

La concurrence favorise-t-elle les gains de productivité ? Une analyse sectorielle dans les pays de l'OCDE

Romain Bouis et Caroline Klein*

Dans quelle mesure les différences internationales de gains de productivité horaire du travail au niveau sectoriel peuvent-elles s'expliquer par des différences d'intensité concurrentielle au sein des secteurs ? Les résultats d'une étude menée au niveau sectoriel au sein d'un ensemble de pays de l'OCDE et évaluant le degré de concurrence à partir de *markups* estimés économétriquement, indiquent la présence d'une relation non linéaire entre concurrence et gains de productivité du travail. Une augmentation de la concurrence serait bénéfique à la croissance de la productivité dans les secteurs où la concurrence est faible, mais néfaste au-delà d'un certain seuil. Ce dernier effet négatif paraît cependant fragile : le degré de concurrence n'a pas d'effet significatif sur les gains de productivité lorsque l'échantillon d'analyse comprend uniquement les secteurs les plus concurrentiels. Ainsi un accroissement de la concurrence augmenterait la productivité dans les secteurs peu concurrentiels mais serait sans effet sur les secteurs les plus concurrentiels.

Par ailleurs, l'effet de la concurrence sur les gains de productivité diffère selon le type de secteur. Dans les secteurs manufacturiers, caractérisés en moyenne par une concurrence et des coûts irrécouvrables relativement élevés, une intensification de la concurrence conduirait à un ralentissement des gains de productivité. Comme le suggère la Commission européenne (Roeger *et al.*, 2008), des marges suffisamment élevées seraient nécessaires pour stimuler l'innovation dans ces secteurs. En revanche, dans les services, où les coûts irrécouvrables sont moins présents et la concurrence relativement faible en moyenne, un accroissement de la concurrence favoriserait toujours les gains de productivité.

Une étude approfondie du rôle de la recherche-développement et plus généralement des coûts irrécouvrables, devrait compléter cette analyse afin de mieux comprendre les raisons de l'opposition entre services et secteurs manufacturiers dans la relation entre concurrence et gains de productivité.

* *Mission d'analyse macroéconomique des politiques économiques de la DGTPPE (MINEIE). Cet article n'engage que ses auteurs et ne reflète pas la position de la DGTPPE.*

La concurrence sur les marchés des produits est souvent évoquée comme un facteur de croissance économique (1). Accroître la concurrence dans un secteur permettrait en effet d'augmenter l'activité et l'emploi en abaissant le prix de vente des produits (2) mais aussi en améliorant la productivité du secteur grâce à des « gains statiques » agissant sur le niveau de la productivité et à des « gains dynamiques » augmentant son taux de croissance (3).

Les gains statiques de la concurrence découlent d'une part d'une meilleure réallocation des ressources rares (efficacité allocative) et d'autre part d'une amélioration de l'utilisation des facteurs de production des entreprises (efficacité productive) (4). Les gains dynamiques, qui apparaissent à plus long terme et ont des effets persistants, résultent d'une plus grande incitation des firmes à innover et à converger vers la frontière technologique, voire la déplacer.

L'existence de gains statiques ne fait guère l'objet de controverse. À l'inverse, de vifs débats opposent depuis plusieurs années les tenants de l'hypothèse d'efficacité dynamique de la concurrence à un courant insistant sur l'importance des rentes de monopole pour inciter les firmes à innover, et dont l'origine remonte à Schumpeter (1942).

Ces deux courants sont réconciliés par Scherer (1967) et plus récemment par Aghion *et al.* (2005) ainsi que par Askenazy *et al.* (2008) qui mettent en évidence la présence d'une relation empirique en forme de U inversé entre la concurrence et l'innovation : une augmentation de la concurrence serait initialement bénéfique à l'innovation mais néfaste au-delà d'un certain niveau de concurrence (5).

Pour autant, de nombreuses études empiriques concluent à un effet positif de la concurrence sur le niveau comme sur la croissance de la productivité. À partir de données d'entreprises du Royaume-Uni, Nickell (1996) et Disney *et al.* (2000) montrent que certains indicateurs de concurrence (mesure du profit, concentration, parts de marché et ouverture internationale) expliquent positivement et significativement les gains de productivité. De la même manière, Okada (2005) trouve pour un échantillon de firmes japonaises de secteurs manufacturiers qu'une amélioration de la concurrence (définie comme une diminution du ratio de marge au niveau du secteur) favorise la croissance de la productivité. Enfin, Lelarge et Nefussi (2008) montrent que la concurrence des pays du Sud

a entraîné d'importantes dépenses en R&D en France, particulièrement dans les entreprises les plus productives.

Les études macroéconomiques aboutissent à des conclusions identiques. Pilat (1996) avance que certaines variables *proxy* du degré de concurrence (ouverture aux importations, taux d'entrée) peuvent en partie expliquer les écarts de productivité entre les États-Unis et l'Europe sur la période 1987-1993. L'impact positif de la concurrence sur le niveau de productivité est confirmé par Baily et Zitzewitz (2000). De même, Gordon (2004) attribue une partie des divergences d'évolution du taux de croissance de la productivité entre les États-Unis et l'Europe à des différences de niveaux de concurrence. Par ailleurs, Nicoletti et Scarpetta (2005) trouvent une relation significative et positive entre les indicateurs de dérèglementation des marchés des produits et les performances économiques des pays étudiés, notamment la productivité globale des facteurs.

L'objectif est ici double. Il s'agit d'une part d'étudier dans quelle mesure les différences internationales de gains de productivité d'un même secteur s'expliquent par des différences d'intensité concurrentielle et d'autre part, de tester économétriquement la présence éventuelle d'une relation non linéaire entre gains de productivité et concurrence. Précisons bien qu'il ne s'agit pas de tester spécifiquement le modèle microéconomique d'Aghion *et al.* (2005), qui fournit une explication théorique parmi d'autres à la relation en U inversé, mais simplement d'étudier la présence d'une telle relation au niveau sectoriel.

L'échantillon d'analyse est composé de 11 pays de l'OCDE et d'une vingtaine de secteurs manufacturiers et de services. Le degré de concurrence au niveau de chaque secteur est évalué à partir d'une estimation économétrique des *markups* selon la méthode proposée par Roeger (1995). Le taux de croissance annuel moyen

1. FMI (2007) et MINEIE (2007).

2. Pour une évaluation de ces effets, voir par exemple Bouis (2008).

3. Cf. OCDE (2002), Commission européenne (2004) et Nicodeme et Sauner-Leroy (2007).

4. Dans un environnement concurrentiel, les firmes sont en effet incitées à utiliser leurs ressources productives de façon plus rationnelle, réduisant « l'inefficacité X » (Leibenstein, 1966).

