

# L'ICC, indice du coût de la construction

Depuis 1954, l'ICC mesure tous les trois mois l'évolution du prix de construction des bâtiments neufs à usage principal d'habitation en France métropolitaine. Il est publié au Journal officiel vers le milieu du quatrième mois suivant le trimestre sous revue.

Nous nous proposons ici de décortiquer la façon dont est élaboré cet indice, bien connu du public en tant qu'indicateur de référence pour la révision des loyers<sup>1</sup>.

## Que recouvre l'ICC ?

Reposant sur l'observation des transactions entre les maîtres d'ouvrage et les entreprises assurant les travaux, l'ICC s'attache uniquement aux marchés de bâtiment. Il exclut ainsi la charge foncière, c'est-à-dire le terrain et sa préparation, le raccordement aux réseaux, les travaux annexes et les honoraires liés à la construction, ainsi que les frais financiers et promotionnels ; il ne couvre pas non plus les opérations d'entretien et d'amélioration<sup>2</sup>.

Le terme d'indice du coût de la construction est donc impropre,

même s'il est consacré par l'usage. En fait, l'ICC est un *indice de prix de la construction de logements neufs à usage d'habitation*. Il s'agit du prix, TVA incluse, payé par les maîtres d'ouvrage aux entrepreneurs de construction.

Le coût de la construction proprement dit est appréhendé par d'autres indicateurs, notamment les « index BT » calculés mensuellement par le ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du territoire, du Tourisme et de la Mer en collaboration avec la Fédération française du bâtiment.

## Le choix de la méthode

Un indice de prix est un instrument de mesure de l'évolution des prix. Un tel objectif suppose d'isoler les *variations pures de prix*, en écartant tout effet lié à des modifications de contenu des produits en question, par exemple, dans le cas qui nous occupe, le renchérissement des logements consécutif à l'augmentation de la surface des pièces, à la mise en pratique de normes d'isolation plus contraignantes, à l'installation d'équipements plus perfectionnés.

Le plus souvent, les indices de prix sont élaborés comme suit : on relève la valeur courante d'un échantillon intangible d'articles, puis on la rapporte à ce qu'elle était à une date de référence. Et lorsqu'un article est remplacé par un modèle différent, on s'efforce d'évaluer un *effet qualité*, c'est-à-dire l'incidence de ce changement sur le nouveau prix. On peut ainsi déterminer une variation pure de prix, en défalquant l'effet qualité.

La problématique en matière de construction est particulière car chaque ouvrage est unique. Il n'est donc pas possible de comparer à différentes périodes le prix d'une même construction. Cela interdit de fonder la mesure de la variation des prix sur la simple observation de ceux-ci, et brouille la perception qu'on peut avoir de l'inflation dans le secteur de la construction. En effet, les prix dont il est ici question dépendent d'un grand nombre de paramètres : configuration de la construction, matériaux employés, équipements installés, sujétions de chantier, localisation et ampleur de l'opération, nature des rapports entre les intervenants (promoteurs, pavillonneurs, entreprises générales, sous-traitants, maîtres d'ouvrage), calendrier de réalisation, circonstances de la conclusion du marché.

Le dispositif de calcul doit s'adapter à ces caractéristiques : il faut donc s'appuyer sur une méthode particulière. Celle retenue pour le calcul de l'ICC est la méthode *des constructions courantes*. Elle consiste, en substance, à confronter le prix de marché

### Les index BT

Confectionnés à partir de sources diverses, enquêtes spécifiques mais aussi indice des prix de vente industriels (IPVI) et indice des prix à la consommation (IPC), les index BT, au nombre de 46, sont des indices-chaîne de Laspeyres mesurant mensuellement, hors TVA, l'évolution générale (index BT01) et par spécialités (index BT02 et suivants) du coût des facteurs de production incorporés dans le bâtiment.

Les différents éléments de coût pris en compte sont les salaires et charges, les matériaux, le matériel, le transport, l'énergie et les frais divers. Les coefficients de pondération afférents varient selon les index. Pour le BT01, ils s'établissent respectivement à 43 %, 32 %, 4 %, 3 %, 3 % et 15 %.

Les index BT sont publiés au bulletin officiel du ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du territoire, du Tourisme et de la Mer. Ceux relatifs au mois m sont disponibles au début du mois m+4.

1. Le présent article reprend un travail qu'avait initié mon prédécesseur Jacques Berger, aujourd'hui en fonction à la division Agriculture de l'Insee.

2. Ces opérations font l'objet d'un indice spécifique élaboré trimestriellement par le ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du territoire, du Tourisme et de la Mer : l'IPEA, indice des prix des travaux d'entretien et d'amélioration des logements.

### Quelques méthodes alternatives

Utilisée par plusieurs pays de l'Union européenne et considérée comme la plus fiable, la méthode des constructions courantes présente l'avantage de prendre en compte l'évolution des techniques, des matériaux et des structures de prix. Il existe toutefois des méthodes alternatives, dont les trois principales sont présentées ci-dessous.

→ L'approche par le coût des facteurs consiste à évaluer l'évolution des prix à travers celle des coûts de production. Simple de mise en œuvre, cette méthode ne permet pas toutefois d'appréhender les écarts entre coûts des facteurs et prix à la production, non mesurables de façon indépendante et en temps réel car liés aux gains de productivité, à l'évolution des marges et aux délais de production.

→ L'approche dite hédonique repose quant à elle sur une estimation économétrique de l'incidence des caractéristiques des ouvrages sur les coûts de production : l'indice est alors obtenu par rapprochement de cet estimateur et du prix de marché. Basée sur un nombre nécessairement limité d'éléments de construction, cette méthode (mais la remarque vaut pour toutes celles de type économétrique) ne permet pas de discerner avec suffisamment de finesse les évolutions en qualité des ouvrages de construction.

→ Une autre possibilité est de suivre le prix d'un même échantillon de constructions. Cette méthode, dite des constructions standard, consiste en substance à demander à des entreprises de construction d'établir périodiquement un devis pour chaque opération de construction retenue dans l'échantillon en question. Simple dans sa conception, elle exige toutefois un gros travail de la part des entreprises répondantes, avec tous les problèmes de fiabilité pouvant résulter d'une telle contrainte. D'autre part, elle ne tient pas compte de l'évolution de la « composition » des opérations de construction.

payé en contrepartie d'un bâtiment en cours de construction à celui d'un bâtiment fictif, strictement identique, évalué en une période de référence.

La nécessité d'identifier précisément les prix à la production et la résultante de leurs variations exige la collecte, pour chaque opération de construction, d'une information détaillée, et la mise en place d'une procédure d'allure assez complexe.

Schématiquement, le travail passe par trois grandes étapes :

- collecte de l'information relative aux opérations de construction au moyen d'une enquête sur le prix de revient des logements neufs ;
- élaboration des valeurs de référence via le métrage des opérations observées ;
- harmonisation du contenu des prix, élimination des effets de catégorie et calcul de l'indice.

Les deux premières relèvent de la responsabilité de la DAEI, direction des affaires économiques et internationales du ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du territoire, du Tourisme et de la Mer ; la troisième incombe à l'Insee.

### L'enquête ICC-PRLN

Le calcul de l'ICC s'appuie sur les résultats d'une enquête statistique obligatoire sur « l'indice du coût de la construction et le prix de revient des

logements neufs » (ICC-PRLN), réalisée aux premier, deuxième et quatrième trimestres<sup>3</sup> de chaque année par le SES, service économique et statistique du ministère de l'Équipement, des Transports, de l'Aménagement du territoire, du Tourisme et de la Mer, placé au sein de la DAEI.

Les objets observés sont des opérations de construction en cours de réalisation. Tiré à partir de la base SITADEL<sup>4</sup>, l'échantillon fait l'objet d'un soin particulier destiné à assurer la représentation des différents déter-



Paris-La Défense : la tour Pascal (à gauche), siège de la DAEI

3. L'enquête n'est pas réalisée au troisième trimestre en raison des difficultés pratiques que poserait sa conduite en période estivale.

4. Système d'information et de traitement automatisé des données élémentaires sur les logements et locaux. Cette base de données a été renouvelée plusieurs fois. Elle s'était d'abord nommée SIROCO (système informatisé répertoriant les opérations de construction) puis SICLONE (système informatique sur la construction de logements et locaux neufs).

minants des prix. Il est distribué en quarante strates retraçant la répartition des opérations de construction par grande région (5 modalités : Île-de-France, Centre/Sud-Ouest, Nord-Est, Ouest/Franche-Comté, Sud-Est), type d'habitat (habitat individuel, individuel groupé ou habitat collectif) et taille du programme en nombre de logements (1, 2 à 9, 10 à 29, 30 et plus pour l'habitat individuel<sup>5</sup> ; 2 à 19, 20 à 39, 40 à 69, 70 et plus pour l'habitat collectif).

L'échantillon du trimestre t est sélectionné parmi les opérations de construction autorisées au trimestre t-2. Le taux de sondage s'accroît avec le nombre de logements concernés, jusqu'à la quasi-exhaustivité à partir de 50 logements.

L'enquête se déroule en deux phases, la première par correspondance, la seconde par enquêteurs. Dans le cadre de la première phase, les maîtres d'ouvrage (particuliers, promoteurs, offices HLM...) se voient adresser un questionnaire léger, dont l'exploitation permettra d'écarter les opérations hors champ<sup>6</sup> ou à reporter au trimestre suivant<sup>7</sup>. Au cours de la seconde phase, est collectée auprès des maîtres d'ouvrage et des entreprises assurant les travaux une information détaillée, complétée par l'ensemble des pièces techniques et financières relatives aux opérations de construction observées.

L'échantillon est tiré un mois et demi avant le début du trimestre sous revue, la première phase de l'enquête débute quinze jours plus tard, la seconde s'étend du premier au dernier jour du trimestre sous revue. Compte tenu des taux de rebut enregistrés aux différentes étapes du processus de production de l'ICC et des objectifs de précision que se sont fixés l'Insee et la DAEI, chaque nouvel échantillon trimestriel comprend 1 200 opérations de construction, auxquelles vient s'ajouter un reliquat de quelque 500 autres opérations de construction reportées d'un trimestre antérieur.

Compte tenu du taux moyen de « collectabilité », seules 600 de ces 1 700 opérations de constructions feront effectivement l'objet de l'en-

quête de seconde phase<sup>8</sup>. Du fait des non-réponses mais aussi et surtout des dossiers incomplets (lorsque n'ont pu être collectées la totalité des pièces requises)<sup>9</sup> ou qui se révéleront inexploitable dans le cadre des étapes ultérieures, seules 20 % environ des 1 700 opérations de départ seront effectivement prises en compte pour le calcul de l'indice : ce résultat est conforme à l'objectif de précision évoqué ci-dessus, qui, en pratique, impose d'appuyer le calcul de l'ICC sur un minimum de 320 opérations de construction représentant environ 6 000 logements (soit 7 à 8 % du nombre de logements neufs livrés chaque trimestre).

### L'information collectée

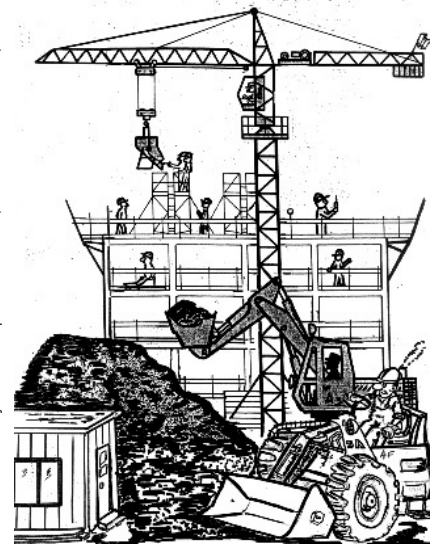
Le questionnaire de deuxième phase de l'enquête ICC-PRLN recouvre une information très complète sur les caractéristiques de l'opération de construction étudiée, la nature et la teneur des travaux (descriptif technique), et, bien sûr, le contenu du ou des marchés afférents : date de signature, montant contractuel, dates de début et de fin des travaux, clauses d'indexation éventuelles.

Le maître d'ouvrage et/ou les entreprises effectuant les travaux doivent en outre fournir tout un ensemble de pièces financières (contrat de construction, devis et factures relatifs aux démolitions, fondations spéciales, voirie et réseaux divers, devis quantitatif estimatif, avenants) et techniques (plans, tableau de répartition des logements, surfaces commerciales et bureaux, cahier des clauses techniques particulières), ces dernières indispensables au métreur qui devra évaluer le prix de référence.

### L'harmonisation des prix observés

Le prix d'un logement neuf se forme dans le cadre d'un processus de construction et de commercialisation spécifique. Un maître d'ouvrage décide le lancement d'un programme, fait l'acquisition d'un terrain, dépose une demande de permis de construire, lance une procédure d'ap-

Lycée technique du bâtiment, 15 rue Saint-Lambert, 75015 Paris



pel d'offres, signe un marché. Selon le cas, il va contracter avec autant d'entreprises que de lots différents, ou bien avec une seule chargée d'assurer la coordination de l'ensemble. Le marché contient un descriptif de l'ouvrage et un prix de référence, assorti le cas échéant de clauses d'indexation. Il prévoit un calendrier de réalisation, notamment la date d'ordonnement, marquant le début des travaux, et la durée du chantier<sup>10</sup>.

5. La classe « 1 logement » correspond à l'individuel pur, les trois classes suivantes correspondent à l'individuel groupé.

6. Réhabilitation, rénovation ou extension de bâtiment construit, ouvrage non entièrement confié à des entreprises (réalisation partielle par le propriétaire), part trop grande de parties non habitables (commerces, bureaux, parcs de stationnement...), ou encore permis de construire annulé. Un autre motif possible de classement hors champ, applicable aux opérations reportées d'un trimestre antérieur, est l'ancienneté du marché principal (ou marché de gros œuvre) : la date de signature ne doit pas être antérieure de plus de 9 mois au premier jour du trimestre sous revue.

7. Lorsque n'ont pas encore été signés tous les marchés afférents.

8. Le rebut moyen se répartit comme suit : 85 non-réponses, 525 opérations hors champ, 500 opérations à reporter au trimestre ultérieur.

9. Les opérations de construction en question seront ré-enquêtées au trimestre suivant, s'ajoutant ainsi aux reports décidés à l'issue de la première phase pour cause de marchés restant à signer.

10. Entre l'obtention d'un permis de construire et l'achèvement des travaux, il s'écoule en moyenne dix mois dans l'individuel pur et vingt et un mois dans le collectif, les chantiers s'étalant sur sept mois dans l'individuel et quinze mois dans le collectif (source SITADEL). Ces délais, qui dépendent aussi de la taille du programme, ont peu varié depuis dix ans, sauf dans l'individuel pur dont les calendriers se sont allongés.

### Les clauses d'indexation

La réglementation relative aux marchés de construction offre la possibilité d'introduire dans le contrat des clauses d'indexation des prix. Ces clauses ont pour but de prémunir l'entreprise contre une hausse imprévisible des coûts de production. Elles sont toutefois strictement encadrées de façon à prévenir les abus.

**Actualisation.** Si le contrat prévoit une clause d'actualisation, celle-ci s'applique lorsqu'il s'écoule plus de trois mois entre la date à laquelle avait été référencé le prix des travaux et la date de début des travaux (date d'ordonnancement). Dans ce cas, le prix est revalorisé sur la base de l'augmentation de l'index BT en question (défini au contrat) entre la date de référence et celle obtenue en soustrayant trois mois à la date de début des travaux.

**Révision.** Les marchés font le plus souvent l'objet de paiements échelonnés, correspondant à différentes étapes (gros œuvre, couverture...). Lorsqu'une clause de révision est spécifiée dans le marché, on revalorise les prix de référence afférents à ces différentes étapes en fonction d'une formule contractuelle faisant intervenir la variation de différents index BT (généralement celui relatif à la spécialité concernée) entre la date d'ordonnancement et la date de fin des travaux. Pour modérer cette revalorisation, la réglementation prévoit qu'elle ne porte que sur 85 % du montant de référence.

L'harmonisation dont il est ici question est à double visée, individuelle puis globale.

Dans un premier temps, il faut unifier les différents paramètres relatifs à une même opération de construction<sup>11</sup> : le prix global sera obtenu par sommation de l'ensemble des prix des marchés, la date d'ordonnancement sera alignée sur celle du marché de gros œuvre, enfin la durée du chantier sera calculée par référence à la date de fin du dernier marché prévu au calendrier. Naturellement, on simulera, le cas échéant, l'appli-

cation des éventuelles clauses d'actualisation et/ou de révision que comportait le marché en question. En cas d'application d'une clause d'actualisation, on procède ainsi que spécifié dans l'encadré ci-dessus. Pour simuler l'application d'une clause de révision, on recalcule les paiements, que l'on suppose distribués selon une fonction continue, en revalorisant leur partie révisable (85 % du montant total) par application forfaitaire du BT01. L'ensemble des paiements (qu'ils soient ou non assortis d'une clause de révision) sont ensuite ramenés en équivalent date d'ordonnancement par application de ce même index corrigé d'un terme forfaitaire correspondant aux gains de productivité<sup>12</sup>.

Dans un second temps, on va systématiquement aligner l'ensemble des prix ainsi obtenus sur une date commune, le dernier jour du premier mois du trimestre sous revue. Là encore, on s'appuie sur l'index BT01 corrigé d'un terme forfaitaire représentatif des gains de productivité.

Au final on obtient ainsi des prix fermes, correspondant strictement aux travaux de construction à l'exclusion de tout frais annexe, exprimés en date d'ordonnancement et ramenés à une date unique.

### L'élaboration des prix de référence

Les questionnaires et les dossiers techniques collectés dans le cadre

de l'enquête ICC-PRLN sont confiés à une équipe de métreurs travaillant pour le ministère de l'Équipement<sup>13</sup>, qui vont décomposer en prestations élémentaires chacune des opérations de construction en question une fois éliminées les parties d'ouvrage extérieures au champ de l'indice. Chaque prestation élémentaire est ensuite métrée, puis valorisée.

Le document de référence sur lequel s'appuient les métreurs est le *Bordereau général d'évaluation des travaux neufs*, en abrégé le BGE<sup>14</sup>, dans lequel sont distinguées quelque 4 000 prestations élémentaires avec indication pour chacune d'un tarif unitaire, en l'occurrence celui de 1987. Le métrage d'une maison individuelle occupe environ une demi-journée. Pour un immeuble collectif, il prend en moyenne une semaine, avec un maximum de trois semaines pour les opérations d'une grande complexité.

On dispose ainsi, pour chaque opération de construction, de son prix de marché et de l'évaluation réalisée par le métreur sur la base du BGE. Les deux grandeurs sont de nature différente. Si toutes deux sont bien sûr intimement liées à la consistance de l'opération, c'est-à-dire à sa configuration physique, en termes de quantités mais aussi de qualité, la seconde, contrairement à la première, est indépendante de la date et du lieu de construction<sup>15</sup> : uniquement liée à la consistance de l'opéra-

11. Après exclusion, naturellement, des parties d'ouvrage hors champ de l'ICC : démolitions, fondations spéciales et VRD (voirie, réseaux divers). Sont également exclus les honoraires de conception ainsi que certains services annexes comme le dépôt du permis de construire ou la mise en place du plan de financement (dans le cas des maisons sur catalogue, pour lesquelles ces prestations ne sont pas discernables, on opère des déductions forfaitaires).

12. Ces gains de productivité ne font pas l'objet d'une investigation directe. Ils sont estimés sur la base de l'évolution sur longue période d'un taux de salaire horaire par tête.

13. Bureau de l'assistance à la gestion automatisée des marchés et des indicateurs de prix et de coûts. Ce bureau est rattaché à la sous-direction du BTP, au sein de la DAEI.

14. Les éléments constitutifs du BGE tiennent compte de la variété des produits, des matériaux, des qualités (est généralement proposé un éventail de trois niveaux de qualité) et des techniques de la construction neuve, tant collective qu'individuelle. Il existe en fait deux catalogues, l'un pour la maison individuelle, l'autre pour les immeubles collectifs.

15. La date conditionne le prix des matériaux et les coûts salariaux ainsi que la capacité de négociation des contractants, affectée par la situation conjoncturelle. Par ailleurs, l'environnement économique comme les sujétions de chantier (conditions d'acheminement et de stockage des fournitures, par exemple) varient fortement selon le lieu de la construction.

tion, elle est donc, au sens de la mesure économique, ce qu'il est convenu d'appeler un « volume »<sup>16</sup>.

## La matière première

À ce stade, on connaît donc le prix réel constaté (autrement dit le prix de marché, ou encore la valeur) et le prix BGE (le volume) de chacune des opérations de construction observées dans le cadre du trimestre sous revue, le rapport de ces deux grandeurs s'apparentant à un indice de prix de marché par unité de consistance.

On connaît aussi leurs poids respectifs, calculés en corrigeant les pondérations initiales, telles que résultant du plan de sondage, de l'effet des inclusions et exclusions ayant affecté la composition de l'échantillon de départ : d'un côté les opérations reportées d'un trimestre antérieur, de l'autre les non-réponses mais aussi et surtout les opérations hors champ ou à reporter au trimestre suivant. Le redressement est opéré en référence aux chiffres nationaux (ensemble des opérations de construction mises en chantier lors du trimestre d'étude) issus de la base SITADEL.

On dispose de ces mêmes informations - prix réel constaté, prix BGE et poids - pour chacune des opérations de construction observées lors des trimestres précédents (ainsi, bien sûr, que des ICC trimestriels afférents). Enfin, on dispose également, nous le verrons ci-dessous, des « ICC annuels » relatifs aux années précédentes.

## Le calcul de l'indice

Calculer l'indice du trimestre sous revue, c'est, en substance, calculer le maillon qui permettra de se raccorder à l'indice moyen de l'année précédente en base quatrième trimestre 1953. Ce maillon de raccordement, que nous noterons  $I(t/n-1)$ , où  $t$  désigne le trimestre sous revue et  $n-1$  l'année immédiatement précédente, s'obtient en rapportant la valeur observée (ou « valeur courante ») de

### Le cas des ouvrages « atypiques »

Malgré des contrôles de cohérence et toutes les précautions prises, l'expérience montre qu'il y a fréquemment, dans l'échantillon, un petit nombre d'ouvrages présentant un rapport [prix de marché / prix BGE] apparemment trop élevé ou trop peu élevé. Aussi, depuis 1991, on s'efforce de réduire l'incidence de ces opérations de construction atypiques en les éliminant du calcul ou bien en recentrant leur prix de marché par application d'une méthode statistique de bornage. Les seuils de *robustesse* sont fixés de manière à ne pas éliminer ou borner plus de 3 % des dossiers.

l'échantillon sous revue à ce qu'elle aurait été aux prix de l'année  $n-1$ . De fait, l'on se pose la question suivante : combien ces mêmes opérations de construction auraient-elles coûté l'an dernier ?

C'est dans le calcul de cette valeur aux prix  $n-1$  qu'entrent en jeu les évaluations aux prix BGE. En effet, le prix  $n-1$  des opérations de construction formant l'échantillon du trimestre sous revue s'évalue par application d'un coefficient correcteur à leur prix BGE<sup>17</sup>.

Ces coefficients correcteurs sont au nombre d'une trentaine, correspondant à autant de « catégories » d'opérations de construction, définies en référence à des critères de localisation, de type d'habitat, de taille d'opération et de mode de commercialisation<sup>18</sup>. Leur calcul s'appuie sur les prix courants et BGE de l'ensemble des opérations de construction observées lors des premier, deuxième et quatrième trimestre de l'année  $n-1$  : soit quelque 960 opérations, dont on va d'abord ramener les prix courants à une date unique (toujours sur la base de l'index BT01 corrigé d'un terme forfaitaire représentatif des gains de productivité), en l'occurrence le 1<sup>er</sup> juillet  $n-1$ . L'étape de calcul proprement dite participe de la méthode de l'analyse de la variance. Schématiquement, on détermine, en régressant les prix courants sur les prix BGE, toute une batterie de coefficients élémentaires propres aux différentes modalités des variables intervenant dans la définition des « catégories » évoquées ci-dessus. Par addition des coefficients élémentaires relatifs à chacune de nos « catégories », au nombre d'une trentaine, rappelons-

le, on obtient les coefficients correcteurs transformant les prix BGE en prix  $n-1$ . C'était bien le résultat recherché, en effet : aboutir à l'égalité entre la valeur courante de l'échantillon regroupé de l'année  $n-1$  et sa valeur aux prix BGE corrigés. En appliquant ces mêmes coefficients correcteurs aux prix BGE des opérations de construction formant l'échantillon sous revue, on obtient la valeur de cet échantillon aux prix  $n-1$ , puis notre maillon  $I(t/n-1)$ .

La mécanique peut paraître bien compliquée. Pourquoi ne pas se baser directement sur l'année de référence du BGE (1987, donc), en rapportant simplement la valeur courante de l'échantillon sous revue à sa valeur aux prix BGE, rapport que nous noterons  $I(t/bge)$ <sup>19</sup> ? La réponse tient à la façon dont a été élaboré le BGE : on ne peut en effet assurer que ce bordereau, s'il reflète fidèlement la structure relative des prix des prestations qui y sont distinguées, soit tout aussi significatif en termes de niveaux de prix.

Soit. Mais alors ne suffirait-il pas, pour évaluer la variation des prix depuis l'année précédente, de rapporter  $I(t/bge)$  à  $I(n-1/bge)$ , ce dernier

16. Cf. l'article d'André Vanoli pages 33 à 39.

17. Le principe est donc d'estimer, à partir du prix BGE (homogène à un prix 1987), un prix relatif à l'année  $n-1$ , par application d'un coefficient correcteur multiplicatif.

18. Les critères retenus pour la définition des catégories ont évolué dans le temps.

19. Confronter deux tels rapports successifs revient à comparer le prix d'une même « construction unitaire » à deux dates successives et permet de contourner l'impossibilité associée à l'unicité des ouvrages de construction. Sous certaines réserves, on se retrouve en effet en situation d'observer le prix d'articles d'un contenu constant.

indicateur se comprenant naturellement comme le rapport de la valeur courante de l'échantillon regroupé de l'année  $n-1$  à sa valeur aux prix BGE ? La réponse est cette fois d'une autre nature. Elle tient à la définition même de l'ICC : toutes choses demeurant égales par ailleurs, une simple modification de la répartition des opérations de construction entre nos « catégories » ne doit pas entraîner de variation de l'indice. Considérons par exemple le cas de deux catégories seulement, maison individuelle et logement collectif. Le prix moyen de marché des maisons individuelles n'a pas bougé depuis l'année précédente non plus que celui des logements collectifs, et les résultats moyens des évaluations BGE sont eux aussi demeurés inchangés pour ces deux catégories de logements. Mais la répartition entre maisons individuelles et logements collectifs a bougé. De ce simple fait,  $I(t/bge)$  ne sera pas égal, sauf coïncidence<sup>20</sup>, à  $I(n-1/bge)$ . En revanche, dans  $I(t/n-1)$ , la répartition par « catégories » est par définition la même au numérateur et au dénominateur : y sont en effet considérées les mêmes opérations de construction, celles observées lors du trimestre  $t$ . Et  $I(t/n-1)$  sera bien sûr égal à 1 « toutes autres choses elles aussi inchangées ».

Pour obtenir l'ICC du trimestre  $t$ , encore faut-il, on l'a dit, raccorder  $I(t/n-1)$  à l'indice moyen de l'année précédente en base 4<sup>e</sup> trimestre 1953, indice que l'on notera  $I(n-1)$ . Un tel ICC annuel moyen est en effet déterminé chaque fin d'année, en même temps que les coefficients correcteurs qui interviendront dans le calcul des indices relatifs à l'année à venir, selon une méthode analogue à celle qui a été exposée ci-dessus : en substance, on calcule chaque fin d'année  $n$  le maillon

20. Un cas, trivial, serait celui où il y avait égalité entre les prix de marché moyens des maisons individuelles et des logements collectifs de même qu'entre les résultats moyens des évaluations BGE relatives à ces deux catégories de logements.

21. L'ICC est également utilisé pour la révision des loyers des baux commerciaux et professionnels.

### Un exemple réel

Le cas réel ici considéré est celui d'un immeuble francilien de 20 appartements dont le prix de marché, au 2<sup>e</sup> trimestre 2003, a été établi à 2 101 208 €. Son prix BGE a quant à lui été évalué à 1 271 936 €. On veut estimer ce qu'aurait coûté cet immeuble aux prix 2002.

L'économétrie nous dit que les prix ont augmenté, en moyenne, de 31,9 % entre 1987 (année de référence du BGE) et 2002, et que cette augmentation moyenne doit dans le cas d'espèce être ajustée comme suit : + 27,4 % (effet région, ici l'Île-de-France), + 0,8 % (effet taille, ici 20 logements), - 3,8 % (effet type de logement, ici collectif) et + 0,6 % (effet croisé type de logement × région).

Le « prix 2002 » de notre immeuble sera ainsi estimé à  $1\,271\,936 * (1 + 0,319 + 0,274 + 0,008 - 0,038 + 0,006)$ , soit 1 995 451 €.

Rapporté à cet unique immeuble, le maillon de raccordement que nous avons appelé  $I(t/n-1)$  dans le corps de l'article,  $t$  désignant ici le 2<sup>e</sup> trimestre 2003 et  $n-1$  l'année 2002, s'établirait donc à  $2\,101\,208 / 1\,995\,451$ , soit 1,053.

$I(n/n-1)$ , obtenu en rapportant la valeur courante de l'échantillon regroupé de l'année  $n$  à ce qu'elle aurait été aux prix de l'année  $n-1$ . Naturellement, l'indice de l'année  $n$  s'obtient en multipliant celui de l'année  $n-1$  par  $I(n/n-1)$ .

Dans le cas qui nous occupe, celui du trimestre  $t$  de l'année  $n$ , on écrira ainsi

$$I(t) = I(t/n-1) * I(n-1),$$

avec

$$I(n-1) = I(n-2) * I(n-1/n-2).$$

Naturellement,

$$I(n-2) = I(n-3) * I(n-2/n-3)$$

et ainsi de suite en remontant dans le temps jusqu'à

$$I(1954) = 100 * I(1954/4^e \text{ trim. } 1953).$$

### Les utilisations de l'ICC

L'indice du coût de la construction tire son origine de la loi du 15 avril 1953 qui instituait l'épargne construction. L'épargne des particuliers destinée à être ainsi investie devait en effet être protégée, d'où la nécessité d'élaborer un indice spécifique retraçant l'évolution des prix de la construction. D'autres textes législatifs, relatifs à la construction ou aux rapports entre locataires et propriétaires, sont venus par la suite, qui eux aussi se rapportaient à ce nouvel indice.

Aujourd'hui, c'est en tant qu'indicateur de référence pour la révision des loyers en cours de bail que l'ICC est le mieux connu du public<sup>21</sup>. En la matière, la loi Quillot du 22 juin 1982 lui avait conféré une dimension toute particulière, en stipulant que l'augmentation résultant de l'application

### L'indice du troisième trimestre

La réalisation de l'enquête ICC-PRLN et le métrage des dossiers collectés représentent une très lourde charge, qui serait difficilement supportable en période estivale. C'est pourquoi l'indice du troisième trimestre est calculé par extrapolation, en se fondant sur l'étroite relation constatée sur longue période entre les variations de l'ICC et celles de l'index BT01. Plus précisément, on applique aux variations du BT01 une formule économétrique dont les paramètres sont tirés des évolutions observées de l'ICC et du BT01.

en cours de bail d'une clause de révision du loyer ne pouvait excéder celle de l'indice du coût de la construction publié par l'Insee. Les lois Méhaignerie (23 décembre 1986) puis Mermaz-Malandain (6 juillet 1989) ont encore renforcé la fonction de l'ICC, en étendant son rôle d'indicateur de référence à l'augmentation de loyer applicable à l'occasion du renouvellement de bail et en prévoyant qu'il pouvait également faire référence s'agissant de l'évolution des loyers perçus par les offices HLM. Depuis la loi sur l'habitat du 21 juillet 1994, ces révisions sont opérées en référence à la moyenne arithmétique des quatre derniers indices trimestriels disponibles.

L'ICC est aussi utilisé pour l'établissement des comptes nationaux (partage volume-prix pour la branche « bâtiment »). Plus généralement, il



fait partie des nombreux indicateurs sur lesquels peut s'appuyer l'analyse économique du marché du logement, dont certains sont disponibles dans des délais très réduits<sup>22</sup>. C'est naturellement sur ces derniers que se pencheront prioritairement les conjoncturistes soucieux d'anticiper d'éventuelles tensions. Compte tenu des délais afférents à sa production, l'ICC ne reflète en effet que de façon amortie les mouvements récents du marché, pouvant même parfois apparaître à sa parution en décalage avec d'autres indicateurs, a fortiori avec l'appréciation du moment des professionnels de la construction.

### Et demain ?

Dans ce qui précède, nous avons présenté l'ICC tel qu'il est défini, pratiquement, depuis les origines. Mais des propositions d'amélioration, portant sur le secteur de l'« individuel pur », sont actuellement à l'étude<sup>23</sup>. Depuis les années cinquante, la construction de maisons standardisées s'est en effet fortement déve-

loppée, au point que les CCMI (contrats de construction de maisons individuelles, régis par la loi du 19 décembre 1990) représentent aujourd'hui 82 % du marché de l'individuel pur.

