

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 9901

Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ?

Une analyse en comparaison internationale

Sandrine DUCHÊNE *

Alain JACQUOT **

Février 1999

Des versions antérieures de ce document ont été présentées au congrès annuel de l'AFSEb en septembre 1998 et au séminaire du Département des Etudes Economiques d'Ensemble (D3E) de l'INSEE le 13 janvier 1999.

Les auteurs tiennent à remercier Bruno Tissot, de la Direction de la Prévision, qui leur a fourni les séries récentes relatives à l'Allemagne de l'Ouest. Ils tiennent également à remercier Alain Gubian, Frédéric Lerais, Françoise Maurel, Corinne Perraudin, Céline Prigent, Bernard Salanié et Florence Thibault pour les remarques qu'ils ont formulées sur des versions antérieures de ce document.

Naturellement, les erreurs ou insuffisances subsistantes ne sont imputables qu'aux auteurs.

-
- * Faisait partie du Département des Etudes Economiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document.
Adresse pour correspondance : Ministère de l'Economie et des Finances, Direction de la Prévision, Bureau A1, Teledoc 679 139, rue de Bercy - 75572 PARIS Cedex 12 - E-mail : sandrine.duchene@prevision.finances.gouv.fr
- ** Faisait partie de la DARES - Mission Analyse Economique - au moment de la rédaction de ce document.
Adresse pour correspondance : CNAF - Bureau des prévisions, 23 rue Daviel 75634 PARIS Cedex
E-mail : alain.jacquot@cnafr.cnafrmail.fr

Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX - France -
Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

Résumé

L'objet de cette étude est d'examiner s'il s'est produit, dans les principaux pays de l'OCDE, au cours de la première moitié de la décennie 1990, une inflexion dans le rythme de croissance tendanciel de la productivité du travail, et si une telle inflexion pourrait s'expliquer par les évolutions de la durée du travail ou celle des coûts des facteurs de production. Pour répondre à cette question, nous sommes amenés à estimer, par des méthodes économétriques traditionnelles (MCO) ou plus récentes (méthode de Johansen) des équations d'emploi, qui relient selon un modèle de correction d'erreur (MCE) l'emploi, la valeur ajoutée, et éventuellement la durée du travail ou le coût du travail, équations dont nous testons la stabilité. Les principaux résultats de cette étude sont les suivants :

1. Les équations sans coût ni durée du travail, qui rendent compte seulement du cycle de productivité, sous-estiment la croissance de l'emploi sur les années récentes en France et en Grande-Bretagne, et à l'inverse la surestiment en Allemagne et en Italie. Contrairement à ce qui s'était passé au début des années soixante-dix, il ne s'est donc pas produit au début des années quatre-vingt-dix un infléchissement à la baisse du rythme de croissance tendanciel de la productivité par tête qui aurait concerné l'ensemble des pays développés ;
2. Avec les séries utilisées, le coût (réel du travail) apparaît comme un déterminant significatif, à long terme, de la productivité apparente du travail dans tous les pays étudiés sauf au Japon ; à l'inverse, il n'est pas mis en évidence d'impact significatif à long terme de la durée du travail (telle qu'elle est ici mesurée) sur la productivité par tête, sauf dans le cas du Japon, où l'élasticité obtenue à l'estimation correspond à une parfaite substituabilité entre les hommes et les heures ;
3. Si le coût réel du travail est bien un déterminant de long terme de la productivité (sur la période d'estimation), son évolution ne contribue que très marginalement à expliquer les évolutions de la productivité depuis le début de la décennie.

Mots-clés : productivité du travail, progrès technique, durée du travail, coût du travail.

Classification JEL : E24.

Summary

The object of this study is to investigate whether a break occurred in the trend growth rate of labour productivity during the first half of the nineties in the main OECD countries, and whether such a break could be accounted for by changes in relative factor costs or the number of hours worked. To answer these questions, we fit employment equations, which link together, according to an Error-Correction Model (ECM) employment, value added, and optionally the real cost of labour and/or the number of hours worked. These equations are fitted both with traditional econometric methods (OLS) and more recently developed ones (the Johansen methodology), and are subsequently tested for stability. The main results of this study can be summarised as follows :

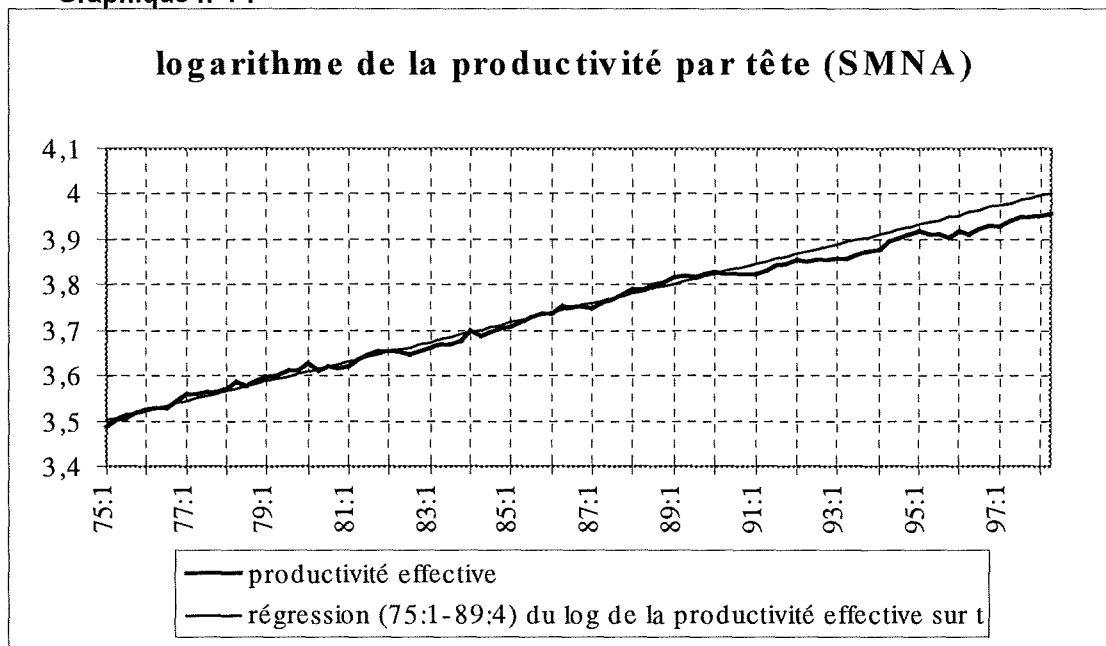
1. The equations which take into account neither real labour cost nor the number of hours worked, and thus account only for the productivity cycle, understate the growth of employment over the recent years in France and in the UK, but overstate it in Germany and Italy. In contrast to what had happened at the beginning of the seventies, there has not been, at the beginning of the nineties, a productivity slowdown generalised to all developed countries ;
2. With the exception of Japan, the (real) cost of labour appears as a significant determinant of labour productivity over the long run in all the countries under investigation ; conversely, we've been unable to find a significant long-run impact of the number of hours worked on productivity per man, except in Japan, where the estimated elasticity is consistent with the hypothesis of perfect substitution between men and hours ;
3. Though real labour cost is a long-run determinant of labour productivity (over the estimation period), it can at best account only marginally for the changes in labour productivity since the beginning of the present decade.

Keywords : labour productivity, technical progress, working time, labour cost.

JEL Classification number : E24.

Depuis le début de la décennie, la productivité apparente du travail a connu en moyenne en France une évolution plus modérée que celle observée au cours des années 1970 et 1980. Comme les évolutions de la productivité déterminent dans une large mesure les évolutions possibles, à long terme, pour les revenus, il convient de se demander si les chiffres constatés depuis le début de la décennie traduisent une inflexion durable et significative du rythme de croissance de la productivité. Le ralentissement est sans doute imputable en partie à l'atonie de la conjoncture qui fait suite à la récession de 1993 : compte tenu des délais de réaction de l'emploi aux variations de la production, la productivité du travail tend en effet à ralentir au creux des cycles et à accélérer dans les phases de reprise. Mais, même après prise en compte de ces délais d'ajustement, la croissance de la productivité du travail observée depuis 1990 reste inhabituellement faible (cf. Duchêne, Forgeot et Jacquot, 1997).

Graphique n°1 :



source : Insee, comptes nationaux trimestriels

Dans l'histoire économique de l'après-guerre, un ralentissement de la productivité tendancielle du travail s'était déjà produit dans les années 1970, au moment du 1er choc pétrolier. Il est remarquable qu'il avait alors affecté de façon quasiment simultanée les principaux pays industrialisés. Bien documentée dans certaines études, cette rupture peut être tenue pour acquise. En revanche, pour ce qui est de la période récente, le constat d'un nouveau ralentissement de la productivité généralisé à tous les pays développés est loin d'être établi. Il convient donc d'examiner l'évolution récente de la productivité du travail dans les autres pays développés, et ce alors que la plupart des pays de l'OCDE ont été touchés par une nouvelle récession de grande ampleur au début de la décennie.

Elargir la perspective aux principaux pays industrialisés peut nous renseigner sur la nature des phénomènes ayant affecté la France sur la période récente. En effet, si depuis 1990 le ralentissement est bien avéré dans l'ensemble des pays industrialisés, l'origine en serait à rechercher plutôt dans des chocs communs, à l'instar des chocs pétroliers dans les années 1970, ou dans des phénomènes concernant a priori l'ensemble des pays industrialisés, même s'ils peuvent éventuellement différer par leur ampleur selon les pays.

En particulier, pourraient se voir en partie confortées des hypothèses en termes de "rattrapage" : les économies ayant comblé la majeure partie de leur retard par rapport au pays leader -les Etats-Unis en l'occurrence- les gains de productivité qu'autorise le progrès technique s'atténueraient désormais partout. Dans le même ordre d'idées, les innovations réalisées sont de plus en plus des innovations de produit et non plus de processus, de sorte que le lien entre innovation et progrès technique pourrait s'être relâché. Par ailleurs, un autre élément a nourri les évolutions de la productivité du travail depuis la fin de la seconde guerre mondiale, dans les pays industrialisés : une fraction importante de la population active agricole, secteur à faible niveau de productivité, s'est dirigée vers les secteurs de l'industrie et des services. L'épuisement de ce mouvement de

réallocations de la main-d'œuvre, combiné au phénomène, plus récent, de tertiarisation de l'économie, pourrait ainsi se traduire par une croissance ralentie de la productivité au niveau agrégé.

En revanche, si la productivité du travail n'a pas connu les mêmes évolutions dans tous les pays depuis 1990, cela signifie qu'il faut accorder un certain crédit à des facteurs nationaux spécifiques. En particulier, des facteurs comme les coûts salariaux ou la durée du travail, qui peuvent être tenus pour des déterminants de la productivité par tête¹, n'ont pas évolué de la même manière sur la période récente dans les principaux pays de l'OCDE : par exemple, depuis 1992-93, la France a allégé les cotisations sociales sur les bas salaires et réduit la durée du travail en encourageant le travail à temps partiel (abattement temps-partiel, et non proratisation de la ristourne dégressive pour les salariés à temps partiel jusqu'à 1998) alors qu'à l'inverse l'Allemagne réduisait les subventions à l'emploi (dans un contexte où le financement de la réunification faisait croître la dépense publique, des économies étaient réalisées sur certains postes) et que les pays anglo-saxons voyaient la durée du travail s'accroître. La comparaison avec les pays étrangers peut ici apporter un éclairage utile dans le débat français, qui oppose, de façon sans doute caricaturale, l'impact des politiques d'abaissement du coût salarial et celui de la réduction de la durée du travail : alors que le CSERC (1996)², estime que la majeure partie de l'écart entre les évolutions constatées et les évolutions attendues de la productivité par tête en France sont imputables au développement du temps partiel, Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) ne discernent aucun impact significatif de la durée du travail sur la productivité³ et expliquent une petite partie de l'enrichissement de la croissance en emplois par la politique de baisse des charges sur les bas salaires.

La lecture que l'on peut faire des évolutions récentes de la productivité du travail n'est pas dénuée d'enjeux en termes de politique économique, puisque les politiques d'allègement du coût du travail sont censées agir en partie par le biais des substitutions entre capital et travail, et que l'efficacité d'une politique de partage du travail présuppose l'existence d'une certaine substituabilité entre les hommes et les heures. Enfin, la croissance de la productivité est, dans certains modèles du marché du travail avec courbe de Phillips, un déterminant du taux de chômage d'équilibre : dans ces modèles, un ralentissement de la croissance de la productivité, non accompagné d'une inflexion comparable dans la croissance des salaires souhaitée par les salariés, attise le conflit de répartition de la VA entre employeurs et salariés, et ce conflit de répartition ne peut se résoudre que par un accroissement du taux de chômage⁴.

Le plan de cet article est le suivant : la première partie propose une description des évolutions de la productivité par tête sur la période récente dans les principaux pays de l'OCDE. La deuxième partie présente les résultats d'estimation d'équations économétriques simples décrivant le lien entre emploi et croissance. Elle vise notamment à déterminer si les évolutions constatées sont compatibles avec les délais d'ajustement de l'emploi à la production observés habituellement depuis les années 70. Enfin, une troisième partie analyse l'effet sur la période récente de facteurs spécifiques à chaque pays, en s'appuyant sur des déterminants habituels de la productivité du travail, comme la durée et le coût du travail. La contribution des réallocations intersectorielles de main d'œuvre à la croissance de la productivité au niveau agrégé, qui s'avère quantitativement peu importante, est renvoyée en annexe.

¹ Un ralentissement de la progression des coûts salariaux peut en effet conduire les entreprises à ne plus substituer (ou alors à un rythme moins soutenu) du capital au travail. Dans ce cas, le rythme de croissance de la productivité du travail s'infléchit, sans pour autant que l'efficacité de la combinaison productive se trouve détériorée. D'autre part, une baisse de la durée du travail peut se traduire par un ralentissement de la productivité par tête sans que la productivité horaire ne s'en trouve altérée : plus que d'enrichissement de la croissance en emploi, il conviendrait alors de parler d'enrichissement de la croissance "en effectifs".

² reprenant des travaux de la DARES (cf. Chouvel et Gubian, 1996).

³ une analyse convergente avec celle de Duchêne Forgeot et Jacquot (1997) est celle de L'Horty et Rault (1997).

⁴ cf. BdF et alii, 1996, ou L'Horty et Thibault, 1997, ou encore Sterdyniak et alii, 1997, pour une description et une analyse des boucles prix-salaires avec courbe de Phillips.

I - Les évolutions de la productivité apparente du travail dans les pays industrialisés : une rupture au début des années 90?

Une analyse descriptive permet de retracer et de comparer les évolutions de la productivité par tête dans les principaux pays de l'OCDE. Le champ de cette étude couvre les Etats-Unis, le Canada, le Japon, et six pays européens : la France, la Grande-Bretagne, l'Espagne, l'Italie, l'Allemagne, et les Pays-Bas. Dans le cas de l'Allemagne, l'observation porte sur la seule Allemagne occidentale, après comme avant la réunification. Les données utilisées pour la comparaison proviennent pour l'essentiel de la base de données du secteur des entreprises de l'OCDE⁵, et concernent les secteurs marchands de l'économie (cf. encadré n°1).

L'observation et la comparaison portent sur les taux de croissance de la productivité et non sur leurs niveaux : il est en effet généralement admis, en matière de comparaisons internationales, qu'une comparaison des niveaux est rendue très fragile par des différences dans les méthodes de comptabilisation d'un institut de statistique à un autre, et que les taux de croissance ont une probabilité plus faible d'être affectés par le choix des méthodes⁶. Dans le cas présent, toutefois, il est probable que les méthodes retenues par les instituts de statistique conduisent plutôt à sous-estimer la croissance de la productivité, mais surtout on ne peut pas exclure que la mesure de la croissance de la productivité soit inégalement biaisée d'un pays à l'autre (cf. encadré n°2).

Encadré 1. Constitution d'une base de données internationale pour les calculs de productivité (cf. annexe n°1 pour une présentation plus détaillée)

Pour les besoins de cette étude a été constituée une base contenant des séries de valeur ajoutée, d'effectifs (emploi), de coût salarial réel, de coût réel du capital, et de durée du travail. Ces données sont relatives à neuf pays de l'OCDE : Allemagne (l'analyse portera seulement sur la partie occidentale de l'Allemagne), Canada, Espagne, Etats-Unis, France, Italie, Japon, Royaume-Uni, Pays-Bas. Pour l'Allemagne, les données concernent le total des secteurs (marchands et non marchands). Pour les autres pays, les données concernent le "business sector" (secteur marchand). La période analysée s'étend jusqu'à fin 1995, les données n'étant disponibles que jusqu'à cette date pour l'ensemble des 9 pays étudiés. Les données proviennent pour l'essentiel de la "Business Sector Data Base" de l'OCDE (BSDB) et sont complétées selon les besoins par les sources suivantes :

- Perspectives de l'emploi de l'OCDE pour la durée annuelle du travail (à l'exception des Pays-Bas) ;
- Bureau néerlandais des statistiques (CBS) pour la durée du travail aux Pays-Bas ;
- Séries de durée annuelle effective du travail des salariés publiées par Eurostat (pour l'Italie après 1986) ;
- International Sectoral Data Base (ISDB) de l'OCDE pour les données de coût salarial pour l'Allemagne de l'Ouest après la réunification ;
- Bundesbank pour les statistiques d'emploi et de VA relatives à l'Allemagne de l'Ouest après la réunification.

Par souci de simplicité et de comparabilité, nous avons ainsi privilégié des sources internationales par rapport aux sources nationales, même si ces dernières pourraient s'avérer ponctuellement meilleures que ces premières.

Les séries d'emploi sont relatives à l'emploi total (ie. salariés + non salariés). Les séries de durée du travail, disponibles avec une périodicité annuelle, ont été trimestrialisées de façon ad hoc (sous RATS ou TROLL). Le coût du travail comprend la rémunération nette des salariés augmentée des cotisations sociales à la charge des salariés et des employeurs⁷. Le coût d'usage du capital a été calculé selon une formule classique qui fait intervenir le déflateur de l'investissement, le taux de déclasserment, le taux d'intérêt de long terme et l'inflation anticipée.

⁵ en anglais : Business Sector Data Base (BSDB).

⁶ dans le cas de la productivité, une difficulté supplémentaire pour les comparaisons en niveau est d'exprimer les productivités des différents pays dans un système de prix commun. En pratique, les résultats apparaissent très sensibles à l'hypothèse de change retenue (schématiquement : taux de change effectif vs parité de pouvoirs d'achat). cf. Le Dem et Lerais, 1990.

⁷ le coût du travail, comme la durée du travail, concerne donc les seuls salariés, alors que l'emploi inclut aussi les non salariés. Cette différence de champ traduit la difficulté à définir et calculer ce que pourrait être le "coût du travail" des non salariés.

Encadré n° 2 : les incertitudes autour de la mesure de la croissance de la productivité

Le calcul de la productivité par tête nécessite pour les comptes nationaux de mesurer à la fois la VA en volume (numérateur) et les effectifs (dénominateur).

Dans les principaux pays de l'OCDE, les effectifs sont connus à partir d'enquêtes auprès des entreprises et/ou à partir de registres administratifs tels que les fichiers tenus par les organismes collecteurs des cotisations sociales. Ainsi, en France, par exemple, l'évolution d'une année sur l'autre de l'emploi est évaluée à partir des fichiers de l'UNEDIC et des URSSAF (pour la majeure partie du champ de l'emploi salarié privé), à partir des fichiers de la MSA et de l'ACOSS (pour les effectifs non salariés), et des fichiers de paye des agents de l'Etat (pour la Fonction Publique).

Des sources fiscales et comptables, ainsi que des enquêtes auprès des entreprises, permettent d'apprécier l'évolution de la valeur ajoutée aux prix courants. La mesure du déflateur de la valeur ajoutée nécessite l'élimination de l'effet-qualité ; ceci est relativement facile dans le cas des produits industriels, standardisés et reproductibles, pour lesquels on peut observer de manière objective un certain nombre de caractéristiques bien identifiées, et pour lesquels on peut donc aisément construire des indices de prix élémentaires à partir de relevés de prix périodiques. L'élimination de l'effet qualité est plus délicate dans bon nombre de secteurs des services : la définition du volume de la production y porte davantage à discussion, soit parce que l'activité de service n'est pas (ou peu) standardisable, soit par ce qu'elle suppose (pour aboutir à un résultat) la participation conjointe de l'utilisateur et du prestataire de service, soit encore parce que les résultats de l'activité peuvent être repérés selon des horizons temporels plus ou moins longs, et qu'il y a donc une incertitude sur l'horizon de référence (ces difficultés sont analysées en détail par Gadrey, 1996). Devant ces difficultés, le comptable national a recours à des méthodes qui diffèrent d'un pays à l'autre et/ou d'un secteur à l'autre, et dont le contenu informatif peut s'avérer dans certains cas très réduit : dans bon nombre de pays (cf. Gadrey 1996), l'évolution d'une année sur l'autre de l'output dans certains secteurs des services est déduite directement de celle de la masse salariale ou même de celle des effectifs du secteur en question, ou bien est obtenue en déflétant la valeur ajoutée à prix courants du secteur par un indice de prix relatif à l'ensemble de l'économie.

Il est de ce fait généralement admis que l'estimation de la croissance des prix est beaucoup plus imprécise que l'estimation de la croissance de la VA en valeur ou de celle des effectifs. Il est généralement admis aussi que l'on ne capterait qu'une partie de l'effet qualité, et que la croissance des prix en serait ainsi systématiquement surestimée, ce qui impliquerait une sous-estimation corrélative du produit (en volume) et de la productivité. Pour les Etats-Unis, le rapport Boskin (cf. Boskin et alii, 1996) évalue ainsi la surestimation de l'inflation (la sous-estimation de la croissance) à environ 1,1 point par an⁸, ce qui est évidemment considérable.

Du point de vue qui nous intéresse ici le plus directement, celui des comparaisons internationales, la question n'est pas tant de savoir si la mesure de la croissance de la productivité est biaisée, que de savoir si elle est inégalement biaisée d'un pays à un autre ou d'une période de temps à une autre. L'article récent de Lequiller (1997) laisse penser que les biais sur la mesure de la croissance de la productivité seraient bien moindres en France qu'aux Etats-Unis ; dans ce cas, l'écart entre les deux pays en termes de taux de croissance de la productivité serait donc surestimé.

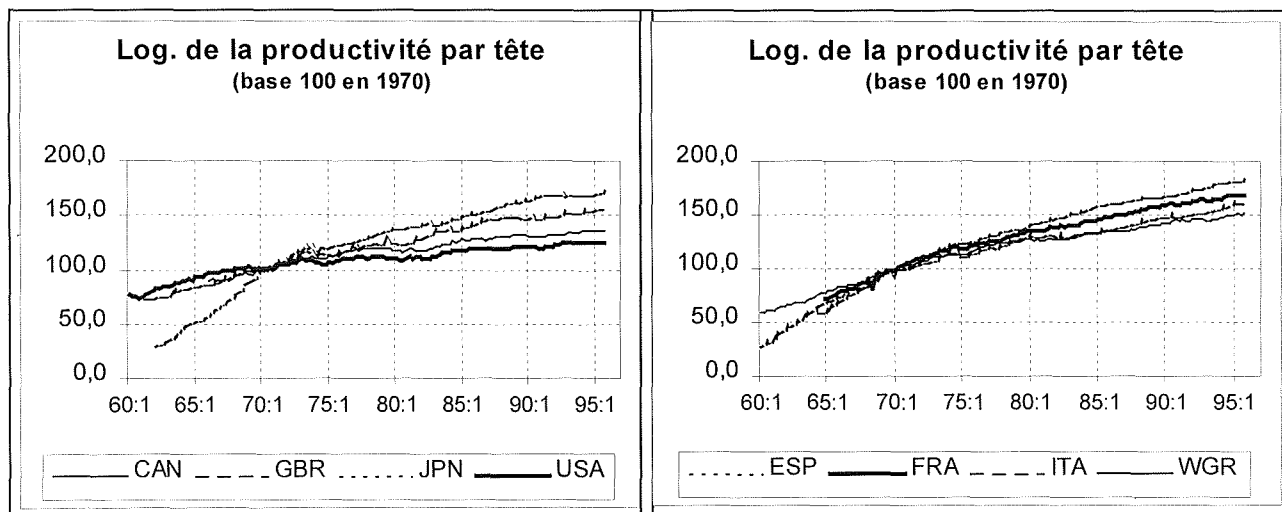
Quant à l'évolution du biais au cours du temps, on peut conjecturer que le biais est plus important aujourd'hui qu'il y a trente ans, compte tenu de l'accroissement de la part des services dans l'économie. Une partie du ralentissement de la productivité constaté dans les pays développés depuis trente ou quarante ans ne serait donc en fin de compte qu'un artefact statistique ; cependant, même en retenant les ordres de grandeurs du rapport Boskin, cet artefact ne saurait expliquer (loin s'en faut) la totalité de ce ralentissement.

⁸ Sur la première moitié des années quatre-vingt-dix.

1- Une rupture généralisée au début des années 70.

Une inflexion de la productivité par tête concomitante au ralentissement de la croissance.

A moyen et long terme, selon les modèles néo-classiques de croissance à la Solow, la croissance de la productivité, supposée exogène, et supposée représenter les effets du progrès technique, détermine la croissance possible des revenus, et donc aussi, à taux d'épargne des agents donnés, la croissance des débouchés. Mais on peut aussi imaginer que la croissance des débouchés ait en retour un effet sur le niveau ou le taux de croissance de la productivité, en permettant par exemple des économies d'échelle plus ou moins importantes, selon un schéma d'analyse à la Kaldor et Verdoorn. Quoi qu'il en soit, c'est-à-dire que la causalité aille de la productivité vers la croissance ou l'inverse, on peut s'attendre à une certaine concomitance des ralentissements de la productivité et de ceux de l'activité.



De fait, il s'est opéré, au milieu des années 70, dans l'ensemble des pays industrialisés, un ralentissement simultané de la productivité et de l'activité économique. : le taux de croissance annuel du PIB marchand, compris entre 2,5 et 8,5 % selon les pays entre 1965 et 1974, est compris entre 2,0 et 4,0 % entre 1975 et 1990. Le taux de croissance annuel de la productivité passe de 1,3 % à 0,9 % aux États-Unis, pays ayant la croissance la plus faible sur les deux périodes, et de 7,3 % à 3,0 % au Japon (pays ayant la plus forte croissance). Le ralentissement de la productivité et de l'activité économique a affecté tous les pays, comme l'indiquent les chiffres du tableau 1, mais, dans l'ensemble, il a été en général plus prononcé dans les pays où la croissance de la productivité était initialement forte. La dispersion des taux de croissance du PIB et de la productivité s'est ainsi réduite après 1973.