5. Aghion *et al.* (2005) développent un modèle microéconomique montrant que des entreprises au sein d'un même secteur réagissent différemment à une intensification de la concurrence selon leur position par rapport à la frontière technologique et le niveau initial de la concurrence. Askenazy *et al.* (2008) montrent en outre que la concurrence a un effet limité sur les entreprises de taille relativement petite.

de la productivité horaire du travail de chaque secteur enregistré sur la période 1993-2004 est régressé sur le *markup* du secteur ainsi que sur plusieurs variables de contrôle telles l'écart de productivité par rapport au pays leader en 1992, le taux de croissance annuel moyen des heures travaillées par travailleur ainsi que des effets fixes pays et secteurs.

L'analyse présentée ici se démarque de la littérature existante pour au moins deux raisons. Premièrement, elle exploite des données sectorielles : à notre connaissance, peu d'études traitent de la relation entre concurrence et productivité au niveau sectoriel (6). Pourtant, une analyse sectorielle permet de prendre en compte l'hétérogénéité du tissu productif tout en conservant la possibilité d'une comparaison internationale. De plus, ce type d'étude permet d'identifier spécifiquement l'effet de la concurrence sur les performances des secteurs, en ignorant l'impact de la concurrence sur la composition sectorielle de l'économie.

Deuxièmement, le facteur de marge (*markup*) estimé économétriquement est considéré comme indicateur de concurrence. La plupart des études macroéconomiques ou sectorielles recourent à des indicateurs de moyens et non de résultats (comme les indicateurs de réglementation de l'OCDE). Le *markup*, rapport entre prix et coût marginal, permet d'évaluer le degré de concurrence prévalant effectivement dans les différents secteurs.

La disponibilité des données sectorielles et l'estimation des *markups* conditionnent les choix méthodologiques

En raison de la disponibilité et de la nature des données sectorielles (cf. encadré 1) 21 secteurs (12 secteurs manufacturiers et 9 secteurs de services) et 11 pays sont retenus dans notre échantillon d'analyse.

Les données ici utilisées présentent un certain nombre de limites. D'une part, elles sont extraites de la première version de la base *EU KLEMS*, la version révisée plus récente et plus fiable n'étant pas disponible au moment de la réalisation de l'étude. D'autre part, de manière générale et dans *EU KLEMS* en particulier, certaines conventions comptables peuvent introduire des erreurs de mesure non négligeables.

Le traitement comptable du travail intérimaire par exemple, introduit un biais dans la mesure

des gains de productivité. En effet, dans certains pays, le travail intérimaire est classé dans la branche « services aux entreprises » et non dans les branches utilisatrices. Cette convention comptable conduit à surestimer les gains de productivité dans les secteurs utilisateurs lorsque le recours à l'intérim augmente. Pour la France, Gonzalez (2002) montre que la croissance de la productivité est sous-estimée dans les services de 0,2 point et surestimée dans l'industrie entre 0,5 et 1 point entre 1996 et 2000 en raison de cet artefact statistique. La productivité devrait donc être mesurée en ventilant les emplois intérimaires aux secteurs utilisateurs, ce qui n'est pas le cas dans la base *EU KLEMS* (7).

Le partage « volume-prix » pose également problème. La mesure des volumes consiste parfois, notamment dans les services, à évaluer les déflateurs en fonction des coûts de production, particulièrement du coût du travail. Lorsque les indices de prix sont construits à partir du coût salarial, la productivité calculée comme le ratio valeur ajoutée sur heures travaillées est proportionnelle à la part des salaires dans la valeur ajoutée (8). Cette mesure de la productivité du travail évalue donc à la fois l'évolution du partage de la valeur ajoutée entre capital et travail et l'évolution de l'efficacité productive du travail. Comme la répartition de la valeur ajoutée dépend du niveau de concurrence, il n'est pas possible de distinguer les effets de la concurrence sur la rémunération relative des facteurs, de ses effets positifs sur le potentiel de croissance. Par exemple, une augmentation de la concurrence conduirait à une hausse de la part des salaires dans la valeur ajoutée et se traduirait par une baisse comptable de la productivité du travail (Insee, 2004). Le partage « volume-prix » peut donc expliquer certains résultats contre-intuitifs. Les problèmes de partage « volume-prix » se concentrent dans les secteurs des services,

6. Une exception concerne une étude de la BCE (2006) sur les déterminants de la productivité du travail dans les services marchands non financiers qui montre que le niveau de réglementation (mesuré par les indicateurs sectoriels de réglementation développés par l'OCDE) a un impact négatif sur la croissance de la productivité du travail. Les résultats de l'étude diffèrent toutefois selon les secteurs considérés (par exemple, l'impact de l'indicateur de concurrence sur la croissance de la productivité du travail n'est pas statistiquement significatif dans les secteurs de l'hôtellerie-restauration ou de l'immobilier) et l'indicateur du degré de concurrence paraît contestable.

7. Dans *EU KLEMS*, le travail intérimaire ne fait pas l'objet d'un traitement particulier. Les conventions comptables n'ont pas été harmonisées sur ce point.

8. $\pi = \frac{VA_{valeur}}{P \cdot E} = \frac{VA_{volume} \cdot P}{aW \cdot E} = \frac{1}{a} \cdot txmrge$ avec π la productivité

par tête, VA la valeur ajoutée, P l'indice des prix, E l'emploi, W le coût du travail, $txmrge$ l'inverse de la part des salaires dans la valeur ajoutée.

SOURCES ET VARIABLES

Les données sectorielles

Les données sectorielles proviennent de la base *EU KLEMS*. Cette base de données a été construite par le *Groningen Growth and Development Centre* de l'université de Groningen (Pays-Bas) et financée par la Commission européenne dans le but d'analyser les déterminants de la croissance et de la productivité des pays membres de l'UE à un niveau sectoriel détaillé grâce à un travail d'harmonisation des données nationales. Elle couvre 27 pays (pays membres de l'Union européenne, Japon et États-Unis) et 71 secteurs (nomenclature NACE révision 1) sur la période 1970-2004. La base *EU KLEMS* est disponible à l'adresse suivante : <http://www.euklems.net>.