Un premier examen a montré que le prix de ces maisons, en dépit de la plus ou moins grande spécialisation des constructeurs, et malgré la complexité associée au jeu des options et aux possibilités offertes aux clients de modifier les plans, pourrait être suivi d'un trimestre sur l'autre au moyen d'un questionnaire *ad hoc*, ce qui garantirait tout à la fois une faible dispersion et une bonne stabilité temporelle des données collectées. S'agissant du second œuvre (cas des marchés par lots séparés), l'idée serait de dresser une liste de prestations représentatives, en liaison avec les entreprises effectuant ces travaux, et d'adapter au cas de l'ICC la méthodologie relative au calcul de l'indice des prix des travaux d'entretien et d'amélioration des logements.

### Luis CASES

Insee, direction générale,  
division « comptes et études  
de l'industrie »

### Références bibliographiques

« Un nouvel indice du coût de la construction des immeubles à usage d'habitation », *Bulletin mensuel de la statistique*, supplément janvier-mars 1954, pp. 103-109.

**J. Guet**, « Les indices du coût de la construction », *Économie et Statistique*, n° 2, juin 1969.

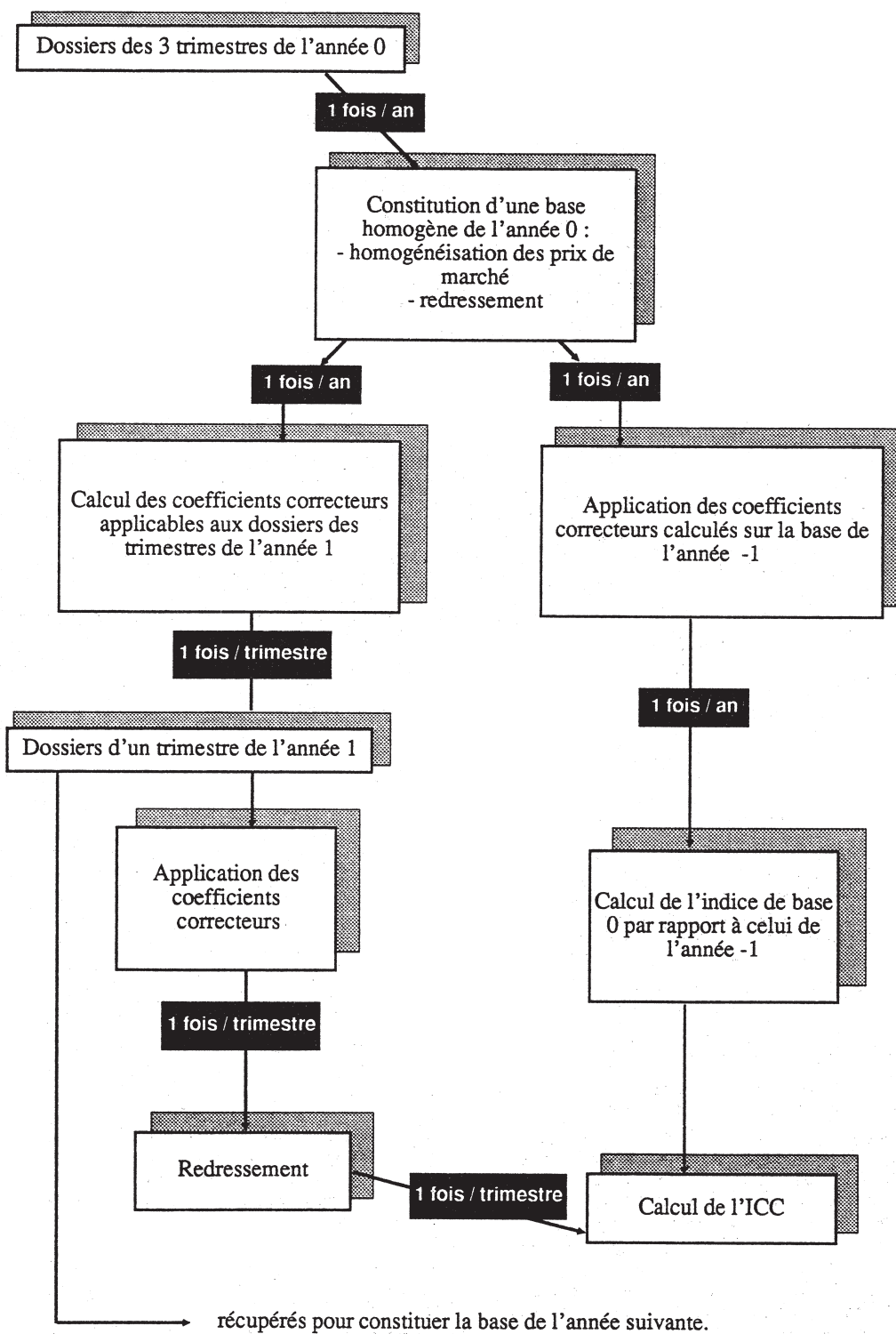
**M. Georgin**, « La réforme de l'indice du coût de la construction », *Courrier des statistiques*, n° 2, avril 1977.

**J. Lienhardt & J. Rouchet**, « L'indice du coût de la construction », *Courrier des statistiques*, n° 17, janvier 1981.

**V. Le Calonnec**, « L'indice du coût de la construction », *Insee Méthodes*, n° 17, février 1992 (réédité en janvier 1995 sous forme du document de travail E9501 de l'Insee).

**C. Louvot**, « Méthodologie de l'ICC », document de travail E9610 de l'Insee, octobre 1996.

### Les différentes étapes de calcul de l'indice





### Petit aperçu historique

Les principes méthodologiques fondamentaux relatifs au calcul de l'ICC, notamment le choix de la méthode des constructions courantes, ont été posés dès 1954. L'indice est alors calculé selon cette méthode deux trimestres par an, sur la base d'une centaine de dossiers répartis par quotas, choisis par les directions départementales de l'équipement et recueillis par leurs soins dans le cadre d'une collecte à caractère administratif. Le catalogue de référence ou BGFP (Bordereau général des prix forfaitaires) distingue un millier de prestations élémentaires, avec indication de leur prix de 1939. Pour s'affranchir des biais liés à la variabilité des dates réelles de ces prix, l'indice est calculé en rapportant deux rapports : au numérateur, la valeur constatée de l'échantillon du trimestre sous revue divisée par sa valeur aux prix du BGFP ; au dénominateur la valeur constatée de l'échantillon de base (4<sup>e</sup> trimestre 1953) divisée par sa valeur au prix du BGFP. Les indices intermédiaires sont calculés à partir des variations d'un indicateur des prix des matériaux et de la main-d'œuvre s'apparentant à l'actuel index BT01.

De nombreuses modifications techniques, parfois importantes, sont intervenues depuis 1954, qui ont amélioré la qualité de l'indice mais sans en changer la nature. Au fil de ces réformes successives, on est passé de 2 à 3 trimestres de collecte, et de 100 à plus de 300 dossiers pour chacun. Le BGFP originel a été remplacé en 1957 par le Bordereau général d'évaluation des travaux neufs (daté de 1955), qui a lui-même été actualisé en 1968 (prix de référence 1966), 1978 (prix 1976) et 1989 (prix 1987). La collecte administrative jusqu'alors en vigueur et fondée sur le système des quotas a été remplacée en 1977 par une enquête statistique obligatoire portant sur un échantillon aléatoire stratifié d'opérations de construction. Les procédures de tirage et de redressement des échantillons ont été perfectionnées à maintes reprises, de même que celles relatives à l'harmonisation des prix constatés et à la catégorisation (à partir de 1957) des opérations de construction observées. En 1991, on introduit un traitement de robustesse qui permet de réduire l'impact des opérations d'un caractère excentré. En 1996, on perfectionne la méthode de calage de l'échantillon.



**INDICE DU COUT DE LA CONSTRUCTION**  
**des immeubles à usage d'habitation**  
 Base 100 au 4ème trimestre 1953

Année	PREMIER TRIMESTRE			DEUXIEME TRIMESTRE			TROISIEME TRIMESTRE			QUATRIEME TRIMESTRE		
	Indice	Moyenne	Date de parution	Indice	Moyenne	Date de parution	Indice	Moyenne	Date de parution	Indice	Moyenne	Date de parution
1953										100		
1954	99			100			98			98		
1955	101			102			104			106		
1956	111			115			119			120		
1957	122			125		16/08/57	128		26/11/57	132		09/02/58
1958	137		10/04/58	138		03/07/58	139		10/10/58	140		12/01/59
1959	142		07/04/59	142		30/07/59	142		15/10/59	142		23/01/60
1960	144		04/05/60	141		22/07/60	142		11/12/60	142		11/02/61
1961	143		26/04/61	144		30/07/61	145		11/11/61	147		06/02/62
1962	149		13/05/62	151		04/08/62	153		15/11/62	156		22/02/63
1963	159		06/06/63	168		03/10/63	170		06/12/63	171		12/03/64
1964	173		20/05/64	176		04/02/65	180		11/02/65	184		23/04/65
1965	186		09/06/65	188		09/09/65	189		24/12/65	190		01/04/66
1966	191		17/05/66	193		14/09/66	194		05/01/67	194		28/04/67
1967	195		07/06/67	196		06/09/67	197		01/12/67	197		16/03/68
1968	198		27/07/68	201		17/09/68	209		18/12/68	213		04/05/69
1969	216		01/06/69	216		28/10/69	217		28/02/70	219		24/03/70
1970	220		15/05/70	222		21/08/70	224		02/12/70	226		26/02/71
1971	231		25/05/71	235		13/08/71	238		27/11/71	241		28/02/72
1972	244		02/06/72	248		05/08/72	252		24/11/72	257		13/03/73
1973	262		17/06/73	268		24/08/73	274		09/12/73	280		09/04/74
1974	291		21/07/74	302		30/08/74	322		19/12/74	339		29/03/75
1975	345		29/06/75	353		28/08/75	357		05/12/75	364		07/03/76
1976	375		30/06/76	391		23/09/76	403		30/11/76	415		27/03/77
1977	416		28/06/77	430		18/10/77	438		09/01/78	449		30/03/78
1978	452		08/07/78	461		01/11/78	472		14/01/79	499		14/04/79
1979	502		07/07/79	510		30/10/79	525		22/01/80	548		27/03/80
1980	569		26/06/80	587		16/10/80	604		04/01/81	610		07/04/81
1981	630		05/07/81	636		30/10/81	652		24/12/81	673		02/04/82
1982	697		01/07/82	717		13/10/82	732		26/12/82	727		12/04/83
1983	746		03/07/83	760		06/10/83	776		04/01/84	782		05/04/84
1984	794		04/07/84	810		10/10/84	820		04/01/85	821		05/04/85
1985	826	819,25	04/07/85	834	825,25	11/10/85	841	830,50	04/01/86	847	837,00	10/04/86
1986	855	844,25	04/07/86	859	850,50	10/10/86	861	855,50	06/01/87	881	864,00	22/04/87
1987	884	871,25	23/07/87	889	878,75	27/10/87	895	887,25	08/01/88	890	889,50	28/04/88
1988	908	895,50	29/07/88	912	901,25	18/10/88	919	907,25	06/01/89	919	914,50	14/04/89
1989	929	919,75	20/07/89	924	922,75	15/10/89	929	925,25	06/01/90	927	927,25	12/04/90
1990	939	929,75	18/07/90	951	936,50	24/10/90	956	943,25	09/01/91	952	949,50	14/04/91
1991	972	957,75	18/07/91	992	968,00	19/10/91	996	978,00	09/01/92	1002	990,50	16/04/92
1992	1006	999,00	17/07/92	1002	1001,50	16/10/92	1008	1004,50	09/01/93	1005	1005,25	10/04/93
1993	1022	1009,25	13/07/93	1012	1011,75	15/10/93	1017	1014,00	11/01/94	1016	1016,75	13/04/94
1994	1016	1015,25	13/07/94	1018	1016,75	15/10/94	1020	1017,50	13/01/95	1019	1018,25	13/04/95
1995	1011	1017,00	18/07/95	1023	1018,25	17/10/95	1024	1019,25	10/01/96	1013	1017,75	17/04/96
1996	1038	1024,50	12/07/96	1029	1026,00	15/10/96	1030	1027,50	11/01/97	1046	1035,75	18/04/97
1997	1047	1038,00	16/07/97	1060	1045,75	22/10/97	1067	1055,00	13/01/98	1068	1060,50	11/04/98
1998	1058	1063,25	11/07/98	1058	1062,75	15/10/98	1057	1060,25	14/01/99	1074	1061,75	18/04/99
1999	1071	1065,00	13/07/99	1074	1069,00	13/10/99	1080	1074,75	13/01/00	1065	1072,50	13/04/00
2000	1083	1075,50	13/07/00	1089	1079,25	13/10/00	1093	1082,50	12/01/01	1127	1098,00	13/04/01
2001	1125	1108,50	13/07/01	1139	1121,00	12/10/01	1145	1134,00	11/01/02	1140	1137,25	12/04/02
2002	1159	1145,75	12/07/02	1163	1151,75	15/10/02	1170	1158,00	10/01/03	1172	1166,00	11/04/03
2003	1183	1172,00	16/07/03	1202	1181,75	14/10/03	1203	1190,00	14/01/04	1214	1200,50	09/04/04

### Principales sources de divergence entre l'ICC et l'index BT01

L'ICC et l'index BT01 sont de nature différente. Calculé à partir d'un échantillon représentatif des opérations de construction en cours de réalisation, l'ICC mesure la variation moyenne des prix en explorant leur processus de formation. Le BT01 mesure l'évolution des coûts supportés par les entreprises à partir de différents indicateurs élémentaires assemblés à l'aide de coefficients de pondération forfaitaires (cf. encadré de la page 3). On ne peut par conséquent mener très loin l'interprétation des écarts entre l'ICC et le BT01. Il est toutefois utile d'énumérer les principales sources de divergence.

⇒ Dans la mise en œuvre des facteurs de production, les entreprises réalisent de façon plus ou moins régulière des *gains de productivité* qui ont pour effet de ralentir la croissance des prix à la production par rapport à celle des coûts des facteurs de production. Ces gains de productivité ne font toutefois l'objet d'aucune investigation directe. Rappelons à cet égard que l'index BT01 incorpore un facteur de coûts salariaux constitué d'un taux de salaire horaire obtenu par une enquête de la Fédération française du bâtiment. Or un taux de salaire horaire n'est représentatif des coûts salariaux que si la durée de travail reste stable.

⇒ À plus court terme, les *marges* réalisées par les entreprises oscillent en fonction des tensions qui affectent le marché. Elles constituent une source d'écart entre le coût des facteurs de production et le prix à la production.

⇒ Les prix étant fixés à la signature des marchés, il y a *plusieurs mois de décalage* entre les phénomènes auxquels s'attachent l'ICC et le BT01. En effet, les facteurs de production achetés à une date donnée aux prix retracés par le BT01 sont incorporés dans la construction d'immeubles qui n'entreront que deux à trois trimestres plus tard dans le champ de l'ICC. Les procédures d'indexation réduisent l'incidence de cet écart. Elles n'ont toutefois qu'un impact limité. La réglementation impose en effet des restrictions à la répercussion dans les prix des variations du BT01 : l'actualisation ne couvre pas les trois mois précédant la date de début des travaux, et la révision ne porte pas sur le montant total des paiements (cf. encadré de la page 6). D'autre part, un contrat de construction ne contient pas obligatoirement de clause d'indexation. Dans les faits, moins d'un marché sur deux prévoit un tel mécanisme. On observe d'ailleurs un lien entre la proportion des contrats assortis d'une clause d'indexation et l'évolution de l'index BT01 : quand ce dernier est stable ou en recul, les contractants ont tendance à spécifier des prix fermes. Cela entraîne un décalage supplémentaire entre l'évolution des prix à la production et celle des coûts des facteurs de production lorsque ceux-ci repartent brutalement à la hausse après une période d'atonie (cela a été le cas en 1999).

⇒ Les *modifications de taux de la TVA* entraînent mécaniquement une modification de l'ICC tandis que l'index BT01, calculé hors taxes, n'est en principe pas touché. L'incidence de ces modifications n'est toutefois pas aisément mesurable car leur répercussion est étalée dans le temps et généralement incomplète. On peut en outre penser qu'il existe des effets dérivés. Par exemple, la baisse des taux de TVA applicables aux travaux d'entretien et d'amélioration a pu induire une augmentation des prix hors TVA de ces travaux, avec répercussion donc sur la valeur du BT01. Mais elle a bien sûr été sans effet sur l'indice du coût de la construction, qui ne couvre pas les travaux d'entretien et d'amélioration.

# Le chaînage des indices

## Entre nécessité pratique et justification théorique

Le chaînage des indices peut apparaître, suivant le point de vue auquel on se place, soit totalement naturel, soit parfaitement artificiel.

Un indice agrégé est censé résumer les différents indices élémentaires considérés. Dès lors que l'on croit à ce résumé, il est tentant de regarder l'indice obtenu comme s'il était lui-même un indice élémentaire. En particulier, il est naturel de considérer qu'il doit être transitif (évolution entre les dates 0 et 2 égale au produit des évolutions entre les dates 0 et 1 et les dates 1 et 2). Ainsi, si l'on annonce que le volume du PIB (produit intérieur brut) a été multiplié par 1,02 entre les années  $n$  et  $n + 1$ , et par 1,05 entre  $n + 1$  et  $n + 2$ , quoi de plus logique que de dire qu'il a été multiplié par  $1,02 \times 1,05$  entre  $n$  et  $n + 2$  ? En imposant par construction cette propriété de transitivité, le chaînage peut apparaître très naturel. L'idée, bien qu'intéressante et féconde, comporte cependant une part de naïveté : les indices agrégés ne résument qu'imparfaitement les différents indices élémentaires. En réalité, la transitivité n'est qu'une propriété souhaitable parmi d'autres, et l'on sait qu'il n'est en général pas possible de définir un indice agrégé réunissant toutes les propriétés qu'on voudrait lui voir posséder [1].

D'un autre côté, l'idée de faire intervenir des dates intermédiaires peut apparaître choquante. En quoi, par exemple, la mesure de l'évolution des prix entre 1980 et 2000 doit-elle dépendre des prix de 1990 ? Une démarche axiomatique, s'agissant de calculer l'indice des prix à la consommation (IPC) entre deux dates données, commence par poser qu'il est une fonction des prix et des quantités consommées à chacune



des deux dates. Et l'idée de l'écrire comme une fonction d'autres variables, à savoir les prix et quantités à des dates intermédiaires, est mathématiquement très surprenante. De ce point de vue, le chaînage apparaît comme un pis-aller pratique, lorsque les deux dates sont trop éloignées et que par exemple les produits consommés ne sont pas les mêmes. Si un historien veut évaluer sur très longue période la baisse considérable du prix des transports, dont on peut penser qu'elle a été un facteur important du développement économique, il lui sera difficile de ne pas effectuer de chaînage entre différentes sous-périodes, en se calant sur les grandes dates qui ont marqué l'histoire des transports.

Mais ne voir dans le chaînage qu'un tel pis-aller est cependant très réducteur. D'ailleurs, la méthode est très largement utilisée, bien au-delà du cas des très longues séries. Ainsi, l'IPC est chaîné annuellement ; et les recommandations internationales en matière de comptes nationaux préconisent largement le chaînage, malgré son inconvénient majeur qui est de détruire les égalités comptables. Pourquoi un tel engouement ?

### Des contraintes pratiques et des considérations théoriques

En pratique, le problème ne se limite pas à déterminer, pour un couple de dates données, l'indice le plus adéquat : Laspeyres, Paasche, Fisher, Törnqvist, etc. Dans beaucoup de cas, il s'agit d'établir des séries plus

ou moins longues qui doivent pouvoir être analysées en tant que telles et dont on peut notamment examiner le profil. Or, si l'on décidait que l'évolution des prix entre deux quelconques des années en question était donnée par un indice (Laspeyres ou Fisher par exemple) ne prenant en compte que la situation à ces deux années, la présentation des résultats nécessiterait de remplir un tableau carré (l'évolution entre  $n_i$  et  $n_j$  occupant la case intersection de la ligne  $n_i$  avec la colonne  $n_j$ ), impossible à représenter sous forme d'une courbe. Pour y remédier, deux solutions très classiques : fixer une année de référence pour les prix (comptes aux prix d'une année donnée), ou bien chaîner aux prix de l'année précédente. Dans le premier cas, l'évolution entre deux années est prise égale au rapport des deux indices aux prix de l'année de référence, ce qui signifie qu'elle peut dépendre d'une structure de prix « hors épure » : par exemple, évolution de la consommation entre 2000 et 2003, établie à partir de comptes aux prix de 1995. Dans le deuxième cas, on établira des comptes aux prix de l'année précédente et l'évolution entre deux années quelconques sera obtenue en chaînant les évolutions annuelles.

L'argument essentiel qui, pour ses partisans, fait préférer le chaînage aux indices à base fixe (prix d'une année de référence) tient en peu de mots : le chaînage permet de tenir compte des évolutions de structure (de la consommation par exemple). Cette idée s'accompagne, notamment dans le SCN 93 (système de comptabilité nationale 1993), qui analyse la question, de la règle suivante : *le chaînage doit être utilisé lorsque la structure se déforme régu-*

### Expression des indices classiques

On s'intéresse ici aux indices **de prix** entre deux dates  $t = 0$  et  $t = 1$ . On notera  $p_i$  le prix du produit  $i$  et  $q_i$  la quantité correspondante, la valeur  $p_i q_i$  étant éventuellement notée  $val_i$ .

#### Indice de Laspeyres

$$L_{1/0}(p) = \frac{\sum_i q_i(t=0) * p_i(t=1)}{\sum_i q_i(t=0) * p_i(t=0)}$$

Cette expression s'interprète comme le rapport du montant de deux « paniers de consommation », en faisant varier les prix mais en ne faisant intervenir que les quantités consommées à la date initiale.

Elle peut également s'écrire comme la moyenne des indices élémentaires pondérée par les valeurs à la date initiale :

$$L_{1/0}(p) = \sum_i val_i(t=0) * [p_i(t=1)/p_i(t=0)]$$

#### Indice de Paasche

$$P_{1/0}(p) = \frac{\sum_i q_i(t=1) * p_i(t=1)}{\sum_i q_i(t=1) * p_i(t=0)}$$

Cette expression s'interprète comme le rapport du montant de deux « paniers de consommation », en faisant varier les prix mais en ne faisant intervenir que les quantités consommées à la date finale.

Elle peut également s'écrire sous la forme d'une moyenne harmonique des indices élémentaires pondérée par les valeurs à la date finale.

#### Indice de Fisher

L'indice de Fisher est égal à la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche :

$$[F_{1/0}(p)]^2 = L_{1/0}(p) * P_{1/0}(p)$$

#### Indice de Divisia

L'indice de Divisia est défini par la limite, lorsqu'elle existe, de l'indice de Laspeyres chaîné (ou, cela revient au même, du Paasche chaîné ou encore du Fisher chaîné) quand le pas de chaînage tend vers zéro.

Il s'écrit

$$D_{1/0}(p) = \exp \left[ \int_0^1 \sum_i (val_i(t)/val(t)) * (p'_i(t)/p_i(t)) dt \right]$$

$val$  désignant la valeur totale du « panier de consommation » et  $p'_i$  la dérivée (par rapport au temps) de  $p_i$ .

lièrement, de telle sorte qu'à une date intermédiaire correspond une situation économique elle-même intermédiaire. Il est par contre déconseillé d'utiliser le chaînage lorsque les évolutions sont irrégulières, avec notamment des allers-retours. Si l'on admet ces préceptes, on peut montrer [2] que le chaînage est en général justifié pour les principales séries des comptes nationaux, l'exception notable mais pas unique des variations de stocks n'étant pas pour surprendre.

### Le choix de chaîner n'est pas neutre

Avant d'examiner si ces considérations peuvent se justifier d'un point de vue théorique, il est important d'indiquer que la question du chaînage n'est pas sans incidence concrète au niveau des résultats obtenus. Il est en effet courant de penser qu'il s'agit là de subtilités de

spécialistes, aux conséquences numériques négligeables. Le simple exemple de l'évolution du volume de la consommation des ménages sur la période 1960-2000 suffit à montrer le contraire.

Le graphique 1 représente cette évolution mesurée de quatre façons différentes : aux prix de 1960 (début de période), aux prix de 2000 (fin de période), aux prix de 1980 (milieu de période) et enfin chaînée (aux prix de l'année précédente).

Le tableau 1 donne par ailleurs les évolutions moyennes annuelles correspondantes, par décennies et sur l'ensemble de la période.

Le graphique montre bien que la croissance de la consommation des ménages est plus ou moins vive suivant la méthode retenue : entre 1960 et 2000, la consommation a été multipliée par 4,481 aux prix de 1960 mais seulement par 3,189 aux prix de

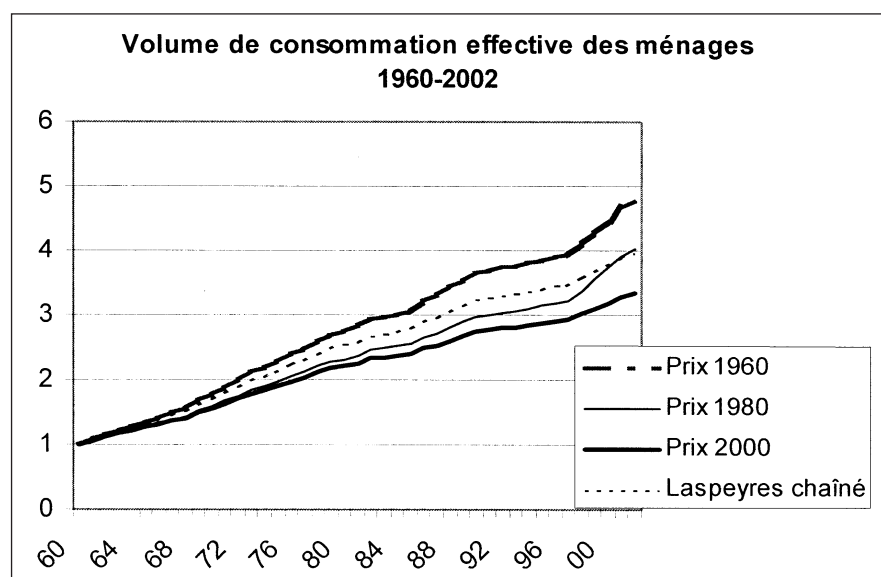
2000, soit un écart de près d'un point de croissance par an (cf. tableau 1). Les résultats aux prix de 1980 (multiplication par 3,738) et avec le chaînage (3,794) sont intermédiaires et assez voisins. Mais graphique et tableau montrent que, même dans ce cas, les évaluations par décennies sont sensiblement différentes : par exemple, pour la dernière décennie, + 2,3 % par an avec des prix de 1980 contre + 1,6 % avec le chaînage.

### À la recherche d'une justification théorique

Il est aujourd'hui largement recommandé d'utiliser la série chaînée (qui se trouve donc être une série chaînée d'indices de Laspeyres), la justification du SCN 93 en particulier ayant été indiquée ci-dessus. Cette justification peut paraître intuitive. On peut toutefois ne pas être convaincu, et l'expérience montre que les débats, passionnés, autour du chaînage débouchent souvent sur des blocages entre partisans et adversaires, aucun argument n'étant susceptible de convaincre l'autre camp. En rester là est cependant bien frustrant pour qui réfléchit au sujet, et bien des questions restent pendantes : le chaînage doit-il être considéré uniquement comme une pratique, dont la légitimité et les limites obéissent à des règles de l'art dérivées d'une analyse largement intuitive ? ou bien existe-t-il une théorie sous-jacente, qui permettrait de comprendre plus en profondeur à quoi correspond le fait de chaîner ?

Avancer dans cette direction n'est pas aisé, car le chaînage est en définitive quelque chose de compliqué (ne serait-ce que dans son expression mathématique) et qu'il est le plus souvent perçu comme une réponse à un problème pratique. S'il n'apparaît pas envisageable, pour l'instant, de bâtir une théorie générale qui permettrait de déterminer au cas par cas si l'indice-chaîne est meilleur ou moins bon que l'indice non chaîné, on peut tout de même progresser dans la compréhension de la signification du chaînage, dans l'appréciation de son domaine de validité, et donner une assise un peu

Graphique 1



Source : Comptes nationaux de l'Insee et calculs de l'auteur

Tableau 1

	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-2000	1960-2000
Prix 1960	1,059	1,045	1,029	1,020	1,038
Prix 1980	1,047	1,039	1,025	1,023	1,034
Prix 2000	1,045	1,036	1,022	1,015	1,029
Prix chaînés	1,055	1,041	1,024	1,016	1,034

Source : Comptes nationaux de l'Insee et calculs de l'auteur

plus théorique aux règles de bonnes pratiques en vigueur.

Un résultat essentiel pour guider la réflexion théorique sur le chaînage est fourni par le théorème de Hulten [4] : dans le cadre de la théorie du consommateur, si les données de prix et de quantités sont rationalisées par une fonction d'utilité (dont on exigera notamment qu'elle soit une fonction homogène des différentes quantités consommées), alors l'indice de Divisia est un indice à utilité constante (les formulations des indices à utilité constante sont données dans l'article suivant).

Pour bien comprendre l'éclairage que fournit ce théorème à la question du chaînage, il faut apporter quelques précisions :

- l'indice de Divisia correspond au chaînage en continu, c'est-à-dire à l'indice limite obtenu en chaînant des indices de Laspeyres (ou de façon équivalente de Paasche) avec un pas tendant vers zéro. Il représente l'aboutissement théorique de la notion d'indice-chaîne ;

- l'indice à utilité constante, lorsqu'il existe (c'est-à-dire dans un cadre théorique assez étroit), est généralement considéré comme le meilleur indice possible, car prenant bien en compte les substitutions entre produits [5].

Le fait que l'indice de Divisia soit, sous certaines conditions, égal à l'indice à utilité constante est un argument favorable au principe du chaînage. Cela a aussi une conséquence importante pour notre analyse. Sous les conditions en question, et pour en rester à l'exemple d'un indice de prix, le résultat du chaînage en continu est indépendant de la façon dont ont pu évoluer les prix des produits pris en compte entre leurs valeurs initiales et finales. Dans ce cas, qui est le plus favorable, l'indice-chaîne est donc indépendant de la situation aux dates intermédiaires sur lesquelles s'appuie le chaînage.

## Le chaînage, révélateur de liaisons fonctionnelles

Ce miracle n'en est cependant pas tout à fait un, puisque l'on a supposé que les prix et les quantités résultaient d'un comportement de consommation rationnel, caractérisé par une fonction d'utilité. En définitive, le résultat du chaînage (en continu) est fonction des données initiales et finales (en  $t_0$  et  $t_1$ ) mais aussi de la fonction d'utilité, c'est-à-dire du comportement du consommateur. De ce point de vue, l'introduction de points intermédiaires trouve une justification théorique puisque permettant de révéler le comportement en question.

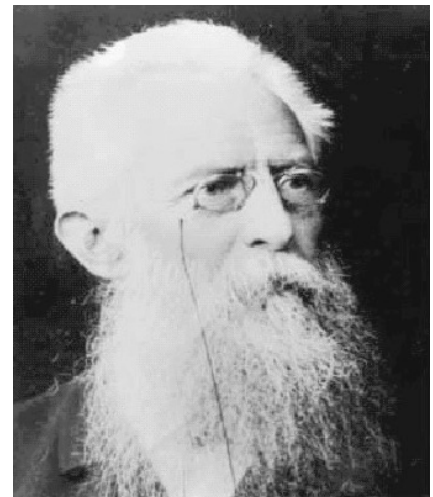
Cette indépendance à l'égard du chemin suivi entre les valeurs initiales et finales peut en fait être établie dans un cadre théorique moins étroit, à condition cependant de se situer dans un cadre pratique plus restreint, celui de l'agrégation de deux indices élémentaires seulement [3] : si l'on considère deux produits, notés 1 et 2, dès lors que les prix relatifs sont fonction des quantités relatives  $[p_2/p_1 = f(q_2/q_1)]$ , ou l'inverse  $[q_2/q_1 = f(p_2/p_1)]$ , l'indice de Divisia des prix et celui des volumes ne dépendent que des données initiales et finales (prix et quantités des produits 1 et 2 en début et en fin de période) et de la fonction  $f$  en question (laquelle n'a besoin que d'être intégrable et n'a en particulier pas besoin d'être décroissante). On comprend dès lors, sachant que plusieurs fonctions pourraient « faire l'affaire » (en pratique toutes celles compatibles avec les données initiales et finales), que le chaînage peut apporter une information essentielle sur la nature de « la bonne fonction ».

Cette idée selon laquelle l'évolution des prix dépend du comportement du consommateur peut paraître dérangement. Elle met fin au rêve d'une mesure intrinsèque du mouvement des prix. Cela étant, lorsque l'on calcule des indices de prix de Laspeyres ou de Paasche, dans l'expression desquels interviennent respectivement les quantités consom-

mées en début ou en fin de période, on ne fait rien d'autre que tenir compte du comportement du consommateur face à la donnée des prix élémentaires. Il s'agit désormais de tenir également compte de ses choix vis-à-vis de l'évolution des prix relatifs. La construction d'indices prenant en compte les quantités consommées en début et en fin de période (comme l'indice de Fisher) peut d'ailleurs être perçue comme participant de cette nécessité.

