportations (extra-zone)	0.00	0.05	0.12	0.20	0.45	0.62	0.97	3.08
	[0,00;0,01]	[0,03;0,07]	[0,07;0,18]	[0,12;0,30]	[0,27;0,67]	[0,38;0,88]	[0,60;1,30]	[1,95;4,47]
Prix des importations (extra-zone)	0.00	0.02	0.06	0.10	0.23	0.31	0.49	2.18
	[0,00;0,00]	[0,01;0,04]	[0,03;0,11]	[0,05;0,18]	[0,12;0,37]	[0,18;0,49]	[0,29;0,73]	[1,39;3,08]
Salaires nominaux	0.01	0.05	0.11	0.17	0.39	0.61	1.06	5.47
	[0,01;0,01]	[0,03;0,06]	[0,07;0,14]	[0,11;0,23]	[0,26;0,54]	[0,39;0,82]	[0,70;1,38]	[3,46;7,75]
Salaires réels	0.01	0.00*	-0.01*	-0.01*	0.01*	0.05*	0.14	0.33
	[0,00;0,01]	[-0,01;0,01]	[-0,04;0,01]	[-0,06;0,01]	[-0,07;0,05]	[-0,04;0,11]	[0,02;0,20]	[0,21;0,47]
Coûts salariaux unitaires	-0.61	-0.58	-0.36	-0.10*	0.34	0.57	1.04	5.46
	[-0,72;-0,48]	[-0,71;-0,44]	[-0,51;-0,20]	[-0,22;0,02]	[0,19;0,51]	[0,32;0,80]	[0,66;1,38]	[3,46;7,78]
Emploi	0.13	0.30	0.42	0.49	0.52	0.57	0.59	0.25
	[0,10;0,16]	[0,24;0,37]	[0,32;0,54]	[0,35;0,64]	[0,33;0,71]	[0,36;0,74]	[0,39;0,77]	[0,15;0,38]
Taux de chômage	-0.08	-0.17	-0.23	-0.25	-0.29	-0.34	-0.37	-0.17
	[-0,09;-0,06]	[-0,20;-0,12]	[-0,28;-0,16]	[-0,32;-0,17]	[-0,38;-0,18]	[-0,44;-0,21]	[-0,47;-0,24]	[-0,25;-0,11]
Population active	0.05	0.12	0.18	0.21	0.21	0.20	0.19	0.08
	[0,04;0,07]	[0,09;0,16]	[0,14;0,25]	[0,16;0,29]	[0,13;0,30]	[0,13;0,28]	[0,12;0,26]	[0,05;0,11]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	-0.41	-0.51	-0.68	-0.64	-0.55	-0.53	-0.52	-1.78
	[-0,46;-0,34]	[-0,58;-0,43]	[-0,77;-0,56]	[-0,73;-0,53]	[-0,64;-0,44]	[-0,62;-0,42]	[-0,62;-0,41]	[-4,59;-1,01]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.13	0.21	0.22	0.20	0.18	0.18	0.18	0.00
	[0,08;0,18]	[0,13;0,28]	[0,13;0,30]	[0,12;0,28]	[0,11;0,26]	[0,12;0,25]	[0,12;0,23]	[0,00;0,01]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.13	0.16	0.10	0.01*	-0.03	0.01*	0.00*	0.00*
	[0,08;0,18]	[0,08;0,22]	[0,02;0,17]	[-0,07;0,07]	[-0,06;-0,01]	[-0,01;0,04]	[-0,01;0,00]	[0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Tableau F
Hausse de 1 % de la productivité globale des facteurs

Écart au compte central (%)

	T1	T2	T3	T4	T8	T12	T20	LT
PIB	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,06]	0.06 [0,04;0,11]	0.15 [0,10;0,30]	0.20 [0,15;0,40]	0.28 [0,20;0,45]	0,91** [0,83;0,87]
Consommation	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.03 [0,01;0,05]	0.05 [0,03;0,08]	0.16 [0,09;0,26]	0.23 [0,14;0,38]	0.28 [0,19;0,46]	0.80 [0,77;0,82]
Investissement	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,04]	0.05 [0,03;0,08]	0.08 [0,05;0,14]	0.19 [0,10;0,34]	0.26 [0,15;0,44]	0.35 [0,22;0,53]	0.91 [0,89;0,92]
Exportations de biens (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,08]	0.07 [0,03;0,13]	0.18 [0,08;0,31]	0.25 [0,13;0,41]	0.35 [0,21;0,53]	0.64 [0,57;0,75]
Importations de biens (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	0.04 [0,02;0,06]	0.06 [0,03;0,09]	0.11 [0,06;0,18]	0.33 [0,19;0,58]	0.44 [0,26;0,76]	0.45 [0,29;0,74]	0.18 [0,06;0,27]
Demande intérieure	0,00** [0,00;0,00]	0.02 [0,01;0,03]	0.04 [0,02;0,06]	0.07 [0,03;0,09]	0.18 [0,08;0,24]	0.24 [0,11;0,32]	0.30 [0,17;0,41]	0,85** [0,89;0,92]
Revenu disponible brut des ménages	0,00** [0,00;0,00]	0.01 [0,00;0,03]	0.03 [0,01;0,07]	0.05 [0,02;0,11]	0.12 [0,06;0,25]	0.16 [0,09;0,32]	0.22 [0,13;0,38]	0.80 [0,76;0,82]
Prix à la consommation	0.00 [0,00;0,00]	-0.08 [-0,14;-0,04]	-0.15 [-0,26;-0,07]	-0.21 [-0,38;-0,10]	-0.41 [-0,69;-0,22]	-0.54 [-0,85;-0,31]	-0.72 [-1,02;-0,47]	-1.75 [-1,99;-1,56]
Prix de la valeur ajoutée	0,00** [0,00;0,00]	-0.09 [-0,15;-0,04]	-0.17 [-0,28;-0,08]	-0.25 [-0,41;-0,11]	-0.47 [-0,74;-0,24]	-0.60 [-0,91;-0,34]	-0.79 [-1,07;-0,51]	-1.86 [-2,11;-1,66]
Prix des exportations (extra-zone)	0,00** [0,00;0,00]	-0.07 [-0,13;-0,03]	-0.16 [-0,28;-0,07]	-0.24 [-0,42;-0,11]	-0.48 [-0,78;-0,23]	-0.60 [-0,93;-0,32]	-0.73 [-1,03;-0,46]	-1.06 [-1,23;-0,95]
Prix des importations (extra-zone)	0.00 [0,00;0,00]	-0.04 [-0,08;-0,02]	-0.08 [-0,17;-0,03]	-0.12 [-0,25;-0,05]	-0.24 [-0,46;-0,12]	-0.30 [-0,54;-0,16]	-0.37 [-0,59;-0,24]	-0.76 [-0,86;-0,68]
Salaires nominaux	0.00 [0,00;0,00]	0,01* [-0,04;0,04]	0,02* [-0,08;0,07]	0,03* [-0,12;0,10]	0,04* [-0,22;0,17]	0,04* [-0,27;0,20]	-0,05* [-0,34;0,15]	-0.88 [-1,14;-0,68]
Salaires réels	0,00* [0,00;0,00]	0.09 [0,06;0,11]	0.17 [0,11;0,21]	0.24 [0,16;0,30]	0.46 [0,33;0,54]	0.58 [0,46;0,65]	0.67 [0,58;0,74]	0.89 [0,87;0,90]
Coûts salariaux unitaires	0,00** [0,00;0,00]	-0,01* [-0,07;0,02]	-0,04* [-0,15;0,02]	-0,07* [-0,23;0,02]	-0.22 [-0,55;-0,02]	-0.38 [-0,72;-0,12]	-0.69 [-1,00;-0,38]	-1.86 [-2,11;-1,66]
Emploi	0.00 [0,00;0,00]	-0.01 [-0,01;0,00]	-0.02 [-0,03;-0,01]	-0.03 [-0,05;-0,01]	-0.12 [-0,17;-0,05]	-0.22 [-0,29;-0,10]	-0.36 [-0,43;-0,20]	-0.09 [-0,11;-0,08]
Taux de chômage	0.00 [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,01]	0.01 [0,00;0,02]	0.02 [0,01;0,03]	0.07 [0,03;0,09]	0.12 [0,05;0,15]	0.21 [0,11;0,25]	0.06 [0,05;0,07]
Population active	0.00 [0,00;0,00]	0.00 [0,00;0,00]	-0.01 [-0,01;0,00]	-0.01 [-0,02;0,00]	-0.05 [-0,08;-0,02]	-0.09 [-0,12;-0,04]	-0.13 [-0,16;-0,08]	-0.03 [-0,03;-0,02]
Solde de la balance commerciale (en point de PIB)	0,00* [0,00;0,00]	-0.01 [-0,02;-0,00]	-0.02 [-0,03;-0,01]	-0.03 [-0,05;-0,01]	-0.08 [-0,13;-0,04]	-0.10 [-0,17;-0,05]	-0.10 [-0,16;-0,05]	0.12 [0,03;0,45]
Taux d'intérêt à long terme (10 ans)	0.00 [0,00;0,00]	-0.02 [-0,04;-0,01]	-0.04 [-0,08;-0,02]	-0.07 [-0,13;-0,03]	-0.14 [-0,25;-0,07]	-0.14 [-0,21;-0,08]	-0.09 [-0,11;-0,06]	0.00 [0,00;0,00]
Taux d'intérêt réel à long terme	0.00 [0,00;0,00]	0.06 [0,03;0,10]	0.11 [0,05;0,20]	0.15 [0,07;0,27]	0.06 [0,03;0,10]	-0,01* [-0,05;0,02]	0.00* [-0,03;0,01]	0.00 [0,00;0,00]

Lecture : pourcentage d'écart entre la variante et le compte central à un horizon donné (défini en nombre de trimestres après le choc considéré) ; les résultats suivis d'un astérisque (*) ne sont pas significativement différents de 0 à 5 %, ceux suivis de deux astérisques (**) sont en dehors de l'intervalle de confiance à 95 %.

Champ : zone euro.

Source : calcul des auteurs.

Survol de *Mésange* : un modèle macroéconomique à l'usage du praticien

Pierre-Yves Cabannes, Hélène Erkel-Rousse, Caroline Klein,
Guy Lalanne, Olivier Monso, Erwan Pouliquen et Olivier Simon*

Les modèles macroéconomiques inspirés de l'approche de la *Cowles Commission* connaissent une longévité remarquable dans l'administration économique. Ils y ont résisté aux critiques qui leur ont été adressées dans la littérature et ont survécu à l'apparition puis à la montée en puissance d'autres outils d'analyse macroéconomique en raison de leur utilité pour le praticien. Grâce à l'équilibre qu'ils réalisent entre degré d'ancrage à la théorie et qualité d'ajustement aux données, ces outils généralistes contribuent à éclairer un large éventail de questions se posant en milieu opérationnel. En outre, les modélisateurs y ont intégré les progrès de l'économétrie des séries temporelles et les utilisent désormais de manière combinée avec des outils d'analyse complémentaires.

Développé par l'Insee et la direction générale du Trésor, *Mésange* est un modèle de ce type. Il comporte une quarantaine d'équations de comportement estimées économétriquement, pour un total d'environ 500 équations et trois branches modélisées (manufacturière, non manufacturière marchande et non marchande). Il existe sous deux versions, les données en volume étant calculées de deux façons différentes par les comptes nationaux trimestriels : en volumes à prix constants et à prix chaînés, ces derniers correspondant aux données publiées par l'Insee depuis 2007.

Deux types d'utilisation sont exposés et illustrés. Dans le premier, l'effet de chocs sur l'économie est étudié à court, moyen et long termes. Les propriétés à long terme du modèle doivent alors être bien connues et maîtrisées. Ceci conduit à privilégier l'utilisation de la version du modèle avec volumes à prix constants. Pour le second type d'utilisation, qui s'attache à la relecture des prévisions conjoncturelles et à l'analyse du passé récent, l'adéquation aux données des comptes publiés est indispensable : on s'appuie alors sur la version du modèle avec volumes à prix chaînés.

* Les auteurs faisaient partie de la division Croissance et politiques macroéconomiques du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee au moment de la réalisation de ce travail, hormis Caroline Klein, qui travaillait au bureau Macro 1 de la direction générale du Trésor et de la politique économique. Ils remercient Muriel Barlet, Romain Bouis, Maylis Coupet, Laure Crusson, Marguerite Garnero, Thomas Le Barbanchon, Jean-Paul Renne, Roland Rathelot et Patrick Sillard pour leur contribution aux phases préliminaires ou intermédiaires de la réestimation du modèle *Mésange* et Sophie Gaignon pour son assistance statistique. Cet article a en outre bénéficié des relectures attentives, par Didier Blanchet, Éric Dubois et Anne Épaulard, de versions antérieures de ce texte ou des documents de travail qui lui ont servi de base, ainsi que de discussions avec Jean-Louis Brillet, Pierre Malgrange, Pierre Morin et Pierre-Alain Pionnier. Les erreurs éventuelles restent de la seule responsabilité des auteurs.

La modélisation macroéconomique a beaucoup évolué au cours de ces dernières années dans l'administration économique. C'est le cas notamment à la direction générale du Trésor et à l'Insee, où a été développé le modèle macroéconomique *Mésange*. Dans le passé, les usages de ce modèle étaient rythmés par des campagnes régulières de prévision à moyen terme (à des horizons de deux à cinq ans). Désormais, ce modèle est utilisé pour évaluer et analyser les effets de chocs sur l'économie française, ainsi qu'en appui à la prévision conjoncturelle et à des études structurelles. Les prévisions régulières (budgets économiques, notamment) s'appuient sur des modèles plus compacts et plus divers.

Un des objectifs du présent article est de présenter de manière pédagogique les différentes utilisations actuelles du modèle *Mésange* et d'illustrer à travers l'exemple de ce modèle et de ses utilisations pourquoi de tels outils, qui relèvent d'une approche déjà ancienne, connaissent une telle longévité au sein de l'administration économique en dépit des critiques qui leur ont été adressées et de l'émergence puis de la montée en puissance d'autres outils d'analyse macroéconomique au cours du temps. Il s'avère que ces modèles, désignés ici sous le qualificatif de « néo-keynésiens », présentent des caractéristiques qui en font des outils toujours indispensables pour l'économiste praticien, en sus d'autres types de modèles, adaptés à des usages un peu différents ou utilisés dans des cadres comparables de manière complémentaire.

Après avoir rappelé la filiation et les caractéristiques générales du modèle *Mésange*, bien représentatif des modèles néo-keynésiens actuels, on apportera des éléments d'explication à la longévité exceptionnelle de ces outils dans les milieux opérationnels. Puis on détaillera les différentes utilisations qui sont faites du modèle *Mésange* dans les institutions où il est développé. La variété de ces utilisations constitue un des facteurs à l'origine de la présence durable de ces modèles dans la boîte à outils de l'économiste praticien.

Filiation et caractéristiques générales du modèle *Mésange*

Mésange (Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie) est un modèle macroéconomique trimestriel de l'économie française qui s'inscrit dans la lignée de

l'approche historique de la *Cowles Commission*¹. Annoncés par des travaux de précurseurs tels que Frisch dans les années 1920, les modèles macroéconomiques conçus selon cette approche sont apparus dans les années 1930 (cf. Tinbergen, 1939). Ils se sont considérablement développés dans les décennies qui ont suivi, sous l'égide de la *Cowles Commission*, ainsi que d'économistes comme Klein, qui a beaucoup fait pour la diffusion de cette méthodologie dans le monde. Celle-ci peut se résumer de manière très simplifiée en quelques points (cf. Chen et Frohn, 2006, p. 11, Fève, 2006, p. 148, Malinvaud, 2007, pp. 413-414) :

- les modèles conçus selon cette méthodologie contiennent deux types de variables observables (les variables endogènes et les variables exogènes) et des variables aléatoires inobservées s'interprétant comme des aléas ou des écarts à la modélisation. Le statut d'endogène (variable déterminée au sein du modèle) ou d'exogène (variable déterminée hors modèle) des variables observables est décidé en référence aux objectifs de la modélisation et sur la base de raisonnements économiques plutôt que déduit des propriétés statistiques des données ;

- les modèles sont constitués de trois types d'équations : des équations de comportement, qualifiées de « structurelles », qui traduisent des comportements économiques ; des identités comptables, qui reproduisent la cohérence entre les principaux agrégats de la comptabilité nationale (par exemple l'équilibre entre ressources et emplois) ; des équations techniques (telles que celles relatives aux coefficients techniques, par exemple) ;

- ils distinguent plusieurs types d'agents (ménages, entreprises, administration publique, reste du monde), en se concentrant sur les comportements moyens, l'hétérogénéité des agents d'un type donné n'étant pas modélisée (modèles dits à agents représentatifs) ;

- les équations structurelles sont organisées par grands blocs thématiques ;

- les équations de comportement contiennent des coefficients de valeur inconnue, qui doivent être estimés en référence aux données observées

1. La *Cowles Commission*, centre de recherche de l'université de Chicago, se consacra aux recherches sur les modèles macroéconomiques structurels principalement entre 1943 et 1950. Sur la *Cowles Commission*, voir par exemple Christ (1994), Charemza et Deadman (1997), Piroette (2004) ou Malinvaud (1991, 2007).

dans la perspective d'applications empiriques. Des allers-retours entre estimations et simulations contribuent à la mise au point des spécifications et des propriétés des modèles.

La littérature désigne ces modèles sous plusieurs terminologies. On parlera ici de modèles « néo-keynésiens », en référence à certaines caractéristiques de ces modèles typiques du paradigme néo-keynésien, comme la détermination à court terme du PIB par la demande globale (consommation, investissement, exportations, importations, variations de stocks), même si tous les mécanismes de la théorie néo-keynésienne ne sont pas représentés dans tous les modèles macroéconomiques inspirés de l'approche de la *Cowles Commission*.

Comme tous les modèles néo-keynésiens actuellement opérationnels, *Mésange* respecte les principes fondamentaux de la méthodologie de la *Cowles Commission* tout en bénéficiant de l'accumulation du savoir-faire des macroéconomistes depuis plus de sept décennies². Il se caractérise notamment par une meilleure articulation entre le court terme et le long terme que les modèles antérieurs aux années 1990, prenant ainsi en compte les progrès de l'économétrie des séries temporelles. En outre, si le développement des modèles néo-keynésiens est inséparable des conséquences de la crise de 1929 et du succès des idées keynésiennes qui a suivi³, des mécanismes plus « classiques » (effets d'offre) y ont été progressivement intégrés : le niveau de la production rétroagit sur les prix, ce qui se répercute sur les comportements de demande.

Mésange comporte trois branches agrégées (les branches manufacturière, non manufacturière marchande et non manufacturière non marchande) et cinq agents ou secteurs institutionnels : les sociétés non financières (SNF), les ménages, les administrations publiques, les sociétés financières et institutions sans but lucratif au service des ménages (SF-ISBLSM) et le reste du monde. De taille moyenne, il compte environ 500 équations. Une quarantaine retracent des comportements ou des enchaînements (bouclage) estimés économétriquement. Les autres s'apparentent à des relations comptables ou techniques. L'ensemble des équations de comportement réel du modèle se répartit en six grands blocs : les dépenses des ménages (consommation finale et investissement), les demandes de facteurs (emploi et investissement des entreprises), les variations de stocks, les échanges extérieurs (volumes et prix des exportations et importations), la boucle

prix-salaires (salaires, prix de production) et les prix de demande. S'y ajoutent un bloc de finances publiques et un module « énergie » développé pour certaines utilisations du modèle⁴. De manière usuelle dans les modèles de ce type centrés sur un pays (modèles dits « nationaux »), l'économie française est modélisée sous la forme d'une petite économie ouverte au sens où l'environnement international y est supposé exogène (y compris les variables déterminées au niveau de la zone euro que sont les taux d'intérêt et les taux de change de l'euro par rapport aux monnaies étrangères). Quelques variables plus nettement nationales sont également traitées en tant qu'exogènes. C'est le cas de variables à évolution tendancielle longue telles que la population active et le progrès technique. La demande publique l'est aussi, de manière sans doute plus contestable mais usuelle dans ce type de modèle.

À court terme, la dynamique du modèle est principalement déterminée par des comportements de demande (consommation, investissement, échanges extérieurs). Toutefois, à moyen et long termes s'opère un ajustement progressif des grandeurs nominales de l'économie, c'est-à-dire des prix et des salaires, qui font évoluer le modèle vers un comportement de long terme assimilable à un cadre d'offre globale - demande globale (cf. encadré 1). La distinction entre la dynamique de court terme et le comportement de long terme se traduit par le fait que les équations économétriques du modèle prennent la forme de modèles à correction d'erreur. Chaque variable déterminée par une équation de comportement est modélisée comme fluctuant, selon ses déterminants de court terme, autour d'une relation de cointégration spécifiant son comportement de long terme conformément au cadre théorique sous-jacent. Si le long terme de *Mésange* est partiellement contraint par ce cadre, sa dynamique de court terme est largement laissée libre et déterminée par un bon ajustement aux données. Comme on l'explique dans la partie suivante, ce compromis raisonnable entre référence à un cadre

2. L'implantation des modèles macroéconomiques structurels en France a été plus tardive que dans beaucoup d'autres pays, États-Unis particulièrement. Toutefois, la modélisation macroéconomique française remonte désormais à plus d'un demi-siècle. Pour une présentation des premiers modèles macroéconomiques français, voir par exemple Artus, Deleau et Malgrange (1986).

3. Keynes n'était pas enthousiaste à l'égard des modèles macroéconomiques mais ceux-ci ont été portés par des adeptes de ses idées, qui cherchaient au départ à donner consistance à l'analyse de la demande globale - cf. Klein (1950), De Vroey et Malgrange (2007) et Malinvaud (2007).

4. Cf. Klein et Simon (2010) pour une description de ce module et Briard et al. (2010) pour un exemple d'application.

Encadré 1

LE CADRE THÉORIQUE SOUS-JACENT AU MODÈLE MÉSANGE

Les relations de long terme des équations de comportement du modèle *Mésange* découlent d'un cadre théorique sous-jacent. Ce cadre, qui spécifie le comportement de maximisation du profit des entreprises et la détermination des salaires, constitue la composante structurelle du modèle.

Le comportement des entreprises

Soit une économie à trois biens et services différenciés, produits à partir du travail et du capital selon des fonctions à élasticité de substitution constante (CES) :

$$Y = \left[a.K^{1-1/\sigma} + (1-a).(EL)^{1-1/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

où, pour un produit implicite donné, Y est le niveau de la production, K le stock de capital physique et a un paramètre technique décrivant la combinaison productive entre le capital et le travail. Le progrès technique E est neutre au sens de Harrod : il porte sur le facteur travail L et assure un ratio capital sur production constant à long terme, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibrée. σ est l'élasticité de substitution constante entre le capital et le travail. Pour simplifier, nous négligeons l'existence de consommations intermédiaires et assimilons donc production et valeur ajoutée, ce qui n'est pas le cas dans le modèle *Mésange*.

Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (η) constante entre les différentes variétés de produit. Chaque producteur maximise son profit courant en tenant compte des réactions de la demande à son prix. À l'optimum, le prix fixé par chaque producteur est égal au coût unitaire multiplié par un taux de marge (μ) constant égal à : $\mu = \eta / (\eta - 1)$. La productivité marginale de chaque facteur est égale à son coût réel augmenté du taux de marge.

Les demandes de facteurs

La résolution du programme de maximisation du profit par les producteurs conduit aux équations de demande de facteurs. Elles sont log-linéarisées et écrites en déviation par rapport à une situation de référence, qui est un sentier de croissance équilibrée. Le taux de marge étant constant, il disparaît de cette écriture. Les équations de demande sont les suivantes :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p) \quad (L)$$

$$k = y - \sigma(ck - p) \quad (K)$$

où l , y , k et l'efficacité du travail e désignent les logarithmes des variables définies par les majuscules correspondantes, w , p et ck représentant respectivement le coût nominal du travail, le prix de production et le coût nominal du capital, toujours en logarithme et en déviation.

L'équation de prix

L'égalisation de la production totale à la somme des productions des entreprises de la branche considérée aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production.

On obtient alors l'équation de détermination du prix de production ou « *price setting* » (PS) suivante, toujours en logarithme et en déviation :

$$p = \alpha(w - e) + (1 - \alpha)ck \quad (PS)$$

Le prix de production s'ajuste pour une part sur le coût du travail, pour l'autre part sur le coût du capital, le coefficient α étant une fonction des paramètres a et σ

de la fonction de production : $\alpha = a \cdot \left[\frac{K}{Y} \right]^{-(\sigma-1)/\sigma}$, où

(K/Y) est le coefficient de capital dans la situation de référence. Cette équation peut s'écrire comme une relation entre le coût réel du travail et le coût réel du capital, appelée « frontière des prix des facteurs » (FPF) :

$$w - e - p = -\frac{1-\alpha}{\alpha}(ck - p) \quad (FPF)$$

Comme on le verra plus loin, le coût réel du capital peut être assimilé au taux d'intérêt réel, qui est considéré comme exogène en simulation. Ainsi, la frontière des prix des facteurs exprime le fait que la donnée du taux d'intérêt réel détermine le niveau du coût réel du travail.

Les salaires et le chômage d'équilibre

La modélisation des salaires est effectuée de deux manières possibles, à l'aide d'une équation de négociation salariale (équation de type « *wage-setting* » ou WS) ou au moyen d'une courbe de Phillips.

L'équation de négociation salariale

L'équation de salaire de type WS résulte d'un processus de négociation salariale entre employeurs et employés. Il en découle une relation décroissante entre le logarithme du salaire efficace réel (le déflateur étant le prix de consommation) et le niveau de chômage. Cette relation s'écrit, toujours en déviation :

$$w - e - pc - cfs = -\beta u \quad (WS)$$

où pc et cfs sont, respectivement, le prix de consommation et le « coin fiscal-social » en logarithme, et où u désigne le taux de chômage en niveau. β est un coefficient positif. Le coin fiscal-social est défini comme l'écart entre le salaire super-brut et le salaire super-net. Il prend en compte l'ensemble des cotisations sociales employeurs et salariés ainsi que la cotisation sociale généralisée (CSG) et l'impôt sur le revenu. Sa présence dans l'équation (WS) traduit la différence d'objectif entre les deux parties de la négociation : objectif portant sur le salaire super-brut pour l'employeur, sur le salaire super-net pour l'employé.

La courbe de Phillips

La courbe de Phillips exprime une relation décroissante entre l'accroissement du salaire super-brut et le niveau du taux de chômage. Elle peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta w = b + \Delta pc - \beta' u \quad (Phillips)$$

où b est une constante et β' un coefficient positif. Le salaire s'indexe parfaitement aux variations du prix de consommation.

Encadré 1 (suite)

Le taux de chômage d'équilibre

À l'aide de (PS) et de l'équation de salaire, on peut déterminer l'expression du taux de chômage d'équilibre. Ses déterminants sont conditionnés par le choix de modélisation des salaires (équation WS ou courbe de Phillips). Dans le cas de l'équation (WS), le taux de chômage d'équilibre s'obtient en remplaçant l'expression (WS) du salaire dans la frontière des prix des facteurs, ce qui donne :

$$u = \frac{1}{\beta} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} (ck - p) + (pc - p) + cfs \right) \quad (\text{UE})$$

Le taux de chômage d'équilibre dépend ainsi des logarithmes du coût réel du capital ($ck - p$), des termes de l'échange intérieur ($pc - p$) et du coin fiscal-social cfs .

Les termes de l'échange intérieur (TEI) résultent de distorsions entre le prix de consommation des ménages et le prix de production dues notamment à la fiscalité indirecte sur la consommation (TVA) et au fort contenu en importations (et donc en prix étrangers) de la consommation. Trois facteurs influencent ainsi les TEI : le taux de TVA, le taux de pénétration de l'économie en importations et le taux de change réel, rapport du prix de production au prix étranger, considéré ici en logarithme et en déviation ($p - pet$). Une augmentation des TEI tire le taux de chômage d'équilibre à la hausse. Si le prix de consommation augmente plus fortement que le prix de la valeur ajoutée, les salariés exercent une pression des salaires à la hausse. Les entreprises, quant à elles, doivent maintenir leur coût réel du travail constant afin d'assurer la maximisation des profits. Le nouveau sentier de croissance équilibrée se caractérise donc par un taux de chômage plus élevé, à coût réel du travail inchangé.

Dans le cas de la courbe de Phillips, le taux de chômage d'équilibre a pour unique déterminant le taux de croissance de l'efficacité du travail, en raison de la stabilisation à long terme des termes de l'échange intérieur et du coût réel du capital.

L'équilibre de long terme

La détermination de l'équilibre de long terme du modèle s'effectue sous l'hypothèse d'exogénéité des variables suivantes : l'environnement extérieur, notamment le prix étranger pet ; le taux d'intérêt réel, assimilé au coût réel du capital ; la population active et l'efficacité du travail ; le mode de taxation de l'économie et, par conséquent, le coin fiscal-social. Dans ce cadre, l'équilibre de long terme se situe à l'intersection, dans le plan production-prix (y, p), de deux courbes, une courbe d'offre agrégée (AS) et une courbe de demande agrégée (AD). La courbe d'offre s'obtient à partir de l'équation d'emploi (L). En effet, l'équilibre sur le marché du travail s'écrit $l \approx n - u$, où n est le logarithme de la population active, exogène dans le modèle. D'autre part, le coût réel du travail est lié au coût réel du capital (par l'équation FPF). L'équation d'emploi peut donc s'écrire de la manière suivante, donnant l'expression de la production à long terme :

$$y \approx e + n - u - \sigma \frac{1-\alpha}{\alpha} (ck - p)$$

Pour un taux de chômage de long terme résultant d'une équation (WS), l'équation précédente conduit à une relation décroissante entre le niveau de production y et les termes de l'échange intérieur $pc - p$ et, donc, à une relation croissante entre y et le taux de change réel $p - pet$. Toutes choses égales par ailleurs, une diminution du prix étranger pet abaisse le prix de consommation pc et limite les exigences des salariés (WS). L'emploi d'équilibre s'accroît et, avec lui, l'offre de biens.

La courbe de demande (AD) résulte de l'équilibre ressources-emplois sur le marché des biens, de la même manière que chez Carnot (2002) dans le cas du modèle *Manège*. La production découle de la somme de la demande intérieure (consommation et investissement) et des exportations nettes des importations. La consommation s'ajuste à long terme sur le revenu disponible brut réel. À long terme, les volumes d'exportations et d'importations s'écrivent en fonction du taux de change réel et d'un indicateur de demande, intérieure pour les importations, adressée à la France par les pays partenaires pour les exportations (demande mondiale, exogène), conformément au modèle d'Armington (1969). L'équilibre ressources-emplois s'écrit alors comme une relation entre la production y et le taux de change réel ($p - pet$) : c'est la courbe de demande agrégée (AD). Cette courbe est décroissante : une appréciation du taux de change réel, assimilable à une détérioration de la compétitivité prix, dégrade les termes de l'échange intérieur, ce qui se traduit par une baisse de la demande.

L'intersection de deux courbes (AS) et (AD) dans le plan ($y, p - pet$) détermine la production et les prix intérieurs à long terme (puisque pet est exogène). En économie fermée, la courbe (AS) serait verticale et le niveau de la production d'équilibre déterminé entièrement par l'offre, les prix s'ajustant à la demande. En économie ouverte, en raison de la présence de l'environnement extérieur considéré comme exogène, (AS) n'est plus verticale et l'est d'autant moins que l'ancrage du prix de consommation sur le prix étranger est plus fort.

Une application numérique simple a été menée en remplaçant les paramètres des courbes (AS) et (AD) par des valeurs issues des estimations du modèle *Mésange*. Elle aboutit à une courbe (AS) quasi-verticale (élasticité de la production au taux de change réel de 0,08) et à une courbe (AD) moins pentue. En effet, l'élasticité de la demande au taux de change réel s'élève à 0,39. Ces deux élasticités sont très proches de celles obtenues par Carnot (2002) pour le modèle *Manège* (respectivement 0,03 et 0,39).

L'équilibre de long terme peut alors être représenté comme sur la figure *infra*. Les chocs « purs » de demande (hausse des dépenses publiques, de la demande mondiale adressée à la France) conduisent à déplacer seulement la courbe (AD). La courbe d'offre (AS) étant très pentue, ces chocs ont des effets sur le PIB réel très limités à long terme mais des effets inflationnistes importants. Tous les autres chocs (y compris les chocs d'offre « purs » tels que ceux sur les taux de taxation, la population active ou l'efficacité du travail) ont un impact beaucoup plus significatif sur l'activité à long terme.

théorique et capacité à reproduire fidèlement les évolutions macroéconomiques observées fait partie des caractéristiques des modèles néo-keynésiens qui ont sans doute contribué à leur remarquable longévité en dépit de la contestation dont ils ont fait l'objet à partir du milieu des années 1970.

S'ils ne sont plus guère un sujet de recherche académique depuis les années 1970, les modèles néo-keynésiens demeurent très utilisés dans l'administration économique

Après avoir été le cadre de référence des macro-économistes des milieux tant opérationnels qu'académiques des années 1930 aux années 1960, les modèles néo-keynésiens ont été mis en cause sur les plans tant empirique que théorique puis quasiment abandonnés en tant qu'objets de recherche à partir des années 1970. Dans les administrations économiques, en revanche, ils ont remarquablement résisté au temps, aux critiques et à la concurrence des modèles plus

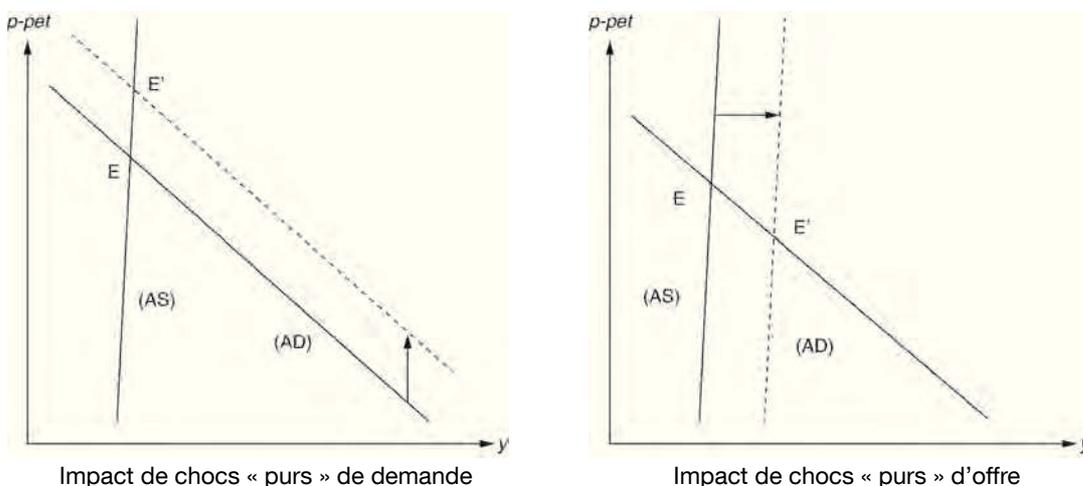
récents, plus prisés par la recherche académique. Mankiw (1990, 2006) attribue cette longévité des modèles néo-keynésiens en milieu opérationnel au fait qu'ils satisfont certains besoins des praticiens auxquels les outils plus récents ne répondent pas, soit parce que ce n'est pas leur objet (ils sont avant tout tournés vers les progrès de la recherche) soit parce qu'il faudra du temps pour ce faire. Depuis la publication des écrits de Mankiw (1990, 2006), les nouveaux modèles se sont de plus en plus implantés dans l'administration économique. Néanmoins, ils ne satisfont pas encore tous les besoins du praticien travaillant en relation étroite avec les décideurs, de sorte qu'ils n'y ont pas évincé les modèles néo-keynésiens.

Pour bien comprendre les raisons de l'implantation des modèles néo-keynésiens beaucoup plus durable dans les milieux opérationnels que dans le monde de la recherche, il est utile de revenir sur les différentes facettes des critiques qui leur ont été adressées à partir des années 1970 et de caractériser ce qui fait aujourd'hui encore l'avantage comparatif des modèles néo-keynésiens aux yeux de l'économiste praticien.

Encadré 1 (suite+fin)

Ce modèle théorique simplifié constitue une approximation recevable du comportement de long terme de *Mésange*. Il permet d'illustrer la façon dont, à long terme, la production et les prix se modifient dans *Mésange* suite à des chocs élémentaires appliqués aux variables exogènes du modèle (cf. Klein et Simon, 2010).

Graphique
Représentation simplifiée du modèle *Mésange* à long terme et impacts de chocs « purs » de demande et d'offre



Lecture : ce graphique illustre le comportement du modèle à long terme dans le cas de chocs ayant un effet positif sur l'activité : à gauche, les chocs de demande purs (par exemple : hausse des dépenses publiques, de la demande mondiale adressée à la France) ; à droite, les chocs d'offre purs (par exemple : baisse des taux de taxation, hausse de l'efficacité du travail ou de la population active). L'équilibre (y, p-pet) se déplace de E à E' suite au choc.
Source : auteurs.

Les années 1970 ont constitué un défi pour les modèles néo-keynésiens, avec la montée simultanée de l'inflation et du chômage, peu compatible avec la courbe de Phillips, référence néo-keynésienne largement reprise dans les modèles inspirés de l'approche de la *Cowles Commission*. En outre, les performances prédictives des modèles néo-keynésiens ont déçu lors des crises consécutives aux chocs pétroliers des années 1970. Certes, leurs échecs à prévoir les retournements conjoncturels étaient en partie dus à des facteurs extérieurs. Ainsi, le poids de la « norme » dans le monde de la prévision (Lévy-Garboua, 1992) et, surtout, l'alimentation des modèles par des prévisions erronées des variables exogènes (Fève, 2006) expliqueraient une (grande ?) partie des erreurs de prévision de ces modèles. Toujours est-il que la déception provoquée par les erreurs de prévisions réalisées en partie sur leur base a coïncidé avec une vague de critiques à leur rencontre, sur les plans tant économétrique que théorique.

La critique économétrique des modèles néo-keynésiens s'inscrit dans la lignée de l'approche du *National Bureau of Economic Research* (NBER), qui accorde la primauté aux données sur les fondements théoriques en modélisation (cf. Burns et Mitchell, 1946). Naylor *et al.* (1972) ont douté de la capacité des modèles néo-keynésiens à mieux prévoir les retournements économiques que des modèles athéoriques de séries temporelles très simples, dits de Box et Jenkins. Granger et Newbold (1974) ont souligné les traitements souvent inappropriés des propriétés des séries temporelles dans les modèles néo-keynésiens de l'époque. Surtout, Sims (1980 et 1982) a critiqué l'imposition de contraintes d'identification sur les variables et les *a priori* économiques, jugés non crédibles car sans justification statistique, dans la spécification des modèles néo-keynésiens. La critique de Sims vise tout ce qui touche à l'identification des causalités entre variables : tant le statut posé *a priori* des variables exogènes que le choix des formes fonctionnelles des équations de comportement (exclusion de certaines variables, contraintes sur les paramètres, imposition de structures de retards spécifiques). Cette critique économétrique a donné lieu à des progrès très fructueux en économétrie des séries temporelles et à l'émergence des modèles vectoriels auto-régressifs (VAR). Un certain rapprochement avec les modèles néo-keynésiens a suivi, avec l'apparition des VAR dits « structurels » (VARs). Ceux-ci introduisent un raisonnement structurel théorique dans

l'approche VAR (cf. par exemple Blanchard et Quah, 1989).

La critique des bases théoriques des modèles néo-keynésiens a été portée par Friedman puis par les nouveaux classiques (Lucas, Sargent, Kydland et Prescott notamment)⁵. Elle porte sur la formalisation des anticipations, introduite dans les modèles d'alors sous la forme quasi-exclusive d'anticipations adaptatives plutôt que rationnelles. Ainsi, dans sa célèbre critique, Lucas (1976) suggère que les modèles néo-keynésiens ne sont pas des outils appropriés pour l'analyse de l'impact des politiques économiques, qui se trouve être une de leurs principales utilisations. Dans un monde d'agents rationnels, l'annonce d'une mesure de politique économique devrait en effet modifier les anticipations et, par suite, les comportements des agents. Or, dans la méthodologie des modèles néo-keynésiens, les effets des politiques économiques sont étudiés à modèle donné, c'est-à-dire à comportements invariants. Selon Lucas et Sargent (1979), l'analyse de ces effets ne peut être menée que dans des modèles dont les équations résultent de programmes d'optimisation microéconomique d'agents rationnels soumis à des contraintes. Dans de tels modèles microfondés, où les paramètres structurels de l'économie, les anticipations des agents et les contraintes auxquelles ils sont soumis sont explicites, une mesure de politique économique peut modifier les comportements. Cette voie de recherche fructueuse a donné lieu à une littérature foisonnante et à l'apparition des modèles de cycle réel, dont les descendants actuels sont les modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques DSGE⁶.

Enfin, les modèles néo-keynésiens, comme les données fondant leur estimation (issues, principalement, des comptabilités nationales), entrent dans le champ de critiques anciennes qualifiées ici de « statistiques », dont certaines ont resurgi ces dernières années à l'occasion de débats portant sur les mesures du chômage, du pouvoir d'achat et du bien-être. La principale critique « statistique » tient au fait que ces modèles reposent sur la notion d'agents représentatifs et se concentrent donc exclusivement sur des moyennes. Dès lors, ils ne sont par nature pas utilisables pour étudier les

5. Cf. Friedman (1968), Lucas (1976), Kydland et Prescott (1977) et Lucas et Sargent (1979). Pour plus de détails, voir De Vroey et Malgrange (2007).

6. En référence au sigle en anglais Dynamic Stochastic General Equilibrium. Sur les modèles DSGE, voir notamment Fève (2006), Avouyi-Dovi, Matheron et Fève (2007) et Économie et Prévision (2008).

questions économiques au cœur desquelles se posent des problèmes de répartition. Orcutt (1957) soulignait déjà cette limite dans un article mettant en cause les modèles à agents représentatifs compte tenu des difficultés à obtenir des comportements stables à partir de l'agrégation de comportements non linéaires d'individus hétérogènes, voire de l'impossibilité d'un raisonnement « en moyenne » lorsque les relations microéconomiques sont trop complexes. Dès que les progrès de l'informatique l'ont permis, des modèles avec agents hétérogènes ont été conçus pour pouvoir répondre à des questions portant un intérêt intrinsèque à la dispersion des situations individuelles. Ces modèles se sont développés à partir des années 1980. Les modèles de microsimulation, très utilisés pour traiter de questions relatives à la retraite, à l'offre de travail, à la santé ou aux politiques fisco-sociales s'inscrivent dans un créneau complémentaire des modèles macroéconomiques compte tenu de leur absence de bouclage macroéconomique⁷. En revanche, les modèles microfondés, généralement calibrés, que sont les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) leur sont davantage substituables. Des MEGC avec ménages hétérogènes sont utilisés pour étudier par exemple l'impact de chocs macroéconomiques sur la pauvreté dans les pays en développement, dans la lignée des travaux précurseurs de Dervis *et al.* (1982).

Suite à leur remise en cause théorique et économétrique, les modèles néo-keynésiens ont quasiment quitté la sphère académique dans les années 1970⁸, les chercheurs privilégiant désormais les travaux sur les outils nés des réflexions des partisans des modèles athéoriques (VAR, VARS) et des pistes ouvertes par les nouveaux classiques (DSGE). En revanche, les modèles néo-keynésiens sont demeurés très présents dans les administrations économiques des pays développés. Outre *Mésange*, on peut citer quelques modèles actuellement opérationnels de l'économie française : *Opale* de la direction générale du Trésor (Bardaji *et al.*, 2010), *Mascotte* de la Banque de France (Baghli *et al.*, 2003), *e-mod.fr* de l'OFCE (Chauvin *et al.*, 2002). Pour la zone euro, mentionnons *MZE* de l'Insee (Beffy *et al.*, 2003, Barlet *et al.*, 2012) et *AWM* de la Banque centrale européenne (Fagan *et al.*, 2001). L'étude de Hervé *et al.* (2007) constitue un exemple d'utilisation de modèle néo-keynésien de type multinational à l'OCDE. En outre les administrations économiques de nombreux pays d'Afrique, d'Asie, d'Europe centrale et orientale et d'Amérique latine se dotent de tels modèles au fur et à mesure de l'enrichissement de leur comptabilité nationale⁹.

Cette longévité des modèles néo-keynésiens dans les milieux opérationnels ne s'y explique pas par une ignorance des progrès de la recherche. Au contraire, ils en ont bénéficié. On a souligné plus haut les progrès en matière d'articulation entre les court et long termes des modèles néo-keynésiens permis par la prise en compte des avancées de l'économétrie des séries temporelles. Il en est de même pour les techniques d'estimation et de tests (de stationnarité, cointégration, spécification, etc.). En outre, des anticipations rationnelles ont été introduites dans des modèles néo-keynésiens ou « semi-néo-keynésiens » (*NiGEM* du NIESR, *Multimod* du FMI¹⁰, etc.), suite aux travaux de Wallis (1980)¹¹. En parallèle, les macroéconomistes en milieu opérationnel ont fait évoluer leur pratique au fur et à mesure des avancées de la recherche. Ils combinent désormais les analyses de modèles macroéconomiques de plusieurs types (néo-keynésiens, VAR, VARS, DSGE) et de modèles à agents hétérogènes (modèles de microsimulations, MEGC). Cela leur permet de mieux tester la robustesse de leurs résultats et d'utiliser chaque outil pour les fonctions qui lui sont les mieux adaptées (Malinvaud, 2007). Ainsi, le recours aux modèles néo-keynésiens, en sus de l'utilisation de modèles plus récents, ne peut s'expliquer que par la persistance de certains avantages comparatifs de ces outils *dans un contexte opérationnel*.

D'une part, avec le temps, les processus de production des modèles néo-keynésiens se sont adaptés aux besoins et contraintes en milieu opérationnel en « s'industrialisant ». Leur coût

7. Les modèles Destinée de l'Insee, Prisme de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) ou Ines, développé conjointement par l'Insee et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), constituent des exemples de tels outils pour la France - cf. Bardaji *et al.* (2003), Blanchet *et al.* (2010), Poubelle (2006), Albouy *et al.* (2003), Legendre *et al.* (2003).

