



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Les comparaisons internationales de prix, de volume et de productivité

Application à l'agriculture

Ahmed BARKAOUI
Jean-Christophe BUREAU
Jean-Pierre BUTAULT

International comparisons of price, volume and productivity. Application to agriculture

Key-words:
index numbers,
aggregation,
productivity prices,
purchasing power parities

Les comparaisons internationales de prix, de volume et de productivité. Application à l'agriculture

Mots-clés:
indices, agrégation,
productivité, prix, parités
de pouvoir d'achat

Summary – This paper focuses on empirical problems raised by international comparisons of quantities (such as the construction of real values for the Gross Domestic Product or for sectoral output), international comparisons of prices (i.e. purchasing power parities), and international comparisons of productivity. Micro-economic theory of the firm provides a rigorous framework for defining theoretical indexes that should be used for aggregating prices and quantities. A price index can be defined for producers as well as consumers, as the ratio of costs or revenue functions in two price situations. In empirical applications, these theoretical indexes must be approximated by index number formulas in order to avoid econometric estimation. Several empirical index numbers are presented in this paper, focusing on superlative formulas that give consistent comparisons between more than two countries. One can choose an index which is the most useful to a particular case, since all index numbers do not have similar axiomatic properties. In empirical studies, it is advocated that the Fisher index is particularly appropriate for the measurement of changes of prices and quantities over time. For the construction of purchasing power parities, the comparison of quantities and the measurement of productivity gaps between countries, economic theory suggests that indexes derived from micro-economic theory such as the EKS or the Caves-Christensen-Diewert index should be preferred to the Geary-Khamis index which is used by international organizations. Beyond theoretical aspects, many empirical problems remain. They are caused by the data limitations, the aggregation procedure and the particularities of the agricultural sector. On the basis of a study on the comparative competitiveness of the United States and European agriculture, several empirical solutions to these difficulties are suggested. The problems of transitivity and the problem of pricing the fixed factors are still a matter of debate.

Résumé – Cet article examine les problèmes posés par les comparaisons internationales de quantités (valeurs réelles), de prix (parités de pouvoir d'achat) et de productivité. La théorie microéconomique du producteur donne des bases rigoureuses pour définir des indices théoriques et agréger prix et quantités. Dans des applications pratiques, ces indices théoriques doivent être approximés par des formules empiriques. Plusieurs indices empiriques sont présentés. Le choix entre ceux-ci peut être guidé par une approche «axiomatique», toutes les formules n'ayant pas les mêmes propriétés mathématiques. Au delà des aspects théoriques, de nombreux problèmes pratiques se posent dans les comparaisons internationales. Sur la base d'une étude des performances comparées des agricultures américaine et européenne entre 1973 et 1989, différentes solutions à ces problèmes empiriques sont présentées.

* Station d'économie et sociologie rurales de l'INRA, 14, rue Girardet, 54042 Nancy.

** Station d'économie et sociologie rurales de l'INRA, INA Paris-Grignon, 78850 Thiverval-Grignon.

LES comparaisons internationales de quantités et de prix se sont développées sous l'égide de l'ONU (PCI: Projet de comparaison internationale) afin de comparer le volume du Produit intérieur brut (PIB) et de mesurer le niveau des prix entre différents pays (Kravis *et al.*, 1978). Une Parité de pouvoir d'achat (PPA) correspond à un taux de conversion entre monnaies qui égalise les valeurs d'un même panier de biens. Utilisées comme un taux de change, les PPA permettent de construire des « valeurs réelles ». Ces dernières permettent de comparer des quantités de biens agrégés entre pays, indépendamment des fluctuations conjoncturelles des taux de changes courants. Le projet de l'ONU avait ainsi pour objectif de mieux mesurer les écarts de richesse entre pays (PIB réel par tête), par rapport au PIB nominal converti en dollars au taux de change du marché. Ces travaux se sont généralisés à l'ensemble des pays (OCDE, 1987-1992; Eurostat, 1983, pour les pays industrialisés; Mouyelo-Katoula et Munnsad, 1987, pour les pays africains) et les PPA sont aujourd'hui utilisées comme un taux de change de référence dans nombre de comparaisons internationales. Une application indirecte des PPA est par exemple de servir de taux de change d'équilibre pour juger de la sous ou surévaluation d'une monnaie (*The Economist*, 1986 et 1993).

Ces travaux sur les valeurs réelles du PIB rejoignent les travaux de Caves *et al.* (1982a) pour construire des agrégats de quantités de produits et d'intrants et comparer ainsi la productivité de branches spécifiques entre pays. Les problèmes d'agrégation sont similaires dans les deux cas. Les deux approches ont profité des approfondissements de la « théorie des nombres-indices » (Samuelson et Swamy, 1974; Diewert, 1976 et 1981). Cette théorie a apporté des avancées fécondes dans la mesure de l'inflation (Pollak, 1989) comme dans la mesure du progrès technique (de Jorgenson et Griliches, 1967 à Diewert, 1992).

Malgré les progrès réalisés, un important débat s'est instauré sur les méthodes à employer pour mener ces opérations (cf. les Actes de la conférence de Paris, organisée sous l'égide de l'ONU, en 1989). Ce débat n'a d'ailleurs pas été tranché et les organismes internationaux du PCI, compte tenu de leur désaccord, ont décidé de publier les résultats sur les PPA, selon deux méthodes.

L'objectif de ce texte est d'éclairer ce débat, à partir d'une recherche menée sur les performances comparées des agricultures américaine et européenne. Cette recherche visait à comparer les productivités respectives des agricultures (d'où l'établissement d'indices spatiaux de volume sur les inputs et les outputs) et le prix relatif des inputs et des outputs (d'où l'établissement des PPA), à partir des comptes macro-économiques agricoles, entre 1973 et 1989. Les résultats de cette étude ont été présentés par ailleurs (Barkaoui *et al.*, 1992) et on s'attachera plus particulière-

ment ici à discuter les problèmes méthodologiques et pratiques, soulevés à l'occasion de sa réalisation. La première partie présente les principaux indices utilisés dans les comparaisons multilatérales: elle montre comment le choix de ces indices peut être guidé par des considérations théoriques et par l'axiomatique des « nombres-indices » qui discute des différentes propriétés respectées par les indices. On abordera également les difficultés pratiques auxquelles se heurte ce genre de comparaison, notamment sur l'agriculture. La deuxième partie s'appuie sur notre étude empirique, en examinant la sensibilité des résultats à différents choix, concernant les indices ou des conventions sur les prix des facteurs.

LES PROBLÈMES DES COMPARAISONS INTERNATIONALES DE PRIX ET DE VOLUME

Les principaux indices multilatéraux

Des comparaisons bilatérales au star system

S'il n'existe qu'un seul bien, les comparaisons sont directement données par les rapports entre les volumes et les prix du bien considéré. En présence de plusieurs biens, il est nécessaire d'agréger ces différents rapports, d'où le recours à des indices.

Si la comparaison porte sur deux pays (i et j), la situation est analogue à celle des comparaisons temporelles. Sur un agrégat quelconque, soit y et p les vecteurs sur les volumes et les prix de M biens du panier, l'indice de volume de Laspeyres Q_L sur l'agrégat correspond à:

$$Q_L(y^j, y^i) = p^j y^i / p^i y^j$$

j étant pris ici comme pays de base.

On peut aussi calculer l'indice de Paasche Q_P , de Fisher Q_F ou de Törnqvist Q_T :

$$Q_P(y^j, y^i) = p^i y^i / p^j y^j$$

$$Q_F(y^j, y^i) = [Q_L(y^j, y^i) * Q_P(y^j, y^i)]^{1/2}$$

$$Q_T(y^j, y^i) = \prod_{m=1}^M [y_m^i / y_m^j]^{1/2(s_m^i + s_m^j)} \quad \text{avec } s_m^i = p_m^i y_m^i / p^i y^i$$

Aucun de ces indices bilatéraux n'est transitif - le résultat d'une comparaison directe entre deux pays A et B n'est pas le même que celui qui résulterait indirectement des comparaisons avec un troisième pays C ($Q_{A/B} \neq Q_{A/C}/Q_{B/C}$). Or, la transitivité apparaît essentielle dans les comparaisons internationales de plusieurs pays.

