

# Changements de qualité et indices de prix

Antoine MOREAU  
Insee

## I - INTRODUCTION

Le calcul d'un indice de prix nécessite, avant toute chose, de définir un panier de produits, que l'on suivra dans le temps. Ayant observé les quantités  $Q_{i0}$  vendues à la période 0 et les prix à la période 0 et à la période t, on peut facilement calculer l'indice des prix de Laspeyres :

$$I_{t/0} = \frac{\sum_i P_{it} Q_{i0}}{\sum_i P_{i0} Q_{i0}} \quad (1)$$

(Dans cette note, les indices de prix seront toujours des indices de Laspeyres, car c'est ce que calcule la division PVI<sup>A</sup>. La littérature correspondante, essentiellement américaine, s'intéresse à des déflateurs pour les comptes nationaux, donc à des indices de Paasche).

En pratique, le panier de produits n'est pas stable dans le temps : certains produits disparaissent, d'autres sont modifiés ; on est aussi conduit à introduire de nouveaux produits pour que le panier reste représentatif.

(1) prix de vente industriels

Calculer la variation de prix n'est plus alors chose facile. Supposons que l'on veuille construire un indice de prix pour les micro-ordinateurs. Les micros pourvus d'un processeur 286 et ayant une vitesse d'horloge interne de 8-10 Mhz seront bientôt remplacés par des 386 avec vitesse d'horloge de 16 Mhz (donc bien plus rapides). Peut-on remplacer froidement l'un par l'autre dans le calcul de l'indice et dire ainsi que le rapport des prix de ces deux ordinateurs donne une idée de l'évolution des prix dans cette branche ? Evidemment non. Il est bien clair dans ce cas qu'il faut faire un partage entre l'effet prix pur et l'effet qualité.

Le problème du changement de qualité est crucial dans le calcul d'un indice de prix pour les ordinateurs. Les méthodes hédoniques, présentées dans cette note, sont probablement les plus à même de mesurer l'évolution des prix dans un secteur où l'évolution technologique est très rapide. Mais ces méthodes, plus généralement, permettent de traiter d'une manière unifiée tous les problèmes liés aux changements de qualité. Elles ont été appliquées au cas des automobiles (Griliches (71)), des réfrigérateurs (Triplett et Mc Donald (77)), des grues (Early et Sinclair (79)) et, bien sûr des ordinateurs (Cole et alii (86)). Elles sont utilisées par les statisticiens officiels aux Etats-Unis pour le calcul du prix des maisons individuelles et pour celui des ordinateurs. La Suède envisage d'introduire des indices hédoniques pour le calcul du prix des micro-ordinateurs en 1990 dans les comptes officiels. Enfin, le Canada et l'Australie utilisent l'indice calculé par le BEA<sup>A</sup> aux Etats-Unis (en tenant compte du taux de change et de la structure des importations) pour déflater les ventes d'ordinateurs dans les comptes nationaux. Les Pays-Bas, l'Allemagne Fédérale et le Japon calculent aussi des indices de prix pour les ordinateurs (le Japon ayant par ailleurs des séries d'indices pour les composants).

Le Tableau 1 présente l'indice calculé par le BEA pour les processeurs et le compare avec un indice plus classique : celui construit par la méthode des modèles appariés (matched models) qui sera décrite plus loin. Celle-ci consiste à ne faire entrer dans le calcul de l'indice que les produits pour lesquels on dispose déjà d'un prix à la période précédente.

On voit que l'indice "modèles appariés" baisse beaucoup moins vite sur le début de la période, quand les changements technologiques sont très

---

(A) Bureau of Economic Analysis - Department of Commerce

rapides (introduction et rapide amélioration des semi-conducteurs). Il varie ensuite de la même façon que l'indice BEA sur 82-84, à un moment où il n'y a plus d'amélioration majeure dans la technologie des semi-conducteurs.

TABLEAU 1  
Prix des processeurs (1982 = 100)

	Indice B E A	Modèles appariés
1972	855,9	214,1
1973	865,8	214,6
1974	788,6	219,9
1975	703,7	228,9
1976	665,5	223,6
1977	473,6	183,5
1978	242,0	147,3
1979	204,9	136,4
1980	147,2	115,4
1981	188,6	111,1
1982	100,0	100,0
1983	93,9	89,7
1984	80,8	73,7

Source : B.E.A.