8. Même s'ils n'en ont pas totalement disparu. Le projet Link, fondé par Klein, est porté par l'Organisation des nations unies (Onu) et par un centre de recherche de l'université de Toronto. Il coordonne les modèles macroéconomiques néo-keynésiens de près de 80 pays. Certains chercheurs, tels Fair, demeurent en outre d'ardents défenseurs des modèles macroéconomiques néo-keynésiens - cf. Fair (2004, 2009) et le site internet de ce chercheur (<http://fairmodel.econ.yale.edu/main3.htm>).

9. Dans le cadre de ses activités de coopération, l'Insee a apporté son soutien à la réalisation de modèles macroéconomiques dans plusieurs pays et régions du monde - cf. par exemple Bakhti *et Sadiki* (2007) et Brillet (2008).

10. Cf. Laxton *et al.* (1998).

11. Comme le remarque Malinvaud (2007), la possibilité d'incorporer des anticipations rationnelles dans les modèles néo-keynésiens limite sensiblement la portée empirique de la critique théorique à l'encontre de ces modèles concernant la formation des anticipations. Cependant, la principale limitation empirique de cette critique réside dans la difficulté à apporter la preuve empirique que les anticipations rationnelles reflètent davantage la réalité que les anticipations adaptatives ou de tout autre type (cf. Malinvaud, 2007). Sur la critique empirique de la critique de Lucas, voir aussi Favero *et Hendry* (1992), Ericsson *et Irons* (1995) et Fève (2006).

d'élaboration et de gestion a été réduit notamment par le recours croissant aux partenariats entre organismes (tel que celui entre l'Insee et la direction générale du Trésor autour de *Mésange*), la diminution de la taille des modèles depuis la fin des années 1980¹² et le développement de la sous-traitance des modèles internationaux, dont la taille ne peut guère être réduite. Le nombre de ces modèles a diminué, quelques organismes assurant la construction, la maintenance et la commercialisation de quelques modèles multinationaux devenus des références communes pour un grand nombre d'utilisateurs¹³. On retrouve là des caractéristiques d'outils bien adaptés à « l'ingénieur » au sens où l'entend Mankiw (2006) - nous préférons parler de praticien. Les modèles plus récents font davantage l'objet de développements au cas par cas, selon la question que se pose le chercheur (le « scientifique », selon la terminologie de Mankiw).

Plus fondamentalement, le type de compromis qu'ils réalisent entre fondements théoriques et qualité d'ajustement aux évolutions observées constitue un des attraits relatifs des modèles néo-keynésiens *pour le praticien*. Leur dynamique de court terme, librement estimée, et leur long terme, contraint seulement partiellement par le cadre théorique sous-jacent, leur permettent de reproduire plus aisément et de manière plus satisfaisante les évolutions observées que les DSGE, contraints à court et à long termes par leur dérivation directe de programmes d'optimisation microéconomique. Le cadre théorique à la fois moins exigeant que celui des DSGE mais supposant l'acceptation d'un certain nombre de contraintes *a priori* non reconnues par l'approche VAR autorise en outre l'élaboration de modèles néo-keynésiens de grande taille sans induire de problèmes d'estimation rédhibitoires (cf. annexe 1). Si la tendance est à la diminution de la taille des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne depuis la fin des années 1980, il n'en reste pas moins que ces derniers conservent un nombre de variables en général sensiblement supérieur à celui des modèles estimés d'autres types. Leur capacité à modéliser plusieurs branches, agents et prix (prix de commerce extérieur, prix de production, de valeur ajoutée, de consommation, etc.) et à rendre compte de nombreux canaux de transmission des chocs autorise un discours économique plus riche et plus généraliste. Ceci répond à un besoin des macroéconomistes en milieu opérationnel, qui souhaitent disposer de modèles suffisamment riches pour répondre à un large éventail de questions.

Le respect des grandes identités comptables est aussi un gage de cohérence indispensable pour l'évaluation des effets des politiques économiques (cf. Chauvin *et al.*, 2002). Enfin, la difficulté de l'ensemble des modèles macroéconomiques, quel que soit leur type, à reproduire fidèlement les chocs de la période de crise actuelle depuis 2007-2008 relativise avec le recul la désillusion à l'encontre des modèles néo-keynésiens exprimée dans les années 1970, lorsqu'ils constituaient l'outil principal des macroéconomistes, en la généralisant à un éventail de modèles beaucoup plus large. Il s'avère que l'ensemble des outils du macroéconomiste peinent à capter les chocs d'ampleur importante au regard des fluctuations passées prises en compte dans l'estimation des modèles.

Au total, les utilisations d'un modèle néo-keynésien peuvent être très variées. C'est ce que l'on se propose d'illustrer dans la suite sur l'exemple du modèle *Mésange*, en présentant les principales utilisations qui en sont faites à l'Insee et à la direction générale du Trésor. Auparavant, il est nécessaire de situer le contexte inédit dans lequel a été réestimé le modèle *Mésange* au milieu des années 2000, afin d'expliquer les choix méthodologiques qui en ont résulté.

Le contexte de la réestimation de *Mésange* en 2007 : un changement conceptuel dans le partage volume-prix des comptes nationaux trimestriels

La version originale du modèle *Mésange* avait été estimée sur les comptes nationaux trimestriels avec volumes à prix constants de la base 1995 (cf. Allard-Prigent *et al.*, 2002). En 2006, les comptes nationaux trimestriels sont passés en base 2000. Ceci a marqué le début d'une campagne de réestimation des équations de comportement du modèle, réalisée conjointement par la direction générale du Trésor et de la

12. Les avantages attendus de modèles à forte désagrégation sectorielle (limitation des problèmes d'agrégation, capacité d'évaluer finement les effets de chocs sectoriels sur les économies dans leur ensemble) sont finalement apparus limités au regard du coût de l'élaboration et du maintien de modèles de si grande taille - cf. Malinvaud (1991, 2007). C'est ainsi qu'à l'Insee, les modèles Amadeus puis *Mésange*, de taille moyenne, à deux ou trois secteurs, ont pris la suite de très gros modèles beaucoup plus désagrégés (DMS, Propage, Métric).

13. Ainsi, le modèle NiGEM développé par le National Institute of Economic and Social Research (NIESR) de Londres est utilisé par une cinquantaine d'organismes abonnés de divers pays. Autre modèle multinational très utilisé, OGEM (Oxford Global Economic Model) est commercialisé par Oxford Economics, fondé par le Templeton College et le Business College de l'université d'Oxford. NiGEM et OGEM modélisent les économies d'au moins 45 pays ou zones.

politique économique (DGTPE, devenue depuis la direction générale du Trésor) et l'Insee. Un an plus tard, en 2007, les comptes nationaux trimestriels ont adopté le concept de volumes aux prix de l'année précédente chaînés, désignés plus simplement sous la dénomination de volumes à prix chaînés. Cette modification conceptuelle peut avoir des conséquences notables pour les modèles, les données comptables intervenant à la fois dans leur estimation et dans leur alimentation à des fins d'analyse. C'est particulièrement le cas pour les modèles néo-keynésiens de type *Mésange*, compte tenu de leur caractère largement estimé et de leur cohérence comptable.

Les différences conceptuelles entre volumes à prix constants et à prix chaînés sont exposées dans la première partie de l'annexe 2¹⁴. En bref, tout agrégat en valeur est le produit d'un volume et d'un indice de prix. L'objectif est d'isoler la part d'évolution de la valeur imputable aux seules variations de quantités (le « volume »), tandis que les variations de valeur imputables aux fluctuations des prix sont captées dans l'indice de prix (le « déflateur »). Dans une comptabilité avec volumes à prix constants, tout volume est valorisé au prix d'une année donnée fixe, l'année de base (soit 2000 dans les versions successives des comptes nationaux utilisés pour la réestimation de *Mésange* de la seconde partie des années 2000¹⁵). Dans une comptabilité avec volumes à prix chaînés, l'évolution de l'indice de volume est donnée par celle des quantités élémentaires pondérées par leur part dans l'agrégat en valeur l'année précédente. Des différences importantes entre volumes à prix constants et à prix chaînés peuvent apparaître pour des agrégats contenant des produits pour lesquels l'évolution des prix diffère fortement de celle des autres (cf. graphique A, annexe 2).

L'apport de la comptabilité à prix chaînés est de mieux prendre en compte les déformations structurelles progressives des grands agrégats, car la structure de pondérations utilisée pour calculer les évolutions en volume est celle de l'année précédente et non celle de l'année de base. Toutefois, les volumes à prix chaînés posent certains problèmes pour les modèles macroéconomiques. La principale question concerne leur cadre comptable. Ce dernier est constitué des identités qui sont obligatoirement vérifiées, par définition ou du fait d'un équilibre. Par exemple, la consommation totale des ménages (C) en valeur est par définition égale à la somme des valeurs des consommations des ménages en

produits manufacturés (C_1) et en biens et services non manufacturés (C_2). Si deux des trois agrégats sont modélisés économétriquement et obtenus à partir des comportements des agents, le troisième doit être déduit des deux premiers *via* une équation comptable du modèle. De la même façon, l'équilibre comptable nécessite que la somme des salaires versés soit égale à la somme des salaires perçus.

De par leur construction, les volumes à prix constants sont additifs. *A contrario*, lorsque les volumes sont calculés à prix chaînés, l'obtention de C_2 en volume à partir des volumes de C et C_1 passe par l'application d'une relation non linéaire (cf. annexe 2, première partie). La linéarité du cadre comptable avec volumes à prix constants rend les modèles plus simples à manier et plus cohérents avec l'intuition et la théorie économique. De plus, l'expérience accumulée par les équipes de modélisateurs sur ce type de modèles permet de mieux maîtriser leur comportement en simulation à long terme.

Deux versions de *Mésange* optimisées pour des usages différents

Le choix a donc été fait à l'Insee de faire coexister deux versions opérationnelles du modèle *Mésange*. Une version avec volumes à prix constants est utilisée pour simuler le modèle autour de sentiers de croissance équilibrée, en bénéficiant des propriétés d'additivité du cadre comptable en volumes. Cette version du modèle permet de comparer les différentes trajectoires suivies par le modèle, à court, moyen et long termes, selon les hypothèses faites sur une variable ou un groupe de variables, dans le cadre d'études d'impact de chocs de politique économique ou portant sur l'environnement international (exercices « variantiels »). Elle sert plus ponctuellement à la réalisation de projections à moyen terme dans le cadre d'études. Une version dans laquelle les équations économétriques ont été réestimées sur la base des comptes nationaux avec volumes à prix chaînés est utilisée pour tout exercice nécessitant de travailler sur

14. Pour plus de détails sur les modes d'élaboration des deux types de volumes et leurs différences d'utilisation pratique, voir, notamment, Berthier (2002, 2005), Lequiller et Blades (2006), Arnaud et al. (2007), Insee (2007), Eyraud (2007) et Cabannes et al. (2010). Les deux dernières références s'intéressent plus particulièrement aux questions posées pour la modélisation macroéconomique.

15. À partir du printemps 2011, au moment de la finalisation de cet article, les comptes nationaux sont passés en base 2005. Une réestimation de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés dans cette nouvelle base, postérieure au travail présenté dans cet article, a été effectuée après la publication de résultats détaillés en base 2005.

les comptes publiés : analyse du passé récent et prévision conjoncturelle¹⁶. Les principales différences entre ces deux versions opérationnelles du modèle *Mésange* sont les suivantes :

- les équations comptables en volume y sont formulées différemment. Elles sont additives dans la version avec volumes à prix constants, non dans la version avec volumes à prix chaînés¹⁷ ;

- les utilisations de la version du modèle avec volumes à prix chaînés sont essentiellement historiques ou conjoncturelles. Dès lors, le meilleur ajustement des équations économétriques à l'évolution récente des comptes trimestriels y a été recherché. La version opérationnelle au moment de la rédaction de cet article a été réestimée sur une période allant jusqu'au quatrième trimestre de 2009, prenant en compte les trimestres suivant l'éclatement de la crise financière - cf. Cabannes *et al.* (2010). La version du modèle avec volumes à prix constants a, quant à elle, fait l'objet d'une campagne de réestimation unique depuis le passage des comptes nationaux en base 2000. Sa période d'estimation est donc plus ancienne : elle s'achève au premier trimestre 2006. Pour cette version du modèle, ce sont avant tout la cohérence théorique et de bonnes propriétés dynamiques qui ont été recherchées ;

- deux apports des réestimations en base 2000 de la version du modèle avec volumes à prix constants avaient consisté en l'enrichissement du bloc fiscal et l'ajout d'un module « énergie » - cf. Klein et Simon (2010). Ces apports, utiles essentiellement pour la réalisation de variantes ou de projections à moyen terme, n'ont pas été intégralement conservés dans la

version du modèle avec volumes à prix chaînés. Le module « énergie » en est absent et le bloc de finances publiques y figure sous une forme un peu moins développée.

Au total, les structures des deux versions du modèle demeurent très proches mais ces dernières ont été optimisées pour des usages différents. Par rapport à la version avec volumes à prix constants, la version avec volumes à prix chaînés privilégie davantage l'adéquation à l'évolution des comptes trimestriels et accorde moins d'importance au cadre théorique sous-jacent, explicité dans l'encadré 1 (cf. tableau 1).

L'utilisation en variantes : mesurer les effets d'un choc sur l'économie

L'économie française est constamment soumise à des chocs, tels que : des modifications de variables d'environnement international (taux de change de l'euro contre le dollar, prix étrangers, cours du pétrole, demande mondiale, etc.) ; des mesures de politique économique (baisse de la TVA, hausse de l'investissement public, etc.) ; des innovations techniques ou organisationnelles permettant d'améliorer la productivité du travail, par exemple. Ces chocs portent sur des

16. À la direction générale du Trésor, seule la version de *Mésange* avec volumes à prix constants est utilisée. Pour les utilisations nécessitant de travailler sur les données comptables publiées (prévision à court moyen terme dans le cadre des budgets économiques), c'est le modèle Opale, de plus petite taille (un seul produit), qui est utilisé. Lui aussi a été adapté au passage des comptes trimestriels aux volumes à prix chaînés.

17. Sur les solutions possibles pour adapter le cadre comptable d'un modèle macroéconomique à des volumes à prix chaînés, de même que sur la mise en œuvre concrète de la solution retenue pour le modèle *Mésange*, cf. annexe 2.

Tableau 1
Principales caractéristiques et utilisations des deux versions du modèle *Mésange*

Version du modèle	Avec volumes à prix constants	Avec volumes à prix chaînés
Utilisations	Variante, projections de moyen et long termes	Analyse du passé récent (analyse de contributions), aide à la prévision conjoncturelle (relecture des prévisions en cours ou passées)
Additivité des volumes	Oui	Non
Justifications	- Version du modèle plus conforme à la théorie économique et à l'intuition (par exemple, l'effet sur le PIB en volume est égal à la somme des effets sur ses composantes en volume) - Cadre comptable plus simple, modèle plus léger	Utilisation de cette version du modèle indispensable pour les travaux fondés sur les comptes trimestriels publiés (avec volumes à prix chaînés depuis 2007)
Aspects mis en avant	Cohérence avec la théorie et l'intuition économiques, simplicité, propriétés en simulation bien connues et maîtrisées	Adéquation aux données publiées

Lecture : les utilisations du modèle évoquées ici sont détaillées dans l'article.
Source : auteurs.

variables exogènes du modèle¹⁸. L'exercice en « variante » consiste à comparer deux trajectoires de l'économie simulées à partir de valeurs différentes de ces variables exogènes.

Identifier les variables exogènes directement associées à la question posée et déterminer leur trajectoire dans les différentes variantes constitue une première étape. Le modélisateur a alors le choix de prendre en compte ou non l'interaction avec les autres variables exogènes du modèle. Ainsi, dans le cas d'un choc portant sur le prix du pétrole, les autres variables d'environnement international peuvent rester inchangées ou bien être modifiées de façon cohérente avec le choc. Par exemple, les prix pratiqués par les partenaires commerciaux, eux aussi concernés par la hausse des prix du pétrole, peuvent être augmentés. La première option peut être qualifiée de variante « élémentaire ». Elle présente comme intérêt principal d'analyser le fonctionnement du modèle. La seconde, tenant compte des interactions, correspond à une variante plus réaliste, qui permet de répondre sur le fond à la question posée.

Un deuxième choix porte sur le scénario de référence, dit « scénario central », destiné à constituer le point de comparaison avec les différentes trajectoires variantielles étudiées. On peut souhaiter évaluer l'effet d'un choc de façon générale, sans référence à un contexte historique particulier. Dans ce type de variantes, dites « analytiques », le modèle est alors simulé à partir d'un point de départ quelconque jusqu'à converger vers un sentier de croissance équilibrée. Par définition, le compte central est tel qu'à long terme, l'ensemble des volumes, endogènes et exogènes, évoluent au même taux de croissance, déterminé par le taux de croissance de la population et du progrès technique (exogènes).

Il est aussi possible que le scénario central corresponde à la transcription par le modèle de la réalité observée. Dans ce scénario, les variables exogènes sont alors fixées à leur valeur observée et les résidus des équations économétriques sont ajustés de façon à ce que le modèle, simulé sur période historique, reproduise très exactement les séries des comptes nationaux trimestriels. Les autres trajectoires simulées par le modèle permettent de répondre à des questions du type « que se serait-il passé si le prix du pétrole n'avait pas augmenté entre 2002 et 2008 ? ». Il s'agit de variantes dites « historiques ».

Quatre types de variantes sont donc définis, en fonction du choix des variables exogènes à

prendre en compte (variante « élémentaire » ou « réaliste ») et du compte central choisi (« analytique » ou « historique »). Les travaux publiés à l'aide du modèle *Mésange* avec volumes à prix constants sur les effets d'une hausse du prix du pétrole permettent d'illustrer l'intérêt de chacune d'entre elles. On présente ici quelques exemples illustratifs tirés de Klein et Simon (2010) et de Lalanne et Simon (2009).

De la variante analytique « élémentaire » à la variante historique « réaliste » : l'exemple d'un choc sur le prix du pétrole

Dans une première approche, analytique, le modèle est projeté sur un sentier de croissance équilibrée. Dans cet exemple fictif, on suppose qu'en l'absence de choc pétrolier, le prix du pétrole augmente à un rythme de 2 % par an. On considère ensuite ce que serait l'état de l'économie si, à compter de la même date, le prix du pétrole augmentait fortement de sorte à être systématiquement supérieur de 20 % au prix du scénario central à chaque date (choc « permanent »). En première période, ce choc représente, dans le compte central, une augmentation du baril de pétrole de 36 à 43 euros, ce qui alourdit la facture énergétique à hauteur de 0,3 % du PIB (cf. tableau 2). Cette variante est dite « élémentaire » dans la mesure où le choc ne porte que sur le prix du pétrole sans modifier les autres variables exogènes. Elle n'a pas pour vocation de chiffrer l'impact du renchérissement du prix du pétrole sur l'activité. À partir d'un choc élémentaire, elle permet d'étudier et d'illustrer les propriétés du modèle, en particulier les mécanismes de la boucle prix-salaires.

Les effets d'une hausse du prix du pétrole, même modérés, sont négatifs : au bout de quatre ans, le PIB est inférieur de 0,34 % à ce qu'il serait dans le scénario excluant ce renchérissement du prix du pétrole. Ces effets ne sont pas instantanés mais prennent du temps pour se diffuser dans l'économie. Parmi les effets immédiats, la consommation des ménages diminue sous l'effet de l'alourdissement du prix des importations en énergie. Compte tenu de cet alourdissement, les ménages négocient dans un deuxième temps des augmentations de salaires, qui nourrissent la hausse des coûts de production des entreprises et, par là, celle des prix à la consommation.

18. En pratique, les « chocs » peuvent également porter sur une variable « endogène ». Dans ce cas, c'est techniquement le résidu (exogène) de l'équation économétrique déterminant la variable endogène en question qui est « choqué ».

Comment passer de cette variante « élémentaire » à un état plus réaliste de l'économie en cas de renchérissement des cours pétroliers ? Deux effets additionnels au moins doivent être pris en compte : l'augmentation des prix étrangers, affectés également par la hausse du prix du pétrole, et la modification de la demande mondiale adressée à la France induite par l'impact du renchérissement des cours pétroliers sur la demande globale dans les autres pays (*a priori* négatif sauf pour les pays exportateurs de pétrole). Pour estimer ces deux effets, qui ne sont pas pris en compte dans *Mésange*, une possibilité consiste à utiliser un modèle multinational en amont, tel que le modèle *NiGEM*, qui permet, à partir d'un choc sur le prix du pétrole, de déterminer les variations de la demande mondiale adressée à la France et des prix pratiqués par ses partenaires commerciaux. Ces effets sont ensuite intégrés à *Mésange* sous la forme de chocs des variables

exogènes que sont les prix de référence étrangers et la demande mondiale adressée à la France¹⁹ (cf. tableau 3).

Les résultats sont très proches de la variante « élémentaire » jusqu'à un horizon de deux ans après le choc. Au-delà, la hausse des prix des principaux partenaires de la France limite, dans cette variante, la détérioration de la compétitivité-prix française. Ce canal est en particulier visible dans les exportations françaises, pour lesquelles le choc pétrolier finit même par avoir un effet positif à partir de la troisième année

19. Une autre manière de procéder serait de s'en tenir au résultat de la variante NiGEM pour l'économie française. Toutefois, un modèle multinational a comme avantage comparatif principal la prise en compte d'interactions inter-pays, tandis qu'un modèle national comme *Mésange* représente en général de manière plus fine une économie donnée. Cette façon de recourir à un modèle multinational « auxiliaire » est courante - cf. par exemple Dées (1999) et Baghli et al. (2003).

Tableau 2
Effets d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) sur l'économie française : variante « analytique élémentaire »

	Écart au scénario du compte central en %			
	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
PIB	- 0,04	- 0,15	- 0,25	- 0,34
Consommation des ménages	- 0,09	- 0,25	- 0,40	- 0,52
Investissement	- 0,08	- 0,21	- 0,33	- 0,44
Exportations	- 0,01	- 0,07	- 0,15	- 0,21
Importations	- 0,11	- 0,19	- 0,24	- 0,30
Prix de la consommation des ménages	0,30	0,58	0,78	0,90

Lecture : d'après le modèle *Mésange*, lorsque le prix du pétrole augmente de façon permanente de 20 % à partir d'une valeur de 36 euros le baril de pétrole (Brent), le PIB de la France, au bout d'un an, perd 0,04 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc.

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

Tableau 3
Effets d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) sur l'économie française : variante « analytique réaliste »

	Écart au scénario du compte central en %			
	1 an	2 ans	3 ans	4 ans
PIB	- 0,06	- 0,14	- 0,16	- 0,16
Consommation des ménages	- 0,09	- 0,26	- 0,40	- 0,47
Investissement	- 0,09	- 0,23	- 0,27	- 0,28
Exportations	- 0,10	- 0,10	0,06	0,20
Importations	- 0,18	- 0,26	- 0,23	- 0,22
Prix de la consommation des ménages	0,30	0,60	0,85	1,03

Lecture : d'après le modèle *Mésange*, lorsque le prix du pétrole augmente de façon permanente de 20 % à partir d'une valeur de 36 euros le baril de pétrole (Brent), le PIB de la France, au bout d'un an, perd 0,06 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc.

