

COMPORTEMENT DE TAUX DE MARGE . STRUCTURE DE MARCHÉ ET CYCLE ÉCONOMIQUE

Joaquim Oliveira Martins, Stefano Scarpetta et Dirk Pilat

TABLE DES MATIÈRES

introduction	82
Estimation des taux de marge : méthodologie et problèmes d'évaluation	84
La méthodologie	84
Interprétation et biais éventuels dans les estimations	86
Données et problèmes de mesure	87
Observation du comportement de taux de marge	88
Marges dans les secteurs manufacturiers	88
Marges dans certains secteurs de services	92
Comparaison avec les études antérieures et autres données sur les marges	95
interprétation des marges : le rôle de la structure de marché	96
Taux de marge et cycle économique	101
Observations finales	105
Annexe 1 : Dérivations mathématiques	111
Annexe 2 : problèmes de mesure	114
Bibliographie	117

Les auteurs expriment leur reconnaissance à Werner Roeger pour les discussions très fructueuses qu'ils ont eues avec lui au cours de la préparation de cette étude ils souhaitent également remercier Sveinbjörn Blöndal, Jørgen **Elmeskúv**, Michael P. Feiner, Robert Ford, Toshiyasu Kato, Constantino Lluch, John P. Martin, Jon Nicolaisen et George Papaconstantinou pour **les** commentaires utiles sur les versions antérieures de ce document. **Hervé** Bource, Brenda Livsey-Coates et Sandra Raymond nous ont aidé à établir **le** manuscrit et Catherine Chapuis et Martine Levasseur nous ont fourni **une** aide efficace en matière de statistiques. Il va de soi que les auteurs assument toutes les erreurs qui pourraient subsister.

INTRODUCTION

Les imperfections sur les marchés des produits ont des répercussions sur l'efficacité économique et ce, à maints égards. L'effet le plus important est celui qui s'exerce sur la fixation des prix par les entreprises. Lorsque les marchés de produits sont caractérisés par une absence de concurrence, les entreprises sont en mesure d'appliquer des prix majorés par rapport à leurs coûts marginaux et de se ménager des rentes de monopole. Si ces rentes persistent dans le temps, et si elles peuvent être mises en relation avec des obstacles spécifiques à la concurrence, les prix sont plus élevés qu'ils ne devraient l'être et la production plus faible qu'elle ne pourrait l'être. Dans cette situation, des mesures peuvent viser à encourager la concurrence afin de réduire les possibilités d'appliquer des marges et d'abaisser le niveau des prix

L'existence des marges a également une incidence au niveau macroéconomique. Par exemple, dans le cadre d'un modèle NAIRU (taux de chômage non accélérateur de l'inflation) les marges ont une incidence directe sur le chômage (Geroski, Gregg et Van Reenen, 1996), alors que l'existence et le comportement des marges au cours du cycle économique permet également d'expliquer pourquoi la productivité, les salaires et l'emploi apparaissent procycliques. En outre, la politique macroéconomique aurait un impact différent sur la production et sur les prix si les marchés des produits étaient caractérisés par un niveau élevé de marges (Silvestre, 1993).

L'existence des marges pourrait ainsi avoir un certain nombre de conséquences importantes pour le politique économique. Toutefois, avant d'examiner plus avant ces conséquences, il est nécessaire d'évaluer de manière empirique la fréquence de ces marges dans l'économie. Un certain nombre d'études ont été consacrées à cette question (par exemple, Schmalensee, 1989; Bresnahan, 1989). Ces auteurs ont admis que l'écart entre les prix des produits et les coûts marginaux (*l'indice de Lerner*) constitue l'un des indicateurs les plus directs du pouvoir de monopole. Cependant, la mesure empirique de l'indice de Lerner et les mesures afférentes sont assez difficiles à réaliser. La principale difficulté tient au fait que si les prix peuvent être mesurés, les coûts marginaux ne sont pas directement observables. La littérature économique fournit en outre peu d'indications sur la manière d'établir les mesures appropriées à un niveau agrégé. En conséquence, les études

empiriques mettant en évidence le pouvoir de marché sont peu nombreuses (voir Geroski *et al.*, 1996).

Récemment, les recherches sur les modèles de cycles réels et, plus précisément, sur les explications de la corrélation observée entre chocs de productivité et croissance de la production ont débouché, au passage, sur une nouvelle méthodologie d'estimation des écarts entre prix et coûts marginaux au niveau agrégé. Cette méthode se fonde sur les variations à court terme de la différence entre les taux de croissance de la production et les facteurs de production par secteur (Hall, 1986 et 1988, et Bils, 1987), ou ce que l'on appelle le résiduel de Solow, une estimation courante de la productivité globale des facteurs. Cette approche, proposée par Robert Hall, a trouvé une large application dans la littérature empirique (voir, par exemple, Shapiro, 1987; Domowitz *et al.*, 1988; Caballero et Lyons, 1990). Néanmoins, la démarche de Hall a été critiquée au motif qu'elle était fondée sur des techniques économétriques peu robustes menant à des marges excessivement élevées qui sont difficiles à concilier avec l'absence de niveaux de profits purs élevés dans les secteurs agrégés. Plus récemment, Roeger (1995) a proposé une modification importante de la méthode originale de Hall qui donne des estimations plus fiables des marges pour les secteurs manufacturiers américains.

La présente étude élargit la méthode de Roeger et présente des estimations de marges sur la période 1970-92, pour 36 secteurs manufacturiers détaillés (au niveau de 3-4 chiffres de la CITI) et plusieurs secteurs de services et ce, dans 14 pays de l'OCDE. Il offre ainsi le tableau comparatif le plus complet du niveau et de la structure des marges pour un grand nombre de secteurs et de pays OCDE.

Elle tente également de fournir une interprétation des taux de marge estimés. Bien que des marges élevées puissent être le signe d'une absence de concurrence, elles sont aussi liées à la structure du marché qui prévaut dans chaque secteur. Par exemple, des coûts fixes irréversibles ou un niveau élevé d'innovation peuvent donner lieu à une majoration de prix nécessaire pour soutenir le processus de concurrence dans certains secteurs. Pour évaluer le niveau des marges, et évaluer si il y a lieu de prendre des mesures, il est par conséquent important de déterminer le type de concurrence qui prévaut dans différents secteurs.

Cette étude est articulée de la manière suivante. La section qui suit rappelle les fondements théoriques de l'évaluation des marges et expose la méthodologie en détail. Les estimations de marges sont examinées dans la troisième section qui offre également une comparaison entre les résultats et certaines autres observations sur les prix majorés. La quatrième section vise à fournir une interprétation des marges estimées, en utilisant une classification qui distingue les secteurs en fonction du type de concurrence. La cinquième section analyse le caractère cyclique des marges et la dernière section tire les principales conclusions.

ESTIMATION DES TAUX DE MARGE : MÉTHODOLOGIE ET PROBLÈMES D'ÉVALUATION

La méthodologie

L'indicateur de l'écart entre les prix (P) et les coûts marginaux (MC), dit *Indice de Lerner* (B) peut être défini comme $(P - MC)/P$. En situation de concurrence parfaite, le prix est égal au coût marginal et l'indice est égal à zéro. Lorsque les prix sont supérieurs au coût marginal, l'indice de Lerner devient positif et varie entre zéro et l'unité. Plus la valeur de l'indice est proche de l'unité, plus le pouvoir de marché est fort. Cet indice constitue une mesure statique de la conduite *réelle* et peut ne pas refléter le potentiel de Comportement monopolistique de la part de l'entreprise. Ce dernier est plus directement fonction de la structure du marché, à savoir que certaines structures de marché favorisent davantage que d'autres le développement d'un pouvoir de marché permanent. Pour les besoins de la discussion qui suit, il est utile d'établir la relation entre l'indice de Lerner et le taux de marge (P/MC) que l'on désignera ci-après par μ :

$$B = \frac{P - MC}{P} = 1 - \frac{1}{\mu} \quad \text{ou} \quad \mu = \frac{1}{1 - B} \quad [1]$$

La méthode d'estimation des marges de Hall repose sur les idées contenues dans le texte fondateur de Solow (1957) sur la mesure de la productivité. La méthode la plus courante de calcul de la productivité totale des facteurs (PTF) est celle qui est connue sous le nom de résiduel de Solow (ci-après SR), c'est-à-dire la différence entre le taux de croissance de la production et une moyenne pondérée du taux de croissance des facteurs de production. L'idée de base peut être tirée de Hall (1986) (voir annexe 1):

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = B \cdot (\Delta q - \Delta k) + (1 - B) \cdot \theta \quad [2]$$

où Δq , Δl et Δk correspondent respectivement aux taux de croissance de la valeur ajoutée réelle et des facteurs travail et capital, α étant la part du travail dans la valeur ajoutée totale et θ le taux (non observable) du progrès technique. L'équation [2] montre qu'en situation de concurrence parfaite, l'indice de Lerner (B) est égal à zéro et le SR est ainsi identique au terme de productivité. En outre, la concurrence parfaite implique également que le SR ne devrait pas être corrélé avec le taux de croissance du rapport production/capital – la « propriété d'invariance » du résiduel de Solow¹. Toutefois, cette propriété n'est souvent pas observée. En général, le résiduel de productivité estimé tend à être procyclique, c'est-à-dire plus élevé au cours des années d'expansion économique que durant les années de récession. D'après cette observation, Hall a conclu que l'hypothèse d'une concurrence parfaite est réfutée par les données².

Dans cette perspective, le taux de marge peut être estimé à partir de l'équation [2]. En supposant que le taux du progrès technique puisse être décrit comme un écart aléatoire à partir d'un taux sous-jacent constant et en supposant que les

marges sont constantes dans le temps, l'équation [2] peut être modifiée comme suit :

$$\Delta (q_t - k_t) = (\mu\alpha_t) \cdot \Delta (l_t - k_t) + \theta + u_t \quad [3]$$

La part (observée) du travail dans la valeur ajoutée totale est utilisée comme référence. En situation de concurrence parfaite, le coefficient associé à la croissance du rapport travail/capital devrait être égal à la part du travail. En principe, ceci devrait permettre d'identifier la valeur du coefficient de marge. Toutefois, comme l'a souligné Hall (1986), l'équation [3] ne peut être estimée directement. En fait, en situation de concurrence imparfaite, le rapport travail/capital est corrélé avec le terme de productivité (et par conséquent avec le terme d'erreur) et les estimations des moindres carrés ordinaires (MCO) sont biaisés. Généralement ce biais est corrigé en remplaçant le rapport travail/capital par une série de variables instrumentales, c'est-à-dire des variables qui sont corrélées avec la croissance du rapport travail/capital et, en même temps, ne sont pas corrélées avec les chocs de productivité³. Dans le cas des États-Unis, Hall a proposé un certain nombre d'instruments, notamment le PIB réel global, les dépenses militaires, le prix du pétrole et le parti politique du président.

Le recours à certaines de ces variables instrumentales a toutefois été critiqué comme étant peu plausible. En outre, le problème posé par l'approche fondée sur une variable instrumentale est que, sur de petits échantillons, les mérites de cette procédure comparés aux estimations par les MCO ne sont pas évidents. Par exemple, une très faible corrélation entre les instruments et la croissance de la productivité peut se révéler beaucoup plus problématique que les biais liés à la procédure MCO (voir Caballero et Lyons, 1989).