Le Tableau 2 met en regard l'indice pour les ordinateurs calculé par le BEA (avant 1969, son niveau est maintenu constant) et l'indice utilisé par la comptabilité nationale française (les chiffres nous ont été communiqués par T. Méot). Ils ont été déflatés par la valeur moyenne annuelle du dollar.

TABLEAU 2  
Prix des ordinateurs (1982 = 100)

	Indice BEA	Indice français	
		en francs	en dollars
1969	617,3	/	/
1970	552,1	/	/
1971	473,8	/	/
1972	408,1	/	/
1973	369,3	/	/
1974	291,1	/	/
1975	265,1	/	/
1976	231,1	/	/
1977	199,7	/	/
1978	169,3	81,7	118,8
1979	146,2	83,3	128,2
1980	117,5	83,3	129,4
1981	107,4	95,1	115,3
1982	100,0	100,0	100,0
1983	77,1	93,8	81,2
1984	64,4	92,8	69,4
1985	51,2	83,3	61,2
1986	45,2	75,6	71,7
1987	39,1	80,0	87,0

Source : B.E.A et Insee

L'indice français reflète en fait les variations du dollar par rapport au franc et ne semble pas prendre en compte la baisse rapide du prix des ordinateurs retenu par les comptes nationaux américains.

Dans la section suivante, on passera en revue quelques méthodes classiques de prise en compte des changements de qualité. Très simples de mise

en oeuvre, elles présentent chacune des défauts. Ensuite, on présentera les méthodes hédoniques : celles-ci visent simplement à transformer un problème de changement de qualité en un problème plus classique de changement de quantité.

Les méthodes hédoniques permettent de calculer plusieurs indices différents. Le choix entre ces indices se fera en fonction de critères statistiques (qualité des régressions effectuées) et de la disponibilité des données. Le fond de la méthode reste le même pour tous les indices.

## II - QUELQUES METHODES CLASSIQUES

### 1) Modèles appariés ("matched-models")

Cette méthode consiste à ne prendre en compte, dans le panier de produits, que les produits présents à la fois à la période de base et à la période  $t$ . En pratique, il faut évidemment que  $t$  ne soit pas trop éloigné de l'année de base. On est alors souvent conduit à calculer en  $t$  un indice avec pour période de base  $t-1$  :

$$I_{t/t-1} = \frac{\sum_i p_{it} Q_{it-1}}{\sum_i p_{it-1} Q_{it-1}} \quad (2)$$

puis ensuite, à chaîner les indices pour obtenir l'indice de longue période :

$$I_{t/0} = I_{1/0} \times I_{2/1} \times \dots \times I_{t/t-1} \quad (3)$$

Il faut bien noter que ce ne sont pas nécessairement les mêmes produits qui interviennent dans  $I_{t/t-1}$  et  $I_{t-1/t-2}$  par exemple ; par contre, dans (2), les paniers de produits au numérateur et au dénominateur sont identiques.

Un produit apparaissant en  $t$  n'interviendra pour la première fois dans l'indice qu'en  $t+1$ . Utiliser cette méthode revient à supposer que le changement de prix moyen entre  $t-1$  et  $t$  dû à l'apparition d'un nouveau produit est égal au changement de prix moyen des produits présents en  $t-1$  et  $t$ . Cette hypothèse est très contestable (dans le cas des processeurs, il est clair que l'introduction successive de nouvelles technologies s'est traduit par un changement

dans le niveau et dans l'évolution des prix), de toute façon, elle n'est pas vérifiable. Il est évidemment préférable de tenir compte de toutes les informations disponibles à la date  $t$ , en particulier du prix  $P_t$  du nouveau modèle, pour calculer  $I_{t/t-1}$ . On est alors amené à estimer le prix  $P_{t-1}$  qu'aurait eu le nouveau produit en  $t-1$ . Le paragraphe suivant, décrit plusieurs méthodes utilisées par la division PVI, mais aussi par le BLS<sup>A</sup>, qui calcule les indices de prix aux Etats-Unis (voir Early et Sinclair (83)).