Des données sectorielles sont également disponibles dans la base STAN de l'OCDE en général jusqu'en 2002, mais certaines variables nécessaires à l'analyse (les services du capital et les heures travaillées) ne sont disponibles que pour un nombre très limité de pays.

Les données macroéconomiques

Les données macroéconomiques utilisées dans l'analyse sont issues de la base AMECO et de différentes bases de l'OCDE. La base AMECO est construite par la Commission européenne à partir des données d'Eurostat. Elle couvre les 27 pays de l'UE ainsi que les autres pays de l'OCDE. Cette base est disponible à l'adresse suivante :

http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/db_indicators8646_en.htm.

La part des dépenses en TIC dans le PIB est issue de la base de données de l'OCDE sur la productivité. Les indicateurs *Product Market Regulation* (PMR) et *Employment Protection Legislation* (EPL) sont également construits par l'OCDE : l'élaboration de ces indicateurs est détaillée dans les articles suivants : Conway *et al.* (2005) et OCDE (2004). L'ensemble des séries provenant des bases de l'OCDE est disponible sur le navigateur web OECD.stat. (<http://webnet.oecd.org/wbos/index.aspx>).

La sélection des pays

L'échantillon couvre 11 pays : l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas et le Royaume-Uni. Ces pays, dont les niveaux de productivité sont relativement proches, ont été sélectionnés afin de limiter les problèmes liés à l'hétérogénéité des paramètres et de rendre les résultats des estimations interprétables. Aussi la Pologne, la République Tchèque et la Slovaquie ont été exclues de l'échantillon. L'Allemagne et la Suède sont également écartées, en raison de l'absence de données sur les *markups* dans la décennie 1980.

La sélection des secteurs

Les données nécessaires à la construction des variables sont disponibles sur des périodes plus ou moins longues selon les pays et les secteurs. En général, les chances de disposer des données pour tous les pays sont plus faibles à un niveau de détail fin. D'un autre côté, considérer les secteurs à un niveau trop agrégé peut conduire à des écarts internationaux de productivité qui ne tiennent qu'à des effets d'agrégation sans contenu économique en raison de différences de composition des activités du secteur selon les pays (tel est par exemple le cas du secteur Cokéfaction, fabrication de produits pétroliers raffinés et de combustibles nucléaires).

Les secteurs sont donc sélectionnés au niveau le plus désagrégé possible, sous contrainte que les données nécessaires à l'estimation de *markups* soient disponibles pour l'ensemble des pays depuis le début des années 1980. Les secteurs des services non marchands, de l'agriculture, des activités immobilières et des services financiers sont exclus de l'analyse afin de limiter les erreurs de mesure et de garantir des résultats interprétables, leurs principes de comptabilité différant de ceux prévalant pour les autres secteurs. Le secteur des activités immobilières est également exclu, les variations de la productivité de ce secteur étant difficilement interprétables. En effet, dans ce secteur, la valeur ajoutée est constituée pour une part importante des loyers imputés, y biaisant la mesure de la productivité du travail. 21 secteurs dont 12 secteurs manufacturiers et 9 secteurs de services sont finalement retenus. Les services sont ici définis au sens large : ils incluent notamment les secteurs de la production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau, de la construction, de la distribution, des services aux entreprises et aux particuliers.

La sensibilité des résultats à la composition sectorielle de l'échantillon est testée en supprimant des données les services aux entreprises, les postes et télécommunications et la production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau. Le secteur des services aux entreprises doit en effet être traité avec précaution du fait de l'externalisation de nombreuses activités du secteur manufacturier vers le secteur des services aux entreprises sur la période d'observation (plusieurs activités de ce secteur – activités de restauration, de recherche-développement – autrefois internes aux entreprises manufacturières étaient classées dans le secteur manufacturier jusqu'à leur externalisation dans les années 1980 et 1990). Les secteurs des postes et télécommunications et de la production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau ont pour leur part connu d'importantes mutations sur la période d'étude et se distinguent des autres en termes de niveau de concurrence.

La construction des variables sectorielles

Le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail par travailleur est défini comme le



particulièrement dans les secteurs non marchands, le secteur financier et le secteur des services aux entreprises où l'observation des prix de vente est difficile (9). Selon l'OCDE (1996), dans certains pays, les prix dans les secteurs « transport et entreposage », « poste et télécommunication » et « commerce et distribution » sont mesurés par des méthodes indirectes par le coût des entrants notamment. Les secteurs non marchands et le secteur financier sont exclus de l'analyse et la sensibilité des résultats à la pré-

sence dans l'échantillon des secteurs présentant des erreurs de mesure est testée.

Enfin, l'estimation des *markups* nécessite de calculer le résidu de Solow (cf. encadré 2) et donc de mesurer le flux des services produits par le capital. Cette série est construite dans *EU KLEMS* à partir de nombreuses hypothèses

9. Cf. OCDE (1996) et Eurostat (2001).

Encadré 1 (suite)

taux de croissance annuel moyen du ratio valeur ajoutée / nombre annuel d'heures travaillées par travailleur pour chaque secteur.

L'écart de productivité avec le pays leader pour un secteur et un pays donnés est calculé comme le rapport entre le niveau maximal de productivité de ce secteur en 1992 (soit la productivité horaire du travail exprimée en parité de pouvoir d'achat (PPA) la plus élevée en 1992 (pays leader) au sein d'un groupe de 13 pays sélectionnés) et le niveau de productivité du secteur dans le pays en question.

Le taux de croissance annuel moyen des heures travaillées par travailleur pour chaque secteur et chaque

pays est calculé à partir d'une variable directement disponible dans la base *EU KLEMS* (cf. tableau).

L'indice de Lerner B et le *markup* μ qui lui est associé sont issus d'une estimation économétrique, dont la méthodologie est présentée dans l'encadré 2 et fait intervenir des variables sectorielles (la production en valeur, la part de la rémunération du travail dans la production – calculée à partir du nombre total de travailleurs, du nombre de salariés et de la masse salariale – la part des consommations intermédiaires dans la production, l'indice en volume des services du capital) et des variables macroéconomiques (le taux d'intérêt réel de long terme, le déflateur de la FBCF pour l'ensemble de l'économie).