Afin de surmonter les problèmes économétriques posés par la corrélation entre la variable explicative et le terme d'erreur, Roeger (1995) a proposé une manière différente d'estimer les marges. Au lieu d'utiliser le résiduel de Solow, il a retenu la différence entre ce dernier et le dual du résiduel de Solow. Il a tout d'abord obtenu le dual de la fonction de productivité, c'est-à-dire un résiduel de Solow fondé sur les prix (SRP), comme suit:

$$SRP = \alpha \cdot \Delta w + (1 - \alpha) \cdot \Delta r - \Delta p = -B \cdot (\Delta p - \Delta r) + (1 - B) \cdot \theta \quad [4]$$

où Δp , Δw et Δr correspondent, respectivement, aux taux de croissance du prix de la production, des salaires et du loyer du capital. Puis, en soustrayant l'équation [4] de l'équation [2] et en ajoutant un terme d'erreur, il a obtenu une expression résoluble pour l'estimation de B :

$$\Delta y_t = B \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

où :

$$\begin{aligned} \Delta y &= (\Delta q + \Delta p) - \alpha \cdot (\Delta l + \Delta w) - (1 - \alpha) \cdot (\Delta k + \Delta r) \\ \Delta x &= (\Delta q + \Delta p) - (\Delta k + \Delta r) \end{aligned}$$

La variable dépendante (Δy) peut être interprétée comme un résiduel de Solow « nominal », tandis que la variable explicative est le taux de croissance du rapport nominal production/capital. La caractéristique remarquable de l'équation [5] est que le terme de productivité disparaît et qu'une estimation directe de B peut être obtenue grâce aux techniques économétriques habituelles. Un autre avantage de cette méthode est que les variables de prix et de volume peuvent être regroupées de manière à ce que seules les variables nominales apparaissent dans l'équation, ce qui contribue à surmonter certains problèmes liés à la plus ou moins grande disponibilité des données sur les prix.

Une extension directe de l'équation [5] permet d'incorporer des facteurs intermédiaires et de définir les taux de marge sur la production brute et non sur la valeur ajoutée. Cet ajustement est essentiel. Le fait de définir la marge sur la valeur ajoutée induit un biais net à la hausse dans l'estimation (voir Norrbin, 1993, et Basu, 1995). Lorsque les facteurs intermédiaires sont pris en compte, les variables dépendantes et explicatives de l'équation [5] deviennent :

$$\begin{aligned} \Delta y^o &= (\Delta q^o + \Delta p^o) - \alpha^o \cdot (Al + Aw) - \beta \cdot (Am + Ap) - (1 - \alpha^o - \beta) \cdot \\ &\quad (Ak + Ar) \\ \Delta x^o &= (\Delta q^o + \Delta p^o) - (Ak + Ar) \end{aligned} \quad [6]$$

où q^o et p^o correspondent à la production brute et à son prix respectif, m et p_m aux facteurs intermédiaires et à leurs prix, α^o et β aux parts respectives du travail et aux coûts intermédiaires de la production brute. Comme nous l'avons fait observer plus haut, seules les valeurs nominales sont nécessaires pour réaliser ce calcul. Toutefois, le traitement des coûts en capital exige un calcul distinct du volume et du loyer du capital (voir ci-après et annexe 2).

Interprétation et biais éventuels dans les estimations

L'équation [5] est assez simple mais sa signification intuitive n'est pas immédiate. En fait, l'équation de Roeger peut également être obtenue à partir de la définition d'une marge « moyenne » (μ^a)⁴, c'est-à-dire le ratio entre prix et coûts moyens (AC)⁵ :

$$\mu^a = \frac{P}{(W \cdot L + R \cdot K)/Q} = \frac{\mu}{\lambda} \quad [7]$$

qui par définition est égal à l'écart entre prix et coûts marginaux rapporté à un indice des rendements d'échelle ($\lambda = AC/MC$). En supposant que ce taux de marge moyen est constant, cette relation peut être transformée comme suit (voir annexe 1) :

$$\Delta y_t = [\lambda \cdot (B - 1) + 1] \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [8]$$

où Δx et Δy sont définis comme plus haut. L'équation ci-dessus montre qu'en présence de rendements d'échelle constants ($\lambda = 1$), la méthode de Roeger fournit

une estimation non biaisée de l'indice de Lerner B . Des rendements d'échelle croissants ($\lambda > 1$) donneraient un biais à la baisse de la valeur estimée de la marge⁶. Autrement dit, la méthode de Roeger ne prend en compte que la partie de la marge qui correspond à la différence entre le prix et les coûts moyens, c'est-à-dire la marge nette de l'incidence des rendements d'échelle.

La présence de coûts fixes est également susceptible d'engendrer un biais à la baisse dans l'équation [5]. En effet, si une fraction du stock de capital est fixe, elle doit être soustraite du stock total de capital ce qui entraîne un abaissement du coût marginal et un relèvement de la marge. Le même raisonnement peut être appliqué aux rigidités à la baisse du stock de capital ou du facteur travail («rétention de main-d'œuvre»). Lorsque le stock de capital ou la main-d'œuvre ne peuvent être ajustés à la baisse au cours d'une période de récession, les coûts marginaux sont plus élevés qu'en situation de parfaite flexibilité des facteurs de production. La correction de ces biais entraînerait des marges plus élevées que celles estimées sur la base de l'équation [5].

Pour résumer, les marges obtenues à partir de la méthode de Roeger, telles qu'elles sont estimées dans le présent document, sont susceptibles de représenter une limite inférieure pour les secteurs qui opèrent avec des rendements d'échelle croissants, des coûts fixes importants ou de fortes rigidités d'ajustement au cours du cycle économique.

Données et problèmes de mesure

L'estimation des marges tient compte des facteurs travail et capital et des facteurs intermédiaires tels que les facteurs de production. Les séries relatives à la production brute, à l'emploi, aux salaires et aux facteurs intermédiaires {au sens de production brute diminuée de la valeur ajoutée} sont tirées de la base de données STAN de l'OCDE (OCDE, 1995, 1996). Les estimations du stock de capital brut par secteur ont été fournies par la Division des Analyses économiques et des Statistiques de la Direction de la Science, de la Technologie et de l'industrie de l'OCDE⁷. En ce qui concerne le loyer du capital, aucune information par secteur ne permet une application de la méthode de Hall et de Jorgenson (1967). Toutefois, cette méthode a permis d'établir une définition simplifiée du loyer du capital (voir annexe 2).

L'estimation de la marge évoquée ci-dessus est fondée sur des données nominales de production, qui incluent souvent les impôts indirects nets (c'est-à-dire les impôts indirects minorés des subventions). L'inclusion des impôts indirects nets introduit généralement un biais à la hausse dans les estimations de marges et c'est pour cette raison que les études antérieures utilisaient la production nominale au coût des facteurs. Si le taux de l'imposition directe nette est constant, une estima-

tion ajustée de la marge peut simplement être obtenue en rapportant la marge estimée au taux de l'imposition indirecte nette^S.

Les données fiscales sont tirées de sources nationales, notamment les comptes nationaux détaillés, les tableaux entrées-sorties et les données de recensement dans le secteur manufacturier. Les marges corrigées sont généralement inférieures aux marges non ajustées, sauf lorsque le taux de l'imposition indirecte nette dans le secteur manufacturier est négatif (c'est-à-dire là où les avantages sont supérieurs aux impôts indirects). Par ailleurs, les taux de la taxe à la valeur ajoutée doivent être ajustés compte tenu du fait que la marge est calculée sur la production brute. Cet ajustement peut être effectué simplement en multipliant le taux de la taxe par le ratio valeur ajoutée/production brute pour chaque secteur. Les taux d'imposition détaillés par secteur et par pays et les facteurs d'ajustement valeur ajoutée/production brute figurent dans Oliveira Martins, Scarpetta et Pilat (1996).

OBSERVATION DU COMPORTEMENT DE TAUX DE MARGE

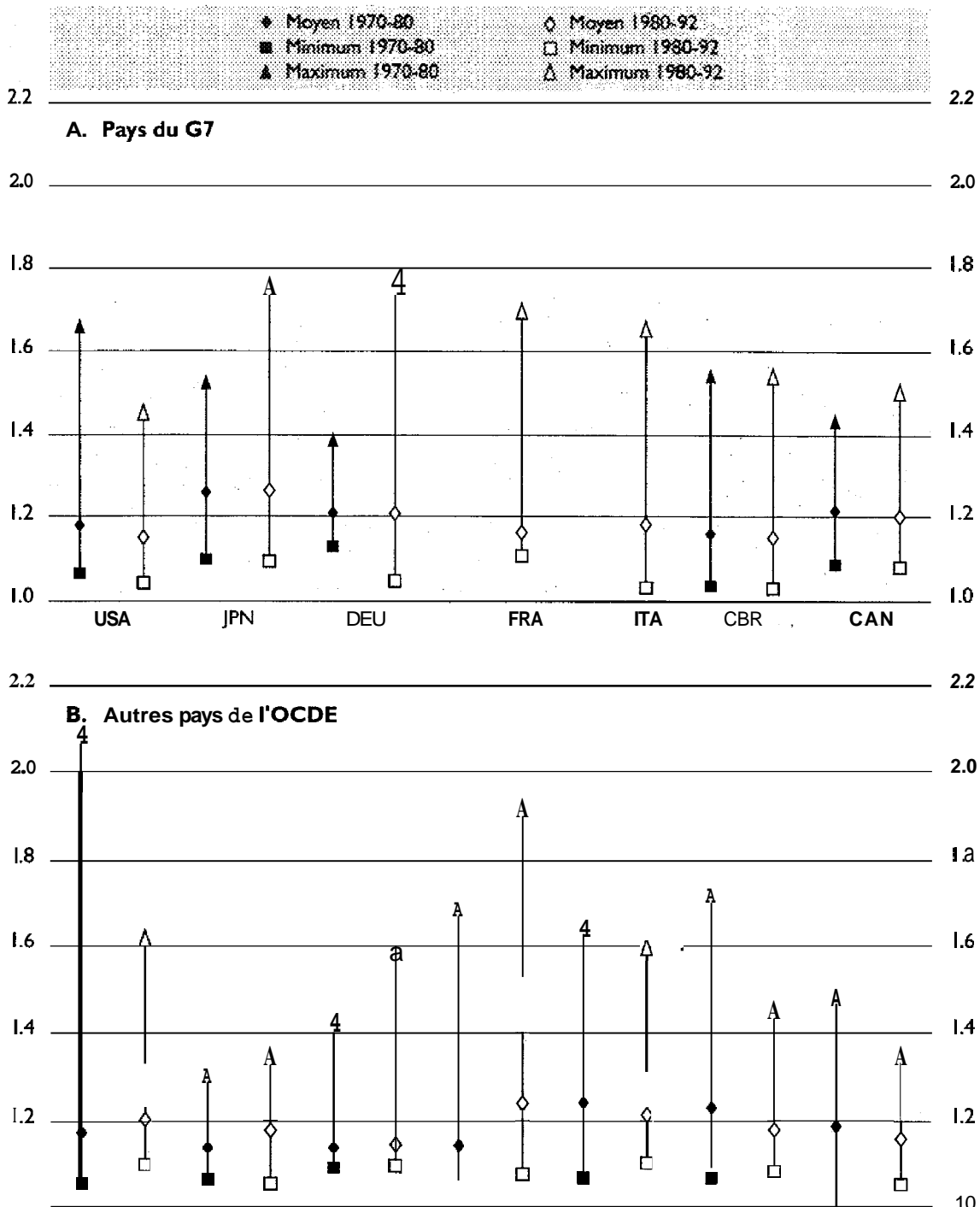
Marges dans les secteurs manufacturiers

L'équation [6] a été utilisée pour estimer les marges dans les 14 pays de l'OCDE pour lesquels des données suffisantes ont pu être recueillies et pour les 36 secteurs manufacturiers représentés dans la base de données STAN de l'OCDE⁹. Les taux de marge sont obtenus sur la base de $1/(1 - B)$, où B est le coefficient de l'équation de Roeger.

Le graphique 1 offre une vue synthétique des estimations en faisant apparaître les marges maximum, minimum et moyenne dans chaque pays pour les périodes 1970-80 et 1980-92¹⁰. Les taux de marge moyens vont de 1.13 en Belgique et en Finlande pour les années 70, à 1.26 au Japon pour la période 1980-92 et aux Pays-Bas pour la période entière. Cette fourchette semble plus plausible que les niveaux de marges très élevés obtenus dans les études précédentes (voir ci-après). Dans les années 70, les taux de marge estimés sont plus élevés pour le Japon, les Pays-Bas, la Norvège et le Canada, alors qu'ils sont relativement faibles pour la Belgique, le Danemark, la Finlande et le Royaume-Uni. Dans les années 80, c'est en Finlande, au Japon, en Allemagne et aux Pays-Bas que sont observées les marges les plus élevées alors que les marges les plus faibles sont estimées au Danemark, aux États-Unis et au Royaume-Uni. Il n'y a toutefois pas de modèle systématique d'évolution des marges entre les deux périodes.