Tableau 1. Taux de croissance annuel moyen du PIB marchand et de la productivité par tête (secteurs marchands), en %

	PIB marchand*		productivité par tête (secteurs marchands*)	
	1965-1974	1975-1990	1965-1974	1975-1990
Etats-Unis	3,3	3,0	1,3	0,9
Canada	5,0	3,3	2,5	1,2
Japon	8,4	4,1	7,3	3,0
Royaume-Uni	2,6	2,4	3,2	2,1
France	5,4	2,5	4,9	2,5
Allemagne occidentale	3,6	2,3	3,6	1,9
Espagne	6,3	2,2	5,6	2,8
Italie	5,5	2,8	5,5	2,2
Pays-Bas	4,6	2,3	3,6	1,7

* sauf pour l'Allemagne, où les chiffres sont relatifs à l'ensemble des secteurs (marchands et non marchands)

Un filtrage des séries par la méthode de Hodrick-Prescott (cf. graphique⁹), qui permet de séparer le cycle et la tendance⁹, fait également apparaître une nette inflexion de la tendance de la productivité au début des années 70, dans l'ensemble des pays, voire un peu plus tôt aux Etats-Unis. Au début des années 80 en revanche, la tendance de la productivité remonte aux Etats-Unis, au Canada, et au Royaume-Uni. Elle demeure (un peu) plus stable dans les autres pays.

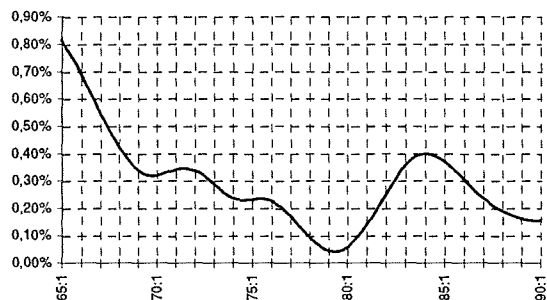
Il existe des explications, partielles, à un tel ralentissement.

Même si le ralentissement de la productivité au début des années 70 reste encore largement inexpliqué, un certain nombre d'explications ont été avancées à ce phénomène. En premier lieu, ce ralentissement semble avoir affecté l'ensemble des pays industrialisés : cela conduit à envisager les chocs symétriques sur la période, et à ce titre les chocs pétroliers peuvent constituer de bons candidats. Cependant, les analyses empiriques s'accordent à attribuer un rôle assez faible à ces chocs (Dubois, 1985, Le Dem et Lerais, 1990). La réduction de la dispersion des taux de croissance de la productivité invite assez naturellement à rechercher une interprétation en termes de convergence entre pays : selon les thèses de la convergence, l'importance des gains de productivité réalisés en Europe au cours de la période des "trente glorieuses" s'explique notamment par l'adoption de technologies et de processus de production ayant fait leur preuve dans le pays leader sur le plan technologique et organisationnel, les Etats-Unis ; aujourd'hui, les pays européens auraient comblé la majeure partie de leur retard sur l'Amérique du nord, et les gains de productivité permis par l'adoption des innovations américaines seraient de ce fait plus réduits. Une telle interprétation explique sans doute au moins une partie du ralentissement de la productivité en Europe (elle conduit toutefois à s'attendre à un freinage progressif de la productivité plutôt qu'à une cassure brutale dans son rythme de croissance) ; mais elle ne permet pas d'expliquer l'inflexion constatée dans le pays leader, en l'occurrence les Etats-Unis. D'autres éléments constituent probablement des explications partielles : une moindre accumulation du capital par exemple, en abaissant le capital par tête, pourrait avoir contribué à une baisse de la productivité apparente du travail.

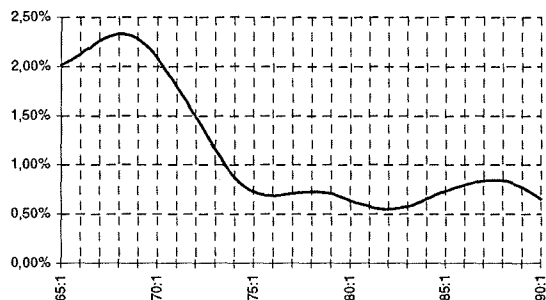
⁹ cf. par ex. Allard, 1994, pour une description du filtre HP. Le filtrage a ici été réalisé sur les logarithmes du PIB marchand et de la productivité, avec un paramètre lambda égal à 1600.

Graphique n° 2. Filtrage HP de la productivité du travail. Taux de croissance trimestriel

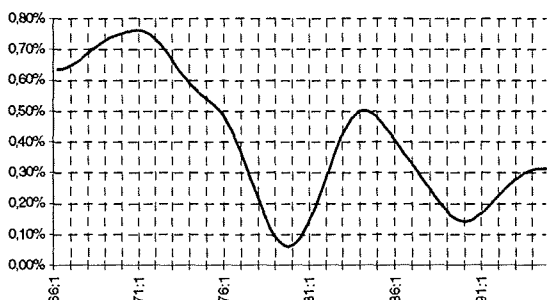
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - USA



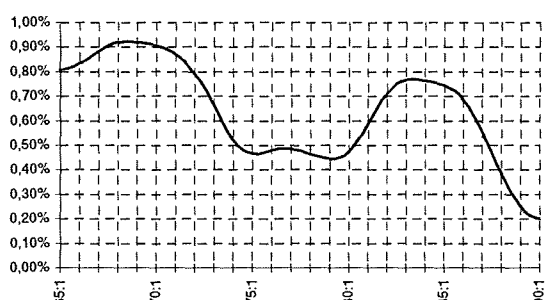
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Japon



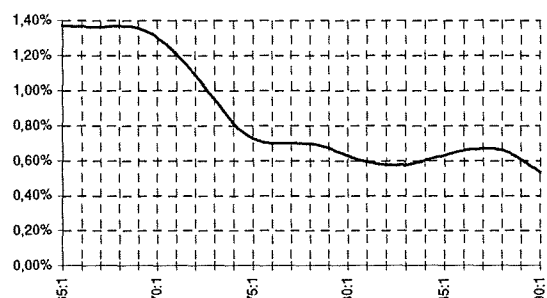
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Canada



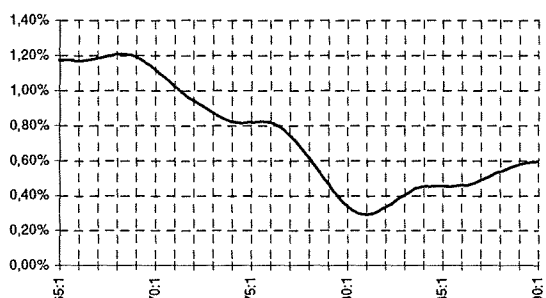
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Grande Bretagne



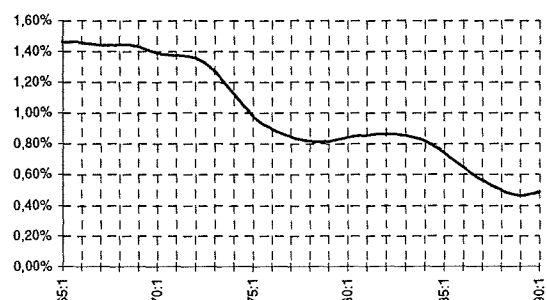
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - France



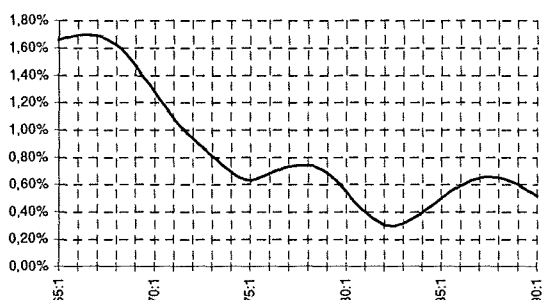
Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Allemagne de l'ouest



Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Espagne



Taux de croissance tendanciel de la productivité du travail - Italie



2- Un nouveau ralentissement dans les années 90 ?

Un ralentissement est observé dans certains pays seulement...

A partir de 1990, la plupart des pays industrialisés ont à nouveau subi une récession, mais de façon décalée dans le temps, contrairement à ce qui s'était passé au début des années 70. Les Etats-Unis, le Canada et le Royaume Uni ont été touchés les premiers, en 1990-1991. Le ralentissement de la croissance a ensuite atteint les pays européens en 1992-1993. Seul le Japon semble n'avoir pas été affecté avec la même ampleur, tout au moins jusqu'à fin 1995 (cf. annexe 2).

Tableau 2 : Taux de croissance annuel moyen du PIB marchand et de la productivité par tête (secteurs marchands), en %

	PIB marchand*		productivité par tête (secteurs marchands*)	
	1975-1990	1991-1995	1975-1990	1991-1995
Etats-Unis	3,0	2,0	0,9	0,6
Canada	3,3	1,5	1,2	1,1
Japon	4,1	1,4	3,0	0,8
Royaume-Uni	2,4	2,0	2,1	1,6
France	2,5	1,1	2,5	1,8
Allemagne occidentale	2,3	1,4	1,9	1,4
Espagne	2,2	1,3	2,8	2,7
Italie	2,8	1,3	2,2	2,4
Pays-Bas	2,3	2,3	1,7	1,7

* sauf pour l'Allemagne, où les chiffres sont relatifs à l'ensemble des secteurs (marchands et non marchands)

Le ralentissement de la croissance au début des années 90 coïncide-t-il avec une inflexion à la baisse de la productivité du travail ? Un tel ralentissement ne concerne pas, à l'évidence, l'ensemble des pays développés : un premier calcul indique (cf. tableau 2) que le rythme de croissance de la productivité par tête s'est même accru, en moyenne, en Espagne et en Italie, et est resté stable aux Pays-Bas.

... mais le constat statistique peut être biaisé par des effets de cycle.

Toutefois, l'analyse des évolutions de la productivité ne doit pas se borner à ce premier constat. Comparer les évolutions moyennes de la productivité entre deux périodes est relativement bien adapté à une perspective de très long terme (Dubois, en 1985, s'intéresse aux évolutions de la productivité depuis 1896). En revanche, notre analyse est centrée sur la période la plus récente, depuis 1990, qui couvre peu d'années. Cette objection recoupe un problème plus fondamental concernant les évolutions de la productivité : en effet, comme l'emploi ne s'ajuste qu'avec retard aux évolutions de la production, les fluctuations de l'emploi apparaissent habituellement plus amorties que celles de la valeur ajoutée, ce qui confère à la productivité apparente du travail un profil procyclique. Mettre en évidence les tendances de long terme de la productivité suppose donc de capturer des périodes suffisamment longues pour gommer ces effets de cycles, faute de quoi on s'expose à biaiser leur mesure. Or la période récente est plutôt une période de bas de cycle dans les pays industrialisés, ce qui est donc susceptible de biaiser à la baisse la mesure de la productivité "tendancielle"¹⁰.

La tendance obtenue au moyen du filtre Hodrick-Prescott (HP) ne semble pas non plus devoir fournir de diagnostic fiable sur la période récente : la décomposition est en effet sujette à des effets de bords, ce qui conduit souvent à exclure les derniers points de la période d'observation. Cette technique apparaît donc de peu d'utilité pour l'analyse d'éventuelles ruptures au voisinage des bornes de l'échantillon (nous avons vu de toute façon que le filtre HP donne ici des tendances encore très

¹⁰ A cet égard, il sera sans doute intéressant de reprendre l'analyse dans quelques années, lorsque davantage de points seront disponibles dans les séries.

fluctuantes).

En revanche, l'estimation économétrique de relations entre emploi et croissance permet de s'affranchir des problèmes mentionnés ci-dessus, et de tester des ruptures, même sur la période la plus récente¹¹ (pour autant que les autres paramètres de l'équation restent inchangés). Elle permet également une analyse plus complète que celle des seuls aspects tendanciels, en testant notamment les paramètres de l'ajustement de court terme et du cycle de productivité.

¹¹ Une analyse sur période récente est cependant toujours fragile, compte tenu du fait que les données provisoires sont parfois révisées fortement.

II - Une analyse économétrique du lien emploi-croissance dans les principaux pays industrialisés confirme l'absence de ralentissement généralisé de la productivité tendancielle.

L'observation des évolutions de la productivité recouvre deux phénomènes imbriqués. D'une part, sur longue période, on constate que des gains de productivité permettent, à production donnée, d'économiser le facteur travail. D'autre part, à court terme, ajuster l'emploi aux fluctuations de l'activité est coûteux pour les entreprises et nécessite un certain délai. Ce mécanisme est à l'origine du cycle de productivité. Ainsi, en phase montante du cycle, la productivité croît plus vite que sa tendance. En revanche, en période de bas de cycle, elle a tendance à ralentir. La prise en compte de ces deux phénomènes, l'un de court terme et l'autre de long terme, justifie le recours à une modélisation du lien emploi/croissance selon un modèle de correction d'erreur : cette modélisation décrit l'ajustement d'une variable à une "cible" dite de long terme, en intégrant également des éléments propres à la dynamique de court terme.

1- Une méthode économétrique pour séparer les effets de cycle et la tendance.

Afin de comparer les différents pays, on a dans un premier temps opté pour des modélisations similaires du lien emploi/croissance : l'emploi s'ajuste aux variations de la valeur ajoutée selon un modèle à correction d'erreur, la cible de productivité étant supposée croître à taux constant¹². La cible de productivité à long terme peut donc s'écrire :

$$(1) y_t - l_t^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot t$$

et la relation estimée :

$$(2) \phi(L)\Delta l_t = \theta_1(L)\Delta y_t + \mu \cdot [y_{t-1} - l_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \cdot (t-1)]$$

où $\phi(L)$ et $\theta_1(L)$ sont des polynômes de l'opérateur retard.

Cette représentation permet de répondre à un double objectif : d'une part, comparer sur la période de référence les différents pays envisagés quant aux caractéristiques du lien emploi/croissance, en termes de délais d'ajustement et de tendance de la productivité ; d'autre part, procéder à une analyse de la période récente, en dehors de la période d'estimation, en testant la stabilité des relations estimées.

On estime en général une telle relation sur un nombre entier de cycles : de cette manière la tendance estimée de la productivité ne sera pas biaisée par des effets de cycle. Compte tenu des décalages conjoncturels entre pays, la période d'estimation sera donc dans toute la suite différente selon les pays : 1975-1990 pour les pays anglo-saxons (Etats-Unis, Canada, Royaume-Uni), 1975-1992 pour les pays continentaux ainsi que le Japon. On a ainsi fait le choix d'arrêter l'estimation avant la récession qu'ont subie la plupart des pays au début des années 90, de façon à analyser si cette récession, d'une certaine ampleur, s'est accompagnée de modifications importantes dans l'ajustement emploi/croissance.

Pour que la relation (1) ait un sens et puisse s'interpréter comme une forme de long terme, il faut que la productivité soit stationnaire, à un trend déterministe près ; les estimations peuvent alors être menées soit par la méthode des MCO en une étape (toutes les variables intervenant dans (2) étant elles-mêmes stationnaires), soit même par la méthode de Johansen (en imposant la contrainte

¹² Une alternative aurait été de retenir, à l'instar de ce qui s'est fait dans quelques études françaises, un trend de productivité linéaire (et non plus exponentiel), ce qui aurait signifié un ralentissement progressif des gains de productivité tendanciels. Le taux de croissance de la productivité tendancielle ne semblant pas être systématiquement orienté à la baisse, au vu du filtrage par HP, sur la période 1975-1990, cette option ne nous paraît pas pertinente (on en trouvera néanmoins les résultats en annexe n°4, pour les estimations par les MCO). Du reste, le choix de la forme du trend s'avère ne pas avoir d'impact significatif sur la lecture des évolutions récentes de la productivité. Une autre possibilité aurait été de retenir une cible de productivité horaire, et non par tête : une telle modélisation conduit toutefois à des estimations nettement moins précises, dans le cas de la France tout au moins (cf. Duchêne-Forgeot-Jacquot, 1997). Le problème de la durée du travail est traité dans la suite du document.

d'élasticité unitaire de la VA par rapport à l'emploi)¹³. Si à l'inverse, la productivité n'est pas stationnaire (à un trend déterministe près), la relation (1) ne saurait s'interpréter comme une forme de long terme, et il convient alors de rajouter dans le membre de droite de (1) les autres déterminants de long terme de la productivité. Les deux hypothèses - productivité stationnaire, et productivité intégrée - s'avèrent défendables empiriquement (cf. annexe n°3 pour des résultats détaillés) et peuvent être retenues tour à tour. Nous considérons tout d'abord, dans ce paragraphe, le cas d'une productivité dont le seul déterminant de long terme est un trend déterministe (équations 1 et 2 supra.), avant de lui adjoindre au paragraphe suivant d'autres déterminants qui pourraient être les coûts des facteurs de production et la durée du travail.

Encadré n°3 : la méthode de Johansen

Soit X un vecteur de n variables intégrées d'ordre 1. On s'intéresse au modèle multivarié suivant :

$$\Delta X_t = \sum_{k=1}^p \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t.$$

Les variables du vecteur X sont dites coïntégrées s'il existe au moins une combinaison linéaire stationnaire entre ces variables, à savoir au moins une relation stable à long terme. La matrice Π peut alors se décomposer en $\Pi = A B'$, où le rang de B est r, r étant le nombre de relations de cointégration.

Johansen et Juselius (1990 et 1992) ont montré comment estimer ce système par la méthode du maximum de vraisemblance et ont développé des tests du rapport de vraisemblance sur le rang de B (tests de la trace ou du lambda max). Tout comme les tests de racines unitaire utilisés dans ce document, la méthode de Johansen fournit des résultats qui ne sont valides qu'asymptotiquement. Compte tenu du nombre d'observations disponibles pour cette étude, il est clair qu'on se trouve ici à la limite de l'utilisation de cette méthodologie. Cependant, les résultats obtenus par les MCO et par la méthode de Johansen se sont avérés similaires, et ce alors que le nombre de relations de cointégration est difficilement testable ; la question de savoir si la productivité est stationnaire ou intégrée (à trend déterministe près) est donc en l'occurrence de peu d'importance pratique.

Le nombre de retards k a été pris suffisamment élevé pour que l'hypothèse de bruit blanc des perturbations ne puisse pas être rejetée. Le nombre de relations de cointégration a été déterminé au vu des résultats des tests de la trace et du lambda max en comparant les résultats obtenus pour la statistique de test aux valeurs critiques de la tables 2* d'Osterwald-Lenum (1992), ce qui signifie que l'on s'est placé dans le cas où le trend figure " dans les niveaux " (ie. dans la relation de cointégration) et non " dans les régresseurs ". Cette contrainte sur le modèle revient à exclure la présence d'un trend quadratique déterministe dans le processus X.

Des tests de type Wald (ainsi, d'ailleurs, que des tests de type « rapport des vraisemblances ») permettent en outre de tester des contraintes sur la ou les relations de long terme obtenues : hypothèse de rendements constants de la fonction de production, significativité de certaines variables... L'hypothèse de rendement constants n'était pas toujours acceptée dans le modèle le plus général, mais on a préféré imposer malgré tout cette contrainte de façon à assurer une cible de productivité dans la relation de long terme. On a également testé, le cas échéant, l'exogénéité faible des variables de coût et/ou de durée du travail vis-à-vis des paramètres d'intérêt de la relation de long terme.

2 - Les principales caractéristiques de la relation emploi-croissance dans les grands pays de l'OCDE

L'estimation de la relation (2) permet de décrire dans leurs grandes lignes les caractéristiques du lien emploi-croissance dans les différents pays considérés. Le lecteur trouvera en annexe n°5 des résultats plus détaillés.

¹³ Estimer l'équation (2) également par la méthode de Johansen, qui est une méthode relativement sophistiquée, présente ici l'intérêt de vérifier que les coefficients obtenus ne sont pas affectés trop fortement par le choix de la méthode d'estimation (Johansen vs MCO). L'utilisation de la méthode de Johansen nécessite ici toutefois de réécrire le modèle VAR sous forme bloc-réursive, et d'interpréter la première relation de cette forme bloc-réursive comme décrivant une causalité allant de la VA vers l'emploi.

La méthode de Johansen¹⁴ et les MCO conduisent alors à des évaluations remarquablement similaires de la croissance tendancielle de la productivité.

Les gains de productivité tendanciels sont, comme attendu, les plus faibles aux Etats-Unis (0,9% par an) et au Canada (1,2% par an). Il sont les plus élevés en Espagne (2,8% par an). Un groupe de pays, comprenant la France, l'Italie, le Royaume-Uni et le Japon, présentent un rythme de croissance de la productivité de l'ordre de 2,2 à 2,4% par an. Enfin, l'Allemagne, avec 1,6% par an, occupe une position intermédiaire. De ce point de vue, la hiérarchie ainsi obtenue apparaît conforme aux enseignements de la thèse du rattrapage, sous réserve bien sûr que les variables, notamment la valeur ajoutée, ne soient pas entachées d'erreurs de mesure¹⁵.

Tableau n°3. Equation standard : trend de productivité à taux constant

	délai médian d'ajustement*		croissance tendancielle de la productivité**	
	MCO	Johansen	MCO	Johansen
Etats-Unis	0,79	0,75	0,23	0,23
Canada	0,60	0,46	0,31	0,31
Japon	11,42	8,93	0,63	0,65
Royaume-Uni	2,83	2,74	0,55	0,54
France	3,32	3,24	0,64	0,63
Allemagne occid.	3,52	6,64	0,38	0,37
Italie	11,15	11,99	0,60	0,58
Espagne	0,73	0,00	0,71	0,76

* en trimestres.

** par trimestre, en %

Les estimations par les MCO et par Johansen décrivent également de manière très similaire la dynamique de l'ajustement de l'emploi à la valeur ajoutée¹⁶ (cf. annexes n°5 et 6).

L'emploi s'ajuste très rapidement à sa cible de long terme aux en Amérique du nord, très lentement au Japon et en Italie, le reste de l'Europe étant dans une situation intermédiaire¹⁷.

¹⁴ Avec la méthode de Johansen sur les variables d'emploi et de valeur ajoutée (élasticité unitaire imposée), le nombre de relations de cointégration, tel qu'il peut être déduit des résultats des tests de la trace et du lambda max, est égal à zéro pour tous les pays, ce qui tendrait à signifier que la productivité n'est pas stationnaire (autour d'un trend). Comme pour le test de Schmidt et Phillips (cf. annexe n°3), ces tests sont peu puissants et tendent par construction à conclure à la non-coïntégration même lorsque les séries sont coïntégrées - les tests de la trace et du lambda max ne sont du reste rien d'autre qu'une extension des tests ADF de Dickey et Fuller au cas d'un processus multivarié. Il est vraisemblable que des procédures moins "dissymétriques" d'estimation du nombre de relations de cointégration (cf. par ex. Kühn, 1995, pour l'estimation du nombre de relations de cointégration dans un modèle VAR ne comprenant pas de trend déterministe) conduiraient à penser qu'il existe bien une relation de cointégration - unique, à une constante multiplicative près - entre VA et emploi, avec élasticité unitaire, et nous présentons donc, pour la méthode de Johansen, les coefficients estimés sous cette hypothèse.

¹⁵ Dans le cas des Pays-Bas, le coefficient du terme de correction d'erreur obtenu à l'estimation (que ce soit par les MCO ou par Johansen) est extrêmement proche de zéro et non significatif d'un point de vue statistique ; il est alors évidemment bien difficile de tirer quelque conclusion que ce soit quant aux coefficients estimés pour la forme de long terme, et les résultats obtenus ne seront pas davantage commentés.

¹⁶ ce qui suppose de réécrire le modèle VECM estimé par la méthode de Johansen sous forme bloc-réursive, moyennant une transformation matricielle appropriée, et d'interpréter la première équation de cette forme bloc-réursive comme décrivant une "causalité" allant de la VA vers l'emploi.

¹⁷ Lorsque l'emploi ne s'ajuste pas de manière monotone à sa cible de long terme, c'est-à-dire lorsque certains des coefficients des polynômes j et q sont négatifs (ce qui est le cas à de nombreuses reprises dans nos estimations), résumer la totalité de la distribution des retards d'ajustement par un indicateur unique comme le délai moyen d'ajustement ou le délai médian d'ajustement est problématique, puisque le délai moyen peut s'avérer négatif (c'est le cas d'ailleurs pour l'Espagne) et qu'il peut exister plusieurs délais médians. De tels indicateurs semblent également en pratique manquer quelque peu de robustesse et être sensibles à l'inclusion / exclusion de termes auto-régressifs ou de retards particuliers. L'examen de la distribution complète des retards (graphiques disponibles auprès des auteurs) confirme toutefois largement que l'ajustement est rapide en Amérique du nord et lent au Japon et en Italie.

3 - Il n'apparaît pas de ralentissement généralisé de la tendance de la productivité du travail

Disposant d'estimations du lien emploi-croissance, sur une période de référence, dans la plupart des pays de l'OCDE, on peut mener une analyse de la période la plus récente, en tentant notamment de mettre en évidence des ruptures. On sait en effet que la France se caractérise depuis 1993 par une productivité apparente plus faible dans les secteurs marchands (enrichissement de la croissance en emploi). La question est de savoir si d'autres pays ont été touchés par ce ralentissement.

Au regard des équations d'emploi, plusieurs analyses de la période récente sont possibles.

a) Tests de rupture de tendance

Pour mettre en évidence une éventuelle inflexion dans le rythme de croissance tendanciel depuis le début de la décennie, une première méthode consiste à réestimer le modèle de correction d'erreur sur une période plus longue, incluant les années récentes, mais en introduisant une rupture dans le trend, dont on teste la significativité (par un test de Student classique dans le cas des MCO, par un test du rapport des vraisemblances dans le cas de la méthode de Johansen). Avec les MCO, cette méthode met en évidence une inflexion significative du rythme de croissance tendanciel de la productivité dans quatre seulement des huit pays étudiés, à la baisse pour la France, l'Espagne et la Grande-Bretagne, et à la hausse pour l'Allemagne. Avec la méthode de Johansen, les résultats sont identiques, à l'exception de l'Espagne, pour laquelle la rupture de trend n'est plus significative, et de l'Italie, pour laquelle on détecte une rupture significative à la hausse en 1990 (mais pas en 1993).

Ce premier résultat tend donc à indiquer qu'il ne s'est pas produit, depuis le début de la décennie, un ralentissement de la productivité tendancielle qui aurait concerné l'ensemble des pays développés.