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

après le choc. On peut décomposer l'effet total de la variante ci-dessus en somme des effets associés à chaque variante élémentaire. À court terme, la hausse des prix étrangers induite par le renchérissement des cours pétroliers n'a pas d'effet d'atténuation significatif. La prise en compte de l'environnement international a même un effet négatif supplémentaire en raison de la baisse de la demande adressée à la France. À moyen puis à long termes, l'effet associé aux prix étrangers tend au contraire à dominer l'effet associé à la diminution de la demande adressée à la France (cf. graphique I). Pour autant, le modèle n'est pas parfaitement linéaire, de sorte que les résultats obtenus ici pourraient être modifiés assez notablement si l'on considérait un choc sur le prix du pétrole à partir d'un niveau sensiblement plus élevé, plus proche des cours pétroliers au moment de la finalisation de cet article²⁰.

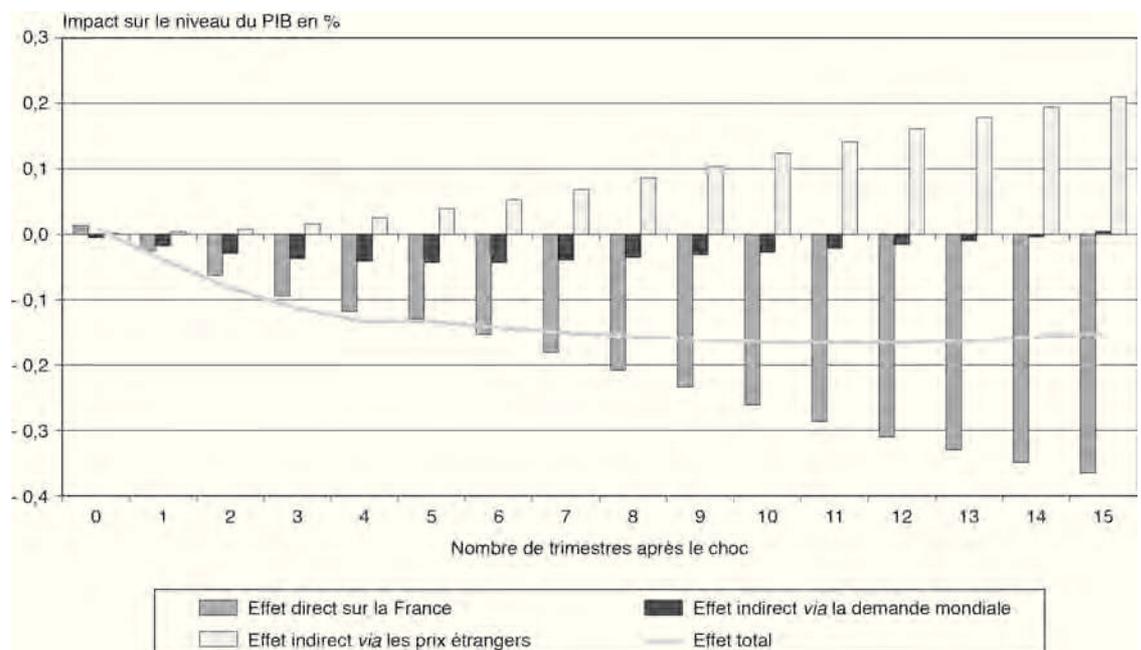
L'utilisation commune des modèles *Mésange* et *NiGEM* permet, dans le cadre d'une variante « historique », d'étudier plus précisément les effets de la forte hausse du prix du pétrole intervenue entre 2002 et 2008 sur l'économie française. Cette hausse a eu lieu conjointement à une appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar, permettant d'alléger la facture pétrolière libellée en

euros. Lalanne et Simon (2009) évaluent l'ampleur de ces différents effets sur la croissance française entre 2002 et 2008. Ils estiment, d'une part, l'impact de la hausse du prix du pétrole à parités fixes avec l'euro, d'autre part, l'effet « protecteur » de l'appréciation de l'euro par rapport à la hausse du prix du pétrole. Dans cette variante historique réaliste, les conséquences du renchérissement des cours pétroliers passant par les prix étrangers et la demande mondiale sont obtenues, comme précédemment, à l'aide du modèle *NiGEM*. Le caractère « réaliste » de la variante est de plus complété par la prise en compte de la politique monétaire à l'œuvre sur la période étudiée. Une croissance plus faible associée au choc pétrolier est en effet supposée entraîner une politique monétaire plus accommodante, permettant d'atténuer les effets de la hausse des cours du pétrole sur la croissance.

Dans cette variante « historique », l'effet conjoint du renchérissement des cours pétroliers et de l'appréciation de l'euro correspond alors à la

20. Le lecteur intéressé par une variante pétrolière à partir d'un prix plus élevé pourra se référer à l'encadré « Éclairage - Les effets d'une hausse du prix du pétrole sur l'activité » de la Note de conjoncture de l'Insee de mars 2011, pp. 16-17. Les poids relatifs des différents effets à l'œuvre diffèrent sensiblement de ceux illustrés par le graphique I (effet indirect de la demande mondiale plus marqué).

Graphique I
Effets direct et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % (pour un niveau initial de 36 euros) dans le cadre d'une variante « analytique réaliste » (utilisation des modèles *NiGEM* et *Mésange*)



Lecture : effets direct et indirects d'une hausse du prix du pétrole de 20 % pour un niveau initial de 36 euros le baril de pétrole (Brent).
Champ : France entière.
Source : Klein et Simon (2010).

comparaison entre les comptes trimestriels et un scénario variantiel où le prix du pétrole et le cours de l'euro par rapport au dollar sont gelés à leur valeur du deuxième trimestre 2002, soit 25 dollars le baril et un taux de change de 1 dollar pour 1,09 euro. Selon cette méthodologie, la hausse du prix du pétrole à parités fixes aurait eu en moyenne un impact significatif sur la croissance française, de l'ordre d'une perte de croissance de 0,3 point par an entre 2002 et 2008, voire 0,6 point au cours des années 2007-2008. L'effet protecteur associé à l'euro (allègement de la facture pétrolière) n'aurait joué qu'en fin de période et aurait été plus que contrebalancé par la dégradation induite de la compétitivité-prix des produits français. Enfin, l'appréciation de l'euro aurait indirectement contribué à modérer les hausses de taux d'intérêt par la Banque centrale européenne, atténuant l'effet total du choc pétrolier (cf. tableau 4).

Exemple de variante analytique appliquée à l'évaluation de mesures de politique économique : impact d'une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB

Une variante augmentant le niveau des dépenses publiques ou diminuant les recettes des administrations publiques toutes choses égales par ailleurs se traduit dans *Mésange* par l'apparition de déséquilibres des finances publiques. Or, l'évaluation de l'impact économique de ce type de mesures de politique économique doit prendre en compte leur coût sur les finances publiques. En particulier, dans un cadre de neutralité budgétaire, il importe de modéliser le financement de la mesure étudiée, par exemple au moyen d'une hausse d'impôt. À titre d'illustration, on présente ici les résultats de deux

variantes analytiques de baisse des cotisations sociales des employeurs du secteur privé à hauteur de 1 % du PIB, l'une non financée, l'autre financée par une hausse d'impôt.

La baisse des cotisations se traduit immédiatement et mécaniquement par un allègement du coût du travail, qui relance l'emploi et diminue les prix de production par rapport à leur niveau dans le scénario central. Les hausses de l'emploi et du salaire réel brut induites par la diminution du chômage et des prix permettent un accroissement du revenu des ménages et, donc, de la demande. L'augmentation de la consommation en produits importés conduit à une dégradation de la balance commerciale, non compensée à court et moyen termes par l'allègement des coûts de production. À long terme, le coût réel du travail, ancré sur le coût réel du capital, revient à son niveau du compte central. Le niveau des salaires réels bruts et, par conséquent, des salaires nets augmente. Au total, dans la variante élémentaire (non financée), le taux de croissance du PIB augmente de 0,25 % la première année, 0,36 % la deuxième année et 0,26 % la troisième. À long terme, ce choc permet un accroissement de l'activité de 1,43 % du PIB (cf. tableau 5, ligne « choc non financé »). Toutefois, cette variante se traduit par un alourdissement non soutenable du déficit primaire des administrations publiques (APU), de l'ordre de 0,8 point de PIB la première année et de 0,2 point à long terme. Ces résultats sont sensibles à l'effet du choc sur le « coin fiscal-social » (cf. encadré 1) et donc à la spécification choisie pour les salaires. C'est une spécification de type Wage Setting (WS) qui est utilisée ici - cf. Klein et Simon (2010).

Le coût économique du financement d'une mesure telle que celle considérée ici peut être

Tableau 4
Décomposition des effets sur la croissance annuelle moyenne de la hausse du prix du pétrole et de l'appréciation de l'euro (variante « historique réaliste »)

En points de % de croissance par an

	2002T1-2008T4	2007T1-2008T4
Effet de la hausse du prix du pétrole à parités fixes (écarts en points de %)	- 0,3	- 0,6
Effets de l'appréciation de l'euro dont :	- 0,2	0,1
- Perte de compétitivité-prix	- 0,5	- 0,5
- Effet « protecteur » par rapport à des hausses de prix du pétrole	0,0	0,2
- Prise en compte de la politique monétaire	0,3	0,4
Effet global (écarts en points de %)	- 0,5	- 0,5

Lecture : d'après le modèle, l'effet global joint de la hausse du prix du pétrole et de l'appréciation de l'euro entre le premier trimestre 2002 et le quatrième trimestre 2008 aurait conduit à une perte de 0,5 point de croissance par an, toutes choses égales par ailleurs.
Champ : France entière.
Source : Lalanne et Simon (2009).

évalué par exemple en simulant une hausse de l'ensemble des prélèvements obligatoires. On définit pour cela un prélèvement « générique » comme une combinaison des principaux impôts, taxes et cotisations sociales, fonction de leurs poids respectifs dans le total des recettes fiscales. On suppose qu'afin de limiter la dégradation du solde public, la réduction des cotisations employeurs est associée à une hausse du prélèvement générique de 1 point de PIB. Dans un tel cadre, la diminution des cotisations « employeurs » est neutre *ex ante* sur les finances publiques.

Un tel choc financé a bien sûr un impact sur l'activité sensiblement plus faible que le choc analytique non financé. À court terme, la hausse du prélèvement générique est telle qu'elle annule les effets positifs de la diminution des cotisations sociales « employeurs ». À partir de trois ans, l'impact du choc financé devient positif sur l'activité. À long terme, il s'établit à 0,1 point de PIB, soit beaucoup moins que celui du choc analytique non financé (cf. tableau 5 et graphique II). Toutefois, il n'est pas strictement nul en raison des différences de distorsion engendrées par les divers types de prélèvement. En effet, la baisse des cotisations sociales employeurs, dont on a expliqué plus haut les mécanismes de propagation, s'apparente à un choc d'offre positif diminuant directement le coût du travail. La hausse du prélèvement générique est une combinaison d'augmentations des différents prélèvements élémentaires (la TVA, la CSG, l'impôt sur le revenu, les cotisations sociales employeurs, les cotisations sociales salariés, etc.). Or ces prélèvements élémentaires n'ont pas tous la même nature ni le même effet. Par exemple, une hausse de la TVA se répercute immédiatement dans les prix de consommation des ménages. Cela enclenche la boucle prix-salaires du fait du processus de négociation salariale, mais les rigidités de court terme se traduisent par une baisse du revenu disponible réel des ménages et, donc, par un recul de la consommation. L'emploi et l'investissement

diminuent progressivement en s'ajustant au niveau réduit de la demande. À long terme, la hausse des termes de l'échange intérieur (cf. encadré 1) induite par l'alourdissement de la TVA implique une augmentation du taux de chômage d'équilibre et une baisse du niveau de production.

Cet exemple n'a évidemment qu'une valeur illustrative. En particulier, le fait que les deux mesures présentées se compensent à peu près du point de vue de l'impact sur le PIB ne signifie pas que d'autres modes de financement donneraient un résultat similaire. Par exemple, si la réduction des cotisations sociales employeurs était associée à une hausse de la TVA de 1 point de PIB, le PIB en serait augmenté de 0,59 % à long terme.

Une utilisation en projection à moyen terme : l'exemple de l'effet du « retournement démographique »

Lorsqu'un modèle macroéconomique est utilisé dans une perspective de plus long terme (20, 30 ans ou plus), on parle d'exercice de « projection ». Compte tenu du nombre de facteurs entrant en jeu et de l'incertitude sur les grandeurs économiques, il ne s'agit pas d'un exercice de prévision. L'objectif est de s'appuyer sur la dynamique du modèle et sur son caractère bouclé pour repérer l'impact de tendances lourdes sur l'économie. Bien entendu, l'utilisation d'un modèle macroéconométrique pour réaliser des projections de long terme est particulièrement susceptible de se heurter à la critique de Lucas : les coefficients estimés dans les différentes équations ne sont pas structurels et leur stabilité, à long terme ou dans un environnement modifié, n'est pas assurée. Il s'agit indéniablement d'une utilisation aux frontières du modèle. Pour autant, ce type d'utilisation, quand on a conscience des limites de l'exercice, permet de souligner quelques grands mécanismes à l'œuvre et d'assurer une cohérence globale difficilement

Tableau 5
Effets d'une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée ou non par une hausse d'impôt « générique »

	Écart au compte central en %					
	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	10 ans	Long terme
PIB en volume (choc non financé)	0,25	0,61	0,87	1,00	1,18	1,43
PIB en volume (choc financé)	- 0,06	- 0,01	0,08	0,09	0,09	0,12

Lecture : une baisse des cotisations sociales employeurs de 1 % du PIB compensée par une hausse d'impôt « générique » a un effet de 0,09 % après 10 ans sur le PIB en volume par rapport au compte central.
Champ : France entière.
Source : Klein et Simon (2010).

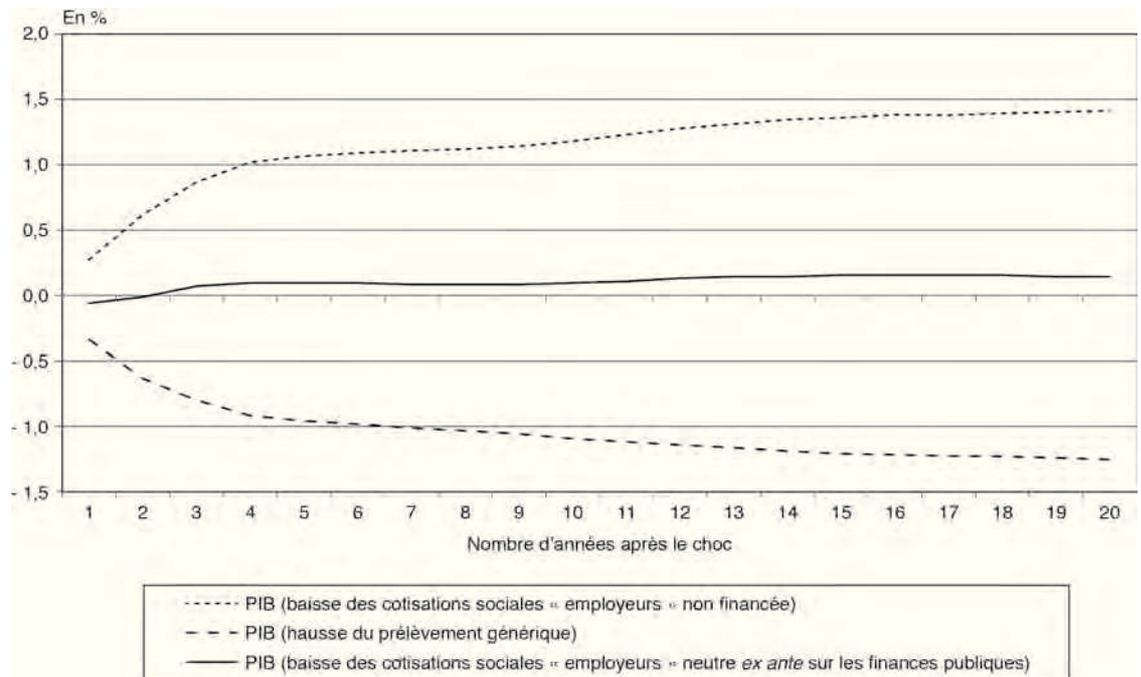
accessible sans usage d'un modèle, d'où son intérêt. Les réflexions sur l'impact du retournement démographique sur l'économie ont motivé l'utilisation du modèle *Mésange* dans cette optique - cf. Ouvrard *et al.* (2008).

Le « retournement démographique » fait à la fois référence à la stabilisation attendue de la population active à l'horizon 2015 selon les prévisions de Coudin (2007) et au vieillissement de la population française dans son ensemble. Pour ce qui est du marché du travail, il est souvent avancé que le vieillissement et les départs en retraite devraient s'accompagner mécaniquement d'une diminution du chômage, au moins à court terme. Néanmoins, plusieurs facteurs pourraient s'y opposer, notamment l'alourdissement de la fiscalité ou des cotisations sociales qui devrait à terme suivre celui des dépenses de retraite et de santé pour que les finances publiques ne subissent pas un trop fort déséquilibre - cf. Blanchet (2001). Ces effets peuvent être étudiés par l'intermédiaire de modèles *ad hoc*, par exemple des maquettes du marché du travail. L'apport du modèle *Mésange* est ici avant tout la prise en compte des interrelations entre les différents mécanismes en jeu

(bouclage). La prise en compte des évolutions démographiques dans le modèle par Ouvrard *et al.* (2008) a nécessité tout d'abord de s'appuyer sur des données issues de travaux antérieurs et d'autres modèles. Ainsi, la population active est issue des projections de l'Insee parues en 2006 - cf. Coudin (2007). Les effectifs de retraités et les pensions par tête ont été tirés du modèle de microsimulation *Destinie*, dans sa version présentée par Bardaji *et al.* (2003). Ils prennent en compte les effets de la réforme des retraites de 2003. En second lieu, plusieurs mécanismes absents du modèle *Mésange* ont dû être introduits pour fournir un scénario réaliste. Tout d'abord, l'évolution de la population active devait s'accorder de façon raisonnable avec le taux de chômage fourni par le modèle, compte tenu du lien existant entre taux d'activité et taux de chômage. Lorsque le taux de chômage s'accroît, un plus grand nombre de chômeurs découragés se retirent en effet du marché du travail, ce qui diminue le taux d'activité (effet de flexion). Un effet de flexion conjoncturelle supplémentaire a par conséquent été ajouté au modèle. Ensuite, il a été supposé que le vieillissement de la population des autres pays développés allait réduire leur potentiel de

Graphique II

Impact sur le PIB d'une diminution des cotisations sociales employeurs de 1 point de PIB couplée à une hausse du prélèvement générique de 1 point de PIB



Lecture : au bout d'un an, le PIB de la France a perdu 0,06 % par rapport au niveau qui aurait été le sien en l'absence de choc. Cet effet peut se décomposer entre un effet positif associé à la baisse des cotisations sociales employeurs (0,25 %) et un effet négatif associé à la hausse de l'ensemble des prélèvements obligatoires (- 0,31 %).

Champ : France entière.

Source : Klein et Simon (2010).

croissance et que l'intensification des échanges extérieurs allait se ralentir. L'hypothèse d'une demande mondiale adressée à la France moins dynamique a notamment été retenue.

Les hypothèses sur les finances publiques prennent dans cet exercice un caractère central. En effet, l'un des principaux effets négatifs anticipés du vieillissement de la population tient dans la hausse du coût des retraites pour la collectivité. Supposer que les administrations publiques vont pouvoir absorber indéfiniment le coût du vieillissement sans accroître les prélèvements ou réduire les dépenses présente peu d'intérêt. Au lieu de cela, le choix a été fait de contraindre le déficit public à ne pas dépasser 3 % du PIB à moyen terme. Dans l'étude d'Ouvrard *et al.* (2008), réalisée avant la crise de 2008-2009, cette contrainte est appliquée de manière progressive entre 2006 et 2010 et devient stricte à partir de 2011. Les éventuels excès de déficit ont été supposés financés par une hausse de la CSG.

Les principaux enseignements de cette projection sont les suivants. Pendant une quinzaine d'années, le chômage serait tiré à la baisse par le ralentissement démographique toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, le gain attendu du retournement démographique ne serait que temporaire. À long terme, l'augmentation du nombre de retraités par actif finirait nécessairement par entraîner une hausse de la fiscalité. Il en résulterait une augmentation du taux de chômage, toutes choses égales par ailleurs dont les autres déterminants structurels du chômage.

Pour un autre exemple d'utilisation « aux frontières » du modèle *Mésange*, le lecteur pourra se reporter par exemple à Briard *et al.* (2010). Ces auteurs ont recours au modèle pour évaluer les impacts macroéconomiques du « Grenelle de l'environnement ». Dans ce cas aussi, une utilisation raisonnée aux limites du modèle contribue utilement à clarifier une question complexe en assurant de raisonner dans un cadre compatible cohérent.

Les principales utilisations de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés

Retour sur les événements économiques récents : les analyses de contributions

L'analyse des contributions à la croissance d'une variable d'intérêt modélisée par une équation

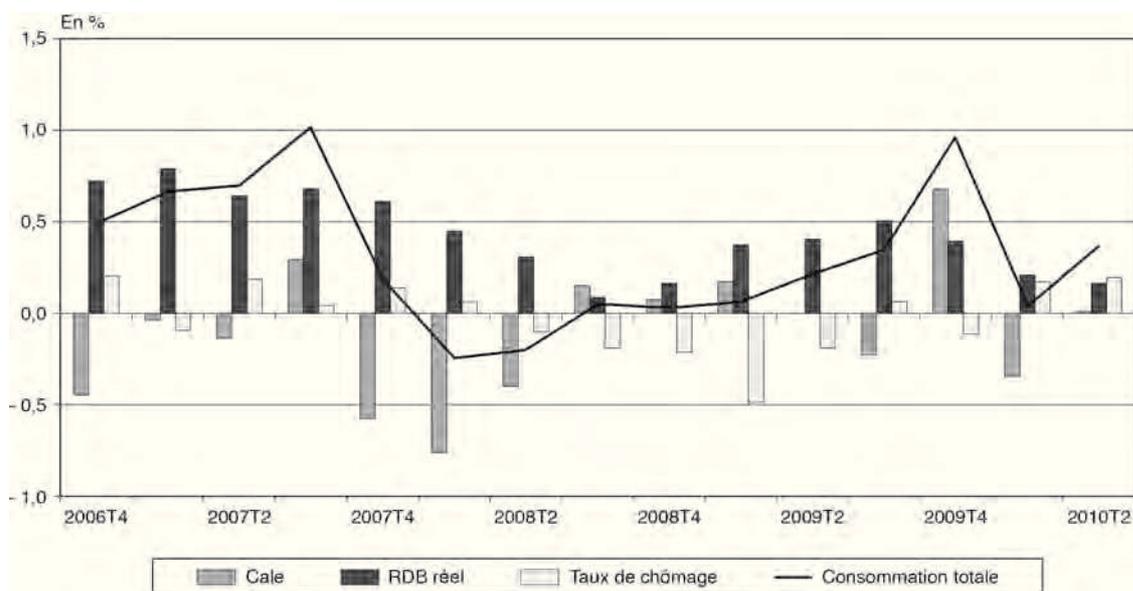
économétrique de *Mésange* consiste à décomposer l'évolution de cette variable en fonction de celles de ses variables explicatives et de la part non expliquée par sa modélisation (cf. encadré 2). L'analyse de contributions répond à deux besoins du macroéconomiste.