Les résultats sectoriels détaillés pour la période 1980-92 figurent dans les tableaux 1 (pays du G7) et 2 (autres pays de l'OCDE). Les tableaux ne font apparaître que les cas dans lesquels l'estimation de B est significativement différente de zéro (au niveau de 5 pour cent ou au-dessus). On constate dans les résultats sectoriels une régularité légèrement supérieure à celle des résultats globaux. En effet, des marges relativement élevées (souvent plus de 40 pour cent) ont été

◆ Graphique 1. *Taux de marge dans les secteurs manufacturiers, 1970-80 et 1980-92*¹



1. Les taux de marge moyens sont pondérés par les parts de production de 1990.
 Source : Olivera Martins, Scarpetta et Pilat (1996).

Tableau 1. **Taux de marge estimés pour les secteurs manufacturiers : pays du G-7¹**
Période 1980-92

Secteur	États-Unis	Japon	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni	Canada
Produits alimentaires	1.07	1.35	1.10	1.10	—	1.19	1.10
Textiles	1.09	1.17	1.13	1.10	1.18	1.03	1.23
Articles d'habillement	1.11	—	1.08	1.14	1.16	1.03	1.11
Produits en cuir	1.10	—	1.14	1.11	1.17	1.04	1.15
Chaussures	1.10	—	1.04	1.10	1.15	—	1.08
Bois	1.27	—	1.17	1.14	1.18	1.17	1.24
Meubles	1.05	1.18	1.13	1.19	1.21	1.15	1.14
imprimerie et édition	1.22	—	1.15	1.16	1.19	1.07	1.17
Ouvrages en matière plastique	1.06	1.15	—	—	1.05	—	1.15
Produits minéraux non métalliques	1.19	1.30	1.28	1.19	1.31	1.20	1.31
Ouvrages en métal	1.10	1.12	1.20	1.17	1.42	1.03	1.14
Produits chimiques	1.26	1.37	1.29	1.19	—	1.05	1.21
Machines et équipements	—	1.14	—	1.12	1.18	—	1.16
Motocycles et cycles	1.09	—	1.34	—	—	—	—
Matériel professionnel	1.07	1.27	1.77	—	1.24	1.28	—
Autres industries manufacturières	1.08	1.47	1.25	—	1.10	—	—
Boisson	1.04	1.09	1.31	1.64	—	1.54	1.22
Articles en papier et pâte à papier	1.12	1.23	1.23	1.11	1.15	1.04	1.37
Dérivés du pétrole et du charbon	1.12	1.15	1.08	—	—	1.08	1.25
Caoutchouc	—	1.10	—	1.16	1.12	—	—
Grès, porcelaines et faïences	1.10	1.15	1.26	1.19	1.31	—	1.44
industrie du verre	1.17	1.72	1.27	1.23	1.31	1.08	1.30
Sidérurgie	1.10	1.43	1.18	1.11	1.14	—	1.26
Métaux non ferreux	1.12	1.21	1.09	1.25	1.11	1.05	1.18
Construction navale et réparations	—	1.29	—	—	—	—	1.19
Autres matériels de transport	—	—	—	—	1.05	—	—
Produits à base de tabac	1.73	—	1.60	3.17	—	1.67	1.12
Raffineries de pétrole	1.05	—	—	1.16	—	1.07	—
Produits chimiques à usage industriel	1.22	1.27	1.40	1.21	1.17	1.05	1.50
Prod. pharmaceutiques et médicaments	1.45	1.75	1.49	—	—	1.11	1.27
Machines de bureau et à calculer	1.39	1.32	—	1.18	1.65	1.43	1.14
App. radio, télévision et télécommunication	1.78	1.15	1.28	1.11	1.19	1.28	—
Appareils électriques	—	—	—	1.27	1.08	—	1.14
Matériel ferroviaire	—	—	—	1.70	—	—	1.13
Véhicules automobiles	1.06	1.18	1.13	1.13	1.02	—	1.14
Construction aéronautique	—	—	—	1.19	1.11	—	—

1. Les estimations de marges sont statistiquement significatives au niveau de 5 pour cent ou au-dessus.

2. Le tiret indique qu'aucune donnée n'est disponible ou **que** la marge estimée n'est pas statistiquement significative.

Source : Oliveira Martins, Scarpetta et Pilat (1996).

Tableau 2. Taux de marge estimés pour les secteurs manufacturiers : autres pays de l'OCDE¹

Période 1980-92

Secteur	Australie	Belgique	Danemark	Finlande	Pays-Bas	Norvège	Suède
Produits alimentaires	1.14	1.16	1.12	1.07	–	–	–
Textiles	1.14	1.12	1.11	1.22	–	1.13	1.13
Articles d'habillement	1.12	–	1.18	1.12	–	1.13	–
Produits en cuir	1.17	1.35	1.21	1.14	1.11	1.15	1.12
Chaussures	1.14	1.12	–	1.09	–	1.16	–
Bois	1.20	–	1.13	1.24	1.19	1.17	1.16
Meubles	1.13	1.29	1.15	1.31	–	1.14	1.05
Imprimerie et édition	1.21	1.16	1.10	1.20	1.22	1.11	1.15
Ouvrages en matière plastique	1.21	–	1.16	1.34	1.14	1.11	1.21
Produits minéraux non métalliques	1.21	1.09	1.25	1.39	–	1.25	1.12
Ouvrages en métal	1.17	1.18	1.14	1.22	1.10	1.16	1.12
Produits chimiques	1.25	1.13	1.12	1.26	–	1.08	1.17
Machines et équipements	1.15	–	1.12	1.22	–	1.11	–
Motocycles et cycles	–	–	–	1.31	1.20	–	–
Matériel professionnel	1.23	–	–	–	1.24	1.31	1.12
Autres industries manufacturières	1.24	–	1.22	1.24	1.13	1.12	–
Boisson	1.29	1.12	–	1.63	1.59	–	1.23
Articles en papier et pâte à papier	1.20	1.21	.13	1.24	1.15	1.11	1.19
Dérivés du pétrole et du charbon	1.33	–	.39	1.16	–	1.15	–
Caoutchouc	1.10	1.05	.13	1.50	–	1.13	–
Grès, porcelaines et faïences	1.17	–	.36	1.82	–	1.17	–
Industrie du verre	1.33	–	–	1.22	1.36	–	1.13
Sidérurgie	1.31	1.30	.09	1.30	1.39	1.25	1.09
Métaux non ferreux	1.28	1.17	1.17	1.13	1.27	1.35	–
Construction navale et réparations	1.19	–	–	–	–	–	1.14
Autres matériels de transport	–	–	–	1.33	–	1.15	–
Produits à base de tabac	1.58	1.08	–	1.30	1.51	–	1.12
Raffineries de pétrole	1.21	–	–	1.22	–	–	–
Produits chimiques à usage industriel	1.20	1.17	1.26	1.27	1.19	1.28	1.18
Prod pharmaceutiques et médicaments	1.35	–	1.59	1.57	–	1.24	1.35
Machines de bureau et a calculer	–	–	1.44	1.92	–	1.45	1.17
App radio, télévision et télécommunication	1.61	–	1.10	1.59	1.17	1.16	1.30
Appareils électriques	–	–	1.21	1.22	–	1.15	–
Matériel ferroviaire	1.44	–	–	1.22	–	–	–
Véhicules automobiles	1.12	–	–	1.17	1.15	1.19	1.12
Construction aéronautique	–	–	–	–	1.44	–	–

1. Les estimations de marges sont Statistiquement significatives au niveau de 5 pour cent ou au-dessus.

2. Le tiret indique qu'aucune donnée n'est disponible ou que la marge estimée n'est pas statistiquement significative.

Source : Oliveira Martins, Scarpetta et Pilat (1996).

relevés dans plusieurs pays, dans des secteurs tels que les appareils de radio, télévision et télécommunication, les boissons, les produits du tabac, les équipements ferroviaires, les produits pharmaceutiques et médicaments et les machines de bureau et à calculer. Par ailleurs, les marges estimées sont relativement faibles dans tous les pays dans les secteurs des textiles, des vêtements, du cuir, de la chaussure, des produits alimentaires, des machines et équipements d'imprimerie et d'édition, des machines électriques et les véhicules automobiles¹¹.

Les estimations ci-dessus ne portent que sur la période la plus récente pour laquelle des données sont disponibles. Compte tenu des bouleversements économiques et des nombreux changements structurels intervenus dans la zone OCDE au cours de ces dernières décennies, il est intéressant d'analyser les modifications éventuelles dans le temps des modèles de marges sectorielles. Les marges sectorielles détaillées pour la période 1970-80 ont été présentées dans Oliveira Martins *et al.* (1996). Il apparaît que l'incidence des marges élevées (plus de 40 pour cent) a été plus forte dans tous les pays dans les années 70 qu'elle ne l'a été pour la période 1980-92, seules la Finlande et le Japon faisant exception. Quoi qu'il en soit, le modèle des marges d'un secteur à l'autre ne s'est pas modifié sensiblement entre les années 70 et les années 80. Au cours de ces deux périodes, les marges élevées se sont fait sentir principalement sur les produits du tabac, les produits chimiques industriels, les équipements radio, de télévision et de communication, les produits Pharmaceutiques et les médicaments et les équipements informatiques. Toutefois, un niveau élevé de marges ne saurait être retenu comme une preuve irréfutable de l'existence de rentes durables générées par le pouvoir de marché. Pour les secteurs innovants, par exemple, les marges élevées peuvent résulter de rentes d'innovation temporaires. En outre, le type de concurrence qui prévaut dans un secteur doit également être pris en compte (voir ci-après).

Marges dans certains secteurs de services

La plupart des études sur les marges portent essentiellement sur le secteur manufacturier. Toutefois, la méthode de Hall comme celle de Roeger peuvent également trouver à s'appliquer aux secteurs des services. La méthode de Roeger présente un net avantage à cet égard, à savoir qu'elle n'exige pas d'informations sur les prix, mais uniquement sur les variables nominales. Ceci présente un intérêt tout particulier pour les secteurs des services compte tenu du peu d'informations statistiques disponibles sur les prix. Le tableau 3 présente des estimations des taux de marge pour la période 1980-92 pour sept secteurs de services, dans 14 pays membres de l'OCDE. Aux fins de comparaison, les marges moyennes pour le secteur manufacturier sont également incluses dans le tableau. Les calculs sont basés essentiellement sur les données tirées de la base de données sectorielles internationales de l'OCDE (Meyer Zu Slochtern et Meyer Zu Slochtern, 1994; OCDE, 1995a). Cependant, cette base de données ne contenant pas d'informations sur la

Tableau 3. Marges dans les industries manufacturières et certains secteurs de services, 1980-92¹

	industries manufacturières ²	Électricité, gaz et eau	Construction	Commerce de gros, détail, restaurants, hôtels			Transports, entrepôts et communications	
				<i>dont :</i>			<i>dont.</i> Communications	
				Commerce de gros, détail	Restaurants, hôtels			
États-Unis	1.15	1.34	1.17	1.25	1.28	1.24	1.33	1.68
Japon	1.26	1.58	1.26	—	1.25	—	1.29	—
Allemagne	1.21	1.39	1.23	1.34	1.39	1.18	1.35	1.75
France	1.16	1.50	1.19	1.48	1.52	1.40	1.39	1.57
Italie	1.18	1.28	1.39	1.96	2.15	1.53	1.37	1.18
Royaume-Uni	1.15	1.34	1.25	1.37	—	—	1.25	—
Canada	1.20	2.54	1.16	1.28	1.29	1.26	1.37	1.58
Australie	1.20	1.55	1.28	—	1.32	—	1.47	—
Belgique	1.17	1.52	1.26	1.80	1.82	1.75	1.68	1.62
Danemark	1.15	1.36	1.09	1.64	1.73	1.15	1.29	1.52
Finlande	1.24	1.29	1.19	1.24	—	—	1.36	—
Pays-Bas	1.21	1.25	1.06	1.45	1.55	1.48	1.45	—
Norvège	1.18	1.56	1.09	—	1.20	1.12	1.25	1.19
Suède	1.16	2.07	1.12	1.16	1.16	1.13	1.20	—
Moyenne ³	1.19	1.54	1.20	1.45	1.47	1.32	1.36	1.51
Écart-type	0.03	0.35	0.09	0.25	0.30	0.21	0.12	0.21

1. Un tiret indique qu'aucune donnée n'est disponible ou que la marge estimée n'est pas statistiquement significative. Les estimations sont ajustées au titre des intrants intermédiaires et sont nettes des impôts indirects nets.