Tableau

Variables des bases *EU KLEMS*, *AMECO* et *OCDE* utilisées dans l'étude

Sectorielle	Description	Source
oui	Indice en volume des services du capital (base 100 en 1995)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Masse salariale (millions, monnaie nationale)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Nombre de travailleurs (milliers)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Nombre de salariés (milliers)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Production en valeur (millions, monnaie nationale)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Indice des prix de production (base 100 en 1995)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Nombre d'heures travaillées par travailleur (millions)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Consommations intermédiaires au prix courant des acheteurs	<i>EU KLEMS</i>
non	Déflateur de la FBCF pour l'ensemble de l'économie	<i>AMECO</i>
oui	Parité de pouvoir d'achat sectorielle (en monnaie nationale par euro allemand, 1997)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Valeur ajoutée à prix courant (millions, monnaie nationale)	<i>EU KLEMS</i>
oui	Valeur ajoutée en volume, base 100 en 1995	<i>EU KLEMS</i>
oui	Part des heures travaillées par les travailleurs hautement qualifiés dans le volume horaire total	<i>EU KLEMS</i>
oui	Part des salaires des travailleurs hautement qualifiés dans la masse salariale totale	<i>EU KLEMS</i>
oui	Part des heures travaillées par les 15-29 ans dans le total des heures travaillées	<i>EU KLEMS</i>
oui	Part des heures travaillées par les 30-49 ans dans le total des heures travaillées	<i>EU KLEMS</i>
oui	Part des heures travaillées par les plus de 50 ans dans le total des heures travaillées	<i>EU KLEMS</i>
non	Taux d'intérêt réel de long terme	<i>AMECO</i>
non	Part des dépenses en TIC de l'économie dans le PIB	<i>OCDE</i>
non	Indicateur <i>Product Market Regulation</i> (PMR)	<i>OCDE</i>
non	Indicateur <i>Employment Protection Legislation</i> (EPL)	<i>OCDE</i>

Encadré 2

LA MÉTHODE D'ESTIMATION DES FACTEURS DE MARGE DE ROEGER (1995)

Le facteur de marge (ou *markup*) est évalué pour chaque secteur en utilisant la méthode développée par Roeger (1995) détaillée ici.

Le coût marginal d'une firme peut être exprimé comme suit :

$$Cm = \frac{W\Delta L + R\Delta K}{\Delta Q - \theta Q}$$

où Q est la valeur ajoutée (réelle), W , le salaire, R le coût du capital et θ le taux du progrès technique.

De l'expression du coût marginal, on déduit et on transforme comme suit :

$$\frac{\Delta Q - \theta Q}{Q} = \frac{W\Delta L + R\Delta K}{CmQ} = \frac{WL}{CmQ} \frac{\Delta L}{L} + \frac{RK}{CmQ} \frac{\Delta K}{K}$$

Soit :
$$\frac{\Delta Q}{Q} = \frac{WL}{CmQ} \frac{\Delta L}{L} + \frac{RK}{CmQ} \frac{\Delta K}{K} + \theta.$$

Lorsque les rendements d'échelle sont constants, les parts du capital et du travail dans la valeur ajoutée ont pour somme l'unité. Le *markup* est défini par le rapport entre le prix de la valeur ajoutée P et le coût marginal Cm ($\mu = P / Cm$). En notant $\alpha = WL / PQ$, on obtient :

$$\frac{\Delta Q}{Q} = \mu \alpha \frac{\Delta L}{L} + (1 - \mu \alpha) \frac{\Delta K}{K} + \theta.$$

En soustrayant $\alpha \frac{\Delta L}{L} + (1 - \alpha) \frac{\Delta K}{K}$ des deux côtés de l'équation et en réarrangeant, on obtient le résidu de Solow :

$$RS = \frac{\Delta Q}{Q} - \alpha \frac{\Delta L}{L} - (1 - \alpha) \frac{\Delta K}{K} = (\mu - 1) \alpha \left(\frac{\Delta L}{L} - \frac{\Delta K}{K} \right) + \theta.$$

Le résidu de Solow peut se réécrire en fonction de l'indice de Lerner noté B

avec :
$$B = \frac{P - Cm}{P} = 1 - \frac{1}{\mu},$$

soit :

$$RS = \frac{\Delta Q}{Q} - \alpha \frac{\Delta L}{L} - (1 - \alpha) \frac{\Delta K}{K} = B \left(\frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta K}{K} \right) + (1 - B) \theta.$$

Le résidu de Solow représente l'excès de la croissance de la production relativement à celle des facteurs de production (pondérés par leur importance dans la fonction de production). En situation de concurrence parfaite ($B = 0$), le résidu de Solow est indépendant du taux de croissance du ratio production / capital $\frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta K}{K}$

et est égal au taux du progrès technique θ . Dans la réalité, cette propriété, connue sous le nom de propriété d'invariance du résidu de Solow, n'est pas observée. En

effet, comme le rappellent Oliveira Martins *et al.* (1996a), le résidu de Solow mesuré dans les périodes d'expansion est supérieur au résidu observé dans les années de récession, probablement à cause de la violation de l'hypothèse de concurrence parfaite ($B > 0$).

Roeger (1995) montre qu'une expression équivalente peut être obtenue pour un résidu de Solow basé sur les prix

$$RS_P = \alpha \frac{\Delta W}{W} + (1 - \alpha) \frac{\Delta R}{R} - \frac{\Delta P}{P} = -B \left(\frac{\Delta P}{P} - \frac{\Delta R}{R} \right) + (1 - B) \theta.$$

Ce résidu « basé sur les prix » représente l'excès de croissance du coût unitaire relativement à celle des prix.

En soustrayant RS_P de RS et en ajoutant un terme d'erreur, on obtient une expression permettant d'estimer B

$$\Delta y_t = B \Delta x_t + \varepsilon_t,$$

où

$$\Delta y = \left(\frac{\Delta Q}{Q} + \frac{\Delta P}{P} \right) - \alpha \left(\frac{\Delta L}{L} + \frac{\Delta W}{W} \right) - (1 - \alpha) \left(\frac{\Delta K}{K} + \frac{\Delta R}{R} \right),$$

est le résidu de Solow nominal et

$$\Delta x = \left(\frac{\Delta Q}{Q} + \frac{\Delta P}{P} \right) - \left(\frac{\Delta K}{K} + \frac{\Delta R}{R} \right),$$

est le taux de croissance du ratio production/capital nominal. L'intérêt de cette méthode est que les prix et les volumes peuvent être groupés si bien que seules les variables nominales sont nécessaires pour l'estimation.