## 2) Méthodes classiques d'estimation de $P_{t-1}$

La première méthode, celle du "coût producteur," concerne des nouveaux produits que l'on peut relier directement à d'autres produits plus anciens intervenant dans le calcul de l'indice. C'est ce qu'on appellerait des modifications de produit (la frontière entre modification de produit et apparition de produit est affaire de définition. Il s'agit ici d'un changement de qualité qui n'est pas trop important). On mesure le changement de qualité d'un produit par le changement dans le coût de production. Si  $P_t$  est le prix du nouveau produit,  $P_{t-1}$  le prix de l'ancien produit,  $L_{t-1}$  le prix auquel se serait vendu le nouveau produit à la période  $t-1$ , on a :

$$L_{t-1} = P_{t-1} + C_t$$

où  $C_t$  est le coût, pour le producteur, du changement de qualité.

L'indice élémentaire est alors

$$\frac{P_t}{L_{t-1}}$$

Ce calcul pose évidemment des problèmes de collecte de l'information ; il faut connaître exactement le coût de production de l'ancien et du nouveau produit. Par ailleurs, cette méthode peut donner des résultats curieux. Reprenons l'exemple donné dans le BMS méthodologique sur les indices de prix de vente à la production (1987 - note 19 p.14)

Soit un appareil dont une partie métallique est remplacée par de la matière plastique. Ce changement se traduit par une baisse de prix de 250 F,

(A) Bureau of Labor Statistics, department of Labor

alors que la différence des coûts de production est de 300 F. Là où pour le chef d'entreprise (et sans doute aussi pour l'utilisateur) il devrait y avoir une baisse de l'indice, c'est une hausse qui apparaît avec l'approche précédente : en effet la baisse des prix est inférieure à celle des coûts.

La division PVI préfère utiliser l'approche par le marché, qui tient compte à la fois du coût pour le producteur et de l'avantage pour l'utilisateur, dans le traitement de l'effet qualité. Cette approche consiste à estimer quel aurait été le prix du nouveau produit en t-1, grâce à des informations fournies par l'entreprise. Comme la précédente, cette méthode ne concerne que des changements de qualité pas trop importants.

Quand le produit qui apparaît est vraiment nouveau (changement de qualité important), ces deux méthodes ne peuvent plus donner de résultats satisfaisants. Mais l'idée d'estimer le prix d'un produit à une période où il n'existait pas encore reste fructueuse : c'est le but des méthodes hédoniques.

### III - METHODES HEDONIQUES

#### 1) Généralités

L'approche hédonique consiste à supposer qu'un bien est en fait un ensemble de caractéristiques, ces caractéristiques ayant une valeur pour l'utilisateur et un coût pour le producteur. Une voiture pourra être ainsi décomposée en quelques caractéristiques : puissance, longueur, nombre de passagers, ... Pour une maison individuelle, les caractéristiques pourront être, outre la surface, le nombre de pièces, le nombre de salles de bain... Pour un processeur, les caractéristiques retenues par IBM et le BEA dans leurs analyses sont la capacité mémoire et la vitesse d'exécution des instructions.

Ainsi, dans cette optique, un agent qui achète un ordinateur ne cherche pas tant tel ou tel processeur, mais telle capacité mémoire et telle rapidité d'exécution. Ce sont ces caractéristiques qu'il valorise. Il en est de même du producteur. La capacité mémoire a un prix, la rapidité d'exécution a

aussi un prix. Le prix du microprocesseur est simplement une combinaison pondérée des prix de ces deux caractéristiques.

Le changement de qualité se réduit alors à un changement de quantité. Tout nouveau processeur est un assemblage des deux caractéristiques, dont les prix sont non observables. Une manière de calculer l'indice consistera à estimer les prix des caractéristiques et à construire un indice classique, non plus à partir des biens échangés mais des caractéristiques.

## 2) Les diverses régressions hédoniques et les indices correspondants.

L'hypothèse de base est donc que le prix  $P$  d'un produit à la période  $t$  dépend de ses caractéristiques  $x_{1t}, \dots, x_{kt}$  et de facteurs aléatoires représentés par une perturbation  $U_t$  :

$$P_t = f_t(x_{1t}, \dots, x_{kt}, u_t)$$

La forme fonctionnelle  $f_t$  peut être semi-logarithmique :

$$\ln(P_t) = \sum_{i=1}^k a_{it} x_{it} + u_t \quad (4)$$

(voir Griliches (71), Triplett et Mc Donald (77))

ou linéaire dans les logarithmes :

$$\ln(P_t) = \sum_{i=1}^k a_{it} \ln(x_{it}) + u_t \quad (5)$$

(voir Cole et alii (86), Early et Sinclair (83)).