2. Les marges moyennes pour les industries manufacturières sont fondées sur les marges sectorielles détaillées et sont pondérées des parts de production de 1990.

3. Moyenne non pondérée des données pour chaque pays.

Source : Calculs effectués à partir de la Base de données sectorielles internationales de l'OCDE (OCDE, 1995a); pour les industries manufacturières sur la base des tableaux 1 et 2.

production brute, le passage des marges estimées sur la valeur ajoutée aux marges sur la production brute a été effectué sur la base d'informations tirées des tableaux entrées-sorties par pays (OCDE, 1995b).

Les taux de marge estimés pour les services présentent un caractère plus approximatif que ceux relatifs à l'industrie manufacturière et ce, pour deux raisons. Premièrement, les secteurs des services retenus représentent des agrégats beaucoup plus larges que les données détaillées retenues pour le secteur manufacturier; ainsi, des entreprises intervenant dans (certains de) ces secteurs sont susceptibles d'être assez hétérogènes. Deuxièmement, la qualité des informations statistiques relatives aux secteurs des services est moins bonne que celle des informations disponibles pour les secteurs manufacturiers (OCDE, 1996a).

A l'exception du secteur de la construction, les taux de marge observés dans les services tendent à être plus élevés que dans les branches manufacturières. On constate également une variation plus grande des marges d'un pays à l'autre que dans le secteur manufacturier. Les marges enregistrées dans les secteurs de l'électricité, du gaz et de l'eau sont particulièrement élevées au Canada, en Suède et en Norvège, mais également au Japon, en Australie, en Belgique et en France. Dans les trois premiers pays, et en particulier au Canada, les marges élevées sont probablement liées aux rentes associées aux ressources naturelles dans la mesure où la production d'électricité dans ces pays repose pour une bonne part sur une énergie hydroélectrique peu coûteuse et abondante. En ce qui concerne l'autre groupe de pays, les rentes associées aux ressources naturelles sont moins importantes, ce qui semblerait indiquer que d'autres facteurs, notamment les conditions de concurrence, pourraient jouer un rôle essentiel.

Les marges relevées dans le secteur de la construction sont relativement proches de celles estimées dans de nombreuses industries manufacturières. Ce secteur tend à être relativement fragmenté, un grand nombre d'entreprises créant un environnement relativement concurrentiel. Les marges sont relativement élevées dans ce secteur en Italie. Dans le secteur de la distribution, les marges varient considérablement d'un pays à l'autre. Pour le commerce de gros et de détail, c'est en Italie et en Belgique que sont observées les marges les plus élevées. Bien qu'il soit difficile d'établir un rapport de cause à effet, il existe dans ces deux pays une lourde réglementation qui restreint l'accès à ce secteur (Høj, Kato et Pilat, 1996), ce qui fait que le niveau élevé des marges pourrait être attribué en partie à un défaut de concurrence dans ces pays.

Dans le secteur de la communication, les marges sont également assez élevées. Dans celui des télécommunications, ces marges élevées peuvent s'expliquer en partie par des rentes d'innovation. Toutefois, dans de nombreux pays, ce secteur est caractérisé par des monopoles publics ou par un faible niveau de concurrence, ce qui donnerait à penser que des rentes de monopoles peuvent contribuer à ce niveau de marges élevé. Le secteur des transports, de l'entreposage et de la com-

munication se caractérise dans son ensemble par un niveau de marge estimé entre 20 et 40 pour cent dans la plupart des pays. Certaines activités de ce secteur sont très fragmentées, par exemple le transport des marchandises par voie terrestre, et donc susceptibles d'enregistrer des marges faibles, tandis que d'autres sont plus segmentées et parfois caractérisées par des monopoles (publics), par exemple, les compagnies aériennes et les sociétés de chemin de fer.

Comparaison avec les études antérieures et autres données sur les marges

Nos estimations de marges dans les secteurs manufacturiers vont, à quelques exceptions près, de zéro à 30 pour cent. Ces valeurs sont sensiblement plus faibles, et certainement plus plausibles, que les résultats obtenus dans les études antérieures. Les résultats donnés par Hall (1990) pour le secteur manufacturier aux États-Unis révèlent qu'un nombre important de secteurs (7 sur 21) présente des écarts types trop élevés ou un taux de marge estimé inférieur à un. D'autre part, bon nombre des taux de marges significatifs indiqués par Hall sont proches de 100 pour cent ou supérieurs à ce pourcentage. Ceci paraît peu plausible pour les secteurs manufacturiers, dans la mesure où ceux-ci tendent à être largement exposés et où des marges élevées auraient tendance à être réduites par la pression concurrentielle².

Les estimations de marges fournies dans les tableaux 1 et 2 sont également sensiblement plus faibles que celles tirées de Roeger (1995). Par exemple, les marges entre les prix et les coûts estimées par Hall et Roeger pour le secteur des textiles aux États-Unis sont de 158 et 34 pour cent, respectivement, alors que notre propre estimation de ces marges est d'environ 8 pour cent (c'est-à-dire un taux de marge de 1.08). Les estimations des taux de marge pour les secteurs manufacturiers américains faites par Roeger vont de 15 à 175 pour cent, les écarts entre les prix et les coûts marginaux étant dans la plupart des secteurs de 30 à 60 pour cent. Nos estimations sont dans bien des cas en dessous ou proches de 10 pour cent, des marges élevées (plus de 40 pour cent) n'étant relevées que dans quelques secteurs. Pour l'essentiel, la différence entre les résultats de Roeger et ceux présentés ici est principalement due à l'ajustement au titre des biens intermédiaires. Cet ajustement tend à produire des estimations de marges sensiblement plus faibles, en particulier pour les secteurs dont la production totale comporte une grande part de facteurs intermédiaires.

En conséquence, les résultats présentés dans cette étude sont plus conformes aux estimations de taux de profit typiques des travaux en organisation industrielle. Par exemple, Schmalensee (1989) passe en revue une série d'études faisant apparaître de faibles taux de rendement comptables, de l'ordre de 10 pour cent. Bresnahan (1989) a analysé les données empiriques relevées à partir d'études de cas pour tenter d'estimer le taux de marge par d'autres méthodes. En général, les marges

prix-coût estimées d'après ces études se situent dans une fourchette de 10 à 20 pour cent et dépassent rarement 50 pour cent.

INTERPRÉTATION DES MARGES : LE RÔLE DE LA STRUCTURE DE MARCHÉ

Les études en matière d'organisation industrielle associent généralement le niveau du pouvoir de marché à un certain nombre de variables structurelles (taille de l'établissement, concentration, degré d'intégration verticale, etc.). Elles se fondent sur l'observation selon laquelle les différences de pouvoir de marché d'un secteur manufacturier à l'autre sont en partie attribuables aux différences entre les conditions d'entrée dans chaque secteur. Traditionnellement, les conditions d'entrée et les structures de marché qui en résultent ont été rattachées à des considérations d'ordre technologique, économies d'échelle et d'envergure par exemple (voir Panzar, 1989). Les entreprises peuvent également être en mesure de jouer sur la demande de leurs produits dans un régime de concurrence monopolistique (Dixit et Stiglitz, 1977), dans lequel un pouvoir de marché limité peut résulter de la combinaison de rendements d'échelle et d'une différenciation horizontale des produits. Néanmoins l'accès de nouvelles entreprises est susceptible de faire baisser les prix au niveau des coûts moyens à long terme. Les recherches les plus récentes ont été consacrées plus particulièrement à la différenciation « verticale » des produits, par laquelle les entreprises sont en mesure d'influer sur la perception de la qualité de leurs produits. Les entreprises qui se livrent à de telles stratégies de produits peuvent être en mesure d'agir sur les conditions d'entrée sur le marché¹³. Généralement, cette influence est liée aux coûts fixes irréversibles endogènes associés à la publicité ou aux dépenses de R-D¹⁴.

Les marges peuvent donc être mises en rapport avec une série de variables structurelles, telles que la taille des établissements et l'intensité du capital; les variables d'innovation, telles que l'intensité de la R-D; et les variables de concurrence, telles que l'intensité des exportations, les taux de pénétration des importations ou les taux des droits de douane. Le raisonnement applicable aux marges élevées peut toutefois différer suivant le type de secteur. Un aspect fondamental de la littérature récente sur les théories de l'organisation industrielle est l'idée que le lien entre les variables de la structure de marché et, par exemple, la profitabilité, ne peut être appréhendé en estimant une relation linéaire (ou log-linéaire). Car ce lien peut être très complexe et non monotone¹⁵. Par exemple, Sutton (1991, 1995) a établi un cadre consistant à estimer des « limites » pour la distribution des entreprises en fonction de leur taille qui permet de mettre en évidence différents types de structures de marché et non un continuum de situations allant de la concurrence au monopole. Autrement dit, il importe en premier lieu de déterminer le type plutôt que l'intensité de la concurrence.

Pour déterminer le type de concurrence et le rapprocher des estimations des marges, une classification par structure de marché a été établie. Les principes fondamentaux de cette classification sont les suivants. Les 36 industries manufacturières pour lesquelles des estimations de marges ont été calculées ont été classées en fonction de deux indicateurs. Le premier – la taille relative *des* établissements – est une proxy de l'existence d'un avantage lié à la taille, tel que des économies d'échelle au niveau de l'entreprise. Les secteurs caractérisés par des établissements de taille moyenne petite sont dits « fragmentés ». Dans ces secteurs, le nombre des entreprises croît généralement en même temps que la taille du marché. Les secteurs caractérisés par l'existence d'établissements de grande taille, qui couvrent une part importante de l'emploi et de la production, sont dits « segmentés ». Dans ces secteurs, la concentration demeure relativement stable ou converge vers une limite inférieure finie lorsque la taille du marché s'accroît.

Le second indicateur – *l'intensité de la R-D* – peut être considéré comme une approximation de la différenciation des produits et l'innovation. Il serait préférable d'établir une distinction entre innovation de produit et innovation de procédé, mais les données disponibles ne nous permettent pas de faire cette distinction.

La combinaison de ces deux indicateurs fournit une ventilation par structure de marché. Les secteurs ont tout d'abord été classés en fonction de la taille moyenne des établissements afin d'établir une distinction entre secteurs fragmentés et secteurs segmentés. A l'intérieur de chacun de ces deux groupes, les secteurs ont ensuite été classés en fonction de l'intensité de la R-D par établissement¹⁶. Les frontières entre ces quatre groupes sont mal délimitées. Pour l'indicateur de la taille des établissements, elles correspondent plus ou moins à un seuil avoisinant la moyenne pour l'ensemble de l'industrie manufacturière. En ce qui concerne l'intensité de R-D, on observe un saut sensible de la valeur de l'indicateur entre les groupes à niveau de différenciation faible et élevé. Il s'avère que cette taxonomie en fonction de la structure de marché peut également être rapprochée d'indicateurs plus directs des coûts fixes et de l'innovation en matière de produits et d'informations qualitatives sur les différents secteurs (voir Oliveira Martins, 1995).

Si l'on peut reprocher à cette classification 2 x 2 en fonction de la structure de marché d'être trop simpliste, elle n'en permet pas moins d'interpréter les marges observées. Les taux de marge moyens des quatre groupes de secteurs fragmentés et segmentés sont présentés dans le tableau 4. Il apparaît que les marges tendent à être plus faibles dans les secteurs fragmentés que dans les secteurs segmentés, ce qui confirme que *ces* secteurs peuvent réellement être plus proches d'une situation de concurrence parfaite. Il existe toutefois des différences importantes d'un pays à l'autre.