D'une part, elle fait partie des outils d'évaluation utiles lors de l'estimation d'une équation économétrique. La forme des fonctions de réponse à des chocs analytiques sur chaque variable explicative constitue une information de première importance sur les propriétés de l'équation dans la perspective d'utilisations du modèle dans son ensemble en variantes ou en prévision à moyen terme. L'analyse de contributions apporte quant à elle des précisions utiles sur le comportement d'une équation en révélant l'histoire économique que celle-ci véhicule sur une période donnée. La crédibilité de cette histoire et l'ampleur des facteurs inexpliqués peuvent ainsi constituer des critères pertinents pour évaluer une équation, en particulier si sa propriété principale attendue est l'adéquation - économétrique et économique - aux données.

D'autre part, parce qu'elle permet d'identifier l'ampleur du rôle joué par chacun des déterminants de l'agrégat modélisé, l'analyse de contributions constitue un outil d'analyse économique utile pour éclairer une question d'actualité ou un problème plus structurel. Cet exercice s'appuie souvent sur des équations de comportement issues de modèles macroéconomiques. Par exemple, la comparaison d'analyses de contributions tirées de plusieurs modèles d'exportations concurrents pour la France et l'Allemagne suggèrent à Erkel-Rousse et Garnerio (2008) une interprétation possible des écarts de dynamisme entre les exportations de ces deux pays dans la première moitié des années 2000. Dans un esprit différent, Bricongne, Lapègue et Monso (2009) puis Lapègue et Mauroux (2010) effectuent des analyses de contributions sur les équations de comportement des principales composantes du PIB tirées du modèle *NiGEM* pour affiner leur estimation des effets de la crise financière sur la croissance de sept pays industrialisés en 2008 et 2009.

Appliquée à l'équation de consommation des ménages de la version du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés, une analyse de contributions (cf. graphique III) confirme que, sur la période récente, le profil de la consommation des ménages est principalement tiré par celui de leur revenu disponible brut réel. Cependant, dans les périodes de dégradation du marché du

Graphique III
Contributions à l'évolution de la consommation totale des ménages



Lecture : les contributions à l'évolution de la consommation totale des ménages (courbe) sont celles (bâtons) du revenu disponible brut (RDB) réel (déflaté par le prix de consommation des ménages), du taux de chômage et de la partie inexpliquée par le modèle (Cale, cf. encadré 2). L'équation de consommation est présentée en annexe 5 (voir version avec volumes à prix chaînés).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels et simulations Mésange.

Encadré 2

LES ANALYSES DE CONTRIBUTIONS

Les agrégats macroéconomiques que sont la consommation, l'investissement ou les volumes d'échanges par exemple, sont modélisés dans *Mésange* par des équations économétriques dites de comportement en fonction d'un certain nombre de déterminants (cf. Klein et Simon, 2010, et Cabannes *et al.*, 2010). Pour un agrégat donné, effectuer une analyse de contributions consiste à décomposer la variation de cet agrégat en fonction de celles de ces déterminants. Cette décomposition est facilitée, dans *Mésange* comme dans la plupart des modèles macroéconométriques de même type, par le fait que les équations de comportement sont en général linéaires en logarithme. Dans le cas le plus fréquent d'un agrégat modélisé par une équation spécifiée comme un modèle à correction d'erreur (MCE), pour un trimestre t donné, l'équation peut s'écrire sous la forme :

$$\Phi(L)y_t = \sum_{k=1}^K \Phi_k(L)x_t^k + \varepsilon_t$$

où y_t est le logarithme de l'agrégat macroéconomique considéré Y_t , x_t^k celui de son $k^{\text{ème}}$ déterminant X_t^k , K le nombre de variables explicatives de l'équation considérée et ε_t un résidu. L est l'opérateur retard et $\Phi(L)$ et $\Phi_k(L)$ sont des polynômes retard fonctions des paramètres estimés, $\Phi(L)$ étant inversible. L'équation s'écrit de manière équivalente :

$$y_t = \sum_{k=1}^K \Phi(L)^{-1}\Phi_k(L)x_t^k + \Phi(L)^{-1}\varepsilon_t$$

et, par conséquent :

$$\Delta y_t = \Phi(L)^{-1}\Phi_1(L)\Delta x_t^1 + \dots + \Phi(L)^{-1}\Phi_K(L)\Delta x_t^K + \Phi(L)^{-1}\Delta \varepsilon_t \quad (C)$$

La variation de l'agrégat Y_t (en logarithme) se décompose entre les contributions de chacune des K variables explicatives et de la contribution résiduelle (ou « cale »), somme pondérée des variations passées des résidus de l'équation sous forme MCE. Dans le cas où ces variations sont de faible ampleur, le taux de croissance de la variable expliquée est ainsi décomposé selon les taux de croissance pondérés, passés et présent, de ses différents déterminants.

L'écriture ci-dessus permet de déduire que la contribution du déterminant X_t^k à la croissance de l'agrégat macroéconomique Y_t , égale à $\Phi(L)^{-1}\Phi_k(L)\Delta x_t^k$, correspond à l'évolution qu'aurait connue la variable Y à la période t si seul le déterminant X^k avait été modifié, tout autre facteur étant stabilisé ($\Delta \varepsilon_{t-s} = 0$ et $\Delta X_{t-s}^j = 0$ pour tout $s \geq 0$ et tout $j \neq k$).

Les analyses de contributions ne se font pas sur des équations réduites mais sur les équations structurelles du modèle. Les facteurs explicatifs X_t^k peuvent donc être exogènes ou endogènes. Par exemple, dans le cas de la consommation des ménages, le revenu disponible brut constitue un des facteurs explicatifs endogènes de la consommation.

travail, comme en 2008-2009 consécutivement à la crise, l'aggravation du chômage pèse sur la consommation, reflétant la constitution d'une épargne de précaution.

Ces déterminants ne sont toutefois pas suffisants pour rendre compte de façon totalement satisfaisante de l'évolution trimestrielle de la consommation des ménages. Des facteurs non modélisés - et difficilement modélisables - peuvent jouer certains trimestres. Par exemple, un automne et/ou un hiver particulièrement doux ont contribué à diminuer la consommation totale à travers la limitation des dépenses de chauffage au quatrième trimestre 2006 et au premier trimestre 2008²¹. En sens inverse, l'ampleur inexpliquée de la hausse de la consommation au dernier trimestre 2009 est en partie liée au fait que les ménages ont accru leurs achats d'automobiles avant que les dispositifs de prime à la casse et de bonus-malus ne deviennent moins généreux²². Le ralentissement, inexpliqué par le modèle, de la consommation le trimestre suivant découle mécaniquement des comportements d'achats anticipés par les ménages le trimestre précédent.

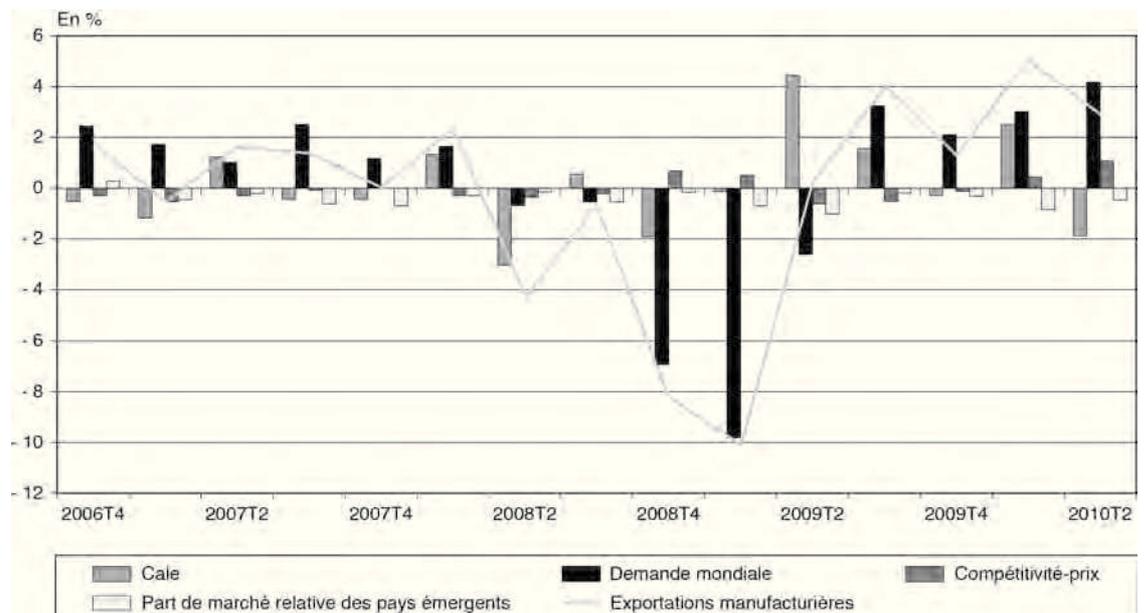
Un autre exemple est celui des exportations manufacturières. Leur profil général suit très étroitement celui de leur principal déterminant,

la demande mondiale adressée à la France - cf. annexe 5 (version du modèle avec volumes à prix chaînés). Les contributions de la compétitivité-prix et de la part de marché relative des pays émergents et en transition (représentative de la concurrence accrue de ces pays sur les marchés extérieurs) sont beaucoup plus lisses et plus mineures (cf. graphique IV). En particulier, les trois séquences consécutives que sont l'affaiblissement des exportations manufacturières dès le deuxième trimestre 2008, leur effondrement au plus fort de la crise puis leur redressement rapide ensuite sont assez bien captées par le modèle. Néanmoins, l'ampleur de la chute au deuxième trimestre 2008 est difficile à expliquer par le modèle, tout comme la sur-réaction des exportations à la baisse au quatrième trimestre 2008, également observée chez plusieurs pays industrialisés. Au deuxième trimestre 2009, cette sur-réaction joue en sens inverse : les exportations manufacturières se redressent plus vite que la contribution de la demande mondiale ne l'aurait suggéré. Les exportations françaises d'automobiles ont alors été soutenues par les primes à la casse instaurées dans plusieurs pays, particulièrement en Allemagne, premier parte-

21. Source : Note de conjoncture de l'Insee de mars 2007 et Note de conjoncture de l'Insee de juin 2008.

22. Source : Note de conjoncture de l'Insee de mars 2010.

Graphique IV
Contributions à l'évolution des exportations de produits manufacturés



Lecture : les contributions à l'évolution des exportations de produits manufacturés (courbe) sont représentées par les bâtons. L'équation d'exportations manufacturières est présentée en annexe 5 (voir version avec volumes à prix chaînés).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels, OCDE et simulations Mésange.

naire commercial de la France²³. Des facteurs exceptionnels, donc non modélisés, peuvent encore expliquer au premier trimestre 2010 l'incapacité de l'équation à capter intégralement le rebond des exportations, soutenues alors par celui des livraisons de grands contrats aéronautiques et navals²⁴.

Grâce à l'histoire qu'elles restituent, ces analyses de contributions appliquées à des équations de *Mésange* avec volumes à prix chaînés permettent d'apprécier la robustesse - ou, parfois, les limites - du pouvoir explicatif des déterminants usuels de telle ou telle variable face au choc négatif d'activité subi par l'économie française au moment de la crise de 2008-2009.

Toutefois, les analyses de contributions les plus systématiquement effectuées sur des équations de comportement de la version de *Mésange* avec volumes à prix chaînés portent non sur le passé mais sur des trimestres non encore observés dans les comptes trimestriels. En outre, plus encore qu'aux contributions des variables explicatives véritables, elles s'intéressent à celles des effets inexpliqués, qui jouent un rôle de critères d'alerte potentielle. Ces analyses de contributions particulières sont réalisées chaque trimestre pendant la préparation des *Notes* et *Points de conjoncture* de l'Insee, lors de la relecture des prévisions conjoncturelles en cours d'élaboration par le modèle *Mésange*.

*La relecture par *Mésange* de prévisions conjoncturelles en cours d'élaboration : l'« inversion »*

Chaque trimestre, le département de la conjoncture de l'Insee établit des prévisions économiques relatives à l'économie française donnant lieu à la publication d'une *Note* ou d'un *Point de conjoncture*. Un jeu de prévisions intermédiaire est élaboré sur la base d'informations apportées par les enquêtes de conjoncture et divers autres indicateurs avancés. La relecture de ces prévisions par le modèle *Mésange* consiste à examiner dans quelle mesure celles-ci, rassemblées dans un cadre cohérent appelé « garde-fou conjoncturel », retracent des comportements économiques standard tels qu'ils sont représentés par *Mésange* (cf. annexe 3). La dénomination courante d'« inversion » pour qualifier cette relecture provient du fait que les statuts de deux groupes de variables du modèle sont inversés. Des variables habituellement déterminées par les équations de comportement de *Mésange* sont ici prévues par le garde-fou conjoncturel, donc

hors modèle (d'endogènes, elles deviennent donc exogènes). À l'opposé, les résidus de ces équations, habituellement traités en exogènes, sont calculés par le jeu du modèle (donc traités en endogènes). Plus précisément, le modèle est simulé sur le passé proche et sur la période de prévision en imposant à l'ensemble des agrégats économiques de reproduire les valeurs passées disponibles dans les comptes nationaux et les valeurs prévues synthétisées dans le garde-fou conjoncturel. Le modèle calcule les résidus des équations de comportement nécessaires à l'obtention de ce résultat. Il détermine ainsi dans quelle mesure les comportements économiques doivent s'éloigner des lois « standard » estimées sur le passé pour reproduire les prévisions conjoncturelles synthétisées dans le garde-fou. L'absence d'écart significatif entre les prévisions du garde-fou et du modèle *Mésange* peut conforter la prévision conjoncturelle donnée par le garde-fou. *A contrario*, lorsque les écarts entre une prévision tirée du garde-fou et la prévision correspondante issue de *Mésange* sont sensibles, le conjoncturiste est amené à s'interroger sur la robustesse de sa prévision et, le cas échéant, à infléchir cette prévision si rien ne justifie de tels écarts.

Les équations de comportement étant en général log-linéaires, l'évolution des principaux agrégats économiques peut être décomposée selon les variations des déterminants inclus dans chacune d'elle, résidu compris. Les résultats des exercices d'inversion sont ainsi présentés de manière immédiatement lisible sous la forme d'analyses de contributions un peu particulières en raison de l'intérêt spécifique suscité par l'ampleur des contributions résiduelles (cf. annexe 3).

À titre de premier exemple, on se place dans le cadre d'un exercice d'inversion du modèle *Mésange* effectué à l'automne 2009 sur un garde-fou conjoncturel provisoire, lorsque le dernier trimestre observé était le deuxième trimestre 2009 et qu'il s'agissait de prévoir les troisième et quatrième trimestres 2009. D'après le modèle, le plus ou moins grand dynamisme de l'économie a eu une influence prépondérante sur l'évolution de l'investissement des entreprises ces dernières

23. Cf. Note de conjoncture de l'Insee de décembre 2009. Peut-être l'aggravation du déséquilibre statistique entre les exportations et les importations mondiales observée durant ce trimestre (le ratio des exportations sur les importations mondiales ayant brutalement augmenté) explique-t-elle aussi une partie du bond de la « cale » (cf. encadré 2) en 2009T2. En effet, la demande mondiale, moyenne pondérée d'importations de pays partenaires de la France, pourrait être sous-estimée par rapport aux exportations françaises ce trimestre-là.

24. Source : Note de conjoncture de l'Insee de juin 2010.

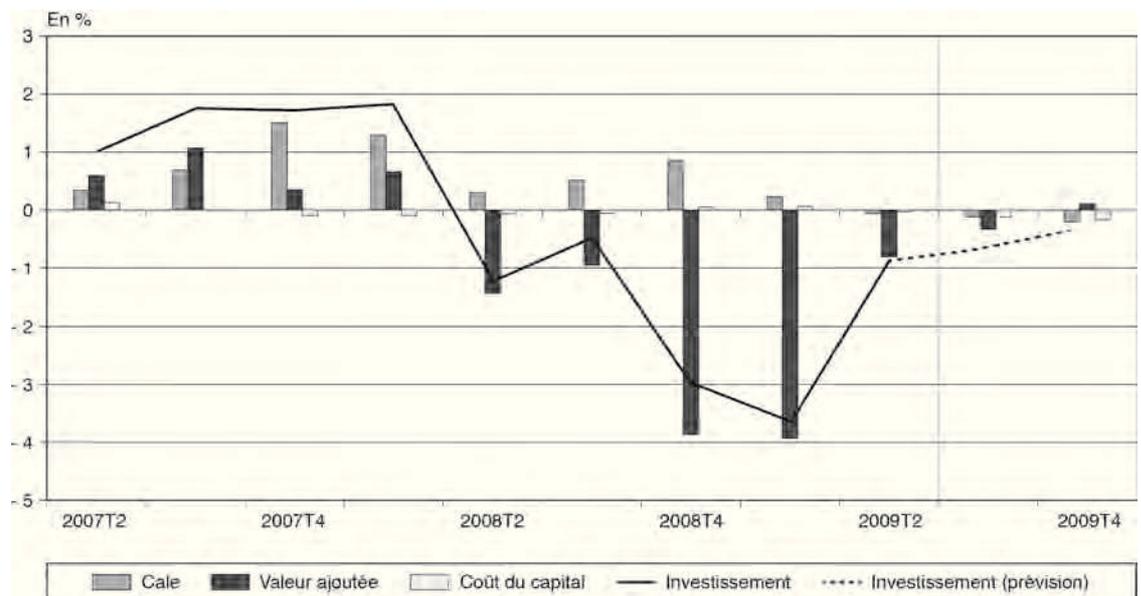
années (cf. graphique V). En particulier, la baisse de la valeur ajoutée liée à la crise récente aurait constitué le facteur principal de la forte chute de l'investissement des entreprises au dernier trimestre 2008 et au premier trimestre 2009. Les prévisions provisoires suggéraient un investissement toujours en baisse au second semestre 2009, mais progressivement plus modérée. Les effets inexpliqués avaient des contributions très limitées sur l'horizon de prévision. Ainsi, le diagnostic du modèle *Mésange* était en accord avec le message donné par les prévisions. D'après le modèle, l'atténuation progressive de la dégradation de l'investissement aurait été essentiellement due à l'amélioration des perspectives d'activité. Dans une telle configuration, l'exercice d'inversion vient conforter les prévisions. Les comptes trimestriels publiés en février 2010 ont confirmé le diagnostic d'une modération de la dégradation de l'investissement au second semestre 2009.

Afin d'illustrer le cas où on constate des écarts significatifs entre les deux jeux de prévisions, on se situe toujours à l'automne 2009, en considérant une prévision provisoire du prix de production des produits manufacturés portant sur les deux derniers trimestres de l'année 2009.

Les déterminants du prix de production des produits manufacturés sont la rémunération salariale par salarié dans la branche manufacturière, le prix d'investissement, les coûts unitaires des consommations intermédiaires et le coût du capital (cf. graphique VI). Au troisième trimestre 2009, la prévision provisoire suggérait une forte hausse du prix de production manufacturière. La version du modèle *Mésange* utilisée à l'époque ne parvenait pas à rendre compte de l'ampleur de cette hausse par les déterminants qui étaient modélisés : l'exercice d'inversion faisait apparaître un effet inexpliqué positif élevé au regard du passé pour ce trimestre²⁵. Or, aucune information conjoncturelle disponible à l'époque sur ce trimestre ne permettait de trancher au détriment du diagnostic de *Mésange*. Il s'agit d'un cas où l'exercice d'inversion apporte un complément d'information avant la fixation définitive des prévisions conjoncturelles et peut conduire à leur modification avant publication. Les comptes trimestriels publiés ultérieurement

25. Deux cales plus importantes ont certes été rencontrées sur les deux années précédant l'horizon de prévision. Toutefois, leur ampleur était exceptionnelle et la cale du troisième trimestre 2009 reste d'une ampleur notable en comparaison de la plupart des cales rencontrées sur le passé récent.

Graphique V
Inversion de l'équation d'investissement des entreprises non financières



Lecture : la courbe représente l'évolution de la variable d'intérêt (variable expliquée) observée (en trait continu) et prévue (en pointillés) et les barres les contributions de chaque facteur explicatif à cette évolution. La contribution de la cale représente la part inexpliquée par le modèle. L'analyse de contributions présentée ici correspond à l'équation d'investissement des entreprises non financières issue de la première version opérationnelle du modèle *Mésange* avec volumes à prix chaînés, estimée jusqu'au premier trimestre 2007. La réestimation du modèle à partir de données plus récentes a donné une équation d'investissement dont la spécification est très proche (cf. Cabannes et al., 2010).

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels (dernière publication disponible en septembre 2009) et simulations *Mésange*.

ont, dans ce cas précis, confirmé le diagnostic du modèle *Mésange*.

Inversement, un écart significatif et inhabituellement élevé entre une prévision du garde-fou et la prévision correspondante donnée par *Mésange* peut survenir et, parfois, se justifier - cf. Cabannes *et al.* (2010), partie II.2. Ainsi, un écart entre les deux prévisions peut être lié à un événement spécifique que le modèle ne prend pas en compte parce que cet événement n'est pas modélisé. Il arrive aussi, plus rarement, qu'une divergence entre le garde-fou et *Mésange* provienne d'une cause connue des conjoncturistes mais par nature non modélisable. Cela peut être le cas, par exemple, d'un problème transitoire touchant les données elles-mêmes.