## De l'apport potentiel du chaînage

On reprend ici l'exemple de nos deux produits indexés 1 et 2, en posant que les quantités relatives et les prix relatifs sont liés par la relation fonctionnelle  $q_2/q_1 = (p_2/p_1)^{-2}$ , vérifiée à chaque instant  $t$  entre  $t = 0$  et  $t = 1$ . On se situe donc dans le cas où l'indice de Divisia peut être considéré comme l'indice de référence. Les données initiales, à  $t = 0$ , et finales, à  $t = 1$ , sont respectivement les suivantes : 1 et 1,1 pour  $p_1$ , 1 et 1,2 pour  $q_1$ , 2 et 3 pour  $p_2$  (s'en déduisent naturellement les valeurs initiale et finale de  $q_2$ ). Enfin, on admet que  $p_1$  et  $q_1$  varient de façon linéaire entre  $t = 0$  et  $t = 1$ ,  $p_2$  suivant quant à lui une évolution linéaire ou parabolique plus ou moins marquée en fonction de la valeur (0, 1, 2 ou 3) d'un paramètre  $c$  (cf. graphique 2).



Ernst Louis Étienne Laspeyres, 1834-1913

Sur la base de cet énoncé, on calcule alors les indices de prix de Divisia, de Laspeyres et Fisher, respectivement égaux à 1,207 (Divisia), 1,233 (Laspeyres) et 1,220 (Fisher). On calcule également un indice de Laspeyres chaîné, en considérant quatre points intermédiaires :  $t = 0,2 ; 0,4 ; 0,6$  et  $0,8$ . Par définition, seul cet indice chaîné varie avec la valeur du paramètre  $c$ .

Le tableau 2 récapitule les résultats obtenus. On voit que l'indice de Laspeyres chaîné est meilleur (c'est-à-dire plus proche de l'indice de Divisia) que l'indice de Laspeyres à base fixe tant que l'évolution de  $p_2$  n'est pas trop irrégulière ( $c = 0, 1$  ou  $2$ ). Sans surprise, on observe que l'indice de Fisher, dont l'utilisation est peu fréquente pour des raisons pratiques, est meilleur que l'indice de Laspeyres à base fixe. Mais il est intéressant de noter que l'indice de Laspeyres chaîné lui reste préférable

tant que l'évolution des prix est suffisamment régulière ( $c = 0$  ou  $1$ ).

La première conclusion qui semble se dégager est donc que le passage du chaînage (théorique) en continu à un chaînage (pratique) discret ne nuit véritablement que lorsque le mouvement des prix est très irrégulier : même avec une hausse sensible suivie d'une baisse sensible ( $c = 3$ ), le chaînage fait quasiment jeu égal avec l'indice à base fixe.

### De la régularité des séries

Hors le cadre théorique très restrictif dans lequel nous venons de nous placer, rien ne permet a priori de privilégier le chaînage, lequel risque même de conduire à des résultats incongrus : par exemple, indice de Divisia non égal à 1 alors même que les données initiales et finales sont égales [3].

Pourtant, il serait de bonne pratique, dans le cas général, de donner la préférence au chaînage si les séries évoluent de façon régulière (cf. SCN 93).

Pour examiner ce point, considérons le cas suivant, adapté de l'exemple précédent :

$$q_2/q_1 = (p_2/p_1)^{-2 + 0,1 \sin(n\pi t)}$$

L'élasticité moyenne des quantités relatives par rapport aux prix relatifs est toujours égale à  $-2$ , mais elle est maintenant perturbée par des oscillations.

Afin de fixer une référence, qui ne saurait plus être l'indice de Divisia, nous allons cette fois faire varier  $p_1$  de 1 à 1,2 et  $p_2$  de 2 à 2,4. Les indices de prix élémentaires sont ainsi tous deux égaux à 1,2 : le « bon » indice de prix agrégé sera donc pris égal à cette même valeur.

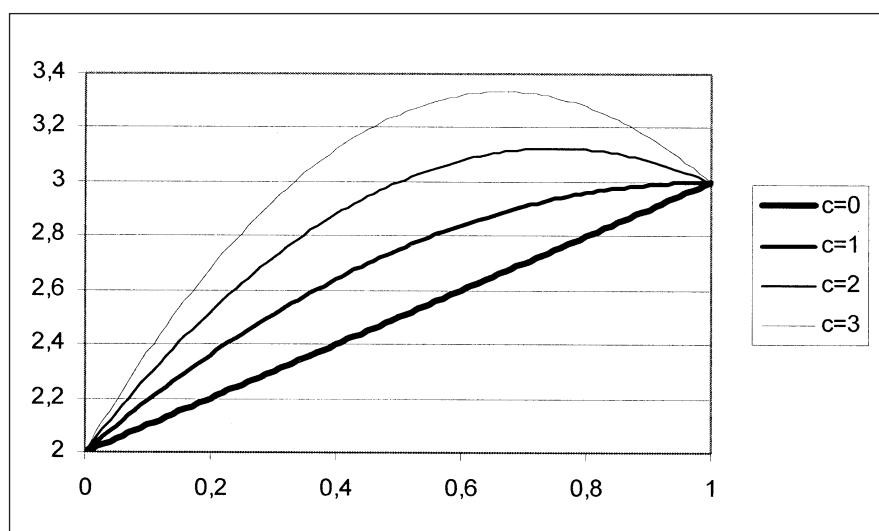
Les autres hypothèses demeurent inchangées : les valeurs initiale et finale de  $q_1$  s'établissent à 1 et 1,2 ;  $p_1$  et  $q_1$  varient de façon linéaire ;  $p_2$  suit une évolution linéaire ou parabolique plus ou moins marquée en fonction de la valeur (ici prise à 0, 1/2, 1 ou 3/2) d'un paramètre  $c$ .

Sur la base de ce nouvel énoncé, on calcule les indices de prix de Divisia et de Laspeyres chaîné, celui-ci à partir des mêmes quatre points intermédiaires que dans l'exercice précédent :  $t = 0,2 ; 0,4 ; 0,6$  et  $0,8$ .

Les calculs ont été effectués pour les quatre valeurs considérées du paramètre  $c$ , en distinguant trois niveaux différents de périodicité (valeur du paramètre  $n$ ) pour la perturbation :  $0,1 \sin(4\pi t)$  ;  $0,1 \sin(8\pi t)$  et  $0,1 \sin(12\pi t)$ . Les résultats sont donnés dans le tableau 3. On constate que les écarts relativement à notre indice de référence pris égal à 1,2 sont croissants avec l'irrégularité de l'évolution de  $p_2$  mais qu'ils restent quasiment négligeables tant que celle-ci n'est pas trop forte, même si le degré d'irrégularité

**Graphique 2**

Profil de  $p_2(t)$  en fonction de la valeur du paramètre  $c$



**Tableau 2**

	$c = 0$	$c = 1$	$c = 2$	$c = 3$
<b>Divisia</b>	<b>1,207</b>	<b>1,207</b>	<b>1,207</b>	<b>1,207</b>
Laspeyres chaîné	1,212	1,216	1,224	1,235
Laspeyres	1,233	1,233	1,233	1,233
Fisher	1,220	1,220	1,220	1,220



## Les indices à surplus constant

### Cadre théorique

On cherche ici, en s'inspirant des indices à utilité constante, à définir un indice de référence, que nous noterons  $I$ , adapté au cas où il existe une liaison fonctionnelle quantité-prix de type  $q_i = f_i(p_i)$  pour chacun des produits  $i$  pris en compte.

Le cadre recherché nous est offert par la théorie du surplus, selon laquelle le consommateur cherche à maximiser, produit par produit, la différence (le surplus) entre ce qu'il serait prêt à déboursier pour acquérir une certaine quantité  $q_i$  du produit  $i$  en question, autrement dit son consentement à payer, que nous noterons  $C_i(q_i)$ , et ce qu'il paie réellement, soit  $p_i q_i$ , pour consommer cette même quantité de produit.

Le maximum recherché est atteint quand la dérivée (par rapport à  $q_i$ ) de  $C_i(q_i) - p_i q_i$  est égale à zéro, donc quand  $C'_i(q_i)$  est égal à  $p_i$ . On voit que ces expressions  $C'_i(q_i) = p_i$  correspondent bien à notre problème, en posant que les  $f_i$  sont les inverses des  $C'_i$ .

### Définition et expression

Notons  $p_{i0}$  et  $p_{i1}$  les prix aux dates  $t = 0$  et  $t = 1$ , et  $q_{i0}$  et  $q_{i1}$  les quantités correspondant à ces prix.

Lorsque les quantités sont rationalisées par une fonction de consentement à payer,  $I$  est un indice à surplus constant entre les dates  $t = 0$  et  $t = 1$  si les deux systèmes de prix  $[p_{i1}/I, \dots, p_{i1}/I, \dots, p_{n1}/I]$  et  $[p_{i0}, \dots, p_{i0}, \dots, p_{n0}]$  correspondent à un même surplus global.

Notons  $p_{i1'}$  les prix  $p_{i1}/I$  et  $q_{i1'}$  les quantités correspondant à ces prix.

Puisque les  $f_i$  sont les inverses des  $C'_i$  la donnée des  $f_i$  permet de « remonter » aux fonctions  $C_i$ . Celles-ci étant désormais supposées connues, la traduction de la définition de l'indice à surplus constant est que  $I$  est la solution de l'équation suivante :

$$\sum_i [C_i(q_{i1'}) - p_{i1'} q_{i1'}] = \sum_i [C_i(q_{i0}) - p_{i0} q_{i0}].$$

Sachant que  $C'_i(q_i) = p_i$ , on montre que cette équation peut se mettre sous la forme

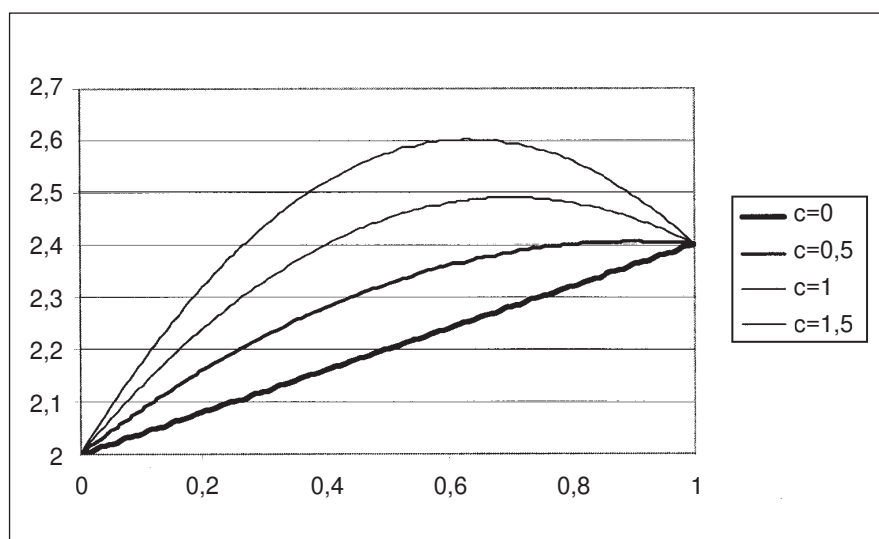
$$\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1'}} f_i(p_i) dp_i = 0.$$

En dehors de cas particuliers, la détermination de  $I$  nécessite de recourir à des procédures numériques.

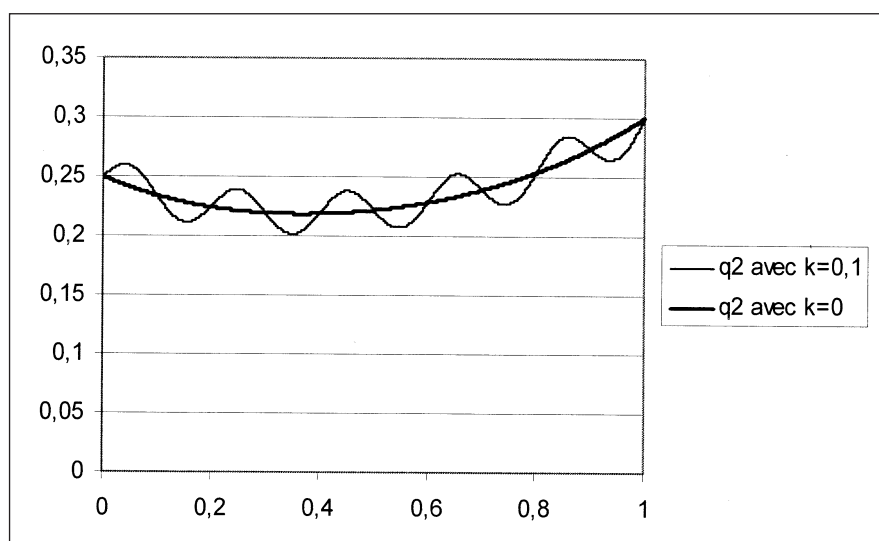
Tableau 3

	c = 0	c = 0,5	c = 1	c = 1,5
<b>0,1 sin (4 πt)</b>				
Divisia	1,200	1,201	1,201	1,202
Laspeyres chaîné	1,200	1,201	1,204	1,208
<b>0,1 sin (8 πt)</b>				
Divisia	1,200	1,200	1,201	1,201
Laspeyres chaîné	1,200	1,200	1,201	1,204
<b>0,1 sin (12 πt)</b>				
Divisia	1,200	1,200	1,200	1,201
Laspeyres chaîné	1,200	1,202	1,205	1,210

Graphique 3

Profil de  $p_2(t)$  en fonction du coefficient c

Graphique 4

Profil de  $q_2(t)$  pour c = 1 et n = 10

On aura bien sûr noté qu'avec  $n = 10$ , l'effet de la perturbation est nul à chacune des quatre dates intermédiaires (0,2 ; 0,4, 0,6 et 0,8) retenues pour le calcul du Laspeyres chaîné. Les résultats sont toutefois du même ordre que ceux présentés dans le tableau 3 : par exemple, avec  $n = 10$ , le Laspeyres chaîné et le Divisia sont respectivement égaux à 1,207 et 1,201 pour  $c = 1,5$ . Dans la circonstance, le fait de ne chaîner que par quatre points est en effet prépondérant par rapport à l'écart dû au principe même du chaînage (continu).

admissible est plus faible pour le Laspeyres chaîné que pour le Divisia.

Le graphique 3 donne le profil de  $p_2(t)$ , de  $t = 0$  à  $t = 1$ , en fonction des valeurs du paramètre  $c$ . Enfin, le graphique 4 permet de visualiser, pour le cas  $c = 1$  et  $n = 10$ , l'impact de la perturbation introduite : la courbe lisse ( $k = 0$ ) représente en effet le chemin qu'aurait suivi  $q_2(t)$  en l'absence de cette perturbation, dont on voit qu'elle induit d'importants mouvements de hausse et baisse (de l'ordre de 20 %).

### Un nouvel indice de référence...

Les deux types de cas examinés jusqu'ici peuvent être considérés comme des cas polaires : d'une part celui, très intéressant théoriquement mais d'application restreinte, où l'indice de Divisia constitue la référence ; d'autre part celui, banal, où tous les indices élémentaires sont égaux et où la référence est donnée par l'indice de Laspeyres (ou de Fisher).

Pour progresser dans notre étude sur la pertinence du chaînage, il faut maintenant se placer dans des conditions de validité théorique aussi peu restrictives que possible (ou du moins pouvant être considérées comme approximativement réunies dans un aussi grand nombre de cas que possible), sachant que « la bonne référence » ne pourra pas être apportée (a priori) par les indices classiques (Divisia, Laspeyres, Fisher...). Mais nous pourrions alors apprécier les performances de ces derniers à l'aune de leur écart à la référence en question.

Nous proposons de considérer ici le cas où il existe une liaison fonctionnelle du type  $q_i = f_i(p_i)$  pour chacun des produits  $i$  pris en compte, un cas particulier étant alors celui où ces fonctions  $f_i$  traduisent l'élasticité des quantités consommées par rapport aux prix des produits. Cette modélisation est certes moins « belle », sur le plan théorique, que celle qui sous-

tend le théorème de Hulten, puisque l'on passe d'un équilibre général, où sont considérés l'ensemble des produits consommés, à la juxtaposition d'équilibres partiels propres à chaque produit. Mais elle offre un cadre beaucoup plus souple, susceptible de représenter une approximation à de nombreux cas concrets et dans lequel on peut s'intéresser à des groupes de produits comme par exemple les biens alimentaires ou les produits énergétiques.

Encore reste-t-il à définir « la bonne référence ». L'idée de départ est de s'inspirer de la théorie du surplus, qui pose en substance que le consommateur cherche à maximiser, produit par produit, la différence entre ce qu'il serait prêt à déboursier pour acquérir une certaine quantité du produit en question, autrement dit son consentement à payer, et ce qu'il paie réellement pour consommer cette même quantité de produit. Le surplus maximal est atteint lorsque le consentement marginal à payer, naturellement décroissant, devient égal au prix unitaire [3]. Moyennant quelques hypothèses techniques raisonnables, on aboutit bien à une relation du type recherché :  $q_i = f_i(p_i)$ . Le coefficient commun qui, appliqué à chaque indice de prix élémentaire, permet de conserver le niveau de surplus global du consommateur nous apportera notre indice de référence. Nous l'appellerons « indice à surplus constant », en abrégé ISC (cf. encadré page 20 et article suivant). L'analogie avec l'indice à utilité constante (IUC) est manifeste, à ceci près que celui-ci ne permet pas de raisonner en équilibres partiels.

Bien sûr, nous avons voulu nous assurer que la référence ISC ne pouvait être contredite par une autre « bonne référence ». De fait, nous le verrons plus en détail dans l'article suivant, on peut identifier trois cas particuliers (et pas un de plus) rentrant dans le cadre théorique ici considéré et pour lesquels il existe déjà une bonne référence : quand tous les indices élémentaires sont égaux, quand l'élasticité des quantités par rapport aux prix est la même

pour tous les produits pris en compte, enfin quand le consommateur maximise une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas. Or, dans chacun de ces trois cas, l'ISC est bien égal à la référence « concurrente », respectivement l'indice commun, le Divisia (alors égal à l'indice géométrique) et l'IUC (qui dans la circonstance ne fait qu'un avec le Divisia).

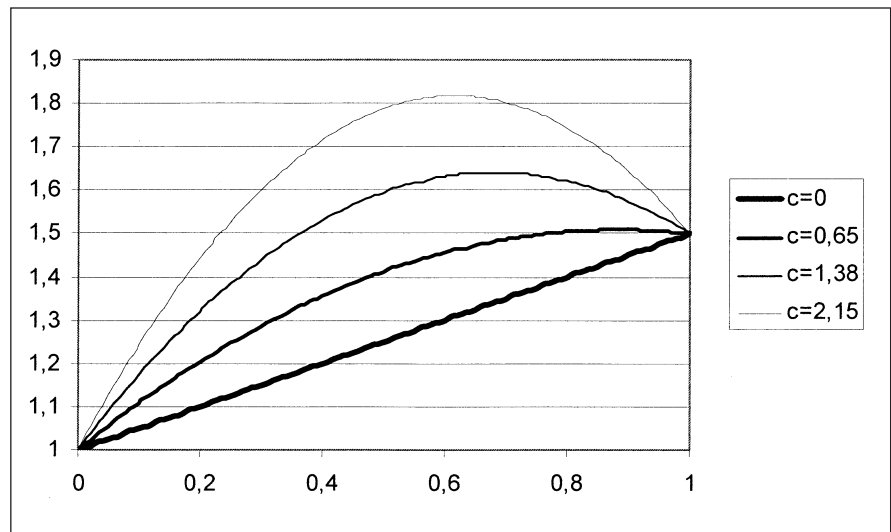
**... et des confirmations**

La référence à l'ISC confirme à la fois l'intérêt du chaînage et la nécessité de règles de prudence.

Considérons par exemple le cas de deux produits notés 1 et 2 avec  $q_1 = p_1^{-1.5}$  et  $q_2 = p_2^{-2}$  : autrement dit, les élasticité des quantités par rapport aux prix, que l'on notera  $e_1$  et  $e_2$ , sont respectivement égales à -1,5 et -2. On supposera par ailleurs que  $p_1$  varie de façon linéaire de 1 à 1,1 et que  $p_2$  varie de 1 à 1,5 en suivant une évolution linéaire ou parabolique plus ou moins prononcée en fonction de la valeur d'un paramètre  $c$ .

Sur la base de cet énoncé, nous avons calculé l'ISC et les indices de Laspeyres et Fisher, respectivement égaux à 1,273 (ISC), 1,300 (Laspeyres) et 1,282 (Fisher). Nous

**Graphique 5**



**Tableau 5**  
Cas où  $e_1 = -1,5$  et  $e_2 = -2$

	c = 0	c = 0,65	c = 1,38	c = 2,15
<b>ISC</b>	<b>1,273</b>	<b>1,273</b>	<b>1,273</b>	<b>1,273</b>
Laspeyres chaîné, pas = 0,2	1,274	1,282	1,300	1,328
Laspeyres chaîné, pas = 0,1	1,270	1,275	1,285	1,300
Laspeyres	1,300	1,300	1,300	1,300
Fisher	1,282	1,282	1,282	1,282

**Tableau 6**  
Cas où  $e_1 = -3$  et  $e_2 = -2$

	c = 0	c = 1	c = 1,45	c = 2,4
<b>ISC</b>	<b>1,262</b>	<b>1,262</b>	<b>1,262</b>	<b>1,262</b>
Laspeyres chaîné, pas = 0,2	1,279	1,289	1,300	1,332
Laspeyres chaîné, pas = 0,1	1,276	1,280	1,285	1,300
Laspeyres	1,300	1,300	1,300	1,300
Fisher	1,289	1,289	1,289	1,289

avons également calculé deux indices de Laspeyres chaînés, le premier avec un pas de 0,2 (comme dans les exemples précédents), le second avec un pas de 0,1. Ces derniers calculs ont été effectués pour quatre valeurs distinctes du paramètre  $c$  : 0 ; 0,65 ; 1,38 et 2,15 (le graphique 5 permet de visualiser les profils correspondants de  $p_2$ ). Les trois dernières sont celles pour lesquelles il y a égalité entre l'un ou l'autre des deux Laspeyres chaînés et l'indice de Laspeyres ou celui de Fisher.

Les résultats sont donnés dans le tableau 5. Ils montrent en particulier

que l'indice chaîné est d'autant « meilleur » (c'est-à-dire plus proche de l'indice ISC) que  $c$  est faible :

- entre  $c = 0$  et  $c = 0,65$ , le chaînage avec un pas de 0,2 (quatre points intermédiaires seulement) est meilleur que l'indice de Laspeyres à base fixe et même meilleur que l'indice de Fisher ;

- entre  $c = 0,65$  et  $c = 1,38$ , ce même chaînage est toujours meilleur que l'indice à base fixe ;

- entre  $c = 1,38$  et  $c = 2,15$ , l'indice à base fixe devient meilleur que le chaînage avec un pas de 0,2 mais demeure moins bon que le chaînage

avec un pas de 0,1 (huit points intermédiaires) ;

- au-delà de  $c = 2,15$ , le Laspeyres à base fixe est meilleur que le Laspeyres chaîné avec un pas de 0,1. Cela étant, les simulations montrent que jusqu'à des valeurs très importantes de  $c$  (plus de 20), l'indice-chaîne peut être meilleur que l'indice à base fixe à condition d'augmenter le nombre de points de chaînage.

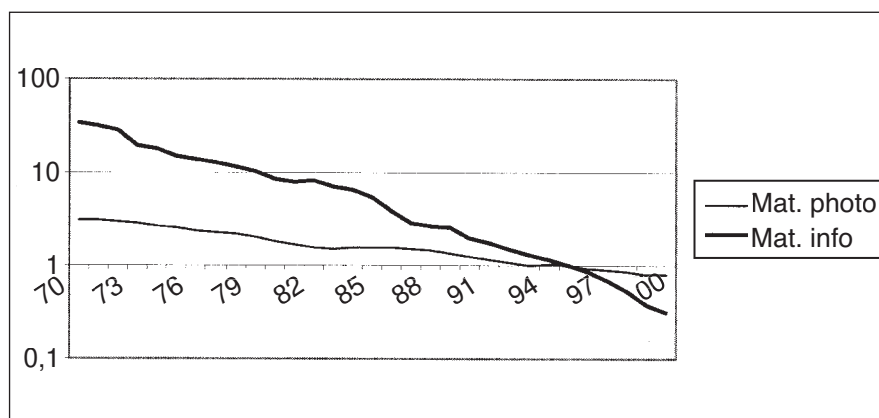
On notera avec intérêt que les résultats ne sont guère différents avec des élasticités supérieures (cf. tableau 6), le champ de prédominance du chaînage s'étendant même à des valeurs de  $c$  légèrement supérieures. Tout ceci tend à confirmer que les indices-chaîne sont préférables aux indices à base fixe lorsque l'évolution des indices élémentaires n'est pas trop irrégulière.

### Des cas presque réels...

Sont ici proposés deux exemples *presque* réels, respectivement notés E1 et E2, d'une part l'agrégation de deux postes voisins de la nomenclature de consommation des ménages par fonction, les postes 0912 (équipement photo, cinéma et instruments d'optique) et 0913 (matériel de traitement de l'information), d'autre part l'agrégation des productions de légumes frais et de pommes de terre.

Les graphiques 6, qui retracent l'évolution des indices de prix réels de nos quatre « produits » (postes 0912 et 0913 de la nomenclature de consommation des ménages par fonction, légumes frais et pommes de terre) sur la période 1970-2000 (ou 2002), montrent à quel point nos deux cas peuvent être contrastés : côté E1, une baisse à la fois régulière et très rapide (surtout pour le matériel de traitement de l'information, dont le prix réel a été divisé par plus de 100), côté E2 de très fortes fluctuations (surtout pour la pomme de terre, dont le prix réel peut varier d'une année sur l'autre dans un rapport allant de 1 jusqu'à 5).

Graphique 6.E1

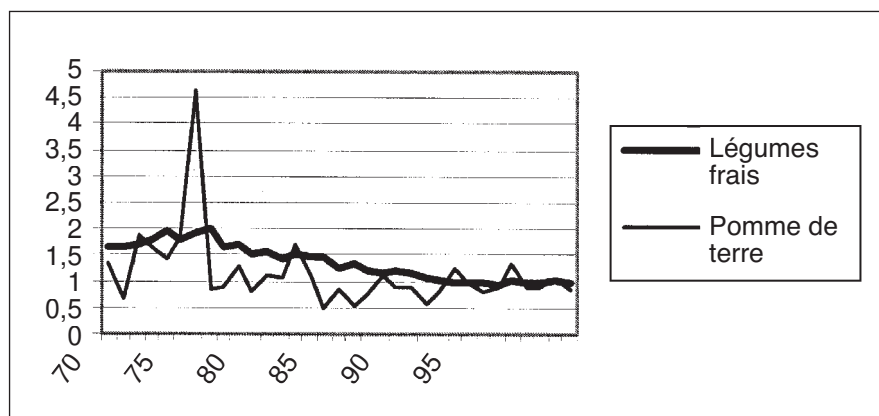


Source : Comptes nationaux (Insee)

L'échelle des ordonnées est logarithmique.

Le déflateur, pour obtenir les prix « réels », est l'indice de prix de la consommation effective des ménages (même source).

Graphique 6.E2



Source : Comptes nationaux (Insee)

Le déflateur, pour obtenir les prix « réels », est l'indice de prix du PIB (même source).

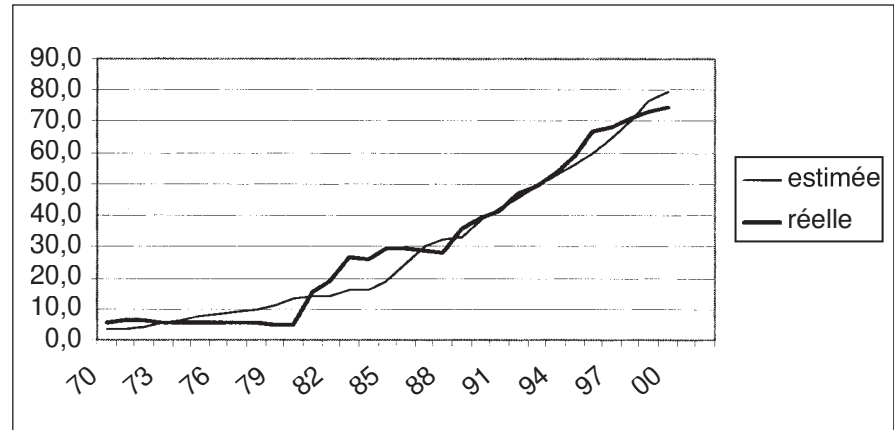
Pour chacun de nos quatre produits, l'hypothèse d'une élasticité constante entre prix réels et volumes paraît tout à fait acceptable. Les graphiques 7 montrent en effet que cette hypothèse conduit à des évolutions des parts en valeur estimées (lesquelles constituent les pondérations des indices élémentaires dans le calcul du Laspeyres par exemple) très proches de celles observées réellement. L'objet n'étant pas ici de déterminer précisément les élasticités en question, ni de tester des modèles, les parts en valeur estimées ont été calculées par simple ajustement sur la période 1970-2000 ou 1970-2002 au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Pour calculer les indices agrégés, on s'est appuyé sur les vrais indices de prix élémentaires et sur les parts en valeur estimées. C'est en ce sens qu'il s'agit d'exemple « presque » réels. Mais c'est aussi grâce à cette entorse à la réalité, en supposant donc constantes les élasticités volume-prix, que nous avons pu calculer (numériquement) notre « bonne référence », à savoir ici l'ISC.

Le cas E1 est a priori favorable au chaînage puisque les évolutions sont régulières, même si l'on constate une accélération du mouvement des prix en fin de période avec le développement de la micro-informatique (graphique 6.E1). Le Laspeyres à base fixe sera par contre pénalisé par l'ampleur de la déformation des parts de valeur dans le temps (graphique 7.E1) : comme les évolutions de prix des deux « produits » considérés sont sensiblement différentes, on comprend intuitivement que cet indice va sous-estimer la baisse effective des prix. Ceci est confirmé par le graphique 8.E1, qui retrace la position des indices de Laspeyres et Fisher, à base fixe et chaînés, relativement à la « bonne référence » que constitue l'ISC. Le Laspeyres chaîné est nettement meilleur que le Laspeyres à base fixe. C'est même le meilleur des quatre indices testés, sauf en fin de période, quand les écarts deviennent excessivement importants. Ainsi, pour la décennie 1990-2000, le Laspeyres à base fixe est très largement supé-

**Graphique 7.E1**

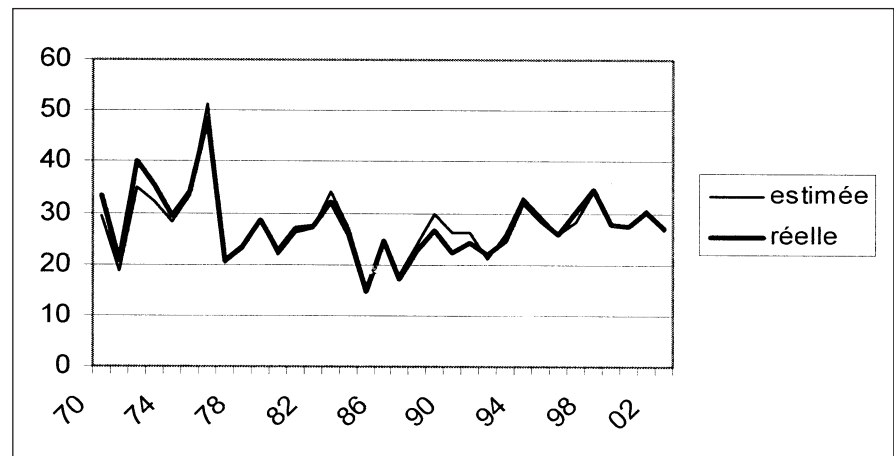
Part (%) de valeur du matériel de traitement de l'information dans l'ensemble E1



Source : Comptes nationaux (Insee)

**Graphique 7.E2**

Part (%) de valeur de la production de pomme de terre dans l'ensemble E2



Source : Comptes nationaux (Insee)

rieur à l'indice de référence (0,448 contre 0,337) alors que le Laspeyres chaîné lui est nettement inférieur (0,284 contre 0,337).

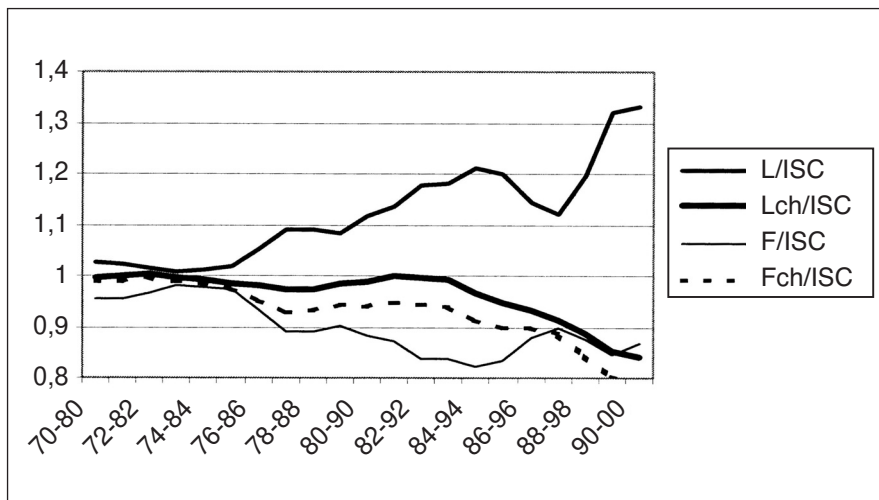
Globalement, le chaînage apparaît dans ce cas E1 préférable aux indices à base fixe, même si ces résultats auraient été sans doute bien meilleurs si les élasticités volume-prix des deux « produits » pris en compte, respectivement - 0,78 pour le poste 0912 et - 1,94 pour le poste 0913, n'avaient pas été aussi différentes. Rappelons en effet que la bonne référence est apportée par l'indice de Divisia (chaînage en continu) lorsque les élasticités sont égales.