Tableau n°4 : tests de rupture de trend

	Johansen (test du rapport des vraisemblances*. seuil de significativité en %)		MCO (statistique <i>t</i> de Student)	
	au 1er trim. 1990	au 1er trim. 1993	au 1er trim. 1990	au 1er trim. 1993
Canada	17,5 %	26,1 %	-1,89	-1,79
Espagne	40,3 %	20,3 %	-2,66	-1,96
France	0,0 %	0,1 %	-2,38	-2,63
Grande-Bretagne	0,1 %	6,5 %	-5,98	-1,85
Italie	2,5 %	31,0 %	+1,69	+0,32
Japon	5,5 %	57,2 %	+0,76	-0,54
États-Unis	17,6 %	9,2 %	-1,33	-1,67
Allemagne occidentale	0,1 %	4,7 %	+5,13	+2,17

* sous l'hypothèse nulle, la statistique de test suit une loi du chi-deux à un degré de liberté (cf. Johansen et Juselius, 1990), dont la valeur critique au seuil de 5 % est égale à 3,84.

b) estimations récursives et test du CUSUM

Le test de rupture de trend dont nous venons de présenter les résultats repose implicitement sur l'hypothèse selon laquelle les autres paramètres de l'équation, qui traduisent la dynamique d'ajustement de l'emploi à la production, n'ont pas connu d'altération sur la période récente. Supposons à l'inverse que les délais d'ajustement de l'emploi à la production se sont raccourcis depuis le début de la décennie, alors que la pente du trend de productivité est restée inchangée ; dans une période de mauvaise conjoncture, la croissance de l'emploi sur la période récente risque d'apparaître comme anormalement faible et la productivité anormalement forte, au regard des délais

d'ajustement estimés sur le passé. Dans ces conditions, une rupture estimée positive dans le trend peut alors apparaître à tort comme significative. De la même manière, dans une période de retournement conjoncturel à la hausse, une croissance anormalement faible de la productivité peut être l'indice tout aussi bien d'un raccourcissement des délais d'ajustement que celle d'un ralentissement de la productivité tendancielle.

On peut examiner comment se déforment les estimations du trend de productivité et du délai moyen d'ajustement au fur et à mesure que l'on allonge la période d'estimation en rajoutant des points en fin de période (estimations récursives avant). Avec de telles estimations récursives, pour le Japon, l'Allemagne et l'Italie, le trend de productivité aurait eu plutôt tendance à accélérer sur la période récente, et le délai moyen d'ajustement (DMA) aurait eu plutôt tendance à diminuer. Pour la France et le Royaume-Uni, le schéma est inverse : la productivité tendancielle aurait eu tendance à décélérer et le DMA à augmenter sur les années récentes, après avoir diminué au début des années quatre-vingt-dix. Pour l'Espagne, la croissance tendancielle de la productivité est clairement orientée à la baisse, alors que le DMA serait resté globalement stable, avec toutefois un profil assez heurté. Pour le Canada et les Etats-Unis, enfin, on observerait à la fois un ralentissement de la productivité tendancielle et un raccourcissement des délais d'ajustement¹⁸.

c) Comportement des équations en prévision et analyse des résidus en dehors de la période d'estimation.

Le comportement des équations en prévision peut permettre également de détecter certaines modifications dans les paramètres (même si ces hypothèses doivent être validées par des tests spécifiques) : ainsi, une sur- (respectivement sous-) évaluation systématique de l'emploi par l'équation peut par exemple indiquer un infléchissement à la hausse (resp. à la baisse) du rythme tendanciel de croissance de la productivité. Des résidus procycliques s'interprètent plutôt comme une modification des délais d'ajustement : l'emploi s'ajusterait plus rapidement que par le passé aux fluctuations de la valeur ajoutée.

La simulation dynamique des équations d'emploi depuis 1990 confirme les résultats obtenus par des estimations récursives. Dans l'ensemble, les équations estimées décrivent imparfaitement la période récente. Ainsi, l'emploi apparaît surestimé par l'équation dans trois pays (cf. graphique n°6, pages 28 et 29) : l'Italie, l'Allemagne, et le Japon. Dans ces pays, la productivité du travail a donc crû, sur la période récente, plus vite que ne le laissaient prévoir les délais d'ajustement et la croissance tendancielle tels qu'ils ont pu être mesurés entre 1975 et 1990. Au contraire, l'emploi est sous-estimé aux Etats-Unis, au Canada, en France et au Royaume-Uni. En outre, les résidus accusent dans le cas de la France, du Royaume-Uni et de l'Italie un profil légèrement procyclique, qui incite à penser que le DMA pourrait s'être réduit.

¹⁸ Ce partage entre " évolution du DMA " et " évolution de la croissance tendancielle " (c'est-à-dire entre composante cyclique et composante tendancielle) pour l'interprétation des évolutions récentes, tel qu'il peut être réalisé à partir des estimations récursives, est toutefois statistiquement très fragile dans la mesure où les points dont on dispose sur la période récente sont très peu contrastés en termes de position dans le cycle économique et concernent presque exclusivement des périodes de mauvaise conjoncture (notamment pour les pays d'Europe continentale). Reflet de cette fragilité statistique, le test du CUSUM (Brown, Durbin, Evans, 1975) n'a détecté d'instabilité globale de l'équation (depuis 1990) que dans le seul cas du Royaume-Uni (cf. annexe n°8). Pour la France, on signalera que, à l'estimation d'une équation d'emploi à partir des données les plus récentes des comptes trimestriels (estimation sur la période 75-92), le profil des résidus en 1996 et 1997 semble accréditer davantage l'hypothèse d'une inflexion des délais d'ajustement que celle d'un infléchissement de la productivité tendancielle.

Tableau n°5. Tableau récapitulatif des résultats obtenus avec l'équation standard

	CUSUM	Estimations récursives		résidus*
		trend	DMA	
Etats-Unis	stabilité globale	-	-	-
Canada	stabilité globale	-	-	-
Japon	stabilité globale	+	(-)	+
Royaume-Uni	instabilité	-	(+)	-
France	stabilité globale	-	(+)	-
Allemagne	instabilité	+	-	+
Italie	stabilité globale	+	-	+
Espagne	stabilité globale	-	0	-

* Un signe négatif indique un abaissement de la productivité du travail par rapport à ce qu'impliqueraient les déterminants de l'équation.

Au total, l'analyse menée à partir d'une équation d'emploi " standard ", où la cible de productivité croît à taux constant, ne met pas en évidence un fléchissement généralisé de la productivité du travail depuis 1990. Le rythme de croissance tendanciel pourrait bien s'être infléchi à la baisse au Royaume-Uni, en France et en Espagne (dans une moindre mesure au Canada et aux Etats-Unis), à la hausse en Allemagne et éventuellement en Italie et au Japon, mais le manque de recul ne nous permet pas d'avoir un diagnostic très assuré.

III La prise en compte du coût et de la durée du travail permet-elle de mieux comprendre les évolutions de la productivité par tête ?

Estimer le lien entre emploi et croissance par les MCO ou par la méthode de Johansen (avec la contrainte d'élasticité unitaire de l'emploi à la VA), et considérer la relation $y_t - l_t^* = a + b.t$ comme une forme de long terme, n'ont de sens que si la productivité par tête est stationnaire en logarithme, autour du trend déterministe $a + b.t$. Or si cette hypothèse peut être soutenue au vu des résultats des tests KPSS, l'hypothèse inverse est également défendable, au vu des tests de Schmidt-Phillips. Si la productivité n'est pas stationnaire (autour d'un trend), il convient d'en enrichir la représentation de long terme, c'est-à-dire de mettre en évidence les déterminants de la productivité qui ont sur celle-ci un impact persistant.

1 - Quels facteurs prendre en compte ? Les évolutions de la durée du travail et du coût du travail

Plusieurs facteurs sont susceptibles d'expliquer les évolutions de la productivité du travail, notamment le coût du travail (réel, ou relatif par rapport au coût du capital) et la durée du travail¹⁹. Nous ne retiendrons ici que ces deux déterminants, qui sont sans doute ceux pour lesquels des données comparables d'un pays à l'autre sont le plus aisément accessibles. Nous laisserons donc dans l'ombre des déterminants potentiellement importants (cf. Maddison, 1987), comme la structure par âge du capital (progrès technique incorporé aux équipements), le degré de formation et de qualification de la main d'œuvre, ou encore par exemple le degré d'exposition de l'économie au commerce extérieur... Les relations de cointégration seront estimées, comme dans le paragraphe précédent, à un trend déterministe près²⁰.

Un modèle de minimisation des coûts par les firmes, en supposant que les facteurs de production sont substituables, conduit à retenir comme déterminant pertinent de la productivité le coût relatif du travail par rapport au capital : dans un tel modèle, une hausse du coût relatif du travail par rapport à celui du capital conduit les entreprises à substituer du capital au travail, ce qui élève la productivité apparente du travail.

Plutôt que le coût relatif du travail et du capital, on peut être amené à retenir comme déterminant de la productivité de long terme le seul coût (réel) du travail, soit sur la base de considérations économétriques (cf. Dormont, 1994²¹), soit à partir de considérations théoriques (l'existence d'une frontière des prix des facteurs permet d'éliminer le coût du capital dans la relation entre la productivité et le coût relatif des facteurs). Nous avons estimé à la fois des équations avec le coût relatif des facteurs et avec le seul coût du travail ; nous ne présentons ici que ces dernières, qui se sont avérées plus satisfaisantes statistiquement²².

¹⁹ Ces variables apparaissent non stationnaires pour la plupart des pays, même avec un test de KPSS (cf. annexe n°4), de sorte que nous serons amenés à rechercher des relations de cointégration entre ces variables et la productivité par tête par la méthode de Johansen (les estimations par les MCO seront néanmoins présentées également, à titre indicatif. Les résultats détaillés figurent aux annexes n°5 et 6).

²⁰ c'est-à-dire que nous faisons figurer un trend dans les "niveaux" et une constante dans les "régresseurs", pour reprendre la terminologie de Johansen. Les valeurs critiques pour les tests de la trace et du lambda max sont donc extraites de la table 2* de l'article d'Osterwald-Lenum, 1992.

²¹ Brigitte Dormont note en effet à propos de la France que la variabilité des séries de coût du capital est forte, plus forte que celle des séries de coût du travail. En régressant la productivité sur le coût relatif des facteurs, tout se passe donc presque comme si on la régressait en fait sur le coût du capital. Pour limiter le biais sur la mesure de l'élasticité emploi-salaire, B. Dormont est alors amenée à proposer de séparer le coût du travail et celui du capital dans l'équation estimée, c'est-à-dire de ne plus contraindre le coefficient estimé à être le même (au signe près) pour ces deux variables. Comme le coefficient du coût du capital s'avère non significatif, l'estimation d'une relation avec le seul coût réel du travail est justifiée.

Dans tous les pays étudiés (à l'exception du Japon et des Pays-Bas), on constate que le coût relatif des facteurs est plus fortement corrélé au coût du capital qu'il ne l'est au coût du travail, et que la variance du coût du capital est sensiblement plus forte que celle du coût du travail. L'argument de B. Dormont semble donc transposable dans une large mesure aux autres pays développés.

²² Il convient de noter (cf. Duchêne, Forgeot, Jacquot, 1997) que le coefficient β_2 de la variable « coût du travail » ne s'interprète pas de la même manière selon que l'introduction de cette variable est justifiée sur la base de considérations

L'équation prenant en compte le coût réel du travail s'écrira :

$$(4) \quad \varphi(L)\Delta l_t = \theta_1(L)\Delta y_t + \theta_2(L)\Delta(w_t - p_t) + \mu_t [y_{t-1} - l_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \cdot (t-1) - \beta_2 \cdot (w_{t-1} - p_{t-1})]$$

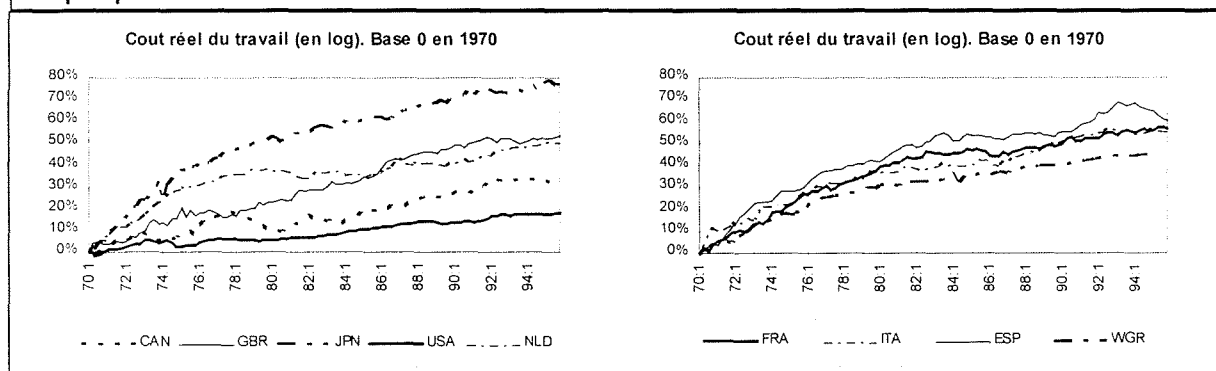
en notant $w_t - p_t$ le logarithme du coût réel du travail.

Encadré n°4

L'indicateur de coût du travail retenu est construit à partir des séries de la BSDB de l'OCDE, et intègre, outre la rémunération brute des salariés, les cotisations sociales payées par les employeurs. Au Japon, l'évolution du coût du travail a suivi dans les années 90 la même tendance que dans les années antérieures. A partir du début des années 90, une stabilisation du coût réel du travail est observée aux Etats-Unis, au Canada, au Royaume-Uni, et en Italie (dans ce pays, il faut sans doute y voir le reflet de la suppression de l'indexation automatique des salaires, OCDE, 1994). En Espagne, le coût réel a diminué à partir de 1994 (mesures pour flexibiliser davantage le marché du travail : baisse du salaire minimum, OCDE, 1994). Ces évolutions modérées du coût du travail sont de nature à favoriser la croissance de l'emploi, quoiqu'elles jouent plutôt dans le mauvais sens dans le cas de l'Italie. En revanche, une rupture de tendance en France et en Allemagne est peu perceptible au début des années 1990. Pour la France, un gros inconvénient de la série OCDE est qu'elle ne tient pas compte des allègements généraux de cotisations sociales sur les bas salaires mis en place depuis 1993 : en comptabilité nationale, ces allègements de cotisations sociales sont en effet traités comme une subvention aux entreprises et vient donc en augmentation des postes de ressources plutôt qu'en diminution des emplois ; pour tenir compte de ces allègements, une correction aurait donc été nécessaire, correction à laquelle l'OCDE ne pouvait sans doute procéder, faute de disposer sur une base trimestrielle d'une ventilation suffisamment fine des subventions versées par les administrations aux entreprises²³.

Dans la plupart des pays, le coût relatif travail / capital présente un retournement de tendance dans les années 80 : après la hausse des taux d'intérêt réel qui a alourdi le coût du capital par rapport à celui du travail, le ratio du coût du travail au coût du capital a remonté jusque dans les années 90. Il s'est réduit en 1994, excepté au Japon et en Italie.

Graphique n°3 :



économétriques ou par l'élimination du capital grâce à la frontière des prix des facteurs : dans le premier cas, β_2 représente le produit de l'élasticité de substitution (entre capital et travail) par la part du capital dans la VA, alors que dans le second cas, ce coefficient représente directement l'élasticité de substitution capital-travail. Par ailleurs, une démarche alternative pour tenir compte d'éventuelles substitutions entre capital et travail, serait d'expliquer $\log(Y/N)$ non pas par $\log(w/p)$, mais par $\log(K/N)$, et de chercher à détecter des ruptures de trend dans le résidu de Solow. Cette démarche ne sera pas retenue ici, compte tenu de la difficulté à construire des séries de capital homogènes (en termes de mode de calcul) d'un pays à l'autre. Pour la France, une telle démarche a été adoptée récemment par Accardo et Jlassi (1998) : aux incertitudes près sur la mesure du stock de capital, il semble bien au vu des résultats obtenus par ces deux auteurs que le rythme de croissance de la productivité globale des facteurs (PGF) ait connu une inflexion à la baisse au début des années 1990.

²³ Les allègements de cotisations sociales (subventions sur rémunérations R3122) ne sont publiées qu'en flux annuel. Duchêne Forgeot et Jacquot (1997) procèdent, de manière approximative, à une trimestrialisation de ces subventions et à la correction appropriée.

Par ailleurs, la durée du travail peut aussi influencer sur la productivité, horaire ou par tête. Nous avons jusqu'ici raisonné en termes de productivité par tête, ce qui revenait implicitement à supposer que l'élasticité de la productivité par tête à la durée du travail est nulle. On pourrait à l'inverse raisonner en productivité horaire et réestimer l'équation (3) en remplaçant les effectifs par les heures travaillées, ce qui reviendrait cette fois à contraindre à 1 l'élasticité de long terme de la productivité par tête par rapport à la durée du travail. Mais les hommes et les heures n'ont aucune raison d'être parfaitement substituables à long terme, sauf dans des cas très particuliers : une baisse de la durée du travail peut concourir à une baisse de l'absentéisme, ou à une moindre fatigue des salariés, et exercer ainsi un effet favorable sur la productivité par tête. Mais à l'inverse, lorsqu'un certain nombre de temps morts incompressibles sont inclus dans la durée du travail, une réduction de la durée du travail est susceptible de se traduire par une baisse de la productivité horaire moyenne de chaque salarié. On considère cependant de manière habituelle que l'effet fatigue devrait dominer cet effet (sauf éventuellement pour les salariés à durée du travail très courte) : la productivité horaire pourrait donc augmenter à la suite d'une réduction de la durée du travail, et l'élasticité de la productivité par tête par rapport à la durée du travail devrait ainsi être comprise entre zéro et un ; c'est pourquoi nous présenterons maintenant des estimations intégrant la variable " durée du travail ", qui ont été menées sans contraindre l'élasticité de la productivité par rapport à la durée du travail.

L'impact d'une baisse de la durée du travail sur la productivité dépend aussi sans doute de la manière par laquelle est obtenue cette baisse de la durée : une augmentation de la proportion de salariés à temps partiel ouvre probablement moins de perspectives de réorganisation de la production qu'une baisse de la durée concernant l'ensemble des membres d'un collectif de travail, de sorte que l'impact sur la productivité par tête moyenne devrait être plus négatif dans le premier cas que dans le second (pour une même baisse en pourcentage de la durée moyenne de l'ensemble des travailleurs). Cette hypothèse ne sera cependant pas davantage examinée dans cet article, faute de disposer des données appropriées pour la tester.

Encadré n°5

L'indicateur retenu de durée du travail est la durée annuelle contenue dans les Perspectives de l'emploi de l'OCDE²⁴, trimestrialisée de manière ad hoc. Comme il tient compte de certains facteurs comme les congés, les temps partiel, les heures supplémentaires, il fournit sans doute une meilleure base de comparaison que ne le ferait la durée hebdomadaire. Compte tenu du caractère ad hoc de la trimestrialisation, il n'est pas sûr que cet indicateur décrive correctement les fluctuations de court terme ; l'évaluation de l'élasticité de long terme de la productivité par rapport à la durée ne devrait cependant pas en être affectée.

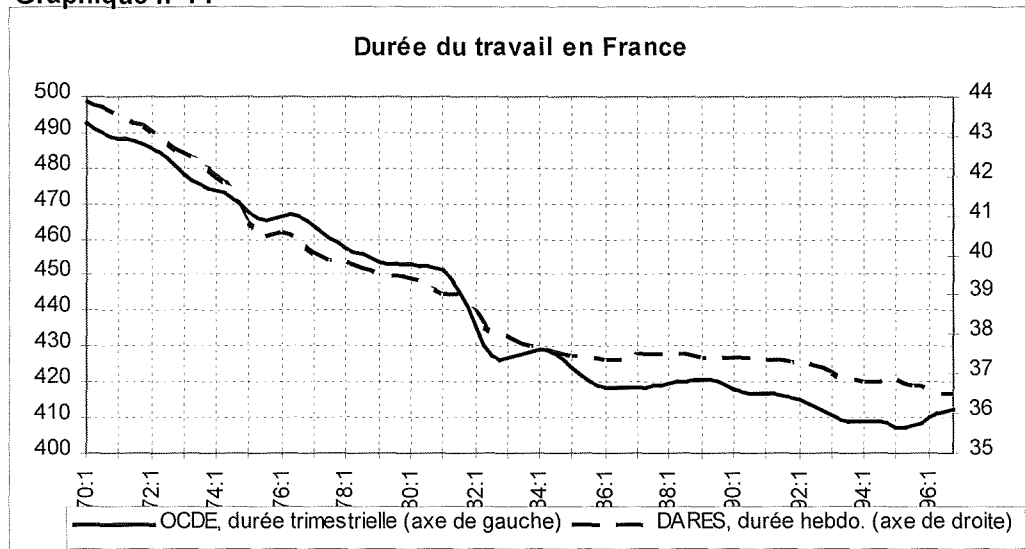
La durée du travail a connu depuis vingt ans une baisse quasiment générale dans l'ensemble des pays de l'OCDE. L'Italie, la France et l'Allemagne apparaissent proches de ce point de vue, tant pour le niveau que l'évolution des heures travaillées²⁵. Les Pays-Bas se distinguent nettement comme le pays où la durée du travail a baissé le plus fortement et continûment depuis les années 70. Il est bien connu que cette évolution est en partie imputable à un fort développement du temps partiel (cf. Dares, DP et Insee, 1997). Au Japon, la durée du travail s'est réduite plus tardivement, à partir des années 90, et cette baisse est importante. A l'inverse, les Etats-Unis ont connu globalement une augmentation des heures travaillées depuis 1970, celles-ci ayant diminué temporairement en 1993. Au Royaume-Uni, la durée du travail semble plus fluctuante. Après une baisse en 1992 elle a augmenté de nouveau. Une évolution analogue a été constatée au Canada.

L'indicateur de durée annuelle retenu, qui émane de l'OCDE, rend compte, pour la France, de l'abaissement de la durée légale à 39 heures en 1982 et de l'instauration d'une cinquième semaine de congés payés, et également d'une inflexion en 92-93, avec notamment la montée du temps partiel sur la période récente. Cet indicateur de l'OCDE peut être comparé, pour la France, à l'indicateur synthétique de la Dares (cf. Chouvel, 1996). La baisse de la durée du travail depuis le début de la décennie est plus importante avec la série OCDE qu'avec la série Dares :

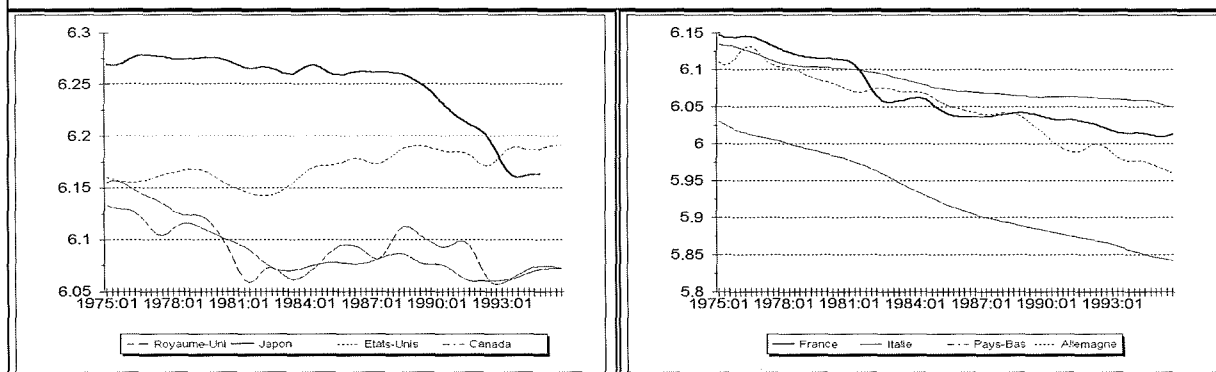
²⁴ Pour une analyse critique (dans le bon sens du terme) des séries OCDE de durée du travail, on pourra consulter Passet (1998).

²⁵ mais on rappelle que les comparaisons en niveau sont ici très délicates, compte tenu de la variété des concepts et des méthodes retenues par les instituts de statistique en matière de durée du travail.

Graphique n°4 :



Graphique n°5. Evolutions de la durée du travail dans les principaux pays de l'OCDE (l'échelle des deux graphiques est différente)



L'équation générique estimée sera donc la suivante :

$$(4) \varphi(L)\Delta l_t = \theta_1(L)\Delta y_t + \theta_2(L)\Delta h_t + \theta_3(L)\Delta(w_t - p_t) + \mu[y_{t-1} - l_{t-1} - \beta_0 - \beta_1(t-1) - \beta_2 \cdot (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta_3 \cdot h_{t-1}]$$

en notant h_t le logarithme de la durée du travail et $w_t - p_t$ le logarithme du coût réel du travail.

Notons que la modélisation de la productivité par tête comme une simple tendance temporelle captait déjà, à l'estimation, les évolutions tendancielle moyennes (à taux constant) sous-jacentes à ces deux variables (coût du travail et durée du travail)²⁶. Elle ne retraçait pas, en revanche, les accélérations ou ralentissements qui peuvent être observés, et qui pourraient contribuer à l'explication des évolutions de l'emploi et de la productivité.

²⁶ ceci découle naturellement du théorème de Frisch-Waugh.

2- La durée du travail et le coût du travail sont-ils des déterminants de long terme de la productivité par tête ?

Si la productivité par tête est une variable intégrée, la méthode d'estimation appropriée est en principe la méthode de Johansen (cf. encadré supra.). On obtient toutefois, avec les MCO en une étape, des résultats très similaires de ceux obtenus avec la méthode de Johansen, de sorte que le choix de la méthode d'estimation était ici en tout état de cause de peu d'importance pratique (résultats détaillés en annexes 5 et 6).

Les estimations intégrant à la fois le coût et la durée du travail sont peu satisfaisantes.