On peut aussi, enfin, adopter une formulation linéaire (Early et Sinclair (83) pour certains types de grues). Le choix entre les diverses formes fonctionnelles est empirique et se fait au moyen de tests statistiques standards.

### a) Indice de prix des caractéristiques

Le prix, non observable, de la caractéristique  $k$  à l'année  $t$  est défini par :

$$P_{kt} = \frac{\partial p_o}{\partial x_k}$$

En appliquant la formule (4) (resp (5)), on obtient (6) (resp (7))

$$\hat{P}_{kt} = \hat{a}_{kt} P_t \quad (6)$$

$$\hat{P}_{kt} = \hat{a}_{kt} \frac{P_t}{x_{kt}} \quad (7)$$

où  $\hat{a}_{kt}$  est le coefficient estimé par régression.

Il est facile de construire un indice de prix à partir de ces prix implicites. Prenons l'exemple des processeurs : ceux-ci, dans les études d'IBM (Cole et alii (86)) ont deux caractéristiques : la capacité mémoire et la vitesse d'exécution. Supposons qu'au processeur  $i$  vendu l'année  $t$  correspondent une capacité  $C_{it}$  et une vitesse  $V_{it}$ . L'indice de prix des caractéristiques sera :

$$I_{t/0} = \frac{\sum_i (\hat{p}_{ict} C_{io} + \hat{p}_{ivt} V_{io})}{\sum_i (\hat{p}_{ico} C_{io} + \hat{p}_{ivo} V_{io})}$$

Il s'agit bien d'un indice de Laspeyres tout à fait classique, semblable à (1). Simplement, les quantités qui interviennent ici sont des quantités de caractéristiques et les prix sont des prix estimés, non-observables. Supposons qu'une entreprise vende deux microordinateurs dont les caractéristiques respectives sont 640 kilo-octets de mémoire vive et 20 méga-octets de mémoire sur le disque dur ; 1 méga-octet de mémoire vive et 60 méga-octets de mémoire sur le disque dur, (évidemment, il faudra sans doute retenir d'autres caractéristiques dans le calcul d'un indice pour les microordinateurs). Cette entreprise interviendra dans l'indice non pas en ayant vendu 2 ordinateurs, mais 1,640 méga-octets de mémoire vive et 80 méga-octets de mémoire sur le disque dur.

Dans les comptes nationaux américains, les dépenses en maisons individuelles sont déflatées par un indice de prix des caractéristiques. Dans les exemples (4) et (5) de régressions hédoniques, les coefficients  $\hat{a}_{kt}$  sont supposés dépendre de la période  $t$  utilisée dans la régression. Bien souvent, on est conduit, par manque de données, à supposer ces coefficients constants dans le temps et à mener la régression sur plusieurs périodes. C'est ce que font Triplett et Mc Donald (77) et leur article montre clairement que cette hypothèse peut être forte dès que les périodes sont un peu éloignées. Cole et alii (86) ne semblent pas

avoir rencontré ce problème dans le cas des ordinateurs, où leur régression est menée sur la période 72-84. De toute façon, ce genre d'hypothèse peut facilement être testée. A noter que dans le cas des régressions semilogarithmiques ou linéaires dans les logarithmes, cette constance des coefficients dans le temps ne signifie pas que les prix des caractéristiques, sont, eux, stables dans le temps (voir les formules (6) et (7)). Mais cela impose une structure aux prix relatifs des caractéristiques : dans le cas semi-logarithmique par exemple, cela implique que les prix des caractéristiques sont proportionnels au prix du produit.

Les prix implicites estimés des caractéristiques peuvent être utilisés d'une autre manière, pour construire un indice de prix plus habituel. Reprenons un exemple donné dans Triplett et Mc Donald (77). Il s'agit d'effectuer des ajustements de qualité sur le prix des réfrigérateurs. La régression utilisée est semi-logarithmique (voir (4)). Les auteurs retiennent 11 caractéristiques pour les réfrigérateurs et introduisent dans leurs régressions des variables indicatrices par entreprise. Ils effectuent des régressions annuelles sur les années 63-64-65 et 69-70-71-72 ; puis des régressions regroupant les années 63-65 (303 observations) et 70-72 (369 observations). Les estimations montrent que les coefficients estimés chaque année en 63-64 et 65 sont proches, ce qui justifie la régression jointe sur ces 3 ans. Il en est de même pour 70-72. Par contre, les coefficients estimés sont assez différents entre 63-65 et 70-72. Les résultats obtenus par Griliches (71) sont semblables. Estimer les équations conjointement sur 3 ou 4 ans ne semble pas poser de problème.