Lorsqu'on passe à une comparaison multilatérale de K pays ($K > 2$), l'idée la plus simple est la procédure *star system* qui consiste à calculer les indices de chaque pays par rapport à un pays numéraire arbitrairement choisi. Par les indices de Fisher, ceci revient à définir la part d'un pays i dans le volume mondial de l'agrégat considéré, en n'utilisant que les indices bilatéraux de Fisher par rapport au pays numéraire j :

$$\sigma_i^j(q) = Q_F(y^j, y^i) / \sum_{k=1}^K Q_F(y^j, y^k)$$

Les indices transitifs comme moyennes d'indices bilatéraux

L'inconvénient de cette méthode est que le choix de la base est arbitraire. On peut alors faire la moyenne de toutes les solutions *star system*, en prenant successivement chaque pays comme numéraire. En moyenne arithmétique, la part du pays i dans le volume mondial est alors:

$$\sigma_i(q) = \sum_{j=1}^K s_j \sigma_i^j(q)$$

Lorsque les pondérations s_j sont identiques pour tous les pays, ce système amène à la construction d'un indice « démocratique » (Diewert, 1988). Afin de tenir compte de la taille différente des pays, Diewert (1988) propose également l'indice « ploutocratique » qui consiste à pondérer les solutions *star system* par les parts en valeur des productions des pays comparés.

A partir des indices bilatéraux de Fisher, on définit l'indice *EKS* (Eltetö-Kôves, 1964; Szulc, 1964) en calculant des parts de volume, à un facteur multiplicatif près, par une moyenne géométrique:

$$\sigma_i(q) = \left[\prod_{k=1}^K Q_F(y^k, y^i) \right]^{1/K}$$

L'indice bilatéral de quantité *EKS* du pays i par rapport au pays j s'écrit alors:

$$Q_{EKS}(y^j, y^i) = \left[\prod_{k=1}^K Q_F(y^k, y^i) / Q_F(y^k, y^j) \right]^{1/K}$$

Entre autres propriétés, il possède celle d'être l'indice transitif qui s'écarte le moins de l'indice direct de Fisher. Il peut être obtenu en minimisant la distance suivante par rapport à l'indice de Fisher :

$$\Delta = \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K (Log (Q_{EKS} (y^j, y^i) - Log (Q_F (y^j, y^i)))^2$$

Au lieu de la moyenne géométrique, on peut également prendre une moyenne harmonique des indices de Fisher. L'indice bilatéral de quantité résultant, appelé OSS (*Own Share System*) dans les notations de Diewert (1988), s'écrit :

$$Q_{OSS} (y^j, y^i) = \left(\sum_{k=1}^K (1/Q_F (y^k, y^i)) \right)^{-1} / \left(\sum_{k=1}^K (1/Q_F (y^k, y^j)) \right)^{-1}$$

On notera que les quantités calculées par cette méthode peuvent servir comme pondération dans les indices arithmétiques définis plus haut à partir des solutions *star system*. L'indice OSQW (*Own Share Quantity Weight*) correspond ainsi à :

$$\sigma_i(q) = \sum_{j=1}^K s_j \sigma_i^j(q) \text{ avec } s_j = \left(\sum_{k=1}^K (1/Q_F (y^k, y^j)) \right)^{-1} / \sum_{i=1}^K \left(\sum_{k=1}^K (1/Q_F (y^k, y^i)) \right)^{-1}$$

Enfin, d'autres solutions sont possibles avec d'autres indices que celui de Fisher. La moyenne géométrique de Törnqvist conduit notamment à l'indice CCD (Caves, Christensen, Diewert, 1982a) :

$$Q_{CCD} (y^j, y^i) = \left[\prod_{k=1}^K Q_T (y^k, y^i) / Q_T (y^k, y^j) \right]^{1/K}$$

Il possède un avantage pratique de calcul puisqu'on peut le calculer sans passer par les indices bilatéraux de Törnqvist. On peut, en effet, écrire :

$$Q_{CCD} (y^j, y^i) = \prod_{m=1}^M [y_m^i / y_m^j]^{(1/2)(s_m^i + s_m^j)} / \prod_{m=1}^M [y_m^j / y_m^i]^{(1/2)(s_m^j + s_m^i)}$$

$$\text{avec } y_m = \left(\prod_{k=1}^K y_m^k \right)^{1/K} \quad \text{et} \quad s_m = (1/K) \sum_{k=1}^K (p_m^k y_m^k) / p^k y^k$$

où la base de comparaison apparaît être un pays fictif dont les quantités sont la moyenne géométrique des quantités et les parts en valeur la moyenne arithmétique de ces parts.

La méthode Geary-Khamis

Parmi les méthodes comparées ici, la méthode de Geary-Khamis (Geary, 1958 et Khamis, 1972, 1984) est la seule qui ne soit pas dérivée des indices bilatéraux. Son principe est fondé sur la construction d'un prix commun (ou prix international) à partir duquel les parités sont calculées. Les valeurs n'étant pas exprimées dans la même monnaie, elles sont converties dans une unité commune par l'intermédiaire de parités fictives PPA. La PPA de la monnaie du pays i pour ce qui est du panier d'outputs y , peut être définie comme :

$$P_{GK_i} = \sum_{m=1}^M p_m^i y_m^i / \sum_{m=1}^M p_m^* y_m^i$$

où

$$p_m^* = \sum_{k=1}^K (p_m^k y_m^k / P_{GK_k}) / \sum_{k=1}^K y_m^k$$

p_m^i est le prix du bien m dans le pays i , et p_m^* le « prix international » du bien m . La résolution du système formé par les équations des prix et des parités donne la PPA de chaque pays ainsi que le prix international de chaque bien. La comparaison des prix entre les pays i et j est alors $P_{GK_{j,i}} = P_{GK_i} / P_{GK_j}$. Bien qu'il soit possible de construire un indice direct, l'indice de volume est généralement défini de manière implicite,

$$Q_{GK_i} = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^i y_m^i}{P_{GK_i}} = \sum_{m=1}^M p_m^i y_m^i \frac{\sum_{m=1}^M p_m^* y_m^i}{\sum_{m=1}^M p_m^i y_m^i} = \sum_{m=1}^M p_m^* y_m^i$$

l'indice de volume entre i et j est :

$$Q_{GK_{j,i}} = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^* y_m^i}{\sum_{m=1}^M p_m^* y_m^j}$$

L'apport de la théorie dans le choix des indices

Le choix d'un type d'indice peut être dicté par des considérations théoriques, d'où le développement de la « théorie des nombres-indices ».

La notion d'indice vrai et le théorème des limites

La notion d'indice vrai du coût de la vie n'est pourtant pas récente : elle avait été introduite par Konüs (1939), dans le cadre de la théorie du consommateur, pour mesurer l'inflation. Elle suppose que le consommateur cherche, à deux dates données, à minimiser sa dépense pour obtenir un niveau d'utilité donné : l'indice vrai du coût de la vie est alors le ratio des dépenses minimales, entre ces deux dates, à utilité constante.

Ces indices, définis dans le cadre de la théorie du consommateur, peuvent facilement être généralisés à celui de la théorie du producteur (Allen, 1949 ; Diewert, 1981). Ils peuvent, en outre, être appliqués non seulement aux comparaisons temporelles mais aux comparaisons spatiales. Considérons, par exemple, l'indice du volume des inputs de Allen : soit deux pays i et j , utilisant chacun les quantités d'inputs x^i et x^j , aux prix w^i et w^j , avec des niveaux de production y^i et y^j . La fonction de coût pour le pays i , où la technologie utilisée est représentée par la fonction de production f^i , s'écrit :

$$C^i(y, w^i) = \min_x [w^i x : f^i(x) \geq y]$$

Si on suppose que les producteurs ont un comportement rationnel de minimisation des coûts, l'indice vrai de quantité des inputs d'Allen du pays i par rapport au pays j est défini comme le rapport des coûts minimaux, supportés par les producteurs du pays j , aux prix w^j , en utilisant respectivement les vecteurs des inputs x^i et x^j .

$$Q_{A_v}^j(x^j, x^i, w^j) = C^j(f^j(x^i), w^j) / C^j(f^j(x^j), w^j) = C^j(f^j(x^i), w^j) / x^j w^j$$

En considérant la technologie et les prix des inputs du pays de référence i , on définit de la même façon l'indice « réciproque » d'Allen :

$$Q_{A_r}^i(x^j, x^i, w^i) = (C^i(f^i(x^i), w^i) / C^i(f^i(x^j), w^i)) = x^i w^i / C^i(f^i(x^j), w^i)$$

On peut voir que l'indice de Laspeyres majore l'indice « vrai » et que l'indice de Paasche minore l'indice réciproque :

$$Q_L(x^j, x^i) = x^i w^j / x^j w^j \geq C^j(f^j(x^i), w^j) / x^j w^j = Q_{A_v}^j(x^j, x^i, w^j)$$

$$Q_P(x^j, x^i) = x^i w^j / x^j w^j \leq x^i w^i / C^i(f^i(x^j), w^i) = Q_{A_r}^i(x^j, x^i, w^i)$$

Samuelson (1950), Diewert (1981 et 1986) ont établi que les indices théoriques peuvent être bornés par les indices de Paasche et de Laspeyres. Les conditions de validité de cette relation, qui sont en fait restrictives sur les fonctions d'agrégation, sont présentées de manière rigoureuse dans Diewert (1981).