Il est possible d'étendre la démarche en incorporant les consommations intermédiaires. Dans ce cas, le *markup* se définit comme le ratio entre le coût marginal et le prix de production, et non plus le prix de la valeur ajoutée. La variable dépendante et les variables explicatives deviennent :

$$\Delta y_{prod} = \left(\frac{\Delta Q_{prod}}{Q_{prod}} + \frac{\Delta P_{prod}}{P_{prod}} \right) - \alpha_{prod} \left(\frac{\Delta L}{L} + \frac{\Delta W}{W} \right) - \beta_{prod} \left(\frac{\Delta N}{N} + \frac{\Delta P_{ci}}{P_{ci}} \right) - (1 - \alpha_{prod} - \beta_{prod}) \left(\frac{\Delta K}{K} + \frac{\Delta R}{R} \right),$$

$$\Delta x_{prod} = \left(\frac{\Delta Q_{prod}}{Q_{prod}} + \frac{\Delta P_{prod}}{P_{prod}} \right) - \left(\frac{\Delta K}{K} + \frac{\Delta R}{R} \right),$$

avec Q_{prod} la production, P_{prod} le déflateur de la production, α_{prod} la part de l'emploi dans la production,



ses (10) qui ont des conséquences non négligeables sur le niveau du résidu de Solow. Les erreurs de mesure sont donc potentiellement importantes et peuvent biaiser les résultats de l'estimation.

L'impact de la concurrence sur la productivité au niveau sectoriel est évalué à partir d'un *markup* estimé

Les études analysant l'impact de la concurrence sur le taux de croissance de la productivité utilisent en général une approche en données de panel où le taux de croissance annuel de la productivité est régressé sur un indicateur de concurrence. Cela suppose que cet indicateur puisse être mesuré chaque année de l'échantillon. Or, dans la mesure où l'indicateur de concurrence considéré ici, le *markup*, est estimé sur des périodes couvrant plusieurs années, il est impossible de travailler sur des données de panel annuelles. Pour cette raison, l'approche retenue consiste à expliquer le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail d'un secteur dans un pays sur une période donnée, par le *markup* du secteur de ce pays. Ceci conduit à retenir la spécification suivante :

$$\Pi_{i,j} = c + X'_{i,j} \alpha + \gamma_p \overline{markup}_{i,j,p} + \kappa d_i + \lambda d_j + \eta_{i,j},$$

où :

$\Pi_{i,j}$ représente le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail du secteur j dans le pays i ;

X : diverses variables explicatives du taux de croissance de la productivité (cf. *infra*) ;

α : les coefficients estimés correspondants ;

$\overline{markup}_{i,j,p}$: le *markup* estimé du secteur i dans le pays j sur la période p ;

d_i et d_j : les effets fixes pays et secteur ;

$\eta_{i,j}$: le terme d'erreur de la régression (11).

En raison d'un problème d'endogénéité entre la productivité et le *markup*, il est *a priori* préférable de retenir le *markup* passé plutôt que le *markup* contemporain. En effet, les entreprises les plus productives peuvent échapper à la concurrence, renforçant leur pouvoir de marché. De plus, d'un point de vue économique, le *markup* retardé paraît plus pertinent pour expliquer les gains de productivité courants compte tenu d'un possible délai de réaction de la productivité des entreprises à une modification de l'environnement concurrentiel.

Le *markup* sectoriel est défini comme le ratio entre le prix de vente et le coût marginal de production, soit avec $\beta_{i,j}$ l'indice de Lerner :

$$markup_{i,j} = \frac{P_{i,j}}{Cm_{i,j}} = \frac{1}{1 - \beta_{i,j}}.$$

Lorsque le secteur est parfaitement concurrentiel, le prix de vente des produits égale le coût

10. Le flux de services du capital est calculé à partir du taux de croissance du stock de capital productif, et non fonction du taux d'utilisation des capacités du stock de capital (il ne varie donc pas en fonction du cycle). Le stock de capital est mesuré par produit, comme une somme pondérée des investissements passés en fonction du taux de dépréciation lié à l'âge, sous l'hypothèse d'un profil âge / efficacité géométrique (l'efficacité décroît à un taux constant chaque année). Ces séries de capital sont ensuite agrégées, pour tenir compte de l'hétérogénéité des produits, en somme pondérée par le coût d'usage du capital sensé représenter l'efficacité. Ce coût, non observé sur les marchés (le capital étant possédé et non loué en général), est calculé à partir du taux de dépréciation, du prix de l'actif, de l'évolution anticipée du prix et taux de rendement.

11. Pour une description détaillée de la construction des variables avec les notations de la base EU KLEMS, cf. encadré 1.

Encadré 2 (suite)

L l'emploi, W le salaire, N les consommations intermédiaires, P_c le prix des consommations intermédiaires, β_{prod} la part des consommations intermédiaires dans la production, K le stock de capital et R le coût du capital.

Le coût du capital est défini par la formule suivante :

$$R = (i + d) \times P_k,$$

avec i le taux d'intérêt réel de long terme, d le taux de déclassement et P_k le déflateur du capital au niveau de l'ensemble de l'économie.

À l'instar des autres études citées utilisant la méthodologie de Roeger (1995), la valeur du taux de déclassement retenue ici (8 %, correspondant à celle utilisée par Christopoulou et Vermeulen, 2008) est la même quels que soient les secteurs, ce qui représente une hypothèse forte mais demeure la seule option possible en l'absence de données plus fines.

marginal de production, l'indice de Lerner β_{ij} est nul et le *markup* est égal à 1.

Le *markup* est évalué à partir de la méthode de Roeger (1995) (cf. encadré 2). Les résultats des estimations de *markups* par pays et par secteur sont reportés en annexe 1 (tableaux A et B).

Le choix de la période d'estimation du *markup* a son importance, les *markups* étant sensibles au cycle économique, les entreprises ayant tendance à augmenter leurs marges en période de bonne conjoncture et à les comprimer lorsque les conditions économiques sont moins favorables. On retient ici les périodes d'estimation utilisées par Christopoulou et Vermeulen (2008), soit 1981 - 1992 et 1993 - 2004, qui correspondent en général à des cycles de conjoncture complets pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

Par ailleurs, le *markup* est sensible aux erreurs de mesure susceptibles de biaiser l'estimation. L'existence de rendements d'échelle croissants peut également conduire à sous-estimer l'indice de Lerner (12).