Ces résultats peuvent alors être utilisés de la manière suivante :

Un réfrigérateur vendu 180 dollars à la période t-1 est vendu 200 dollars à la période t, sa capacité étant augmentée de  $1,2 \text{ m}^3$ . Dans la régression hédonique correspondante, le coefficient estimé pour le volume est 0,033. Donc, le prix à la période t-1 du réfrigérateur modifié à la période t est de :

$$180 \exp (0.033 \times 1,2) = 187$$

Ainsi, la modification de prix affichée de 20 \$ se décompose en fait en 7 \$ qu'il faut attribuer au changement de qualité et en 13 \$ de pur changement de prix. Le prix du réfrigérateur à introduire dans l'indice à la période t est donc finalement de 193 \$.

Pour résumer, l'indice de prix des caractéristiques :

- présente l'avantage d'être conceptuellement semblable aux indices de prix existants.
- n'impose pas la constance des coefficients des régressions pour chaque période et donc ne fait pas d'hypothèse sur la structure des prix relatifs (cet avantage n'est pas décisif ; on a vu que les coefficients peuvent vraisemblablement être supposés constants sur des périodes raisonnablement longues)
- pose un problème de collecte de données. Dans la formule de  $I_{t/0}$  (p. 9) interviennent les quantités de caractéristiques échangées. Une entreprise sait-elle qu'elle a vendu 47 micro-ordinateurs ou plutôt 1 250 méga-octets de mémoire sur disque dur et 30 méga-octets de mémoire vive ? C'est évidemment la première réponse qui est la bonne. L'information sur les caractéristiques échangées sera sans doute plus difficile à obtenir que celles sur la quantité de bien réellement échangée.

#### b) Indice composite

Dans son esprit, l'indice composite se rapproche beaucoup du précédent. Il consiste simplement à estimer le prix d'un produit qui existe en  $t$ , mais pas à la période de base. Si l'indice  $i$  désigne les produits présents à la fois en  $t$  et en  $0$  et  $j$  les produits présents en  $t$ , l'indice de Paasche est alors :

$$I_{t/0} = \frac{\sum_i p_{it} Q_{it} + \sum_j p_{jt} Q_{jt}}{\sum_i p_{i0} Q_{it} + \sum_j \hat{p}_{i0} Q_{jt}}$$

Calculer un indice de Laspeyres dans ce cas amène à estimer aussi les quantités  $Q_0$  pour un produit qui n'existait pas à la période de base ! L'indice de Laspeyres peut s'écrire de la manière suivante :

$$\sum_i \frac{CA_{i0}}{CA_{t0}} \frac{P_{it}}{P_{i0}}$$

où  $CA_{i0}$  est le chiffre d'affaires du produit  $i$  à la période  $0$ ,  $CA_{t0}$  le chiffre d'affaires total.

Si le produit n'existait pas à la période de base, on pourrait procéder ainsi :

- estimer son prix  $P_{i0}$  par une régression hédonique
- "imaginer" le chiffre d'affaires  $CA_{i0}$ , en déflatant le chiffre d'affaires à la période  $t$  par l'évolution de l'indice depuis la période de base.

Si les caractéristiques ont été bien choisies, l'indice des caractéristiques et l'indice composite doivent donner à peu près les mêmes résultats. C'est l'indice composite qui a été retenu par le BEA pour déflater dans les comptes nationaux les dépenses en ordinateurs.

Pour résumer, l'indice composite :

- présente les mêmes avantages que les indices des caractéristiques. Par ailleurs, la méthode de collecte des informations est la même que celle utilisée dans les autres branches (par opposition à la collecte de données sur les caractéristiques, pour l'indice des caractéristiques).

- a pour inconvénient de moins bien s'adapter à l'optique Laspeyres.

c) Indice calculé directement à partir de la régression hédonique.