Le cas E2, avec de très fortes fluctuations et des retours fréquents à la position initiale (du moins pour les pommes de terre), est a priori très défavorable au chaînage.

Et, en effet (cf. graphique 8.E2), le Laspeyres chaîné se révèle nettement moins bon que le Laspeyres à base fixe. On peut également constater que le Fisher à base fixe est globalement très bon mais qu'il « ne tient pas la route » face au choc de 1976 sur le prix des pommes de terre. Quant au Fisher chaîné, s'il passe sans encombre le cap de 1976, il n'est pas partout aussi bon que le Fisher à base fixe.

**Graphique 8.E1**

Rapport à l'indice de référence (ISC) des indices de Laspeyres et Fisher à base fixe et chaînés



Source : Comptes nationaux (Insee)

Les points d'abscisse correspondent à des périodes glissantes de 10 ans.



Irving Fisher, 1867-1947

**... et de nouvelles confirmations**

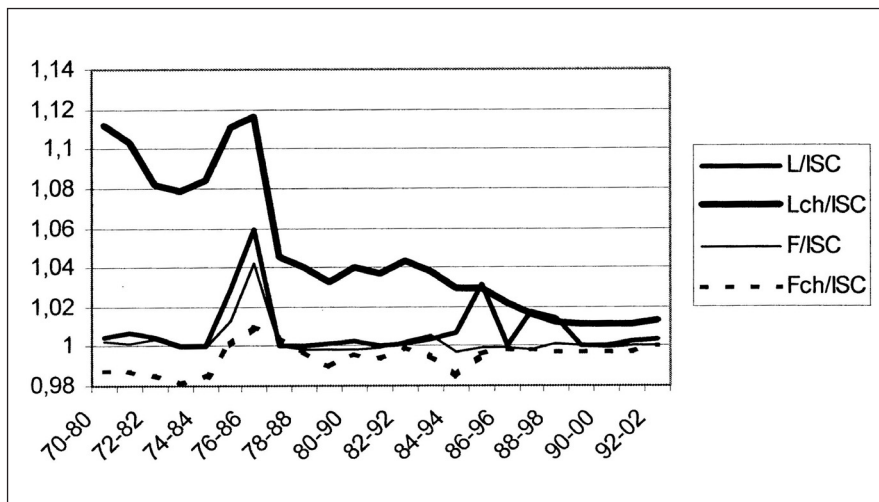
Les deux cas *presque* réels que nous venons d'examiner tendent à confirmer que le chaînage peut être source d'appréciables gains de précision dans la mesure de l'évolution économique quand les séries élémentaires sont suffisamment régulières, mais qu'il conviendrait plutôt de l'éviter lorsque cette condition n'est pas satisfaite. Ils montrent également, même s'il s'agit de cas plus ou moins « extrêmes », que le choix de l'indice est loin d'être neutre en termes de conséquences numériques. Dans le même registre, ils mettent en lumière la très bonne tenue de cet indice « superlatif » [6] que constitue le Fisher, potentiellement « tout-terrain » mais peu utilisé pour des raisons matérielles.

**Jean-Pierre BERTHIER**

Insee  
Direction générale  
Chef de la division Agriculture

**Graphique 8.E2**

Rapport à l'indice de référence (ISC) des indices de Laspeyres et Fisher à base fixe et chaînés



Source : Comptes nationaux (Insee)

Les points d'abscisse correspondent à des périodes glissantes de 10 ans.

### Bibliographie

- [1] « Indices statistiques. Quels outils pour quelles mesures ? », J. Vacher, *Insee Méthodes*, n° 15, 1991.
- [2] « Pertinence et mise en œuvre des séries chaînées », J.-P. Berthier, in *Comptabilité Nationale - Nouveau système et patrimoine*, Economica, 2001.
- [3] « Les indices additifs : une autre approche de la théorie des indices et de l'étude du chaînage », J.-P. Berthier, *Courrier des statistiques*, n° 104, Insee, décembre 2002.
- [4] « Divisia Index Numbers », C.R. Hulten, *Econometrica*, 41, 1973, n° 6, pp. 1017-25.
- [5] « Les indices à utilité constante : une référence pour mesurer l'évolution des prix », F. Magnien et J. Pognard, *Économie et Statistique*, n° 335, 2000.
- [6] « Exact and Superlatif Index Numbers », W.E. Diewert, *Journal of Econometrics*, 4, 1976.

# Les indices à surplus constant

## Une tentative de généralisation des indices à utilité constante

On cherche ici, en s'inspirant des indices à utilité constante, à définir un indice de prix de référence adapté au cas où il existe une liaison fonctionnelle quantité-prix de type  $q_i = f_i(p_i)$  pour chacun des produits  $i$  pris en compte.

### Les indices à utilité constante

Soient  $U$  une fonction d'utilité caractérisant le comportement du consommateur représentatif,  $R_0$  le revenu de ce consommateur à la date  $t_0$ ,  $p_{i0}$  et  $p_{i1}$  les prix de nos produits  $i$  aux dates  $t_0$  et  $t_1$ .

Ces deux systèmes de prix seront respectivement notés  $P_0$  et  $P_1$  avec  $P_0 = [p_{10}, \dots, p_{i0}, \dots, p_{n0}]$  et  $P_1 = [p_{11}, \dots, p_{i1}, \dots, p_{n1}]$ .

Par définition, l'indice à utilité constante, en abrégé l'IUC, est égal à  $R^*/R_0$ , où  $R^*$  est le revenu qui procurerait au consommateur, dans le système  $P_1$ , la même satisfaction (la même utilité) que celle que lui apporte  $R_0$  dans le système  $P_0$ .

$R^*$  est donc tel que  $U(R_0, P_0) = U(R^*, P_1)$ .

**Proposition 1 : l'IUC peut s'écrire comme étant le nombre  $I$  tel que l'utilité du consommateur reste la même lorsque l'on passe du système de prix  $P_0$  au système de prix  $P_1/I = [p_{11}/I, \dots, p_{i1}/I, \dots, p_{n1}/I]$ , le revenu  $R_0$  ne variant pas.**

La démonstration de la vérité de cette proposition tient en quelques lignes :

→ Lorsque tous les prix et le revenu sont multipliés ou divisés par un même coefficient, le programme de maximisation de l'utilité du consommateur s'écrit exactement de la même façon. Dès lors, les quantités consommées tout comme l'utilité demeurent inchangées.

On peut donc écrire

$$U(R^*, P_1) = U(R^*/(R^*/R_0), P_1/(R^*/R_0)) = U(R_0, P_1/(R^*/R_0)).$$

Et comme  $U(R^*, P_1) = U(R_0, P_0)$ ,

on a  $U(R_0, P_0) = U(R_0, P_1/(R^*/R_0))$ .

En posant  $I = R^*/R_0$ , on obtient  $U(R_0, P_0) = U(R_0, P_1/I)$ .

→ Supposons réciproquement qu'il existe  $I$  tel que  $U(R_0, P_0) = U(R_0, P_1/I)$ .

Lorsqu'on multiplie tous les prix et le revenu par  $I$ , l'utilité ne change pas, et l'on peut écrire  $U(R_0, P_0) = U(R_0 I, P_1)$ .

On a donc  $R_0 I = R^*$ , soit  $I = R^*/R_0$ , définition de l'IUC.

CQFD.

### Quand l'indice de Divisia est un IUC

L'indice des prix de Divisia entre deux dates 0 et 1 est donné, s'il existe, par la formule

$$D_{1/0}(p) = \exp\left[\int_0^1 \sum_i (\text{val}_i(t)/\text{val}(t))(p'_i(t)/p_i(t))dt\right],$$

$\text{val}$  désignant la valeur totale du « panier »,  $\text{val}_i$  la valeur du seul produit  $i$ ,  $p_i$  le prix de ce produit et  $p'_i$  la dérivée (par rapport au temps) de  $p_i$ .

Le théorème de Hulten nous dit que cet indice est un IUC lorsque, sur l'ensemble de la période considérée, les choix du consommateur sont rationalisés par une fonction d'utilité continue, concave, non saturée et homogène (dont on peut toujours supposer qu'elle est de degré 1).

Par définition de l'IUC, il ne dépend alors que des données initiales et finales.



## La théorie du surplus

Un cadre adapté au problème que nous cherchons ici à résoudre nous est offert par la théorie du surplus, selon laquelle le consommateur cherche à maximiser, produit par produit, la différence (le surplus) entre ce qu'il serait prêt à déboursier pour acquérir une certaine quantité  $q_i$  du produit  $i$  en question, autrement dit son consentement à payer, que nous noterons  $C_i(q_i)$ , et ce qu'il paie réellement, soit  $p_i q_i$ , pour consommer cette même quantité de produit. La fonction  $C_i$  est supposée dérivable et de dérivée continue et strictement décroissante (le consentement marginal à payer est décroissant en fonction de la quantité consommée).

Le maximum recherché est atteint quand la dérivée (par rapport à  $q_i$ ) de  $[C_i(q_i) - p_i q_i]$  est égale à zéro, donc quand  $C'_i(q_i)$  est égal à  $p_i$ . On voit que ces expressions  $C'_i(q_i) = p_i$  correspondent bien à notre problème, en posant que les  $f_i$  sont les inverses des  $C'_i$ .

Le surplus total, que nous noterons  $S$ , est bien sûr égal à  $\sum_i [C_i(q_i) - p_i q_i]$ .

La théorie du surplus peut se raccrocher à la théorie classique du consommateur de la façon suivante : considérons deux produits, un produit lambda et un produit particulier appelé « monnaie ». L'utilité  $V$  que procurent au consommateur  $q$  unités du produit lambda et  $m$  unités monétaires est définie par  $V(q, m) = C(q) + m$ . Le terme  $C(q)$  s'analyse comme étant égal au consentement à payer du consommateur pour disposer des  $q$  unités du produit lambda, puisqu'il lui est indifférent de posséder  $C(q)$  unités monétaires supplémentaires ou de consommer  $q$  unités du produit lambda : on a en effet  $V(q, m) = V(0, m + C(q))$ .



*La théorie du surplus a été développée au XIX<sup>e</sup> siècle par l'ingénieur Jules Dupuit (1804-1866) en vue de l'optimisation des investissements en infrastructures de transport.*

1. Les notations sont ici formellement incorrectes puisque l'on utilise le même  $q_i$  pour la borne de l'intégrale et comme variable d'intégration. La suite de la démonstration ne risquant pas d'être ambiguë à ce niveau, on conservera ce formalisme afin de ne pas alourdir les notations.

La particularité du produit « monnaie » tient au fait que son utilité marginale est constante. La maximisation de  $V$  sous contrainte de revenu ( $R$ ) est alors équivalente à la maximisation du surplus (sous réserve d'une disponibilité suffisante de monnaie). En effet, on a  $m = R - pq$  d'où  $V(q, R) = C(q) - pq + R = S(q) + R$ . Puisque  $R$  est une donnée exogène, la maximisation de  $V$  en fonction de  $q$  est équivalente à celle de  $S$ .

On remarquera que ce cadre théorique est également adapté au cas de la production.

Le surplus total du producteur, autrement dit son bénéfice total (recettes - coûts), peut en effet s'écrire

$$\sum_i [p_i q_i - C_i(q_i)],$$

les  $C_i$  désignant cette fois-ci les fonctions de coût de production.

## Les indices à surplus constant

Au lieu de maximiser  $U$ , le consommateur cherche ici à maximiser  $S$ . La notion d'indice à utilité constante, exprimée sous la forme indiquée dans la proposition 1, peut être transposée comme suit : lorsque, entre deux dates 0 et 1, les quantités consommées sont rationalisées par une fonction de consentement à payer,  $I$  est un indice de prix à surplus constant, en abrégé ISC, si le surplus dégagé dans le système de prix  $P_1/I$  est égal au surplus dégagé dans le système de prix initial  $P_0$ .

De fait, l'on se pose la question suivante : par quel coefficient commun, lequel fournira l'ISC, faudrait-il multiplier (ou diviser) les prix  $p_{i1}$  pour que le surplus dégagé dans le système de prix résultant soit égal au surplus auquel conduisait le système de prix  $P_0$ . Cette homothétie sur les prix ne modifie pas l'évolution des prix relatifs mais traduit, en la neutralisant, l'évolution globale des prix des produits concernés.

**Proposition 2 : l'ISC peut s'écrire comme étant le**

**nombre  $I$  tel que  $\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}/I} q_i(p_i) dp_i = 0$ .**

Preuve

Soit  $C_i(0)$  le consentement à payer (normalement nul, mais en fait peu importe) pour une quantité nulle du produit  $i$ .

Comme  $C_i(q_i) - C_i(0)$  est égal<sup>1</sup> à  $\int_0^{q_i} C'_i(q_i) dq_i$

et que  $C'_i(q_i)$  est égal à  $p_i$ ,

on a  $C_i(q_i) = \int_0^{q_i} p_i(q_i) dq_i + C_i(0)$ ,

d'où  $S = \sum_i [\int_0^{q_i} p_i(q_i) dq_i - p_i q_i] + \sum_i C_i(0)$ .

Notons  $p_{i1}$ , le prix  $p_{i1}/I$  et  $q_{i1}$ , la quantité correspondant à ce prix.

La définition de l'ISC s'écrit (constance de S) :

$$\sum_i \left[ \int_0^{q_{i1}} p_i(q_i) dq_i - p_{i1} q_{i1} \right] = \sum_i \left[ \int_0^{q_{i0}} p_i(q_i) dq_i - p_{i0} q_{i0} \right]$$

soit 
$$\sum_i \int_{q_{i0}}^{q_{i1}} p_i(q_i) dq_i = \sum_i [p_{i1} q_{i1} - p_{i0} q_{i0}].$$

Par changements de variables et puisque  $q_i(p_i)$  est la fonction réciproque de  $p_i(q_i)$ , il vient

$$p_{i1} q_{i1} - p_{i0} q_{i0} = \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} d(p_i q_i) = \int_{q_{i0}}^{q_{i1}} p_i(q_i) dq_i + \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} q_i(p_i) dp_i.$$

In fine, on obtient

$$\begin{aligned} \sum_i \int_{q_{i0}}^{q_{i1}} p_i(q_i) dq_i &= \sum_i [p_{i1} q_{i1} - p_{i0} q_{i0}] \\ &= \sum_i \int_{q_{i0}}^{q_{i1}} p_i(q_i) dq_i + \sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} q_i(p_i) dp_i, \end{aligned}$$

soit 
$$\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} q_i(p_i) dp_i = 0,$$

ce qui est bien la formule recherchée.

Si réciproquement on suppose que 
$$\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} q_i(p_i) dp_i = 0,$$

il n'y a pas de difficulté à montrer, en reprenant à l'envers le raisonnement qui précède, que cette hypothèse implique l'égalité  $S(p_{i1}/I) = S(p_{i0})$ .

**Proposition 3 : dans le cadre théorique décrit précédemment, l'ISC existe et est unique (on supposera qu'aucun prix n'est nul ni aucune quantité).**

Preuve

L'expression 
$$\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}} q_i(p_i) dp_i$$
 est une fonction strictement

décroissante de I (dès lors que les quantités ne sont pas nulles). En choisissant  $I_{min}$  suffisamment petit pour que tous les  $p_{i1}/I_{min}$  soient plus grands que les  $p_{i0}$  (ce qui est possible dès lors qu'aucun prix n'est nul), on obtient une expression positive. De même, en choisissant un  $I_{maj}$  suffisamment grand pour que tous les  $p_{i1}/I_{maj}$  soient inférieurs aux  $p_{i0}$ , on obtient une expression négative. Par

continuité, on en déduit l'existence d'un I vérifiant l'égalité recherchée. L'expression étant strictement monotone, cette solution est unique.

### Propriétés des indices à surplus constant

Il existe trois cas de figure rentrant dans le cadre théorique ici considéré et pour lesquels on connaît déjà un « bon » indice de référence. Or, dans chacun de ces trois cas, l'ICS est égal à la référence « concurrente ». Si le premier est assez banal, les deux autres ne le sont pas du tout et ceci contribue à faire de l'ICS l'indice de référence dès lors que l'on se situe dans une modélisation de type  $q_i = f_i(p_i)$ .

**Proposition 4 : lorsque tous les indices élémentaires sont égaux, alors l'ICS est égal à cet indice commun.**

Preuve

En posant  $I = p_{i1}/p_{i0}$ , on a  $p_{i1}/I = p_{i0}$ , ce qui assure que I annule l'expression de la proposition 2.

Cette propriété pourrait sembler inhérente à tous les indices. On sait cependant qu'elle n'est pas toujours vérifiée pour les indices chaîne ou l'indice de Divisia. En particulier, le fait d'avoir  $p_{i1} = p_{i0}$  pour tout i n'assure pas que ces indices soient égaux à 1.

**Proposition 5 : un cas unique, relevant à la fois du cadre théorique des indices à utilité constante et du cadre théorique des indices à surplus constant, est celui où l'élasticité des quantités par rapport aux prix est égale à -1 pour tous les produits ; l'ISC est alors égal à l'IUC<sup>2</sup> et l'indice commun est l'indice géométrique.**

Preuve

Dans le cadre théorique des ISC, la variation du prix d'un produit modifie la quantité consommée de ce produit mais pas les quantités consommées des autres produits. En revanche, dans le cadre théorique des IUC, la variation du prix d'un produit modifie généralement toutes les quantités consommées. Toutefois, ces deux cadres théoriques se rejoignent si l'on fait l'hypothèse que, pour chaque produit i,  $p_i q_i$  est égal à un montant constant  $R_i$ . Autrement dit, on pose  $q_i = R_i/p_i$ . Ceci implique que R est lui-même constant et que  $R_i/R$  représente la part de revenu consacrée au produit i.

Il est établi depuis longtemps que ce cas de figure correspond à une fonction d'utilité de Cobb-Douglas (avec ici un revenu constant) et que l'IUC est alors égal à l'indice géométrique.

On a donc 
$$IUC = \Pi (p_{i1}/p_{i0})^{R_i/R}.$$

2. Lui-même égal alors à l'indice de Divisia en vertu du théorème de Hulten.

Calculons maintenant l'ISC à partir de son expression telle que donnée dans la proposition 2.

$$\sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}/I} q_i(p_i) dp_i = 0 \text{ s'écrit ici } \sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}/I} (R_i/p_i) dp_i = 0,$$

$$\text{soit } \sum_i \left[ R_i \ln \frac{p_{i1}}{p_{i0}} \right] = 0,$$

$$\text{soit encore } \sum_i \ln [p_{i1}/(I \cdot p_{i0})]^{R_i} = \ln \Pi [p_{i1}/(I \cdot p_{i0})]^{R_i} = 0.$$

On en déduit  $\Pi [p_{i1}/(I \cdot p_{i0})]^{R_i} = 1$ , d'où  $\Pi (p_{i1}/p_{i0})^{R_i} = I^{R_i}$

et finalement  $I = \Pi (p_{i1}/p_{i0})^{R_i/R}$ .

L'ISC est bien égal à l'IUC.

**Il existe d'autres cas** pour lesquels on dispose d'un « bon » indice de référence : quand seuls sont pris en compte deux produits, notés 1 et 2, et que les quantités relatives  $q_2/q_1$  peuvent s'écrire comme une fonction des prix relatifs  $p_2/p_1$  (ou inversement). Cette « bonne » référence est apportée par l'indice de Divisia, alors indépendant du chemin suivi par les prix entre les dates initiale et finale<sup>3</sup>. À l'intérieur de cette classe de cas, il en est un qui relève du cadre théorique des ISC : celui où l'élasticité  $e$  des quantités par rapport aux prix est constante et identique pour les deux produits :  $q_i = k_i p_i^{-e}$  (avec  $e$  positif, de façon à ce que les quantités soient décroissantes en fonction des prix). On vérifie aisément que les quantités relatives sont bien fonction des prix relatifs :  $q_2/q_1 = (k_2/k_1) \cdot (p_2/p_1)^{-e}$ . Il est même possible de montrer que l'indépendance de l'indice de Divisia au chemin suivi par les prix s'étend ici au cas où le nombre de produits est quelconque.

**Proposition 6 : lorsque l'élasticité  $e$  des quantités par rapport aux prix est constante et identique pour tous les produits ( $q_i = k_i p_i^{-e}$  avec  $e$  positif), alors l'indice de Divisia ne dépend que des prix aux dates initiale et finale, l'indice ISC est égal à l'indice de Divisia, et la valeur commune de ces deux indices est donnée (pour  $e$  différent de 1) par l'expression :**

$$\left[ \frac{\sum_i k_i (p_{i1})^{1-e}}{\sum_i k_i (p_{i0})^{1-e}} \right]^{1/(1-e)}.$$

Preuve

Pour  $e = 1$ , on se retrouve dans le contexte de la proposition 5. On peut donc supposer que  $e$  est différent de 1.

→ Soit  $D$  l'indice de Divisia.

Il est rappelé que dans l'expression de cet indice telle qu'elle est donnée dans l'encadré de la page 27,  $val_i$

désigne la valeur du seul produit  $i$  et  $val$  la valeur totale du « panier de consommation ».

$$\text{Ici, } val_i(t) = p_i(t)q_i(t) = k_i p_i(t)^{1-e},$$

$$\text{et on écrira } val(t) = \sum_j p_j(t)q_j(t) = \sum_j k_j p_j(t)^{1-e}$$

avec  $j = 1, 2, \dots, i, \dots, n$ .

Pour la suite de la démonstration et par commodité d'écriture, nous laisserons tomber les  $t$  entre parenthèses.

$$\text{Il vient } \ln D = \int_{t_0}^{t_1} \sum_i (k_i p_i^{1-e} / \sum_j (k_j p_j^{1-e}) \cdot (p'_i / p_i)) dt$$

$$= \int_{t_0}^{t_1} \sum_i (k_i p_i^{-e} p'_i / \sum_j (k_j p_j^{1-e})) dt.$$

Or  $\sum_i (k_i p_i^{-e} p'_i)$  est à un coefficient près (il faudrait multiplier par  $1-e$ ) la dérivée de  $\sum_j k_j p_j^{1-e}$  (tous les  $p_j$  étant des fonctions du temps).

$$\text{On peut donc écrire } \ln D = (1/(1-e)) \cdot \ln \left[ \sum_i (k_i p_i^{1-e}) \Big|_{t_0}^{t_1} \right],$$

$$\text{soit } \ln D = \ln \left[ \frac{\sum_i k_i p_{i1}^{1-e}}{\sum_i k_i p_{i0}^{1-e}} \right]^{1/(1-e)},$$

$$\text{d'où } D = \left[ \frac{\sum_i k_i p_{i1}^{1-e}}{\sum_i k_i p_{i0}^{1-e}} \right]^{1/(1-e)},$$

expression ne faisant intervenir que les  $p_{i0}$  et les  $p_{i1}$ .

*On notera que si les élasticités ne sont pas identiques ( $q_i = k_i p_i^{-e_i}$ ), alors l'indice de Divisia n'est pas indépendant, a priori, du chemin parcouru par les prix.*

→ Soit  $I$  l'indice à surplus constant.

$$\text{D'après la proposition 2, } I \text{ est tel que } \sum_i \int_{p_{i0}}^{p_{i1}/I} q_i(p_i) dp_i = 0.$$

$$\text{Or } q_i(p_i) dp_i = k_i p_i^{-e}, \text{ qui s'intègre en } k_i p_i^{-e+1}/(-e+1).$$

$$\text{Il vient donc } \sum_i \left[ (k_i/(1-e)) p_i^{1-e} \right]_{p_{i0}}^{p_{i1}/I} = 0$$

$$\text{soit } \sum_i k_i (p_{i1}/I)^{1-e} = \sum_i k_i p_{i0}^{1-e},$$

$$\text{d'où } I^{1-e} = \frac{\sum_i k_i p_{i1}^{1-e}}{\sum_i k_i p_{i0}^{1-e}}$$

et donc  $I = \left[ \frac{\sum_i k_i p_{i1}^{1-e}}{\sum_i k_i p_{i0}^{1-e}} \right]^{1/(1-e)}$ , ce qui est bien la même expression que celle obtenue pour  $D$ .

3. Cf. « Les indices additifs : une autre approche de la théorie des indices et de l'étude du chaînage », J.-P. Berthier, *Courrier des statistiques*, n° 104, décembre 2002.

Si les élasticités ne sont pas identiques ( $q_i = k_i p_i^{-e_i}$ ), on obtient, en reprenant la démonstration ci-dessus, que l'indice à surplus constant est la solution de l'équation

$$\sum_i (k_i / (1 - e_i)) * [(p_i / I)^{1 - e_i} - p_i^{1 - e_i}] = 0,$$

laquelle doit alors être résolue numériquement.

### L'ISC peut-il être pris en défaut ?

On peut se demander si, hors ceux couverts par la proposition 6 (et la proposition 5), il existe d'autres cas rentrant dans le cadre théorique des ISC avec indépendance de l'indice de Divisia au chemin suivi par les prix entre les dates initiale et finale. La réponse, négative, est fournie par la proposition 7. Il en résulte que l'ISC est toujours égal à l'autre « bonne référence » (IUC ou indice de Divisia indépendant du chemin) quand celle-ci existe.

**Proposition 7 : le cas où  $q_i = k_i p_i^{-e}$  est le seul rentrant dans le cadre théorique des ISC et tel que l'indice de Divisia soit indépendant du chemin parcouru par les prix entre les dates initiale et finale.**

Preuve

On a  $\ln D = \int_{t_0}^{t_1} \sum_i (p_i q_i / \sum_j p_j q_j) * (p'_i / p_i) dt.$

Si l'on se place dans le cadre théorique des ISC, en supposant donc que les quantités sont des fonctions des prix, soit  $q_i = f_i(p)$ ,  $\ln D$  peut s'écrire comme une fonction des seuls prix, avec  $dp_i = p'_i(t) dt.$

On pose donc  $\ln D (... , p_i, ...) = \int \sum_i g_i (... , p_i, ...) dp_i,$

avec  $g_i (... , p_j, ...) = f_i(p_i) / \sum_j f_j(p_j) p_j.$

On est ici en présence d'une intégrale curviligne. Son indépendance au chemin suivi par les prix entre les situations initiale et finale suppose l'existence d'une primitive  $G$  telle que  $dG = \sum_i g_i (... , p_j, ...) dp_i.$

Cette hypothèse suppose elle-même que, pour tout couple de produits  $(i, j)$ , la dérivée partielle de  $g_i$  par rapport à  $p_j$  soit égale à la dérivée partielle de  $g_j$  par rapport à  $p_i.$

Considérons par exemple les produits indexés 1 et 2.

On a  $\partial g_1 / \partial p_2 = - f_1(p_1) * [f'_2(p_2) p_2 + f_2(p_2)] / (\sum f_j(p_j) p_j)^2$

et  $\partial g_2 / \partial p_1 = - f_2(p_2) * [f'_1(p_1) p_1 + f_1(p_1)] / (\sum f_j(p_j) p_j)^2.$



François Divisia, 1889-1964

L'égalité des deux dérivées partielles s'écrit  $f_1(p_1) f'_2(p_2) p_2 = f_2(p_2) f'_1(p_1) p_1,$

soit, en supposant que prix et quantités ne sont pas nuls,  $f'_2(p_2) p_2 / f_2(p_2) = f'_1(p_1) p_1 / f_1(p_1),$  soit encore  $h(p_2) = h(p_1).$

Cette dernière égalité ne peut être réalisée que si  $h$  est une fonction constante.

Notons  $c$  la constante en question. En prenant les produits 1 et  $i$ , le même raisonnement aboutit à ce que l'on a, pour tout  $i$ ,  $f'_i(p_i) p_i / f_i(p_i) = c,$  soit  $f'_i(p_i) / f_i(p_i) = c / p_i,$  soit encore  $\ln f_i(p_i) = c \ln p_i + cste,$  soit en définitive  $f_i(p_i) = k_i p_i^c.$

Si donc l'on se situe dans le cadre théorique de l'ISC avec indépendance de l'indice de Divisia au chemin suivi par les prix entre les dates initiale et finale, alors on se situe nécessairement dans le cadre de la proposition 6.

### L'ISC, généralisation de l'IUC

Jusqu'ici, on a supposé que la fonction  $C (... , q_i, ...)$  de consentement à payer se définissait par la somme des  $C_i(q_i)$ , donc qu'elle était séparable. Désormais, nous allons simplement imposer qu'elle soit différentiable et que les  $C'_i$ , dérivées partielles de  $C$  par rapport aux  $q_i$ , soient positives et décroissantes (consentement marginal à payer décroissant). La quantité consommée d'un produit donné pourra alors dépendre du prix des autres produits, tout comme dans le modèle classique de la théorie du consommateur. Il reste cependant une différence fondamentale : les quantités consommées ne seront pas les mêmes puisque la dépense totale (somme des  $p_i q_i$ ) se comprend dans le cadre classique comme une variable exogène, fixée par le revenu, et dans celui du surplus comme une variable endogène. Intuitivement, ce cadre élargi de la théorie du surplus reste celui d'un équilibre partiel dans lequel on ne s'intéresse qu'à un groupe restreint de produits, et non à leur ensemble, ce qui est très

souvent le cas dans les calculs d'indices. Les deux cadres théoriques peuvent toutefois se rejoindre si l'on a affaire à une fonction d'utilité homogène. Ceci est rendu possible par le fait que dès lors que la fonction d'utilité est homogène, l'IUC ne dépend des quantités consommées qu'à travers la structure de consommation, qui est dans ce cas indépendante du revenu, comme pour les indices les plus classiques : Laspeyres, Paasche, Fisher, Divisia.

**Proposition 8 : si le comportement du consommateur est caractérisé par une fonction U d'utilité homogène, il existe une fonction C de consentement à payer rationalisant la structure de consommation et l'ISC associé à C est égal à l'IUC associé à U.**

Preuve

*On va ici poser que U est de degré 1. Une fonction d'utilité n'est en effet définie qu'à une fonction croissante près, et l'on peut donc se ramener, partant d'une fonction d'utilité de degré n, à une fonction d'utilité de degré 1 rationalisant les mêmes données : il suffit de considérer sa racine énième.*

→ Soit la fonction C, différentiable, telle que  $C = U^a$  avec  $0 < a < 1$ .

Les  $C'_i$ , dérivées partielles de C par rapport aux  $q_i$ , s'écrivent  $C'_i = a U^{a-1} U'_i$ ,

$U'_i$  désignant la dérivée partielle de U par rapport à  $q_i$ .

Compte tenu des propriétés des fonctions d'utilité et de l'hypothèse effectuée sur le coefficient a,  $C'_i$  est positive et varie en sens inverse de  $q_i$ . Il en résulte que C est bien une fonction de consentement à payer au sens où nous l'avons entendu ci-dessus, et que nous pouvons donc nous inscrire dans le cadre de la théorie du surplus.

Notons  $S = C(\dots, q_i, \dots) - \sum_i p_i q_i$ .

Une condition nécessaire à la maximisation de S est que les  $C'_i$  soient égales aux  $p_i$ .

De  $C'_i = a U^{a-1} U'_i = p_i$  pour tout i, on déduit  $U'_i/U'_j = p_i/p_j$  pour tout couple (i, j). Or cette dernière égalité est précisément celle à laquelle aboutit le programme de maximisation en théorie classique (rapport des utilités marginales égal aux prix relatifs).

Examinons de plus près le rapport  $U'_i/U'_j$ . Puisque U est de degré 1,  $U'_i$  et  $U'_j$  et donc  $U'_i/U'_j$  sont de degré zéro. Dès lors, pour tout k,  $(U'_i/U'_j)(kq_1, kq_2, \dots, kq_n) = (U'_i/U'_j)(q_1, q_2, \dots, q_n)$ .

En prenant  $k = 1/q_1$ ,

il vient  $(U'_i/U'_j)(q_1, q_2, \dots, q_n) = (U'_i/U'_j)(1, q_2/q_1, \dots, q_n/q_1)$ .

On voit que  $U'_i/U'_j$  ne dépend ici que de la structure de consommation, caractérisée (comme les prix relatifs) par n - 1 variables, au lieu des n variables de quantités.

Dès lors, l'équation traduisant la contrainte de revenu n'a pas besoin d'être rajoutée aux n - 1 équations indépendantes traduisant que le rapport des utilités marginales est égal aux prix relatifs. Il en résulte que la structure de consommation induite par C et la maximisation de S est la même que celle résultant de la maximisation de U.