Indices « exacts » et indices « superlatifs »

Il existe des relations entre la forme des fonctions d'agrégation des indices et certaines formules mathématiques empiriques. Plusieurs formules empiriques sont utilisées dans la pratique. Nous nous limiterons aux formules courantes utilisées dans la comptabilité nationale ou les analyses microéconomiques.

Diewert (1976, 1986 et 1992) a montré ainsi qu'à partir de formes particulières de la fonction d'agrégation théorique, on pouvait en déduire les formules mathématiques empiriques de chacun des indices théoriques. Ceci nécessite des hypothèses sur les rendements d'échelle, non croissants, et le comportement de maximisation des agents. Ces indices empiriques sont calculables à partir des seules données sur les prix et quantités. Ainsi, par exemple, supposons que la technologie qui relie le vecteur des y au vecteur des x puisse être représentée d'une façon primale par une fonction de forme linéaire (la fonction de coût duale est alors de forme Leontief). Dans ce cas, les indices théoriques de volume Konüs et Allen correspondent à l'une des deux bornes, c'est-à-dire l'indice Laspeyres ou l'indice de Paasche. Si la fonction de production est de type Leontief, c'est alors l'indice théorique de prix qui est de la forme Laspeyres ou Paasche.

Lorsque la formule empirique est ainsi déduite d'une spécification particulière de la fonction d'agrégation, cette formule est dite « exacte » pour la fonction en question. L'indice empirique est alors une approximation parfaite de l'un des indices théoriques. Dès lors, il apparaît clairement que le choix d'un indice suppose implicitement une forme particulière de la technologie, celle de la fonction d'agrégation pour laquelle l'indice est exact. Par exemple, l'utilisation d'un indice de prix de Laspeyres n'est pas si neutre qu'il y paraît, puisqu'elle suppose implicitement une fonction d'agrégation de type Leontief, d'où une absence de possibilités de substitutions infinies entre les biens.

Il existe des fonctions dites « flexibles » qui permettent d'obtenir une approximation à l'ordre deux d'une fonction de production deux fois différentiable arbitrairement choisie. Ces formes flexibles permettent une représentation générale de la technologie, dans le sens où elles ne font pas a priori d'hypothèses sur les substitutions factorielles. Parmi les plus connues, citons les approximations de la technologie par des fonctions translog, Leontief généralisée et quadratique généralisée. Les indices empiriques qui sont exacts pour de telles fonctions sont appelés « superlatifs » (Diewert, 1976). Utiliser ces indices pose implicitement moins d'hypothèses que l'utilisation des indices exacts pour des formes non flexibles. Ainsi, deux indices superlatifs couramment utilisés sont l'indice de Fisher et l'indice de Törnqvist. L'indice de Fisher est « exact » pour une fonction quadratique homogène et l'indice de Törnqvist est « exact » pour une fonction translog, sous certaines conditions d'homogénéité et de paramètres communs au second ordre dans les technologies

des observations à comparer. Allen et Diewert (1981) ont également montré que, si un indice de prix est superlatif, alors l'indice de quantité implicite est également superlatif.

L'approche économique des nombres-indices permet donc de rationaliser le choix d'une formule empirique d'agrégation (qui elle-même ne fait appel qu'à des données de prix et de quantités et ne nécessite pas l'estimation de paramètres) sur la base de la fonction d'agrégation sous-jacente. On choisit ainsi un indice empirique en fonction des hypothèses que l'on est prêt à faire sur la technologie. Il est clair que cette approche plaide fortement en faveur de l'utilisation d'indices « superlatifs » du type Törnqvist ou Fisher, et de l'abandon d'indices de type Laspeyres ou Paasche, sauf cas particulier. Par contre, l'approche économique offre peu de raisons de préférer un indice de Fisher à un indice de Törnqvist ou inversement : tous deux sont exacts pour des formes flexibles qui ont sensiblement les mêmes propriétés.

L'approche axiomatique des nombres indices

Un autre courant dans la littérature sur l'agrégation s'attache aux propriétés empiriques des indices. Il privilégie le choix d'une formule d'agrégation qui satisfasse le plus grand nombre de propriétés jugées désirables pour un indice. La littérature sur ce sujet remonte à Fisher (1922), mais a été développée dans une axiomatique rigoureuse par Eichhorn et Voeller (1976 et 1991), Eichhorn (1976). Les conditions à satisfaire sont innombrables (Eurostat, 1983 ; Diewert, 1988) et l'on peut se reporter à Ball *et al.* (1993) pour une liste complète. Nous nous limiterons à certaines d'entre elles relatives surtout aux comparaisons multilatérales (la condition de transitivité ayant déjà été présentée et tous les indices multilatéraux retenus étant transitifs). N'étant pas vérifiées par tous les indices précédents, elles nous permettent de faire un choix entre eux.

1 – *L'équicaractéristicité* : si un indice de prix est construit en utilisant uniquement les quantités de l'un des pays comparé (cas des indices de Laspeyres et de Paasche), il va tendre à sous-estimer le niveau de prix et à surestimer le volume de ce pays par rapport à l'autre. Ce phénomène connu sous le nom de « Effet Gerschenkron » est dû à la corrélation négative qui existe normalement entre prix relatifs et quantités relatives. L'indice est dit alors exagérément « caractéristique » de ce pays. L'utilisation des pondérations de tous les pays donnera des indices « équicaractéristiques » qui sont souhaitables dans les comparaisons internationales. Dans tous les indices présentés, seul le Geary-Khamis ne respecte pas cette condition.

2 – *Réversibilité des facteurs* : cette condition est remplie si le produit des indices de volume et de prix (PPA) entre deux pays quelconques est égal au rapport des valeurs nominales.

3 – *Additivité*: cette condition est remplie si la valeur réelle d'un agrégat est égale à la somme des valeurs réelles des composantes.

4 – *Moyenne des rapports de volume*: il est satisfait si l'indice de volume de l'agrégat est compris entre le plus petit et le plus grand des indices de volume des composants.

5 – *Proportionnalité*: si le vecteur des quantités d'un pays i est multiplié par un coefficient a , les rapports de volume du pays i par rapport aux autres pays seront multipliés par a et les autres rapports de volume (en dehors du pays i) restent inchangés.

6 – *Unité monétaire*: la croissance des prix (inflation) dans chaque pays n'affecte pas les parts de volume des pays, la croissance uniforme des quantités dans tous les pays non plus.

7 – *Partition d'un pays*: si un pays est partagé en deux pays qui gardent les mêmes prix et produisent respectivement les proportions a et $1-a$ de la quantité initiale, leurs parts de volume doivent être réduites dans les proportions a et $1-a$.

8 – *Insensibilité à l'existence d'un petit pays*: la limite des parts de volumes, lorsque les quantités d'un pays tendent proportionnellement vers zéro, est égale aux parts de volume calculées sans ce pays.

9 – *Ecartement minimum des indices bilatéraux*: les rapports des parts de volumes s'écartent d'une manière minimale des indices de volume bilatéraux directs sous la contrainte de la transitivité.

Le respect simultané de toutes ces propriétés est impossible (Eichhorn et Voeller, 1976 et 1991) et le tableau 1 présente les différentes propriétés respectées ou non par les indices. On mesurera, plus loin, dans notre étude empirique, l'importance du respect ou non de certaines de ces conditions.

Tableau 1.
Propriétés des
différents indices
multilatéraux

Tests	Méthodes						
	<i>EKS</i>	<i>CCD</i>	<i>OSS</i>	<i>PD</i>	<i>PP</i>	<i>OSQW</i>	<i>GK</i>
(1)	*	*	*	*	*	*	
(2)	*						
(3)							*
(4)							
(5)	*	*					
(6)	*	*	*	*		*	*
(7)			*		*	*	*
(8)			*		*	*	
(9)	*	*					

EKS: Elteto-Köves-Szulc

CCD: Caves-Christensen-Diewert

OSS: Own Share System

PD: pondération démocratique

PP: pondération ploutocratique

OSQW: Own Share Quantity Weights

GK: Geary-Khamis

Les problèmes pratiques des comparaisons multilatérales

L'établissement de PPA et de valeurs réelles sur un agrégat donné (par exemple, la production agricole) s'effectue en trois étapes :

- l'établissement de parités sur les biens élémentaires (par exemple, blé) et leur agrégation en sous-agrégats (par exemple, céréales pour l'alimentation humaine), pour une année de base donnée ;
- l'agrégation des ces sous-agrégats pour déduire les parités et les valeurs réelles, sur l'agrégat global, pour l'année considérée ;
- la rétropolation et l'extrapolation de ces résultats, pour les autres années.