*La relecture de l'année écoulée par le modèle *Mésange* : l'exercice de post mortem*

Le modèle *Mésange* peut être aussi utilisé pour analyser *ex post* les raisons pour lesquelles les prévisions faites dans le cadre de la *Note de conjoncture* de l'Insee pour l'année passée ont

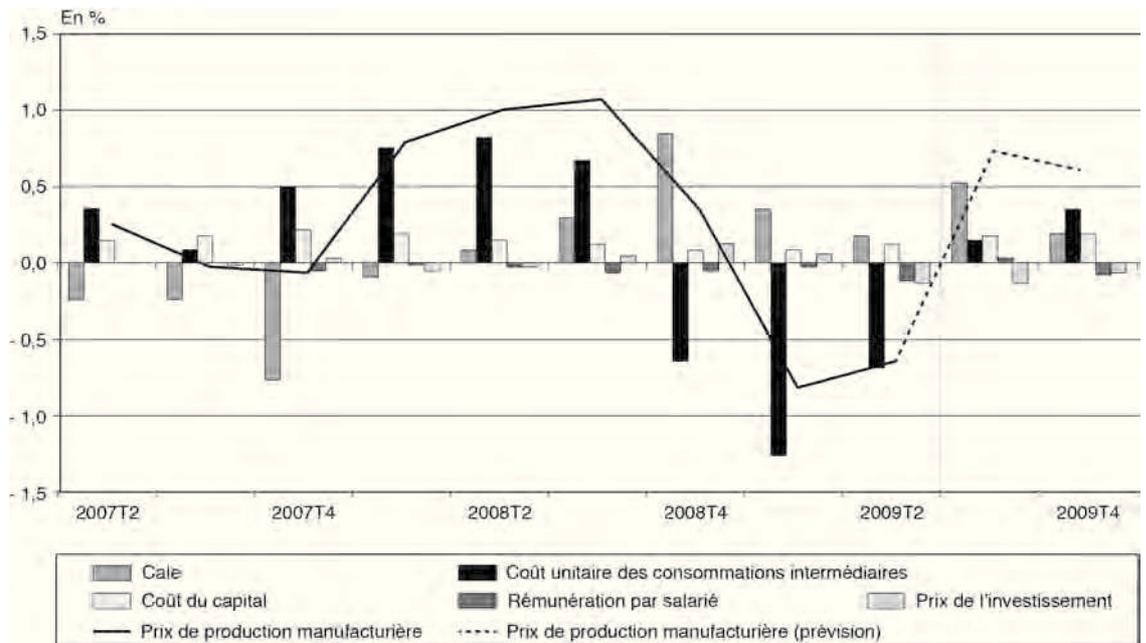
éventuellement différé des évolutions économiques qui se sont finalement réalisées. Plus précisément, il est alors utilisé pour décomposer les écarts entre les prévisions portant sur l'année *N*, publiées en juin de l'année *N*, et les réalisations connues en mars de l'année *N + 1* en trois sources d'écarts bien distinctes :

- les révisions des comptes trimestriels portant sur l'année *N - 1* et le premier trimestre de l'année *N*²⁶. Il s'agit d'une première source d'écart entre les prévisions et les réalisations ;

- les écarts entre les hypothèses faites sur les variables d'environnement et leurs réalisations ultérieures. Les évolutions des grands agrégats macroéconomiques d'intérêt sont prévues à partir d'hypothèses sur certaines variables clés, considérées comme exogènes dans le modèle *Mésange*. Il s'agit notamment des taux d'intérêt et de variables décrivant l'environnement international (niveau des prix de référence étrangers,

26. Les prévisions publiées dans la Note de conjoncture de juin de l'année *N* sont en effet fondées, concernant le passé récent, sur des comptes trimestriels provisoires. Il s'agit alors des Premiers résultats du premier trimestre de l'année *N*, publiés à la mi-mai de l'année *N*. Ces comptes sont ensuite révisés, notamment du fait de leur calage ultérieur sur les comptes annuels.

Graphique VI
Inversion de l'équation de prix de production manufacturière



Lecture : la courbe représente l'évolution de la variable d'intérêt (variable expliquée) observée (en trait continu) et prévue (en pointillés) et les barres les contributions de chaque facteur explicatif à cette évolution. La contribution de la cale représente la part inexpliquée par le modèle.

Champ : France entière.

Sources : comptes nationaux trimestriels (dernière publication disponible en septembre 2009) et simulations *Mésange* (cf. aussi Cabannes *et al.*, 2010).

prix du baril de pétrole, demande mondiale adressée à la France, taux de change de l'euro vis-à-vis des principales monnaies mondiales, etc.). En mars de l'année $N + 1$, les réalisations de ces variables sont observées sur l'ensemble de l'année N ;

- les « erreurs », au sens économétrique du terme, sur les « comportements » des agents économiques nationaux (qui correspondent aux secteurs institutionnels de la comptabilité nationale). Cette contribution aux écarts entre prévisions et réalisations est calculée comme un solde. Les « comportements » désignent en réalité les équations économétriques du modèle *Mésange*. Cette source d'écarts entre les prévisions et les réalisations vient de facteurs qui sont captés non par les variables explicatives mais par les résidus des équations de comportement du modèle.

En pratique, la réalisation de l'exercice de *post mortem* s'effectue en quatre étapes, durant lesquelles le modèle est utilisé en inversion puis en simulation - cf. annexe 4.

À titre d'illustration, on reprend les résultats du *post mortem* réalisé sur les prévisions de

2007²⁷. En juin 2007, l'Insee prévoyait une croissance de 2,1 % pour l'ensemble de l'année 2007²⁸. En février 2008, les premiers résultats des comptes trimestriels estimaient cette croissance à 1,9 %. L'écart entre la prévision et cette réalisation était donc très faible (- 0,2 point) au regard du degré de précision des comptes nationaux et des prévisions conjoncturelles.

Utilisé en *post mortem*, le modèle *Mésange* permet de décomposer cet écart de - 0,2 point de croissance sur l'année 2007 (cf. tableau 6 et Beffy *et al.*, 2008, pour plus de commentaires).

Cet exemple illustratif est représentatif à double titre. En général, les révisions des comptes trimestriels constituent une source très secondaire d'écart entre prévision initiale et réalisation ultérieure (- 0,1 point, ici). D'autre part, les erreurs commises sur les hypothèses d'environnement international et de politique économique représentent la plupart du temps la principale cause de divergence entre prévisions et réalisations.

27. Cf. Beffy *et al.* (2008).

28. Cf. Note de conjoncture de l'Insee de juin 2007.

Tableau 6
Décomposition de la comparaison de la prévision de croissance et sa réalisation pour 2007

		Point de croissance en %
Note de conjoncture de juin 2007 (croissance du PIB réel en %)		+ 2,1
Révisions des comptes trimestriels (février 2008)		- 0,1
Environnement de l'année 2007		- 0,6
<i>Dont :</i>		
	<i>Compétitivité</i>	- 0,1
	<i>Pétrole</i>	0,0
	<i>Demande mondiale</i>	- 0,2
	<i>Taux de change</i>	- 0,1
	<i>Autres</i>	- 0,2
Comportements		+ 0,5
<i>Dont :</i>		
	<i>Consommation des ménages</i>	- 0,1
	<i>Variations de stocks</i>	- 0,2
	<i>Investissement</i>	0,0
	<i>Importations</i>	+ 0,2
	<i>Exportations</i>	+ 0,2
	<i>Salaires</i>	+ 0,3
	<i>Autres</i>	+ 0,1
Réalisé (croissance du PIB réel en %)		+ 1,9

Lecture : la croissance prévue par la Note de conjoncture de juin 2007 pour l'année 2007 était de + 2,1 %. Avec les mêmes hypothèses mais en tenant compte uniquement des révisions de compte opérées en février 2008, la croissance prévue aurait dû être inférieure de 0,1 point. En corrigeant de surcroît des erreurs de prévision sur l'environnement de l'année 2007, la croissance prévue aurait dû être plus faible de 0,7 point (soit 1,4 %). Les erreurs de prévision sur les comportements des agents portent sur + 0,5 point de croissance. La somme des contributions de ces écarts permet de passer de la croissance prévue à la croissance réalisée (+ 1,9 %).

Champ : France entière.

Source : Beffy *et al.* (2008).

* *
*

Modèle macroéconométrique opérationnel, *Mésange* n'est pas un outil figé. La mise à disposition de nouvelles données, notamment les changements conceptuels sous-jacents à leur élaboration, demande une réflexion régulière, tant sur le contenu que sur les utilisations du modèle. Ainsi, le passage des comptes nationaux trimestriels au concept de volumes à prix

chaînés un an après le changement de base des comptes a donné lieu à une réflexion méthodologique qui a débouché sur le développement de deux versions du modèle. La crise financière et économique des années 2008-2009 a également conduit à s'interroger sur certaines spécifications du modèle. La réflexion se poursuit, notamment concernant les avantages et inconvénients de l'introduction de mécanismes monétaires et financiers supplémentaires dans *Mésange*. □

BIBLIOGRAPHIE

Albouy V., Bouton F., Le Minez S. et Pucci M. (2003), « Le modèle de microsimulation Ines : un outil d'analyse des politiques socio-fiscales », *Dossiers Solidarité et Santé*, n° 3, pp. 23-43.

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2002), « Présentation du modèle *Mésange* : Modèle Économétrique de Simulation et d'ANalyse Générale de l'Économie », *document de travail de la direction de la Prévision*, n° 1, mai.

Armington A. (1969), « The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Changes », *IMF Staff Papers*, vol. 16, n° 2, pp. 179-201.

Arnaud F., Mordant G., Lhommeau B., Minodier C., Cachia F. et Tallet F. (2007), « Des prix constants aux prix chaînés : quelles conséquences ? », dossier pour la *Note de Conjoncture* de l'Insee de juin 2007, pp. 17-32.

Artus P., Deleau M. et Malgrange P. (1986), *Modélisation macroéconomique*, Economica, Paris.

Avouyi-Dovi S., Matheron J. et Fève P. (2007), « Les modèles DSGE : leur intérêt pour les banques centrales », *Bulletin de la Banque de France*, n° 161, pp. 41-54.

Baghli M., Brunhes-Lesage V., De Bandt O., Fraisse H. et Villette J.-P. (2003), « Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes », *Bulletin de la Banque de France*, n° 118, pp. 63-86.

Bakhti J. et Sadiki M.A. (2007), « Modèle macro-économétrique à court et moyen termes

de l'économie marocaine », *Les Cahiers du Plan*, Haut Commissariat au Plan marocain, n° 12, mars-avril, pp. 30-37.

Bardaji J., de Loubens A. et Partouche H. (2010), « La maquette de prévision Opale 2010 », *document de travail de la direction générale du Trésor*, n° 2010/07.

Bardaji J., Sédillot B. et Walraet E. (2003), « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-213.

Barlet M., Clerc M.-É., Garnero M., Lapègue V. et Marcus V. (2012), « La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro. Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels », *Économie et Statistique*, ce numéro.

Beffy P.-O., Bonnet X., Monfort B., Darracq-Pariès M. et Henry J. (2003), « MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 3-37.

Beffy P.-O., Clavel L., Lalanne G., Marcus V., Ourliac B., Simon O., Sylvander M. et Tallet F. (2008), « encadré 1 : Post mortem France de la prévision de la Note de conjoncture de juin 2007 », encadré 1 du dossier « 2007, année de transition », *Note de conjoncture* de l'Insee de mars 2008, pp. 24-26.

Berthier J.-P. (2002), « Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées », *document de travail*, Insee, n° G2002/08.

- Berthier J.P. (2005)**, « Introduction à la pratique des indices statistiques - Notes de cours », *document de travail*, Insee, n° M 0503.
- Blanchard O.J. et Quah D. (1989)**, « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, pp. 655-673.
- Blanchet D. (2001)**, « L'impact des changements démographiques sur la croissance et le marché du travail : faits, théorie et incertitudes », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, n° 4, pp. 511-564.
- Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E. et Le Minez S. (2010)**, « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *document de travail*, Insee, n° G2010/13.
- Briard Ph., Féry P., Galko É., Guillerminet M.-L., Klein C. et Ollivier T. (2010)**, « Impacts macroéconomiques du Grenelle de l'Environnement », *Document de travail de la direction générale du Trésor*, n° 2010/06.
- Bricongne J.-C., Lapègue V. et Monso O. (2009)**, « La crise des subprimes : de la crise financière à la crise économique », dossier pour la *Note de conjoncture* de l'Insee de mars 2009, pp. 24-44.
- Brillet J.-L. (2008)**, « Modèles macroéconométriques pour le ministère des Finances polonais », *Courrier des statistiques*, n° 124, pp. 21-24.
- Burns A.F. et Mitchell W.C. (1946)**, *Measuring Business Cycle*, NBER.
- Cabannes P.-Y., Erkel-Rousse H., Lalanne G., Monso O. et Pouliquen E. (2010)**, « Le modèle Mésange réestimé en base 2000, Tome 2 – Version avec volumes à prix chaînés », *document de travail*, Insee, n° G2010/17.
- Carnot N. (2002)**, « MANEGE: A Small Macroeconomic Model of the French Economy », *Economic Modelling*, vol. 20, n° 1, pp. 69-92.
- Charemza W.W. et Deadman D.F. (1997)**, *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration, and Vector Autoregression*, 2e édition, Edward Elgar.
- Chari V.V., Kehoe P.J. et McGrattan E.R. (2008)**, « New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis », *NBER Working Paper*, n° 14313.
- Chauvin V., Dupont G., Heyer É., Plane M. et Timbeau X. (2002)**, « Le modèle France de l'OFCE, la nouvelle version : e-mod.fr », *Revue de l'OFCE*, n° 81, pp. 245-300.
- Chen B.P. et Frohn J. (2006)**, « On the Specification and Estimation of Large Scale Simultaneous Structural Macroeconometric Models », *Allgemeines Statistisches Archiv*, vol. 90, n° 1, pp. 9-25.
- Christ C.F. (1994)**, « The Cowles Commission's Contributions to Econometrics at Chicago, 1939-1955 », *Journal of Economic Literature*, vol. 32, n° 1, pp. 30-59.
- Colander D., Föllmer H., Haas A., Goldberg M., Juselius K., Kirman A., Lux T. et Sloth B. (2009)**, « The Financial Crisis and the Systemic Failure of Academic Economics », *Kiel Working Papers*, n° 1489.
- Coudin É. (2007)**, « Projections de population active 2006-2050 », *Insee Résultats*, Société, n° 63.
- Dées S. (1999)**, « The Role of External Variables in the Chinese Economy; Simulations from a Macroeconomic Model of China », *document de travail*, Cepii, n° 1999- 09.
- Del Negro M., Schorfheide F., Smets F. et Wouters R. (2005)**, « On the Fit and Forecasting Performance of New-Keynesian Models », *European Central Bank Working Paper Series*, n° 491.
- Dervis K., de Melo J. et Robinson S. (1982)**, « General Equilibrium Models for Development Policy », Washington DC, World Bank et New York, Cambridge University Press.
- De Vroey M. et Malgrange P. (2007)**, « Théorie et modélisation macro-économiques, d'hier à aujourd'hui », *Revue Française d'Économie*, vol. 21, n° 3, pp. 3-38.
- Économie et Prévision (2008)**, « La modélisation macroéconomique DSGE », numéro spécial, n° 183-184, 2008/2-3.
- Ericsson N. et Irons L. (1995)**, « The Lucas Critique in Practice: Theory without Measurement », in K. Hoover (éd.), *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Press, pp. 263-312.

- Erkel-Rousse H. et Garnero M. (2008)**, « Externalisation à l'étranger et performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne », in *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 5/2008, sous la direction de L. Fontagné et G. Gaulier, pp. 103-131.
- Eyraud L. (2007)**, « Guide pratique des comptes chaînés », *document de travail de la DGTPE*, n° 2007/04.
- Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001)**, « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », *European Central Bank Working Paper Series*, n° 42.
- Fair R.C. (2004)**, *Estimating How The Macroeconomy Works*, Harvard University Press (pré-publication accessible sur <http://fairmodel.econ.yale.edu/rayfair/pdf/2003A.PDF>).
- Fair R.C. (2009)**, « Using a Macroeconometric Model to Analyze the 2008-2009 Recession and Thoughts on Macroeconomic Forecastability », Yale University, *mimeo* (<http://fairmodel.econ.yale.edu/rayfair%5Cpdf%5C2009a.pdf>).
- Favero C. et Hendry D. (1992)**, « Testing the Lucas Critique: A Review », *Econometric Reviews*, vol. 11, n° 3, pp. 265-306.
- Fève P. (2006)**, « La modélisation macro-économétrique dynamique », *Revue d'économie politique*, 2006/2, vol. 116, n° 2, pp. 147-197.
- Friedman M. (1968)**, « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, vol. 58, n° 1, pp. 1-17.
- Granger J. et Newbold P. (1974)**, « Spurious Regression in Econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 2, n° 2, pp. 111-120.
- Hansen L.P. et Heckman J.J. (1996)**, « The Empirical Foundations of Calibration », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 1, pp. 87-104.
- Hervé K., Koske I., Pain N. et Sédillot F. (2007)**, « Globalisation and the Macroeconomic Policy Environment », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 552, OECD Publishing (<http://dx.doi.org/10.1787/185006265382>).
- Insee (2007)**, « Méthodologie des volumes en prix chaînés », note de la division des comptes trimestriels n° 20/DG75-G430 du 14 mai 2007, département des comptes nationaux, direction des études et synthèses économiques, accessible sur le site internet de l'Insee à l'adresse : http://www.insee.fr/fr/indicateurs/cnat_trim/Pub_Meth/M%E9thodologie%20CT%20prix%20cha%EEn%E9s.pdf
- Klein L. (1950)**, « Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941 », Cowles Commission for Research in Economics, Monograph n° 11, Wiley, New York, Chapman & Hall, London.
- Klein C. et Simon O. (2010)**, « Le modèle Mésange réestimé en base 2000. Tome 1 - Version avec volumes à prix constants », *documents de travail de l'Insee* n° G2010/03, et de la DGTPE n° 2010/02.
- Kydland F. et Prescott E. (1977)**, « Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 3, pp. 473-492.
- Lalanne G. et Simon O. (2009)**, « Prix du pétrole, cours de l'euro et croissance », encadré de *L'Économie Française*, Édition 2009, pp. 26-28.
- Lapègue V. et Mauroux A. (2010)**, « Crise et dépendances », dossier pour la *Note de conjoncture* de l'Insee de juin 2010, pp. 21-34.
- Laxton D., Isard P., Faruqee H., Prasad E. et Turtelboom B. (1998)**, « MULTIMOD Mark III, The Core Dynamic and Steady-State Models », *IMF Occasional Paper*, n° 164.
- Legendre F., Lorgnet J.-P. et Thibault F. (2003)**, « Que peut-on retenir de l'expérience française en matière de microsimulation ? », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. I-XIV.
- Lequiller F. et Blades D. (2006)**, « Understanding National Accounts », OECD, ISBN 92-64-02566-9, 415 pages, accessible sur le site internet de l'OCDE (www.oecd.org/dataoecd/37/12/38451313.pdf).
- Lévy-Garboua V. (1992)**, « Pourquoi la prévision modélisée déçoit-elle ? », *Revue Économique*, vol. 43, n° 4, Les métiers de l'économiste au service de la décision : le congrès de l'Association française de science économique, pp. 591-601.
- Lucas R.E. Jr. (1976)**, « Econometric Policy Evaluation: A Critique », in Bruner K. et Meltzer A., éd., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public

Policy, vol. 1, Issue 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 19-46.

Lucas R.E. Jr. et Sargent T. (1979), « After Keynesian Macroeconomics », *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 3, n° 2, pp. 1-16.

Malinvaud E. (1991), *Voies de la recherche macro-économique*, éditions Odile Jacob, 507 pages.

Malinvaud E. (2007), « Quelle place donner maintenant à la macroéconomie dans l'enseignement de l'économétrie ? », *Revue d'Économie Politique*, 2007/3, vol. 117, pp. 411-430.

Mankiw N.G. (1990), « A Quick Refresher Course in Macroeconomics », *Journal of Economic Literature*, vol. 28, n° 4, December, pp. 1645-1660.

Mankiw N.G. (2006), « The Macroeconomist as Scientist and Engineer », *NBER Working Paper*, n° 12349, June, 26 pages.

Monfort A. (1992), « Quelques développements récents des méthodes macroéconométriques », *L'actualité économique*, vol. 68, n° 1-2, pp. 305-324.

Naylor T.H., Seaks T. et Wichern D. (1972), « Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models », *International Statistical Review*, vol. 40, n° 2, pp. 123-137.

NIESR, « Macroeconomics and Forecasting », présentation du modèle NiGEM sur le site

du NIESR (<http://www.niesr.ac.uk/research/researchniesr2.1.php>).

Orcutt G.H. (1957), « A New Type of Socio-Economic System », *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, n° 2, pp. 116-123.

Ouvrard J.-F., Rathelot R. et Simon O. (2008), « Retournement démographique et chômage : quels enseignements des modèles macroéconomiques ? », *Revue Économique*, vol. 59, n° 5, pp. 973-993.

Pirotte A. (2004), *L'économétrie : des origines aux développements récents*, CNRS éditions.

Poubelle V. (2006), « Prisme, le modèle de la Cnav », *Retraite et société*, 2006/2, n° 48, pp. 202-215.

Sims C. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 1-48.

Sims C. (1982), « Policy Analysis with Econometric Models », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 13, n° 1, pp. 107-164.

Tinbergen J. (1939), « Statistical Testing of Business Cycle Theories », vol. 2, *Business Cycles in the United States of America, 1919-1932*, Genève, League of Nations.

Wallis K. (1980), « Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 49-73.

DES MODÈLES PLUS COMPLÉMENTAIRES QUE SUBSTITUABLES

Les limitations des modèles néo-keynésiens ont été décrites dans cet article. Les modèles macroéconomiques plus récents ont eux aussi leurs avantages et leurs inconvénients. On évoque ici quelques aspects pratiques contribuant à expliquer pourquoi ces modèles sont utilisés comme outils complémentaires des modèles néo-keynésiens dans les administrations économiques mais ne s'y sont pour l'instant pas purement et simplement substitués. Les avantages de ces nouveaux modèles ont été décrits dans le corps du texte. Ils ne sont que brièvement rappelés dans cette annexe. Les aspects abordés ici se concentrent davantage sur les principales limitations rencontrées dans l'utilisation de ces modèles, particulièrement pour l'économiste praticien.

Les modèles VAR (vectoriels auto-régressifs) constituent une réponse au reproche fait par Sims (1980, 1982) aux modèles néo-keynésiens d'être excessivement contraints, par des restrictions souvent posées *a priori* et jugées pas toujours crédibles. Ainsi, en principe, un modèle VAR ne contient au départ que des variables endogènes (à une tendance temporelle linéaire éventuelle et quelques variables muettes près), donc autant d'équations que de variables. La structure des retards de ces variables est la même pour toutes, dans l'ensemble des équations du modèle (même nombre de retards, spécification « sans trous »). Si l'on suit rigoureusement Sims, seuls des tests de spécification (sur le nombre de retards, le caractère endogène ou non de telle ou telle variable, ou toute autre contrainte d'exclusion) sont susceptibles de légitimer l'introduction de restrictions à partir de cette structure très générale.

Toutefois, la structure non contrainte d'un modèle VAR conduit à une croissance très rapide du nombre de paramètres pour chaque variable supplémentaire introduite. Par conséquent, on se heurte assez vite à des problèmes d'identification. Dès lors, la taille des modèles VAR doit en pratique être limitée. Le nombre de variables prises en compte dans le VAR non contraint de départ atteint rarement la dizaine (ou bien des contraintes d'exclusion sont posées *a priori*). En définitive, les modèles VAR(S) (pour VAR ou VARS) apparaissent donc aussi contraints que les modèles néo-keynésiens, par des conventions différentes mais pas forcément plus convaincantes (cf. Malinvaud, 2007). Conséquence de leur structure finalement particulière, Fève (2006) indique que la spécification VAR(S) conduit parfois à des biais importants. Pour illustrer ce problème, il exhibe un VARS aboutissant à l'identification d'une réponse à un choc en désaccord avec le modèle structurel ayant servi à générer les données utilisées pour son estimation. Enfin, si la structure récursive des modèles permet de les utiliser aisément en prévision, l'horizon de prévision ne doit pas être trop lointain car ce type de modèle fournit à long terme des prévisions peu « informatives » (car correspondant à des valeurs moyennes) (cf. Fève, 2006).