→ Puisque  $C = U^a$  et que  $p_i = C'_i = a U^{a-1} U'_i$ ,

on peut écrire S sous la forme suivante :

$$S = U^a - \sum_i a U^{a-1} U'_i q_i = U^a - a U^{a-1} \sum_i U'_i q_i.$$

Et comme U est homogène de degré 1, l'identité d'Euler nous dit que l'on a  $\sum_i U'_i q_i = U$ .

Donc  $S = U^a - aU^a = (1 - a)U^a$ , ce qui veut dire que « S constant » est équivalent à « U constant ».

Peut-on déduire de cette équivalence l'égalité  $ISC = IUC$ , sachant que les quantités consommées ne sont pas les mêmes selon que l'on se place dans l'un ou l'autre des cadres théoriques ? De fait cette « différence fondamentale » est dans le cas précis sans effet, puisque les deux cadres conduisent à une même structure de consommation et que l'IUC dépend de cette dernière et non des quantités elles-mêmes. Bien sûr, la mise en œuvre du programme de maximisation de U sous la contrainte d'un revenu donné R va fixer des quantités qui dépendent de R. Mais l'IUC demeurera inchangé si l'on remplace ce revenu par la dépense totale telle que résultant de la maximisation de S.

La proposition 8 est donc bien vérifiée, ainsi que la conclusion qui lui est sous-jacente : la notion d'ISC est d'une certaine manière une généralisation de la notion d'IUC.

**Jean-Pierre BERTHIER**

Insee

Direction générale

Chef de la division Agriculture

# Mesurer le « volume » des biens d'équipement à l'aune de leurs performances

Le sujet ici abordé a trait aux modalités de prise en compte du progrès technique (au sens large) dans la mesure de l'évolution économique<sup>1</sup>. Nous nous intéresserons essentiellement au cas des biens d'équipement. Le partage entre variation de volume et variation des prix dans l'évolution de la valeur des biens d'équipement est en effet l'un des points les plus difficiles de la statistique des prix à la production (développée plus tardivement, en général, que celle des biens et services à la consommation finale) et de l'établissement des comptes à prix constants.

## Quel problème ?

Deux exemplaires identiques d'une machine d'un certain type représentent au même moment deux fois le « volume » d'un seul exemplaire. Mais comment comparer les volumes de deux modèles différents et successifs d'une machine d'un certain type ? Autrement dit, comment mesurer la différence de qualité entre les deux modèles ? En la matière, deux approches se sont affrontées, aux États-Unis surtout, au cours du dernier demi-siècle : l'approche par la **variation de coût** entraînée pour le producteur (*resource-cost*) et celle par la **variation des performances** du point de vue de l'utilisateur (*user-value*).

Ainsi formulée, cette opposition est jugée maintenant non pertinente par les tenants de la seconde approche (Robert J. Gordon et Jack E. Triplett, notamment), qui ne reprendraient pas à leur compte cette présentation utilisée à des fins pédagogiques par Gilbert Cette, Jacques Mairesse et Yusuf Kocoglu : « *En simplifiant et de façon quelque peu tautologique, on*

### Le partage volume-prix

L'évolution de la valeur à prix courants d'un agrégat comptable résulte de la conjugaison de différents effets. On les regroupe en deux catégories. D'une part l'effet du mouvement des prix, et lui seul, d'autre part l'ensemble des autres effets, évolution des quantités, améliorations de qualité liées ou non à l'apparition de produits nouveaux, qui déterminent une variation de « volume ».

Les besoins de l'analyse économique impliquent d'opérer un partage volume-prix et pour cela de distinguer dans la variation de la valeur unitaire apparente d'un produit l'effet du changement éventuel de qualité et l'effet de la variation de prix proprement dite. La variation de volume combine la variation de qualité et la variation de quantité.

*peut dire que, dans l'approche au coût des facteurs, le volume d'un produit d'investissement évolue selon l'évolution des facteurs nécessaires à sa production, quelle que soit par ailleurs l'évolution de ses performances productives, tandis que, dans l'approche aux services producteurs, le volume de ce même produit d'investissement évolue selon l'évolution de ses performances productives, quelle que soit par ailleurs l'évolution des quantités de facteurs nécessaires à sa production.* »<sup>2</sup>

Pendant, cet extrait illustre bien l'interprétation traditionnelle de l'opposition. Ainsi Edward F. Denison (1915-1992) écrit-il, dans *Why Growth Rates Differ* (1967) : « *The value, in base period prices, of the stock of durable capital goods (before allowance for capital consumption) measures the amount it would have cost in the base period to produce the actual stock of capital goods existing in the given year (not its equivalent in ability to contribute to production).* »<sup>3</sup> Et il ajoute ceci : « *This method of measurement must be sharply distinguished from an alternative that is conceivable though impossible to implement. This alternative would equate capital goods*

*produced at different times by their ability to contribute to production, taking full account of their capacity, operating costs (including the amount of labor required for their utilization), quality of product, and other aspects of performance.* » Dans le même sens, Milton Gilbert et Irving Kravis, auxquels se réfère Denison, qualifiaient de non économiques et non mesurables les améliorations de qualité n'ayant pas nécessité de coûts supplémentaires<sup>4</sup>. Les trois auteurs semblent rattacher ces améliorations « non économiques » de qualité à des problèmes de mesure des satisfactions ultimes des utilisateurs des biens<sup>5</sup>.

1. Le présent article est issu d'une contribution qui avait été préparée pour l'atelier Indices de l'Insee (séance du 4 février 2003).

2. In « La mesure de l'investissement en technologies de l'information et de la communication : quelques considérations méthodologiques », *Économie et Statistique*, 2000, 9/10, n° 339-340, pp. 73-91. Des extraits de cet article ont été repris dans *Une histoire de la comptabilité nationale* : voir partie IV (concepts et théories économiques), chapitre 6 (partage volume/prix des biens d'équipement), paragraphe 6.1 (deux approches antagonistes), pp. 497-500.

3. Il s'agit d'un extrait d'un article antérieur.

4. Voir pages 88 à 91 de l'édition française de Gilbert et Kravis : *Étude comparative des produits nationaux et du pouvoir d'achat des monnaies*, 1954.

5. Denison p. 28, Gilbert et Kravis p. 89.

Le débat est longtemps resté de principe, mais la seconde approche a trouvé une application de grande ampleur au milieu des années quatre-vingt avec la modification des pratiques américaines s'agissant de mesurer le volume des ordinateurs. Nous y reviendrons.

### L'approche par les performances

L'approche par les performances s'appuie sur les caractéristiques<sup>6</sup> qui commandent les capacités productives des biens. Une machine d'un certain type est définie par l'ensemble de ses caractéristiques ainsi entendues (vitesse, capacité de transport...), et des modèles différents d'une machine d'un certain type s'analysent comme des quantités différentes des caractéristiques de ce type de machine. Dans les analyses théoriques, les quantités de biens acquises par les utilisateurs sont ainsi remplacées par les quantités de caractéristiques de ces biens.

Certes, on peut être troublé lorsque Triplett, dans *Concepts of Quality in Input and Output Price Measures: A Resolution of the User-Value Resource-Cost Debate* (1983), définit, d'une part des caractéristiques d'*output* (considérées du point de vue du producteur d'un équipement, et pour la mesure desquelles est pertinente l'approche par le coût pour le producteur) et un indice de prix des caractéristiques d'*output*, d'autre part des caractéristiques d'*input* (considérées du point de vue de l'utilisateur d'un équipement, et pour la mesure desquelles est pertinente l'approche par la valeur pour l'utilisateur) et un indice de prix des caractéristiques d'*input*. Si en effet ces deux mesures de la variation des prix, et donc des volumes, différaient, un sérieux problème serait posé pour la

statistique économique et la comptabilité nationale, pour lesquelles les variations de volume de la production de biens d'équipement et de l'investissement neuf sont supposées devoir être égales (en négligeant commerce extérieur et variations de stocks). Cependant, sauf rarissimes exceptions, les caractéristiques d'*output* et d'*input* d'un modèle donné d'une machine d'un type donné se confondent. Les deux concepts, coût pour le producteur d'une part et valeur pour l'utilisateur d'autre part, doivent donc être mesurés pour les mêmes unités, par exemple la capacité d'un ordinateur de réaliser des calculs.

On comprend dès lors que Gordon, dans *The Measurement of Durable Goods Prices* (1990), ait pu interpréter la controverse de base entre les tenants des deux approches (*resource-cost* et *user-value*) comme tournant autour de la définition des unités convenables de mesure, c'est-à-dire les quantités de caractéristiques des biens et non les seules quantités de ces biens<sup>7</sup>. Pour éclairer le propos, on peut introduire ce que Gordon appelle les changements de performances non proportionnels, c'est-à-dire plus élevés que le changement total de coût dû à la caractéristique concernée. Admettons par exemple que les performances des locomotives soient totalement représentées par la capacité de tracter un certain tonnage de wagons de mar-

chandises à une certaine vitesse. Les deux approches, dans leur formulation des années cinquante (et en supposant que les mesures effectives correspondent bien aux préconisations des deux méthodes), n'aboutiront au même résultat que si le coût de la locomotive et sa capacité de traction varient dans la même proportion. En revanche, dans la formulation de Triplett et Gordon, elles aboutiront dans tous les cas au même résultat car on retiendra, côté coût, la variation du coût de l'unité de capacité de traction.

En théorie, dans une économie supposée compétitive et à l'équilibre, le prix des caractéristiques est égal à leur coût marginal et il y a équivalence entre prix de demande et prix d'offre (voir le livre précité de Gordon, pp. 51-53). Pas d'opposition de principe donc. Restent, essentiels, les problèmes pratiques.

### Quelles performances ?

Pour tout équipement, une locomotive par exemple, on peut au moins distinguer :

- ses performances productives directes (vitesse, capacité de traction, longévité) ;
- ses performances en termes de consommations intermédiaires (consommation énergétique, nécessités de l'entretien) ;

Médiathèque Commission européenne



6. Ce terme de « caractéristique » (Kelvin Lancaster 1971, repris par Triplett) tend à s'imposer.

7. Une formulation synthétique de cette problématique est proposée par Triplett dans *Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy*, 1996 (voir p. 210).

- ses performances quant aux effectifs de l'entreprise utilisatrice (personnel de conduite, personnel d'entretien).

D'autre part, la mise en œuvre d'un équipement peut générer des effets extrinsèques, externes au processus de production des entreprises utilisatrices : obsolescence (imprévue) d'autres équipements, besoins différenciels d'autres investissements (lignes nouvelles)<sup>8</sup>, problèmes de nuisances (bruit, pollution) ou de sécurité (du personnel, des clients, des tiers). Le premier phénomène se traduira par des pertes de capital<sup>9</sup> qui, bien que traitées différemment par la comptabilité nationale et la comptabilité d'entreprise, présentent dans les deux cas un caractère exceptionnel par rapport au processus productif proprement dit. Le deuxième, quant à lui, n'intervient pas directement dans la relation offre-demande entre les producteurs et les utilisateurs de l'équipement en question (les autres investissements rendus nécessaires par la mise en œuvre de cet équipement seront à analyser de leur côté). Restent les performances en termes de nuisances et de sécurité. Si la responsabilité des utilisateurs est en jeu, avec des conséquences pécuniaires, la variation de ce type de performances, susceptible d'entraîner par exemple des

changements dans les tarifs d'assurance, doit intervenir en principe dans le partage volume-prix de l'équipement mis en œuvre. Dans le cas contraire, il n'y a pas lieu de la prendre en compte dans la relation entre les producteurs et les utilisateurs de cet équipement : elle relèvera d'autres analyses et valorisations éventuelles (cf. les débats sur les questions environnementales).

Revenons sur les trois catégories de performances que nous avons initialement distinguées : la première influe sur la capacité de production de l'utilisateur, toutes trois influent sur sa capacité de générer de l'excédent brut d'exploitation<sup>10</sup>.

Jusqu'ici, la plupart des recherches (celles de Gordon font en partie exception) relatives à la prise en compte des performances dans le partage volume-prix des biens d'équipement s'en sont tenues aux seules performances productives directes, commandées par des caractéristiques plus facilement observables. Toutefois, au-delà de la question pratique, il semble y avoir aussi des divergences conceptuelles. On citera ainsi le désaccord entre Triplett et Gordon à propos des consommations d'énergie, le premier considérant, contrairement au second, qu'il n'y a pas lieu de

prendre en compte les performances relatives à ces consommations. Selon Gordon, Triplett argumente sur la base d'un possible double compte, au motif que les consommations réduites d'énergie apparaîtront directement pour leur compte. Certes, mais plaçons-nous dans l'optique du rapprochement entre l'ensemble des facteurs utilisés et la production réalisée. On constatera un volume plus élevé d'équipements et, lui correspondant, un volume moins élevé d'énergie consommée, pour autant bien sûr que cette diminution de consommation d'énergie soit due aux performances améliorées des équipements : il y a donc une substitution de facteurs, dont l'origine se situe en amont des branches utilisatrices. Au total, la position de Gordon paraît devoir être approuvée. En effet, le critère général, pour la prise en compte des différentes catégories de performances, est bien de savoir si les caractéristiques discutées influencent les choix des utilisateurs lorsqu'ils acquièrent un équipement : or c'est le cas, normalement, pour les performances relatives aux consommations intermédiaires et aux effectifs aussi bien que pour les performances productives directes.

## Quels enjeux ?

Fondamentalement, l'approche par les performances vise à distinguer, dans l'évolution de la production des entreprises et des branches utilisatrices d'équipements, entre ce qui est attribuable aux variations des performances potentielles des équipements mis en œuvre, et en quoi les utilisateurs « n'ont pas de mérite », et ce qui est attribuable à d'autres facteurs. Revenons à nos locomotives, en rappelant que nous avons admis pour simplifier que leurs performances étaient totalement représentées par la capacité de traction. De

### Un cas particulier

Comment traiter, dans le partage volume-prix, le cas des modifications techniques imposées par la puissance publique à des fins d'amélioration de la sécurité ou de réduction des nuisances ? Cette question, qui se pose de plus en plus fréquemment, et avec des conséquences quantitatives qui peuvent être importantes (partage volume-prix de la variation du « prix » de l'eau, par exemple), n'est pas indifférente dans le débat *user-value* versus *resource-cost*. Pour Triplett, on est là en présence « du » cas (il n'en voit pas d'autres) où les approches par les caractéristiques d'*output* et d'*input* ne sont pas réconciliées : par exemple, l'introduction obligatoire d'un dispositif anti-pollution représente un coût pour les constructeurs automobiles mais n'augmente pas la performance pour les utilisateurs. Cela étant, le *Bureau of Labor Statistics* des États-Unis et (sans doute) la plupart des offices statistiques considèrent que l'introduction d'un dispositif anti-pollution constitue bien une augmentation de volume<sup>1</sup>. Une autre analyse pourrait être que nous sommes là en présence d'un processus d'internalisation d'externalités aboutissant à des productions (implicites) jointes : l'automobile avec dispositif anti-pollution sert à produire des services de transport et de l'air plus pur.

1. Mais l'introduction du pot catalytique a été traitée en France comme une variation de prix : cf. « Pour comprendre l'indice des prix, édition 1998 », *Insee Méthodes*, n° 81-82, décembre 1998, pp. 101-102.

8. On peut aussi penser, évidemment, à la relation automobiles-routes.

9. Pertes de détention dans le vocabulaire du SCN 1993/SEC 1995.

10. En termes de comptabilité nationale. Gordon utilise quant à lui l'expression *net revenue*.



façon évidente, l'augmentation de la production de services de transport liée à des remplacements une pour une de locomotives anciennes par des locomotives de nouvelle génération à capacité de traction plus grande ne doit pas être considérée comme procédant d'une augmentation de la productivité des entreprises de transport ferroviaire, mais comme résultant d'une augmentation du volume des locomotives mises en œuvre. Si les coûts de production des locomotives ont augmenté moins vite que leurs capacités de traction, ce progrès technique doit naturellement être attribué aux entreprises de construction de matériel ferroviaire et/ou aux branches situées en amont.

De fait, on le voit, l'approche par les performances entraîne un changement d'optique important, conduisant à remonter l'enregistrement d'une partie des gains de productivité vers l'amont, à la fois en termes spatiaux (vers les branches amont, donc)<sup>11</sup> et temporels (vers le moment de la production des équipements). Avec toutes les conséquences qu'implique une telle remontée... Supposons en effet que les méthodes appliquées jusqu'ici pour opérer le partage volume-prix des biens d'équipement aient tendu à sous-estimer le volume de ces

11. Cette remontée vers l'amont, on vient d'y faire allusion, ne peut s'arrêter aux branches productrices des équipements. Un cas typique est celui des ordinateurs et des semi-conducteurs. L'augmentation des performances des ordinateurs (baisse du coût unitaire de la capacité de calcul) résulte de manière importante du progrès technique dans la production des composants électroniques et de la baisse de leurs prix. Il faut donc prendre en compte les branches qui fournissent des biens intermédiaires.

12. Avec l'exception récente des ordinateurs et de quelques autres produits des NTIC (nouvelles technologies de l'information et de la communication).

13. Cette substitution peut prendre la forme de la disparition de catégories ou sous-catégories de métiers.

14. Transposé dans le domaine des relations internationales, cela veut dire qu'un exemplaire d'un modèle spécifié d'un équipement d'un certain type devrait représenter le même volume d'exportation, d'importation, d'investissement et de stock d'équipements où que ce soit dans le monde. En revanche, son efficacité effective dans la production peut varier, avec pour effet des écarts de productivité entre des économies nationales.

### Et l'innovation ?

La traque vers l'amont des sources de l'augmentation de l'efficacité productive (il peut parfois y avoir régression, comme dans le cas des économies « en transition ») pose aussi la question du repérage et de la mesure de l'innovation. En la matière, on peut sans doute distinguer entre deux catégories. D'une part l'innovation endogène, susceptible de s'analyser comme un processus dans lequel des facteurs de production (équipements et personnels) qualifiés et repérés sont mis en œuvre, avec une augmentation d'efficacité résultante plus que proportionnelle à l'augmentation du volume des facteurs de production en question. D'autre part l'innovation exogène, plus proche de l'idée d'invention, et dont la source originelle peut être à chercher du côté de la recherche fondamentale. Pour illustrer un aspect essentiel de ce dernier point, les chercheurs semblent s'accorder pour dire que, *pour le moment en tout cas, certainement de manière durable et peut-être de manière définitive*, nous ne disposons d'aucune méthode pour définir et mesurer le « volume » que représente l'apparition d'une technologie entièrement nouvelle (l'aviation ou la télévision). Pas de pont ?

biens<sup>12</sup>, donc à sous-estimer la variation en volume des investissements et des stocks d'équipements (et corrélativement à surestimer la variation en prix). Si tel est le cas, on a donc surestimé les progrès de productivité dans les branches utilisatrices en même temps qu'on les sous-estimait dans les branches productrices, et on a aussi retardé leur prise en compte dans le temps. Cette question de datation appelle d'ailleurs une remarque complémentaire. En datant et mesurant plus correctement les effets du progrès technique incorporé dans les équipements, et pour autant que celui-ci résulte dans une large mesure de la mise en œuvre de travail très qualifié, on ferait apparaître que la substitution capital-travail peut souvent s'analyser comme une substitution de travail qualifié et hautement qualifié d'hier à du travail moins qualifié d'aujourd'hui<sup>13</sup>.

L'enjeu général est ainsi une meilleure observation d'ensemble du système productif, dans laquelle l'analyse de la dynamique des sources et des effets du progrès technique joue un rôle central. Et, bien sûr, une mesure plus rigoureuse des variations de volume des facteurs de production permettrait le perfectionnement, voire le renouvellement, de nombre d'études : interprétation plus pertinente du terme de surplus de productivité globale ou totale des analyses de productivité,

réexamen de certains aspects de l'histoire économique et sociale, etc.

La systématisation de l'approche par les performances déboucherait probablement sur une augmentation de la variation en volume des investissements (FBCF - formation brute de capital fixe - des comptes nationaux), ce qui renforcerait la pertinence de la critique traditionnelle adressée au produit intérieur brut (PIB) par rapport au produit intérieur net (PIN). À des investissements en volume accrus correspondent en effet des consommations de capital fixe plus élevées, mais celles-ci, par définition, n'interviennent pas dans le calcul du PIB.

Il n'est sans doute pas inutile, pour conclure ce chapitre, de revenir sur notre considération ci-dessus relative au « mérite » des entreprises utilisatrices de biens d'équipement. Certes, les performances potentielles de ces biens sont a priori les mêmes pour tout acquéreur ou utilisateur éventuel. Toutefois, dans la vie économique réelle, certains utilisateurs en tireront tout le parti, voire davantage (par exemple, le soin apporté à la conduite d'un camion peut réduire les nécessités d'entretien), alors que d'autres ne les mettront que partiellement voire très partiellement à profit. Ces variations autour des potentialités standard se traduiront par des variations de la productivité des branches utilisatrices<sup>14</sup>.

## Le cas des biens et services de consommation finale

### Biens de consommation durables

Dans l'esprit de Triplett ou Gordon, le volume des biens durables de consommation finale se mesure sur la base de leurs performances et donc de leurs caractéristiques, tout comme pour les biens d'équipement des entreprises. Le titre du livre de Gordon est d'ailleurs général : *The Measurement of Durable Goods Prices*. Les problèmes sont de même nature. Le volume des biens durables de consommation finale s'apprécie par leurs performances à rendre des services aux ménages, dans un processus implicite de production interne au ménage.

Il peut y avoir cependant des difficultés particulières. On s'interroge souvent, à propos des ordinateurs, sur l'interprétation à donner à un même partage volume-prix pour les ménages et les entreprises, alors que très souvent les premiers n'utilisent qu'une faible partie des potentialités permises par l'accroissement des performances de ce type de machines. Il y a deux réponses immédiates possibles à l'objection sous-jacente. Dire que les acheteurs ont accepté de payer pour les caractéristiques, donc... Mais à cela on peut opposer la pression publicitaire et celle des pouvoirs publics, qui provoquent pour partie des achats forcés. Ou bien dire qu'il faut distinguer, comme dans le cas des entreprises, d'une part le volume de performances potentielles, qui détermine le volume de l'investissement réalisé, et, d'autre part, l'efficacité effective dans l'utilisation des équipements, qui influe sur la productivité de l'utilisateur (et pour les entreprises sur leur EBE, excédent brut d'exploitation). Le problème est que, lorsque nous mesurons le volume de la consommation des ménages (Cm), calculons l'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice de prix de la Cm des comptes nationaux, nous nous arrêtons au stade de l'acquisition des biens et ne prolongeons pas l'analyse jusqu'à celui des services finalement rendus par (ou avec) ces biens. Il est donc possible que les services effectivement rendus aux ménages par les ordinateurs qu'ils acquièrent, ou, dit autrement, les services que les ménages produisent pour eux-mêmes avec leurs ordinateurs, progressent moins vite que les performances (potentielles) de ces équipements. Naturellement, la possibilité vaut aussi pour les entreprises, mais avec dans ce cas une correspondance dans une croissance minorée de l'EBE. Tandis que rien ne vient atténuer l'effet volume très accru des ordinateurs « consommés » par les ménages. La question mérite qu'on y réfléchisse davantage.

### Quelles performances, plus généralement, dans le cas des biens et services de consommation des ménages ?

Des spécialistes des services, par exemple Jean Gadrey dans *Nouvelle économie, nouveau mythe ?* (Flammarion, 2000), s'interrogent sur la possibilité même de distinguer leurs performances intrinsèques, en tant que produits sortant du système productif, du résultat de leur consommation par ceux qui les utilisent ou en bénéficient. Le mieux est de citer Gadrey lui-même à propos des services de santé (p. 47) : « Dans de telles activités, le produit dont on cherche à mesurer la croissance, et dont la définition conditionne ensuite la mesure des gains de productivité et du niveau de vie, est-il constitué, comme l'exigerait la tradition, par des flux d'actes, de traitements médicaux et chirurgicaux, de patients « traités » ? Ou bien doit-on considérer, au-delà de ces flux, que ce qui compte (le « véritable » produit) réside dans l'amélioration de l'état de santé des personnes et de la population concernées ? » Comme l'amélioration de l'état de santé, ou encore celle du niveau éducatif, dépendent également de la manière dont les citoyens en général, les patients ou les élèves se comportent, notamment en tant qu'utilisateurs des services en question, on aboutit, semble-t-il à la mise en cause de la possibilité même de distinguer les résultats de la production et ceux de l'utilisation/consommation.

Sur la base d'un raisonnement différent, Jacques de Bandt concluait il y a une dizaine d'années, lors d'un colloque de l'Association de comptabilité nationale, à l'impossibilité du partage volume-prix pour la plupart des services. Il est vrai que cette opération, de même que le partage volume-prix de certains biens particuliers comme les produits pharmaceutiques, pose des questions très difficiles. La recherche de solutions s'inscrit dans le « grand projet » évoqué en conclusion de cet article. Faire disparaître la distinction entre résultat de la production et résultat de l'utilisation de (certains) biens et services, en vue d'une « relativisation du paradigme de la croissance économique au bénéfice d'un paradigme de l'évaluation du développement économique et social » (Gadrey, p. 50), aurait des implications si importantes qu'il convient d'y regarder à deux fois. Peut-être Jean Gadrey ne va-t-il d'ailleurs pas vraiment si loin, contrairement à que pourraient laisser penser certaines des formulations qu'il utilise dans sa critique du mythe de la nouvelle économie.

## Quelles réalisations et quelles perspectives ?

À partir du milieu des années quatre-vingt, l'approche par les performances a été appliquée, en premier lieu aux États-Unis et ensuite dans quelques autres pays, dont la France, d'abord au cas des ordinateurs, puis, progressivement, à d'autres produits des NTIC (nouvelles technologies de l'information et de la communication), avec des conséquences très fortes sur le partage volume-prix. La concomitance évidente d'une formidable augmentation des performances des ordinateurs et d'une évolution manifestement non proportionnelle des prix avait en effet rendu intenable la position antérieure. En outre, l'engouement des années quatre-vingt-dix pour la nouvelle économie a fortement « poussé à la roue ».

Au plan de la mise en œuvre, on a recouru aux méthodes hédoniques (estimation économétrique des prix, implicites, des caractéristiques), qui convenaient bien à cette nouvelle façon d'opérer le partage volume-prix des biens d'équipement pour les produits des NTIC. Ces méthodes ne sont pas exclusives et la principale difficulté n'est pas tant dans le choix de la méthode que dans l'appréciation même des changements de qualité. En effet, quelles que soient les

15. Le risque de « fausse consolation » est d'autant plus élevé que, dans les développements récents, l'attention a tendu à être portée de manière quasi exclusive sur l'application des méthodes hédoniques avec parfois des attentes excessives sur les résultats de leur utilisation. D'autre part, ces développements (aux États-Unis, en 2000, 18 % des emplois finals sont déflatés en utilisant des indices de prix calculés au moyen de méthodes hédoniques) ne semblent pas avoir couvert, en plus des NTIC, d'autres biens d'équipement des entreprises. Un document de travail de Brent Moulton (du *Bureau of Economic Analysis*) fait le point, en septembre 2001, sur la situation aux États-Unis (*The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States*, OECD Meeting of National Accounts Experts, 9-12 October 2001 : voir le site internet [www.oecd.org/dataoecd/34/55/1907790.doc](http://www.oecd.org/dataoecd/34/55/1907790.doc)).

### À propos de méthodes

Pour Triplett (*Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy*, p. 213), le choix de la méthode, hédonique ou conventionnelle, n'est pas déterminant : « *Hedonic methods affect only the way quality change is evaluated.* »

Gordon quant à lui exprime un avis un peu plus circonstancié. La méthode hédonique lui paraît mieux convenir aux changements de performances qui s'inscrivent le long d'une dimension continue (cas typique des ordinateurs), tandis que la méthode conventionnelle, sous la forme d'une estimation explicite du coût du changement de qualité effectuée par le fabricant ou à partir des prix des options, serait mieux adaptée à des changements discrets : cf. *The Measurement of Durable Goods Prices*, pp. 92-101 et 106-107.

méthodes statistiques retenues, l'estimation de l'effet qualité nécessite des analyses et des informations techniques nombreuses et délicates. Il faudrait, pour en étendre le champ, des collaborations accrues entre statisticiens, ingénieurs, économistes (en particulier spécialistes de domaines et des études de productivité), et, partant, entre institutions diverses (entreprises, services statistiques, centres de recherche techniques ou économiques). Idéalement, les recherches de base devraient porter sur de longues périodes, pour asseoir les méthodes et aussi fournir des résultats suffisamment homogènes dans la durée, sur lesquels fonder des réexamens non biaisés de l'histoire économique. Une telle suggestion peut paraître utopique, compte tenu des problèmes de moyens rencontrés par de nombreux offices statistiques et de l'intensité des pressions en faveur du court terme auxquelles ils doivent faire face, principalement en matière de statistiques économiques.

Le risque est maintenant double : que la retombée de la nouvelle économie dissipe l'intérêt des décideurs pour ce type de travaux ou que, à tout le moins, ceux-ci ne couvrent peu à peu que les seuls produits des NTIC, la consolation étant que les phénomènes ont été ou sont d'une bien plus grande ampleur pour ces produits que pour les autres biens d'équipement<sup>15</sup>. Mais même si la dif-

férence d'intensité n'est pas contestable, les résultats d'ensemble, probablement discutables, obtenus par Gordon, exprimés en termes d'écart moyens annuels entre ses mesures et celles des indices américains officiels des prix à la production, montrent des effets qualité « additionnels » qui sont loin d'être négligeables pour une majorité de biens d'équipement (voir ci-contre).

Les statisticiens et les économistes vont se trouver durablement dans une situation inconfortable avec un système de mesure mixte dans le partage volume-prix de l'investissement. Il se peut certes que les méthodes dites traditionnelles évoluent empiriquement dans le sens d'une meilleure prise en compte des variations de performances, au prix cependant de risques de discontinuités dans les séries, mal perçues par les utilisateurs. Un grand projet international de recherches statistiques (et d'études de productivité ?) incluant la mise en place de formes coopératives pour fédérer les efforts entre pays serait nécessaire. Est-ce sans espoir ?

**André VANOLI**

Ancien directeur à l'Insee et président de l'Association de comptabilité nationale, auteur d'*Une histoire de la comptabilité nationale* (Paris, La Découverte, 2002)

**Les résultats de Gordon** (*The Measurement of Durable Goods Prices*, pages 21 et 536)

**Drift of the Ratio of Törnqvist Indexes, This Study and Corresponding PPIs, Over Selected Intervals**

NIPA Categories	Annual Growth Rates			
	Full Period of Data	1947-60	1960-73	1973-83
Office, computing, and accounting machinery	- 9.32	- 3.94	- 16.61	- 6.83
Communication equipment	- 5.84	- 8.44	- 2.89	- 6.28
Instruments, photocopy and related equipment	- 3.49	- 3.18	- 4.21	- 2.97
Fabricated metal products	- 1.80	- 4.08	- 1.28	0.49
Engines and turbines	- 3.53	- 7.16	- 2.27	- 0.44
Metalworking machinery	- 1.15	- 3.01	0.58	- 0.96
Special industry machinery, n.e.c.	- 2.48	- 3.70	- 1.01	- 2.79
General industrial, including materials handling, equipment	- 1.81	- 2.87	- 1.15	- 1.29
General industrial, including materials handling, industrial apparatus	- 1.81	- 2.87	- 1.15	- 1.29
Trucks, buses, and truck trailers	- 2.97	- 5.74	- 2.04	- 0.59
Autos	- 1.33	- 5.02	- 0.27	2.09
Aircraft	- 8.29	- 12.69	- 7.48	- 3.63
Ships and boats	- 1.93	- 3.17	- 1.11	- 1.39
Railroad equipment	- 1.45	- 1.24	- 1.43	- 1.76
Furniture and fixtures	- 1.41	- 2.72	- 0.84	- 0.46
Tractors	- 1.35	- 0.05	- 1.28	- 3.14
Agricultural machinery, except tractors	- 0.70	- 2.80	0.69	0.21
Construction machinery, except tractors	- 1.63	- 2.35	- 1.63	- 0.68
Mining and oilfield machinery	- 1.63	- 2.35	- 1.63	- 0.68
Service industry machinery	- 3.15	- 4.06	- 1.91	- 3.59
Electrical equipment, n.e.c.	- 1.01	- 2.56	- 0.09	- 0.20
Other	- 1.99	- 3.90	- 0.30	- 1.69
Total :				
Törnqvist	- 2.96	- 4.13	- 2.44	- 2.07
Implicit deflator, 1972 base	- 2.90	- 3.17	- 1.88	- 3.87
Implicit deflator, 1982 base	- 1.97	- 3.12	- 1.20	- 1.48

Ce tableau montre les écarts moyens annuels entre les mesures de Gordon et celles des indices américains officiels des prix à la production.

L'indice de prix de Törnqvist est une moyenne géométrique pondérée des ratios de prix, où les coefficients de pondération sont des moyennes arithmétiques des fractions de la valeur totale dans les deux périodes.

En bas de tableau, la première ligne montre les écarts obtenus avec les indices-chaîne de Törnqvist, pour lesquels ont été utilisées les pondérations des comptes nationaux en vue d'agrèger, d'une part les résultats de l'étude, d'autre part les indices officiels dans chacune des vingt-deux catégories couvertes. Dans les deux dernières lignes, les résultats de l'étude et les indices officiels sont comparés après conversion en séries à base fixe, successivement aux prix de 1972 et de 1982, toujours avec les pondérations des comptes nationaux (voir pages 535 et suivantes).