Malgré ces limites, deux raisons nous conduisent à retenir le *markup* estimé comme indicateur de concurrence. D'une part, le *markup* semble en général refléter assez fidèlement les réalités concurrentielles des secteurs (Oliveira Martins *et al.*, 1996a, Przybyla et Roma, 2005, Christopoulou et Vermeulen, 2008). D'autre part, les autres indicateurs de concurrence existants ne semblent pas adaptés à l'analyse sectorielle de la productivité (cf. encadré 3).

12. Cf. Oliveira Martins *et al.* (1996a).

Encadré 3

PERTINENCE DES MARKUPS ESTIMÉS : CONFRONTATION À DIVERS ÉLÉMENTS FACTUELS ET AUX INDICATEURS ALTERNATIFS

Le *markup* estimé semble être un bon indicateur de concurrence

Au regard des éléments factuels dont on dispose, le *markup* estimé semble être un bon indicateur de concurrence :

- pour la majorité des pays et des secteurs, l'hypothèse d'absence de marges est rejetée, les *markups* étant en général significativement supérieurs à un ;
- en accord avec l'idée selon laquelle les biens manufacturés sont davantage exposés à la concurrence internationale que les services, les facteurs de marge dans les services sont en moyenne plus élevés que les facteurs de marge dans les secteurs manufacturiers ;
- les estimations indiquent une diminution de la concurrence dans certains secteurs en France à partir du milieu des années 1990 comme le secteur du commerce de détail ou l'hôtellerie et restauration. Ces résultats sont tout à fait cohérents avec les éléments connus sur les effets des lois Galland et Raffarin (cf. par exemple Borsenberger et Doisy, 2006) ;
- les comparaisons internationales des *markups* au niveau sectoriel sont également cohérentes avec les résultats d'études s'intéressant aux intensités concurrentielles relatives (cf. Oliveira Martins *et al.*, 1996b).

Notons par ailleurs que les *markups* estimés ici avec la base *EU KLEMS* conduisent globalement à des résultats similaires à ceux obtenus à partir de la base *STAN* concernant l'évolution dans le temps des marges des secteurs, le classement du degré de concurrence des pays pour un secteur donné ou celui des secteurs au sein d'un même pays.

Les autres indicateurs présentent de nombreuses limites

Les indicateurs alternatifs de concurrence paraissent peu satisfaisants :

- les indices de concentration (indice d'Herfindahl par exemple) ne représentent pas forcément de bons indicateurs de concurrence en particulier dans les secteurs soumis à la concurrence internationale (dans ce cas les données sont rarement disponibles pour un marché donné) ou dans les secteurs où les coûts d'entrée sont faibles (théorie des marchés contestables) ;
- les indices de concurrence sur les marchés des biens de type PMR (*Product Market Regulation*) ne sont disponibles que pour un nombre limité de secteurs et sont davantage des indicateurs de moyens que de résultats. Ils conduisent dans certains cas à des diagnostics qui ne semblent pas correspondre à la réalité concurrentielle des secteurs. Ainsi le cas du commerce de détail illustre assez bien nous semble-t-il la faiblesse des indicateurs PMR pour mesurer le degré de concurrence en vigueur dans un secteur. Selon les estimations de *markups*, l'Allemagne est le pays où le secteur du commerce de détail affiche le *markup* le plus bas sur la période d'estimation 1993-2004 au sein d'un échantillon de treize pays de l'OCDE. Le secteur du commerce de détail est en effet reconnu pour être particulièrement concurrentiel en Allemagne (cf. par exemple Christopherson, 2007, ou Christopoulou et Vermeulen, 2008). Ces derniers notent que « les spécialistes décrivent habituellement le secteur du commerce de détail comme plus concurrentiel aux États-Unis que dans la moyenne de la zone euro, à l'exception de l'Allemagne où le secteur du commerce de détail est traditionnellement considéré



D'autres déterminants de la productivité horaire du travail, comme l'écart à la frontière technologique, sont pris en compte

Les principaux déterminants de la productivité du travail identifiés dans la littérature, outre le degré de concurrence, sont l'écart de productivité avec le pays leader (ou écart à la frontière technologique), les heures travaillées, la composition de la main-d'œuvre, l'investissement en TIC et le degré de réglementation du marché du travail. Ces variables sont intégrées à la régression comme variables de contrôle.

L'écart de productivité avec le pays leader

Pour chaque année de la période d'étude et chaque secteur, on identifie le pays dont la productivité horaire du travail exprimée en parité de pouvoir d'achat (PPA) (13) est la plus élevée (pays leader) au sein du groupe des 13 pays sélectionnés. L'écart de productivité avec le pays leader est ensuite calculé comme le rapport entre le niveau maximal de productivité et le niveau de productivité de chaque secteur dans chaque pays pour chaque année. Cette mesure semble cohérente avec les comparaisons internationales des niveaux de productivité du début des années 1990 (cf. par exemple Pilat, 1996). En particulier, en 1992, les États-Unis apparaissent comme un pays leader dans le secteur de la fabrication d'équipements de transport et la Belgique dans le secteur du commerce.

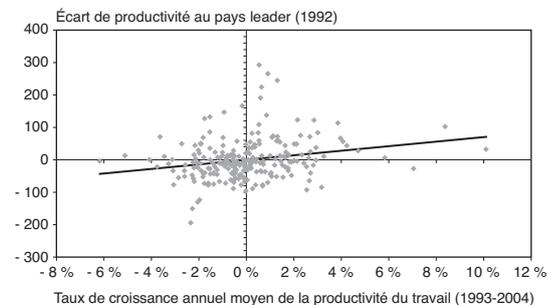
L'écart de productivité avec le pays leader observé en début de période, soit 1992, doit expliquer positivement l'évolution de la productivité sur la période d'étude en raison d'un phénomène de rattrapage. Effectivement les

écarts de productivité au pays leader en 1992 sont positivement corrélés aux gains de productivité du travail enregistrés entre 1993 et 2004 (cf. graphique I).

Les investissements en TIC

Les études macroéconomiques des déterminants de la productivité mettent en évidence l'importance des investissements en technologies de l'information et de la communication (TIC) pour expliquer les différences internationales de niveaux ou de taux de croissance de productivité du travail (cf. par exemple Gust et Marquez, 2002). Les données relatives aux dépenses en

Graphique I
Corrélation entre écarts de productivité au pays leader en 1992 et gains de productivité du travail entre 1993 et 2004



Lecture : variables centrées par rapport à la moyenne du secteur.

Champ : ensemble de l'échantillon (21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE soit 231 observations).