Pour calculer cet indice, il faut un peu modifier les régressions (4) et (5). Prenons l'exemple de la régression linéaire dans les logarithmes (5). Pour obtenir l'indice recherché, il faut estimer les équations :

$$\ln p_{t-1} = a + a_1 \ln x_{1t} + \dots + a_k \ln x_k + u_{t-1} \quad (8)$$

$$\ln p_t = a + a_1 \ln x_{1t} + \dots + a_n \ln l_k + C + u_t$$

de manière simultanée. On a alors :

$$\ln \frac{\hat{p}_t}{\hat{p}_{t-1}} = \hat{C}$$

et donc  $e^{\hat{C}}$  est l'indice de prix  $I_{t/t-1}$  du produit considéré.

Le système (8) est estimé sur deux années consécutives. Il est bien sûr possible de l'estimer sur plusieurs années, avec une indicatrice par année. C'est ce que font Griliches (71) pour les automobiles et Cole et Alii (86) pour les ordinateurs (dans ce dernier cas, la régression hédonique est un peu modifiée, comme on le verra plus loin).

Cette manière de calculer l'indice de prix à partir de régressions hédoniques a été très utilisée, bien qu'elle n'ait pas de lien avec les méthodes traditionnelles de calcul d'indice.

L'avantage de cet indice par rapport aux précédents est qu'il permet de s'affranchir des problèmes éventuels de multicollinéarité entre les caractéristiques utilisées dans la régression. S'il y a multicollinéarité, les coefficients estimés sur des périodes différentes risquent d'être instables et on n'aura pas alors un bon indice de prix des caractéristiques. Le coefficient correspondant à l'indicatrice de l'année sera, lui, bien estimé, même en présence de multicollinéarité.

### 3) Le prix des ordinateurs.

C'est à l'occasion du changement de base 1985 que le BEA a modifié sa façon de déflater les achats d'ordinateurs dans les comptes nationaux américains. Jusque là, le prix des ordinateurs était considéré comme constant. Le choix d'un nouvel indice de prix a été effectué en collaboration avec des économistes d'IBM. Les méthodologies envisagées et celle qui a été finalement retenue sont décrites dans Cole et alii (86), Triplett (86) et Cartwright (86). Quatre indices ont été en fait calculés, pour quatre produits différents : les processeurs, les disques (mémoire à accès directs), les imprimantes et les terminaux. Cette méthode a été préférée à la construction d'un indice global pour les ordinateurs car :

- l'évolution technique tend à la modularité ; on achète de plus en plus des composantes d'un système qu'un système entier,

- il est plus facile d'obtenir une mesure appropriée des caractéristiques à ce niveau.

En revanche, cela revient à ne pas tenir compte de qualités comme la facilité d'utilisation et la fiabilité d'une installation.

Les caractéristiques retenues ont été :

- pour les processeurs : la capacité mémoire et la vitesse d'exécution.
- pour les disques : la capacité mémoire et la vitesse de transfert des données du disque à l'unité centrale.
- pour les imprimantes ; la vitesse, la capacité de résolution et le nombre de polices de caractères disponibles.
- pour les terminaux : la capacité de l'écran (nombre de caractères affichables), la capacité de résolution, le nombre de couleurs disponibles, le nombre de fonctions programmables.

La vitesse d'exécution d'un processeur est la seule caractéristique difficilement mesurable. L'unité choisie est le MIPS (nombre (en millions) d'instructions exécutées par secondes). Mais cette mesure n'est pas comparable pour tous les processeurs. En particulier, il est difficile de définir un banc d'essai représentatif : tout dépend en fait de la nature des travaux que devra exécuter le processeur. Pour cette raison, les économistes d'IBM travaillent uniquement sur des produits IBM ou compatibles IBM. Cela dit, les estimations effectuées par le BEA, sur un échantillon mélangeant IBM à d'autres producteurs, sont très proches de celles d'IBM, comme le montre le tableau 3.

TABLEAU 3

Comparaison entre les résultats d'IBM et du BEA pour les régressions sur les processeurs

	IBM (1972-84)	BEA (1972-83)
Coefficients		
- Vitesse	0,78	0,76
- Capacité	0,22	0,12
R <sup>2</sup>	0,973	0,791
Nombre de modèles	67	187
Nombre d'observations	296	472

Les régressions menées séparément sur chaque année donnent aussi des résultats semblables à ceux d'IBM. L'échantillon utilisé par IBM semble donc bien représentatif des produits qui n'y sont pas inclus (l'échantillon du BEA compte 17 producteurs).