# Naissance d'un nouveau langage statistique entre 1940 et 1960

Les mobilisations de toutes sortes liées à la seconde guerre mondiale puis à la guerre froide se sont traduites, dans nombre de pays, par un accroissement du rôle de l'État et l'apparition d'un nouveau langage pour formuler son action, empreint des idées de mesure, d'organisation, de contrôle, de rationalisation, d'optimisation, de planification. Dans le domaine économique, une expression marquante de ces transformations a été la mise en place de systèmes d'investigation et d'analyse statistique complètement nouveaux, aux plans scientifique et technique, bien sûr, mais aussi en matière organisationnelle, juridique et politique : on ne saurait isoler tel ou tel de ces aspects<sup>1</sup>.

Une particularité, rétrospectivement frappante, de cette période est que l'accent est alors plus mis sur les avantages de l'*organisation rationnelle et contrôlée* que sur ceux du caractère *marchand et concurrentiel* de l'économie. Ceci permet de

contraster fortement les thèmes dominants de cette période tant avec la conception libérale classique, qui prévalait au début du siècle, qu'avec les « dérégulations » qui vont survenir à partir des années 1970. Bien sûr, les modalités de cette éclipse provisoire (et souvent apparente seulement) du « marché » comme référentiel technique et politique sont différentes selon les sous-périodes (avant ou après 1950) ou selon les pays et les régimes politiques, mais elle constitue néanmoins un trait marquant, et *spécifique*, de la période qui ici nous occupe.

Ainsi, les formes de l'intervention économique des États ont beaucoup évolué entre les années 1930 et 1950, dans les contextes successifs de la grande crise économique, de la seconde guerre mondiale, puis des politiques économiques coordonnées par l'État, menées après 1945. Bien que différentes selon les pays, ces actions de l'État sont en général analysées selon des perspectives

uniformisantes, issues soit des sciences politiques (par exemple en termes de « conversion » des institutions et des acteurs : Margairaz 1991), soit de l'histoire de la pensée économique, en insistant alors sur la diffusion des idées keynésiennes. Mais, dans les deux cas, la mise en place d'un appareil de description statistique de l'économie est, soit ignorée, soit mentionnée cursivement comme une sorte de nécessaire évidence technique ne justifiant pas de développements particuliers. Or c'est souvent en examinant cette face cachée de l'action de l'État que constitue l'organisation d'une statistique publique qu'apparaissent des différences significatives entre les pays, à condition d'envisager simultanément, comme une *co-construction mutuelle*, ces trois thématiques liées que sont la représentation du monde économique à travers une « théorie », le type d'intervention légitime de l'État, et les « mesures statistiques » de « variables », sur lesquelles porteront précisément les « mesures politiques » de l'action de l'État. En un mot, il s'agit d'inventer et de fabriquer les objets que les optimisateurs optimiseront.

C'est de ce point de vue que l'on peut parler d'un *langage commun*, qui, à certaines époques, est tacitement accepté et utilisé par les acteurs sociaux, au cours de leurs conflits et de leurs négociations : le « taux de chômage » et le « niveau d'inflation » (ou encore, dans le cas de la France, la « part des prélèvements obligatoires » ou le « taux de fécondité ») sont des variables



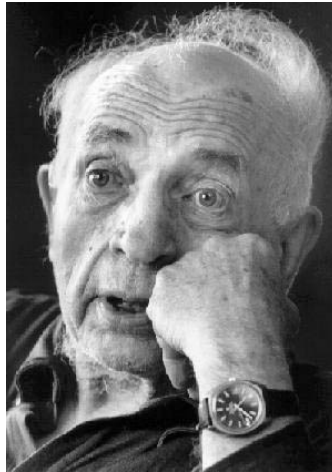
Norvège, années 1950 : La famille moyenne et son panier de consommation alimentaire

1. Ce texte est une version remaniée d'une communication à un colloque sur « Les années 1950 : les savoirs et leur reconfiguration pour l'action », organisé en mai 2000 par le Centre Alexandre Koyré d'histoire des sciences.

« socialement jugées sociales », c'est-à-dire qu'il est supposé que la puissance publique peut et doit agir sur elles par des actions coordonnées et justifiables par une forme de théorie économique. Cette hypothèse<sup>2</sup> sera ici mise en œuvre pour le cas français, en examinant la genèse de notre système de statistiques économiques (et notamment industrielles) dans les années 1940 et 1950<sup>3</sup>.

### « Remplacer la France des mots par la France des chiffres »

Francis-Louis Closon (1910-1998), ancien responsable de la résistance gaulliste et premier directeur de l'Insee, de 1946 à 1961, était, à sa façon, conscient de cet enjeu de promotion d'un langage commun quand il affirmait que sa mission était de « remplacer la France des mots par la France des chiffres » [Touchelay 1993]. Il entendait par là substituer la raison, l'objectivité des faits dûment mesurés, aux passions et subjectivités qui, auparavant, divisaient la société. Cette idée que la statistique peut contribuer à pacifier un monde ravagé par les effets du verbe et de la démagogie était alors très répandue. Dans les années 1930, aux États-Unis, le sociologue Ogburn avait activement milité pour l'introduction des méthodes quantitatives en



Alfred Sauvy

sociologie, en opposant celles-ci aux stériles « controverses idéologiques ». Le même argument est indéfiniment repris, dans les années 1950 et 1960, pour justifier la quantification des sciences sociales, et l'usage de celles-ci, ainsi transformées et débarrassées de leur gangue philosophique d'origine, dans le débat et la décision politiques. En France, Alfred Sauvy (1898-1990) a été, entre 1930 et 1990, un inlassable diffuseur de cette conception d'une statistique qui « balaie les idées reçues » et leur substitue l'« implacable évidence des faits ». Cette idée, déjà en germe depuis les projets de « mathématique sociale » de Condorcet, s'était précisée avec l'efficace promotion du thème de l'« homme moyen », si « raisonnable et prévisible », par Adolphe Quetelet et ses disciples du XIX<sup>e</sup> siècle. Elle avait ensuite cheminé, notamment au fil des crises économiques successives, qui, chacune à leur manière, remirent en cause les façons antérieures de penser et décrire le monde social, et d'agir sur lui.

Ainsi, à chaque grande crise économique mondiale a correspondu une transformation des modes d'intervention de l'État, et, du même coup, des statistiques produites. La crise des années 1870-1890 avait conduit les États à réguler le marché du travail : l'emploi, les salaires, le chômage, les débuts de la protection sociale étaient alors au centre des activités des petits « bureaux de statistique ». À partir des années 1930,

devient légitime l'idée que l'État peut et doit réguler l'équilibre *global* des marchés des biens et services produits et consommés. Théorisée par Keynes, la mise en œuvre de cette nouvelle façon de penser le monde économique et d'agir sur lui est liée à l'institutionnalisation d'un langage nouveau de description de ce monde et de ses fluctuations : celui de la *comptabilité nationale*. Alors qu'auparavant avaient, au mieux, été faites des estimations épisodiques (en général dans un cadre universitaire) d'un « revenu national », l'élaboration régulière et routinisée de comptes nationaux, effectuée dans un cadre administratif, va devenir une norme.

Cette institutionnalisation, résultant d'une décision politique, peut être datée pour les divers pays. Aux États-Unis, en 1932, le Sénat affecte Kuznets (venant du NBER, un centre de recherche académique) au Département du commerce pour construire des « estimations du revenu national » pour 1929-1931. En Grande-Bretagne, le passage de travaux individuels à faibles moyens (ceux de Clark dans les années 1930) vers une systématisation à grande échelle des comptes nationaux (due à Stone) date de 1941 et est lié à l'effort de guerre : la création du *Central Statistical Office* par Churchill symbolise cette exceptionnelle concentration de moyens. Aux Pays-Bas, le premier modèle macroéconométrique est construit et utilisé par Tinbergen en 1936 ; puis, dans les années 1940, marquées par la guerre, l'occupation allemande et la reconstruction, un système de comptabilité nationale est utilisé pour une gestion quasi dirigée, plutôt que pour une modélisation économétrique, qui ne réapparaîtra que vers 1955 [Bogaard 1998].

### Les innovations institutionnelles et techniques de la période 1940-1944

En France, l'histoire de l'institutionnalisation de la statistique économique est complexe. Elle entremêle plusieurs fils différents que l'on peut, pour simplifier, faire remonter à la

2. Le cadre de cette perspective de recherche est décrit dans [Armatte et Desrosières 2000]. Une comparaison des liens entre planification et modélisation macroéconométrique dans deux pays (France et Pays-Bas entre 1945 et 1980) est présentée dans [Desrosières 1999]. Une autre comparaison, relevant d'une problématique comparable et portant sur la mise en place des statistiques de l'industrie pétrolière de la mer du Nord par la Norvège et la Grande-Bretagne depuis les années 1960, est développée par Sangolt [1997].

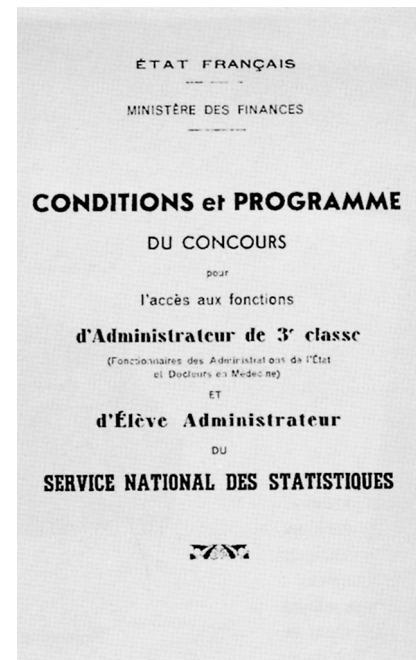
3. Deux ouvrages pionniers ont déjà exploré en détail ces questions : celui de Fourquet [1980] sur l'histoire de la comptabilité nationale et du Plan, celui de Volle [1982] sur l'histoire de la statistique industrielle. Tous deux couvrent à peu près la même période, des années 1930 aux années 1970. Par ailleurs, beaucoup d'informations sont présentées dans les deux volumes « *Pour une histoire de la statistique* » publiés par l'Insee en 1987, et dans un ouvrage réalisé pour le cinquantième de celui-ci [Insee 1996]. Enfin, une thèse (non publiée) a été consacrée à l'histoire de l'Insee dans les années 1940 et 1950 [Touchelay 1993].

période de Vichy, entre 1940 et 1944. Auparavant, le petit bureau de la « Statistique générale de la France » (SGF) n'était pas parvenu à mettre en place une statistique industrielle<sup>4</sup>, comme l'explique Alfred Sauvy [1972], membre de ce bureau de 1922 à 1945. C'est au deuxième semestre de 1940 que sont créées deux institutions, indépendantes l'une de l'autre, symbolisées par les deux noms de Jean Bichelonne (1904-1944) et de René Carmille (1886-1945). La première est le « bureau de statistique » du ministère de la Production industrielle, dépendant d'un ministre ultra-collaborateur, Bichelonne (polytechnicien du corps des Mines), qui sait que sa statistique sera utilisée dans un projet d'organisation économique « européenne » dirigée par l'Allemagne nazie [Bloch-Lainé et Gruson 1996 ; Tooze 2001]. La seconde est le « Service national des statistiques » (SNS), créé par un ingénieur militaire, Carmille, à la fois, dans son esprit, pour jeter les bases d'une organisation statistique de type nouveau utilisant les moyens de la mécanographie moderne, et aussi pour reconstituer des bureaux de mobilisation clandestins de l'armée, démantelés par l'armistice de juin 1940<sup>5</sup>.

La statistique industrielle de Bichelonne est directement liée à une organisation d'économie dirigée, alors présentée comme une nécessité des urgences immédiates (les réquisitions allemandes, les pénuries de matières premières) mais aussi comme une conséquence de la faillite, dans les années 1930, du « laisser-faire » économique, non interventionniste, qui prévalait auparavant : cet aspect « moderniste » du projet de Bichelonne a pu, à la fin de 1940, attirer quelque temps un homme comme Claude Gruson (1910-2000), qui deviendra le deuxième directeur de l'Insee (1962-1967), comme il l'a raconté lui-même. Cette statistique est orientée vers les flux de matières et leur répartition centralisée : production, consommations intermédiaires (c'est-à-dire les livraisons d'une branche industrielle à l'autre), stocks.

Surtout, sa collecte est confiée à des *organisations patronales*, les « syndicats de branches », qui travaillent avec les services administratifs dans le cadre de « comités d'organisation » (CO) par branches, coiffés par un « Office central de répartition des produits industriels » (OCRPI). Cette organisation va contribuer à asseoir la légitimité, faible avant 1940, des syndicats patronaux de branches. Ceux-ci constitueront, après 1945, le CNPF (Conseil national du patronat français). Par ailleurs, les personnels et les rouages des CO seront tout prêts pour constituer les « commissions de modernisation » du Commissariat au Plan, créé par Jean Monnet en 1945. Enfin, la « délégation » de la collecte des statistiques industrielles aux « syndicats de branches » perdurera, en partie, jusqu'à nos jours<sup>6</sup>. Elle contribue à expliquer la partition relative, spécifique à la France, de la statistique économique, entre, d'une part une « statistique de *branche* », portant sur la production et la consommation des *biens et services*, qui conduit au calcul d'une *valeur ajoutée*, et, d'autre part, une statistique de *secteur* (d'origine fiscale), qui porte sur les données comptables des *entreprises* et permet de calculer le *partage de la valeur ajoutée* entre salaires, profits et impôts. Dans la mesure où les grandes entreprises peuvent produire des biens très différents, l'articulation de ces deux formes de statistique est un problème complexe, technique, bien sûr, mais aussi politique du fait du rôle des syndicats de branches évoqué ci-dessus.

De son côté, le *Service national des statistiques* (SNS), créé par Carmille en 1941, n'a pas un rôle direct de production de statistiques économiques (puisque celles-ci, qui jouent un rôle clé dans la « collaboration » avec l'Allemagne, sont aux mains du ministère de Bichelonne). En revanche, il met en place une infrastructure de statistique publique (7 000 employés en 1944) complètement nouvelle par rapport à l'ancienne SGF (une centaine d'employés en 1939), et dont héritera



Livret de présentation des concours, 1942

l'Insee créé en 1946. Une vingtaine de *directions régionales* sont instituées, initialement à partir des bureaux de mobilisation de l'armée. Elles sont dotées d'un matériel mécanographique moderne, qui remplace les anciens « classi-compteurs imprimeurs » utilisés par la SGF depuis 1901. Une *École d'application de la statistique* (qui deviendra l'Ensaie en 1961) est créée, sur le modèle des autres écoles d'application de l'École polytechnique, comme les Mines et les Ponts et Chaussées. Des corps de fonctionnaires spécifiques à la statistique (les « administrateurs » et les « attachés ») sont constitués. Toutes ces innovations institutionnelles ont perduré jusqu'à aujourd'hui.

Carmille avait le projet (déjà formulé en 1936) de réorganiser la statistique publique à partir des nombreux fichiers et répertoires que gèrent les

4. L'accent sera mis ici, dans la statistique économique, sur la statistique *industrielle* : l'histoire des statistiques des autres secteurs, notamment le secteur *agricole*, est fort différente.

5. L'histoire complexe du SNS et du rôle de Carmille est décrite notamment dans une thèse de Fabrice Bardet [2000] sur l'histoire des directions régionales de l'Insee.

6. Cette histoire est racontée avec beaucoup de détails par Volle [1982].

Sirpa/Ecpa



René Carmille

diverses administrations, en s'appuyant sur les possibilités de traitement rapide et systématique offertes par les *machines mécanographiques* à cartes perforées, et en raccordant entre eux ces fichiers par des *identifiants* stables et communs, par exemple pour les individus et les entreprises. Ce faisant, Carmille anticipait d'une trentaine d'années ce qui deviendra courant quand l'informatique de gestion sera largement implantée. Ainsi, il conçoit et met en forme le numéro (à 13 chiffres) affecté à sa naissance à tout individu, connu et utilisé par tout le monde sous le nom de « numéro de sécurité sociale »<sup>7</sup>. Il imagine aussi un « fichier des établissements industriels et commerciaux », qui ne verra le jour qu'en 1947.

Mais Carmille n'est pas seulement l'« homme des gros fichiers mécanographiques », comme par exemple Sauvy le dépeignait après la guerre. Il connaissait (sans doute par Jean Stoetzel) la nouvelle méthode des « enquêtes par sondage » développées aux États-Unis dans les années 1930. Il charge en 1942 une commission de mathématiciens, statisticiens et sociologues (composée de Stoetzel, Jacques Chapelon, Paul

Lévy, François Divisia, Michel Huber et Sassi) de lui préparer un rapport sur cette nouvelle technique. Celle-ci est déjà expérimentée au SNS en 1943, puis elle sera développée à l'Insee à la fin des années 1940 par Pierre Thionet et Raymond Lévy-Bruhl pour décrire l'emploi et les budgets de famille [Armatte 1996].

Bichelonne et Carmille meurent tous deux en Allemagne en hiver 1944-1945, mais dans des conditions fort différentes. Bichelonne fait partie du groupe des politiciens et hauts fonctionnaires qui accompagnent Pétain à Sigmaringen, après la libération du territoire français. En revanche, Carmille, proche, à partir de novembre 1942, de l'« Organisation de résistance de l'armée », est arrêté par la Gestapo dans son bureau du SNS en février 1944. Il meurt en janvier 1945 à Dachau.

Ainsi, pendant la période de la seconde guerre mondiale et de l'occupation, a eu lieu une transformation irréversible de notre appareil de statistique publique. Une évolution comparable à certains égards a aussi eu lieu en Grande-Bretagne, avec la création du *Central Statistical Office* en 1941, mais elle ne conduira pas à une unification aussi complète du système statistique, qui ne sera faite que dans les années 1990. Il faut également noter que la première guerre mondiale avait, elle aussi, entraîné une concentration et un accroissement de la production de statistiques industrielles, notamment autour du cabinet du ministre de l'Armement, Albert Thomas, où travaillaient le mathématicien Emile Borel ainsi que le sociologue et statisticien François Simiand. Mais, dès 1919, cette concentration des activités statistiques est complètement interrompue, malgré les efforts de Simiand [Desrosières 2000, chap. 5]. En revanche, après 1945, les conditions sont tout autres : sont créés successivement, en 1945 le Commissariat au Plan (Jean Monnet), l'Institut national d'études démographiques (Alfred Sauvy) et la Sécurité sociale (Pierre Laroque), en 1946 l'Insee (Francis-Louis Closos), qui reprend l'infrastructure du SNS, et en 1950 le service des études économiques et

financières (SEEF) du ministère des Finances, qui sera le creuset de la comptabilité nationale française (Claude Gruson, sous la houlette de François Bloch-Lainé). C'est dans ces différents lieux que sera élaboré et utilisé un « langage nouveau » de la gestion experte du monde social, qui prévaudra jusqu'aux années 1980 environ, et dont Monnet, Sauvy, Laroque, Closos, Bloch-Lainé et Gruson sont comme les pères fondateurs.

### Le « triangle » Insee-Plan-SEEF (puis DP)

À partir des années 1960, cette combinaison d'une interprétation « moderniste » du monde social, d'une politique keynésio-planificatrice, et d'un langage statistique et comptable qui fournissait les indicateurs et les tableaux de bord de celle-ci, a été souvent résumée par l'évocation du « triangle » formé par l'Insee, le Plan, et la direction de la prévision (DP) du ministère des Finances. Or la DP a été créée en 1965 par transformation du SEEF, une partie de celui-ci ayant été rattachée en 1961 à l'Insee dont Gruson devint alors le directeur. Ainsi, le « triangle » est né et s'est développé entre la fin des années 1940 et le début des années 1960. Chacun des pôles a eu une histoire propre, mais les échanges, de personnes et de thématiques, ont été intenses entre les trois institutions.

Studio Harcourt



Francis-Louis Closos

7. Son nom officiel est aujourd'hui le « numéro d'inscription au répertoire des personnes » (NIR). Son usage fera l'objet de nombreux débats à partir de 1970, quand précisément se diffusera l'informatique de gestion des gros fichiers.



Le premier directeur de l'Insee, on l'a dit, a été Francis-Louis Closon, de 1946 à 1961. Il hérite alors de la lourde machinerie du SNS léguée par Carmille. « Machinerie » au sens propre, puisque cet héritage est notamment constitué d'un équipement mécanographique nouveau et important, réparti dans des établissements régionaux, eux aussi nouveaux, et chargé de gérer divers fichiers administratifs. Cet appareil administratif passe de 7 000 personnes en 1944 à 2 500 vers 1950 pour remonter peu à peu à 7 000 dans les années 1960. Il est encadré le plus souvent par d'anciens militaires, puisque les cadres formés à la statistique et issus de la nouvelle « école d'application » sont encore jeunes et peu nombreux. Mais ceux-ci, plutôt réticents à la gestion des gros fichiers, promeuvent la nouvelle « méthode des sondages », dont ils deviennent des spécialistes, dans les années 1950 : des enquêtes sur des échantillons encore de petite taille (faute de crédits) sont faites sur les budgets de famille, l'emploi, la mobilité sociale, l'écoute de la radio.

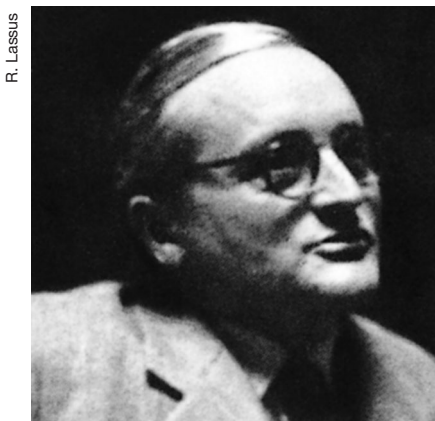
Le statisticien et sociologue Jean Porte (1916-1996) conçoit et utilise, à partir de 1950, une « nomenclature des catégories socioprofessionnelles » (CSP), outil empirique d'analyse des classes sociales, largement utilisé depuis dans les trois milieux de l'administration, de la recherche universitaire et des bureaux d'études privés. Ces CSP constituent, pour la sociologie, le cœur du langage commun diffusé par l'appareil statistique, de la même façon que les agrégats de la comptabilité nationale le sont pour la macroéconomie. De même, à partir de 1950 environ, l'ensemble des négociations salariales entre les « partenaires sociaux » (une nouvelle expression datant de cette époque) est orienté par l'« indice des 213 articles », un indice des prix de détail calculé par l'Insee. La principale caractéristique de cet indice est d'être *descriptif*, c'est-à-dire pondéré par les composantes effectivement mesurées d'un « panier moyen de la ménagère » (issu des toutes nouvelles « enquêtes sur les budgets de famille »), et non plus *normatif*,

c'est-à-dire pondéré par des consommations définies *a priori*, supposées refléter des « besoins incompressibles » et négociées autour d'une table, comme il l'avait été dans les années 1940. Par ailleurs, les tentatives de pression gouvernementale (en 1957) pour bloquer les prix de produits « figurant dans l'indice » sont combattues, ce qui contribue à asseoir la légitimité d'une institution qui, tout en étant une administration, parvient à diffuser l'idée que son efficacité même suppose une telle autonomie. La dialectique subtile entre, d'une part, cette revendication d'autonomie, et, d'autre part, la nécessité vitale d'être « utile », en participant activement aux débats et aux décisions, peut être retenue comme ressort narratif des relations complexes entre les « statisticiens », les « comptables nationaux », les « prévisionnistes » et les « planificateurs », qui s'activent et échangent souvent leurs positions entre les trois pôles du « triangle ».

L'histoire de la comptabilité nationale française et du SEEF entre les années 1940 et 1970 a fait l'objet de plusieurs ouvrages : un livre très vivant de François Fourquet [1980], puis une thèse détaillée d'Aude Terray [2002], enfin un grand livre de synthèse d'André Vanoli [2002]. Les deux premiers livres sont appuyés notamment sur des interviews des principaux protagonistes de cette histoire, à commencer par Claude Gruson. Un aspect significatif de ces récits est que la mise en place d'un outil technique aussi austère qu'un

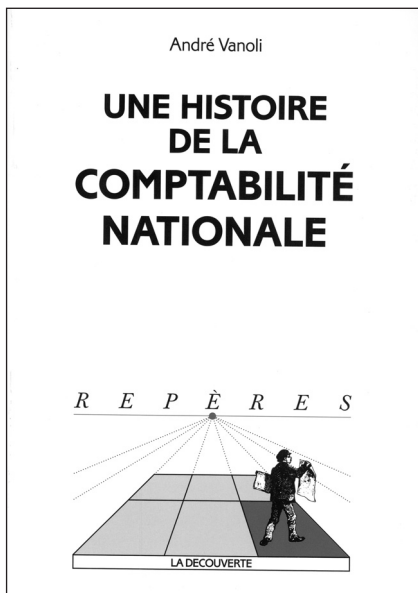
système de tableaux de chiffres équilibrés en lignes et en colonnes y est présentée comme une opération politique visionnaire de grande portée, en même temps qu'une aventure humaine, caractéristique des années 1950. Or on ne dispose pas de récit comparable pour d'autres pays. Cette différence historiographique serait-elle seulement due à la personnalité de François Fourquet, un historien membre du CERFI, un centre de recherche créé par Félix Guattari, très actif dans les années 1970, et influencé par la psychanalyse et par les débats autour de l'« anti-oedipe » ? Que penser de cette rencontre improbable entre les idées fortes de deux décennies du XX<sup>e</sup> siècle : le modernisme technoplanificateur des années 1950, et le courant anti-institutionnel et « désirant » des années 1970 ? De fait, le livre de Fourquet résultait d'un contrat de recherche commandé par le Commissariat au Plan. Il apportait, dès 1980, un regard très pertinent sur les années 1950 mais aussi sur la spécificité française de cette histoire. À la même époque, les Néerlandais, avec Tinbergen et Theil, et les Américains, avec Klein et Goldberger, élaboraient des modèles macroéconométriques (alors inconnus en France) dont la présentation était plus austère et technique et moins romanesque. Mais ces travaux néerlandais ou américains ne sont pratiquement pas connus et mentionnés en France dans les années 1950<sup>8</sup>.

Cette combinaison « socio-technique » originale peut être vue comme un avatar de la longue histoire des ingénieurs d'État à la française, dans une lignée inspirée de Condorcet, Saint-Simon et Auguste Comte. Dans cette filiation, le protestant Gruson incarne une figure prophétique particulière, qui cherche à réunir la technicité de l'ingénieur et une sorte de « corporatisme démocratique » que reflètent les « commissions du Plan », qui rassemblent des



Claude Gruson

8. Ni François Fourquet ni Aude Terray n'y font allusion. En revanche, André Vanoli, dont le livre donne une vision *mondiale* de l'histoire de la comptabilité nationale, les évoque.



représentants désignés et non élus des « partenaires sociaux ». Les débats de ces commissions sont idéalement supposés pouvoir mimer et anticiper les conflits réels dans la société, et fournir un cheminement communément accepté par les divers acteurs de celle-ci. Ce mécanisme de concertation prend appui sur les tableaux de la comptabilité nationale qui, de leur côté, sont censés garantir la cohérence globale des projets.

Lors d'une conférence internationale tenue en 1963 à Washington sur la « planification quantitative de la politique économique », le représentant du Plan français, Bernard Cazes, expose l'architecture complexe de cette concertation et de ces commissions, alors que ses collègues néerlandais, américains et japonais présentent des modèles économétriques [Hickman 1965]. Pour les planificateurs français d'alors, les itérations entre, d'une part, les débats dans les commissions, et, d'autre part, la mise en cohérence des projets grâce à la comptabilité nationale, constituaient une meilleure procédure sociale et politique qu'une modélisation économétrique en chambre, réalisée uniquement par des techniciens<sup>9</sup>. Ainsi

9. La modélisation macroéconométrique ne sera développée en France qu'après la fin des années 1960 [Boyer 1987 ; Desrosières 1999], peu avant qu'elle ne commence à susciter de plus en plus de scepticisme dans le monde anglo-saxon, à partir de la crise pétrolière et de ses conséquences.

la planification concertée expérimentée en France dans les années 1950 et 1960 peut être vue comme une tentative originale pour résoudre la tension entre le débat social et politique, normalement inscrit dans le cadre du Parlement, et la technicité de l'expertise. Cette solution se distingue nettement de propositions plus abstraites formulées à la même époque, par exemple par le Néerlandais Tinbergen ou par le Norvégien Frisch, qui imaginent une séparation théorique entre une « expression des objectifs par les politiques » et une recherche optimisatrice de « réalisation à moindre coût par les techniciens ». La démarche française semblait avoir pour elle de s'appuyer sur une pratique sociale effective, même si celle-ci était limitée à quelques dizaines (ou, au mieux, quelques centaines) de « partenaires sociaux » et d'« experts », entre lesquels une procédure d'interaction itérative était imaginée. Les projets de « planification démocratique » développés dans les années 1960 par certains syndicats ou responsables politiques comme Pierre Mendès France ou Michel Rocard (qui faisait partie du SEEF à cette époque) étaient soutenus par cette expérience spécifique à la France.

### L'État, les patrons et la statistique économique

L'environnement socio-politique évoqué ci-dessus est bien connu des historiens et politologues spécialistes de la période. En revanche, est moins connue la façon dont les enregistrements statistiques et comptables impliqués par cette machinerie planificatrice étaient rassemblés et mis en forme. Il se trouve que, tout particulièrement entre 1945 et la fin des années 1950, l'économie française était pour une part importante, directe ou indirecte, pilotée ou orientée par l'État à travers le secteur public, les entreprises nationalisées, la distribution du crédit contrôlée par la Direction du Trésor : une large proportion des équipements collectifs et des investissements productifs était financée par l'État. Ceci résultait notamment des modalités de distribution de l'aide Marshall. Ainsi l'his-

toriographie classique des deux premiers plans (1945-1955) insiste essentiellement sur ce dernier aspect de répartition des crédits publics, plus que sur les modalités de la concertation articulée avec la comptabilité nationale, qui ne se développe vraiment qu'après 1955 [Rouso 1986 ; Cazes et Mioche 1990].

Ceci constitue un changement important du contexte des relations entre l'État et le monde des entreprises, même si, historiquement, la tradition dite « colbertiste » d'action directe ou indirecte de l'État dans le domaine industriel (via notamment les ingénieurs des grands corps techniques issus de l'École polytechnique) avait entretenu une pratique spécifiquement française de relation entre les deux univers, au moins dans certains secteurs (armement, mines, travaux publics, chemins de fer...). Mais d'autres secteurs, peu organisés, d'entreprises plus petites produisant des biens de consommation étaient vus par l'administration, avant 1940, comme profondément réticents à toute interaction (y compris pour la collecte de statistiques) avec l'État. C'est dans ces secteurs que les grèves de juin 1936 et les « accords Matignon » avaient constitué un choc violent. Mais, précisément, le système quasi corporatiste organisé entre 1940 et 1944 autour des CO et de l'OCRPI, qui donne une forte assise à des syndicats patronaux auparavant inexistantes, change profondément cette situation : le ministère de l'Industrie restera longtemps une caisse de résonance de ce nouveau patronat organisé (comme celui de l'Agriculture le sera pour la FNSEA, celui du Travail pour les syndicats de salariés, ou celui de l'Éducation pour la FEN). Nombre de traits de la statistique économique de l'après-guerre résultent de ce qui précède. Deux exemples importants peuvent en être cités : l'adoption, en 1947, d'un *Plan comptable général*, et le vote, en 1951, d'une *Loi sur l'obligation, la coordination et le secret en matière de statistiques*.

La normalisation, au moins partielle, des comptabilités des entreprises

(comptes d'exploitation et bilans) est une condition importante pour la construction d'une statistique industrielle. La France est un des rares pays où des systèmes de normes comptables ont été formulés et fortement encouragés par l'État. Ainsi, un épisode significatif du contexte « planificateur » au sens large de la politique économique, très important pour la suite de l'histoire des statistiques économiques françaises, est l'adoption, en 1947, d'un Plan comptable général (PCG) relativement standardisé et adapté aux besoins de l'administration. Ce PCG résultait d'une concertation entre les entreprises, les experts comptables et les administrations. Il sera remanié plusieurs fois ensuite, et reste une spécificité française : dans le monde anglo-saxon, l'État ne joue pas un tel rôle de normalisation. Les grandes lignes du PCG, utilisées notamment dans les déclarations fiscales servant à calculer l'impôt sur les « bénéficiaires industriels et commerciaux » (BIC), permettront aux comptables nationaux du SEEF d'utiliser ces données d'origine fiscale pour élaborer les « comptes de secteur » (c'est-à-dire le calcul des composantes de la valeur ajoutée des entreprises : salaires, profits et impôts). De plus, cette utilisation était juridiquement facilitée par le fait que le SEEF et la Direction générale des impôts appartenaient au même ministère, et que leurs responsables étaient sociologiquement proches. Une telle conjonction de circonstances a été rarement réunie dans les autres pays, où les deux mondes de la « comptabilité d'entreprise » et de la « comptabilité nationale » sont beaucoup plus éloignés l'un de l'autre qu'en France. La continuité entre ces deux mondes, sociale et cognitive, a été longtemps une spécificité du système statistique français. Elle est aujourd'hui menacée par la mondialisation de l'économie,

qui donne un poids essentiel aux pratiques des grands cabinets anglo-saxons d'expertise comptable.