Au sein des secteurs fragmentés et segmentés, la distinction entre les industries différenciées et non différenciées aide également à interpréter les marges

Tableau 4. Taux de marge moyen en fonction de la structure de marché, 1970-92

	Secteurs fragmentés	Secteurs segmentés	Secteurs fragmentés, homogènes	Secteurs fragmentés, différenciés	Secteurs segmentés, homogènes	Secteurs segmentés, différenciés
États-Unis	1.11	1.22	1.11	1.12	1.12	1.33
Japon	1.21	1.23	1.20	1.24	.23	1.23
Allemagne	1.21	1.29	1.16	1.32	.22	1.38
France	1.16	1.25	1.16	1.16	.28	1.23
Italie	1.18	1.19	1.19	1.16	.17	1.20
Royaume-Uni	1.10	1.19	1.10	1.12	.15	1.24
Canada	1.17	1.25	1.17	1.15	.26	1.23
Australie	1.18	1.26	1.17	1.21	1.18	1.38
Belgique	1.16	1.15	1.14	1.22	1.16	1.10
Danemark	1.15	1.24	1.15	1.16	1.22	1.27
Finlande	1.16	1.23	1.14	1.19	1.19	1.28
Pays-Bas	1.16	1.24	1.14	1.21	1.28	1.19
Norvège	1.15	1.24	1.15	1.17	1.20	1.29
Suède	1.12	1.20	1.12	1.10	1.15	1.25
Tous pays	1.16	1.23	1.15	1.19	1.21	1.26

(tableau 4). C'est dans les secteurs fragmentés non différenciés que les marges moyennes sont les moins élevées, ce qui confirme que ces secteurs offrent certainement le potentiel le plus faible en matière de pouvoir de marché. Les marges sont plus élevées dans les secteurs fragmentés différenciés, ce qui peut en partie être interprété comme un signe de l'existence de rentes d'innovation. Les variations d'un pays à l'autre laissent toutefois penser que d'autres variables contribuent à expliquer les marges. Les niveaux de marges sont considérablement plus élevés dans les secteurs segmentés, ce qui pourrait être le signe d'un pouvoir de marché dans les secteurs caractérisés par un faible niveau de différenciation des produits, mais pourrait également indiquer l'existence de rentes d'innovation dans les secteurs à forte différenciation des produits. Les marges sont particulièrement élevées dans les secteurs segmentés, différenciés, où la structure de marché se caractérise par de nombreux éléments oligopolistiques. Ici encore, la variation d'un pays à l'autre est très importante, ce qui peut être attribué en partie à l'incidence des mesures spécifiques. Ces mesures peuvent créer des barrières à l'entrée dans un pays ou un secteur donné, ce qui renforce le pouvoir de marché et contribue à l'apparition des marges.

Le tableau 5 examine la corrélation entre les marges et les variables structurelles pour chaque type de structure de marché. Il n'y a pas de corrélation entre les taux de concentration et les marges. Toutefois, comme on pouvait le prévoir, les taux d'entrée sont en corrélation négative et significative avec les marges, en particulier dans les secteurs fragmentés non différenciés qui sont plus susceptibles d'être caractérisés par une situation de concurrence parfaite. Vus sous l'angle de la structure de marché, la taille des établissements et l'intensité du capital semblent n'avoir aucun lien significatif avec les marges.

Les corrélations entre marges et intensité des exportations et taux de pénétration des importations indiquent que l'effet de ces variables diffère en fonction du type de la structure de marché. Dans les secteurs peu différenciés, et en particulier ceux qui sont fragmentés, la concurrence des importations contribue à abaisser les marges. Toutefois, dans les secteurs différenciés, en particulier ceux qui sont segmentés, l'accès aux marchés internationaux permet apparemment aux secteurs de bénéficier d'économies d'échelle et probablement aussi de stratégies de différenciation des produits.

Comme on pouvait l'imaginer, l'intensité de la R-D a une forte incidence positive et significative sur les marges estimées dans les secteurs segmentés différenciés. Elle est également liée positivement aux marges dans les secteurs fragmentés peu différenciés, ce qui peut indiquer que même dans les secteurs où prévaut la concurrence par les prix, la R-D peut être une manière efficace de s'approprier des rentes de produits. L'incidence des barrières commerciales sur les marges diffère en fonction de la structure du marché, mais elles jouent essentiellement un rôle dans les secteurs peu différenciés. Dans les secteurs fragmentés peu

Tableau 5 **Corrélations des marges par structure de marché**Valeurs du t de *Student* entre parenthèses

	Concentration	Taux d'entrée	Taille des établissements	intensité du capital	Intensité des exportations	Pénétration des importations	Intensité de R-D	Taux des droits NPF 1988	Indice des principales BNT 1988
Tous pays									
Fragmentés, peu différenciés	-0.20 (-1.52)	-0.25 (-2.35)	-0.04 (-0.50)	0.19 (2.28)	-0.19 (-2.19)	-0.31 (-3.78)	0.20 (2.27)	-0.21 (-2.49)	-0.39 (-4.81)
Fragmentés, très différenciés	-0.08 (-0.39)	-0.25 (-1.58)	0.14 (0.93)	-0.07 (-0.46)	0.22 (1.57)	0.26 (1.87)	0.06 (0.40)	0.01 (0.09)	-0.29 (-2.07)
Segmentés, peu différenciés	-0.07 (-0.51)	-0.15 (-1.37)	0.11 (1.07)	-0.06 (-0.63)	0.01 (0.05)	-0.17 (-1.72)	0.04 (0.43)	0.43 (4.78)	0.25 (2.55)
Segmentés, très différenciés	0.05 (0.36)	-0.12 (-1.10)	0.03 (0.25)	-0.14 (-1.29)	0.23 (2.26)	0.18 (1.74)	0.49 (5.29)	0.15 (1.46)	-0.05 (-0.50)

Source : Basé sur la ventilation par structure de marché présentée dans Oliveira Martins, *et al.* (1996); calculs sur la base des estimations de marges pour 1980-92 figurant dans les tableaux 1 et 2. Indicateurs des taux de concentration's tirés de Van Ark et Monnikhof (1996), des taux d'entrée tirés de Schwalbach (1991), *Management and Coordination Agency* (1989/90 et 1993/94) et Kleijweg et Lever (1994), de la taille des établissements tirés de la base de données SISI de l'OCDE (OCDE, 1995c), de l'intensité de capital, de l'intensité des exportations et du taux de pénétration des importations tirés de la base de données STAN de l'OCDE (OCDE, 1995, 1996), de l'intensité de R-D tirés de la base de données analytique DIRDE de l'OCDE (OCDE, 1995d), des taux de droits et indices NPF (nation la plus favorisée de l'OCDE) (OCDE, 1995, 1996), de l'intensité de R-D tirés de la base de données analytique DIRDE de l'OCDE (OCDE, 1995d), des taux de droits et indices BNT (barrières non-tarifaires) tirés de l'OCDE (1996b).

différenciés, la corrélation entre les barrières commerciales et les marges est négative, les barrières commerciales dans ces secteurs étant principalement utilisées pour protéger les entreprises non concurrentielles et non rentables. Dans les secteurs segmentés où la différenciation est faible, la Corrélation est positive et significative. Dans ces secteurs, la concurrence par les prix joue un rôle important et les barrières commerciales peuvent renforcer le pouvoir de marché des producteurs au niveau national.

TAUX DE MARGE ET CYCLE ÉCONOMIQUE

Un grand nombre d'études ont révélé que les marges de prix varient au cours du cycle économique¹⁷ Toutefois, la méthodologie retenue par Hall pour estimer les marges, qui est reprise dans la plupart des études, se prête mal à une évaluation du comportement des marges vis-à-vis du cycle. En effet, les marges de prix élevées souvent obtenues à partir de la méthodologie de Hall sont susceptibles d'entraîner des biais et des résultats peu concluants en termes de cyclicalité. Par exemple, les entreprises peuvent réagir différemment aux modifications de la demande selon que leurs marges sont très élevées ou positives mais faibles¹⁸. Au contraire, les estimations de marges présentées dans la présente étude sont susceptibles de mettre en évidence de façon plus robuste le comportement des entreprises en matière de prix au cours du cycle économique, dans la mesure où elles constituent des estimations plus plausibles et proches des observations tirées des études microéconomiques.

La littérature théorique n'offre pas de réponse définitive sur le caractère pro ou anticyclique des marges de prix. Ceci dépend probablement de la situation spécifique du marché des produits sur lequel intervient chaque entreprise. Par exemple, en régime de concurrence monopolistique, les entreprises peuvent juger efficace de fixer des marges anticycliques. Les conditions d'optimisation des bénéfices impliquent que la marge soit une fonction inverse de l'élasticité de la demande. Cette dernière tend à être procyclique si, par exemple, la variété des produits est également procyclique (Kalecki, 1938; Weitzman, 1982). Un résultat similaire serait obtenu si les entreprises jugeaient que la situation optimale était de développer leur base de clientèle en phase ascendante du cycle, comme le suggèrent Bills (1989) et Phelps, ce dernier dans son modèle de « marché client » (Phelps, 1994). Certains modèles de collusion suggèrent également des marges anticycliques. Par exemple, si après défection les entreprises ayant abandonné un cartel sont capables d'élargir leurs parts de marché en période d'expansion, les gains de cette défection peuvent l'emporter sur les pertes à long terme liées à la sanction par les membres du cartel (Rotemberg et Saloner, 1986; Chevalier et Scharfstein, 1996). Si au contraire les entreprises interviennent sur des marchés oligopolistiques avec des produits homogènes, le comportement de chaque entreprise dépend des réactions qu'elle attend de tous les autres concurrents¹⁹. Dans ces conditions, le caractère

cyclique des marges est fonction des spécificités du marché, telles que l'existence de contraintes en matière de capacité. Si les entreprises opèrent à pleine capacité et ne sont ainsi pas en mesure d'accroître leur production en réaction à un concurrent (modèle de concurrence de Cournot), les marges sont alors susceptibles d'être procycliques du fait que les contraintes de capacité sont procycliques

Le fait que les marges soient pro ou anticycliques devient alors une question empirique. Supposons une simple relation entre l'indice de Lerner et la variable de substitution des variations du cycle économique, comme suit:

$$B_t = \bar{B} + \gamma \cdot CYCL, \quad [9]$$

où \bar{B} est une composante fixe correspondant à la marge moyenne au cours du cycle. Un signe négatif (positif) de γ indique des marges anticycliques (procycliques). La nouvelle équation d'estimation ne peut être obtenue en insérant simplement la relation [9] dans notre équation d'estimation [5] ci-dessus. Il convient de prendre en compte le fait qu'un indice de Lerner variable a des implications différentes en ce qui concerne les résiduels de Solow « primal » et son « dual » (voir annexe I pour plus de détails). Compte tenu de ces considérations, la formulation correcte de l'équation [5], dans l'hypothèse de rendements d'échelle constants ($\lambda = 1$), est la suivante :

$$\Delta y_t = \bar{B} \cdot \Delta x_t + \gamma (CYCL_t \cdot \Delta x_t + ACYCL_t) + \varepsilon_t \quad [10]$$

où Δy_t et Δx_t sont définis comme précédemment.

Dans l'idéal, la variable cyclique (CYCL) devrait tenir compte des variations de la demande dans chaque secteur. Dans la pratique, compte tenu des limites associées aux données, la plupart des études empiriques ont opté pour une mesure agrégée du cycle. Il y a évidemment un arbitrage à faire entre le fait de ne pas tenir compte des différences entre les conditions de la demande sectorielle, d'une part, et une plus grande précision dans l'utilisation d'une mesure agrégée, d'autre part, compte tenu de la plus grande quantité d'informations disponibles sur les contraintes structurelles et les limites à la production au niveau agrégé. En dépit de cet arbitrage, une mesure agrégée ne semble pas appropriée dans le contexte de la présente étude. En particulier, étant donné que la production sectorielle (censée refléter la demande sectorielle) influe déjà sur la première variable explicative de l'équation d'estimation [5], une variable agrégée est peu susceptible d'exercer une influence explicative significative sur la régression²⁰. En conséquence, nous avons opté pour une mesure du cycle fondée sur l'écart de production du secteur qui met en relation production sectorielle réelle et tendancielle²¹.

Deux formes fonctionnelles de l'équation [10] ont été estimées. Premièrement, on a laissé varier le paramètre γ entre les secteurs et les pays. Deuxièmement, étant donné que le caractère cyclique des marges tend à être fonction de la typologie de la structure du marché, l'équation [10] a également été estimée en laissant varier γ

uniquement entre les quatre groupes de marchés définis ci-dessus, c'est-à-dire en le maintenant constant dans les secteurs de chaque groupe. L'équation [10] n'a été estimée que pour le secteur manufacturier.