Dans l'article de Cole et alii (86), les différents indices (modèles appariés, indice de prix des caractéristiques, indice composite, indice de régression) sont calculés pour tous les produits. La régression hédonique utilisée n'est pas exactement la même que celles que l'on a déjà décrites. L'équation estimée est :

$$\ln p_t = a + C_1 \ln T + C_2 \ln BT_t/T = \sum_i b_i \ln x_i + u_t$$

les  $x_k$  sont les caractéristiques

T est la technologie du modèle considéré.

$BT_t$  est la meilleure technologie disponible l'année où le modèle considéré est vendu.

Les termes en T et (BTt/T) visent à tenir compte de l'apparition de nouvelles technologies.

Par exemple, la densité de mémoire par puce dans les processeurs est passée de 0,128 kilobits en 1972 à 64 kilobits en 1984. La coexistence de technologies différentes entraîne des disparités des prix entre modèles ayant les mêmes caractéristiques : les économistes d'IBM montrent, sur leur échantillon, que les prix des modèles incorporant une technologie plus ancienne sont plus élevés que ceux incorporant la meilleure technologie disponible. Ce déséquilibre (existence de produits ayant les mêmes caractéristiques, à des prix différents) provient, d'après eux, de l'introduction rapide de nouvelles technologies, ce qui ne laisse pas le temps aux prix de s'ajuster. Il est possible en fait que l'observation de prix différents viennent de l'échantillon utilisé. Les prix sont en effet des prix de barême, qui ne tiennent pas compte des remises importantes qu'accordent les vendeurs sur leurs anciens modèles.

La comparaison des différents indices construits par IBM montre que les divers indices hédoniques donnent à peu près les mêmes résultats. L'indice finalement utilisé par le BEA est l'indice composite calculé à partir de la régression d'IBM. Cet indice est calculé annuellement, à partir de prix de barême. Le BEA publie en fait des indices trimestriels (voir Cartwright et Smith (88)). Ces indices sont des interpolations entre les indices annuels. Mais ils tiennent compte aussi (d'une manière non précisée par le Survey of Current Business<sup>A</sup>) de l'information infra-annuelle sur les changements de prix dont on peut disposer. En 84, le taux de couverture de l'échantillon utilisé était de 44 %. En particulier, pour les processeurs, seuls les équipements IBM ou compatibles IBM interviennent dans le calcul de l'indice, du fait de la difficulté à obtenir une mesure cohérente de la vitesse pour tous les modèles disponibles (en fait, on l'a dit plus haut, il semble que les résultats obtenus par le BEA sur un échantillon plus hétérogène soient identiques à ceux obtenus par IBM).

Seule amélioration apportée à l'indice depuis 1985 : la construction d'un indice pour les micro-ordinateurs, depuis 1987. Cet indice est calculé annuellement, selon la méthode des modèles appariés. L'intention affichée par le BEA (voir Cartwright et Smith (88)) est :

- d'améliorer encore la couverture de l'échantillon
- d'obtenir des prix de transaction et non plus des prix de barême.

(A) Voir CARTWRIGHT et SMITH (1988)

## BIBLIOGRAPHIE

CARTWRIGHT, D.W. (1986) : Improved Deflation Purchases of Computers - Survey of current business, mars 1986

CARTWRIGHT, D.W. et S.D. SMITH (1988) : Deflators for Purchases of Computers in GNP : revised and extended estimates 1983-88 - Survey of current business, novembre 1988

COLE R. et alii (1986) : Quality-Adjusted price indexes for computer processors and selected peripheral equipment - Survey of current business, janvier 1986

EARLY J.F. et J.H. SINCLAIR (1979) : Quality adjustment in the Producer Price Indexes - in The US national income and product accounts, édité par M. F. FOSS - Studies in Income and Wealth, vol 47 NBER

GRILICHES Z. (1971) : Price indexes and Quality Changes - Harvard University Press

TRIPLETT J.E. (1979) : Concepts of quality in input and output price measures : a resolution of the User-Value Resource-cost Debate - in the US national income and product accounts, édité par M.F. FOSS - Studies in Income and Wealth, Vol 47 NBER

TRIPLETT J.E. et R.J. Mc DONALD (1977) : Assessing the quality error in output measures : the case of refrigerators - Review of Income and Wealth p. 137-176