Nous présentons tout d'abord les résultats obtenus en intégrant dans l'équation à la fois le coût (réel) du travail et la durée du travail. D'une manière générale, ces résultats s'avèrent très décevants :

Tableau n°6 : Méthode de Johansen : estimations avec coût et durée

	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	NLD	USA	WGR
Période d'estimation	74:3-90:3	75:2-92:2	74:3-92:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:3-92:3	74:2-90:3	75:1-92:4
Délais d'ajustement / VA									
- délai moyen	1,20	1,06	7,08	4,87	17,57	23,07	-	2,63	26,25
- délai médian	0,25	-0,04	2,93	3,44	9,76	15,30	-	1,00	3,72
Tests d'exogénéité faible*									
coût et durée	11,8%		4,9%	2,3%	17,2%	0,0%	9,9%	0,5%	0,2%
Durée	16,4%		83,5%	71,9%	18,3%	7,0%	14,4%	90,5%	78,7%
Coût	59,5%	57,1%	10,3%	2,3%	100,0%	11,4%	43,6%	4,3%	1,2%
Nb rel. Cointégr. (lambda max) au seuil 5 %	2	2	1	0	1	2	0	0	1
Elasticités à long terme									
coût du travail	0,351 0,04%	0,407 0,05%	0,227 0,00%	0,615 0,00%	0,458 0,00%	-0,361 18,02%	0,735 0,15%	1,073 0,00%	-3,811 0,14%
durée du travail	0,142 40,39%		-0,137 30,16%	-0,497 0,00%	-1,171 0,34%	1,069 0,24%	-3,262 0,00%	0,375 27,31%	-1,294 58,04%
trend de productivité	0,23% 0,00%	0,55% 0,00%	0,53% 0,00%	0,13% 17,27%	0,19% 1,78%	0,85% 0,00%	-0,51% 0,54%	0,01% 85,45%	0,92% 18,20%
coeff. Correction erreur	0,238	0,139	0,067	0,130	0,036	0,046	-0,007	0,076	0,006

* seuil de significativité, en %

a) tout d'abord, le nombre de relations de cointégration (linéairement indépendantes), tel qu'il peut être estimé à partir du test du λ_{\max} - le test de la trace donne des résultats analogues - n'est égal à 1 que dans trois cas (France, Italie, et Allemagne) ;

b) ensuite, si l'on ignore les résultats des tests du λ_{\max} et de la trace et que l'on suppose qu'il existe une unique relation de cointégration (à un trend déterministe près) entre la productivité par tête, le coût réel du travail et la durée, les coefficients estimés de cette unique relation de long terme prennent des valeurs parfois inattendues :

- hormis le Japon, l'élasticité de la productivité par tête à la durée du travail est soit non significative, soit négative. Pour la France, ce résultat est conforme à celui obtenu dans des papiers récents (L'Horty et Rault, 1997, et Duchêne, Forgeot et Jacquot, 1997) ou un peu plus anciens (Maurel, 1990). Que la durée du travail ne soit pas significative dans nos équations ne doit pas pour autant nous amener à conclure que la productivité par tête est insensible, à long terme, au niveau de la durée du travail : dans la mesure où la durée du travail présente une tendance marquée à la baisse sur la période d'estimation dans l'ensemble des pays étudiés, le trend et la durée sont assez fortement colinéaires, de sorte que l'élasticité de long terme de la productivité par tête par rapport à la durée n'est mesurée qu'avec une précision très médiocre²⁷. En d'autres termes, cette élasticité est

²⁷ l'introduction de la durée dans les équations a aussi d'ailleurs pour effet de réduire sensiblement la significativité du trend (cf.

difficilement identifiable (au sens économétrique du terme) sur une période où la variabilité des données considérées est faible ;

- les résultats obtenus pour le coût du travail sont dans l'ensemble beaucoup plus satisfaisants, puisque l'élasticité-coût de la productivité par tête est bien positive et significative²⁸, sauf dans le cas de l'Allemagne et du Japon.). Par ailleurs, dans le cas de ces deux pays (ainsi que dans le cas de la Grande-Bretagne, l'hypothèse d'exogénéité faible de la durée du travail et du coût du travail par rapport aux paramètres de la relation de long terme est rejetée, de sorte qu'il ne serait sans doute pas licite d'interpréter la relation obtenue (supposée unique) comme une équation décrivant les déterminants de long terme de la productivité : l'interpréter comme une équation de salaires ou une équation de durée du travail serait a priori tout aussi justifié ;

- pour les Pays-Bas, comme dans le paragraphe précédent, le coefficient du terme de correction d'erreur prend une valeur extrêmement faible (et qui plus est, du mauvais signe) et les valeurs obtenues pour les élasticités de long terme sont fantaisistes.

Les résultats obtenus par la méthode des MCO (en une étape) recourent dans l'ensemble ceux obtenus par la méthode de Johansen :

- l'élasticité de long terme de la productivité par tête par rapport au coût du travail est bien positive, comme attendu, sauf dans le cas du Japon (où la valeur obtenue est vraiment peu plausible). C'est l'élasticité est aussi en général significative ;

- l'élasticité par rapport à la durée n'est significative pour aucun pays et est parfois du mauvais signe.

Tableau n°7. Estimations par les MCO avec coût et durée

Pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
Période d'estimation	74:3- 90:3	75:2- 92:2	74:3- 92:3	74:3- 90:3	74:3- 92:3	74:3- 92:2	74:2- 90:3	75:1- 92:4
RMSE	0,44%	0,38%	0,21%	0,24%	0,26%	0,29%	0,30%	0,19%
Choc sur w/p : délai moyen	3,56	4,60	6,25	6,47	13,82	45,34	4,24	5,36
Choc sur durée : délai moyen	2,75		5,65	5,10	12,47	45,34	4,86	5,36
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,24	1,03	4,23	3,90	10,38	41,02	2,49	3,50
- délai médian	0,52	0,42	2,43	2,63	6,07	26,43	0,77	3,36
croiss. td. de la productivité	0,16%	0,47%	0,57%	0,34%	0,31%	1,81%	0,14%	0,22%
élasticité LT / w/p	0,466	0,580	0,261	0,284	0,559	-2,496	0,459	0,307
	6,57	3,80	3,25	1,65	2,14	-0,72	1,29	1,70
élasticité LT / durée	-0,343		0,185	-0,298	-0,349	-0,453	0,259	-0,384
	-1,62		1,06	-1,62	-0,34	-0,35	0,71	-1,12
coeff. Correction d'erreur	0,303	0,132	0,118	0,124	0,060	0,027	0,148	0,098

Tableau n°8. Estimations avec coût et durée : comparaison MCO / Johansen

	élasticité LT / coût du travail		élasticité LT / durée du travail		croiss. tend. de la productivité, en %		délai médian d'ajustement, en trimestres	
	Johansen	MCO	Johansen	MCO	Johansen	MCO	Johansen	MCO
Canada	0,351	0,466	0,142	-0,343	0,23	0,16	0,25	0,52
Espagne	0,407	0,580			0,55	0,47	-0,04	0,42
France	0,227	0,261	-0,137	0,185	0,53	0,57	2,93	2,43
Grande-Bretagne	0,615	0,284	-0,497	-0,298	0,13	0,34	3,44	2,63
Italie	0,458	0,559	-1,171	-0,349	0,19	0,31	9,76	6,07
Japon	-0,361	-2,496	1,069	-0,453	0,85	1,81	15,30	26,43
USA	1,073	0,459	0,375	0,259	0,01	0,14	1,00	0,77
Allemagne occidentale	-3,811	0,307	-1,294	-0,384	0,92	0,22	3,72	3,36

annexes n°5 et 6).

²⁸ au vu d'un test de type Wald. cf. Johansen et Juselius, 1990.

Les estimations avec le coût du travail seul (ie. sans la durée) sont plus satisfaisantes

Ceci nous invite à reprendre les estimations, en abandonnant la variable " durée du travail " (dans le cas du Japon, on a plutôt exclu le coût du travail). Les résultats sont alors les suivants²⁹ :

- l'hypothèse d'exogénéité du coût du travail (ou de la durée, dans le cas du Japon) par rapport aux paramètres de la cible de long terme n'est plus rejetée au seuil de 5 %, sauf dans le cas du Japon et des Etats-Unis. Hormis ces deux cas, où la relation de long terme peut donc aussi s'interpréter comme resp. une équation de durée du travail et une équation de salaire réel, la relation estimée semble donc décrire une causalité de long terme allant du coût du travail vers la productivité ;

- l'élasticité de long terme de la productivité par tête par rapport au coût du travail est bien positive et significative au seuil de 5 %³⁰, sauf pour l'Allemagne ;

- pour le Japon, l'estimation conduit spontanément à une élasticité unitaire de la productivité par tête par rapport à la durée du travail (ce qui correspond à une parfaite substituabilité entre hommes et heures).

Tableau n° 9 : Méthode de Johansen : estimations avec coût ou durée

	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
Période d'estimation	74:3- 90:3	75:2- 92:2	74:3- 92:3	74:3- 90:3	74:3- 92:3	74:3- 92:2	74:2- 90:3	75:1- 92:4
Délais d'ajustement								
- délai moyen	2,27	1,06	4,82	3,62	13,03	16,54	3,09	5,19
- délai médian	0,47	-0,04	2,60	2,74	7,53	9,96	0,92	1,96
Tests d'exogénéité faible*								
Coût et durée								
Durée						0,1%		
Coût	11,5%	57,1%	11,9%	22,9%	90,5%		0,7%	77,1%
Nb rel. cointégr. (lambda max) au seuil 5 %	0	2	1	0	0	1	0	0
Elasticités à long terme								
Coût du travail	0,254 7,82%	0,407 0,05%	0,220 0,00%	0,213 3,72%	0,655 0,01%		1,475 0,00%	0,040 83,05%
Durée du travail						0,975 0,03%		
Trend de productivité	0,26% 0,00%	0,55% 0,00%	0,55% 0,00%	0,42% 0,00%	0,30% 0,18%	0,69% 0,00%	0,04% 41,33%	0,36% 0,00%
Coeff. correction erreur	0,147	0,139	0,095	0,125	0,057	0,069	0,049	0,085

* seuil de significativité, en %

Là encore, la méthode des MCO aboutit à des résultats similaires :

²⁹ Il n'a pas été possible d'obtenir une spécification satisfaisante pour les Pays-Bas. Par ailleurs, le nombre de relations de cointégration est estimé à zéro dans une majorité de pays, à l'aide des tests du lambda max ou de la trace. On sait toutefois que ces tests sont peu puissants et privilégient ainsi par construction l'hypothèse d'un faible nombre de relations de cointégration (ie. d'un nombre élevé de racines unitaires). Aussi l'hypothèse d'une relation de cointégration reste-t-elle défendable.

³⁰ y compris pour le Canada, si l'on considère que le signe de cette élasticité est connu a priori.

Tableau n°10 : estimations par les MCO avec coût ou durée

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
Période d'estimation	74:3- 90:3	75:2- 92:2	74:3- 92:3	74:3- 90:3	74:3- 92:3	74:3- 92:2	74:2- 90:3	75:1- 92:4
RMSE	0,45%	0,38%	0,21%	0,25%	0,25%	0,30%	0,30%	0,18%
Choc sur w/p : délai moyen	3,28	4,60	6,58	5,50	14,23		4,36	6,15
Choc sur la durée : délai moyen						17,51		
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,07	1,03	4,42	3,47	10,82	16,22	2,71	3,47
- délai médian	0,52	0,42	2,54	2,44	6,36	10,37	0,81	2,87
croissance td. de la productivité	0,21%	0,47%	0,54%	0,50%	0,36%	0,59%	0,12%	0,29%
élasticité LT / w/p	0,421	0,580	0,238	0,086	0,541		0,600	0,330
	6,33	3,80	2,98	0,65	2,06		1,86	2,28
élasticité LT / durée						-0,611		
						-1,08		
coeff. correction d'erreur	0,305	0,132	0,111	0,116	0,058	0,066	0,131	0,113

4- La contribution de ces facteurs à l'évolution de la productivité sur la période récente

L'estimation des modèles par la procédure de Johansen fournit également le modèle à correction d'erreur complet, intégrant la dynamique de court terme³¹. Il est donc possible à nouveau de visualiser la contribution des résidus aux évolutions de l'emploi sur la période récente, et de les comparer avec ceux obtenus à l'aide d'équations simples avec pour long terme une cible de productivité constante. La même comparaison peut être effectuée dans le cas des MCO.

A ce niveau, il peut être utile de rappeler les résultats obtenus avec ces équations standards :

L'emploi apparaissait sous-estimé au cours de la période dans cinq pays :

- Etats-Unis, Canada : dans ces deux pays, l'écart est de faible ampleur.
- Royaume-Uni, France : ces deux pays présentent un profil des résidus assez similaires, avec un écart important à partir de 1993 (pour la France, c'est environ 3,0 % de croissance de l'emploi qui est inexplicable, de la mi-93 à la fin-95).
- Espagne : un écart important apparaît dans les années 1994, 1995.

A l'inverse, l'emploi apparaît surestimé par les équations dans trois pays :

- Japon (très faiblement), Italie, Allemagne.

a) Dans les pays où l'on constate une sous-estimation de l'emploi et un abaissement de la productivité apparente.

Dans le cas des Etats-Unis, l'introduction du coût réel du travail a pour conséquence de réduire la contribution du trend. Ce résultat n'est pas étonnant dans la mesure où cette série présente une tendance marquée. Compte tenu de l'accélération du coût réel du travail en 1992 et 1993, suivie d'une décélération ensuite, la prise en compte du coût du travail aurait même pour effet d'accroître l'ampleur de l'inexpliqué sur les dernières années, qui était initialement assez faible dans l'équation standard.

Pour le Canada, l'équation avec coût du travail seul explique mieux les évolutions de l'emploi dans les années 90. L'influence du coût du travail est nulle à partir de 1993 (stabilisation des salaires réels), et le partage, à l'estimation, entre le coût et le trend temporel conduit à une contribution plus faible de la tendance de la productivité.

Au Royaume-Uni et en France, on constate, dans l'équation standard, une croissance plus importante qu'attendu de l'emploi à partir de 1993. L'intégration du seul coût réel du travail ne modifie en rien les résidus sur la période récente. Dans ces deux pays, le décrochage à la baisse de la productivité du

³¹ après avoir mis le modèle VECM sous forme bloc-réursive, et en supposant implicitement une certaine forme d'exogénéité du coût ou de la durée du travail.

travail sur les années récentes reste dans une large mesure inexpliqué.

Pour la France, un calcul rapide montre en tout état de cause que la prise en compte des exonérations de charges sur les bas salaires ne modifierait guère cette conclusion, à l'horizon fin 1995 : ces allègements ont représenté en 1995 un peu plus d'une vingtaine de milliards de francs, soit moins de 1% de la masse salariale des secteurs marchands non agricoles. En retenant une élasticité unitaire de l'emploi par rapport à son coût, en supposant des délais d'ajustement de l'emploi à son coût conformes à ceux observés sur le passé, et en tenant compte de la montée en charge progressive du dispositif entre 1993 et 1995, l'effet cumulé sur l'emploi à la fin de 1995 serait au mieux de 0,3 % (0,9 % à fin 1997). Les effets pourraient être un peu plus sensibles en tenant compte de substitutions entre travail qualifié et non qualifié³² (cf. Duchêne Forgeot et Jacquot, 1997).

En Espagne, les augmentations du coût réel du travail pèsent négativement sur l'emploi au début des années 90. Cette tendance s'inverse à la fin de la période, car les salaires réels diminuent et la contribution du résidu devient positive en 1995.

b) Dans les pays où l'on constate une surestimation de l'emploi et une augmentation de la productivité apparente.

Le Japon ne paraît pas avoir connu une rupture de l'ajustement emploi-croissance au début des années 90 : en dépit d'une légère sous-estimation, l'équation standard retrace bien les évolutions de l'emploi sur la période récente. L'équation avec substitution parfaite des effectifs et des heures travaillées ne passe en revanche pas bien sur la période récente : la baisse de la durée du travail contribue positivement à la croissance de l'emploi sur la période récente, ce qui dégrade davantage les résidus. De toute évidence, l'introduction des heures travaillées dans l'équation d'emploi n'est pas satisfaisante.

En Allemagne, la prise en compte du coût du travail n'a pas d'influence sur le profil des résidus pour les équations estimées par les MCO, mais réduit nettement la surestimation de l'emploi dans le cas de la méthode de Johansen ; dans la mesure toutefois où l'élasticité emploi-salaire estimée par la méthode Johansen est très faible et non significative, il ne faut sans doute pas attacher beaucoup d'importance à ce résultat, qui repose sur la dynamique de court terme, laquelle est évaluée de manière notoirement imprécise compte tenu du nombre d'observations. La reprise de la productivité apparente du travail après la réunification reste ainsi largement inexpliquée.

En Italie, l'augmentation du coût du travail contribue négativement à l'emploi à la fin des années 80. Sa moindre croissance, voire sa stagnation au début des années 90 a pour effet une influence quasiment nulle du coût du travail sur l'emploi sur cette période. Au total, les résidus, très négatifs dans l'équation standard, sont atténués dans l'équation avec coût du travail mais une certaine part d'inexpliqué demeure.

* * *

Les évolutions de la productivité depuis le début de la décennie n'ont donc rien de commun avec celles constatées au début des années 70, même après prise en compte du cycle économique et du coût du travail : on ne constate pas, depuis 1990, un infléchissement à la baisse du rythme de croissance tendanciel de la productivité du travail, généralisé à l'ensemble des pays développés. Pour autant, les évolutions de l'emploi et de la productivité sur la période récente restent à ce stade en partie incomprises en France, en Grande-Bretagne, en Italie, et en Allemagne. Cette difficulté à appréhender pleinement le passé récent a, nous l'avons vu, plusieurs causes :

- tout d'abord, le manque de recul : imputer l'inexpliqué à des inflexions de la productivité tendancielle plutôt qu'à des altérations des délais d'ajustement de l'emploi (ou l'inverse) n'est pas simple si l'on ne dispose pas à la fois d'années de bonne et de mauvaise conjoncture, sur la période postérieure à la rupture supposée ;

- ensuite, la qualité imparfaite et inégale des séries. Il n'est pas sûr en particulier que la productivité

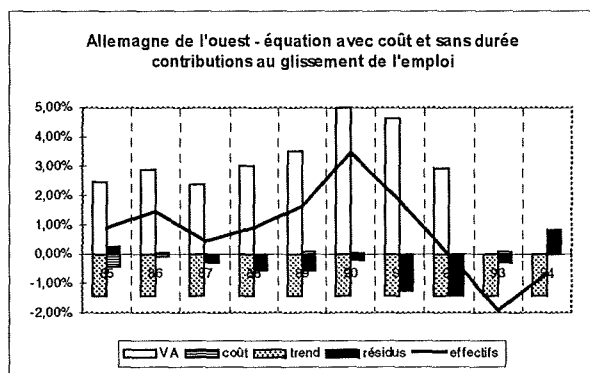
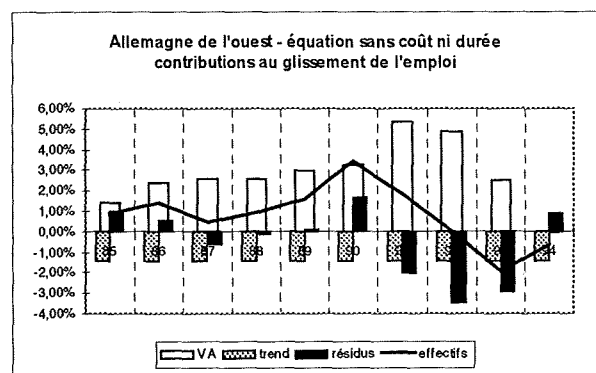
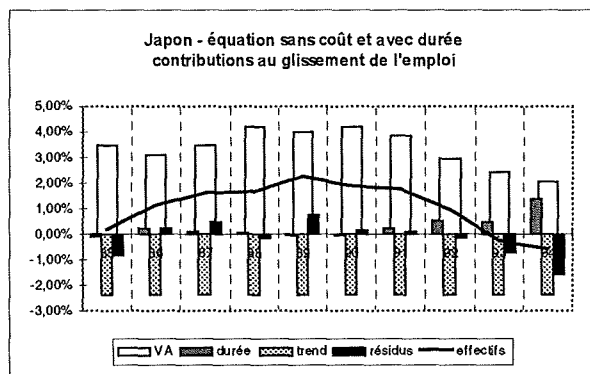
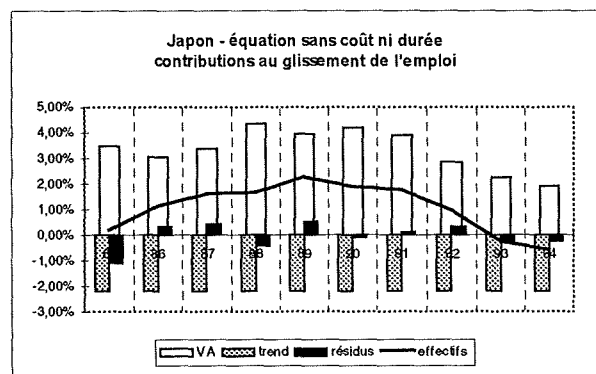
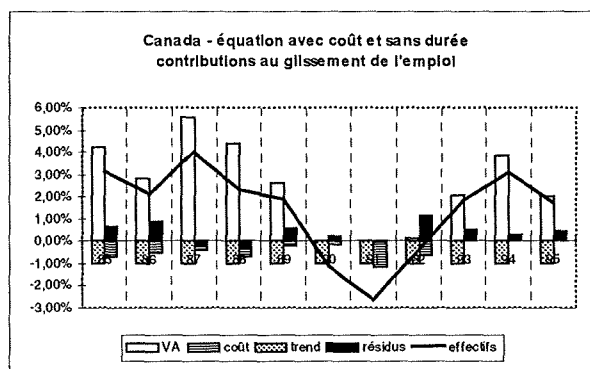
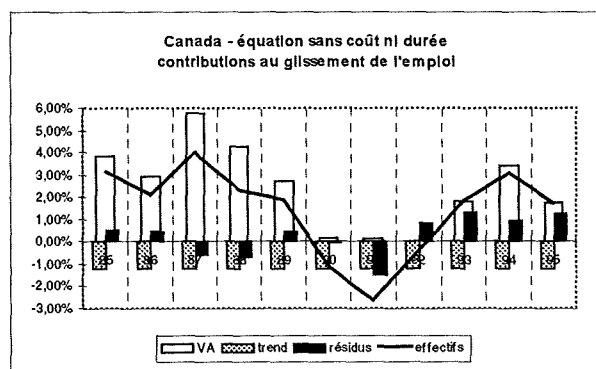
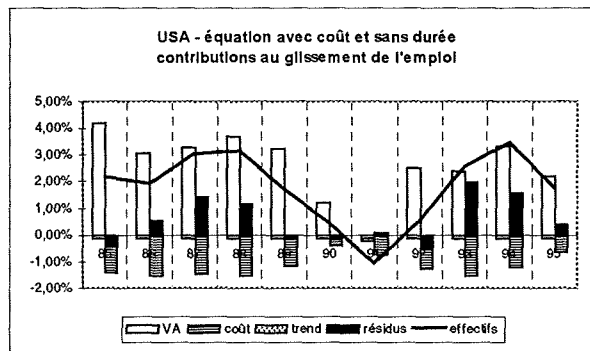
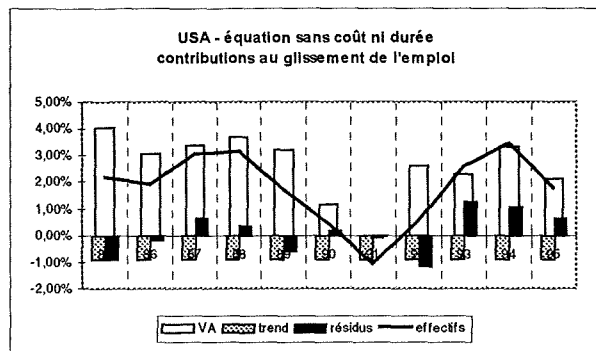
³² Avec la stabilisation et la pérennisation du dispositif, les effets sur l'emploi des allègements de charge pourraient aussi être à ce jour beaucoup plus marqués qu'à fin 1995.

et la croissance soient correctement mesurées (cf. encadré n°2 supra.), et il n'est pas sûr non plus qu'elles soient mesurées dans tous les pays avec la même (im)précision, ce qui rend sans doute délicates les comparaisons internationales, même en taux de croissance ; or le développement du secteur des services dans les pays de l'OCDE rend ces problèmes de mesure de la productivité encore plus aigus. Il n'est pas simple non plus de mesurer correctement la durée du travail et le coût des facteurs de production. L'harmonisation des nomenclatures et des méthodes d'évaluation statistiques, amorcées sous l'égide des Nations Unies et d'EUROSTAT, pourraient toutefois à l'avenir porter leurs fruits ;

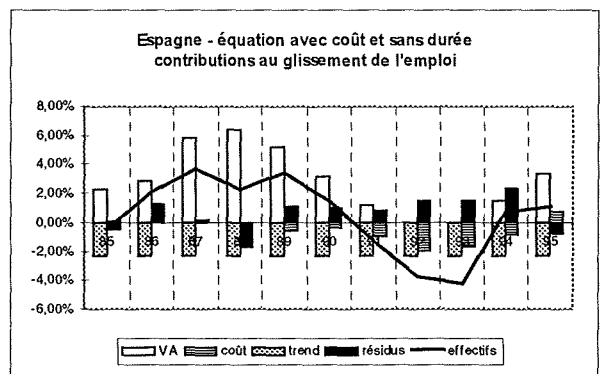
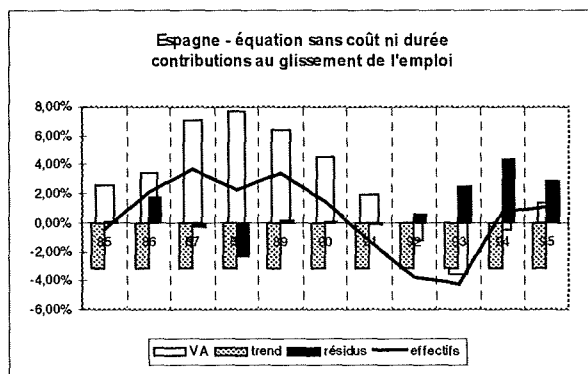
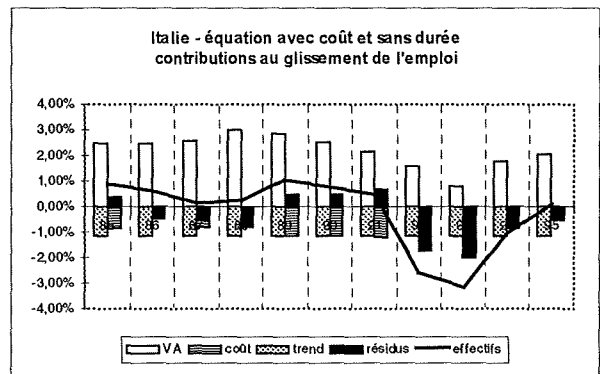
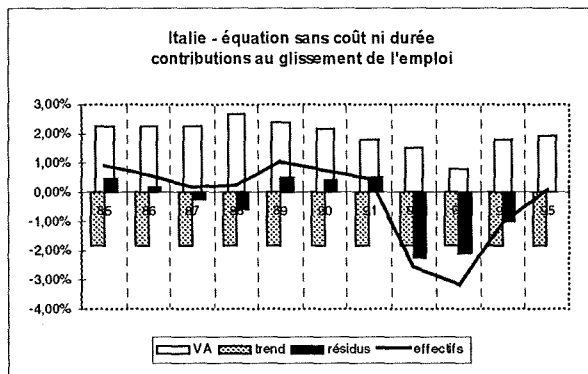
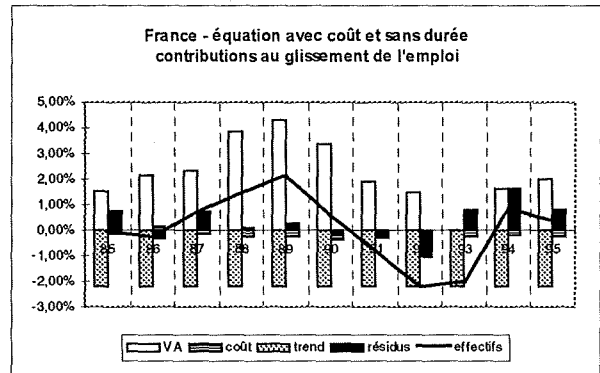
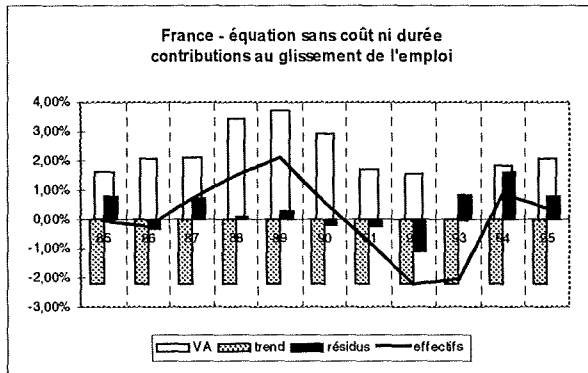
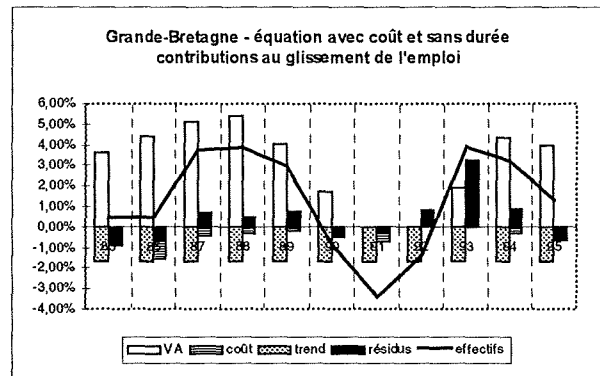
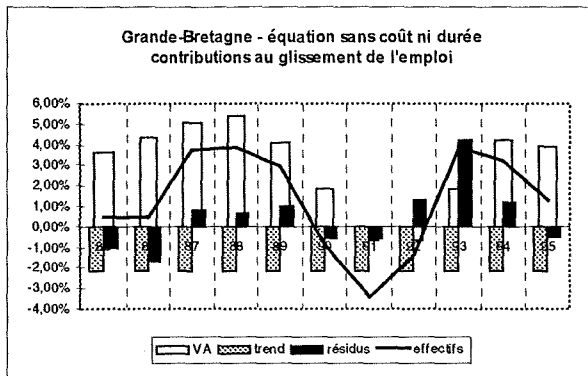
- enfin, l'introduction d'un trend dans les équations est largement ad hoc et les déterminants économiques du "trend" de productivité restent à expliciter. Les théories de la croissance endogène fournissent de nombreux candidats potentiels à l'explication : mais les résultats empiriques obtenus à l'évaluation de ces théories ne sont pas toujours pleinement convaincants. En ce sens, la difficulté que nous éprouvons à interpréter le passé récent renvoie aussi, pour la modélisation de la croissance, à l'absence de paradigme largement accepté.