Dans les estimations par secteur (non présentées)²², le paramètre γ est négatif dans la plupart des cas, ce qui implique des marges anticycliques²³. Ces résultats corroborent les travaux de Bils (1987), Rotemberg et Woodford (1992) et Morrison (1994), qui ont conclu à l'existence de marges anticycliques dans le secteur manufacturier américain²⁴. Nos résultats trouvent à s'appliquer à un échantillon plus large de pays de l'OCDE. Le tableau 6 présente sommairement les observations empiriques en faveur du caractère anticyclique des marges, les résultats étant agrégés en fonction de la typologie du marché. La variable cyclique est négative et significativement différente de zéro dans 75 pour cent des cas. Il est important de noter que l'introduction de la variable cyclique tend à améliorer l'estimation statistique de la marge. De plus, cet ajustement ne modifie pas considérablement la valeur moyenne de la marge telle qu'elle est estimée ci-dessus. En conséquence, les résultats antérieurs peuvent être considérés comme une bonne approximation de la marge moyenne, bien que celle-ci soit variable.

Ces résultats montrent également qu'il existe des différences importantes de sensibilité des marges au cycle suivant la structure du marché. L'effet estimé du cycle sur les marges tend à être plus important dans les secteurs segmentés que dans les secteurs fragmentés. Ceci semble confirmer l'hypothèse selon laquelle la nature anticyclique des marges est le résultat d'une concurrence accrue durant les périodes d'expansion économique. Ce phénomène est probablement plus évident pour les secteurs caractérisés par la prédominance de grandes entreprises dotées d'un pouvoir de marché.

L'intérêt des résultats que nous avons obtenus est qu'ils fournissent des éclaircissements sur certains phénomènes macroéconomiques. En particulier, une marge anticyclique offre une explication possible à l'énigme bien connue des *salaires réels procycliques*²⁵. Cette énigme tient à la tendance qu'ont les salaires réels agrégés à aller dans la même direction que la production et l'emploi au cours des périodes d'expansion. En présence de marges anticycliques, ce phénomène est parfaitement plausible dans la mesure où le mouvement négatif des prix à la production a tendance à déplacer la courbe de demande de travail et à générer ainsi un mouvement simultané de la production et des salaires réels. En outre, cette hypothèse réduirait la nécessité de s'appuyer uniquement sur les chocs induits par la technologie pour expliquer les variations macroéconomiques (Barsky et Solon, 1989; Rotemberg et Woodford, 1991).

Tableau 6. **Sensibilité des marges au cycle économique, 1970-92**
 Estimation des coefficients γ suivant la structure du marché, valeur du t de *Student* entre parenthèses¹

	Secteurs fragmentés				Secteurs segmentés			
	Peu différenciés		Très différenciés		Peu différenciés		Très différenciés	
États-Unis	-0.065	(-2.12)	-0.158	(-4.63)	-0.115	(-4.06)	-0.130	(-8.16)
Japon	-0.021	(-0.58)	-0.031	(-0.56)	-0.063	(-2.46)	-0.142	(-4.64)
Allemagne	-0.135	(-4.03)	-0.234	(-4.54)	-0.187	(-8.67)	-0.281	(-9.86)
France	-0.078	(-1.45)	-0.077	(-0.49)	-0.019	(-0.47)	-0.067	(-1.28)
Italie	-0.158	(-2.13)	-0.030	(-0.22)	-0.088	(-1.48)	-0.114	(-1.89)
Royaume-Uni	-0.001	(-0.04)	-0.008	(-0.14)	-0.065	(-1.95)	0.012	(0.33)
Canada	-0.026	(-0.94)	0.048	(0.68)	-0.114	(-4.72)	-0.184	(-8.14)
Australie	-0.091	(-1.83)	-0.046	(-0.34)	-0.150	(-3.06)	-0.269	(-4.40)
Belgique	-0.093	(-3.99)	0.102	(2.11)	-0.106	(-8.32)	-0.071	(-1.56)
Danemark	-0.071	(-2.93)	-0.118	(-2.49)	-0.130	(-7.44)	-0.093	(-2.85)
Finlande	-0.123	(-2.30)	-0.255	(-4.42)	-0.263	(-8.27)	-0.296	(-8.63)
Pays-Bas	-0.051	(-1.48)	-0.140	(-2.10)	-0.189	(-8.28)	-0.248	(-9.92)
Norvège	-0.066	(-1.77)	0.005	(0.13)	-0.186	(-6.25)	-0.123	(-6.05)
Suède	-0.120	(-2.64)	-0.077	(-2.46)	-0.127	(-3.85)	-0.250	(-7.32)

1. La variable cyclique est $[(O_A/O_T)-1]$, où O_A est la production observée et O_T la production potentielle obtenue par un filtre de H-P (voir le texte pour plus de détails). Un signe négatif (positif) du coefficient γ indique un **taux** de marge contre cyclique (procyclique).

Source : Calculs effectués à partir de la Base de données STAN de l'OCDE (OCDE, 1995, 1996).

OBSERVATIONS FINALES

Cette étude présente les estimations des écarts entre les prix et les coûts marginaux dans 36 branches manufacturières et sept secteurs de services pour 14 pays de l'OCDE. Les principaux résultats sont les suivants:

- En général, les marges estimées dans les secteurs manufacturiers sont positives et statistiquement significatives dans tous les pays considérés et dans presque toutes les branches manufacturières. Ceci semblerait indiquer que les exceptions à la concurrence parfaite sont très courantes dans ces secteurs.
- Les marges estimées dans les branches manufacturières sont substantiellement plus faibles, et davantage conformes aux taux de profit observés, que celles présentées dans les études antérieures. A quelques exceptions près, leur niveau s'étend de 5 à 25 pour cent.
- Les marges observées dans les secteurs de services sont généralement plus élevées que dans les branches manufacturières, ce qui semble indiquer que les exceptions à la concurrence parfaite sont encore plus fréquentes dans ces secteurs que dans le secteur manufacturier. Dans plusieurs secteurs de services, la réglementation visant à restreindre l'entrée tend à relever le niveau des marges.
- En ce qui concerne les industries manufacturières, le niveau des marges paraît lié à la structure du marché dans un secteur donné. Ces dernières sont substantiellement plus faibles dans les secteurs fragmentés que dans les secteurs segmentés.
- Les marges peuvent en partie être mises en rapport avec les conditions de concurrence par type de structure de marché. Les conditions d'entrée et l'ouverture au commerce international semblent contribuer à la variation des marges, même si cette incidence est fonction de la structure du marché.
- La variation des marges peut être attribuée en partie à des rentes d'innovation. L'intensité de la R-D entretient une corrélation positive avec les marges élevées dans les secteurs différenciés. En particulier, des marges élevées ont été observées en ce qui concerne les appareils de radio, télévision et télécommunication, les médicaments et produits pharmaceutiques et les équipements informatiques, tous secteurs dans lesquels l'existence de rentes d'innovation importantes est probable.
- Il existe une variation considérable des marges d'un pays à l'autre et d'un secteur à l'autre. Ceci dénote un rôle important des influences et des mesures propres à un pays.

- Au niveau de désagrégation sectorielle retenu dans cette étude, les tests de cyclicité des marges révèlent l'existence de marges de prix anticycliques dans la plupart des secteurs manufacturiers.

L'estimation et l'interprétation des taux de marge pourraient être améliorées à plusieurs égards. *Premièrement*, il importerait de décomposer les marges de manière à distinguer la part attribuable aux caractéristiques structurelles d'un secteur (et par conséquent non susceptible d'interventions directes) et aux rentes d'innovation (et ne constituant par conséquent pas un sujet d'intérêt particulier pour les décideurs) et la part liée aux barrières à l'entrée et à des mesures particulières. *Deuxièmement*, en présence d'imperfections du marché du travail, la marge estimée n'est pas une mesure entièrement appropriée des rentes totales sur le marché des produits, certaines rentes pouvant se manifester sous la forme d'avantages salariaux. *Troisièmement*, les estimations de marges peuvent être corrigées du biais potentiel à la baisse induit par des rendements croissants, des *coûts* fixes ou des rigidités d'ajustement. Il serait également intéressant de distinguer les différentes composantes de la marge totale attribuables à ces facteurs, des profits purs résultant de la différence entre prix et coûts moyens. *Quatrièmement*, les estimations de marges ne constituent qu'une mesure possible du Comportement des entreprises en matière de prix, et d'autres données seraient nécessaires pour tirer des conclusions probantes sur le degré de concurrence sur le marché des produits. *Cinquièmement*, les données empiriques sur les prix de marge dans l'économie pourraient avoir une incidence importante sur l'analyse des interactions macro-structurelles, en liaison avec la situation de concurrence imparfaite sur les marchés des produits.

NOTES

1. Plus précisément, selon **les** hypothèses de Solow, le théorème suivant devrait être énoncé : Le résiduel de productivité n'est pas corrélé avec toute variable qui n'est pas en corrélation avec le taux de croissance de la productivité (Hall, 1990).
2. D'autres causes possibles au caractère procyclique du résiduel de la productivité ont été évoquées dans les études récentes. Par exemple, Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1995) soutiennent que le stock de capital constitue un faible instrument de mesure des services en capital effectivement offerts. Basu et Fernald (1995) suggèrent que le caractère procyclique global (à l'échelle de l'ensemble de l'économie ou des secteurs) du résiduel peut être dû à des effets d'agrégation, alors que pour Basu (1996) l'énigme de la productivité procyclique ne peut être expliquée par la présence de rendements d'échelle croissants et suggère une autre explication fondée sur les variations cycliques de l'utilisation de la main-d'œuvre et du capital.
3. Voir **les** observations de Blanchard (1986) sur l'étude de Hall pour la question de la plausibilité et des implications de l'hypothèse d'orthogonalité des chocs de productivité sectoriels par rapport au cycle économique. Une corrélation entre chocs de productivité et cycle économique peut expliquer la raison pour laquelle l'élasticité estimée de la production à la main-d'œuvre est beaucoup plus élevée que la part du travail observée dans le revenu national. C'est l'hypothèse fondamentale qui sous-tend la théorie des cycles réels (RBC). L'approche de Hall offre un autre type d'explication fondé sur l'existence de marges positives.
4. Kalecki (1940) a mis au point une théorie de la concurrence imparfaite selon laquelle les entreprises fixent le prix des produits sur la base d'une marge par rapport aux coûts variables moyens. Cette hypothèse est désormais couramment retenue dans de nombreux modèles macroéconomiques.
5. Nous remercions Sveinbjorn Blöndal de nous avoir amené à cette idée.
6. Par exemple, si le ((véritable» coefficient B est de 0.25 et λ égal à 1.2, la marge estimée au moyen de l'équation de Roeger (c'est-à-dire en supposant $\lambda = 1$), sera de 1.10 et non de 1.33. A l'inverse, la présence de rendements d'échelle décroissants entraînera un biais à la hausse dans l'estimation de la marge.
7. Ces estimations utilisent les données disponibles sur **les** stocks de capital et la formation de capital tirées de la base de données sectorielles internationales de l'OCDE (Meyer zu Slochtern et Meyer zu Slochtern, 1994) et **les** informations détaillées sur la formation de

capital tirées de STAN pour établir les séries sur les stocks de capital au niveau de détail de la base de données **STAN**.