En pratique, les modèles VAR(S) sont bien adaptés à l'étude de questions particulières, chaque question appelant la prise en compte de variables différentes et, donc, l'estimation d'un modèle spécifique. *A contrario*, ils ne permettent pas de traiter un large éventail de questions, contrairement aux modèles néo-keynésiens. Ils leur sont donc plus complémentaires que substituables dans un contexte opérationnel.

Les modèles DSGE (modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques), quant à eux, répondent au souhait de travailler sur des outils microfondés afin de mieux maî-

triser leurs propriétés et, en particulier, de mieux identifier les paramètres structurels de l'économie représentée. La contrepartie logique de leur cohérence théorique est qu'ils sont contraints par le cadre d'optimisation sous-jacent aussi bien à court terme qu'à long terme. Il en résulte souvent des difficultés d'ajustement aux évolutions macroéconomiques observées, sauf à opter pour des valeurs de certains paramètres particulières auxquelles il n'est pas forcément facile d'adhérer (cf. Avouyi-Dovi *et al.*, 2007) ou à multiplier le nombre de paramètres. Le risque est alors que certains d'entre eux ne soient pas véritablement structurels, ce que suggère l'observation fréquente d'instabilité dans le temps de paramètres de modèles DSGE. C'est l'une des raisons pour lesquelles Chari *et al.* (2008) estiment que les DSGE ne sont pas encore des outils utiles pour l'analyse des politiques économiques. Or, ces modèles n'échappent à la critique de Lucas que si leurs paramètres sont réellement structurels. En outre, les programmes d'optimisation microéconomique dont découlent les spécifications des modèles DSGE aboutissent à des formes fonctionnelles complexes induisant rapidement des problèmes de résolution et d'identification.

En pratique, la résolution de ces difficultés passe par le choix d'hypothèses microéconomiques simplificatrices pas toujours convaincantes, ainsi que par la limitation de la taille de ces modèles et, donc, de la richesse de leurs mécanismes. Même dans le cas de modèles relativement petits, l'inférence statistique reste délicate. On compte un grand nombre de DSGE totalement ou largement calibrés. Le calibrage des paramètres se fonde sur des résultats de travaux économétriques antérieurs, souvent microéconométriques. Or, l'utilisation de paramètres microéconomiques en macroéconomie est délicate (cf. Hansen et Heckman, 1996, Colander *et al.*, 2009).

La recherche visant à développer les techniques d'estimation adaptées à ces modèles est très active. Toutefois, les techniques existantes conduisent encore parfois à des estimateurs assez peu précis ou contiennent une part d'arbitraire (calibrage partiel, introduction d'*a priori* dans les lois des paramètres en cas d'estimation bayésienne, appui sur des modèles VAR qui peuvent être eux-mêmes biaisés, etc.) - cf. Del Negro *et al.* (2005) et Fève (2006). Ce dernier présente un comparatif très intéressant des mérites et limites des différents types de modèles macroéconomiques (modèles néo-keynésiens, VAR, VARS et DSGE). Il donne notamment des explications très précises sur les raisons de la délicate estimation des modèles DSGE et expose et compare les différentes méthodes d'estimation existantes.

Si elles ne préjugent pas de l'intérêt de ces modèles pour la recherche académique et pour leurs perspectives de développement opérationnel futur, ces difficultés constituent pour l'instant des inconvénients significatifs pour une utilisation systématique en milieu opérationnel.

Au total, aucun type de modèle, qu'il soit de type néo-keynésien, VAR(S), DSGE ou autre, ne constitue l'outil idéal pour le praticien, susceptible de remplacer tous les autres. En revanche, chacun apporte une contribution spécifique intéressante à l'analyse. Dès lors, il n'est pas étonnant que le macroéconomiste en milieu opérationnel combine ces différents outils en fonction des problèmes qu'il a à résoudre et continue à utiliser, parmi d'autres outils, des modèles néo-keynésiens.

PASSAGE AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS DANS LES COMPTES NATIONAUX ET ADAPTATION DU CADRE COMPTABLE DU MODÈLE *MÉSANGE*

Volumes à prix constants et volumes à prix chaînés en comptabilité nationale

La notion de volume permet de *comparer dans le temps* l'évolution de grands agrégats macroéconomiques, la consommation des ménages par exemple, en s'abstrayant autant que possible de l'évolution des prix, qui est considérée comme un pur effet de valorisation. L'intuition sous-jacente consiste à s'approcher d'une notion de quantité. Cependant, pour un agrégat tel que la consommation des ménages, il n'est pas concevable d'additionner des quantités hétéroclites. La solution consiste à utiliser un système de prix pour agréger les quantités qui peuvent être définies au niveau d'un produit élémentaire. Le principe consiste alors à distinguer l'évolution en valeur des agrégats venant de la hausse des quantités élémentaires de celle venant des prix : il s'agit du *partage volume-prix*.

Par souci de simplification, on décrit ici les grands principes de ce partage dans la comptabilité nationale française annuelle.

Pour mémoire, on présente dans un premier temps le partage volume-prix utilisé dans la comptabilité avec volumes à prix constants. On note 0 l'année de base des comptes (au moment de la réestimation de *Mésange*, il s'agissait de l'année 2000) et t l'année courante. Par exemple, soit C la consommation des ménages, composée de I produits élémentaires (carottes, choux, ordinateurs, etc.) indexés par i . Les prix élémentaires sont notés p , les quantités élémentaires q . L'évolution de la valeur de l'agrégat C entre l'année de base 0 et l'année t se décompose de la manière suivante :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_0(C)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_0(i)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_0(i)} \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i)}$$

Le premier terme du membre de droite correspond à l'évolution liée aux quantités et le second terme à l'évolution liée aux prix élémentaires. Plus précisément, le premier terme est l'indice de volume à prix constants de Laspeyres. Il se réécrit :

$$IndVol_t(C) = \sum_{i=1}^I \frac{p_0(i)q_0(i)}{\sum_{k=1}^I p_0(k)q_0(k)} \frac{q_t(i)}{q_0(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix constants est donnée par celles des quantités élémentaires pondérées par leur part en valeur dans l'agrégat à l'année de base. Le volume à prix constants est ensuite obtenu en multipliant la valeur à l'année de base (également égale au volume cette année-là) par l'indice de volume. Par conséquent, le volume à prix constants s'écrit :

$$Vol_t(C) = \sum_{i=1}^I p_0(i)q_t(i) \quad (VP0)$$

De (VP0) il résulte immédiatement que le volume à prix constant $Vol_t(C)$ d'un total (C) est égal à la somme des volumes de ses composantes $Vol_t(C) = p_0(i)q_t(i)$, $i = 1, \dots, I$.

Dans les comptes avec volumes à prix chaînés, le partage volume-prix est effectué de la même façon, mais en décomposant spécifiquement à chaque période :

$$\frac{Val_t(C)}{Val_{t-1}(C)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} = \frac{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)} \frac{\sum_{i=1}^I p_t(i)q_t(i)}{\sum_{i=1}^I p_{t-1}(i)q_t(i)}$$

Le premier terme du membre de droite constitue l'indice de volume à prix chaînés. Celui-ci se réécrit :

$$IndVCh_t(C) = \sum_{i=1}^I \frac{p_{t-1}(i)q_{t-1}(i)}{\sum_{k=1}^I p_{t-1}(k)q_{t-1}(k)} \frac{q_t(i)}{q_{t-1}(i)}$$

L'évolution de l'indice de volume à prix chaînés est donnée par celles des quantités élémentaires pondérées par leur part dans l'agrégat à l'année précédente. Le volume à prix chaînés est obtenu en multipliant la valeur de l'année de base par tous les indices chaînés entre les années 0 et t :

$$VCh_t = IndVCh_t VCh_{t-1} = IndVCh_t IndVCh_{t-1} \dots IndVCh_1 Val_0 \quad (VPCH)$$

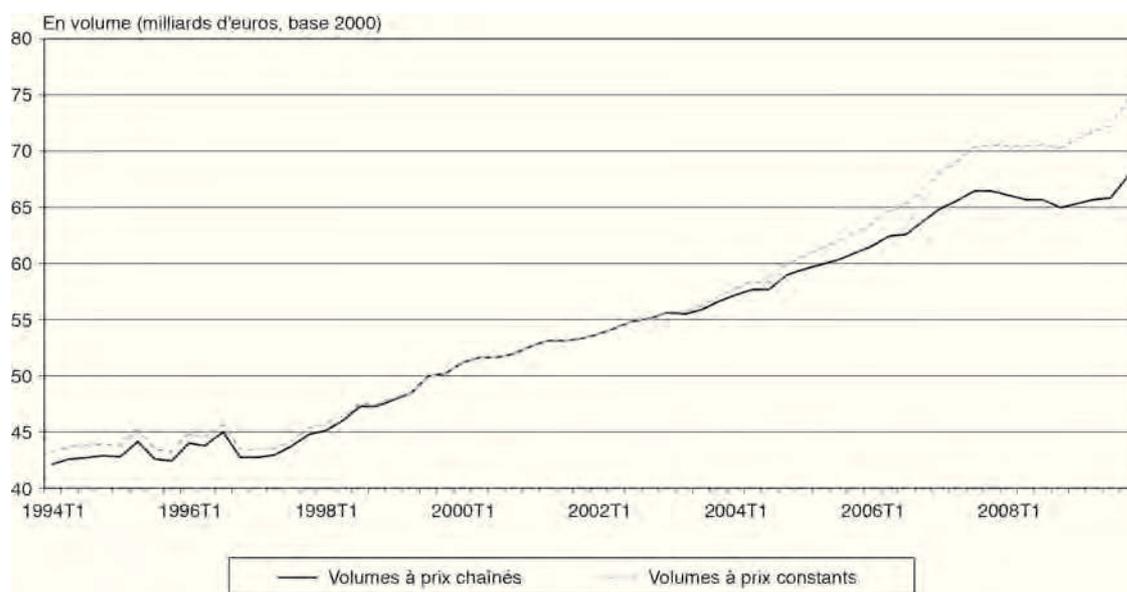
Ici, le volume à prix chaîné du total C ne s'exprime pas comme la somme des volumes à prix chaînés de ses composantes, ce qui constitue une complication pour le modélisateur. En revanche, l'apport de la comptabilité à prix chaînés est de mieux prendre en compte les déformations structurelles des grands agrégats, car la structure de pondérations utilisée pour calculer les évolutions en volume est celle de l'année précédente et non celle de l'année de base. Par conséquent, plus l'année courante est éloignée de l'année de base, plus les deux partages volume-prix (à prix constants ou à prix chaînés) diffèrent.

Les calculs des volumes à prix chaînés sont plus complexes en périodicité trimestrielle, les systèmes de prix utilisés pour le partage volume-prix ne changeant qu'au premier trimestre de chaque année et non pas à chaque trimestre - cf. Insee (2007). Cependant, cela ne remet pas en cause les principes généraux d'élaboration de ces volumes expliqués ici.

Deux illustrations

L'écart pouvant survenir entre le volume à prix constants et le volume à prix chaînés d'un même agrégat est particulièrement prononcé dans l'exemple de la consommation manufacturière au fur et à mesure que l'on s'éloigne de l'année de base (cf. graphique A). Au cours de l'année 2008, les évolutions sont même qualitativement différentes (stabilisation pour le volume à prix constants, léger repli pour le volume à prix chaînés). Toutefois, à un niveau de décomposition des produits relativement agrégé, les écarts entre volumes à prix constants et à prix chaînés sont souvent plus limités. Ils sont très faibles pour de nombreuses variables du modèle *Mésange*.

Graphique A
Consommation en produits manufacturés



Lecture : l'évolution du volume de la consommation en produits manufacturés à prix constants diffère de celle du volume à prix chaînés de cet agrégat, particulièrement en fin de période.

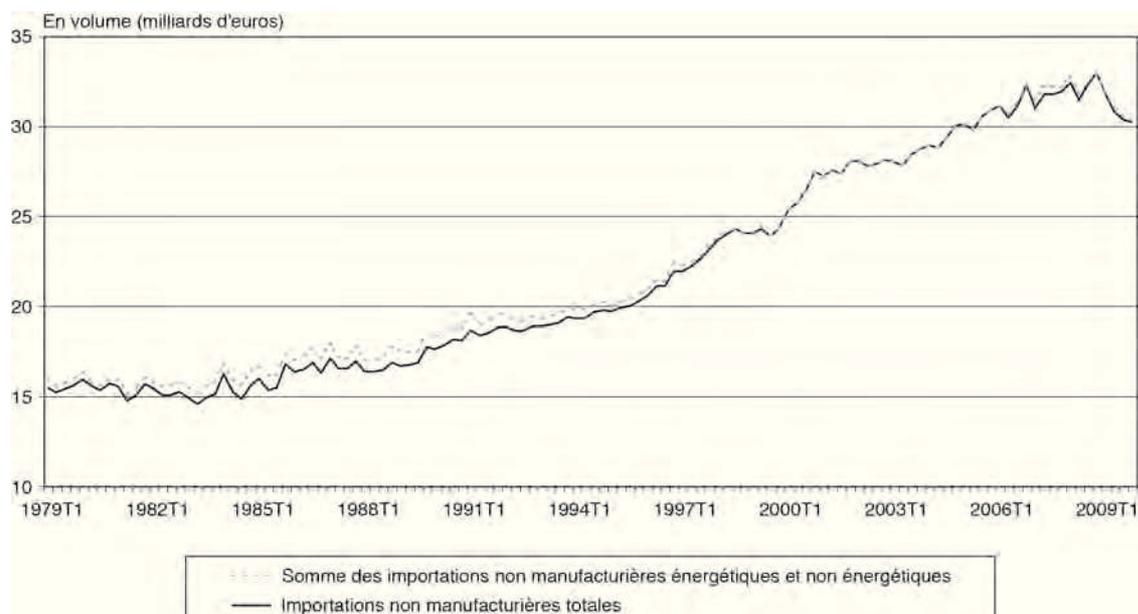
Champ : France entière.

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels.

En volumes à prix chaînés, la somme des composantes d'un agrégat n'est pas exactement égale à l'agrégat lui-même (cf. graphique B sur l'exemple du

volume des importations non manufacturières). Dans un grand nombre de cas, comme celui-ci, l'écart reste limité.

Graphique B
Écart entre un agrégat et la somme de ses composantes en volumes à prix chaînés : l'exemple des importations non manufacturières



Lecture : le volume à prix chaînés des importations non manufacturières diffère quelque peu de la somme de ses composantes.

Champ : France entière.

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels.

L'adaptation du cadre comptable de *Mésange* dans sa version avec volumes à prix chaînés

Devant la nécessité d'adapter le cadre comptable d'un modèle lors du passage des comptes nationaux des volumes à prix constants à des volumes à prix chaînés, deux solutions se présentent :

1. faire l'approximation que la propriété d'additivité reste valable avec les volumes à prix chaînés et laisser le cadre comptable du modèle inchangé ou presque, en redéfinissant certains agrégats à partir des égalités comptables additives (par exemple, les variations de stocks peuvent être définies comme solde dans l'approche emploi du PIB) ou en ajoutant un résidu « comptable » aux équations comptables additives appliquées à l'ensemble des variables définies sur les données chaînées ;

2. reconstruire entièrement le cadre comptable du modèle en calculant rigoureusement les volumes à prix chaînés.

La solution 1 est beaucoup plus simple à mettre en œuvre que la solution 2. Cette dernière conduit à alourdir le cadre comptable et demande un investissement notable en termes de codage informatique. Cependant, la solution 1 aboutit à effectuer des approximations dont l'ampleur en prévision n'est pas contrôlée. Dès lors, la solution privilégiée dépend des caractéristiques et des utilisations du modèle.

Les modèles multinationaux ont pour la plupart été adaptés aux volumes à prix chaînés par la solution 1. C'est ce qui semble avoir été fait pour le modèle multinational *Interlink* de l'OCDE, Lequiller et Blades (2006) mentionnant (page 57) que, si le modèle conserve des relations comptables additives, les séries sont calculées de manière rigoureuse pour correspondre aux comptes nationaux publiés. Pour ces modèles de grande taille, la solution 2 conduit en effet à un alourdissement du modèle dont le coût (en termes de temps d'adaptation, de risques d'erreurs et de complexité du résultat) peut vite devenir prohibitif. Bien plus, les comptes nationaux des pays ne sont pas élaborés selon des méthodologies parfaitement identiques. Dès lors, un traitement rigoureux des équations comptables en volume des modèles multinationaux nécessiterait des calculs individualisés selon les pays pour tenir compte des différences de méthodologies d'un pays à l'autre dans les opérations intermédiaires de « déchaînement » permettant de calculer les volumes aux prix de l'année précédente qui, eux, sont additifs. Le traitement rigoureux des zones géographiques constituées d'agrégations de pays serait particulièrement délicat. Dans ce contexte, la solution 1 paraît la plus réaliste.

À l'inverse, le modèle *Opale* de la direction générale du Trésor a été modifié en mettant en place la solution 2 - cf. Bardaji *et al.* (2010). Ce modèle est de petite taille, ce qui limite l'ampleur du travail nécessaire à l'adaptation du cadre comptable. En outre, il s'agit d'un modèle national centré sur l'économie française, de sorte que la méthodologie sous-jacente au calcul de l'ensemble des séries du modèle est bien connue de l'équipe de modélisation et parfaitement homogène. Ce sont là des conditions idéales pour l'application de

la solution 2. Concernant un modèle national de taille encore limitée comme *Mésange*, c'est également la solution 2 qui a paru la plus adaptée. Concrètement, le cadre comptable sur les volumes à prix chaînés repose sur l'additivité des volumes aux prix de l'année précédente. Le volume au prix de l'année précédente est homogène à un volume à prix constants dans un cadre où le système de prix serait donné par les prix chaînés moyens de l'année précédente. Comme les volumes à prix constants sont additifs, les volumes aux prix de l'année précédente le sont aussi. Puisqu'il est relativement aisé de passer d'un volume à prix chaînés à un volume aux prix de l'année précédente, le principe du cadre comptable est le suivant :

1. convertir les volumes à prix chaînés en volumes aux prix de l'année précédente ;
2. sommer ces volumes aux prix de l'année précédente ;
3. convertir la somme en volumes à prix chaînés.

En reprenant l'exemple de la consommation, on cherche à obtenir le volume à prix chaînés de la consommation C à partir des valeurs et des volumes à prix chaînés de C_1 et C_2 et de l'ensemble des données passées. La première étape consiste à obtenir le volume aux prix de l'année précédente pour C_1 et C_2 . Par exemple, pour C_1 :

$$VAP^T(C_1) = VCh^T(C_1) \cdot P^{A-1}(C_1) \quad (VAP)$$

où $VAP^T(C_1)$ désigne le volume trimestriel aux prix de l'année précédente de C_1 et $P^{A-1}(C_1)$ le prix de l'année précédente, qui est lui-même donné par :

$$P^{A-1}(C_1) = \frac{Val^{A-1}(C_1)}{VCh^{A-1}(C_1)} \quad (P^{A-1})$$

l'exposant $A-1$ se référant à la grandeur annuelle de l'année précédente et l'exposant T au trimestre d'intérêt (de l'année A). L'équation (VAP) indique que le volume à prix chaînés correspond au volume évalué aux prix de l'année précédente duquel il faut retirer l'évolution de l'indice de prix chaîné entre l'année précédente et l'année de base. Cette équation décrit en fait le dernier « maillon » du chaînage. L'équation (P^{A-1}) définit le prix moyen de l'année précédente comme le ratio entre la valeur et le volume à prix chaînés, tous deux considérés sur l'ensemble de l'année précédente.

La deuxième étape équivaut simplement à sommer les volumes aux prix de l'année précédente :

$$VAP^T(C) = VAP^T(C_1) + VAP^T(C_2)$$

La dernière étape consiste à obtenir $VCh^T(C)$ à partir de $VAP^T(C)$. À cette fin, les équations (VAP) et (P^{A-1}) sont appliquées à l'agrégat C .

Ainsi, si K désigne le nombre d'agrégats apparaissant initialement dans le cadre comptable en volume, il a fallu ajouter $2K$ variables et $2K$ équations au modèle. En combinant les équations (VAP) et (P^{A-1}), on peut se limiter à l'ajout de K équations et K variables. Quelle que soit l'option choisie, le passage aux volumes à prix chaînés constitue inévitablement un investissement conséquent.

LA RELECTURE DES PRÉVISIONS CONJONCTURELLES COURANTES À TRAVERS L'EXERCICE D'INVERSION

Exposition du cadre sous-jacent : un modèle macroéconométrique

Soit un modèle macroéconométrique (M) tel *Mésange* s'écrivant de manière stylisée comme suit :

$$(M) \quad \begin{cases} f(\underline{V}_t) = \varepsilon_t \\ g(\underline{V}_t) = 0 \end{cases}$$

où $\underline{V}_t = (V_t, V_{t-1}, \dots, V_{t-r})$ est un vecteur ligne englobant les valeurs présentes (V_t) et retardées de toutes les variables observables du modèle (résidus exclus), r désignant le nombre de retards maximal des variables dans le modèle. f est une fonction de dimension $(e, 1)$ empilant les e équations économétriques du modèle. Les lois économiques sous-jacentes prévoient que $f(\underline{V}_t)$ soit proche de 0. ε_t est un vecteur colonne empilant les résidus de ces e équations. Ces résidus mesurent les écarts aux lois économiques estimées. g est une fonction de dimension $(c, 1)$ englobant l'ensemble des c équations comptables du modèle. Par souci de simplification, on désigne sous cette expression toutes les équations du modèle qui ne sont pas estimées économétriquement (identités). On englobe ainsi les équations comptables au sens défini dans la première partie du texte, ainsi que les équations techniques.

Dans la structuration usuelle du modèle (hors inversion), V_t se compose d'un certain nombre de variables exogènes Z_t (par définition déterminées hors modèle) et de n variables endogènes Y_t :

$$Y_t = \begin{pmatrix} Y_t^e & Y_t^c \\ (1, n) & (1, c) \end{pmatrix},$$

Y_t^e regroupant les e variables déterminées par les équations économétriques et Y_t^c les c variables déterminées par les équations comptables.

En simulation (projections, variantes), les composantes du vecteur des résidus ε_t sont traitées comme des exogènes et le libre jeu du modèle détermine, à chaque trimestre t , Y_t à partir de Z_t , \underline{V}_{t-1} et ε_t .

Principe des exercices d'inversion réalisés à l'Insee

Les exercices d'inversion réalisés à l'Insee consistent à examiner si les prévisions provisoires des conjoncturistes de l'institut, obtenues hors modèle *Mésange*, sortent ou non confortées d'une confrontation avec les comportements macroéconomiques standard tels que décrits dans *Mésange*.