En dépit de ces réserves, l'analyse en comparaison internationale permet de conclure que le ralentissement de la productivité du travail constaté en France n'a pas été général dans les pays de l'OCDE. Ce constat oriente les interprétations qui peuvent être avancées au phénomène : la modification du lien entre emploi et croissance sur les années récentes semble bien découler de facteurs spécifiques, et sans doute au premier chef de la politique de l'emploi menée au cours de cette période. Quoique l'analyse économétrique ne soit guère conclusive sur ce point -faute d'une variabilité suffisante des données-, c'est vers cette hypothèse que devront s'effectuer des investigations ultérieures.

Graphique n°6. Méthode de Johansen : contributions au glissement annuel de l'emploi



Méthode de Johansen : contributions au glissement annuel de l'emploi (suite et fin)



REFERENCES :

- ACCARDO J., JLASSI M. (1998) : " La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996 ", Insee, Département des Etudes Economiques d'Ensemble, document de travail n°G9806 ;
- ALLARD P. (1994) : " Un repérage des cycles du PIB en France depuis l'après-guerre ", Economie et Prévision, n° 112 ;
- Banque de France, CEPREMAP, ERASME, INSEE, OFCE (1996) : " Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français ", INSEE, document de travail n° G9601 ;
- BOSKIN M., DULBERGER E., GRILICHES Z., GORDON R., JORGENSEN R. (1996) : « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », Final Report to the Senate Finance Committee, Etats-Unis ;
- BROWN R.L., DURBIN J., EVANS J.M. (1975) : " Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time ", Journal of the Royal Statistical Society, n° 2, pp 149-192 ;
- CAHUC P., ZYLBERBERG A. (1996) : " Economie du travail ", De Boeck Université ;
- CARRE J.J., DUBOIS P., MALINVAUD E. (1972) : " La croissance française ", Editions du Seuil ;
- CHOUVEL F. (1996) : " Indicateur trimestriel de la part des salariés à temps partiel dans les établissements de 10 salariés et plus ", Dares, Premières Informations ;
- CHOUVEL F., GUBIAN A. (1996) : " Eléments d'analyse conjoncturelle de l'évolution de l'emploi et des salaires dans les SMNA au 1er trimestre 1996 ", note de la Dares - Mission Analyse Economique, septembre ;
- CSERC (1996) : " Inégalités d'emploi et de revenu - les années 90 ", La Documentation Française ;
- DARES, DP, INSEE (1997) : " Bilan économique et social de la France. Dossier préparatoire à la conférence nationale sur l'emploi, les salaires et le temps de travail ", La Documentation Française ;
- DORMONT B. (1994) : " Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? " Revue Economique, Vol. 45, n° 3 ;
- DUBOIS P. (1985) : " Ruptures de croissance et progres technique ", Economie et Statistique, n°185 ;
- DUCHENE S., FORGEOT G., JACQUOT A. (1997) : " Les évolutions récentes de la productivité du travail ", Economie et Statistique, n° 1 ;
- GADREY J. (1996) : " Services : la productivité en question ", Desclée de Brouwer ;
- JOHANSEN S., JUSELIOUS K. (1990) : " Maximum Likelihood Estimation and Inference or Cointegration With Applications to the Demand for Money ", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, N° 2 ;
- KUHN R. (1995) : " Estimating the number of Unit Roots ", communication à l'Econometric Society European Meeting, Istanbul ;
- KWIATOWSKI D., PHILLIPS P.C.B., SCHMIDT P., SHIN Y. (1992) : " Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root ", Journal of Econometrics, Vol. 54, pp 159-178 ;
- L'HORTY Y., THIBAULT F. (1997) : " Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips ", Economie et Prévision, n° 127 ;
- L'HORTY Y., RAULT C. (1997) : " Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ", CSERC, document de travail n°97-05 ;
- LE DEM J., LERAIS F. (1990) : " Où va la productivité du travail ? ", Economie et Statistique, n° 237-238 ;
- LEQUILLER F. (1997) : " L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? ", Economie et Statistique, n° 303 ;
- MABILE S. (1990) : " La productivité en France de 1970 à 1989 : une approche sectorielle ", Economie et Statistique, n° 237-238 ;
- MADDISON A. (1987) : " Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies : Techniques of Quantitative Assessment ", Journal of Economic Literature, Vol. 25 , pp. 649-698 ;
- MAUREL F. (1990) " Dynamique de l'emploi et tendance de la productivité dans les années quatre-vingt ", Economie et Statistique, n° 237-238 ;
- OSTERWALD-LENUM (1992) : " A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics ", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, n° 3 ;
- PASSET O. (1998) : " Durée du travail et performances comparées des marchés du travail de l'OCDE ", Revue de l'OFCE, n°66 ;
- SCHMIDT P., PHILLIPS P.C.B. (1992) : " LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends ", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, n° 3, pp 257-287 ;
- STERDYNIK H., LE BIHAN H., COUR P., DELESSY H. (1997) : " Le taux de chômage d'équilibre : anciennes et nouvelles approches ", Revue de l'OFCE, n° 60 ;

Annexe n°1 :

Constitution de la base de données

I - Généralités :

1. Sources mobilisées.

Les données proviennent pour l'essentiel de la " Business Sector Data Base " de l'OCDE (BSDB) et accessoirement des sources suivantes :

- Perspectives de l'emploi de l'OCDE pour la durée annuelle du travail (à l'exception des Pays-Bas) ;
- Bureau néerlandais des statistiques (CSB) pour la durée du travail aux Pays-Bas ;
- Séries de durée annuelle effective du travail des salariés publiées par Eurostat (pour l'Italie après 1986) ;
- International Sectoral Data Base (ISDB) de l'OCDE pour les données de coût salarial pour l'Allemagne de l'Ouest après la réunification ;
- Bundesbank pour les statistiques d'emploi et de VA relatives à l'Allemagne de l'Ouest après la réunification.

2. Pays couverts par la base de données.

CAN : Canada ;
ESP : Espagne ;
FRA : France ;
GBR : Royaume-Uni (c'est à dire y.c. Irlande du nord) ;
ITA : Italie ;
JPN : Japon ;
NLD : Pays-Bas ;
USA : Etats-Unis ;
WGR : Allemagne occidentale (11 Länder).

3. Contenu de la base.

La base contient des séries de valeur ajoutée, d'effectifs (emploi), de coût salarial réel, de coût réel du capital, et de durée du travail.

Toutes les séries sont en logarithmes népériens, et les mnémoniques sont les suivants :

LOGY : valeur ajoutée ;
LOGN : effectifs ;
LOGW : coût salarial réel ;
LOGC : coût réel du capital ;
LOGH : durée trimestrielle du travail ;
LOGPT = LOGY - LOGN : productivité par tête ;
LOGPH = LOGPT - LOGH : productivité horaire ;

Pour l'Allemagne (de l'ouest), les données concernent le total des secteurs. Pour les autres pays, les données concernent le " business sector " (secteur concurrentiel), sauf exception.

5. Généralités sur le mode de calcul des séries.

Le déflateur utilisé pour le calcul des coûts réels du travail et du capital est celui de la VA.

Le coût du capital est calculé suivant la formule habituelle :

$$C_t = q_t \cdot \left[1 - \frac{1 - \delta}{1 + r} \cdot (1 + \hat{q}_t^a) \right]$$

où q_t est le déflateur de l'investissement, δ le taux de déclassement, r le taux d'intérêt, et \hat{q}_t^a l'inflation anticipée (on utilise des anticipations adaptatives).

Les séries de durée du travail étaient disponibles avec une périodicité annuelle. Elles ont été trimestrialisées de manière ad hoc à l'aide des logiciels RATS et TROLL.

Le coût salarial comprend la rémunération nette des salariés augmentée des cotisations sociales à la charge des salariés ou des employeurs.

II - Dictionnaire des variables

CANLOGC :

“ coût réel du capital au Canada ”.

Séries sources : PIB, RSCR, IRL, GDPB, GDPBV (qui proviennent toutes cinq de la BSDB).

Mode de calcul :

$$\text{LOGC} = \log \left\{ \frac{\text{PIB}}{(\text{GDPB} / \text{GDPBV})} \left[1 - \frac{1 - \frac{\text{RSCR}}{100}}{1 + \frac{\text{IRL}}{100}} \cdot \left(\frac{\text{PIB}(t)}{\text{PIB}(t-4)} \right)^{1/4} \right] \right\}$$

CANLOGH :

“ durée trimestrielle du travail au Canada ”.

Séries sources : durée annuelle de travail (Perspectives de l'emploi de l'OCDE).

Trimestrialisée de manière ad hoc.

CANLOGN :

“ effectifs totaux (salariés + non salariés) dans le secteur concurrentiel au Canada ”.

Séries sources : ETB (BSDB).

Mode de calcul : CANLOGN = log (ETB).

CANLOGW :

“ coût salarial réel par tête au Canada ”.

Séries sources : WSSE, GDPB, GDPBV (BSDB).

Mode de calcul :

$$\text{LOGW} = \text{LOG} \left[\frac{\text{WSSE}}{\text{GDPB} / \text{GDPBV}} \right]$$

CANLOGY :

“ valeur ajoutée du secteur concurrentiel au Canada ”.

Série source : GDPBV (BSDB).

Mode de calcul : CANLOGY = log (GDPBV).

Les séries relatives aux autres pays ont été confectionnées de la même manière, à l'exception des séries suivantes :

ESPLOGH :

non disponible

ITALOGH :

“ durée trimestrielle du travail en Italie ”.

Séries sources : durée annuelle du travail des Perspectives de l'Emploi (jusqu'en 1986), durée annuelle effective des salariés publiées par EUROSTAT (en taux de croissance annuel, à partir de 1987).

Série trimestrialisée de manière ad hoc.

NLDLOGH :

“ durée trimestrielle du travail aux Pays-Bas ”.

Série source : CBS, durée annuelle du travail habituelle des salariés (à temps complet ou à temps partiel).

Trimestrialisée de manière ad hoc.

WGRLOGC :

non disponible

WGRLOGN :

“ effectifs totaux (salariés et non salariés) dans l'ensemble des secteurs en Allemagne de l'ouest ”.

Séries sources : ET (BSDB) jusqu'à la réunification, prolongée ensuite en taux de croissance par la série d'effectifs totaux de la Bundesbank.

WGRLOGW :

" coût réel du travail par tête en Allemagne de l'ouest ".

Série sources : proviennent de la BSDB pour la période antérieure à la réunification et de l'ISDB et de la Bundesbank pour la période postérieure à la réunification.

Mode de calcul :

Jusqu'en 1990:4 :

$$LOGW = \log\left(\frac{WSSE}{GDP/GDPV}\right)$$

A partir de 1991:1 :

$$LOGW(t) = LOGW(t-1) + \log\left[\frac{\frac{WSSS / EE}{GDP / GDPV}}{\frac{WSSS(t-1) / EE(t-1)}{GDP(t-1) / GDPV(t-1)}}\right]$$

où les séries du terme entre crochets proviennent de l'ISDB et concernent le total des secteurs.

WGRLOGY :

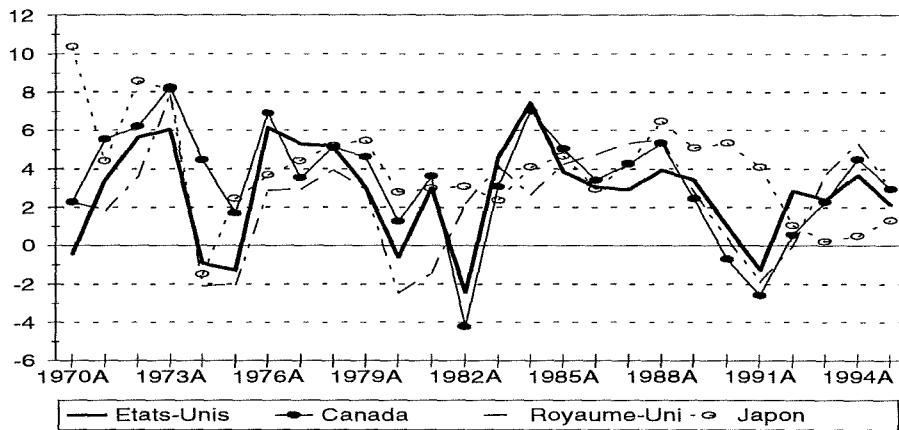
" VA dans l'ensemble des secteurs en Allemagne de l'ouest ".

Séries sources : GDPV (de la BSDB) jusqu'à la réunification, prolongée en taux de croissance après la réunification par la série de PIB de la Bundesbank.

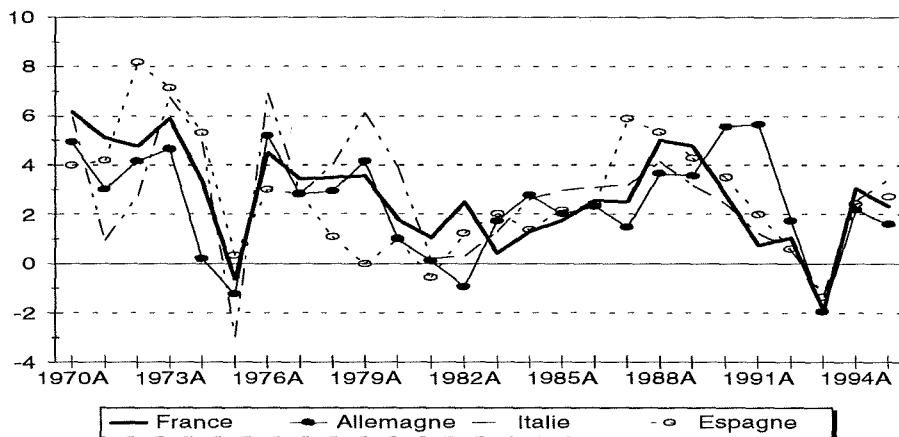
Annexe n°2

Evolution du PIB marchand dans les principaux pays de l'OCDE depuis 20 ans

Taux de croissance du PIB marchand



taux de croissance du PIB marchand



Annexe n°3

Tests de racine unitaire et de stationnarité

Le modèle retenu comprend, dans sa version la plus simple, deux variables : les logarithmes de l'emploi et de la valeur ajoutée. Si ces deux variables sont intégrés d'ordre 1, autour d'un trend déterministe, et si le logarithme de la productivité est stationnaire autour d'un trend, le modèle peut être estimé par les MCO en une étape, puisque toutes les variables intervenant dans la relation (taux de croissance des effectifs et de la VA, et logarithme de la productivité) sont stationnaires. Dans le même cas de figure, le lien entre emploi et croissance peut aussi être estimé par la méthode de Johansen (cf. encadré 3), en imposant la contrainte d'une élasticité unitaire de la VA par rapport à l'emploi ; le recours à la méthode de Johansen présente ici en outre l'avantage de permettre de tester l'existence d'une relation de coïntégration (respectant la contrainte d'élasticité unitaire) entre la VA et l'emploi, et donc de s'assurer que le logarithme de la productivité est bien stationnaire (autour d'un trend). En revanche, si les logarithmes de l'emploi et de la VA sont tous deux stationnaires (autour d'un trend), le recours à la méthode de Johansen n'a plus de sens. Enfin, si le logarithme de la productivité est intégré d'ordre 1, une cible de productivité à taux constant ne peut plus être considérée comme une véritable relation de long terme et c'est la spécification même du modèle qui est à revoir.

Le choix de la méthode d'estimation, et partant l'inférence statistique à partir du modèle retenu, renvoie donc à la question de savoir quel est le degré d'intégration des logarithmes de l'emploi, de la VA, et de la productivité par tête (à un trend déterministe près). Malheureusement, les tests usuels de racine unitaire ou de stationnarité n'apportent pas à cette question une réponse tranchée. En effet ces tests sont peu puissants, de sorte que les tests pour lesquels l'hypothèse nulle est l'hypothèse de racine unitaire (ici, le test de Schmidt et Phillips, 1992) conduisent à penser que la productivité, l'emploi et la VA sont $I(1)$ pour tous les pays (sauf les Pays-Bas dans le cas de la productivité), alors que les tests pour lesquels l'hypothèse nulle est l'hypothèse de stationnarité (ici, le test de Kwiatowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992, dénoté KPSS dans toute la suite) ne mettent pas en évidence de racines unitaires pour la productivité (sauf dans le cas de l'Espagne) et n'en mettent en évidence pour l'emploi et la VA que dans un peu plus de la moitié des pays étudiés³³.

Les résultats des tests de KPSS justifient donc largement l'estimation de la relation (2), par les MCO ou par la méthode de Johansen (nous présenterons dans le texte et en annexe les estimations menées par les deux méthodes, et nous constatons que les résultats obtenus sont très similaires, de sorte que la question de savoir si la productivité est stationnaire ou intégrée s'avère avoir en pratique peu d'importance) ; à l'inverse, les résultats du test de Schmidt et Phillips peuvent nous inviter à rechercher une modélisation de la productivité tendancielle plus riche qu'un simple trend, par exemple en la faisant dépendre du coût réel ou de la durée du travail³⁴.

³³ pour la France, F. Maurel (1990) obtenait une productivité stationnaire autour d'un trend déterministe, même avec des tests de racine unitaire (tests de Dickey-Fuller augmentés). Ce résultat n'est donc plus vérifié avec le test de Schmidt-Phillips (pourtant plus puissant que le test ADF, pour des valeurs raisonnables des paramètres) lorsqu'on intègre les années 90 dans la période d'analyse.

³⁴ ces deux variables sont d'ailleurs intégrées, au vu aussi bien du test KPSS que du test de Schmidt-Phillips (résultats disponibles auprès des auteurs).

Tests de stationnarité et de racine unitaire sur les logarithmes de la VA, des effectifs, et de la productivité par tête

logarithme de...	Schmidt -Phillips (stat. type t)					KPSS ³⁵				
	VA	emploi	productivité par tête	coût	durée	VA	emploi	productivité par tête	coût	durée
Valeurs critiques :										
- 10 %	-2,78	-2,78	-2,78	-2,78	-2,78	0,119	0,119	0,119	-2,78	-2,78
- 5 %	-3,08	-3,08	-3,08	-3,08	-3,08	0,146	0,146	0,146	-3,08	-3,08
- 1 %	-3,65	-3,65	-3,65	-3,65	-3,65	0,216	0,216	0,216	-3,65	-3,65
Canada	-1,47	-1,39	-1,77	-1,28	-0,91	0,085	0,076	0,088	0,128	0,197
Allemagne occidentale	-1,10	-0,56	-1,53	-2,02	-1,37	0,151	0,169	0,076	0,161	0,102
Espagne	-0,57	-0,53	-1,18	-1,02		0,205	0,211	0,209	0,189	
France	-1,61	-0,73	-2,66	-1,11	-0,97	0,105	0,138	0,096	0,212	0,182
Grande-Bretagne	-0,91	-0,59	-1,76	-2,17	-0,72	0,177	0,175	0,078	0,161	0,194
Italie	-1,91	-1,58	-2,05	-1,42	-1,43	0,097	0,171	0,086	0,119	0,179
Japon	-1,50	-1,30	-2,38	-3,24	-1,02	0,143	0,171	0,099	0,153	0,171
Pays-Bas	-1,88	-0,44	-3,64	-1,27	-1,88	0,182	0,201	0,106	0,097	0,122
Etats-Unis	-1,65	-1,18	-2,10	-1,13	-0,63	0,080	0,075	0,101	0,143	0,161

Grille de lecture : avec le test de Schmidt-Phillips, on rejette l'hypothèse nulle (de racine unitaire) lorsque la valeur prise par la statistique de test est inférieure (ie. supérieure en valeur absolue) à la valeur critique. Avec le test KPSS, on rejette l'hypothèse nulle (de stationnarité) lorsque la valeur prise par la statistique de test est supérieure à la valeur critique.

³⁵ les auteurs recommandent de calculer le dénominateur de leur statistique de test (variance estimée des perturbations de la régression auxiliaire) en utilisant une fenêtre de Bartlett de longueur 8, ce que nous avons fait.

Annexe n°4 : résultats d'estimation par les MCO en une étape
équations sans coût ni durée du travail

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
forme du trend	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.
Période d'estimation	74:3-90:3	75:2-92:2	74:3-92:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:2-90:3	75:1-92:4
RMSE	0,56%	0,45%	0,22%	0,26%	0,26%	0,30%	0,32%	0,19%
Choc sur w/p : délai moyen								
Choc sur durée : délai moyen								
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,88	-0,32	4,36	3,43	18,62	17,97	3,09	4,42
- délai 25 %	-0,43	-0,40	0,77	1,10	1,81	3,58	-0,30	0,42
- délai médian (50 %)	0,60	0,73	3,32	2,83	11,15	11,42	0,79	3,52
- délai 75 %	5,44	3,51	6,49	4,52	26,16	24,80	3,62	6,56
croissance id. de la productivité*	0,31%	0,71%	0,64%	0,55%	0,60%	0,63%	0,23%	0,38%
Inexpliqué 93.1-95.4	3,0%	5,3%	4,3%	4,6%	-2,5%	-1,0%	3,0%	-1,9%
Inexpliqué 93.1-94.4	2,3%	3,1%	3,1%	5,2%	-2,8%	-1,4%	2,4%	-1,5%
Inexpliqué 93.3-94.4	1,4%	2,6%	2,8%	2,6%	-1,5%	-0,5%	1,5%	-0,9%
COEFFICIENTS :								
delta log(Yt)	0,438	0,416	0,153	0,094	0,054	0,000	0,356	0,195
	6,35	3,34	4,25	3,48	1,33		10,28	6,81
delta log(Yt-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,062	0,099	0,000	0,000
					1,47	1,77		
delta log(Yt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Yt-3)	-0,185	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	-2,18							
delta log(Yt-4)	-0,151	0,000	0,000	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000
	-1,83			1,68				
delta log(W/Pt)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-1)	0,000	0,156	0,424	0,510	0,590	-0,141	0,333	0,300
		1,65	4,28	6,54	5,17	-1,20	4,20	3,00
delta log(Nt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,349	0,000	0,000	0,000
					-3,04			
delta log(Nt-3)	0,365	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,278
	3,07							-2,56
delta log(Nt-4)	0,000	0,455	0,113	0,000	0,000	0,000	0,000	0,393
		4,46	1,17					3,93
constante	-3,583	0,239	-2,659	-4,589	3,220	1,010	-3,331	4,001
	-183,30	5,15	-153,65	-252,54	61,42	27,25	-178,59	276,71
trend	0,00311	0,00714	0,00636	0,00551	0,00600	0,00627	0,00226	0,00380
	15,43	18,01	36,48	27,48	11,36	11,97	11,06	23,91
élasticité LT / W/P	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
élasticité LT / durée	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
coeff. de correction d'erreur	0,185	0,086	0,071	0,102	0,034	0,058	0,101	0,088
	4,46	2,87	2,43	4,69	1,99	1,96	3,13	3,84
TESTS :								
Rupture de trend (t de Student)								
- en 90:1	-1,89	-2,66	-2,38	-5,98	1,69	0,76	-1,33	5,13
- en 93:1	-1,79	-1,96	-2,63	-1,85	0,32	-0,54	-1,67	2,17
Jarque-Bera**	74,6%	24,2%	89,6%	60,7%	0,0%	55,2%	0,0%	40,7%
DW***	2,20	1,91	1,97	1,96	2,04	1,82	1,99	1,81
Autocorrélation à l'ordre 1****	32,1%	69,0%	93,3%	83,4%	36,4%	86,5%	98,7%	50,7%
Autocorrélation à l'ordre 4****	35,8%	19,2%	12,7%	6,5%	55,9%	35,6%	19,7%	2,6%
Autocorrélation à l'ordre 1 à 4****	58,4%	62,3%	22,3%	30,1%	61,3%	62,2%	52,4%	11,0%
Autocorrélation à l'ordre 1 et 4****	45,6%	35,0%	30,3%	18,0%	61,7%	65,5%	43,8%	8,6%
Goldfeld-Quandt unilatéral****	92,2%	48,0%	29,5%	57,8%	34,2%	88,5%	99,4%	10,8%
Goldfeld-Quandt bilatéral****	15,6%	95,9%	59,0%	84,4%	68,4%	23,0%	1,2%	21,6%
ARCH à l'ordre 1**	0,2%	53,4%	97,4%	21,5%	24,2%	7,1%	95,6%	12,6%
ARCH à l'ordre 4**	9,0%	71,1%	87,9%	30,3%	73,2%	25,8%	99,6%	67,2%
ARCH à l'ordre 1 et 4**	0,8%	70,7%	96,7%	41,0%	53,1%	17,8%	97,8%	23,3%
ARCH à l'ordre 1 à 4**	2,4%	28,8%	69,0%	51,5%	81,7%	19,3%	95,1%	46,5%