8. Pour le Canada, le Danemark et le Royaume-Uni, la valeur ajoutée sectorielle est disponible dans la base **STAN** au coût des facteurs, c'est-à-dire au net de tous les impôts indirects et des avantages. Dans les autres pays couverts par **STAN**, la valeur ajoutée sectorielle inclut les impôts indirects et subventions spécifiques, mais exclut les taxes à la valeur ajoutée et les droits à l'importation («valeur à la production»). Ceci signifie que l'ensemble des impôts indirects apparaîtra dans la valeur ajoutée sectorielle dans les pays où ces impôts sont prélevés directement sur les produits (par exemple, les États-Unis, le Japon et l'Australie), alors qu'ils ne seront pas reflétés dans la valeur ajoutée sectorielle dans les pays où les impôts indirects sont essentiellement prélevés sur la valeur ajoutée.
9. Bien que la base de données **STAN** ne soit pas aussi détaillée que les informations utilisées par Roeger pour calculer les marges dans le secteur manufacturier américain, le rapprochement entre les estimations de Roeger (1995) (fondées sur la valeur ajoutée) et de nos propres séries de données a produit des résultats proches.
10. La marge moyenne est une moyenne pondérée des marges sectorielles utilisant les pondérations de la production brute.
11. Toutefois, le taux de marge estimée pour les produits alimentaires au Japon – 1.35 – est relativement élevée par comparaison tant avec les autres pays qu'avec de nombreux autres secteurs au Japon.
12. La méthode de Hall a aussi été appliquée à d'autres pays (par exemple, Baba, 1995 pour le Japon et Van Dijk et Van Bergeijk, 1996 pour les Pays-Bas). En général, ces études révèlent également plusieurs secteurs aux marges très élevées, mais également plusieurs cas de marges négatives. Van Dijk et Van Bergeijk appliquent également la méthode de Roeger et estiment qu'elle donne des résultats plus plausibles.
13. Ces études sont passées en revue dans Encaoua (1989) et Beath et Katsoulacos (1991).
14. Shaked et Sutton (1983) soutiennent que les entreprises des secteurs caractérisés par une différenciation des produits ont tendance à relever le niveau des coûts fixes en réalisant des investissements stratégiques dans la publicité ou la R-D. De même, Leahy et Neary (1995) montrent que les coentreprises de R-D peuvent induire une forme d'entente – en abaissant les coûts fixes pour les collaborateurs – sur les marchés caractérisés par une différenciation.
15. Voir par exemple la tentative rapportée par Blanchard (1986, p. 326) d'estimer un lien trans-secteurs entre le niveau des marges estimées par Hall (1986) et les taux de concentration.
16. La classification en fonction de l'intensité de la R-D se fonde essentiellement sur l'intensité de la R-D par établissement. Les classifications en fonction de l'intensité de la R-D par unité produite, d'une part, et des dépenses cumulées de R-D (stocks de R-D) par unité produite, d'autre part, étaient pratiquement similaires, à deux exceptions près qui sont le secteur du tabac et les raffineries de pétrole. Ces secteurs correspondants ont été considérés comme segmentés à faible niveau de différenciation.

17. Voir entre autres, Bils (1987); Domovitz *et al.* (1988); Rotemberg et Woodford (1992); Morrison (1994); Haskel *et al.* (1995).
18. Voir, par exemple, les commentaires de Ramey (1991) sur l'analyse du caractère cyclique des marges par Rotemberg et Woodford (1991).
19. Il peut être démontré que sur un marché caractérisé par une concurrence oligopolistique, le niveau de marge d'une entreprise visant à l'optimisation des bénéfices est fonction du degré de concentration sur le marché et des réactions que celle-ci attend des autres entreprises suite à un changement de sa production.
20. Voir la critique de Jimenez (1996) au test de demande agrégée réalisé par Roeger (1995).
21. La production tendancielle a été obtenue en appliquant un filtre de Hodrick-Prescott aux séries de production. Le facteur de pondération a été fixé à 100.
22. Ces résultats ne sont pas présentés ici mais ils peuvent être obtenus auprès des auteurs sur demande.
23. Afin d'évaluer si les résultats obtenus soutiennent le choix de la variable cyclique, plusieurs formulations possibles de l'équation [10] ont été considérées. En particulier, deux mesures agrégées du cycle ont été envisagées : i) une mesure agrégée de l'utilisation des capacités; et ii) un indice agrégé de l'utilisation des facteurs, sur la base du rapport production réelle/production potentielle (Giorno *et al.*, 1995), la production potentielle étant tirée des estimations de l'OCDE (voir Giorno *et al.*, 1995). L'indice agrégé de l'utilisation des capacités est tiré des *Principaux indicateurs économiques de l'OCDE*. Par ailleurs, afin de prendre en compte les différences possibles de décalage temporel entre les réactions des marges aux variations du cycle économique, deux mesures différentes ont été retenues pour chaque variable cyclique : i) le niveau actuel de la variable et ii) une structure décalée de cinq ans. Dans le cas ii), la composante cyclique de l'indice de Lerner est définie comme :

$$CYCL_t = \sum_{i=0}^4 \varphi_i Z_{t-i}$$

où Z_t représente la position dans le cycle économique au moment t . Les résultats sont moins évidents si la mesure sectorielle du cycle est remplacée soit par l'indice agrégé de l'utilisation des capacités, soit par l'indice agrégé de l'utilisation des facteurs. Dans les deux cas, un certain nombre de secteurs font apparaître des marges procycliques alors que dans les autres les marges sont anticycliques ou stables. Comme nous l'avons souligné plus haut, ceci est probablement attribuable aux facteurs spécifiquement sectoriels qui ne sont pas totalement pris en compte par les mesures agrégées. Toutefois les différences constatées au niveau des résultats mettent également en évidence la nécessité de disposer d'une mesure plus précise des variations sectorielles de la demande que la mesure relativement simple de l'écart utilisée dans la présente étude. Il est intéressant de noter que l'utilisation d'une structure de décalage sur cinq ans à la place de la valeur actuelle de l'écart ne modifie pas les résultats de manière significative.

24. D'autres études concluent à l'existence de marges procycliques. Par exemple, Domowitz et *al.* (1988) pour le secteur manufacturier américain, Morrison (1994) pour l'industrie manufacturière canadienne et Haskel et *al.* (1995) pour ce même secteur au Royaume-Uni. Toutefois toutes ces études ont recours à des mesures agrégées du cycle qui, pour les motifs exposés dans le texte, présentent un certain nombre de limites évidentes,
25. Keane, Moffitt et Runkle (1988) ont toutefois avancé que les salaires réels procycliques pouvaient résulter d'un biais d'agrégation et que, si l'on considérait individuellement les variables spécifiques, les salaires réels pouvaient révéler un comportement anticyclique.

Annexe I

DÉRIVATIONS MATHÉMATIQUES**1) DÉRIVATION DE L'ÉQUATION [2] DU TEXTE :**

Pour une entreprise qui bénéficie du progrès technique dans l'utilisation du travail et du capital, l'expression suivante donne une approximation raisonnable de son coût marginal :

$$MC = \frac{W \cdot \Delta L + R \cdot \Delta K}{\Delta Q - \theta Q} \quad [A1]$$

dans laquelle Q est la valeur ajoutée réelle, W et R le taux salarial et le loyer du capital, respectivement et θ le taux du progrès technique. Au dénominateur, la variation de la production est ajustée du montant que représenterait l'accroissement de la production s'il n'y avait pas augmentation des facteurs de production. L'équation [A1] peut être réécrite comme suit :

$$\frac{\Delta q}{MC \cdot Q} = \frac{L}{Q} \Delta l + \frac{R \cdot K}{MC \cdot Q} \Delta k + \theta \quad [A2]$$

où les variables en minuscules indiquent les niveaux de logarithmes. En supposant une concurrence parfaite, les parts du capital et du travail dans la production évaluée aux coûts marginaux mesurent l'élasticité de la production par rapport aux intrants. En présence de rendements d'échelle constants, la somme de ces parts est égale à un¹. Selon ces hypothèses, et en définissant le taux de marge comme $\mu = P/MC$, l'équation [A2] peut être réécrite comme suit :

$$\Delta q = \mu \alpha \Delta l + (1 - \mu \alpha) \cdot \Delta k + \theta \quad [A3]$$

où $a = W \cdot L/P \cdot Q$, c'est-à-dire la part du travail dans la valeur ajoutée totale. En soustrayant $a (\Delta l - \Delta k)$ des deux membres de l'équation, on peut obtenir ce que l'on appelle le résiduel de Solow (SR) :

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = (\mu - 1) \cdot \alpha \cdot (\Delta l - \Delta k) + \theta \quad [A4]$$

En remplaçant $\mu = 1/(1 - B)$ dans l'équation [A4], il est possible d'obtenir l'équation [2] du texte :

$$SR = \Delta q - \alpha \Delta l - (1 - \alpha) \Delta k = B \cdot (\Delta q - \Delta k) + (1 - B) \cdot \theta \quad [A5] \quad \underline{III}$$

II) DÉRIVATION DE L'ÉQUATION [8] DU TEXTE :

Le taux de marge « moyen » (μ^a), c'est-à-dire le ratio entre prix et coûts moyens (AC), peut être obtenu comme suit :

$$\mu^a = \frac{P}{(W \cdot L + R \cdot K)/Q} = \frac{\mu}{\lambda} \quad [A6]$$

qui, par définition, est égal à l'écart entre les prix et les coûts marginaux rapporté à un indice des rendements d'échelle ($h=AC/MC$). En partant de l'hypothèse que ce taux de marge moyen est constant, la relation suivante peut être dérivée en retenant le différentiel total et en transformant l'équation [A6] en formule de taux de croissance :

$$\Delta(p + q) = \frac{\mu}{\lambda} \left(\frac{W \cdot L}{P \cdot Q} \Delta(w + l) + \frac{R \cdot K}{P \cdot Q} \Delta(r + k) \right) \quad [A7]$$

laquelle peut également être exprimée sous la forme suivante :

$$\Delta(p + q) = \frac{\mu}{\lambda} \alpha \cdot \Delta(w + l) + \left(1 - \frac{\mu}{\lambda} \alpha \right) \cdot \Delta(r + k) \quad [A8]$$

Enfin, en notant que $\mu = 1/(1 - B)$ et en ajoutant un terme d'erreur, l'équation [8] du texte peut être obtenue :

$$\Delta y_t = [\lambda \cdot (B - 1) + 1] \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [A9]$$

où Δx et Δy sont définis comme dans le texte.

III) DÉRIVATION DE L'ÉQUATION [10] DU TEXTE :

Le résiduel de Solow fondé sur le prix présenté dans l'équation [4] du texte repose sur trois liens fondamentaux (voir Roeger, 1995):

$$\Delta mc = \frac{W \cdot L}{C(\cdot)} \cdot \Delta w + \left(1 - \frac{W \cdot L}{C(\cdot)} \right) \cdot \Delta r - \theta \quad [A10]$$

et :

$$(1 - B) \cdot P = MC \quad [A11]$$

et, en supposant B constant:

$$\Delta mc = \Delta p \quad [A12]$$

où mc est le logarithme des coûts marginaux et $C(\cdot)$ représente les coûts totaux. Si, toutefois, B est défini comme dans l'équation [9] du texte de référence, l'équation [A12] devient :

$$\Delta mc = \Delta p - \frac{\gamma}{(1 - B)} \Delta CYCL \quad [A13]$$

et, en conséquence, l'équation [4] du texte devient :

$$SRP = \alpha \cdot \Delta w + (1 - \alpha) \cdot \Delta r - \Delta p = -B \cdot (\Delta p - \Delta r) + (1 - B) \cdot \theta - \gamma \cdot \Delta CYCL \quad [A14]$$

et, en prenant la différence entre le résiduel de Solow primal et son dual, la nouvelle formule (équation [10] du texte) devient :

$$\Delta y_t = \bar{B} \cdot \Delta x_t + \gamma \cdot (CYCL_t \cdot \Delta x_t + \Delta CYCL_t) + \varepsilon_t \quad [A15]$$

Annexe 2

PROBLÈMES DE MESURE

La principale source de données utilisée dans la présente étude est la base de données STAN de l'OCDE. La dernière version de STAN (OCDE, 1996) couvre 21 pays membres de l'OCDE et 36 secteurs manufacturiers (au niveau de 3-4 chiffres de la CITI) pour la période 1970-94. STAN fournit des données sur les variables suivantes : production, valeur ajoutée en prix courants et constants, formation brute de capital fixe, emploi (nombre de personnes engagées), rémunération de la main-d'œuvre, exportations et importations. Pour sept pays de l'OCDE (Autriche, Grèce, Islande, Mexique, Nouvelle-Zélande, Portugal et Espagne) couverts par STAN, les données disponibles ont été insuffisantes pour estimer les marges à un niveau de détail significatif.