Chacune de ces étapes pose des problèmes spécifiques, exposés ci-dessous, à l'exception de la deuxième étape dont le problème de choix des indices a déjà été présenté.

L'établissement des PPA élémentaires et la construction des PPA sur les sous-agrégats

La mobilisation des données

Dans les comparaisons internationales, la comparaison de la seule croissance des prix, des volumes et de la productivité dans le temps est relativement aisée. Les comptes nationaux permettent de calculer des valeurs nominales et des indices de prix temporels sur une base comptable harmonisée par les travaux des Nations Unies. Il n'en est pas de même pour les comparaisons des niveaux absolus de prix, volumes et productivité entre pays, qui requièrent la construction d'indices spatiaux. Construire des PPA spécifiques au panier de biens étudié nécessite en effet de collecter des données de prix par unité physique pour chacun des biens élémentaires. Ceci n'a rien d'aisé et le problème de la collecte et de l'harmonisation de données provenant de sources multiples est sans aucun doute l'obstacle majeur dans ce type d'études.

Au-delà des difficultés de collecte, le problème de la nature des données se pose de façon aiguë. En théorie, chaque bien devrait être traité différemment selon sa qualité. Il est difficile, à partir des sources existantes, de repérer la qualité des inputs et des outputs. Pour le travail, par exemple, il faudrait disposer de données sur la répartition de la main-d'œuvre selon sa qualification. Dans le projet de l'ONU, l'établissement des parités fait ainsi l'objet d'enquêtes spécifiques, relevant avec un grand détail le prix des biens élémentaires. Ceci serait souhaitable dans ce genre d'études mais requiert des moyens considérables.

Le problème des valeurs manquantes

Un autre problème pratique, dans l'établissement des PPA pour les sous-agrégats, est l'absence de certaines productions dans certains pays : aux États-Unis, par exemple, l'essentiel des céréales pour l'alimentation animale est constitué par le maïs, alors que ce produit n'est pas cultivé dans les pays du nord de l'Europe. Dans le cas de l'indice de parité EKS, si la matrice d'indices de Fisher bilatéraux n'est pas complète, l'EKS peut être calculé mais ne sera construit que sur les biens communs aux deux pays. La proportion de ceux-ci dans le panier total d'un pays peut être faible. Une solution est de calculer des prix fictifs selon une méthode proposée par Summers (1973), dite méthode *Country-Dummy Product* : les indices des biens manquants sont estimés par régression, en supposant qu'ils sont le produit d'un terme spécifique au bien et d'un terme spécifique au pays. C'est donc une méthode de construction de prix hédonique. Cette méthode est en pratique peu satisfaisante, l'hypothèse de deux facteurs (le pays et le type de bien) étant réductrice pour expliquer le prix.

La solution généralement retenue est de ne faire les comparaisons directes entre deux pays que si leur panier de biens communs est suffisamment représentatif de chacun des paniers de biens nationaux. À défaut, les deux pays ne seront pas comparés directement, mais par l'intermédiaire d'un ou plusieurs autres pays dont le panier de biens est intermédiaire. En pratique, lorsque la valeur de la production commune à deux pays est inférieure à un pourcentage seuil de la valeur de leur production nationale (*idem* pour les intrants), des indices-chaînes indirects sont utilisés dans la construction de la matrice d'indices de Fisher servant au calcul des EKS. Par exemple, l'indice bilatéral de PPA pour la production de céréales destinées à l'alimentation animale, entre les États-Unis et le Danemark, dont la composition est fort différente (maïs aux États-Unis, orge au Danemark), pourra être construit comme le produit des indices bilatéraux de parité entre les États-Unis et la France (ou l'Italie), la France et la RFA, la RFA et le Danemark. En pratique, plusieurs solutions sont souvent possibles et on fait, alors, la moyenne géométrique des parités données par les chemins les plus courts.

Le problème du raccordement espace-temps

Dans toutes les études de comparaisons internationales sur les volumes et les prix, les parités sont établies pour une année de base, et rétro et extrapolées, pour les autres années, par des indices temporels. Se pose encore le problème du choix de l'indice, mais la logique devrait être qu'il soit de même nature que l'indice multilatéral (ce qui n'est pas fait dans le PCI). Pour l'EKS, par exemple entre deux pays i et j , il semble

logique d'utiliser dans ce calcul des indices temporels de Fisher, comme suit :

$$I_{t_i/j} = EKS_{t_0/j} * (F_{i,t/t_0} / F_{j,t/t_0})$$

$I_{t_i/j}$ étant un indice de parité (ou de volume) du pays i par rapport au pays j à la date t .

On peut noter que, si la base de comparaison n'est pas un pays mais un ensemble de pays, l'indice temporel pour cet ensemble n'est pas donné directement mais, pour conserver une transitivité et éviter une conversion préalable, calculé indirectement. Supposons que la base de comparaison soit l'Europe des 10 (E10), l'indice de volume d'un pays j (qui n'appartient pas nécessairement à l'Europe) est donné par :

$$I_{t_j/E10} = I_{t_j/k} / \sum_{i=1}^{10} I_{t_i/k}$$

On peut alors en déduire un indice temporel de volume, sur l'agrégat considéré, pour l'Europe des 10, comme suit :

$$I_{E10,t/t_0} = (I_{t_0,j/E10} / I_{t_j/E10}) * I_{j,t/t_0}$$

$I_{E10,t/t_0}$, ne dépendant pas du pays j choisi arbitrairement.

Dans tous ces calculs, ces indices restent transitifs, mais il s'agit d'une transitivité « forcée » : il n'y a aucune raison pour que les résultats soient identiques à ceux qui auraient été issus d'un nouveau calcul d'EKS pour toutes les années (Krijnse Locker, Faerber, 1984). Il n'y a pas ainsi de transitivité totale espace-temps.

Une solution pour rétablir une transitivité totale et traiter de manière symétrique tous les pays et toutes les années est de calculer un EKS généralisé, soit :

$$EKS_{i,t/j,t_0} = \left[\prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^T F_{i,t/k,l} / F_{j,t_0/k,l} \right]^{1/(K*T)}$$

Cette procédure est possible pour tous les autres indices présentés, y compris le GK. On verra, pourtant, que son application n'est pas sans problème et que le respect complet de la condition de transitivité totale, qui semble indispensable dans les comparaisons internationales, n'est pas si évident.

Quelques problèmes spécifiques aux comparaisons portant sur le secteur agricole

On peut enfin, à partir de l'étude empirique réalisée, soulever quelques problèmes propres aux comparaisons menées sur l'agriculture (certains étant toutefois communs à d'autres branches). Une part de ces problèmes renvoie, en définitive, à des questions théoriques plus fondamentales que la théorie des nombres-indices même.

– L'une de ces difficultés est la prise en compte de la qualité des inputs et des outputs. Celle-ci est plus aisée dans les comparaisons multilatérales de consommation que dans celles concernant la production, notamment agricole. Pour le vin, par exemple, le beaujolais (ou à la limite l'un de ses crus, pour une année donnée) est consommé à travers le monde et peut faire partie d'un panier commun de biens pour calculer des PPA sur la consommation. Pour la production, le problème est que le beaujolais n'est produit qu'en Beaujolais. Une solution pourrait certes consister à considérer que son prix reflète sa rareté : mais, généraliser cette solution revient à nier l'intérêt de calculer des parités spécifiques, indépendantes du taux de change courant. En agriculture, le problème se complique pour les facteurs de production, notamment pour la terre dont le prix (cf. le point suivant sur le coût des facteurs fixes) n'est pas indépendant des processus de production : on peut à la limite considérer que les productivités partielles des terres sont égales dans tous les pays si leur coût d'usage respectif reflète leur qualité. Là encore, on voit que le calcul de parités spécifiques perd tout son intérêt.

– Dans tous les pays, l'agriculture reste familiale et, notamment, le « prix » du travail n'est pas observable à travers un taux de salaire. Le travail familial est, en outre, un facteur quasi-fixe, dont le niveau est peu sensible, du moins à court (et moyen) terme aux conditions du marché. Or, les formules empiriques ne donnent une approximation de l'indice théorique que dans l'hypothèse de maximisation d'un revenu et/ou de minimisation du coût par le producteur. L'hypothèse d'équilibre est ainsi nécessaire pour utiliser les prix comme pondération dans un indice de volume, par exemple. Dans le cas où des facteurs sont fixes à court terme, Berndt et Fuss (1986) montrent que la procédure la plus correcte pour construire des indices de volume est d'utiliser la quasi-rente des facteurs fixes comme prix. Cependant, en agriculture, il n'existe pas de variables permettant d'approximer ces quasi-rentes (comme par exemple le Q de Tobin, dans d'autres secteurs, permet d'approximer la quasi-rente du capital). Une revue de la littérature montre que les estimations économétriques des quasi-rentes – c'est-à-dire des prix duaux dans des fonctions de coût de court terme (Hauver *et al.*, 1990) – donnent des résultats très différents selon les études, et que cette procédure est loin d'être fiable.