Une autre condition importante pour qu'une statistique industrielle soit possible est que les patrons des entreprises acceptent de répondre à des questionnaires statistiques. Jusqu'à 1940, cela n'allait pas de soi. Dans les années 1890, alors que s'organisait une « statistique du travail », résultant de ce qui était alors « socialement jugé social » (relevant donc d'une action publique), la SGF avait tout d'abord envisagé de questionner directement les chefs d'entreprise. Pourtant, cette idée avait été abandonnée, par crainte d'un refus général<sup>10</sup>. Mais les événements des années 1940 changent tout : les entreprises prennent l'habitude de répondre aux enquêtes, et notamment celles qui leur sont adressées par leurs « syndicats de branches », à qui l'administration a délégué cette tâche. Mais, vers 1950, dès lors que les questions de pénurie et de répartition centralisée se posent de moins en moins, le problème des refus de répondre resurgit. La solution imaginée est une sorte de compromis, par un échange habile de l'*obligation* de réponse contre la garantie du *secret*, défini par quelques règles simples d'interdiction de publication d'informations permettant d'identifier précisément une entreprise. Cette loi du 7 juin 1951 sur l'obligation, la coordination et le secret en matière de statistiques est, jusqu'à aujourd'hui, un

des piliers du système statistique français.

Il est intéressant de la comparer avec celle qui sera votée en 1978, portant sur la « confidentialité » des fichiers informatiques, à l'occasion de la création de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (CNIL). Malgré les apparences, elles sont profondément différentes, tant le contexte socio-technique a changé entre ces deux dates. En 1951, si la loi concerne apparemment toutes les enquêtes, sans distinction explicite entre entreprises et individus, sa formulation montre que le législateur pense essentiellement aux entreprises. Ainsi est prévue une formule d'« agrément », autorisant les syndicats de branches « agréés » à continuer à envoyer et rassembler les questionnaires statistiques (en laissant toutefois la liberté aux entreprises de répondre directement au ministère, si, ne faisant pas toute confiance au syndicat, elles le souhaitent). Cette clause d'agrément était bien sûr une condition essentielle pour que le CNPF appuie la loi, puisque cet agrément fournissait un pouvoir important aux syndicats dits « professionnels ». Elle est encore d'actualité, et continue à faire débat, dans les années 1980 et suivantes [Volle 1982].

Il faut noter que ce n'était pas principalement l'évolution des *techniques* (alors, au mieux, une mécanographie proche de celle de Carmille) qui avait

10. Une voie détournée avait été imaginée, celle de l'interrogation des individus sur leurs professions et sur les établissements les employant, dans le cadre du recensement quinquennal de la population. Cette solution, utilisée jusqu'au recensement de 1936, est à l'origine d'une importante série statistique sur la « population active », de 1896 à 1936.



induit cette loi de 1951. Tout autre sera la situation des années 1970, quand la diffusion de la grosse informatique de gestion fera craindre des appariements de fichiers et des usages indus du « numéro de sécurité sociale ». Le débat portera alors sur les enquêtes auprès des individus et des ménages, et sur les craintes à propos de leur « confidentialité », alors que ces enquêtes n'étaient manifestement pas dans l'esprit du législateur de 1951. Pour celui-ci, l'important était de garantir la possibilité de rassembler des informations cohérentes et exhaustives sur l'appareil productif, et de donner ainsi un contenu au langage commun d'une planification « concertée » qui n'était possible que si ses « partenaires » *faisaient confiance* à l'institution qui les interrogeait. La loi sur « l'obligation et le secret » était une brique essentielle de cette construction, de même que la bagarre menée peu après, en 1957, pour défendre le « secret » des marchandises « suivies par l'indice des prix de détail » contre les immixtions d'un ministre soucieux de cet indicateur mensuel, alors aussi important que l'est aujourd'hui celui du chômage.

La loi de 1951 a permis que se perpétue le système des enquêtes de branches, qui étaient nées dix ans plus tôt dans le contexte d'extrême pénurie, de réquisitions allemandes et de répartition autoritaire des matières premières. Sa survie n'allait pas de soi, dès lors que les circuits économiques redevenaient plus normaux. Un nouvel équilibre de compromis a été trouvé entre les administrations (d'une part le ministère de l'Industrie et d'autre part l'Insee), les syndicats patronaux et les entreprises. Si les statistiques de production continuent à être rassemblées par les syndicats de branches, la tutelle du ministère de l'Industrie sur ceux-ci est marquée, dans la mesure où les entreprises dépendent encore

étroitement de l'administration à travers les contrôles des prix et des changes, la fiscalité et le crédit. Par ailleurs, une infrastructure technique et administrative est peu à peu construite par l'Insee, dès sa création. En 1947, est conçu un « *fichier des entreprises et des établissements* », devenu depuis le fichier interadministratif Sirene, toujours géré par l'Insee, et outil indispensable pour le lancement et la coordination des enquêtes auprès des entreprises. Opérationnel dès les années 1950 en France, un tel fichier n'avait pas encore d'équivalent, beaucoup plus tard, en Allemagne et dans des pays anglo-saxons où l'État n'était pas supposé pouvoir jouer un tel rôle dans la régulation de l'économie. La même différence est visible dans le cas de l'observation de la conjoncture économique et de son commentaire.

La construction et le suivi de « baromètres » de la *conjoncture* étaient devenus des pratiques courantes, dans de nombreux pays, dès les années 1920, en général dans des universités ou des bureaux d'études privés (États-Unis avec les « baromètres de Harvard », ou les « graphiques de Babson »), dans des institutions ad hoc (Allemagne avec Wagemann, Russie avec Kondratieff et Slutsky), ou même dans le bureau de la statistique officielle (Pays-Bas, avec Tinbergen)<sup>11</sup>. En France, à la SGF, Jean Dessirier et Alfred Sauvy n'étaient pas parvenus, dans les années 1930, à convaincre leur directeur, Michel Huber, d'organiser une telle pratique, jugée par lui dangereuse pour l'image d'« objectivité » qu'un bureau statistique doit donner, notamment lors de ses relations avec le gouvernement, que l'analyse de la conjoncture « risque de gêner ». Là encore, tout change après 1945. Le nouveau « langage commun » entre les « partenaires sociaux » implique qu'un consensus sur le diagnostic conjoncturel soit appuyé sur des enquêtes d'opinion auprès des chefs d'entreprise. L'organisation de celles-ci par l'Insee, puis la diffusion de leurs résultats, ne sont plus jugées dangereuses comme elles l'étaient encore vingt ans plus tôt.

Pour cela, Francis-Louis Clos noue et entretient des contacts réguliers avec le CNPF et avec des chefs d'entreprise. Il avance l'idée, habilement pédagogique, de l'enquête de conjoncture. En recueillant l'opinion des patrons à la fois sur leur situation propre et sur leur perception de la situation générale de l'économie française, il les habitue à faire le va-et-vient entre leur cas particulier et l'analyse globale que permet la statistique, ce qui contribue à diffuser et légitimer le « langage commun ». Alors qu'auparavant les patrons voyaient en la statistique une inutile formalité, sinon un indiscret contrôle du « moloch étatique », leur est désormais suggérée l'idée que l'analyse de la « conjoncture générale » a un sens pour eux. La première enquête de conjoncture est lancée en mai 1951, en partie inspirée de celle réalisée par la revue *Fortune* aux États-Unis depuis 1947.

### **Le centre et les régions : les limites de la diffusion du nouveau langage**

Un autre facteur de diffusion du nouveau langage de l'information économique a été le maintien, après quelques hésitations entre 1945 et 1948, dans les premiers temps de l'Insee, des *directions régionales* (DR) qui avaient été créées en 1941 par Carmille pour le SNS [Bardet 2000]. Là encore, le rôle initial (camouflage de bureaux de mobilisation militaire) avait bien sûr disparu, et l'autre orientation forte du projet de Carmille (fonder la statistique sur une exploitation mécanographique des fichiers administratifs) était discutée, notamment par les jeunes statisticiens adeptes de la méthode des sondages. Dans les années 1940, ces DR étaient seulement des ateliers de production, qui suivaient les consignes d'une direction générale, lyonnaise, puis parisienne. Mais, peu à peu, dans les années 1950, émergent des usages régionaux et locaux de statistiques décomposées selon des découpages territoriaux. Ainsi le recensement de population est de plus en plus utilisé pour les études de marché de la distribution. Mais la limite de cette

11. L'histoire des baromètres économiques est racontée en détail par Armatte [1992], et celle de l'*Institut de conjoncture* allemand, créé par Wagemann, l'est par Tooze [2001].

extension des usages de la statistique et de la nouvelle façon d'exprimer les rapports sociaux qu'elle véhicule est technique : les échantillons des enquêtes par sondage sont conçus pour être représentatifs au niveau national, mais non au niveau régional, ni *a fortiori* local.

Pourtant cette difficulté en apparence technique reflète en fait des questions plus essentielles, comme celle du rythme et des modalités de la diffusion du nouveau « langage commun » dans la société française en dehors du centre parisien, et, plus généralement, celle de l'existence d'instances régionales de délibération et de décision susceptibles de raisonner dans ces termes nouveaux. En effet, la question de la représentativité des échantillons pouvait être facilement résolue avec l'allocation de crédits régionaux spécifiques pour augmenter la taille de la partie régionale de l'échantillon, et la rendre ainsi représentative. Or, dans les années 1950, le mouvement de « modernisation » de la société est encore très centralisé. Si de nouveaux responsables administratifs et politiques *nationaux* sont dès cette époque convertis au nouveau langage diffusé par le « triangle », notamment dans le cadre des enseignements de l'ENA et de quelques autres grandes écoles parisiennes,

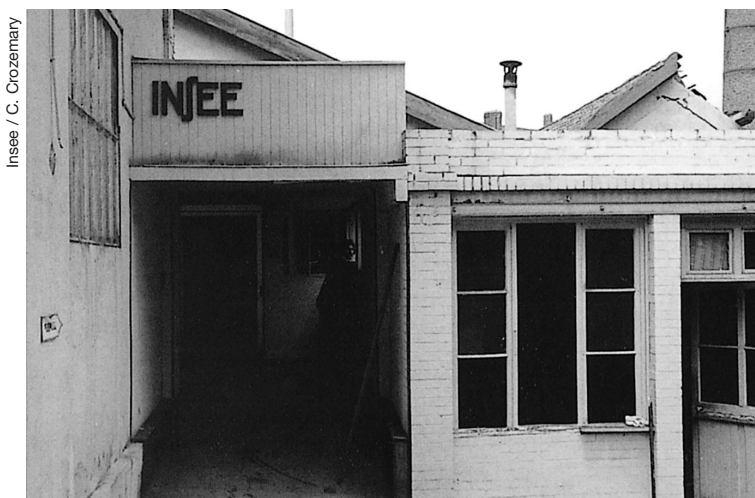
en revanche une « conversion » analogique des acteurs économiques et sociaux *régionaux et locaux* sera relativement plus tardive, d'au moins une vingtaine d'années. La loi de décentralisation de 1982 sera un moment important de cette évolution : l'histoire des DR de l'Insee reflètera ces changements.

Ces remarques sur les décalages, dans la diffusion du « nouveau langage », entre les niveaux nationaux et régionaux, visent, dans un texte portant essentiellement sur *les années 1940 et 1950*, à relativiser fortement l'idée que, dès cette époque, l'idiome des rationalisateurs modernistes était déjà triomphant. Il s'en faut de beaucoup : la décennie des années 1950 ne peut, de ce point de vue, être isolée des trois suivantes, qui verront se diffuser, successivement, des formes beaucoup plus élaborées de la foi dans le progrès et dans la rationalité statistique et macroéconométrique, puis des doutes par rapport à celle-ci, d'abord en mai 1968 et à nouveau lors de la crise des années 1970 à 1990, qui démantèlera de larges pans du « langage commun » de l'après-guerre, notamment en remettant au premier plan les « incitations du marché », provisoirement moins évoquées dans les deux décennies ici étudiées.

## Langage commun, objets frontières et outils de totalisation

La notion d'« objet frontière » (*boundary object*) a été proposée par des sociologues américains, notamment par des féministes, pour exprimer le fait que certains objets, tant matériels ou techniques que formels ou théoriques, peuvent être vus comme des artéfacts médiateurs entre des « communautés de pratiques » par ailleurs étrangères les unes par rapport aux autres. : « *Les objets frontières sont ces objets qui "habitent" (inhabit) plusieurs communautés de pratiques et satisfont les besoins informationnels de chacune d'entre elles. Ils sont ainsi assez plastiques pour s'adapter aux besoins locaux et aux contraintes des différentes parties qui les utilisent, et cependant assez robustes pour maintenir une identité commune à travers ces différents sites. Ils sont faiblement structurés pour ce qui est de leur usage commun, mais deviennent fortement structurés quand ils sont utilisés dans un site particulier. Ils peuvent être aussi bien abstraits que concrets.* » [Bowker et Star 1999 p. 297].

Les promoteurs du concept insistent sur le caractère souvent flou, non exhaustivement défini, de ces objets frontières, qui leur permet précisément de servir à la fois dans plusieurs univers qui auparavant s'ignoraient. Ceci suggère de rapprocher cette idée de celle de « langage commun » utilisée ci-dessus. Le langage naturel a des propriétés analogues : c'est parce que les locuteurs ne passent pas leur temps à expliciter le sens et le contenu des mots prononcés que la communication est possible. Les objets produits par la statistique publique (le taux de chômage, l'indice des prix, le PIB...) sont dans le même cas. Une explicitation complète de leur mode de construction et de leur contenu risquerait de ruiner leur efficacité argumentative, non pas seulement parce qu'elle « dévoilerait » des conventions ou des approximations non soupçonnées par l'utilisateur, mais tout simplement pour des raisons d'« écono-



Insee / C. Crozmary

De 1942 à 1977, la DR de Clermont-Ferrand a été installée dans les anciens locaux de l'usine Torhillon.

mie » du cours des échanges, des débats, des démonstrations dans lesquels les arguments statistiques trouvent place.

Plus profondément même, le travail statistique suppose l'*addition* et donc l'agrégation de choses dont l'incommensurabilité éventuelle ne peut être surmontée qu'au prix de *conventions d'équivalence*. Ainsi formulée, la démarche est (ou semble) consciente, voulue, assumée. Mais l'idée d'objet frontière suppose une forme de « naturalisation » de l'objet résultant de la mise en équivalence, qui fait disparaître son caractère conventionnel, ce qui lui permet de circuler d'une communauté de pratiques à une autre, en oubliant ces conventions originelles.

L'analyse fine de l'histoire d'un système statistique montre les opérations concrètes, souvent lourdes et coûteuses, qu'implique la mise en place d'une telle machinerie administrative et cognitive. La notion d'objet frontière s'applique bien aux outils techniques et juridiques, conçus et façonnés dans les années 1940 et 1950 en vue, *notamment mais non uniquement*, de sous-tendre un système d'information statistique. En effet, plusieurs d'entre eux (le Plan comptable général, le fichier des



Le logo de l'Insee de 1946 à 1969

entreprises, la loi de 1951, la nomenclature des CSP, l'indice des prix...) servent à des usages nombreux, sont mis en avant dans des contextes différents par des acteurs qui n'ont rien en commun sinon la référence à ces objets. D'une certaine façon, la « planification à la française », concertée et indicative, débattue dès les années 1950 dans des « commissions de modernisation » rassemblant des « représentants des partenaires sociaux », est une sorte d'orchestration de ces objets frontières [Hickman 1965,

Desrosières 1999]. La comptabilité nationale est, de ce point de vue, un « super objet frontière », dont certains ont pensé à un certain moment (des années 1950 à 1970) qu'il pouvait potentiellement englober tous les autres.

Certes, l'histoire de la statistique publique française dans les années 1940 et 1950 peut sembler peu spectaculaire en termes de « techniques de pointe ». En effet, n'y sont encore à l'œuvre ni l'informatique, ni la statistique mathématique sophistiquée (sauf toutefois en matière d'enquêtes par sondage), ni les modèles économétriques. Mais, dans la perspective d'une sociologie des sciences où la distinction entre « objets techniques » et « objets sociaux » n'est plus pertinente, les innovations décrites ci-dessus se révèlent essentielles pour faire tenir ensemble des objets qui, ainsi rassemblés par la statistique, contribuent à faire exister une autre société.

**Alain DESROSIÈRES**

Insee  
Direction générale  
Direction de la coordination  
statistique et des relations  
internationales



***Bunle, Closos et Sauvy : une rencontre improbable en 1984***

Le 25 janvier 1984, dans les salons Napoléon III du ministère des Finances, alors encore rue de Rivoli, eut lieu une rencontre improbable de trois acteurs de l'histoire de la statistique des années 1940 et 1950. Ce jour là, fut célébré le centième anniversaire d'un ancien statisticien de la SGF puis du SNS, Henri Bunle (1884-1986), actif de 1906 à 1946. Il avait été le directeur intérimaire du SNS de février 1944 à mai 1946, après l'arrestation de René Carmille (1886-1945) par la Gestapo. En mai 1946, l'Insee prend la suite du SNS. Au dire même des protagonistes, la transmission des pouvoirs a été fort brève. Le nouveau directeur, Francis-Louis Closos (1910-1998) est un ancien haut responsable de la Résistance gaulliste. Bunle est un fonctionnaire moyen, produit de son époque, qui n'avait certes pas l'envergure de Closos. Interviewé en 1982, le premier raconte : « *Quand Closos est arrivé, j'ai parlé avec lui un quart d'heure, et je suis parti.* » Le second, encore plus simplement, dit : « *Quand je suis arrivé, il n'y avait rien.* » En fait, il y avait un service de 7 000 personnes (dont beaucoup d'anciens militaires), doté de vingt directions régionales, de deux corps de fonctionnaires (les administrateurs et les attachés), d'une école d'application (la future Ensae), et d'ébauches de gros fichiers : tout cela avait été créé par Carmille entre 1941 et 1944.

Sur la photo ci-dessus, on voit ce qui est peut-être la première nouvelle rencontre entre Closos (à droite) et Bunle (à gauche) depuis 1946. Le personnage du milieu est Alfred Sauvy (1898-1990), membre de la SGF et du SNS de 1923 à 1945, puis fondateur de l'INED en 1945. Il aurait sans doute aimé occuper le poste alors confié à Closos. Plus tard, il aura l'occasion de débattre avec celui-ci, notamment à propos de l'usage des enquêtes par sondage. Pour ces raisons, cette photo de la rencontre de 1984 entre ces trois personnages, alors âgés respectivement de cent ans (Bunle), de quatre-vingt six ans (Sauvy) et de soixante-quatorze ans (Closos), est, jusqu'à la différence de taille entre Closos et ses deux interlocuteurs, un document de l'histoire de la statistique publique française...

### Bibliographie

- Armatte M.**, 1992 : « Conjonctions, conjoncture et conjecture. Les baromètres économiques (1885-1930) », *Histoire et Mesure*, VII-1/2, pp. 99-149.
- Armatte M.**, 1996 : « L'introduction des méthodes de sondage en France », in *L'évolution des enquêtes « conditions de vie » de l'Insee, du XIX<sup>e</sup> siècle à nos jours*, Insee, séminaire recherche du 9 mai 1996, pp. 1-20.
- Armatte M., Desrosières A.**, 2000 : « Méthodes mathématiques et statistiques en économie : nouvelles questions sur d'anciennes querelles », in Beaud J.-P. et Prévost J.-G. (éds) : *L'ère du chiffre. Systèmes statistiques et traditions nationales*, Presses de l'Université du Québec, Sainte-Foy (Québec), pp. 431-481.
- Bardet F.**, 2000, : *La statistique au miroir de la région. Éléments pour une sociologie historique des institutions régionales du chiffre en France depuis 1940*, thèse de doctorat de sciences politiques, Université de Paris 1, Panthéon Sorbonne.
- Bloch-Lainé F., Gruson C.**, 1996 : *Hauts fonctionnaires sous l'occupation*, Odile Jacob, Paris.
- Bogaard A. van den**, 1998 : *Configuring the Economy. The Emergence of a Modelling Practice in the Netherlands, 1920-1955*, Thesis, University of Amsterdam.
- Bowker G.C., Star S.L.**, 1999 : *Sorting Things Out. Classification and its Consequences*, MIT Press, Cambridge-Mass.
- Boyer R.**, 1987 : « Les modèles macro-économiques globaux et la comptabilité nationale (1950-1980) », in Affichard J. (éd.) : *Pour une histoire de la statistique*, tome 2/matériaux, Insee-Economica, Paris, pp. 635-660.
- Cazes B., Mioche P.**, (éds), 1990 : *Modernisation ou décadence. Contribution à l'histoire du Plan Monnet et de la planification en France*, Publications de l'Université de Provence, Aix-en-Provence.
- Desrosières A.**, 1999 : « La commission et l'équation : une comparaison des plans français et néerlandais entre 1945 et 1980 », *Genèses*, 34, pp. 28-52.
- Desrosières A.**, 2000 : *La politique des grands nombres. Histoire de la raison statistique*, La Découverte-Poche, Paris.
- Fourquet F.**, 1980 : *Les comptes de la puissance. Histoire de la comptabilité nationale et du Plan*, Encres-Recherches, Paris.
- Hickman B.**, (éd.), 1965 : *Quantitative Planning of Economic Policy*, The Brookings Institution, Washington.
- Insee**, 1987 : *Pour une histoire de la statistique*, tome 1/contributions, tome 2/matériaux (Affichard J. éd.), Insee-Economica, Paris.
- Insee**, 1996 : *Cinquante ans d'Insee... ou la conquête du chiffre*, Insee, Paris.
- Margairaz M.**, 1991 : *L'État, les finances et l'économie. Histoire d'une conversion, 1932-1952*, Imprimerie nationale, Paris, 2 tomes.
- Rouso H.**, (éd.), 1986 : *De Monnet à Massé. Enjeux politiques et objectifs économiques dans le cadre des quatre premiers Plans (1946-1965)*, Éditions du CNRS, Paris.
- Sangolt L.**, 1997 : *The Politics of Counting: Producing Official Statistics on the North Sea Oil Industry in Norway and Great Britain, 1966-1986*, LOS senteret, University of Bergen.
- Sauvy A.**, 1972 : *De Paul Reynaud à Charles de Gaulle. Un économiste face aux hommes politiques, 1934-1967*, Casterman, Paris.
- Terray A.**, 2002 : *Des francs-tireurs aux experts : l'organisation de la prévision économique au ministère des Finances (1948-1968)*, thèse de doctorat d'histoire, EHESS, Paris.
- Tooze A.**, 2001 : *Statistics and the German State, 1900-1945. The Making of Modern Economic Knowledge*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Touchelay B.**, 1993 : *L'Insee des origines à 1961 : évolution et relation avec la réalité économique, politique et sociale*, Thèse de doctorat, Université de Paris XII.
- Vanoli A.**, 2002 : *Une histoire de la comptabilité nationale*, La Découverte, Paris.
- Volle M.**, 1982 : *Histoire de la statistique industrielle*, Economica, Paris.



# Le Code officiel géographique

*Le présent article est une version toilettée de celui qui avait été publié il y a près de cinq ans dans le numéro 89 de cette même revue à l'occasion de la parution de l'édition 1999 du Code officiel géographique, en abrégé le COG. On y trouvera naturellement quelques petits enrichissements, en particulier l'explication des bizarreries du code des régions ainsi qu'un fac-similé du tout récent arrêté (28 novembre 2003) en vertu duquel le Code officiel géographique est devenu « officiellement officiel ». Mais la véritable justification de cette republication est plutôt à rechercher dans les nouvelles conditions de diffusion du Courrier des statistiques. La livraison de la revue papier se doublant depuis 2000 d'une mise en ligne sur le site Internet de l'Insee ([www.insee.fr](http://www.insee.fr)), possibilité serait ainsi offerte à un plus grand nombre de lecteurs de découvrir un code statistique parmi les plus usités et partie intégrante de l'« identité administrative » de chacun d'entre nous : en effet, c'est en référence au Code officiel géographique qu'est déterminée la composante « lieu de naissance » du numéro d'inscription au répertoire national d'identification des personnes physiques, le numéro de sécurité sociale pour faire plus parlant. Cet article est d'ailleurs doublement grand public : en nous proposant de parcourir avec lui les différentes éditions papier auxquelles a successivement donné lieu le COG, Gérard Lang nous invite en même temps à nous remémorer quelques événements marquants du dernier demi-siècle.*

La première édition du Code officiel géographique remonte à 1943, la seconde au recensement de la population de 1954. Il a ensuite été réédité à l'occasion de chaque nouveau recensement, jusqu'à celui de 1999, le dernier réalisé selon l'« ancienne » méthode, et cinq autres fois en période intercensitaire<sup>1</sup>. L'édition papier 1999 était ainsi la 13<sup>e</sup> du genre, la 14<sup>e</sup> si l'on inclut dans la collection l'édition « pilote » de 1941. Elle s'était pour la première fois doublée d'une édition sur cédérom, depuis lors actualisée chaque année. Une nouvelle édition papier devrait être publiée dans les prochaines années, avant communication des premiers chiffres de population légale issus du recensement rénové<sup>2</sup>.

## Tout commence en 1935

L'idée d'une numérotation départementale par ordre alphabétique, de 01 pour l'Ain (curieuse coïncidence euphonique) à 83 pour l'Yonne, est déjà présente dans certaines versions des textes de 1790 qui ont créé les

départements. Mais celle du COG, c'est-à-dire d'un code numérique significatif couvrant à la fois les départements et communes de la France métropolitaine, les territoires de la France d'outre-mer et les pays étrangers, beaucoup plus récente, ne remonte qu'à 1935.

Compte tenu du nombre d'objets à coder, de l'ordre de 40 000, un minimum de 5 chiffres était nécessaire. Compte tenu de la structure du problème posé et du niveau de détail visé pour les territoires de la France d'outre-mer, ce minimum nécessaire était également suffisant :

- le nombre de départements à coder étant égal à 90, un numéro d'ordre à 2 chiffres suffisait à les distinguer, et les numéros 91 à 99 pourraient être utilisés comme préfixes pour le codage de la France d'outre-mer et des pays étrangers ;

- aucun département ne comportant plus de 999 communes, un numéro de trois chiffres en suffixe du code du département suffirait à distinguer la

totalité des communes de la France métropolitaine ;

- le nombre de pays étrangers étant inférieur à 1 000, le codage de ce sous-ensemble ne réclamerait qu'un unique préfixe à 2 chiffres (qui serait le 99), suivi d'un numéro à 3 chiffres distinguant le pays ; on pourrait même donner une signification géographique au premier de ces trois chiffres, aucun des cinq continents qui découpent traditionnellement le globe terrestre ne comportant plus de 99 pays.

1. À ces rééditions, s'ajoutait et continue de s'ajouter chaque année l'établissement d'un rectificatif au Code officiel géographique récapitulant l'ensemble des modifications intervenues au cours de l'année précédente.

2. En fonctionnement courant, c'est-à-dire à partir de 2008, la nouvelle méthode de recensement mise en œuvre par l'Insee à compter de 2004 avec étalement de la collecte en campagnes annuelles successives produira chaque année les chiffres actualisés de la population légale ainsi que des résultats statistiques détaillés sur la population et les logements, couvrant les différents niveaux d'organisation de notre territoire : cf. notamment l'article d'Alain Godinot, « La rénovation du recensement de la population », *Courrier des statistiques* n° 105-106, juin 2003.

## L'Afrique du Nord et les colonies françaises dans l'édition de 1943

## Afrique du Nord

91	Département d'Alger
92	Département d'Oran
93	Département de Constantine
94	Territoires du Sud de l'Algérie
95	Maroc
96	Tunisie

## Afrique-Occidentale française

98201	Mauritanie
98202	Sénégal et circonscription de Dakar
98203	Guinée française
98204	Côte d'Ivoire
98205	Dahomey
98206	Soudan français
98207	Niger
98208	Togo

## Afrique-Équatoriale française

98301	Gabon
98302	Moyen Congo
98303	Oubangui-Chari
98304	Tchad
98305	Cameroun

## Madagascar et dépendances - Côte française des Somalis

98401	Madagascar, Nossi-Bé, Nossi-Cumba, Sainte-Marie-de-Madagascar
98402	Archipel des Comores (Mayotte, Anjouan, Mohéli, Grande-Comore)
98403	Îles de l'océan Indien (Saint-Paul, Amsterdam, Îles Glorieuses)
98404	Îles de l'océan Austral (Îles Marion, Crozet, Archipel Kerguelen, etc.)
98405	La Réunion
98406	Somalie et dépendances (Îles Maskali, Moucha, des Frères)

## Indochine - Établissements français dans l'Inde

98501	Pondichéry, Chandernagor, Yanaon, Karikal, Mahé
98502	Annam
98503	Cambodge
98504	Cochinchine
98505	Laos
98506	Tonkin
98507	Kouang-Tchéou-Wan (concession)
98508	Shanghaï (concession)

## Colonies de l'océan Pacifique

98601	Îles de la Société, Tahiti, Île Moréa, Îles Basses
98602	Archipel des Îles sous le Vent, Île Raiatéa, Tahao, Huahiné, Borabora, Maypiti, Mopéla, Scilly, Belling-Hausen, Tupai
98603	Archipel Gambier : Île Mangareva, Tavarai, Akamaru, Akena
98604	Archipel Toubouai : Toubouai, Raivavai, Rurutu, Rimatara, Rapa-Iti
98605	Archipel Tuamotou
98606	Archipel des Marquises : Îles Nuka-Hiva, Hiva-Oa
98607	Nouvelle-Calédonie, et dépendances : Îles Huon, Chesterfield, Loyauté, Îles des Pins, archipel des Îles Wallis, groupe des Îles Foutouna, etc.
98608	Nouvelles-Hébrides, Condominiums franco-anglais

## Colonies de l'océan Atlantique

98701	Saint-Pierre, Miquelon et dépendances
98702	Guadeloupe et dépendances
98703	Martinique
98704	Guyane française et territoire de l'Inini

## Les DOM-TOM dans l'édition de 1999

## DOM

971	Guadeloupe
972	Martinique
973	Guyane
974	Réunion

## Collectivités territoriales

975	Saint-Pierre-et-Miquelon
985	Mayotte

## TOM

98403	Îles éparses de l'océan Indien : îles Tromelin, Glorieuses, Juan de Nova, Bassas da India et Europa
98404	Terres australes et antarctiques françaises : Saint-Paul*, Amsterdam*, archipel Crozet, archipel Kerguelen, Terre-Adélie
986	Wallis et Futuna
987	Polynésie française
988	Nouvelle-Calédonie

\* En 1943, les îles Saint-Paul et Amsterdam étaient classées dans le 98403.

## L'édition pilote de 1941

En 1941, la Direction de la démographie, dépendant du secrétariat général pour les questions économiques du ministère de l'Économie nationale et des Finances, publiée à Lyon (imprimerie Emmanuel Vitté) un volume de 440 pages intitulé « Code officiel géographique établi à la date du 1<sup>er</sup> juin 1941 ». Cette édition, que nous considérons comme pilote car elle n'est pas reprise dans la numérotation des éditions ultérieures du COG, met en œuvre de façon presque définitive les idées retenues. Elle comprend quatre parties. Organisée en fascicules départementaux, la première est consacrée aux départements et communes de la France métropolitaine. Les trois suivantes ont respectivement pour objet l'Algérie, les territoires de l'Empire français (pays, protectorats et territoires sous mandat), les pays et territoires étrangers.

Le code relatif aux départements et communes de la métropole est articulé en 2 composantes. Les départements sont numérotés par ordre alphabétique depuis l'Ain (01) jusqu'à l'Yonne (89), le Territoire de Belfort<sup>3</sup> recevant le 90. À l'intérieur de chaque fascicule départemental, les communes sont rigoureusement classées dans l'ordre alphabétique et

numérotées à partir de 001. Trois communes font toutefois l'objet d'un traitement particulier : Marseille, codée normalement 13055, reçoit également le 13155 ; Lyon, 69123, reçoit sept codes supplémentaires, de 69381 à 69387, correspondant aux sept arrondissements municipaux de la ville ; Paris, 75056, reçoit de même vingt codes supplémentaires, les 75101 à 75120, désignant ses vingt arrondissements.

Le codage de l'Algérie s'appuie sur une structure comparable, avec une première composante en 2 chiffres et une seconde en 3 chiffres. La première composante du code prend les valeurs 91, 92, 93 et 94, désignant respectivement le département d'Alger, le département d'Oran, celui de Constantine, et les territoires du Sud-Algérien. Le premier chiffre de la deuxième composante donne le numéro de l'arrondissement ou du territoire. Les deux suivants permettent de distinguer les communes au sein de l'arrondissement ou du territoire.

Le code des territoires de l'Empire français est organisé en trois composantes. La première est constante et égale à 98. La deuxième (1 chiffre) correspond à des « groupements géographiques de territoires », numérotés de 1 à 7 dans cet ordre :

Afrique du Nord, Afrique-Occidentale française (chef-lieu Dakar), Afrique-Équatoriale française (chef-lieu Brazzaville), Madagascar et dépendances et Côte française des Somalis, Indochine et Établissements français de l'Inde, Colonies de l'océan Pacifique, Colonies de l'océan Atlantique (Amérique). Un huitième groupement, États du Levant, est mentionné pour mémoire, avec renvoi à la partie relative aux pays étrangers dans laquelle sont codés le Liban ainsi que la Syrie. La troisième composante (2 chiffres) individualise les territoires à l'intérieur de chaque groupement géographique de territoires.