La formule du loyer du capital est la suivante (Hall, 1990).

$$R = (\rho + \delta) \frac{1 - k - \tau d}{1 - \tau} p_k$$

où ρ est le coût réel des capitaux de l'entreprise, δ le taux de dépréciation du capital, k le taux effectif du crédit d'impôt lié à l'investissement, d la valeur actualisée des déductions fiscales pour amortissement, τ le taux d'imposition du capital et p_k le déflateur de la formation de capital fixe. Les termes liés aux taxes sur l'investissement, aux impôts sur le capital et aux déductions pour amortissement sont introduits sous forme logarithmique (« log-additive ») dans l'équation et ne présentent pas une forte variabilité dans le temps. Par conséquent, s'ils sont importants pour le calcul du *niveau* des coûts du capital, ces termes sont peu susceptibles d'exercer une forte influence sur les *taux de croissance* du loyer du capital. Par ailleurs, plusieurs de ces variables ne sont pas disponibles pour chaque pays ou secteur. C'est la raison pour laquelle le loyer du capital a été défini plus simplement comme suit :

$$R = [(i - \pi_e) + \delta] \cdot p_k \quad [A16]$$

où i est le taux d'intérêt nominal représentatif à long terme et π_e le taux d'inflation anticipé². La différence entre ces deux termes représente le coût réel anticipé des capitaux de l'entreprise. Le coefficient d peut être interprété ici comme le taux de mise au rebut correspondant au stock de capital brut³. Conformément aux séries

relatives au stock de capital, ce coefficient a été fixé à 5 pour cent dans tous les secteurs, ce qui équivaut à une durée moyenne de service de 20 ans. Le dernier terme p_k représente le déflateur à l'échelle de l'ensemble de l'économie pour la formation de capital fixe et il est tiré de la Base de données analytique de l'OCDE.

NOTES

1. D'autre part, si l'on suppose que le stock de capital demeure fixe d'une année sur l'autre, seul le facteur travail apparaît dans l'expression du **coût** marginal. Ceci permettrait le calcul d'estimations qui seraient indépendantes de la méthode de construction retenue pour les séries du stock de capital.
2. Les taux d'intérêt nominaux à long terme sont obtenus par approximation sur la base du rendement des obligations de référence du secteur public dont la maturité est de l'ordre de dix ans. Les anticipations inflationnistes sont obtenues en utilisant la composante à basse fréquence du pourcentage annuel de variation du déflateur du **PIB** à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott. Au cours du processus de filtrage, une valeur lambda de 1 600 a été retenue. Tant les taux d'intérêt nominaux à long terme que les déflateurs du **PIB** sont tirés de la Base de données analytique de l'OCDE (OCDE-BDA).
3. Il y a un arbitrage à faire entre l'utilisation du stock de capital brut et celle du stock de capital net. Le premier ne prend en compte que la mise au rebut physique, alors que le second prend aussi en compte l'amortissement économique. En général, le stock de capital brut se prête davantage à l'estimation d'une fonction de production, alors que le stock de capital net est plus adapté à la définition des coûts de production. Du point de vue de la méthodologie retenue dans cette étude, seules les variables nominales comptent. En conséquence, l'essentiel est de définir le coefficient δ de manière compatible avec les séries disponibles en matière de stock de capital.

BIBLIOGRAPHIE

- BABA, N. (1995), «On the Cause of Price Differentials between Domestic and Overseas Markets: Approach through Empirical Analysis of Markup Pricing», *BOJ Monetary and Economic Studies*, vol. 13, n° 2, pp. 45-74.
- BARSKY, R. et G. SOLON (1989), «Real Wages Over the Business Cycle», NBER *Working Papers*, n° 2888, Cambridge, MA.
- BASU, S. (1995), «Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare», *American Economic Review*, vol. 85, juin, pp. 512-531.
- BASU, S. et J. FERNALD (1995), «Aggregate Productivity Shocks and the Productivity of Aggregates», NBER *Working Papers*, n° 5382, Cambridge, MA.
- BASU, S. (1996), «Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilisation», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. CXI (3), pp. 719-751.
- BEATH, J. et Y. KATSOULACOS (1991), *The Economic Theory of Product Differentiation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- BILS, M. (1987), «The Cyclical Behaviour of Marginal Cost and Price», *American Economic Review*, vol. 77, n° 5, pp. 838-855.
- BILS, M. (1989), «Pricing in a Customer Market», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n° 4, pp. 699-718.
- BLANCHARD, O.J. (1986): «Market Structure and Macroeconomic Fluctuations – Comments», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 323-336.
- BRESNAHAN, T. (1989), «Empirical Studies of Industries with Market Power», in: R. Schmalensee and R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.
- BURNSIDE, C., M. EICHENBAUM et S. REBELO (1995), «Capital Utilization and Returns to Scale», NBER *Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA.
- CABALLERO, R.J. et R.K. LYONS (1989), «The Role of External Economies in U.S. Manufacturing», NBER *Working Papers*, n° 3033, Cambridge, MA.
- CABALLERO, R.J. et R.K. LYONS (1990), «Internal versus External Economies in European Industry», *European Economic Review*, vol. 34, n° 4, juin, pp. 805-830.
- CHEVALIER, J.A. et D.A. SCHARFSTEIN (1996), «Capital-market Imperfections and Countercyclical Markups: Theory and Evidence», *American Economic Review*, vol. 86, n° 4, pp. 703-725.

- DIXIT, A. et J. STIGLITZ (1977), « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, Vol. 67, pp. 297-308.
- DOMOWITZ, I., R. HUBBARD, R. GLENN et B. PETERSEN (1988), ((Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing», *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, février, pp. 55-66.
- ENCAOUA, D. (1989), «Product Differentiation and Market Structure: A Survey», *Annales d'Économie et Statistique*, n° 15/16, pp. 51-83.
- GEROSKI, P., P. GREGG et J. VAN REENEN (1996), 'Imperfections des marchés et emploi', *Revue économique de l'OCDE*, vol. 26, 1996/II, pp. 133-178.
- GIORNO, C., P. RICHARDSON and W. SUYKER (1995), «Technical Progress, Factor Productivity and Macroeconomic Performance in the Medium Term», *OECD Economics Department Working Papers*, n° 157, Paris, (en anglais seulement).
- JIMENEZ, M. (1996), «Estimating Mark-ups in the Manufacturing Using the Solow Residual and the Dual Solow Residual», rapport présenté à la Conférence annuelle de l'Association de Recherche européenne en économie industrielle, Vienne.
- HALL, R.E. (1986), ((Market Structure and Macroeconomic Fluctuations)), *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 285-338.
- HALL, R.E. (1988), «The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry», *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 5, pp. 921-947.
- HALL, R.E. (1990), «The Invariance Properties of Solow's Productivity Residual», in P. Diamond (éd.), *Growth, Productivity, Unemployment*, MIT Press, Cambridge, MA.
- HALL, R.E. et D.W. JORGENSON (1967), «Tax Policy and Investment Behavior», *American Economic Review*, vol. 57, juin, pp. 391-414.
- HASKEL, J., C. MARTIN and I. SMALL (1995), «Price, Marginal Cost and the Business Cycle», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57.
- HØJ, J., T. KATO et D. PILAT (1996), «Déréglementation et privatisation dans le secteur des services», *Revue économique de l'OCDE*, vol. 25, 1995/II, pp. 37-74.
- KALECKI, M. (1938), «The Determinants of the Distribution of National Income», *Econometrica*, vol. 6, avril, pp. 97-112.
- KALECKI, M. (1940), «The Supply Curve of an Industry under Imperfect Competition», *Review of Economic Studies*, vol. 7, pp. 91-112.
- KEANE, M., R. MOFFITT et D. RUNKLE (1988), «Real Wages over the Business Cycle : Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data», *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 1232-1266.
- KLEIJWEG, A.J.M. et M.H.C. LEVER (1994), «Entry and Exit in Dutch Manufacturing Industries», *EIM Research Report* n° 9409.
- LEAHY, D. et P. NEARY (1995), ((Public Policy Towards R&D in Oligopolistic Industries)), présenté à l'Atelier du CEPR sur «R&D spillovers» à Lausanne.
- Management and Co-ordination Agency (1989/90 and 1993/94), *Japan Statistical Yearbook*, Statistical Bureau, Tokyo.

- MEYER ZU SLOCHTERN, F. et J. MEYER ZU SLOCHTERN (1994), «An Intersectoral Data Base for Fourteen OECD Countries», OECD Economics Department Working Papers, n° 145, Paris. (anglais seulement.)
- MORRISON, C.J. (1994), «The Cyclical Nature of Markups in Canadian Manufacturing : A Production Theory Approach», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 9, n° 3, pp. 269-282.
- NORRBIN, S. (1993), «The Relation between Price and Marginal Cost in US. Industry: A Contradiction», *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 6, pp. 1149-1164.
- OCDE (1995), *La base de données STAN de l'OCDE pour l'analyse de l'industrie, 1974-1993*, Paris.
- OCDE (1995a), *Base de données sectorielles internationales de l'OCDE*, Paris.
- OCDE (1995b), *La base de données entrées-sorties de l'OCDE*, Paris.
- OCDE (1995c), *Base de données SISI de l'OCDE*, Paris.
- OCDE (1995d), *Base de données analytique sur la DIRDE de l'OCDE*, Paris.
- OCDE (1996), *La base de données STAN de l'OCDE pour l'analyse de l'industrie, 1975-1994*, Paris.
- OCDE (1996a), *Services: Mesure de la valeur ajoutée réelle annuelle*, Paris.
- OCDE (1996b), *Indicateurs des barrières tarifaires et non tarifaires*, Paris.
- OLIVEIRA MARTINS, J. (1994), ((Structure du marché, échanges et salaires dans l'industrie)), *Revue économique de l'OECD*, n° 22, printemps, pp. 143-168.
- OLIVEIRA MARTINS, J. (1995). «A Taxonomy of Market Structures», OECD Economics Department (mimeo) (anglais seulement)
- OLIVEIRA MARTINS, J. S. SCARPETTA et D. PILAT (1996), «Mark-up Ratios in Manufacturing Industries: Estimates for 14 OECD Countries», OECD Economics Department Working Papers, n° 162, Paris (anglais seulement)
- PANZAR, J. (1989), «Technological Determinants of Firm and Industry Structure)), in: R. Schmalensee, and R. Willig (éd.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.
- PHELPS, E.S. (1994), *Structural Slumps: A Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- ROEGER, W. (1995), «Can Imperfect Competition explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US manufacturing», *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 2, pp. 316-330.
- ROTEMBERG, J. et J. SALONER (1986), «A Super-game-Theoretic Model of Business Cycles and Price Wars During Booms», *American Economic Review*, juin, vol. 76, pp. 390-407.
- ROTEMBERG, J. et M. WOODFORD (1992), «Mark-ups and the Business Cycle)), *NBER Macroeconomic Annual*, NBER.
- SCHMALENSEE, R. (1989), «Inter-industry Studies of Structure and Performance)), in: R. Schmalensee and R. Willig (éd.), *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.

- SCHWALBACH, J. (1991), «Entry, Exit Concentration and Market Contestability», in: P. Geroski and J. Schwalbach (éd.), *Entry and Market Contestability*, Basil Blackwell, Oxford.
- SHAKED, A. et J. SUTTON (1983), «Natural Oligopolies», *Econometrica*, vol. 51, pp. 1469-1484.
- SHAPIRO, M. (1987), «Measuring Market Power in U.S. Industry», *NBER Working Paper*, n° 2212, Cambridge, MA.
- SILVESTRE, J. (1993), «The Market-Power Foundations of Macroeconomic Policy», *Journal of Economic Literature*, vol. 31, mars, pp. 105-141.
- SOLOW, R. (1957), «Technical Changes and the Aggregate Production Function», *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312-320.
- SUTTON, J. (1991), *Sunk Costs and Market Structure*, MIT Press, Cambridge MA.
- SUTTON, J. (1995), «The Size Distribution of Business, Part I: A Benchmark Case», LSE/STICERD Working Papers E1/9.
- VAN ARK, B. et E. MONNIKHOFF (1996), «Size Distribution of Output and Employment: A Data Set for Manufacturing Industries in Five OECD Countries, 1960-1990», *OECD Economics Department Working Papers*, n° 166, Paris. (anglais seulement)
- VAN DIJK, M.A., et P.A.G. VAN BERGEIJK (1996), *€en sectoranalyse van markup-ratio's*, Discussienota 9601, ministère de l'Économie, La Haye.
- WEITZMAN, M. (1982), «Increasing Returns and the Foundations of Unemployment Theory», *Economic Journal*, vol. 100, pp. 787-804.