** : seuil de significativité

*** : valeur de la stat.

**** : seuil de signif. La 1ère sous-période se termine en 81:4 et la 2nde sous-période commence en 86:1.

***** : test du multiplicateur de Lagrange (seuil de significativité)

équation avec coût et durée du travail

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
forme du trend	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.
Période d'estimation	74:3-90:3		74:3-92:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:2-90:3	75:1-92:4
RMSE	0,44%		0,21%	0,24%	0,26%	0,29%	0,30%	0,19%
Choc sur w/p : délai moyen	3,56		6,25	6,47	13,82	45,34	4,24	5,36
Choc sur durée : délai moyen	2,75		5,65	5,10	12,47	45,34	4,86	5,36
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,24		4,23	3,90	10,38	41,02	2,49	3,50
- délai 25 %	-0,38		0,53	0,80	0,96	8,18	-0,29	0,51
- délai médian (50 %)	0,52		2,43	2,63	6,07	26,43	0,77	3,36
- délai 75 %	4,26		5,53	4,78	14,43	57,64	2,99	5,74
croissance td. de la productivité*	0,16%		0,57%	0,34%	0,31%	1,81%	0,14%	0,22%
Inexpliqué 93.1-95.4	-0,3%		3,5%	3,3%	-3,3%	-0,1%	3,2%	
Inexpliqué 93.1-94.4	0,1%		2,6%	3,9%	-3,1%	-0,3%	2,8%	-1,1%
Inexpliqué 93.3-94.4	-0,4%		2,3%	2,1%	-1,9%	0,3%	1,7%	-0,9%
COEFFICIENTS :								
delta log(Y)	0,405		0,168	0,127	0,126	0,000	0,350	0,183
delta log(Yt-1)	6,36 0,000		4,95 0,000	4,63 0,000	3,29 0,000	2,66 0,115	9,86 0,000	6,18 0,000
delta log(Yt-2)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Yt-3)	-0,124 -1,77		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Yt-4)	-0,128 -1,98		0,000	0,037 1,39	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt)	-0,247 -4,26		-0,070 -2,41	-0,108 -3,64	-0,082 -2,39	0,000	-0,160 -1,54	0,000
delta log(W/Pt-1)	0,000		0,000	-0,046 -1,72	0,000	0,000	0,251 2,45	0,000
delta log(W/Pt-2)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-3)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht)	0,000		0,000	0,494 2,62	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-1)	0,000		0,000	-0,479 -2,84	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-2)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-3)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-1)	0,000		0,332 3,37	0,352 3,35	0,608 5,40	-0,211 -1,85	0,282 3,50	0,283 2,80
delta log(Nt-2)	0,000		0,000	0,000	-0,360 -3,18	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-3)	0,168 1,62		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,250 -2,29
delta log(Nt-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,441 4,16
constante	-6,051 -4,90		-6,692 -4,09	-5,253 -4,86	-4,004 -0,57	40,614 0,78	-9,579 -3,27	3,155 1,41
trend	0,00163		0,00569	0,00344	0,00312	0,01811	0,00135	0,00224
élasticité LT / W/P	4,89 0,466 6,57		14,63 0,261 3,25	2,94 0,284 1,65	1,81 0,559 2,14	1,12 -2,496 -0,72	2,38 0,459 1,29	2,41 0,307 1,70
élasticité LT / durée	-0,343 -1,62		0,185 1,06	-0,298 -1,82	-0,349 -0,34	-0,453 -0,35	0,259 0,71	-0,384 -1,12
coeff. de correction d'erreur	0,303 5,46		0,118 3,93	0,124 5,24	0,060 2,95	0,027 0,83	0,148 3,14	0,098 3,74
TESTS :								
Rupture de trend (t de Student)								
- en 90:1	-3,89		-2,98	-3,16	2,40	0,53	-2,06	6,26
- en 93:1	-0,93		-3,54	-0,92	0,98	0,20	-2,24	2,48
Jarque-Bera**	5,5%		93,8%	79,2%	0,0%	82,7%	71,2%	14,7%
DW***	2,20		1,95	1,89	2,20	1,88	1,88	1,88
Autocorrélation à l'ordre 1****	37,7%		65,9%	65,6%	6,2%	63,6%	40,2%	94,4%
Autocorrélation à l'ordre 4****	68,3%		28,9%	11,3%	63,7%	40,7%	38,1%	15,6%
Autocorrélation à l'ordre 1 à 4****	18,6%		3,5%	36,4%	34,8%	82,6%	69,7%	49,5%
Autocorrélation à l'ordre 1 et 4****	57,7%		49,9%	28,7%	16,9%	64,3%	47,2%	35,1%
Goldfeld-Quandt unilatéral****	64,2%		35,5%	84,8%	58,4%	93,7%	91,8%	20,2%
Goldfeld-Quandt bilatéral****	71,6%		71,0%	30,4%	83,2%	12,6%	16,4%	40,4%
ARCH à l'ordre 1**	45,3%		14,2%	19,5%	6,9%	5,3%	47,3%	20,7%
ARCH à l'ordre 4**	74,9%		48,2%	61,3%	85,8%	65,2%	99,4%	94,1%
ARCH à l'ordre 1 et 4**	77,6%		16,6%	24,6%	22,2%	22,0%	84,9%	39,3%
ARCH à l'ordre 1 à 4**	94,4%		25,9%	35,6%	49,6%	13,2%	60,7%	53,9%

** : seuil de significativité

*** : valeur de la stat.

**** : seuil de signif. La 1ère sous-période se termine en 81:4 et la 2nde sous-période commence en 86:1.

***** : test du multiplicateur de Lagrange (seuil de significativité)

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
forme du trend	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.
Période d'estimation	74:3-90:3	75:2-92:2	74:3-92:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:2-90:3	75:1-92:4
RMSE	0,45%	0,38%	0,21%	0,25%	0,25%	0,29%	0,30%	0,18%
Choc sur w/p : délai moyen	3,28	4,60	6,58	5,50	14,23	51,96	4,36	6,15
Choc sur durée : délai moyen								
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,07	1,03	4,42	3,47	10,82	46,79	2,71	3,47
- délai 25 %	-0,38	-0,43	0,56	0,83	1,06	9,17	-0,28	0,31
- délai médian (50 %)	0,52	0,42	2,54	2,44	6,36	30,11	0,81	2,87
- délai 75 %	2,78	3,23	5,80	4,59	15,02	65,90	3,28	5,39
croissance td. de la productivité*	0,21%	0,47%	0,54%	0,50%	0,36%	2,06%	0,12%	0,29%
Inexpliqué 93.1-95.4	0,4%	2,5%	3,4%	4,2%	-3,1%	-0,6%	3,2%	
Inexpliqué 93.1-94.4	0,6%	2,7%	2,5%	4,5%	-2,9%	-0,8%	3,0%	-1,2%
Inexpliqué 93.3-94.4	0,0%	3,2%	2,2%	2,4%	-1,7%	-0,1%	1,7%	-0,7%
COEFFICIENTS :								
delta log(Yt)	0,406	0,442	0,167	0,118	0,121	0,000	0,348	0,204
	8,25	3,92	4,91	4,19	3,48		9,90	6,81
delta log(Yt-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,120	0,000	0,000
						2,26		
delta log(Yt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Yt-3)	-0,132	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	-1,85							
delta log(Yt-4)	-0,132	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	-2,02							
delta log(W/Pt)	-0,228	-0,246	-0,074	-0,082	-0,079	0,000	-0,150	-0,054
	-3,84	-4,39	-2,56	-2,98	-2,40		-1,47	-1,95
delta log(W/Pt-1)	0,000	0,216	0,000	-0,036	0,000	0,000	0,280	0,000
		3,80		-1,33			3,04	
delta log(W/Pt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,046
								-1,89
delta log(W/Pt-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-1)	0,000	0,145	0,341	0,480	0,607	-0,211	0,297	0,280
		1,68	3,48	6,00	5,43	-1,87	3,87	2,88
delta log(Nt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,359	0,000	0,000	0,000
					-3,20			
delta log(Nt-3)	0,227	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,262
	2,27							-2,51
delta log(Nt-4)	0,000	0,277	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,385
		2,92						4,03
constante	-7,735	-7,890	-5,279	-5,356	-5,870	44,517	-9,412	0,517
	-11,80	-3,71	-6,03	-4,52	-1,33	0,70	-2,87	0,34
trend	0,00207	0,00472	0,00542	0,00496	0,00359	0,02059	0,01122	0,00288
	10,83	9,53	18,16	8,48	3,35	1,03	2,06	8,65
élasticité LT / W/P	0,421	0,580	0,238	0,086	0,541	-2,956	0,600	0,330
	6,33	3,80	2,98	0,65	2,06	-0,69	1,86	2,28
élasticité LT / durée	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
coef. de correction d'erreur	0,305	0,132	0,111	0,116	0,058	0,023	0,131	0,113
	5,41	3,34	3,80	5,19	3,00	0,77	3,35	4,48
TESTS :								
Rupture de trend (t de Student)								
- en 80:1	-4,83	-1,25	-2,23	-4,51	2,50	0,37	-2,07	6,46
- en 93:1	-2,05	-0,39	-3,34	-1,64	1,81	-0,10	-1,94	0,99
Jarque-Bera**	35,9%	40,1%	85,3%	52,5%	0,0%	83,8%	78,1%	6,6%
DW***	2,12	1,69	1,95	2,06	2,19	1,89	1,90	1,76
Autocorrélation à l'ordre 1****	52,1%	5,9%	72,7%	67,4%	7,5%	71,2%	56,9%	42,1%
Autocorrélation à l'ordre 4****	86,4%	83,2%	26,0%	7,0%	62,1%	38,6%	41,1%	1,4%
Autocorrélation à l'ordre 1 à 4****	21,3%	27,3%	4,7%	15,9%	34,1%	81,2%	82,8%	13,7%
Autocorrélation à l'ordre 1 et 4****	81,5%	16,9%	48,4%	11,4%	19,8%	64,4%	62,0%	5,1%
Goldfeld-Quandt unilatéral****	64,6%	61,9%	36,7%	84,8%	36,1%	89,2%	95,0%	28,8%
Goldfeld-Quandt bilatéral****	70,8%	76,2%	73,4%	30,4%	72,2%	21,6%	9,9%	57,6%
ARCH à l'ordre 1**	23,6%	47,1%	24,2%	57,2%	7,6%	6,3%	41,2%	13,8%
ARCH à l'ordre 4**	91,7%	61,9%	52,4%	20,4%	86,7%	54,3%	96,1%	16,5%
ARCH à l'ordre 1 et 4**	58,7%	73,1%	27,9%	43,0%	23,9%	24,1%	79,1%	9,8%
ARCH à l'ordre 1 à 4**	68,5%	89,5%	38,1%	52,9%	51,5%	13,3%	62,5%	19,5%

** : seuil de significativité

*** : valeur de la stat.

**** : seuil de signif. La 1ère sous-période se termine en 81:4 et la 2nde sous-période commence en 86:1.

***** : test du multiplicateur de Lagrange (seuil de significativité)

équation avec durée du travail, mais sans le coût du travail

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
forme du trend	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.	exp.
Période d'estimation	74:3-90:3		74:3-90:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:2-90:3	75:1-92:4
RMSE	0,56%		0,22%	0,26%	0,27%	0,30%	0,31%	0,19%
Choc sur w/p : délai moyen								
Choc sur durée : délai moyen	3,37		4,08	5,14	17,36	17,51	4,76	6,56
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,84		5,22	3,48	15,38	16,22	2,40	4,18
- délai 25 %	-0,43		0,79	1,10	2,44	3,42	-0,29	0,43
- délai médian (50 %)	0,60		3,09	2,87	9,57	10,37	0,75	3,58
- délai 75 %	5,37		6,90	4,51	21,34	22,25	2,88	6,52
croissance td. de la productivité*	0,32%		0,65%	0,54%	0,67%	0,59%	0,20%	0,33%
Inexpliqué 93.1-95.4	3,0%		3,5%	4,5%	-1,8%	0,1%	3,1%	-1,7%
Inexpliqué 93.1-94.4	2,4%		2,8%	5,2%	-2,2%	0,2%	2,5%	-1,4%
Inexpliqué 93.3-94.4	1,4%		2,5%	2,8%	-0,9%	0,7%	1,7%	-0,7%
COEFFICIENTS :								
delta log(Yt)	0,437		0,146	0,096	0,083	0,000	0,351	0,195
	6,29		4,09	3,47	2,35		10,28	6,80
delta log(Yt-1)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,084	0,000	0,000
						1,46		
delta log(Yt-2)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Yt-3)	-0,186		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	-2,16							
delta log(Yt-4)	-0,151		0,000	0,056	0,000	0,000	0,000	0,000
	-1,82			1,89				
delta log(W/Pt)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-1)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-2)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-3)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht)	0,000		0,946	0,223	0,000	0,000	0,000	0,000
			2,43	1,29				
delta log(Ht-1)	0,000		-1,629	-0,240	0,000	0,000	0,000	0,000
			-2,48	-1,47				
delta log(Ht-2)	0,000		0,924	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
			2,39					
delta log(Ht-3)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-1)	0,000		0,416	0,492	0,602	-0,148	0,294	0,308
			4,17	5,57	5,22	-1,26	3,63	3,06
delta log(Nt-2)	0,000		0,000	0,000	-0,334	0,000	0,000	0,000
					-2,88			
delta log(Nt-3)	0,369		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,269
	2,98							-2,45
delta log(Nt-4)	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,421
								3,95
constante	-3,951		-2,934	-4,244	-1,697	4,868	-7,006	5,720
	-1,62		-1,70	-4,02	-0,18	1,36	-4,28	2,35
trend	0,00317		0,00649	0,00542	0,00674	0,00593	0,00291	0,00333
	7,36		11,08	17,68	3,71	9,11	11,28	4,93
élasticité LT / W/P	0,000		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
élasticité LT / durée	0,060		0,042	-0,055	0,796	-0,611	0,600	-0,276
	0,15		0,15	-0,32	0,52	-1,08	2,24	-0,71
coeff. de correction d'erreur	0,187		0,084	0,102	0,042	0,066	0,148	0,082
	4,33		2,88	4,62	2,54	2,16	3,55	3,36
TESTS :								
Rupture de trend (t de Student)								
- en 90:1	-2,07		-2,39	-6,05	1,89	0,65	-1,48	6,41
- en 93:1	-1,63		-2,50	-1,76	0,18	-0,11	-2,15	1,65
Jarque-Bera**	77,6%		55,5%	95,9%	0,0%	77,6%	0,0%	50,0%
DW***	2,21		1,89	1,97	2,11	1,83	1,92	1,85
Autocorrélation à l'ordre 1****	32,1%		43,8%	90,0%	11,1%	63,6%	58,0%	92,0%
Autocorrélation à l'ordre 4****	36,9%		5,7%	13,1%	70,2%	37,0%	17,3%	2,9%
Autocorrélation à l'ordre 1 à 4****	53,1%		15,7%	47,6%	56,4%	68,1%	54,5%	14,1%
Autocorrélation à l'ordre 1 et 4****	46,4%		13,0%	31,6%	28,3%	62,7%	34,4%	7,1%
Goldfeld-Quandt unilatéral***	93,0%		26,5%	61,2%	61,5%	94,9%	93,6%	17,8%
Goldfeld-Quandt bilatéral***	14,1%		53,0%	77,6%	77,0%	10,2%	12,9%	35,6%
ARCH à l'ordre 1**	0,2%		52,7%	24,5%	17,1%	5,7%	80,0%	13,5%
ARCH à l'ordre 4**	9,8%		89,8%	43,4%	78,0%	49,8%	86,6%	95,6%
ARCH à l'ordre 1 et 4**	0,7%		69,5%	51,6%	42,3%	20,0%	94,0%	27,0%
ARCH à l'ordre 1 à 4**	2,0%		63,5%	51,1%	71,8%	24,7%	81,2%	51,0%

** : seuil de significativité

*** : valeur de la stat.

**** : seuil de signif. La 1ère sous-période se termine en 81:4 et la 2nde sous-période commence en 86:1.

***** : test du multiplicateur de Lagrange (seuil de significativité)

équation sans coût ni durée, et avec trend de productivité linéaire
(gains de productivité décroissants)

pays	CAN	ESP	FRA	GBR	ITA	JPN	USA	WGR
forme du trend	lin.	lin.	lin.	lin.	lin.	lin.	lin.	lin.
Période d'estimation	74:3-90:3	75:2-92:2	74:3-92:3	74:3-90:3	74:3-92:3	74:3-92:2	74:2-90:3	75:1-92:4
RMSE	0,56%	0,44%	0,22%	0,27%	0,26%	0,31%	0,32%	0,19%
Choc sur w/p : délai moyen								
Choc sur durée : délai moyen								
Choc sur la VA :								
- délai moyen	2,95	0,56	4,93	3,70	20,19	40,65	3,21	4,55
- délai 25 %	-0,44	-0,23	0,69	1,11	1,80	7,70	-0,30	0,47
- délai médian (50 %)	0,57	1,17	3,06	2,98	12,00	25,98	0,79	3,64
- délai 75 %	5,55	3,39	6,68	4,74	28,46	57,23	3,70	6,94
croissance td. de la productivité*	0,27%	0,73%	0,63%	0,54%	0,49%	0,43%	0,20%	0,33%
Inexpliqué 93.1-95.4	2,6%	2,0%	2,3%	3,5%	-3,5%	-3,6%	2,8%	-2,5%
Inexpliqué 93.1-94.4	2,1%	1,4%	1,7%	4,6%	-3,4%	-2,9%	2,3%	-1,9%
Inexpliqué 93.3-94.4	1,2%	2,2%	1,7%	2,2%	-2,0%	-1,8%	1,4%	-1,2%
COEFFICIENTS :								
delta log(Yt)	0,444	0,323	0,159	0,100	0,054	0,000	0,355	0,190
delta log(Yt-1)	8,41	3,14	4,35	3,64	1,31	10,20	6,53	0,000
delta log(Yt-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,067	0,120	0,000	0,000
delta log(Yt-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	1,58	2,17	0,000	0,000
delta log(Yt-4)	-0,183	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt)	-2,13	0,000	0,000	0,052	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-1)	-0,147	0,000	0,000	1,90	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-2)	-1,78	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(W/Pt-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-3)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Ht-4)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
delta log(Nt-1)	0,000	0,158	0,391	0,500	0,600	-0,137	0,346	0,326
delta log(Nt-2)	0,000	1,72	3,74	6,16	5,24	-1,15	4,41	3,22
delta log(Nt-3)	0,365	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,269
delta log(Nt-4)	3,05	0,431	0,041	0,000	0,000	0,000	0,000	-2,43
constante	0,027	0,801	0,053	0,009	19,500	2,503	0,035	50,428
rend	36,41	17,07	30,47	27,07	7,93	3,83	40,02	40,03
élasticité LT / W/P	0,00011	0,01769	0,00080	0,00009	0,26482	0,02406	0,00010	0,29734
élasticité LT / durée	14,50	37,57	40,18	24,60	10,09	2,31	9,95	20,63
coeff. de correction d'erreur	0,177	0,159	0,083	0,094	0,031	0,025	0,093	0,080
TESTS :	4,31	3,54	2,58	4,45	1,78	1,12	2,97	3,42
Rupture de trend (t de Student)								
- en 90:1	-1,32	-0,65	-0,07	-3,65	2,50	1,43	-0,86	7,90
- en 93:1	-1,28	-0,67	-1,21	-1,57	0,86	0,86	-1,26	2,69
Jarque-Bera**	67,3%	27,4%	90,5%	67,1%	0,0%	30,6%	0,0%	43,3%
DW***	2,19	1,89	1,91	1,91	2,03	1,83	2,00	1,80
Autocorrélation à l'ordre 1****	27,8%	33,6%	99,5%	82,6%	43,7%	90,7%	57,1%	78,8%
Autocorrélation à l'ordre 4****	38,9%	34,5%	9,2%	5,3%	60,0%	22,4%	36,7%	0,7%
Autocorrélation à l'ordre 1 à 4****	49,1%	51,3%	14,0%	32,1%	69,5%	47,4%	71,8%	8,0%
Autocorrélation à l'ordre 1 et 4****	43,6%	36,6%	23,7%	14,6%	69,4%	48,0%	58,3%	2,2%
Goldfeld-Quandt unilatéral****	69,5%	51,8%	25,0%	56,0%	34,5%	98,0%	92,1%	11,6%
Goldfeld-Quandt bilatéral****	61,0%	96,4%	50,0%	88,0%	69,0%	4,0%	15,8%	23,2%
ARCH à l'ordre 1**	0,5%	35,1%	69,6%	14,1%	13,1%	12,2%	91,1%	12,8%
ARCH à l'ordre 4**	8,9%	66,2%	92,9%	24,8%	60,9%	27,5%	92,3%	49,6%
ARCH à l'ordre 1 et 4**	1,4%	51,6%	97,3%	29,7%	32,9%	26,1%	99,4%	20,9%
ARCH à l'ordre 1 à 4**	4,9%	12,1%	50,7%	23,2%	67,0%	23,9%	98,0%	26,7%

* : valeur en 92:4

** : seuil de significativité

*** : valeur de la stat.

**** : seuil de signif. La 1ère sous-période se termine en 81:4 et la 2nde sous-période commence en 86:1.

***** : test du multiplicateur de Lagrange (seuil de significativité)

Annexe n°5 : estimations par la méthode de Johansen

	CAN 74:3-90:3	CAN 74:3-90:3	CAN 74:3-95:4	ESP 75:2-92:2	ESP 75:2-95:4	FRA 74:3-92:3	FRA 74:3-92:3	FRA 74:3-95:4	GBR 74:3-90:3	GBR 74:3-90:3	GBR 74:3-95:4	ITA 74:3-92:3	ITA 74:3-92:3	ITA 74:3-92:3	ITA 74:3-95:4	JPN 74:3-92:2
Délais d'ajustement																
- délai moyen	1,20	2,27	2,48	1,06	-1,78	7,08	4,82	10,53	4,87	3,62	3,78	17,57	13,03	12,98	19,91	23,07
- délai 25 %	-0,44	-0,37	-0,38	-0,52	-0,36	0,81	0,67	1,16	1,14	0,92	1,04	1,05	0,98	0,98	2,11	3,17
- délai médian	0,25	0,47	0,46	-0,04	0,27	2,93	2,60	3,24	3,44	2,74	2,74	9,76	7,53	7,51	11,99	15,30
- délai 75 %	1,49	1,83	3,82	2,54	0,89	9,15	6,04	12,98	6,30	4,95	5,02	26,17	18,43	18,35	30,14	35,80
Tests de rupture de trend																
en 90:1 : coefficient			-0,14%		-0,17%			-0,19%			-0,36%				0,41%	
significativité (LR)			17,5%		40,3%			0,0%			0,1%				2,5%	
en 93:1 : coefficient			-0,25%		-0,44%			-0,39%			-0,63%				0,34%	
significativité (LR)			26,1%		20,3%			0,1%			6,5%				31,0%	
Tests d'exogénéité faible**																
coût et durée	11,8%					4,9%			2,3%			17,2%				0,0%
durée	16,4%					83,5%			71,9%			18,3%				7,0%
coût	59,5%	11,5%		57,1%		10,3%	11,9%		2,3%	22,9%		100,0%	90,5%			11,4%
Nb rel. Coïnt. (lambda max)	2	0	0	2	0	1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	2
Lambda max																
r <= 3	1,51					0,29			1,10			2,55				1,29
r <= 2	13,42	0,98		2,32		9,43	0,34		7,07	2,41		6,72	1,64			4,26
r <= 1	21,48	5,24	0,75	14,96	3,18	15,09	9,33	0,02	9,82	3,86	1,32	17,73	2,71	1,69	2,12	22,13
r <= 0	25,59	18,88	7,86	17,68	6,35	29,62	25,35	11,05	24,19	20,07	13,61	30,88	13,09	12,88	7,31	32,75
Long terme																
log(N)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
log(Y)	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000
log(wp)	0,351 0,04%	0,254 7,82%		0,407 0,05%		0,227 0,00%	0,220 0,00%		0,615 0,00%	0,213 3,72%		0,458 0,00%	0,655 0,01%	0,610 0,10%		-0,361 18,02%
log(H)	0,142 40,39%					-0,137 30,16%			-0,497 0,00%			-1,171 0,34%				1,069 0,24%
trend	0,226% 0,00%	0,255% 0,00%	0,312% 0,00%	0,548% 0,00%	0,757% 0,00%	0,526% 0,00%	0,552% 0,00%	0,629% 0,00%	0,130% 17,27%	0,417% 0,00%	0,537% 0,00%	0,186% 1,78%	0,303% 0,18%	0,321% 0,05%	0,577% 0,00%	0,853% 0,00%
coeff. correction d'erreur	-0,238	-0,147	-0,119	-0,139	-0,044	-0,067	-0,095	-0,029	-0,130	-0,125	-0,106	-0,036	-0,057	-0,057	-0,036	-0,046
delta log(N)																
t-1	-0,070	-0,143	-0,041	0,469	0,230	0,354	0,388	0,408	0,351	0,486	0,500	0,592	0,536	0,535	0,533	-0,245
t-2	0,050	-0,016	0,147	-0,254	-0,029	-0,234	-0,119	-0,117	0,161	0,131	0,115	-0,316	-0,257	-0,258	-0,300	-0,058
t-3	0,290	0,248	0,252	0,287	0,178	0,145	0,061	0,109	-0,156	-0,103	-0,086	-0,130	-0,176	-0,177	-0,170	-0,061
delta log(Y)																
t	0,450	0,397	0,405	0,522	0,389	0,157	0,164	0,134	0,117	0,117	0,092	0,096	0,103	0,103	0,064	0,065
t-1	0,100	0,189	0,150	-0,121	0,290	0,002	-0,015	0,017	-0,039	-0,022	0,009	0,064	0,043	0,042	0,064	0,143
t-2	0,113	0,141	0,014	-0,012	-0,074	0,073	0,032	0,077	-0,040	-0,028	-0,004	-0,070	-0,071	-0,071	-0,035	-0,014
t-3	-0,219	-0,149	-0,224	-0,040	0,096	0,031	0,032	0,058	-0,027	-0,035	-0,027	0,095	0,072	0,071	0,079	0,008
delta log(wp)																
t	-0,206	-0,192		-0,264		-0,070	-0,068		-0,148	-0,099		-0,073	-0,077	-0,076		-0,059
t-1	-0,073	-0,088		0,352		0,000	0,011		-0,009	-0,016		-0,003	-0,005	-0,006		-0,014
t-2	-0,116	-0,130		-0,169		-0,011	-0,002		0,067	0,031		0,043	0,050	0,049		0,038
t-3	0,075	0,023		0,122		0,008	-0,012		0,007	-0,016		0,032	0,042	0,042		0,005
delta log(H)																
t	-0,196					1,106			0,963			0,365				0,711
t-1	-2,161					-1,758			-1,181			-0,682				-1,743
t-2	3,923					0,742			0,347			0,792				1,363
t-3	-2,579					0,095			0,093			-1,036				0,073
constante	1,846	0,873	0,405	0,716	-0,032	0,267	0,451	0,066	0,894	0,782	0,453	-0,108	0,432	0,393	-0,129	-0,003