En pratique, deux solutions sont envisageables. Si l'on admet la présence de rendements d'échelle constants, en faisant l'hypothèse que les facteurs variables sont utilisés à leur niveau optimal, la rémunération des facteurs fixes peut être obtenue de manière résiduelle. Hulten (1986) montre que la quasi-rente d'un agrégat de facteurs fixes peut être approximée par la rémunération *ex post*. Un problème pratique se pose cependant pour allouer cette rémunération *ex post* à chacun des facteurs fixes. Une convention peut être, par exemple, de construire un coût d'usage pour la terre, un pour le capital, et de considérer que le solde, c'est-à-dire le revenu agricole net, est le coût d'usage du travail familial. Le travail familial est en effet le facteur le moins mobile (Vasavada et Ball, 1988) et celui qui obtient le plus vraisemblablement la rémunération résiduelle. Cette allocation repose cependant sur des bases fragiles. De plus, l'approximation des quasi-rentes par les rémunérations *ex post* des facteurs suppose des hypothèses fortes sur les anticipations du producteur. Les incertitudes climatiques prévalant en agriculture font que la rémunération *ex post* ne correspond sans doute pas à la quasi-rente *ex ante*. Ceci fragilise considérablement l'approche proposée par Hulten.

Une autre possibilité est de calculer un coût d'usage pour chacun des facteurs fixes. On s'éloigne alors du concept de quasi-rente et l'on suppose que les facteurs fixes sont utilisés à leur niveau d'équilibre de long terme. Ceci n'est sans doute pas vrai. Néanmoins, l'interprétation est que, d'une part, les rendements d'échelle ne sont pas nécessairement constants (dans la mesure où il n'y a pas nécessairement épuisement du profit avec cette méthode), et que, d'autre part, les volumes de facteurs fixes ne représentent pas réellement le flux de services physiques que ceux-ci rendent. Cette approche équivaut à admettre que la mesure des volumes d'intrants et de la productivité n'est pas corrigée du taux d'utilisation des capacités (Morrison, 1986). Nous présenterons les résultats pratiques de ces deux approches.

– Une autre difficulté est la prise en compte des politiques de soutien des prix agricoles qui, par exemple, était différente entre les Etats-Unis et la CEE (du moins avant la réforme de la PAC). Sur le plan pratique, la comparaison des prix entre ces deux espaces n'a guère de signification si on ne considère pas les paiements directs versés aux agriculteurs américains, dans le cadre de programmes par produit, comme des compléments de prix. Ces aides sont, toutefois, en partie « découplées » et, en théorie, on peut contester que ces subventions entrent dans les pondérations pour le calcul des indices des volumes. Même dans les études temporelles, les mesures de la productivité peuvent être différentes selon que les *deficiency payments* sont inclus ou non dans les pondérations : c'est ainsi sans doute ce qui explique les écarts des résultats des études de Capalbo et Wade (1985) et de Ball (1985) sur l'agriculture américaine. Avec la réforme de la PAC et la généralisation des aides directes, de nouvelles réflexions sont à mener sur ces problèmes.

COMPARAISON DE LA PRODUCTIVITÉ DES AGRICULTURES AMÉRICAINNE ET EUROPÉENNE

Base de l'étude

Cette partie empirique s'appuie sur une étude visant à comparer les productivités et les systèmes de prix des agricultures américaine et européenne, de 1973 à 1989, dont les résultats ont été publiés par ailleurs (Barkaoui *et al.*, 1992; Ball *et al.*, 1993). Rappelons seulement que les parités de pouvoir d'achat ont été établies à un niveau fin en 1985 (cf. tableau 2, la liste des biens) par la méthode *EKS* et extrapolées aux autres dates en utilisant les comptes macro-économiques. Trois problèmes sont discutés ici :

- l'incidence des méthodes d'agrégation. (la production agricole en 1985 est prise en exemple);
- les problèmes d'extrapolation;
- la question du prix des facteurs de production.

Tableau 2.
Nombre d'outputs et
d'inputs pris en
compte pour
l'établissement des
parités en 1985*

Nombre de produits (soldes non compris)			
Production		Charges	
Céréales pour alimentation humaine	4	<i>Consommations intermédiaires (CI)</i>	
		Semences	(8)
Céréales pour alimentation animale	4	Aliments	8 (32)
		Engrais	3
		Energie	7
Sucre	1	Autres CI	5 (4)
Oléagineux	3		
Pommes de terre et légumes	17	<i>Autres facteurs</i>	
Cultures permanentes	18	Capital fixe	3
Autres végétaux	8 (6)	Terre	1
Bovins	2	Travail	2
Porcins	1		
Ovins	1		
Volailles	(6)		
Lait	3		
Œufs	1		
Autres animaux	0		
Total Production	63		

* Les chiffres entre parenthèses représentent le nombre de produits pris en compte pour le calcul de parités élémentaires, sans pondération.

L'incidence du choix d'un indice multilatéral pour les comparaisons spatiales

Comme nous l'avons déjà dit, le choix des indices fait l'objet d'un vif débat entre statisticiens et économistes, dans le cadre du projet de l'ONU sur l'établissement des parités sur les emplois finaux du PIB (Gerardi, 1984; Eurostat, 1989; OCDE, 1989). Ce débat n'a pas été tranché: un premier groupe d'économistes privilégie la propriété d'équicaractéristicité pour éviter l'effet Gerschenkron et rejette fermement la méthode Geary-Khamis; Eurostat soutient cette position. Un second groupe, à qui s'associe l'OCDE, préfère la méthode Geary-Khamis pour sa conformité avec les pratiques des comptes nationaux (additivité des valeurs réelles). Si il y a eu accord sur l'emploi de la méthode *EKS* pour l'établissement des parités élémentaires, les organismes internationaux, compte tenu de leur désaccord, ont décidé de publier les résultats selon deux méthodes (*EKS* et Geary-Khamis).

Les résultats de plusieurs méthodes d'agrégation de la production agricole en 1985 (14 postes résultant de l'agrégation des parités élémentaires établies par la méthode *EKS*) sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3. Volume de la production agricole en 1985 en Europe et aux Etats-Unis selon plusieurs indices (base 100 : E10)

	D	F	I	NL	UEBL	UK	IRL	DK	GR	Etats-Unis	E 10
<i>Indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher (star system) : base Etats-Unis</i>											
Laspeyres	16,86	27,16	18,99	9,70	3,54	12,22	2,79	4,02	4,72	109,5	100
Paasche	16,75	28,63	18,92	8,88	3,50	11,93	2,60	4,07	4,72	131,5	100
Fisher	16,81	27,89	18,96	9,29	3,52	12,08	2,69	4,05	4,72	120,0	100
<i>Indices directs de volume transitifs</i>											
<i>EKS</i>	16,49	28,11	19,75	8,81	3,47	12,04	2,55	3,94	4,82	118,8	100
<i>CCD</i>	16,18	28,91	20,83	7,85	3,27	11,82	2,26	3,62	5,26	122,0	100
<i>OSS</i>	16,67	28,04	19,29	9,07	3,49	12,07	2,62	4,00	4,76	120,1	100
<i>PD</i>	16,48	28,11	19,76	8,81	3,47	12,04	2,55	3,94	4,82	118,8	100
<i>PP</i>	16,45	28,10	19,85	8,86	3,48	12,03	2,53	3,89	4,80	120,9	100
<i>OSQW</i>	16,66	28,03	19,29	9,06	3,49	12,07	2,63	4,00	4,75	120,1	100
<i>GK</i>	16,62	27,25	19,49	9,46	3,51	12,19	2,73	3,99	4,76	113,4	100
<i>Indices de volume implicites (calculés à partir des indices de parités non réversibles)</i>											
<i>CCD</i>	16,53	28,12	19,62	8,81	3,48	12,08	2,59	3,96	4,80	117,7	100
<i>OSS</i>	16,39	28,11	20,01	8,81	3,48	12,03	2,50	3,87	4,81	120,8	100
<i>PD</i>	16,49	28,14	19,75	8,81	3,47	12,04	2,56	3,94	4,82	118,7	100
<i>PP</i>	16,45	28,12	19,84	8,86	3,48	12,04	2,52	3,90	4,80	120,9	100
<i>OSQW</i>	16,39	28,11	20,01	8,81	3,48	12,03	2,50	3,87	4,81	120,8	100

Tableau 4. Productivité des agricultures en 1985 selon l'EKS et le GK

	D	F	I	NL	UEBL	UK	IRL	DK	GR	Etats- Unis	E 10
EKS											
Production	16,49	28,11	19,75	8,81	3,47	12,04	2,55	3,94	4,82	118,78	100
Charges totales	18,82	24,42	23,30	6,33	2,81	11,24	2,92	3,35	6,80	89,87	100
Productivité	87,62	115,11	84,76	139,18	123,49	107,12	87,33	117,61	70,88	132,17	100
GK											
Production	16,62	27,25	19,49	9,46	3,51	12,19	2,73	3,99	4,76	113,35	100
Charges totales	18,48	23,85	23,99	6,61	2,82	10,73	3,02	3,24	7,27	88,54	100
Productivité	89,94	114,26	81,24	143,12	124,47	113,61	90,40	123,15	65,47	128,02	100

La similitude des résultats selon les indices équicaractéristiques

Tous les indices transitifs, calculés sur la base de moyenne d'indices bilatéraux de Fisher (EKS, méthodes des poids démocratiques et ploutocratiques, *Own Share System*, méthode de comparaison par les quantités) donnent des indices de volume comparables. Seul l'EKS est, sur le plan formel, réversible mais les indices implicites (calculés à partir des indices de parités) des autres s'écartent peu des indices directs. Les résultats du CCD sont également peu éloignés de ce bloc: on note toutefois des écarts sensibles entre les indices directs et implicites, sans qu'il soit possible d'en déceler les raisons.