Les prévisions provisoires des conjoncturistes résultent en partie d'une approche athéorique du type de celle recommandée par le *National Bureau of Economic Research* - NBER (cf. Burns et Mitchell, 1946). Les principaux agrégats économiques tirés des comptes nationaux trimestriels sont prolongés à l'horizon de H trimestres ou tirés d'enquêtes de conjoncture) qui leur sont fortement corrélés, par des modèles dits d'éta-lonnages. Quelques équations inspirées de modèles

macroéconomiques sont également utilisées. Les conjoncturistes obtiennent ainsi un premier jeu de prévisions, par nature non équilibrées (au sens où les équations comptables ne sont pas vérifiées), puisque chaque agrégat a été prolongé séparément des autres. Une mise en cohérence est effectuée par un processus de mise en commun des informations et de dialogue entre les conjoncturistes. Le résultat de cette mise en cohérence est consigné dans un « garde-fou » conjoncturel. Celui-ci se présente, en simplifiant et en reprenant les notations du début de la présente annexe, comme un vecteur \underline{V}_{T+H} contenant les séries des principaux agrégats macroéconomiques publiées sur la période historique $1, \dots, T$ et prolongées sur la période de prévision $T + 1, \dots, T + H$. Ces prolongements s'appuient sur des hypothèses portant sur l'environnement international (demande mondiale adressée à la France, taux de change, prix du baril de pétrole, etc.) et sur la politique monétaire (évolution des taux d'intérêt), qui sont des variables exogènes dans *Mésange*. Par construction, le garde-fou est équilibré : \underline{V}_{T+H} vérifie les égalités comptables $g(\underline{V}_{T+H}) = 0$.

Confronter le garde-fou conjoncturel \underline{V}_{T+H} aux comportements macroéconomiques standard tels que décrits par le modèle macroéconométrique (M) consiste donc à vérifier l'ampleur ε_{T+H} de l'écart à 0 de $f(\underline{V}_{T+H})$. Si le modèle a été estimé sur la période $1, \dots, T$, la partie de ce vecteur d'écart relative à la période $1, \dots, T$ (ε_t) est identique au vecteur des résidus d'estimation des équations économétriques, aux révisions des comptes nationaux près depuis l'estimation du modèle. Ce sont les écarts calculés sur la période de prévision qui sont les plus intéressants à examiner. En effet, ils montrent en quoi les prévisions des conjoncturistes sont plus ou moins cohérentes avec les lois économiques synthétisées dans les équations de comportement du modèle, selon que ces écarts sont plus ou moins éloignés de 0. En cas d'écart proche de 0, il y a cohérence des prévisions consignées dans le garde-fou conjoncturel avec les comportements consignés dans le modèle. Au contraire, un écart important peut alerter le conjoncturiste et l'amener à modifier certaines de ses prévisions s'il ne dispose pas par ailleurs d'informations non prises en compte dans le modèle qui puissent justifier le signe et l'ampleur de l'écart constaté. Ainsi, la confrontation du garde-fou conjoncturel au modèle macroéconomique permet de consolider la prévision finale en croisant deux approches différentes : l'approche en partie athéorique de type NBER (représentée par les modèles d'éta-lonnages) et une approche plus théorique descendante directe de l'école de la *Cowles Commission* - cf. Christ (1994) et Monfort (1992).

Techniquement, l'exercice d'inversion tire sa dénomination du fait que les statuts de Y_t^e et de ε_t sont inversés durant son déroulement : les e variables contenues dans Y_t^e sont traitées comme des variables exogènes (puisqu'elles sont déterminées hors modèle, par les conjoncturistes), tandis que les e résidus englobés dans ε_t sont endogénéisés. Les équations comptables $g(\underline{V}_{T+H}) = 0$ sont vérifiées par construction du garde-fou conjoncturel, qui est équilibré : à partir des valeurs retardées \underline{Y}_{t-1}^c et des variables exogènes du modèle « inversé » $(\underline{Y}_t^e, \underline{Z}_t)$, les équations comptables du modèle aboutissent aux valeurs Y_t^c du garde-fou

conjoncturel. Les équations économétriques des composantes de Y_t^e servent quant à elles à calculer les écarts de ces dernières aux lois économiques synthétisées par le modèle : $\varepsilon_t = f(V_t), \forall t = 1, \dots, T + H$. De par la structure du modèle, ces écarts calculés par le jeu du modèle bouclé (c'est-à-dire considéré globalement) sont identiques à ceux résultant d'une inversion séparée de chaque équation économétrique. On peut se centrer sur les équations économétriques qui intéressent le plus le conjoncturiste et, pour chacune d'entre elles (désignée par l'indice i), calculer l'écart entre la valeur dans le garde-fou conjoncturel de la variable $Y_t^e(i)$ associée à cette équation et celle résultant de la loi économique contenue dans l'équation :

$$\varepsilon_t(i) = f_i(V_t), \forall t = 1, \dots, T + H.$$

Présentation des résultats des exercices d'inversion

Plutôt qu'examiner des vecteurs d'écarts, peu lisibles, on préfère formuler chaque équation économétrique « inversée » sous forme d'une analyse de contributions.

En pratique, les équations économétriques « inversées » :

$$f_i(V_t) = \varepsilon_t(i)$$

peuvent être reformulées sous forme de modèles à correction d'erreur soit, en reprenant les notations de l'encadré 2 :

$$\Phi_i(L)y_t^e(i) = \sum_{k=1}^{K_i} \Phi_{k,i}(L)x_t^k(i) + \varepsilon_t(i),$$

d'où l'on déduit la décomposition de l'évolution de $Y_t^e(i)$ en fonction de celles de ses principaux déterminants ($X_t^k(i)$) (exogènes ou endogènes) et du résidu $\varepsilon_t(i)$, pour tout $t = 1, \dots, T + H$:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^e(i) &= \Phi_i(L)^{-1} \Phi_{1,i}(L) \Delta x_t^1(i) + \dots + \Phi_i(L)^{-1} \Phi_{K,i}(L) \Delta x_t^K(i) \\ &+ \Phi_i(L)^{-1} \Delta \varepsilon_t(i) \end{aligned} \quad (c_i)$$

Les décompositions (c_i) sont ensuite représentées graphiquement, ce qui permet de visualiser immédiatement les écarts susceptibles de poser question sur la période de prévision.

MODALITÉS PRATIQUES DE L'EXERCICE DE *POST MORTEM*

En pratique, la réalisation de l'exercice de *post mortem* s'effectue en quatre étapes (cf. tableau). Certaines de ces étapes comportent une inversion du modèle ou une analyse de contributions sur période historique à partir de ses équations de comportement (cf. encadré 2 et annexe 3). Les comparaisons entre les étapes successives du *post mortem* permettent d'isoler successivement chacune des trois sources d'écart entre les prévisions du garde-fou conjoncturel de juin pour l'année *N* et les réalisations correspondantes publiées, notamment, dans les comptes trimestriels de mars *N* + 1.

- La première étape du *post mortem* consiste à réaliser une inversion sur le garde-fou conjoncturel définitif de juin de l'année *N* pour obtenir un jeu de cales correspondant. Cette étape est en principe réalisée au mois de juin de l'année *N* ;
- dans la deuxième étape est créée une première base de données intermédiaire constituée des mêmes variables que le garde-fou de juin de l'année *N*, mais où les données des comptes trimestriels ne sont plus celles observées en juin de l'année *N* mais celles connues en mars de l'année *N* + 1 jusqu'au premier trimestre de l'année *N*. Les prolongements de ces variables à compter du deuxième trimestre de l'année *N* reprennent, quant à eux, les hypothèses sur les variables d'environnement faites lors de la prévision de juin de l'année *N*, ainsi que le jeu de cales issu de l'inversion effectuée dans la première étape du *post mortem*. Le modèle *Mésange* est simulé à partir de cette première base intermédiaire pour en déduire de nouvelles valeurs prévues pour les variables endogènes (PIB particulièrement) sur les trois derniers trimestres de l'année *N*. Les écarts entre les prévisions de PIB références de la première étape

(celles du garde-fou définitif de juin de l'année *N*) et celles issues de *Mésange* à partir de la première base intermédiaire proviennent d'une seule source : les révisions des comptes trimestriels ;

- dans la troisième étape, une seconde base intermédiaire est créée à partir de la première en remplaçant les prévisions sur les variables d'environnement par leurs réalisations sur l'année *N* telles qu'observées en mars de l'année *N* + 1, toutes choses égales par ailleurs à la première base intermédiaire. Les écarts entre les simulations du modèle *Mésange* sur ces deux bases intermédiaires sont exclusivement dus aux erreurs de prévision sur les variables d'environnement. Il est possible d'obtenir un diagnostic plus fin en ne changeant que certaines hypothèses de cet environnement ;
- enfin, dans la quatrième et dernière étape du *post mortem*, on effectue une inversion de la base contenant les réalisations des variables d'environnement et des variables endogènes observées dans les comptes trimestriels. On obtient ainsi un nouveau jeu de cales sur l'année *N*. Les écarts entre les chiffres de croissance du PIB obtenus dans la troisième étape et dans la quatrième étape (chiffres de croissance publiés dans les comptes trimestriels de mars *N* + 1) sont imputables aux deux jeux de cales différents qui sont utilisés dans ces deux étapes. Ces écarts reflètent les « erreurs » sur les « comportements » des agents économiques, au sens économétrique du terme. Comme pour l'étape précédente, il est possible d'obtenir une image plus précise des comportements s'étant écartés de la prévision en ne remplaçant qu'une partie du jeu de cales et en simulant le modèle.

Tableau
Les quatre étapes d'un exercice de *post mortem*

Étape	Source des agrégats macroéconomiques nationaux	Variables d'environnement international et de politique économique	Jeu de cales (erreurs sur les comportements des agents)	Opérations effectuées	Décomposition des écarts entre prévision et réalisation
1	Comptes trimestriels publiés en mai de l'année <i>N</i> (1 ^{ers} résultats du 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i>) + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i>	Observations jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i> + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i>	Jeu de cales issu de l'inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année <i>N</i>	Inversion du garde-fou conjoncturel de juin de l'année <i>N</i>	
2	Comptes trimestriels publiés en février de l'année <i>N</i> + 1 (1 ^{ers} résultats du 4 ^e trimestre de l'année <i>N</i>) jusqu'au 1 ^{er} trimestre de l'année <i>N</i> + prévisions effectuées en juin de l'année <i>N</i> des trimestres 2 à 4 de l'année <i>N</i>	<i>Idem</i> étape 1	<i>Idem</i> étape 1	Simulation(s) de <i>Mésange</i>	2 / 1 : effet révision des comptes trimestriels sur le passé
3	<i>Idem</i> étape 2	Réalisation des variables d'environnement disponibles courant mars de l'année <i>N</i> + 1	<i>Idem</i> étape 1	Simulation(s) de <i>Mésange</i>	3 / 2 : impact des erreurs sur les hypothèses d'environnement
4	Comptes trimestriels publiés en février de l'année <i>N</i> + 1 (1 ^{ers} résultats du quatrième trimestre de l'année <i>N</i>) jusqu'au 4 ^e trimestre l'année <i>N</i>	<i>Idem</i> étape 3	Jeu de cales issu de l'analyse de contributions sur période historique à partir de la base des réalisations (cf. colonnes 1 et 2 de l'étape 4)	Inversion du garde-fou des réalisations de l'année <i>N</i> et simulation(s) de <i>Mésange</i>	4 / 3 : effet des erreurs sur les comportements des agents (part d'inexpliqué par le modèle)

Source : auteurs.

DES VOLUMES À PRIX CONSTANTS AUX VOLUMES À PRIX CHAÎNÉS, ILLUSTRATION À TRAVERS DEUX ÉQUATIONS DE MÉSANGE

La version du modèle avec volumes à prix chaînés a été réestimée en partant des spécifications de la version de *Mésange* avec volumes à prix constants. Toutefois, les spécifications de plusieurs équations du modèle se sont finalement éloignées parfois assez sensiblement de leurs homologues dans la version avec volumes à prix constants. Le partage volume-prix différent (prix constants ou chaînés), la prise en compte de trimestres plus récents, la révision des comptes trimestriels entre les campagnes de réestimation ont pu y contribuer. Plus fondamentalement, les usages différents qui sont faits des deux versions du modèle ont dicté des choix de spécification pas toujours identiques. À titre d'illustration, on présente ici deux équations dans leurs versions avec volumes à prix constants et chaînés. Pour une présentation plus exhaustive des équations des deux versions du modèle, voir Klein et Simon (2010) et Cabannes *et al.* (2010).

Consommation totale des ménages

a) dans le modèle à prix constants :

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & 0,16 \cdot \Delta rdb r_t + 0,21 \cdot \Delta rdb r_{t-1} + 0,20 \cdot \Delta rdb r_{t-2} \\ & + 0,26 \cdot \Delta rdb r_{t-3} - 0,003 \cdot \Delta (R3m_{t-2} - \Delta pc_{t-2}) - 0,005 \cdot \Delta u_t \\ & - 0,13 \cdot \left[c_{t-1} - rdb r_{t-1} + 0,16 \right] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite (à une constante près) : $c = rdb r$

Période d'estimation : 1990T1-2005T4

$R^2 = 0,65$ $DW = 2,13$ $SER = 0,004$

b) dans le modèle à prix chaînés :

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & -0,03 + 0,13 \cdot (\Delta rdb r_t + \Delta rdb r_{t-1}) - 0,005 \cdot \Delta u_t \\ & + 0,01 Cal_t^{Bal-Jup} + 0,01 d96t1 - 0,19 \cdot [c_{t-1} - rdb r_{t-1}] \end{aligned}$$

Relation de long terme déduite (à une constante près) : $c = rdb r$

Période d'estimation : 1992T1-2009T4

$R^2 = 0,55$ $DW = 1,71$ $SER = 0,004$

c	consommation totale des ménages (en volume et en log)
$rdb r$	revenu disponible brut réel des ménages (déflaté du prix de consommation, en log)
$R3m$	taux d'intérêt nominal à trois mois (en points de pourcentage)
pc	déflateur de la consommation (en log)
u	taux de chômage (en points de pourcentage)
$Cal^{Bal-Jup}$	variable captant les effets de calendrier liés aux mesures Balladur et Juppé (primes à la casse dans l'automobile) dans les années 1995 et 1996, valant + 1 aux derniers trimestres durant lesquels ces mesures de soutien à la consommation ont été actives (1995T2 et 1996T3), - 1 aux trimestres suivants (1995T3 et 1996T4) et 0 ailleurs
$d96t1$	indicatrice valant 1 en 1996T1, 0 sinon, captant un rattrapage suite à des événements (vague d'attentats, puis grèves) ayant eu lieu au deuxième semestre 1995

À long terme, la consommation des ménages en volume suit le revenu disponible brut. À court terme, l'ajustement de la consommation aux variations du revenu est plus rapide dans la version à prix constants que dans la version à prix chaînés. La force de rappel vers le long terme plus élevée chez cette dernière (0,19 contre 0,13) ne suffit pas à compenser les moindres réactions de la consommation aux variations de court terme de revenu dans la version à prix chaînés. À travers le taux de chômage sont prises en compte les anticipations des ménages quant à l'incertitude sur leurs revenus futurs (épargne de précaution), de manière très similaire dans les deux versions du modèle.

La différence la plus notable entre les deux versions concerne l'effet du taux d'intérêt. Dans la version à prix chaînés, il ne ressort plus significativement, en partie en raison de la prise en compte de la période de crise récente. Le taux d'intérêt utilisé est l'Euribor à trois mois. Celui-ci n'est qu'une approximation des taux auxquels peuvent épargner ou s'endetter les ménages. Or, cette approximation a été peu satisfaisante dans la période de crise récente où les taux de crédit à la consommation ont beaucoup moins baissé que les taux de référence. Le remplacement de l'Euribor à trois mois

Tableau A
Élasticités de la consommation totale des ménages

En %

	Modèle avec volumes à prix...	t	1 an	2 ans	5 ans	Long terme
Revenu disponible brut réel	constants	0,16	1,04	1,02	1,00	1,00
	chaînés	0,13	0,62	0,83	0,99	1,00
Prix de consommation	constants	- 0,16	- 1,03	- 1,01	- 1,00	- 1,00
	chaînés	- 0,13	- 0,62	- 0,83	- 0,99	- 1,00
Taux d'intérêt réel*	constants	0,00	- 0,23	- 0,13	- 0,02	0,00
	chaînés	-	-	-	-	-
Taux de chômage*	constants	- 0,53	- 0,30	- 0,17	- 0,03	0,00
	chaînés	- 0,52	- 0,28	- 0,12	- 0,01	0,00

Lecture : consécutivement à un choc permanent de 1 % sur le revenu disponible brut réel, la consommation des ménages augmente, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, de 0,16 % le trimestre du choc (colonne t), de 1,04 % un an après le choc et de 1,00 % à long terme. * Il s'agit de semi-élasticités. Par exemple, une hausse du taux de chômage de 1 point, de 8 % à 9 %, se traduit par une baisse de 0,53 % de la consommation des ménages en volume le trimestre du choc, dans la version du modèle avec volumes à prix constants.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

par un vrai taux de crédit à la consommation, solution potentielle à ce problème, n'était pas envisageable. En effet, l'utilisation de la version du modèle à prix chaînés en appui aux prévisions conjoncturelles de l'Insee suppose de recourir à des variables faisant l'objet de prévisions. Or ce n'est pas le cas des taux de crédit à la consommation.

Exportations en produits manufacturés

a) dans le modèle à prix constants :

$$\Delta x_dim_t = 0,72 \cdot \Delta dw_t + 0,25 \cdot \Delta dw_{t-1} + 0,31 \cdot \Delta compet_dim_t - 0,19 \cdot [x_dim_{t-1} - dw_{t-1} - 0,60 \cdot compet_dim_{t-1}] + 0,003 \cdot INTER_{t-1} - 6,17$$

(5,0) (1,8) (2,2) (-2,8) (10,4) (-11,5) (1193,4)

Relation de long terme déduite (à une constante près) :
 $x_dim = dw + 0,60 \cdot compet_dim - 0,003 \cdot INTER$

Période d'estimation de la relation de long terme :
 1980T3-2005T3

Période d'estimation de la dynamique de court terme :
 1985T4-2005T3

$$R^2 = 0,58 \quad DW = 2,12 \quad SER = 0,018$$

b) dans le modèle à prix chaînés :

$$\Delta x_dim_t = -0,003 + 1,16 \cdot \Delta dw_t + 0,14 \cdot (\Delta compet_dim_t + 2 \cdot \Delta compet_dim_{t-1}) - 0,34 \cdot \Delta pdm_em_t - 0,15 \cdot [x_dim_{t-1} - dw_{t-1} - 0,80 \cdot compet_dim_{t-1} + 0,43 \cdot pdm_em_{t-1}] - 11,14$$

(-1,5) (11,7) (3,1) (-3,2) (-3,4) (10,6) (-17,6) (1491,9)

Relation de long terme déduite (à une constante près) :
 $x_dim = dw + 0,80 \cdot compet_dim - 0,43 \cdot pdm_em$

Période d'estimation : 1980T2-2009T4

$$R^2 = 0,58 \quad DW = 2,16 \quad SER = 0,017$$

x_dim	volume des exportations en produits manufacturés (en log)
dw	demande mondiale adressée à la France (en log)
$compet_dim$	compétitivité-prix à l'exportation (rapport entre le prix de référence étranger à l'exportation $Petx$ et le déflateur des exportations en biens manufacturés, en log). $Petx$ est une moyenne géométrique pondérée par la structure géographique des exportations françaises (« doubles pondérations ») des prix d'exportations de biens et services des 8 principaux pays de l'OCDE partenaires de la France
$INTER$	tendance temporelle concave représentative de l'internationalisation des économies
pdm_em	part de marché relative des pays émergents et en transition par rapport aux pays anciennement industrialisés, moyenne mobile centrée sur cinq trimestres (en log)

Note : la construction des variables INTER et pdm_em est décrite dans Cabannes et al. (2010, pp. 90-96). On y trouve une représentation graphique de ces deux variables et une justification de l'emploi de l'une ou l'autre en raison des utilisations différentes qui sont faites des deux versions du modèle.

Dans les deux versions du modèle, les exportations dépendent positivement de la demande mondiale adressée à la France et de la compétitivité-prix externe, conformément à Armington (1969). Ces deux facteurs ne suffisent toutefois pas à expliquer l'évolution des exportations. Ce constat aboutit en général à l'ajout d'une tendance temporelle linéaire décroissante dans la relation de long terme. Ce *trend* est interprété en termes de pertes tendancielle de parts de marché, liées à la montée en puissance de nouveaux concurrents (pays émergents et en transition) sur les marchés mondiaux. Dans la version du modèle avec volumes à prix constants, le choix a été fait de retenir une tendance déterministe concave de limite finie. Cette forme traduit le ralentissement puis la stabilisation à long terme d'une part de marché tendancielle, sous l'effet de la maturation puis de l'achèvement du rattrapage des économies émergentes et en transition. Elle présente l'avantage, pour un modèle utilisé en variantes et en projections à moyen terme, de pouvoir être aisément prolongée à très long terme. Dans la version du modèle avec volumes à prix chaînés, c'est une véritable part de marché des pays émergents et en transition relativement aux « vieux » pays industrialisés qui est utilisée, lissée pour conserver une interprétation en termes de tendance. Toutefois, il s'agit d'une tendance à moins long terme (lissage sur cinq trimestres seulement). Ainsi, les fluctuations conjoncturelles les plus significatives (comme celles observées durant la crise récente) ne

Tableau B
Elasticités des exportations manufacturières

En %

	Modèle avec volumes à prix...	t	1 an	2 ans	5 ans	Long terme
Demande mondiale	constants	0,72	1,01	1,01	1,00	1,00
	chaînés	1,16	1,10	1,05	1,01	1,00
Compétitivité-prix	constants	0,31	0,47	0,55	0,60	0,60
	chaînés	0,14	0,59	0,69	0,78	0,80
Part de marché des pays émergents	constants	-	-	-	-	-
	chaînés	- 0,34	- 0,37	- 0,40	- 0,42	- 0,43

Lecture : consécutivement à un choc permanent de 1 % sur la demande mondiale adressée à la France, les exportations en produits manufacturés augmentent, dans la version du modèle avec volumes à prix constants, de 0,72 % le trimestre du choc (colonne t), de 1,01 % un an après le choc et de 1,00 % à long terme.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

sont pas gommées. Cette variable est construite et prolongée à un horizon de prévision de quelques trimestres à l'aide des Prévisions économiques de l'OCDE. Elle est bien adaptée aux applications plus conjoncturelles de la version du modèle avec volumes à prix chaînés.

L'utilisation de cette variable de part de marché dans l'équation de la version avec volumes à prix chaînés (y compris dans sa dynamique) se traduit par une élasticité à court terme des exportations à la demande mondiale plus élevée que dans la version du modèle avec volumes à prix

constants. Ce résultat découle mécaniquement de la corrélation positive entre demande mondiale et part de marché relative des pays émergents et en transition. En l'absence de cette dernière variable, le terme de demande mondiale capte en sus de l'effet demande *stricto sensu* celui de la part croissante prise par les pays émergents et en transition dans le commerce mondial. Ce résultat suggère que les exportations françaises peinent à profiter des hausses de demande mondiale à court terme non pas en tant que telles mais en raison de l'émergence de nouveaux concurrents de plus en plus actifs sur les marchés mondiaux.