Annexe n°5 : estimations par la méthode de Johansen

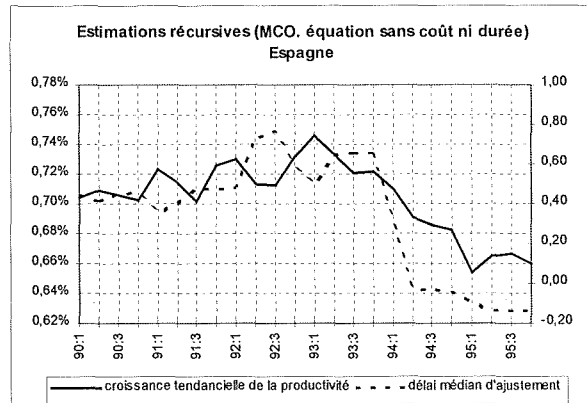
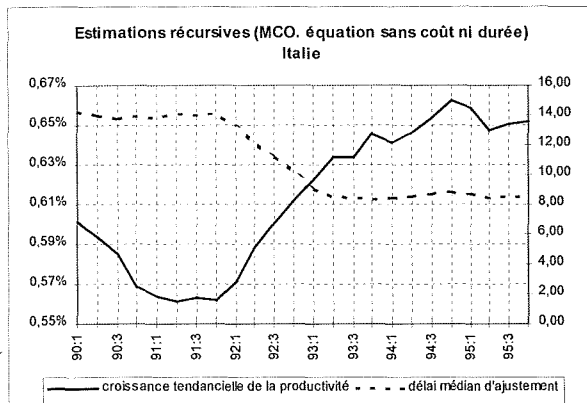
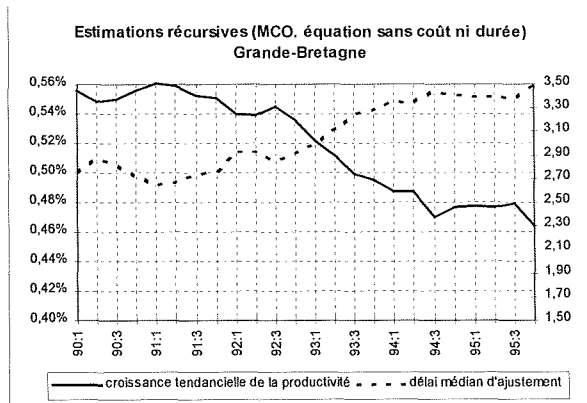
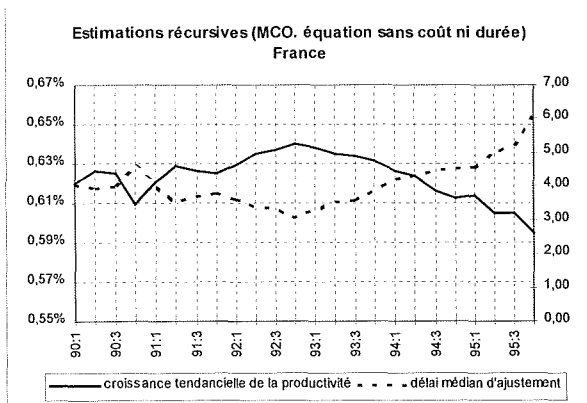
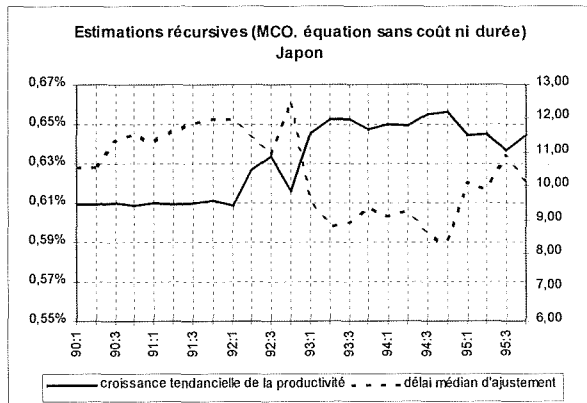
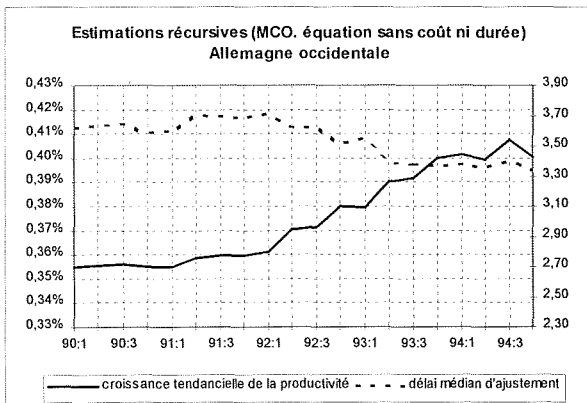
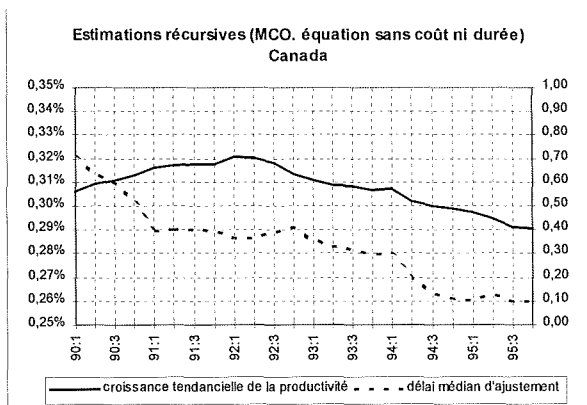
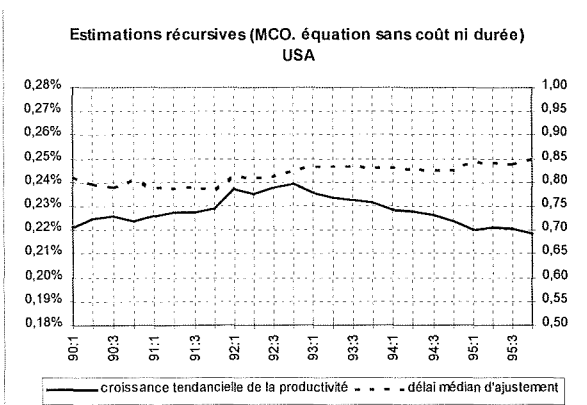
	JPN 74:3-92:2	JPN 74:3-95:4	NLD 74:3-92:3	NLD 74:3-92:3	NLD 74:3-95:4	USA 74:2-90:3	USA 74:2-90:3	USA 74:2-90:3	USA 74:2-95:4	WGR 75:1-92:4	WGR 75:1-92:4	WGR 75:1-95:4
Délais d'ajustement												
- délai moyen	16,54	16,45	4882,40	5,77	7,20	2,63	3,09	1,72	3,32	26,25	5,19	9,24
- délai 25 %	1,68	1,71	#DIV/0!	4,32	4,88	-0,28	-0,29	-0,30	-0,29	0,75	0,38	4,05
- délai médian	9,96	8,93	#DIV/0!	6,94	7,81	1,00	0,92	0,86	0,75	3,72	1,96	6,64
- délai 75 %	23,89	23,94	#DIV/0!	9,58	10,92	3,17	2,92	2,65	2,96	71,00	6,69	10,90
Tests de rupture de trend												
en 90:1 : coefficient		-0,32%			-0,10%				-0,12%			0,19%
significativité (LR)		5,5%			33,9%				17,6%			0,1%
en 93:1 : coefficient		-0,21%			-0,18%				-0,31%			0,26%
significativité (LR)		57,2%			38,6%				9,2%			4,7%
Tests d'exogénéité faible**												
coût et durée			9,9%			0,5%		0,8%		0,2%		
durée	0,1%		14,4%	12,6%		90,5%		78,7%		78,7%		
coût			43,6%			4,3%	0,7%	1,1%		1,2%	77,1%	
Nb rel. Coïnt. (lambda max)	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
Lambda max												
r <= 3			0,70			0,34				0,47		
r <= 2	0,55		7,75			5,79	0,08	1,65		10,25	0,22	
r <= 1	4,40	0,22	17,08	1,36	0,66	15,36	4,25	7,64	0,01	18,76	11,64	0,36
r <= 0	30,36 ***	8,95	21,04	13,21	10,26	21,67	15,71	20,22	4,73	27,82	14,89	14,66
Long terme												
log(N)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
log(Y)	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000	-1,000
log(w/p)			0,735 0,15%			1,073 0,00%	1,475 0,00%	0,500 0,00%		-3,811 0,14%	0,040 83,65%	
log(H)	0,975 0,93%		-3,262 0,00%	1,000		0,375 27,31%		1,000		-1,294 58,04%		
trend	0,688% 0,00%	0,650% 0,00%	-0,506% 0,54%	0,629% 0,00%	0,412% 0,00%	0,009% 85,45%	0,042% 41,33%	0,078% 5,82%	0,232% 0,00%	0,920% 18,20%	0,360% 0,00%	0,374% 0,00%
coeff. correction d'erreur	-0,069	-0,051	0,007	-0,010	-0,006	-0,076	-0,049	-0,116	-0,076	-0,006	-0,085	-0,091
delta log(N)												
t-1	-0,211	-0,143	1,769	1,706	1,736	0,349	0,325	0,362	0,292	0,295	0,298	0,309
t-2	-0,015	0,124	-0,939	-0,950	-0,928	-0,005	-0,030	0,014	-0,153	-0,024	0,009	0,030
t-3	-0,153	-0,092	0,123	0,177	0,134	0,074	0,091	0,069	0,110	0,063	-0,010	-0,004
delta log(Y)												
t	0,052	0,029	0,002	0,008	0,005	0,346	0,352	0,356	0,353	0,158	0,191	-0,174
t-1	0,118	0,123	0,010	0,000	0,004	-0,017	0,015	-0,037	0,043	0,071	0,028	0,006
t-2	0,021	0,055	0,006	0,003	0,003	0,031	0,057	0,019	0,064	0,085	0,058	0,016
t-3	0,020	0,042	0,002	-0,002	0,001	0,022	0,040	0,017	0,039	0,028	-0,015	-0,019
delta log(w/p)												
t			0,011			-0,137	-0,134	-0,155		-0,019	-0,062	
t-1			0,006			0,262	0,260	0,211		-0,019	-0,060	
t-2			-0,015			0,020	0,020	-0,017		-0,044	-0,082	
t-3			0,000			-0,171	-0,158	-0,212		0,029	0,013	
delta log(H)												
t	0,891		0,017	0,216		-0,519		-0,769		-0,236		
t-1	-1,915		-0,299	-0,406		0,884		1,072		-0,152		
t-2	1,575		0,219	0,309		-0,288		-0,313		0,591		
t-3	0,036		-0,033	-0,178		0,017		-0,024		-0,654		
constante	0,327	-0,070	0,068	0,087	0,017	1,256	0,892	1,681	0,242	-0,323	-0,322	-0,383

- 74 -

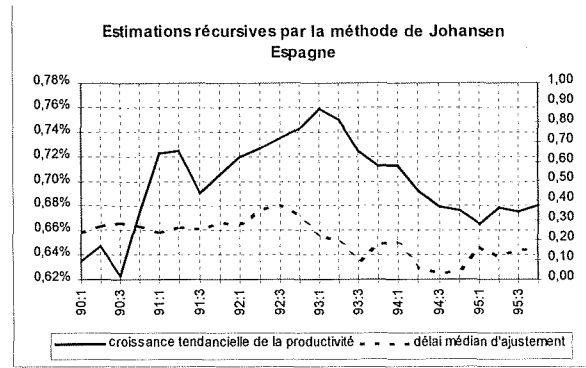
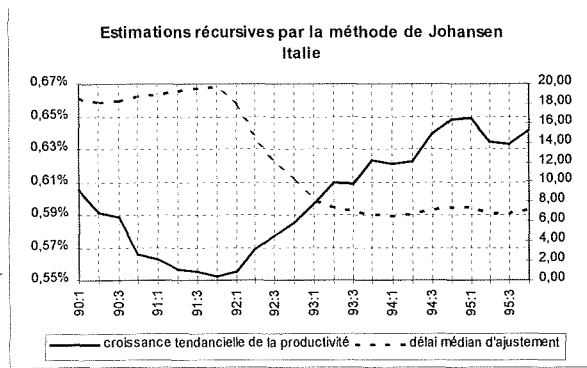
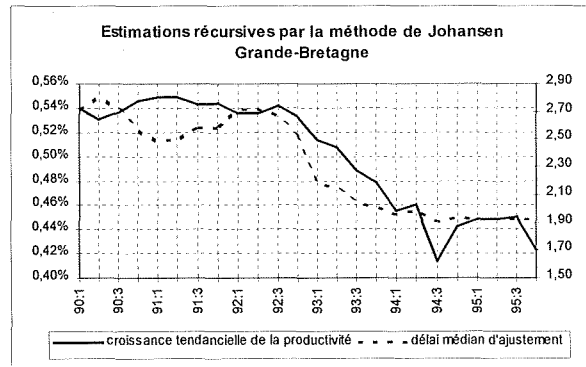
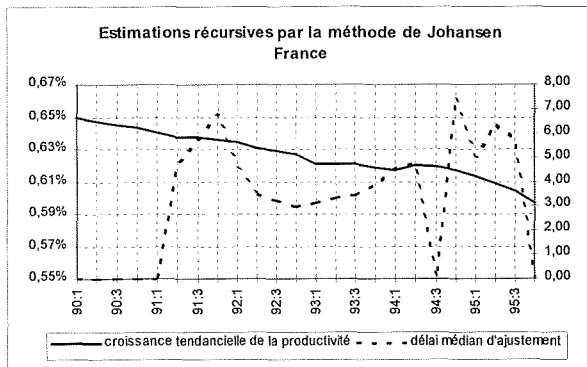
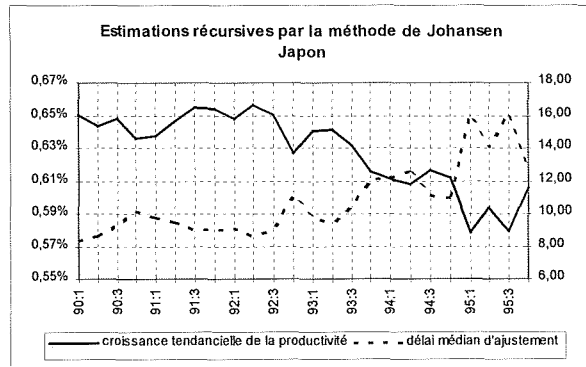
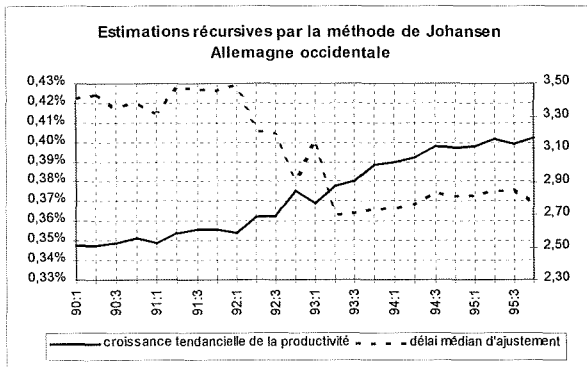
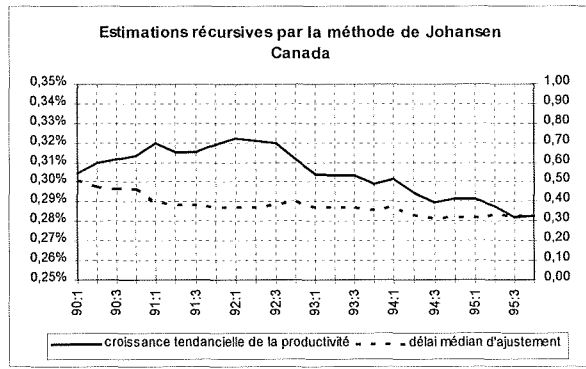
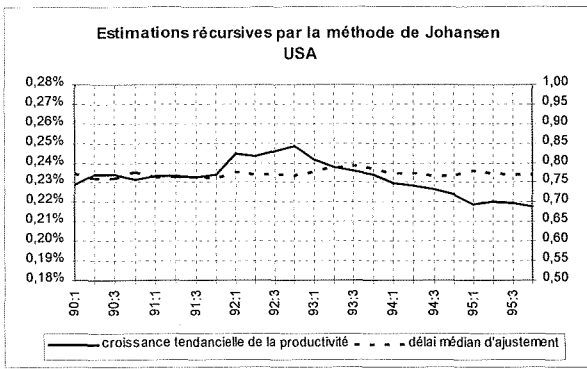
Annexe n°6

Estimations récursives des équations sans coût ni durée

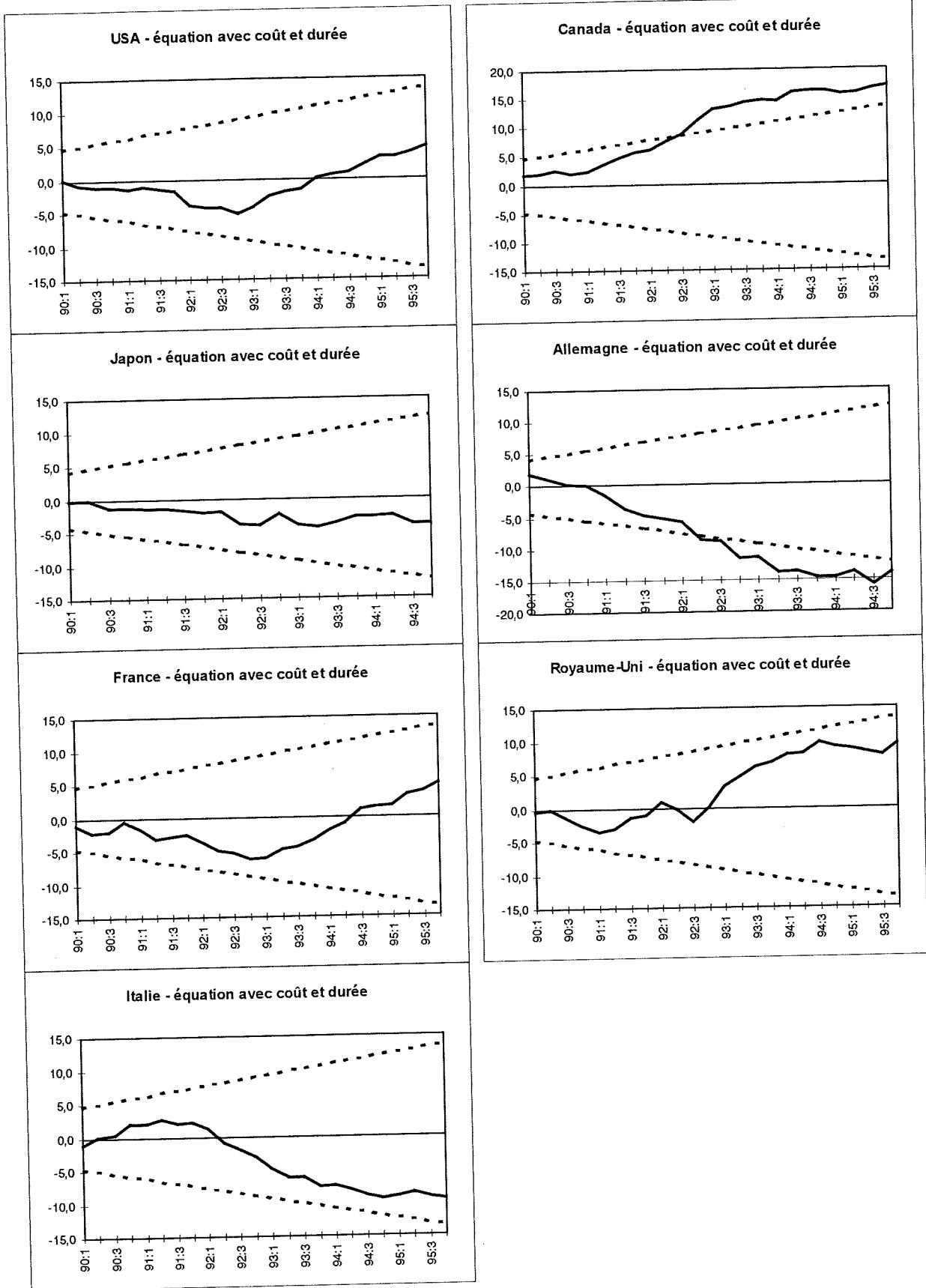
Estimations récursives par la méthode des MCO : trend de productivité et délai médian d'ajustement selon la date de fin d'estimation

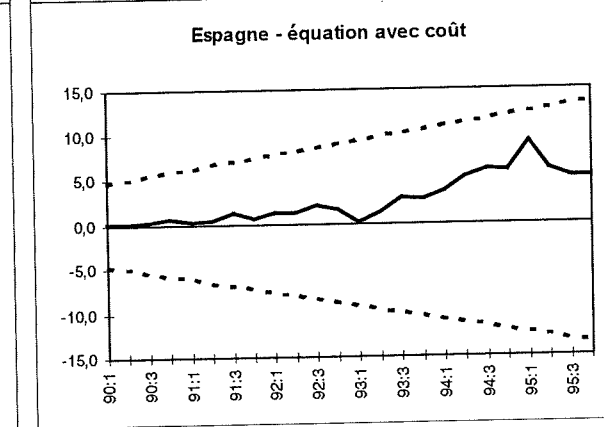
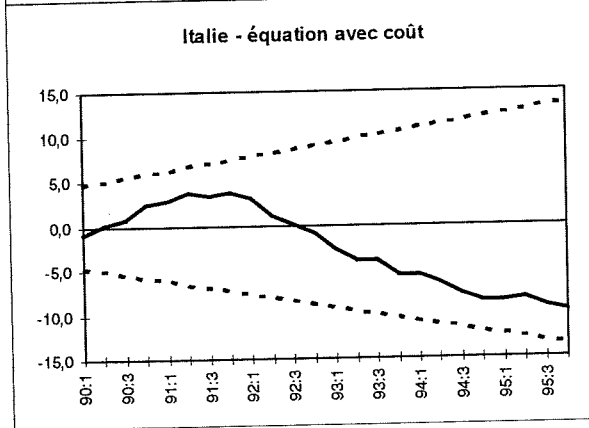
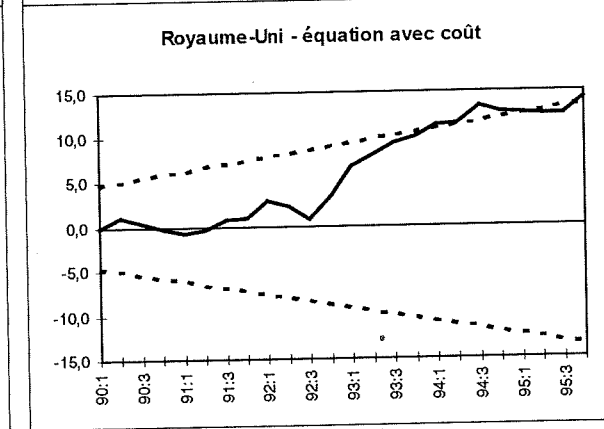
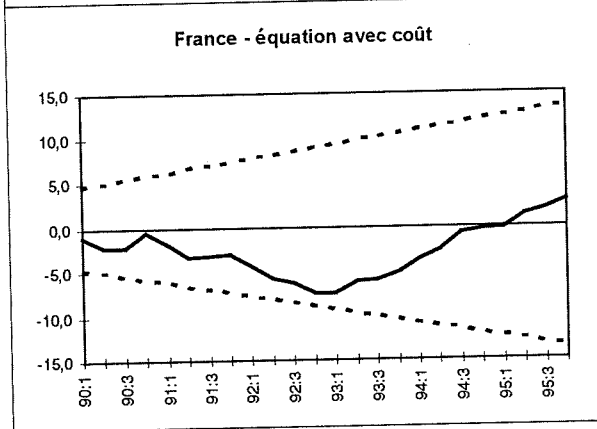
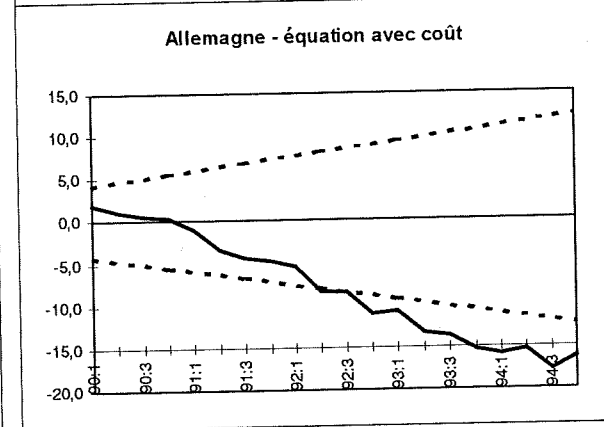
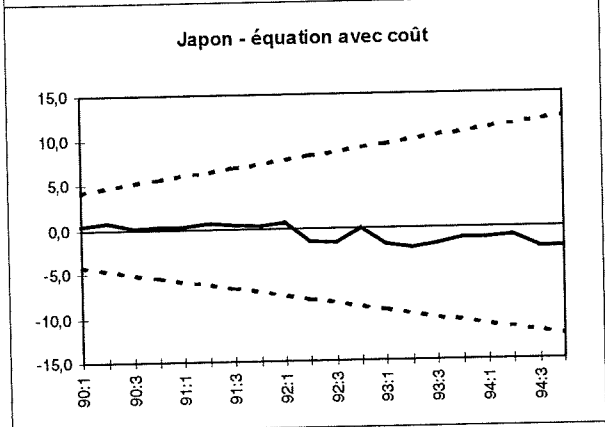
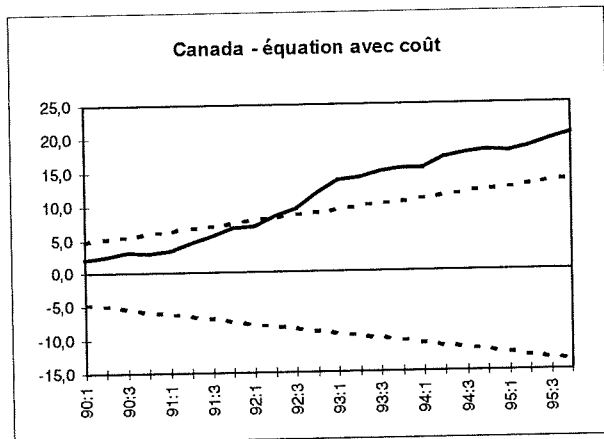
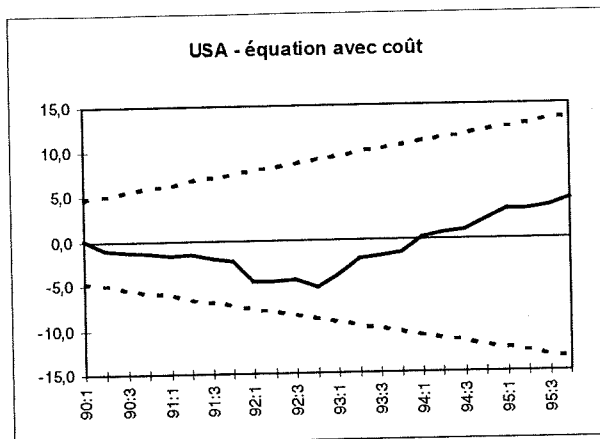