Source : calculs des auteurs à partir des données de la base EU KLEMS et AMECO.

13. Au niveau sectoriel, on ne dispose que de la PPA en 1997, en devise nationale par euro allemand. La PPA pour les années suivantes (antérieures), est calculée en extrapolant (rétropolant) la valeur de 1997 avec les indices de prix sectoriels respectifs des pays.

Encadré 3 (suite)

comme très concurrentiel (le retrait du géant américain Walmart du marché allemand après plusieurs années de pertes, dues à la concurrence des discounters allemands, en est une autre preuve...) » (« observers traditionally describe the US retail trade to be much more competitive than the average euro area, with the exception of Germany where the retail trade is traditionally seen to be very competitive (other evidence of that is that the US giant Walmart had to withdraw from the German market after many years of losses. It had trouble competing with the German deep discounters...) »). Pourtant, la valeur de 2003 du PMR « retail » classe l'Allemagne en neuvième position des pays les moins réglementés de l'échantillon. De la même manière, la Belgique fait partie des pays où les PMR

« retail » sont les plus élevés alors que le *markup* du commerce de détail y est relativement faible ;

- enfin, l'indice de Lerner approximé par le rapport entre l'excédent brut d'exploitation net des dépenses en capital et le chiffre d'affaires, est évalué en général à partir de données d'entreprise (Nickell *et al.*, 1992, Nickell, 1996, et Okada, 2005) qui ne sont pas disponibles au niveau international. La construction de cet indice au niveau sectoriel nécessiterait de disposer de la série du stock de capital pour chaque secteur en niveau, série absente de la base de données EU KLEMS. Notons également que dans le cas d'erreurs de mesure sur le partage « volume-prix » évoquées dans le texte, l'indice de Lerner est nécessairement corrélé à la productivité du travail.

TIC ne sont pas disponibles au niveau sectoriel (14). On incorpore donc dans les régressions la part des dépenses en TIC de l'économie dans le PIB, issue de la base de données sur la productivité de l'OCDE.

Le taux de croissance des heures travaillées par travailleur

Les heures travaillées par travailleur sont définies comme le rapport entre le nombre total d'heures travaillées dans le secteur et le nombre total de travailleurs du secteur. La productivité marginale du travail étant en général décroissante avec le nombre annuel d'heures travaillées par travailleur, l'évolution de cette variable doit expliquer négativement l'évolution de la productivité du travail (Malinvaud, 1973).

La composition de la main-d'œuvre

Le ralentissement de la productivité en Europe par rapport aux États-Unis s'expliquerait notamment par une croissance relative du taux d'emploi plus forte en Europe qu'aux États-Unis (Bourlès et Cette, 2005 ; Dew-Becker et Gordon, 2008). La productivité du travail aurait ralenti en Europe en raison de l'arrivée de nouveaux travailleurs, en moyenne moins productifs que les travailleurs déjà présents sur le marché (15). Les effets de la composition de la main-d'œuvre sur les gains de productivité sont pris en compte en intégrant dans la régression les variables suivantes :

- la part des heures travaillées par les travailleurs hautement qualifiés dans le volume horaire total et la part des salaires des travailleurs hautement qualifiés dans la masse salariale totale, au niveau sectoriel ;
- la part des heures travaillées par les 15-29 ans, par les 30-49 ans et par les plus de 50 ans dans le total des heures travaillées.

Les degrés de réglementation du marché du travail et du marché des produits

Un niveau élevé de réglementation du marché des produits peut expliquer une faible diffusion des TIC dans l'économie tandis que la réglementation du marché du travail peut aussi avoir un effet sur l'évolution de la productivité apparente du travail. Les degrés de réglementation des marchés des produits et du travail sont pris en compte en considérant dans les régressions les indices PMR (*Product Market Regulation*)

et EPL (*Employment Protection Legislation*) de l'OCDE (cf. respectivement Conway *et al.* (2005) et OCDE (2004)).

Dans un même secteur, les gains de productivité et les niveaux de concurrence diffèrent selon les pays, particulièrement au sein des services

Entre 1993 et 2004, l'ensemble des secteurs a enregistré une progression de la productivité du travail, de l'ordre de 2,6 % en moyenne annuelle (cf. tableau 1). La productivité horaire du travail croît à un rythme plus soutenu dans les secteurs manufacturiers que dans les services : en moyenne, la croissance est supérieure de 1 point par an dans l'industrie relativement aux services (cf. graphique II). Ces chiffres masquent toutefois de fortes disparités selon les secteurs. Les secteurs manufacturiers les plus performants en termes de gains de productivité du travail sont le secteur de la fabrication de produits chimiques (4 % par an en moyenne) et le secteur de la fabrication d'appareils électriques et d'instruments d'optique (7,2 % par an) (pour des statistiques descriptives à un niveau sectoriel fin, cf. tableau A en annexe 2). Concernant les services, les gains de productivité les plus élevés sont enregistrés dans le secteur de la production, distribution d'électricité, de gaz et d'eau (4,6 % par an) ainsi que dans les postes et télécommunications (7,2 % par an). À l'inverse, les secteurs de la construction, du commerce, entretien et réparation de véhicules, du commerce de détail, de l'hôtellerie-restauration et des services aux entreprises enregistrent de faibles performances, avec des gains de productivité du travail proches de zéro en moyenne.

Par ailleurs, il existe davantage de divergence intersectorielle des gains de productivité au sein des services qu'au sein des secteurs manufacturiers reflétant probablement la plus grande hétérogénéité de ces activités (cf. graphique II).

Enfin, les secteurs pour lesquels les gains de productivité varient fortement d'un pays à l'autre

14. La part des dépenses en TIC dans la valeur ajoutée n'est pas renseignée dans EU KLEMS. La base contient néanmoins une variable dénommée CAPIT, représentant la part de la rémunération du capital en TIC dans la rémunération totale du capital, à partir de laquelle il serait possible de construire la part des dépenses en TIC dans la valeur ajoutée au niveau sectoriel. Cette option n'est toutefois pas retenue ici en raison du manque de fiabilité de ces données.