Enfin, le code des pays et territoires étrangers est lui aussi articulé en trois composantes. La première est constante et égale à 99. La deuxième (1 chiffre) identifie le continent, 1 pour l'Europe, 2 pour l'Asie, 3 pour l'Afrique, 4 pour l'Amérique et 5 pour l'Océanie. La troisième (2 chiffres) identifie les pays au sein de chaque continent.

3. Le territoire de Belfort correspond à la partie du Haut-Rhin demeurée française à l'issue de la guerre franco-allemande de 1870-1871.

## 1943 : la « première » édition

La première édition du Code officiel géographique « établi à la date du 1<sup>er</sup> octobre 1943 » est publiée par la direction générale du service national des statistiques (SNS) du ministère de l'Économie nationale et des Finances.

Elle présente quelques modifications par rapport à l'édition pilote de 1941.

Toujours consacrée à la métropole, la première partie de l'édition de 1943 s'ouvre sur un tableau de comptage indiquant les nombres de départements (90), arrondissements (303)<sup>4</sup>, cantons (3 028) et communes (38 018). En outre, chaque fascicule départemental inclut désormais, outre le codage des communes, celui des arrondissements et cantons<sup>5</sup>, sous forme de numéros à 1 et 2 chiffres (aucun département ne comporte plus de 9 arrondissements ou plus de 99 cantons).

Pour chaque commune, sont ainsi indiqués (de droite à gauche) : son nom, son numéro à 3 chiffres, le numéro du canton auquel elle est rattachée ou qu'elle constitue<sup>6</sup>, le numéro de l'arrondissement auquel elle appartient, enfin le numéro du département. Chacun des vingt arrondissements municipaux de Paris forme un canton du département de la Seine, les sept arrondissements municipaux de Lyon forment douze cantons du département du Rhône, la commune de Marseille est divisée en douze cantons du département des Bouches-du-Rhône.

4. Ce qui est faux, ils ne sont que 301 !

5. Il est rappelé qu'un canton peut être composé d'une ou plusieurs communes ou/et de portions de communes

6. Lorsqu'une commune est découpée en plusieurs fractions cantonales, elle est répétée autant de fois, avec indication du numéro du canton auquel appartient (ou que constitue) la fraction cantonale.

## Nombre de pays et territoires étrangers dans les éditions de 1943 et 1999

	1943	1999
Europe	40	43
Asie	32	50
Afrique	21	58
Amérique	32	40
Océanie	6	16
<b>Total</b>	<b>131</b>	<b>207</b>

La deuxième partie (Algérie) est identique à celle de 1941, aux mises à jour près. Les troisième et quatrième, nouvelles, sont respectivement consacrées au Maroc et à la Tunisie, qui formaient en 1941 le premier des sept groupements géographiques de territoires (Afrique du Nord) distingués dans la partie relative aux territoires de l'Empire français. Le code du Maroc est articulé en deux composantes : la première est constante et égale à 95 ; la deuxième est en 3 chiffres, le premier indiquant la région et les deux suivants des découpages administratifs de rang inférieur. Le code de la Tunisie présente une structure analogue, avec une première composante égale à 96.

À la disparition près du code 981 (Afrique du Nord), la cinquième partie, relative aux territoires de l'Empire français, est analogue à la troisième partie du code de 1941. De même, la sixième partie, relative aux pays étrangers, reprend la quatrième partie de l'édition pilote de 1941.

Ce n'est que onze ans plus tard, en prévision du recensement de la population de 1954, que sera publiée la deuxième édition. Les quarante années suivantes verront la parution de dix nouvelles éditions : celles de 1961, 1968, 1975, 1982 et 1990 s'inscrivaient elles aussi dans le cadre d'un recensement de la population, les cinq autres (1966, 1971, 1978, 1985 et 1994) ont paru en période intercensitaire. Enfin, c'est à l'occasion du recensement de la population de 1999 qu'avait été publiée la 13<sup>e</sup> édition du COG, à jour au 1<sup>er</sup> janvier 1999.

## Création des DOM

La deuxième édition du COG, à jour au 10 mai 1954, est publiée par l'Insee, qui a remplacé le SNS en 1946. Elle devait normalement comporter deux tomes, le premier relatif à la métropole, à l'Algérie et aux départements d'outre-mer (DOM), le second aux territoires de l'Union française, aux pays de protectorat et aux pays étrangers. En fait, seul a été publié le premier. Le second est resté lettre morte, cela « en raison des changements incessants », selon l'explication qui sera donnée dans l'introduction de la troisième édition (1961).

La partie consacrée à la métropole est analogue à ce qu'elle était en 1943. Notamment, elle ne reprend pas un fascicule 90 *bis* consacré à la Sarre (divisée en 8 arrondissements, 49 cantons et 340 communes), qui avait été introduit dans le code de 1943 par le rectificatif n° 5 du 19 février 1949.



**Nombre de départements, arrondissements, cantons et communes en France métropolitaine dans les éditions successives du COG**

	Départements	Arrondissements	Cantons	Communes
1943	90	301	3 028	38 018
1954	90	311	3 031	38 000
1961	90	311	3 042	37 971
1966	90	313	3 087	37 761
1968	95	322	3 211	37 713
1971	95	322	3 211	37 659
1975	95	324	3 509	36 394
1978	96	324	3 549	36 382
1982	96	325	3 714	36 443
1985	96	326	3 829	36 631
1990	96	327	3 828	36 551
1994	96	329	3 861	36 559
1999	96	329	3 876	36 565

Le code de l'Algérie et des territoires du Sud-Algérien est en revanche modifié : les deux derniers chiffres du code deviennent (provisoirement) sans objet, la création de nouveaux arrondissements dans le département d'Alger n'ayant pas eu de prolongement au niveau cantonal.

La troisième partie correspond au rectificatif n° 4 du 20 février 1948, qui traduisait dans le code de 1943 les effets de la loi du 19 mars 1946 transformant en autant de départements (d'outre-mer) les quatre vieilles colonies de la Guadeloupe, de la Guyane française, de la Martinique et de la Réunion. Ces nouveaux départements, dont aucun ne comprend plus de 99 communes, reçoivent respectivement les numéros 971 (Guadeloupe), 972

(Martinique), 973 (Guyane française) et 974 (Réunion). Une deuxième composante en deux chiffres identifie les communes, la Guyane représentant un cas un peu particulier. Si en effet les départements de Guadeloupe, Martinique et Réunion sont divisés en arrondissements (2 chacun)<sup>7</sup>, cantons (11, 8 et 9) et communes (34, 34 et 23), la Guyane est quant à elle divisée en 2 territoires, Cayenne et l'Inini, dont le second est organisé en circonscriptions et non pas en communes.

Tout comme celle de 1943, la troisième édition, à jour au 1<sup>er</sup> mai 1961, est formée d'un seul et même volume, comportant à nouveau six parties, mais selon une organisation légèrement différente : le Maroc et la Tunisie sont regroupés dans la partie 3, les DOM et les territoires d'outre-mer (TOM) font l'objet des parties 4 et 5. Les première, deuxième et sixième parties demeurent respectivement consacrées à la métropole, à l'Algérie et aux pays étrangers.

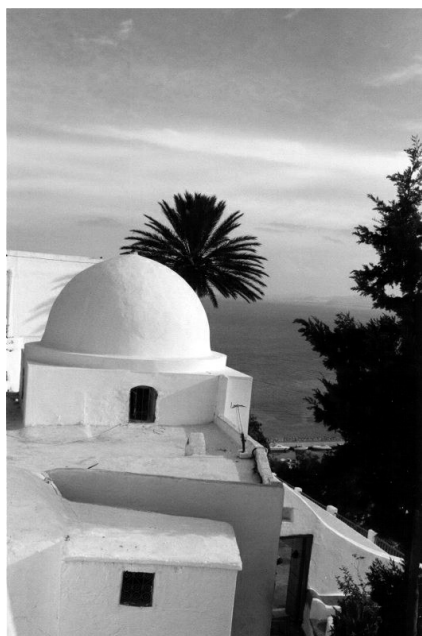
Paris, Lyon et Marseille comptent respectivement 20, 8 et 16 arrondissements municipaux, identifiés par autant de codes « commune » supplémentifs. Le département de la Seine-Inférieure a été rebaptisé Seine-Maritime (décret du 18 janvier 1955), la Loire-Inférieure est devenue la Loire-Atlantique (décret du 9 mars 1957).

Le code de l'Algérie est analogue à ce qu'il était dans l'édition de 1954. Cependant, l'introduction précise

qu'à la date du 1<sup>er</sup> janvier 1961, suite à une réorganisation administrative, l'Algérie et les régions sahariennes comprennent désormais 13 et 2 départements, les premiers codés 9A à 9R (les lettres I, N, O, P, Q n'étant pas attribuées), les seconds 8A et 8B. Les parties relatives au Maroc et à la Tunisie reproduisent les codes antérieurs. Il est toutefois indiqué que ces codes n'ont été utilisés que jusqu'en 1957, et que le Maroc et la Tunisie, devenus indépendants, ont respectivement reçu les codes 99350 (à partir du 1<sup>er</sup> août 1957) et 99351 (à partir du 1<sup>er</sup> février 1958).

Le code des DOM est quasiment inchangé, à ceci près que l'Inini, transformé en arrondissement à statut particulier par une loi du 14 septembre 1951, est désormais divisé en 9 cercles municipaux. Non publié en 1954, le code des TOM est quant à lui pratiquement identique à ce qu'il était en 1943. Étonnamment, on y retrouve ainsi la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane (dans le « groupement géographique de territoires » numéro 987), de même que la Réunion (dans le 984). On y retrouve également en totalité les territoires français d'Afrique et d'Asie, pourtant presque tous devenus indépendants, mais sans qu'il y ait là double emploi, les effets de cette décolonisation n'étant pas davantage retracés dans le code des pays étrangers.

7. Toutefois, les textes officiels ne confirment pas l'existence de deux arrondissements à la Martinique et à la Réunion en 1954.



## Décolonisation

Suite à une profonde refonte concernant les TOM et les pays étrangers (rectificatif de 1965 au code de 1961), est publiée en **1966** une quatrième édition, à jour au 1<sup>er</sup> janvier 1966. Cette nouvelle édition ne comprend plus que quatre parties, la métropole, les départements d'outre-mer, les territoires d'outre-mer et les pays étrangers. Après le Maroc et la Tunisie, l'Algérie est en effet devenue indépendante à son tour, recevant le numéro 99352 (utilisé à partir du 1<sup>er</sup> janvier 1964) dans le code des pays étrangers.

Le code de la métropole est peu modifié, celui des DOM davantage. En effet, les départements de Guadeloupe, Martinique et Réunion représentent désormais 7 arrondissements (3, 2 et 2), 108 cantons (trois fois 36) et 92 communes (34, 34 et 24)<sup>8</sup>. En Guyane, le territoire de Cayenne est devenu un arrondissement, divisé en 15 cantons et 14 communes, l'Inini restant pour sa part découpé en 9 cercles municipaux.

La partie relative aux TOM est en revanche très sensiblement modifiée, en résultat de la prise en compte du cas des DOM et des effets de la décolonisation française. Ainsi, les groupements de territoires 982, 983 et 985 disparaissent, suite à l'accession à l'indépendance de l'ensemble des territoires qui les composaient. Rebaptisé « Afrique Orientale et Sud-orientale », le 984 perd Madagascar et l'Île Marion, ainsi bien sûr que la Réunion (qui était codée 98405). Perdant quant à lui la Guadeloupe (98702), la Martinique (98703) et la Guyane (98704), le 987 se retrouve réduit au seul poste 98701 (Saint-Pierre-et-Miquelon).

8. Ainsi, il y a désormais dans les DOM plus de cantons que de communes. La raison en est que ces départements comptent un nombre limité de communes, si bien que le poids des grosses communes découpées en fractions cantonales y est proportionnellement beaucoup plus important que dans les départements de métropole.

Les effets de la décolonisation française (et plus largement de la décolonisation européenne) sont également retracés dans la dernière partie, où de nombreux nouveaux pays apparaissent.

## Réorganisation de la région parisienne

De même présentation que la précédente, la cinquième édition du COG, à jour au 1<sup>er</sup> janvier **1968**, prend en compte les effets de la loi 10 juillet 1964 portant réorganisation de la région parisienne. Les codes 75 et 78, qui identifiaient précédemment les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise, sont désormais attribués aux départements de Paris (qui ne comporte qu'une seule commune !) et des Yvelines (78). Les cinq autres nouveaux départements de la région parisienne, Essonne, Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis, Val-de-Marne et Val d'Oise reçoivent respectivement les numéros 91, 92, 93, 94 et 95. On s'en souvient, ces numéros avaient précédemment été utilisés pour l'Algérie et le Maroc. Ils ne seront donc pas restés longtemps sans attribution. Le 96 en revanche, qui identifiait la Tunisie dans les trois premières éditions, n'a toujours pas été réutilisé depuis lors...

La partie métropole de la sixième édition, à jour au 1<sup>er</sup> janvier **1971**,

intègre, à la fin de chaque fascicule départemental, un historique des modifications communales intervenues depuis 1943. Outre le volume complet, sont également publiées des éditions séparées de chaque fascicule départemental métropolitain (départements 01 à 95), ainsi que des parties DOM (ensemble du 97), TOM (98) et pays étrangers (99).

Les Basses-Pyrénées et les Basses-Alpes sont respectivement devenues les Pyrénées-Atlantiques (1969) et les Alpes-de-Haute-Provence (1970). Un décret du 17 mars 1969 a régularisé la structure administrative de la Guyane, où l'arrondissement de Saint-Laurent-du-Maroni (3 communes) s'est substitué à l'ancien Inini. La Côte française des Somalis (code 98406) a été transformée en Territoire français des Afars et des Issas (loi du 3 juillet 1967). Dans la partie relative aux pays étrangers apparaît une colonne nouvelle, donnant l'année de l'indépendance des États créés depuis 1943.

Datée du 1<sup>er</sup> janvier **1975**, la septième édition intègre la création (en 1974) d'un troisième arrondissement, Le Marin, dans le département de la Martinique. Par ailleurs, plusieurs pays étrangers sont créés, et plusieurs autres changent de nom.



## Création des départements 2A et 2B

La huitième édition, qui donne la situation au 1<sup>er</sup> janvier **1978**, fait désormais état de 96 départements métropolitains. En effet, la loi n° 75-356 du 15 mai 1975 a divisé l'ancien département de la Corse (qui portait le numéro 20) en deux nouveaux départements, la Corse-du-Sud et la Haute-Corse<sup>9</sup>, respectivement codés 2A et 2B (A comme Ajaccio et B comme Bastia). Les codes à 3 chiffres des communes corses, qui sont réparties entre les deux nouveaux départements, demeurent inchangés.



Transformé en DOM par une loi du 19 juillet 1976, Saint-Pierre-et-Miquelon reçoit désormais le numéro 975. Du coup, le préfixe 987 disparaît du code des TOM. Par ailleurs, le 984 perd le Territoire français des Afars et des Issas (qui était codé 98406), devenu indépendant sous le nom de Djibouti (27 juin 1977). En outre, suite à l'accession à l'indépendance des trois autres îles de l'archipel des Comores, le 98402 ne comprend plus désormais que Mayotte.

La neuvième édition, à jour au 1<sup>er</sup> mars **1982**, incorpore une nouvelle page « code, désignation et composition des régions » (voir pages 60 et 61), limitée au cas de la France métropolitaine. Dans la partie TOM, l'ancien 986 (Îles de l'océan Pacifique) est désormais éclaté entre Wallis-et-Futuna (qui conserve l'identifiant 986), la Polynésie française (qui reçoit le 987), et la Nouvelle-Calédonie et dépendances (code

988). Au niveau 5 chiffres, le nouveau 986 ne comprend qu'un seul poste, codé 98609. Les 48 communes de la Polynésie française reçoivent les numéros 98711 à 98758, celles de la Nouvelle-Calédonie et dépendances, au nombre de 32, reçoivent les numéros 98801 à 98832.

## Apparition des régions d'outre-mer

Donnant la situation au 1<sup>er</sup> mars **1985**, la dixième édition présente une architecture légèrement modifiée suite à l'insertion, entre les parties DOM et TOM, d'une partie « collectivités territoriales d'outre-mer » réunissant Saint-Pierre-et-Miquelon (rayé donc de la liste des DOM, mais toujours codé 975) et Mayotte, désormais codée 985. Ce recodage de Mayotte se traduit par la disparition du 98402 dans la partie TOM.

La Guadeloupe, la Martinique, la Guyane et la Réunion sont cette fois mentionnées dans la page des régions, mais aucun numéro de région ne leur a encore été attribué. Enfin, la dénomination des pays et territoires étrangers a été revue et simplifiée en fonction d'observations émises par la commission de toponymie de l'Institut géographique national et le ministère des Relations extérieures.

La onzième édition, à jour au 1<sup>er</sup> mars **1990**, offre enfin un code complet des régions. Autre modification : le département des Côtes-du-Nord est devenu celui des Côtes-d'Armor (décret du 27 février 1990).

La douzième édition, à jour au 1<sup>er</sup> janvier **1994**, intègre les bouleversements survenus en Europe de l'Est.

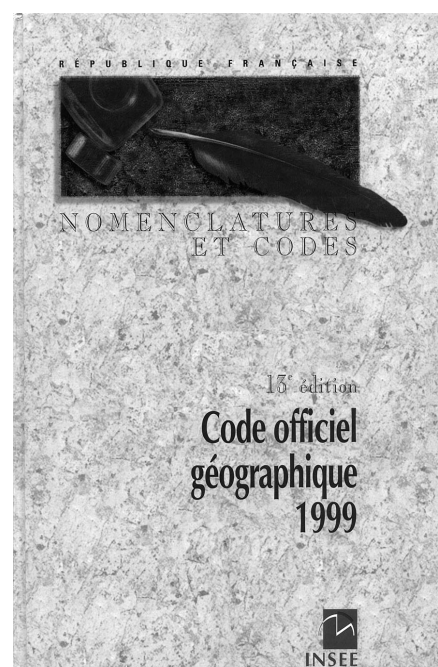
## L'édition de 1999

Au 1<sup>er</sup> janvier 1999, date de référence de la treizième édition du COG, la métropole compte 22 régions, 96 départements (codés 01 à 19, 2A et 2B, 21 à 95), 329 arrondissements, 3 876 cantons et 36 565 communes. Les DOM représentent quant à eux 4 régions et 4 départements (codés

971 à 974), 13 arrondissements, 156 cantons et 114 communes. Pour ce qui concerne les collectivités territoriales, Saint-Pierre-et-Miquelon (975) comprend 2 communes, tandis que Mayotte (985) est découpée en 20 cantons et 17 communes.

Dans la partie TOM, le 984 ne comprend que deux postes, désignant les Îles éparées de l'océan Indien (98403) et les Terres australes et antarctiques françaises (98404). Le territoire des îles Wallis et Futuna (986) est découpé en trois circonscriptions territoriales. La Polynésie française (987) est divisée en 48 communes, auxquelles s'ajoute l'Île de Clipperton (codée 98799). Cet îlot désert est en effet rattaché administrativement à la Polynésie française depuis un décret du 12 juin 1936. Le 988, rebaptisé « Nouvelle-Calédonie » depuis l'édition de 1990, comprend 33 communes, y compris celle de Kouaoua, créée en 1995, mais les trois provinces créées par la loi du 9 novembre 1988 ne sont toujours pas codées.

Enfin, la quatrième partie de cette dernière édition du COG distingue 207 pays et territoires étrangers, dont 43 en Europe (code 991), 50 en Asie (992), 58 en Afrique (993), 40 en Amérique (994) et 16 en Océanie (995).



9. Plus de deux siècles plus tôt, la Corse avait déjà été découpée en 2 départements, le Golo et le Liamone, mais selon des délimitations différentes.

## Les bizarreries du code des régions

Le code des régions tel que nous le connaissons aujourd'hui (cf. tableau ci-contre) apparaît dès le premier coup d'œil relativement biscornu : pas de numéro commençant par un 6, non-attribution des numéros 51, 71, 81 et 92, premier chiffre à zéro pour les régions d'outre-mer, non-classement par ordre alphabétique des régions regroupées sous un même premier chiffre.

Ce désordre alphabétique remonte au tout premier code des « circonscriptions d'action régionale » tel qu'il avait été établi en 1961. Les incohérences de numérotation, quant à elles, tirent leur origine d'une recodification opérée en 1967, quand les zones d'étude et d'aménagement du territoire (les ZEAT) sont venues se substituer au précédent découpage macro-régional (« grandes régions OSCE ») à partir duquel avait été élaboré le code de 1961.

Code	Désignation	Composition (départements)
11	Île-de-France	75, 77, 78, 91, 92, 93, 94, 95
21	Champagne-Ardenne	08, 10, 51, 52
22	Picardie	02, 60, 80
23	Haute-Normandie	27, 76
24	Centre	18, 28, 36, 37, 41, 45
25	Basse-Normandie	14, 50, 61
26	Bourgogne	21, 58, 71, 89
31	Nord-Pas-de-Calais	59, 62
41	Lorraine	54, 55, 57, 88
42	Alsace	67, 68
43	Franche-Comté	25, 39, 70, 90
52	Pays de la Loire	44, 49, 53, 72, 85
53	Bretagne	22, 29, 35, 56
54	Poitou-Charentes	16, 17, 79, 86
72	Aquitaine	24, 33, 40, 47, 64
73	Midi-Pyrénées	09, 12, 31, 32, 46, 65, 81, 82
74	Limousin	19, 23, 87
82	Rhône-Alpes	01, 07, 26, 38, 42, 69, 73, 74
83	Auvergne	03, 15, 43, 63
91	Languedoc-Roussillon	11, 30, 34, 48, 66
93	Provence-Alpes-Côte d'Azur	04, 05, 06, 13, 83, 84
94	Corse	2A, 2B
01	Guadeloupe	97-1
02	Martinique	97-2
03	Guyane	97-3
04	Réunion	97-4

**La création des CAR.** Le décret n° 60-516 du 2 juin 1960 répartit les départements métropolitains en 21 « circonscriptions d'action régionale » : ni plus ni moins que les actuelles régions métropolitaines, en termes de territoire comme de dénomination, à ceci près que PACA et la Corse étaient réunies au sein de la CAR « Provence-Côte d'Azur-Corse » et que l'« Île-de-France » s'est d'abord appelée « Région parisienne »<sup>1</sup>.

**La première codification.** Elle intervient dès 1961, dans le cadre d'un découpage du territoire de la Communauté européenne en « grandes régions OSCE » (Office statistique des Communautés européennes, en abrégé Eurostat). Pour la France, sont ainsi définies, par regroupement des circonscriptions d'action régionale, neuf grandes régions OSCE numérotées 1 à 9 : 1 Paris, 2 Bassin parisien, 3 Nord, 4 Est, 5 Ouest, 6 Massif central, 7 Sud-Ouest, 8 Sud-Est et 9 Méditerranée. Les CAR reçoivent un numéro de code à deux chiffres, formé du numéro de la grande région d'appartenance suivi d'un numéro d'ordre séquentiel (1, 2, 3...), celui-ci attribué selon des règles demeurées mystérieuses, apparemment indépendantes de toute considération d'ordre alphabétique. Abstraction faite du cas de la « Provence-Côte d'Azur-Corse », qui avait reçu le numéro 92, la codification ainsi opérée préfigurait le code des régions métropolitaines actuellement en vigueur, à cinq exceptions près : les CAR Basse-Normandie, Limousin, Auvergne, Poitou-Charentes et Bourgogne, respectivement numérotées 51, 61, 62, 71 et 81.

**Le découpage en ZEAT.** Les neuf grandes régions OSCE laissent la place en 1967 à un découpage en huit zones d'étude et d'aménagement du territoire, jugé mieux adapté : 1 Région parisienne, 2 Bassin parisien, 3 Nord-Pas-de-Calais, 4 Est, 5 Ouest, 7 Sud-Ouest, 8 Sud-Est et 9 Méditerranée. La recodification des CAR commandée par ce nouveau découpage macro-régional est opérée selon les règles suivantes : premier chiffre = numéro de la ZEAT d'appartenance, maintien du deuxième chiffre en cas de non-modification du premier, non-réattribution d'un numéro précédemment attribué. On aboutit ainsi au code actuel des régions métropolitaines, toujours au cas près de PACA et de la Corse.

**De 21 à 22.** Le décret n° 70-18 du 9 janvier 1970 crée une 22<sup>e</sup> CAR métropolitaine : la Corse. La Provence-Côte d'Azur-Corse éclate ainsi en deux CAR distinctes, d'un côté la Provenances-Côte d'Azur, rebaptisée Provence-Alpes-Côte d'Azur (PACA), de l'autre la Corse. Cette partition se traduit par la disparition du numéro 92 et la création des numéros 93 et 94, désignant respectivement PACA et la Corse.

1. Jusqu'à la loi n° 76-394 du 6 mars 1976 portant création et organisation de la région d'Île-de-France.



**De 22 à 26.** Les CAR de Guadeloupe, de Martinique et de la Réunion sont créées par trois décrets du 2 mars 1973. Celle de Guyane est créée quelques mois plus tard (décret du 25 septembre 1973). Ces nouvelles CAR d'outre-mer ne reçoivent pas de « numéro de région ».

**Des CAR aux EPR, des EPR aux Régions.** Les EPR, établissements publics régionaux, sont créés en 1972 (loi n° 72-619 du 5 juillet 1972). Dix ans plus tard sont créées les Régions, collectivités territoriales de plein exercice (loi 82-213 du 2 mars 1982 relative aux droits et libertés des communes, des départements et des régions, dite « loi Defferre »). La région Corse et les régions d'outre-mer font l'objet de textes spécifiques, qui retarderont l'introduction des secondes dans le COG.

**Publication dans le COG.** Le code des régions est publié pour la première fois dans l'édition de 1982, dans une version réduite au cas de la métropole. Les régions d'outre-mer sont bien mentionnées en tant que telles dans l'édition de 1985, mais il faut attendre la suivante (1990) pour découvrir les numéros de code qui leur ont été attribués : 01 à 04 (il n'y avait guère d'autre solution, sauf à envisager une recodification générale), dans le même ordre, non alphabétique, que celui retenu pour la numérotation des départements d'outre-mer.

**Le code des régions et la NUTS.** Dans le cas français, les niveaux 1 et 2 de la nomenclature (européenne) des unités territoriales statistiques correspondent respectivement à nos ZEAT (y compris la ZEAT fictive regroupant les départements d'outre-mer) et à nos régions, respectivement (re)codifiées comme suit :

- niveau 1 de la NUTS : 1 Île-de-France, 2 Bassin parisien, 3 Nord-Pas-de-Calais, 4 Est, 5 Ouest, 6 Sud-Ouest, 7 Centre-Est, 8 Méditerranée, 9 Départements d'outre-mer ;

- niveau 2 de la NUTS : code à 2 chiffres formé du numéro NUTS1 suivi d'un numéro d'ordre séquentiel (1, 2, 3...), en respectant l'ordre d'apparition des régions tel que fixé par le code français (à titre d'exemple, les régions Languedoc-Roussillon, PACA et Corse reçoivent les numéros 81, 82 et 83).



## Certifié officiel

Le COG est depuis soixante ans « le » code géographique de référence, au plan administratif comme au plan statistique : en particulier, les numéros de région, département,

10. En particulier, référence serait faite à l'utilisation du COG, aux fins d'établissement de la liste en question, dans les décrets fixant annuellement la liste des communes concernées par la prochaine campagne annuelle de collecte. Le tout premier de ces décrets annuels (n° 2003-561 du 23 juin 2003) a été publié au Journal officiel du 27 juin 2003.

arrondissement, canton et commune donnés dans les décrets authentifiant les résultats des recensements de la population (plus précisément dans les tableaux de chiffres qui leur sont annexés) sont issus de ce code. La reconnaissance explicite de son caractère officiel n'est toutefois intervenue que tout récemment, par la grâce d'un arrêté ministériel en date du 28 novembre 2003. Une telle explicitation était en effet devenue nécessaire dans un paysage juridico-statistique sensiblement transformé : au plan national, avec la mise en

œuvre, à partir de 2004, du recensement rénové de la population<sup>10</sup>, mais aussi au plan européen, avec la publication au Journal officiel de l'Union européenne (21 juin 2003) du règlement n° 1059-2003 du 26 mai 2003 relatif à l'établissement d'une nomenclature commune des unités territoriales statistiques.

**Gérard LANG**

Insee, direction générale  
Chef-adjoint du département  
de la coordination statistique

### 01 AIN

Département	Arrondissement	Canton	Commune	COMMUNES	Département	Arrondissement	Canton	Commune	COMMUNES
01	2	10	001	Abergement-Clémenciat (L')	01	2	35	045	Birieux
01	1	01	002	Abergement-de-Varey (L')	01	2	10	046	Biziat
01			003	Amareins *	01	1	17	047	Blyes
01			003	Amareins-Francheleins-Cesseins *	01			048	Bohas *
01	1	01	004	Ambérieu-en-Bugey *	01	2	07	245	Bohas-Meyriat-Rignat *
01	2	30	005	Ambérieux-en-Dombes	01	2	20	049	Boisse (La)
01	1	04	006	Ambléon	01	2	26	050	Boissey
01	1	01	007	Ambronay	01	4	16	051	Bolozon
01	1	17	008	Ambutrix	01	2	35	052	Boulligneux
01	1	04	009	Andert-et-Condou					<b>BOURG-EN-BRESSE * :</b>
01	1	31	010	Anglefort	01	2	05	053	Canton Est
01	4	22	011	Apremont	01	2	37	053	Canton Nord-Centre
01	1	15	012	Aranc	01	2	38	053	Canton Sud
01	1	28	013	Arandas	01	2	99	053	Canton non précisé
01	4	23	014	Arbent					
01	1	04	015	Arbigny	01	2	19	054	Bourg-Saint-Christophe
01	2	26	016	Arbigny	01			055	Bouvent *
01	1	28	017	Argis	01	4	24	056	Boyeux-Saint-Jérôme
01			018	Arlod *	01	2	26	057	Boz
01	1	36	019	Armix	01	1	04	058	Brégnier-Cordon
01			020	Arnans *	01	1	09	059	Brénaz
01	2	42	021	Ars-sur-Formans *	01	4	06	060	Brénod
01	1	09	022	Artemare	01	1	04	061	Brens
01	2	02	023	Asnières-sur-Saône	01	2	20	062	Bressolles
01	2	21	024	Attignat	01	4	22	063	Brion
01	2	02	025	Bâgé-la-Ville	01	1	18	064	Briord
01	2	02	026	Bâgé-le-Châtel	01	2	43	065	Buellas
01	2	20	027	Balan	01	1	36	066	Burbanche (La)
01	2	30	028	Baneins	01	4	16	067	Ceignes
01	2	11	029	Beaupont	01	4	24	068	Cerdon
01	2	34	030	Beauregard	01	2	25	069	Certines
01	4	41	031	Bellignat *	01			070	Cesseins *
01	2	20	032	Béligneux	01	3	14	071	Cessy
01	4	03	033	Bellegarde-sur-Valserine *	01	2	07	072	Ceyzériat
01	1	04	034	BELLEY	01	1	36	073	Ceyzérieu
01	4	23	035	Belleydoux	01	2	08	074	Chalamont
01	1	09	036	Belmont-Luthézieu *	01	2	30	075	Chaleins
01	1	18	037	Bénonces	01	1	28	076	Chaley
01	2	11	038	Bény	01	4	24	077	Challes
01	1	09	039	Béon	01	3	12	078	Challex
01	2	21	040	Béréziat	01	1	09	079	Champagne-en-Valromey *
01	1	01	041	Bettant	01	4	06	080	Champdor
01	2	27	042	Bey	01	4	03	081	Champfromier
01	2	40	043	Beynost	01	1	31	082	Chanay
01	4	03	044	Billiat	01	2	30	083	Chaneins
					01	2	10	084	Chanoz-Châtenay

#### Arrêté du 28 novembre 2003 relatif au code officiel géographique

NOR : ECOS0350052A

Le ministre de l'économie, des finances et de l'industrie,  
Vu le décret n° 46-1432 du 14 juin 1946, modifié par le décret n° 89-373 du 9 juin 1989, portant règlement d'administration publique pour l'application des articles 32 et 33 de la loi de finances du 27 avril 1946 relatifs à l'Institut national de la statistique et des études économiques pour la métropole et la France d'outre-mer,

Arrête :

**Art. 1<sup>er</sup>.** - Est approuvée la nomenclature des collectivités territoriales et des circonscriptions administratives de la France et des pays et territoires étrangers dénommée code officiel géographique (COG).

**Art. 2.** - Le code officiel géographique est géré et publié par l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) et mis à jour annuellement.

**Art. 3.** - Le directeur général de l'Institut national de la statistique et des études économiques est chargé de l'exécution du présent arrêté, qui sera publié au Journal officiel de la République française.

Fait à Paris, le 28 novembre 2003.

Pour le ministre et par délégation :  
Le directeur général de l'Institut national  
de la statistique et des études économiques,  
J.-M. CHARPIN