Equicaractéristicité et effet Gerschenkron

Un bon point de départ pour aborder les problèmes relatifs à la caractéristicité est de revenir aux résultats donnés par les indices de Laspeyres et Paasche en comparaison multilatérale. Sur notre exemple (cf. tableau 3), les écarts sont considérables: l'indice de Laspeyres prend ici comme base de comparaison les prix américains (il est caractéristique des Etats-Unis) alors que l'indice de Paasche prend les prix de chaque pays dans toutes les comparaisons bilatérales avec les Etats-Unis, l'indice de Fisher correspondant à un *star system* où les Etats-Unis sont le pays de référence.

Comparé à celui de l'Europe, le volume de la production des Etats-Unis diffère de 20 % selon qu'il est calculé par des indices de Laspeyres ou par des indices de Paasche. Le résultat va dans le sens attendu du «théorème des limites», le volume de la production européenne comparé à celui de la production américaine estimé par l'indice de Laspeyres devant être la limite supérieure selon ce théorème: les prix américains sont pris, ici, comme base de pondération et ils sont nécessairement re-

lativement bas dans les productions où la part des Etats-Unis est importante, d'où une faible estimation du volume de cette production.

Compte tenu de l'effet Gerschenkron, les résultats de l'indice Geary-Khamis sont proches de ceux d'un Laspeyres de base Etats-Unis: le calcul des prix internationaux moyens donne nécessairement un poids important aux prix américains, ce qui n'est pas le cas des autres indices calculés, qui sont équicaractéristiques. L'écart peut être important dans le cas de deux pays de dimension et de structure de prix différentes: selon le *GK*, par exemple, l'indice de volume des Pays-Bas par rapport aux Etats-Unis (= 100) est de 8,34 alors que, selon l'*EKS*, il n'est que de 7,41 (le Fisher Pays-Bas/Etats-Unis donnant 7,73). Il n'y a ainsi guère de doute que l'indice *GK* tasse les disparités de volume entre pays pour un agrégat donné.

Pour le calcul de la productivité, l'écart de résultats entre le *GK* et les indices équicaractéristiques diminue dans la mesure où l'effet Gerschenkron joue également sur les charges. Ceci n'est toutefois pas suffisant pour justifier l'emploi du *GK* si l'on juge que la condition d'équicaractéristicité est indispensable.

L'effet de la partition

L'indice *EKS* peut être préféré aux autres, compte tenu du respect formel de la propriété de réversibilité: cette propriété est importante dès lors que l'on désire avoir des résultats cohérents pour les volumes et les prix des agrégats considérés. Une seconde propriété importante de l'*EKS* est de minimiser les écarts entre les indices multilatéraux et bilatéraux (Fisher) et donc d'être le moins sensible à l'introduction de nouveaux pays dans la comparaison. L'*EKS* est par contre sensible à la partition des pays. Dans notre cas précis, le respect de cette condition peut être jugé nécessaire dans la mesure où les Etats-Unis sont traités en un seul bloc alors que l'Europe est constituée de neuf blocs.

Dans les faits, sur notre exemple, les résultats de l'*EKS* s'écartent peu de ceux de l'*OSS* qui respecte la condition de l'invariance par rapport à la partition. On peut d'ailleurs être surpris que l'*OSS* conduise à des résultats plus éloignés de ceux du *GK* que l'*EKS*: a priori, on aurait pu penser que le respect de la condition de l'invariance par rapport à la partition (que respecte le *GK*) menait à des résultats proches de ceux d'un indice fondé sur le calcul d'un prix international moyen. En fait, il n'en est rien: les résultats de l'*OSS* se rapprochent plutôt de ceux du *star system* ayant pour base les Etats-Unis (cf. tableau 3) qui sont eux-mêmes éloignés d'un *GK*. Cette constatation ne milite pas en faveur de l'emploi du *GK*.

Tableau 5. Effet de la partition des Etats-Unis en dix pays sur les indices *EKS* de volume de la production agricole en 1985

	D	F	I	NL	UEBL	UK	IRL	DK	GR	Etats-Unis	E10
(1)	16,49	28,11	19,76	8,81	3,47	12,04	2,56	3,94	4,82	118,78	100
(2)	16,64	28,01	19,38	9,04	3,49	12,06	2,62	3,99	4,77	119,40	100
(3)	0,92	0,37	1,93	2,54	0,63	0,16	2,49	1,32	0,99	0,52	

(1) *EKS* avant partition(2) *EKS* après partition

(3) variation relative en %

Pour calculer le biais de l'*EKS* par rapport au non-respect de cette condition, on a calculé, dans notre exemple, les indices *EKS* de volume, en partageant les Etats-Unis en dix pays, produisant chacun le dixième des quantités de l'ensemble (cf. tableau 5). Les résultats obtenus sont alors très proches de ceux de l'*OSS*.

Dans les faits, l'indice *EKS* semble ainsi relativement peu sensible à la partition des pays. Compte tenu des autres conditions qu'il respecte, son utilisation est sans doute souhaitable dans les comparaisons internationales. Le débat n'est pas pour autant tranché: on peut le rejeter au nom du non-respect de la condition de la cohérence interne (l'indice de volume d'un pays pour un agrégat donné peut, par exemple, être supérieur ou inférieur à celui de toutes ses composantes) et aucune considération théorique ne permet de privilégier l'une ou l'autre des propriétés des indices.

Les problèmes de rétropolation

Une première méthode de rétropolation consiste à utiliser des indices temporels et à les appliquer à l'année de base. Le choix de ces indices temporels pose moins de difficultés que le choix d'un indice pour les comparaisons dans l'espace. En effet, la théorie est sans ambiguïté et indique clairement que deux indices courants, l'indice Fisher et l'indice Törnqvist, sont préférables à tous les autres.

Le tableau 6 présente les résultats empiriques de la croissance de la production pour la France, mesurée en utilisant différents indices bilatéraux. Dans ce tableau sont présentés des indices-chaînes, qui permettent une approximation plus fine des indices théoriques, définis en temps continu, puisqu'ils sont une succession d'indices annuels. L'indice-chaîne de 1973 à 1989 est ainsi le produit de l'indice entre t et $t-1$, t allant de 1989 à 1974. Les indices-chaînes sont théoriquement préférables (Jorgenson et Griliches, 1971). Cependant, ils conservent parfois la trace d'un indice annuel particulier (accident climatique). De plus, si tous les

volumes en 1989 sont similaires à ceux de 1973, l'indice-chaîne entre ces deux années peut ne pas être égal à un puisqu'il sera influencé par les volumes des années intermédiaires. Les indices à pondération fixe (non chaînes) sont cependant plus influencés par les modifications du panier de biens (cas d'apparition de biens nouveaux) et les changements de la qualité des biens.