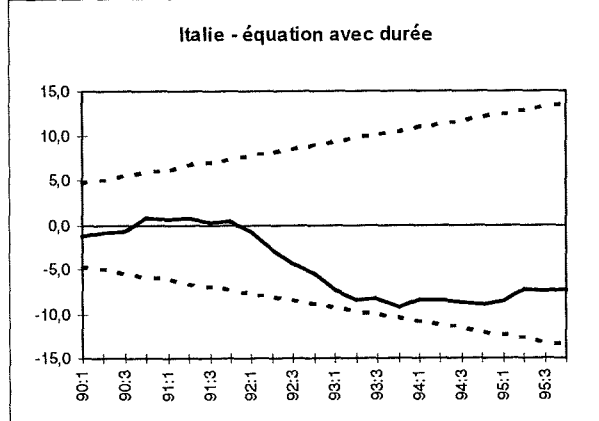
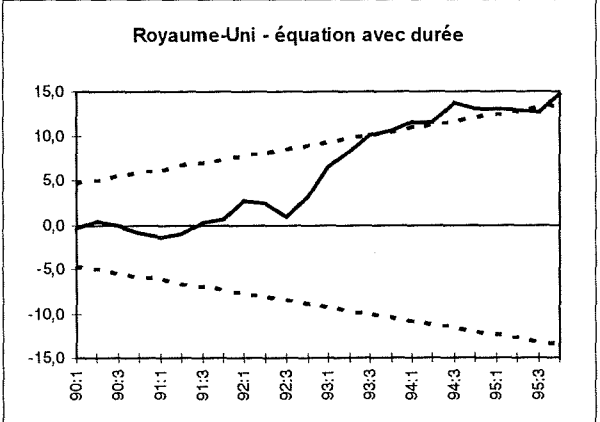
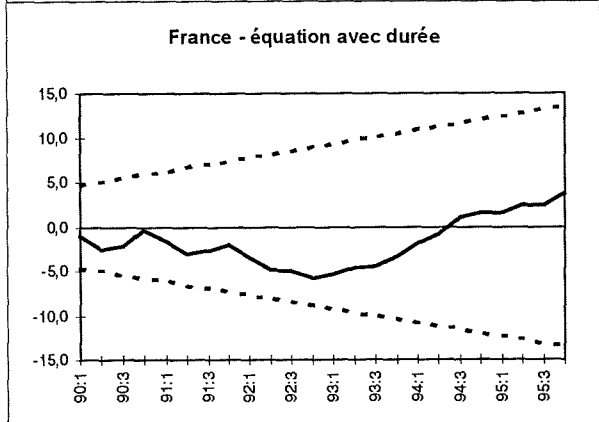
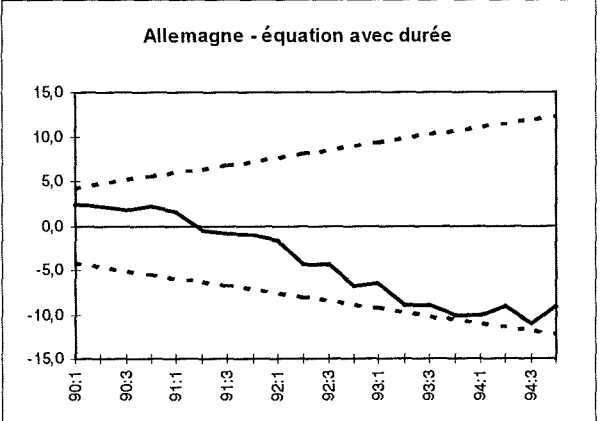
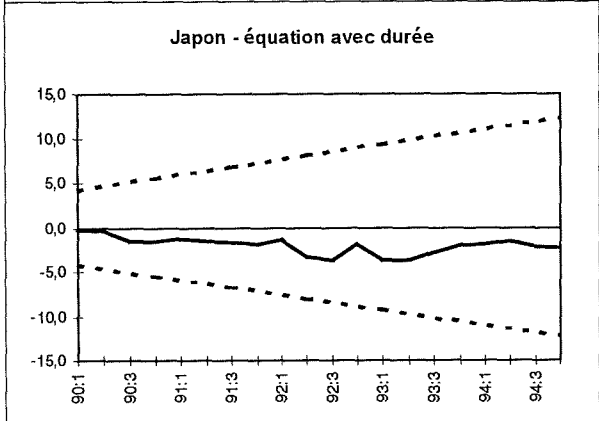
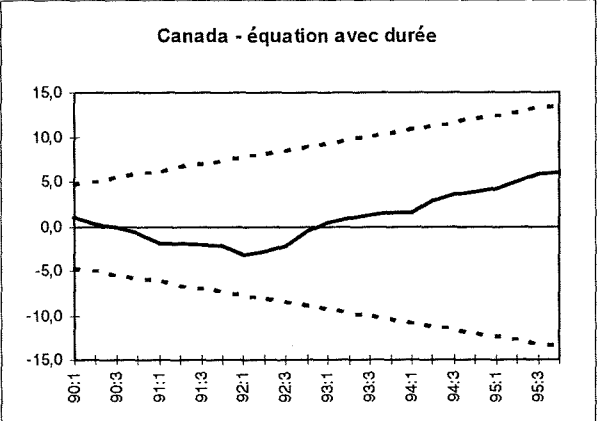
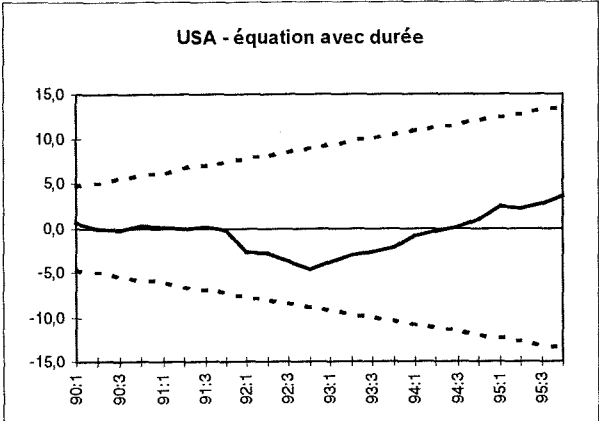
Estimations récursives par la méthode de Johansen : trend de productivité et délai médian d'ajustement selon la date de fin d'estimation

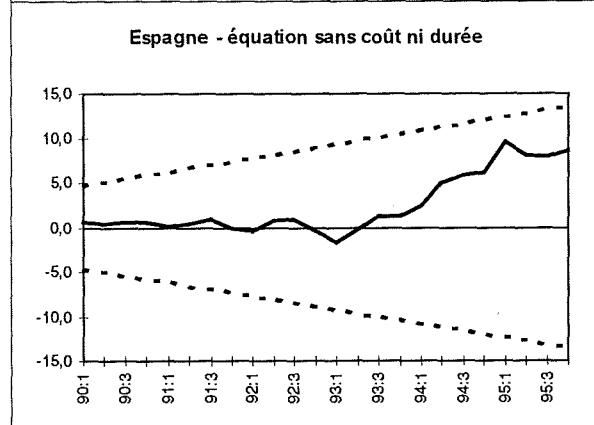
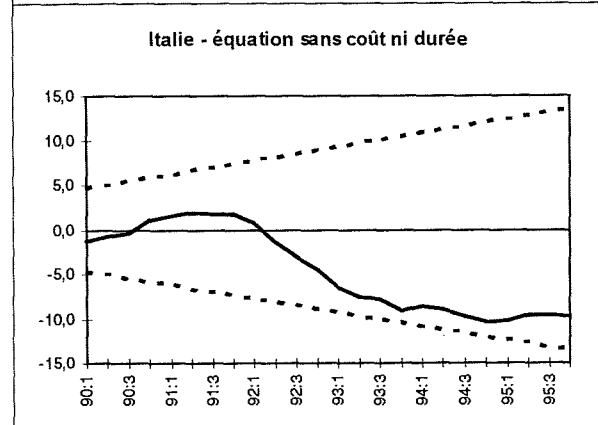
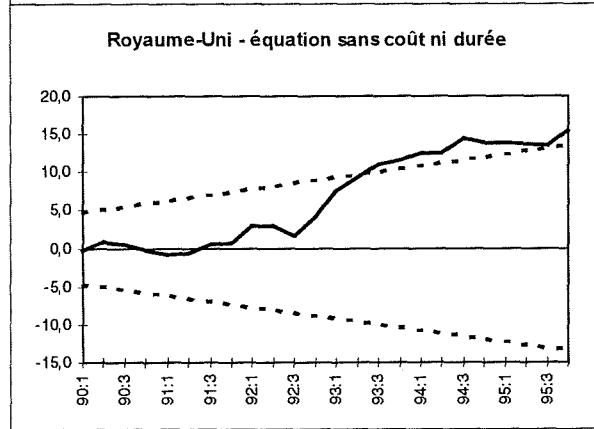
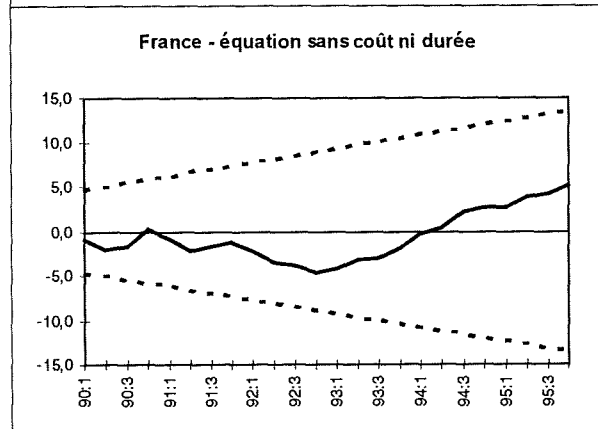
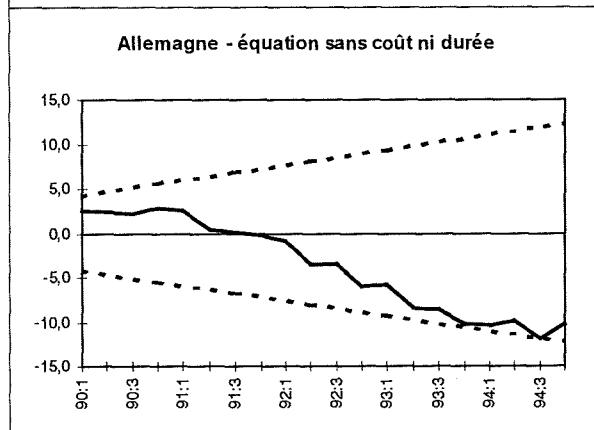
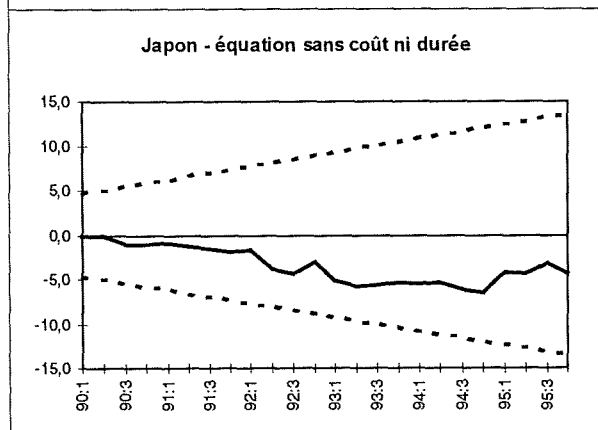
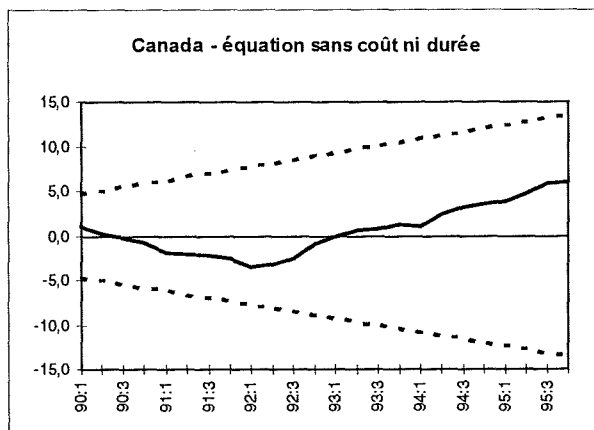
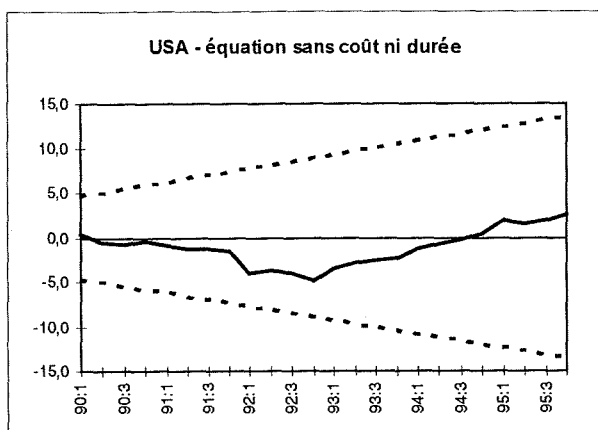


Annexe 8 : test du CUSUM









Annexe 9

Impact des réallocations intersectorielles de main d'œuvre sur la croissance de la productivité au niveau agrégé

Les croissances sectorielles de la productivité étant données, une croissance de l'emploi concentrée sur les secteurs à niveau élevé de productivité permet d'obtenir une croissance de la productivité au niveau agrégé plus forte que lorsque l'emploi évolue au même rythme dans l'ensemble des secteurs.

En effet, la croissance de la productivité au niveau agrégé se déduit des croissances sectorielles selon la formule (cf. par ex. Mabile, 1989) :

$$\dot{\pi} = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \cdot \dot{\pi}_i + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\pi_i}{\pi} - 1 \right) \cdot \frac{\partial(L_i/L)}{\partial t}, \text{ en notant } Y_i \text{ l'output du } i^{\text{e}} \text{ secteur, } L_i \text{ son effectif,}$$

$$\pi_i = Y_i/L_i, Y = \sum_{i=1}^n Y_i, L = \sum_{i=1}^n L_i, \text{ et } \pi = Y/L.$$

Cette formule signifie que la croissance de la productivité au niveau agrégé est égale à une moyenne pondérée des croissances sectorielles, corrigée d'un terme traduisant l'impact conjugué des réallocations de main d'œuvre entre secteurs $\frac{\partial(L_i/L)}{\partial t}$ et des écarts initiaux de productivité (en niveau) entre secteurs $\left(\frac{\pi_i}{\pi} - 1 \right)$

Plusieurs raisons conduisent à penser que ce terme correctif (effet de déformation structurelle) devrait plutôt être positif :

- tout d'abord, dans un contexte d'ouverture à la concurrence internationale (comme l'ont connu la plupart des pays développés depuis la fin de la 2^{nde} guerre mondiale), les pays tendront à se spécialiser dans la production des biens qu'ils sont capables de produire à un prix inférieur à celui qui équilibre le marché mondial. Pour un pays donné, les secteurs qui vont connaître, grâce au commerce international, l'expansion la plus forte de la demande (et donc aussi de l'emploi) sont donc aussi selon toute vraisemblance ceux où le niveau de productivité est initialement le plus élevé³⁶ ;

- les gains de productivité permis par l'adoption des technologies et des processus de production du pays leader (les Etats-Unis) sont d'autant plus importants que le niveau de productivité initial est faible. Pour un pays donné, on peut donc s'attendre à ce que les gains de productivité les plus faibles soient enregistrés dans les secteurs à niveau de productivité initial relativement élevé (certains services, énergie), selon la théorie de la convergence. A degré d'exposition au commerce international donné, quels sont les déplacements de la demande de facteurs induits par ces gains de productivité inégaux ? La réponse dépend de la nature des gains de productivité (économisent-ils le travail et le capital dans les mêmes proportions ?) et de l'élasticité-prix de la demande. Si l'on suppose que le progrès technique économise seulement le travail (ce qui est vraisemblable, puisqu'il est bien connu que le rapport K / Y est approximativement constant sur des périodes de temps suffisamment longues), alors il faudrait que la demande soit beaucoup plus élastique dans les secteurs à forts gains de productivité (agriculture, et, dans une moindre mesure, industrie) que dans les secteurs à faibles gains de productivité (services, énergie) pour que l'emploi s'accroisse davantage dans les secteurs à forts gains de productivité (i.e les secteurs à faible niveau initial de productivité) que dans les secteurs à faibles gains de productivité. On s'attend donc en fin de compte plutôt à ce que l'emploi s'accroisse fortement dans les secteurs à faibles gains de productivité (i.e les secteurs où le niveau de la productivité est initialement élevé) et plus modestement (voire à ce qu'il régresse) dans les secteurs à niveau de productivité initialement faible.

En résumé, les réallocations intersectorielles de main d'œuvre devraient s'opérer plutôt au bénéfice

³⁶ Il conviendrait évidemment de tenir compte aussi des coûts salariaux, qui sont l'autre élément de la compétitivité. Mais la dispersion (intersectorielle) des coûts salariaux est traditionnellement beaucoup plus faible que celle des niveaux de productivité.

des secteurs à niveau de productivité initialement élevé (services), ce qui aurait un effet favorable sur la croissance de la productivité au niveau agrégé, mais cet effet devrait s'atténuer au cours du temps (et donc jouer dans le sens d'un ralentissement de la productivité), au fur et à mesure que se comblent les écarts de productivité entre secteurs d'un même pays et/ou entre pays pour un secteur donné.

Le calcul des termes de la décomposition mené sur des données sectorielles d'emploi et de VA contenues dans la base de données ISDB de l'OCDE confirme largement ces conjectures (la nomenclature de secteurs retenue pour les calculs distingue les secteurs suivants : agriculture, énergie, construction, industrie manufacturière, transports, et autres secteurs des services marchands). On constate en effet de manière frappante que (cf. tableau ci-dessous) :

- pour tous les pays étudiés, cet effet de réallocations intersectorielles de main d'œuvre a un impact de plus en plus faible au cours du temps ;

- en début de période (années 1971 à 1975), l'impact était plus important en Europe continentale et au Japon qu'il ne l'était en Amérique du nord. Cela n'a rien d'étonnant dans la mesure où les Etats-Unis constituaient le pays leader, dans la mesure où l'ouverture au commerce international a été plus précoce qu'en Europe, et enfin dans la mesure où la part de l'agriculture dans l'emploi était encore relativement importante en Europe continentale au début des années 70.

Les chiffres indiquent également que la diminution de l'impact de ces réallocations intersectorielles s'est opérée de manière très progressive et qu'on ne saurait donc voir là l'explication à une cassure brutale dans le rythme de croissance de la productivité, comme la cassure qu'on a pu constater au moment du 1^{er} choc pétrolier. Ils indiquent enfin et surtout que cet impact des réallocations intersectorielles serait aujourd'hui très réduit.

Contribution des réallocations intersectorielles de main d'œuvre à la croissance annuelle de la productivité au niveau agrégé, en %

Période :	61-65	66-70	71-75	76-80	81-85	86-90	91-95
Canada			+ 0,3	+ 0,1	+ 0,0	+ 0,1	- 0,1
France			+ 0,7	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,3	+ 0,2
Grande-Bretagne			+ 0,2	+ 0,2	+ 0,2	+ 0,0	
Italie			+ 0,7	+ 0,5	+ 0,8	+ 0,4	+ 0,1
Japon			+ 0,9	+ 0,5	+ 0,4	+ 0,4	+ 0,2
Pays-Bas			+ 0,4	+ 0,3	+ 0,2	+ 0,0	+ 0,0
USA	+ 0,3	+ 0,2	+ 0,2	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,0	- 0,1
Allemagne occidentale	+ 0,6	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,3	+ 0,3	+ 0,2	+ 0,3

source : OCDE (ISDB) et calculs des auteurs

**LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL
DE LA DIRECTION DES ÉTUDES ET SYNTHÈSES ÉCONOMIQUES**

- | | | | |
|--------|---|--------|---|
| G 9001 | J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY
Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises | G 9112 | B. CREPON et G. DUREAU
Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé |
| G 9002 | H. ROUSSE
Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires
Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH | G 9113 | J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE
"France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique |
| G 9003 | P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE
Indexation des salaires : la rupture de 1983 | G 9201 | W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA
Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée |
| G 9004 | D. GUELLEC et P. RALLE
Compétitivité, croissance et innovation de produit | G 9202 | J. OLIVEIRA-MARTINS,
J. TOUJAS-BERNATE
Macro-economic import functions with imperfect competition
An application to the E.C. Trade |
| G 9005 | P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE
Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires | G 9203 | I. STAPIC
Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT
Juin 1992 (1ère version)
Novembre 1992 (version finale) |
| G 9101 | Equipe AMADEUS
Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale | G 9204 | P. SEVESTRE
L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive |
| G 9102 | J.L. BRILLET
Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles | G 9205 | H. ERKEL-ROUSSE
Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992) |
| G 9103 | D. GUELLEC et P. RALLE
Endogenous growth and product innovation | G 9206 | N. GREENAN et D. GUELLEC
Coordination within the firm and endogenous growth |
| G 9104 | H. ROUSSE
Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international | G 9207 | A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE
Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries |
| G 9105 | H. ROUSSE
Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies | G 9208 | B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN
Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life |
| G 9106 | B. CREPON
Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques | G 9209 | B. CREPON et E. DUGUET
Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity |
| G 9107 | B. AMABLE et D. GUELLEC
Un panorama des théories de la croissance endogène | G 9301 | J. TOUJAS-BERNATE
Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale |
| G 9108 | M. GLAUDE et M. MOUTARDIER
Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989 | G 9302 | Ch. CASES
Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature |
| G 9109 | P. RALLE et alii
France - Allemagne : performances économiques comparées | | |
| G 9110 | J.L. BRILLET
Micro-DMS NON PARU | | |
| G 9111 | A. MAGNIER
Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques | | |

- G 9303 H. ERKEL-ROUSSE
Union économique et monétaire : le débat économique
- G 9304 N. GREENAN - D. GUELLEC /
G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI
Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
- G 9305 P. JAILLARD
Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
- G 9306 J.L. BRILLET
Micro-DMS : présentation et propriétés
- G 9307 J.L. BRILLET
Micro-DMS - variantes : les tableaux
- G 9308 S. JACOBZONE
Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
- G 9309 L. BLOCH - B. CŒURE
Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
- G 9310 J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT
Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère
- G 9311 J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT
Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital
- G 9312 L. BLOCH - B. CŒURÉ
Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers
- G 9313 Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP)
Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public
- G 9314 B. CREPON - E. DUGUET
Research & Development, competition and innovation
- G 9315 B. DORMONT
Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?
Novembre 1993
- G 9316 D. BLANCHET - C. BROUSSE
Deux études sur l'âge de la retraite
- G 9317 D. BLANCHET
Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes
- G 9318 D. EYSSARTIER - N. PONTY
AMADEUS
an annual macro-economic model for the medium and long term
- G 9319 G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ
Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes
- G 9401 D. BLANCHET
Les structures par âge importent-elles ?
- G 9402 J. GAUTIÉ
Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ?
Quelques éléments du débat
- G 9403 P. QUIRION
Les déchets en France : éléments statistiques et économiques
- G 9404 D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME
Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série
- G 9405 V. MAILLARD
Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables
- G 9406 F. ROSENWALD
La décision d'investir
- G 9407 S. JACOBZONE
Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public
- G 9408 L. BLOCH, J. BOURDIEU,
B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE
Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté
- G 9409 D. EYSSARTIER, P. MAIRE
Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation
- G 9410 F. ROSENWALD
Suivi conjoncturel de l'investissement
- G 9411 C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION
Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
- G 9412 J. BOURDIEU - B. CŒURÉ -
B. COLIN-SEDILLOT
Investissement, incertitude et irréversibilité
Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
- G 9413 B. DORMONT - M. PAUCHET
L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
- G 9414 I. KABLA
Le Choix de breveter une invention
- G 9501 J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT
Irreversible Investment and Uncertainty :
When is there a Value of Waiting ?
- G 9502 L. BLOCH - B. CŒURÉ
Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
- G 9503 D. GOUX - E. MAURIN
Les transformations de la demande de travail par qualification en France
Une étude sur la période 1970-1993
- G 9504 N. GREENAN
Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière

- G 9505 D. GOUX - E. MAURIN
Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires : un réexamen sur données françaises
- G 9505 Bis D. GOUX - E. MAURIN
Persistence of inter-industry wages differentials : a reexamination on matched worker-firm panel data
- G 9506 S. JACOBZONE
Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective
NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113
- G 9507 G. CETTE - S. MAHFOUZ
Le partage primaire du revenu
Constat descriptif sur longue période
- G 9601 Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE
Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
- G 9602 Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
- G 9603 J. BOURDIEU - A. DRAZNIIEKS
L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
- G 9604 A. TOPIOL-BENSAÏD
Les implantations japonaises en France
- G 9605 P. GENIER - S. JACOBZONE
Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ?
Une modélisation microéconométrique empirique
- G 9606 C. DOZ - F. LENGART
Factor analysis and unobserved component models : an application to the study of French business surveys
- G 9607 N. GREENAN - D. GUELLEC
La théorie coopérative de la firme
- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers ?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value
An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level

- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale
A paraître
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
Février 1998
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
Février 1998
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÈNE
Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
Mars 1998
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
Avril 1998
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
Juin 1998
- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
Mai 1998
- G 9807 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997
Juin 1998
- G 9808 A. MOUROUGANE
Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
Juin 1998
- G 9809 X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET
Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
Août 1998
- G 9810 E. DUGUET - N. IUNG
Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
Novembre 1998
- G 9811 J.P. BERTHIER
Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
Septembre 1998
- G 9812 C. PRIGENT
La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
Novembre 1998
- G 9813 A.Th. AERTS
L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
A paraître
- G 9814 B. SALANIÉ
Guide pratique des séries non-stationnaires
Novembre 1998
- G 9901 S. DUCHÈNE - A. JACQUOT
Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
Février 1999

Contact : Brigitte RIGOT
Secrétariat du Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201
15, bd Gabriel Péri - BP 100
92244 MALAKOFF Cedex
Tél. : 01 41 17 60 68 - Fax : 01 41 17 60 45
e-mail : sec@dg75-g201.insee.atlas.fr