Tableau 6.
Taux de croissance du
volume de la
production agricole
française de 1973
à 1989 (%)

Indice Laspeyres chaîne	2,82
Indice Paasche chaîne	2,23
Indice Fisher chaîne	2,52
Indice Törnqvist chaîne	2,52
Indice Sidgwick chaîne	2,52
Indice Laspeyres base fixe 73	2,60
Indice Paasche base fixe 89	2,45
Indice Törnqvist base fixe	2,67
Indice Fisher base fixe	2,63

Tableau 7. Les effets de deux modes de rétropolation sur la mesure de la production,
des charges et de la productivité entre 1973 et 1989

EKS 85 rétropolé et extrapolé par des indices de Fisher												
Production					Charges totales*				Productivité			
	73-89	73-75	87-89	Taux	73-89	73-75	87-89	Taux	73-89	73-75	87-89	Taux
USA	112,88	111,33	110,29	1,75	92,18	91,37	87,74	-0,46	122,46	121,85	125,70	2,21
E10	100	100	100	1,81	100	100	100	-0,17	100	100	100	1,99
EKS généralisé												
Production					Charges totales*				Productivité			
	73-89	73-75	87-89	Taux	73-89	73-75	87-89	Taux	73-89	73-75	87-89	Taux
USA	114,53	116,16	110,58	1,37	88,23	82,21	81,56	-0,17	129,81	141,30	135,58	1,54
E10	100	100	100	1,72	100	100	100	-0,11	100	100	100	1,83

* Prix du travail familial: revenu agricole par tête.

On observe que les taux de croissance estimés par les indices Laspeyres et Paasche sont très différents. L'enchaînement amplifie cet écart. En pratique, les indices de Fisher et de Törnqvist donnent des résultats équivalents. Ceci a été observé dans les mesures de volume et de prix de la branche agricole, quel que soit le pays. Ainsi, le choix entre ces deux indices ne semble pas avoir une grande importance, en pratique.

Une seconde méthode de rétropolation est l'emploi d'un *EKS* généralisé. Le tableau 7 compare les résultats de ce mode de calcul avec ceux donnés par l'utilisation d'indices temporels de Fisher.

Ces résultats apparaissent relativement différents. En moyenne, par exemple, la productivité de l'agriculture américaine par rapport à l'Europe (moyenne 73-89) varie entre les indices 122 et 130. Il est difficile de se représenter comment jouent les modes de pondération et donc d'expliquer ces écarts. Pour les charges, on peut penser toutefois qu'ils tiennent à la pondération du travail familial, dont le prix est apprécié ici par le revenu agricole par tête. Ce revenu est particulièrement bas en 1985 et la rétropolation par les indices de Fisher doit conserver la trace de ce niveau: la productivité globale des pays dont la productivité du travail est bonne doit s'en trouver ainsi minorée. L'*EKS* généralisé prend en compte lui, à chaque étape du calcul, le prix du travail familial pour tous les pays, chaque année. Ainsi sans doute, la rétropolation des *EKS* par des indices de Fisher est sensible à l'année de base choisie.

Toutefois, l'emploi de l'*EKS* généralisé soulève aussi des problèmes. On constate notamment que le taux de croissance de la productivité peut différer dans les deux procédures, par exemple de 2,2 % par an à 1,7 % aux Etats-Unis. Or, est-il légitime, par exemple, que la mesure du taux de croissance aux Etats-Unis entre 1988 et 1989 dépende des prix (outputs et inputs) de la Grèce de n'importe quelle année, ou même des prix américains en 1973? On touche, ici, à l'une des limites de ces comparaisons multilatérales. La logique serait, sans doute, de rechercher l'équicaractéristicité et la transitivité, ce que fait l'*EKS* généralisé, mais les phénomènes propres à chaque pays dépendent alors des caractéristiques de l'ensemble des pays auquel il est comparé.

Il n'existe donc pas de solution satisfaisante pour aborder les comparaisons spatio-temporelles. Le fait que la rétropolation par des indices de Fisher soit fonction de l'année de base suggère, sans doute, l'utilisation d'une base plus large qu'une seule année.

Pondération et prix des facteurs familiaux de production

La mesure de la productivité totale des facteurs est sensible aux conventions adoptées quant au coût d'usage des facteurs fixes. L'exemple suivant, où les différences portent seulement sur la pondération du volume de travail familial, l'illustre. Le coût d'usage de la terre est ici approximé par la somme des fermages, des intérêts et des impôts; le coût d'usage du capital est la somme des intérêts et des amortissements (Ball *et al.*, 1993a). Dans une première convention, le revenu agricole résiduel par travailleur familial est utilisé comme prix du travail familial. Avec

les hypothèses que le coût d'usage du capital et de la terre approximent correctement la quasi-rente de ces facteurs, que les rendements d'échelle sont constants et les anticipations de revenu réalisées, cette approche correspond à la mesure proposée par Hulten. La seconde convention valorise le travail familial au taux de salaire agricole.

Dans les faits, les deux conventions conduisent à des résultats proches, comme le montre le tableau 8. Dans certains pays comme la Grèce et le Danemark, où existent des écarts importants entre taux de salaire et revenu agricole par tête, la différence est cependant notable. Au Danemark, le revenu agricole s'effondre pendant plusieurs années. Ceci provoque un exode massif qui n'est pas pris en compte dans l'évolution de la productivité en utilisant le revenu agricole, le travail familial étant pondéré à un prix presque nul : les taux de productivité sont alors plus élevés lorsque ce travail est pondéré par le taux de salaire agricole pendant les années en question.

Le choix entre les différentes conventions est délicat. La théorie suggère d'utiliser les quasi-rentes plutôt que les coûts d'usage du marché. Cependant, il est loin d'être certain que l'utilisation de la rémunération résiduelle (*ex post*) est un bon indicateur de la quasi-rente (*ex ante*) en agriculture. Les travaux qui ont comparé les deux conventions à un indice où n'intervient aucune pondération (indice de Malmquist où les fonctions de distance sont estimées directement, voir Barkaoui et Bureau, 1993) ne permettent pas de répondre dans un cas général : dans certains pays, la convention de Hulten est plus proche de l'indice Malmquist de référence, ce qui laisse croire que la pondération par le travail familial introduit des biais. Mais l'inverse est observé pour d'autres pays.

Tableau 8.
Productivité totale des
facteurs selon deux
conventions sur le prix
du travail familial
(Moyenne 73-89)

	Production	Intrants		Productivité		Taux de productivité	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Allemagne	17,1	18,6	18,5	92,0	92,4	1,36	1,70
France	27,7	24,6	25,0	112,7	110,8	2,18	2,41
Italie	20,3	24,1	24,8	84,3	81,8	2,27	2,33
Pays-Bas	8,4	5,9	5,9	141,7	140,5	1,78	1,70
Bel.-Lux.	3,6	2,8	2,8	126,9	127,3	1,17	1,18
R.Uni	11,8	11,2	10,9	105,2	108,1	1,74	1,71
Irlande	2,4	2,8	2,8	86,9	87,8	1,67	1,43
Danemark	3,7	3,3	3,3	111,9	113,3	2,07	2,49
Grèce	4,8	6,6	5,8	73,4	83,4	2,50	1,86
Etats-Unis	112,9	92,2	93,1	122,5	121,3	2,21	2,04
E10	100	100	100	100	100	1,99	2,09

(1) Prix du travail familial: revenu agricole par tête.

(2) Travail familial valorisé au taux de salaire agricole.

CONCLUSION

Les comparaisons internationales de prix et de productivité soulèvent ainsi de nombreux problèmes. La théorie micro-économique permet de résoudre certains d'entre eux. C'est un guide précieux pour le choix des méthodes d'agrégation, en préconisant notamment l'emploi d'indices s'appuyant sur les Fisher ou les Törnqvist. Elle plaide plutôt en faveur de l'abandon du Geary-Khamis, quitte à négliger l'additivité des comptes. Elle laisse, par contre, certains problèmes en suspens :

– Aucune considération théorique ne permet de choisir entre les différentes solutions concernant le passage à des indices multilatéraux transittifs. C'est une voie d'approfondissement nécessaire de la « théorie des nombres-indices » (Diewert, 1986).

– Les enseignements de la théorie sur le choix des indices ne se vérifient que si les conditions néoclassiques sont remplies dans tous les pays : or, une large part des écarts de productivités entre pays tient sans doute à la position différente de chacun par rapport à cet équilibre. On a vu notamment les problèmes posés par le traitement des facteurs fixes dont les solutions pratiques sont toujours contestables. C'est une autre piste de recherche qu'il convient de développer.

Des difficultés considérables subsistent, en outre, dans la collecte et l'harmonisation des données. La prise en compte de la qualité des inputs et des outputs nécessiterait, par exemple, la réalisation d'enquêtes spécifiques, et on a vu, par ailleurs, à propos des problèmes d'extrapolation, qu'il serait souhaitable de disposer, pour la base, de données sur plusieurs années.

Cette discussion sur les problèmes d'extrapolation a montré que le respect de la transitivité paraît moins évident qu'on pourrait le penser a priori. Plus généralement, une grande part des choix qui sont à effectuer dépend des objectifs que l'on se donne. On a, par exemple, rejeté rapidement l'emploi d'un *star system* : si l'on veut comparer la productivité de toutes les agricultures entre elles, ce rejet est justifié. Il ne l'est pas, par contre, si on souhaite situer spécifiquement la productivité de l'agriculture française par rapport à celle des autres pays : pourquoi les prix de la Grèce doivent-ils intervenir lorsqu'on compare la France et l'Allemagne ? Ce dernier exemple montre que le débat reste ouvert sur de nombreuses questions.

BIBLIOGRAPHIE

- ALLEN (R.G.D.), 1949 — The economic theory of index numbers, *Economica*, 16, 63, août, pp. 97-203.
- ALLEN (R.C.) et DIEWERT (W.E.), 1981 — Direct versus implicit superlative index number formulae, *The Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 430-435.
- BALL (V.E.), 1985 — Output, input and productivity measurement in US agriculture, 1948-79, *American Journal of Agricultural Economics*, pp. 475-486.
- BALL (V.E.), BUREAU (J.-C.), BUTAULT (J.-P.) et WITZKE (H.P.), 1993a — The stock of capital in European community agriculture, *European Review of Agricultural Economics*, 14, pp. 437-450.
- BALL (V.E.), BARKAOUI (A.), BUREAU (J.-C.) et BUTAULT (J.-P.), 1993b — Productivity differences and relative levels of prices in the agricultural sector, European community and the United States, 1973-90, Economic Research Service, USDA, à paraître.
- BARKAOUI (A.) et BUREAU (J.-C.), 1993 — Nombres-indices et fonctions de distance: application à la mesure de la productivité de la branche agricole, *Cahiers de Grignon*, INRA-ESR, 93/02.
- BARKAOUI (A.), BUREAU (J.-C.), BUTAULT (J.-P.) et ROUSSELLE (J.-M.), 1992 — L'agriculture américaine est-elle plus productive que celle de l'Europe?, *Economie et statistique*, n° 254-255, mai-juin, pp. 29-40.
- BERNDT (E.R.) et FUSS (M.E.), 1986 — Productivity measurement with adjustment for capacity utilization and other forms of temporary equilibrium, *Journal of Econometrics*, 33, octobre, pp. 7-29.
- CAPALBO (S.), VO (T.) et WADE (J.), 1985 — An econometric database for the US agricultural sector, National Center for Food and Agricultural Policy, discussion paper series RR 85-01, Washington D.C.
- CAVES (D.W.), CHRISTENSEN (L.R.) et DIEWERT (W.E.), 1982a — Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers, *The Economic Journal*, 92, mars, pp. 73-86.
- CAVES (D.W.), CHRISTENSEN (L.R.) et DIEWERT (W.E.), 1982b — The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity, *Econometrica*, 50(6), pp. 1393-8141.

- DIEWERT (W.E.), 1976 — Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics*, 4, pp. 115-145.
- DIEWERT (W.E.), 1981 — The economic theory of index numbers: a survey, In: DEATON (A.) ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone*, London, Cambridge University Press, pp. 163-208
- DIEWERT (W.E.), 1986 — Microeconomy approaches to the theory of international comparisons, National Bureau of Economic Research, INC., Technical working paper, n° 53, Cambridge.
- DIEWERT (W.E.), 1988 — Test approaches to the theory of international comparisons, In: EICHORN (W.) ed., *Measurement in Economics*, Heidelberg, Physica Verlag, pp. 67-86.
- DIEWERT (W.E.), 1992 — Fisher ideal output, input and productivity indexes revisited, *The Journal of Productivity Analysis*, 3, pp. 211-248.
- THE ECONOMIST, 1986 — On the hamburger standard, *The Economist*, 6 septembre, p. 65.
- THE ECONOMIST, 1993 — Big Mac currencies, *The Economist*, 17 avril, p. 79.
- EICHHORN (W.), 1976 — Fisher's tests revisited, *Econometrica*, 44, pp. 247-256.
- EICHHORN (W.) et VOELLER (J.), 1976 — *Theory of the Price Index*, Berlin, Springer Verlag.
- EICHHORN (W.) et VOELLER (J.), 1991 — Axiomatic foundations of price indexes and purchasing power parities, In: DIEWERT (W.E.) ed., *Price Level Measurement*, North Holland, Amsterdam.
- ELTETŐ (O.) et KÖVES (P.), 1964 — On a problem of index number computation relating to international comparisons, *Szaktikai Szemle*, 42, pp. 507-518.
- EUROSTAT, 1983 — Comparaison en valeurs réelles des agregats du SEC, Luxembourg, Office statistique des Communautés Européennes, 419 p.
- EUROSTAT, 1989 — La position de l'Eurostat sur le choix de la méthode d'agrégation, Office statistique des Communautés Européennes, groupe d'experts sur la méthodologie du PCI, Rapport n° 6, Paris, 14-16 juin.
- FISHER (I.), 1922 — *The Making of Index Numbers*, Boston, Houghton Mifflin.

- GEARY (R.C.), 1858 — A note on the comparison of exchange rates and purchasing power parities, *Journal of the Royal Statistical Society*, Part I, 121, pp. 97-99.
- GERARDI (D.), 1984 — Selected problems of inter-country comparison on the basis of the experience of the EEC, *The Review of Income and Wealth*, series 30, pp. 381-405.
- HAUVER (J.H.), YEE (J.) et Ball (V.E.), 1990 — Capacity utilization and the measurement of agricultural productivity, Economic Research Service, USDA, *Technical Bulletin*, 1798.
- HESTON (A.) et SUMMERS (R.), 1988 — What we have learned about prices and quantities from international comparisons: 1987, *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, 78 (2) pp. 467-473.
- HILL (P.), 1982 — Méthode de mesure multilatérale des pouvoirs d'achat et du PIB réel, *Eurostat*, Luxembourg, 63 p.
- HULTEN (C.R.), 1986 — Productivity change, capacity utilization and the sources of efficiency growth, *Journal of Econometrics*, 33, pp. 31-50.
- JORGENSEN (D.W.) et GRILICHES (Z.), 1967 — The explanation of productivity change, *Review of Economic Studies*, vol. 34, juillet, pp. 249-283.
- JORGENSEN (D.W.) et GRILICHES (Z.), 1971 — Divisia index numbers and productivity measurement, *The Review of Income and Wealth*, 2, juin, pp. 227-229.
- KHAMIS (S.H.), 1972 — A new system of index numbers for national and international purposes, *Journal of the Royal Statistical Society*, series A, 135, pp. 96-121.
- KRIJNSE LOCKER (H.) et FAERBER (H.D.), 1984 — Space and time comparisons of purchasing power parities and real values, *The Review of Income and Wealth*, series 30, pp. 53-83.
- KONUS (A.A.), 1939 — The problem of the true index of cost of living, (traduction d'un article antérieur), *Econometrica*, 7, pp. 10-29.
- KRAVIS (I.B.), HESTON (A.) et SUMMERS (R.), 1978 — *International Comparisons of Real Product and Purchasing Power*, Baltimore, John Hopkins University Press.
- KRAVIS (I.B.), HESTON (A.) et SUMMERS (R.), 1982 — *World Product and Income*, Baltimore, John Hopkins University Press.
- KRAVIS (I.B.), 1984 — Comparative studies of national incomes and prices, *Journal of Economic Literature*, 22, pp. 1-39.

- MORRISON (C.), 1986 — Productivity measurement with non-static expectations and varying capacity utilization, *Journal of Econometrics*, 33, pp. 51-74.
- MOUYELO-KATOULA (M.) et MUNNSAD (K.), 1987 — Comparaison des niveaux de prix et des agrégats économiques 1985: le cas de 22 pays africains, *Eurostat*, série 2C.
- OCDE, 1987 — Parités de pouvoir d'achat et dépenses réelles, 1985, Paris, Département des affaires économiques et de statistiques, 63 p.
- OCDE, 1989 — Consistency with national accounts, Paper 4, Expert group on ICP methodology, Paris, 14-16 juin, 4 p.
- OCDE, 1992 — Parités de pouvoir d'achat et dépenses réelles, Résultats EKS 1990, volume 1, Paris, Direction des statistiques.
- POLLAK (R.A.), 1989 — *The Theory of the Cost of Living Index*, Oxford, New York, Oxford University Press.
- SAMUELSON (P.A.), 1950 — The evaluation of real national income, *Oxford Economic Papers*, 2, pp. 1-29.
- SAMUELSON (P.A.) et SWAMY (S.), 1974 — Invariant economic index numbers and canonical duality: survey and synthesis, *American Economic Review*, 64, pp. 566-593.
- SUMMERS (R.), 1973 — International comparisons based upon incomplete data, *The Review of Income and Wealth*, series 19, pp. 1-16.
- SZULC (B.), 1964 — Indices for multiregional comparisons, *Przegląd Statystyczny*, 3, pp. 239-254.
- VASAVADA (U.) et BALL (V.E.), 1988 — A dynamic adjustment model for US agriculture: 1948-79, *Agricultural Economics*, 2, 2, pp. 123-138.