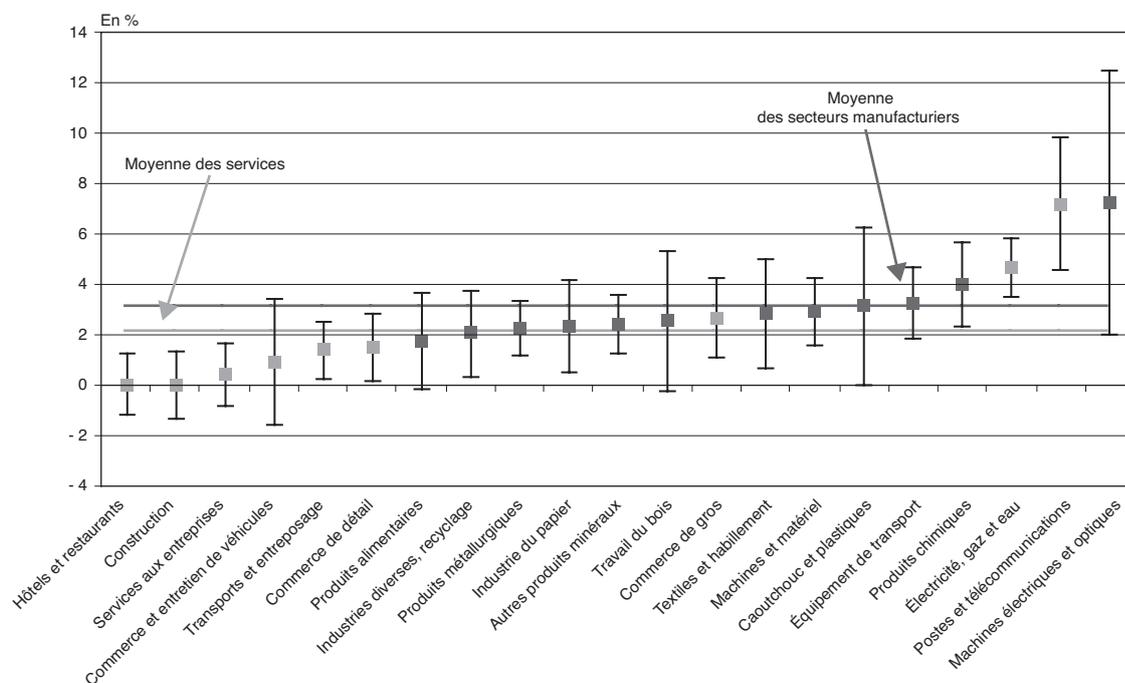
15. Gust et Marquez (2002) avancent que les réformes du marché du travail réalisées dans plusieurs pays industrialisés au cours des années 1990 auraient eu notamment pour effet de ramener des travailleurs moins qualifiés dans la population des travailleurs, réduisant la croissance de la productivité du travail.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004 (en %)	Écart de productivité avec le pays leader en 1992 (en %)	Markup 1981-1992	Markup 1993-2004	Taux de croissance annuel moyen du nombre d'heures travaillées par travailleur entre 1993 et 2004 (en %)
Ensemble des secteurs					
Moyenne	2,6	82,8	1,2	1,2	- 0,1
Médiane	2,3	63,1	1,1	1,2	- 0,1
Maximum	17,3	423,8	1,9	2,1	2,5
Minimum	- 2,9	0	0,9	1	- 1,4
Écart-type	2,8	75,5	0,1	0,2	0,4
Secteurs manufacturiers					
Moyenne	3,1	66,9	1,1	1,2	- 0,1
Médiane	2,6	52,9	1,1	1,1	- 0,1
Maximum	17,3	423,8	1,4	1,4	2,5
Minimum	- 1,1	0	1	1	- 1,4
Écart-type	2,7	64,6	0,1	0,1	0,4
Services					
Moyenne	2,1	104	1,2	1,3	- 0,2
Médiane	1,3	88,3	1,2	1,2	- 0,2
Maximum	10,5	361,3	1,9	2,1	0,7
Minimum	- 2,9	0	0,9	1	- 1,2
Écart-type	2,8	83,6	0,2	0,2	0,4

Lecture : moyenne, médiane, maximum, minimum et écart-type des principales variables utilisées dans les régressions.
Champ : ensemble des secteurs ainsi que pour les secteurs manufacturiers d'une part, et les services d'autre part.
Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Graphique II
Taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail (1993-2004)



Lecture : ce graphique représente les valeurs moyennes et les écarts-types des taux de croissance annuels moyens de la productivité horaire du travail pour chaque secteur. Entre 1993 et 2004, la productivité horaire du travail dans le commerce de gros a augmenté de 2,7 % par an en moyenne sur les 11 pays de l'échantillon, avec un écart-type de 1,6.
Champ : ensemble de l'échantillon (21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE soit 231 observations) sur la période 1993-2004.
Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

(sur la base de l'écart-type relatif non reporté, cf. tableau A en annexe 2) sont la construction, la vente de véhicules automobiles et de carburant, l'hôtellerie-restauration et les services aux entreprises. Il s'agit de secteurs dominés par les services.

Concernant les *markups*, deux remarques s'imposent. Premièrement, les *markups* estimés dans les services sont de manière générale supérieurs à ceux estimés dans les secteurs manufacturiers (en moyenne 1,23 contre 1,13 sur la période 1981-1992). Les *markups* sont relativement concentrés autour de la moyenne dans les secteurs manufacturiers, mais plus dispersés dans les services, variant de 1 à 1,9 (cf. graphique III).

Deuxièmement, les écarts internationaux de *markups* sont plus importants au sein des ser-

vices qu'au sein des secteurs manufacturiers, en accord avec l'idée selon laquelle certains services sont plus abrités de la concurrence internationale que ne le sont les biens manufacturés. Les secteurs dont le niveau de concurrence varie le plus d'un pays à l'autre (sur la base des écart-types relatifs) sont essentiellement des secteurs de services : production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau ; postes et télécommunications ; vente de véhicules automobiles et de carburant (cf. graphique IV).

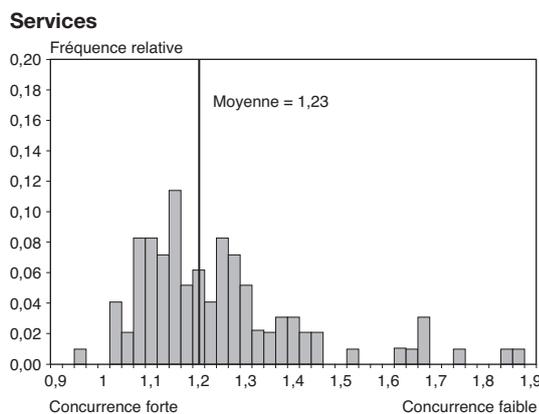
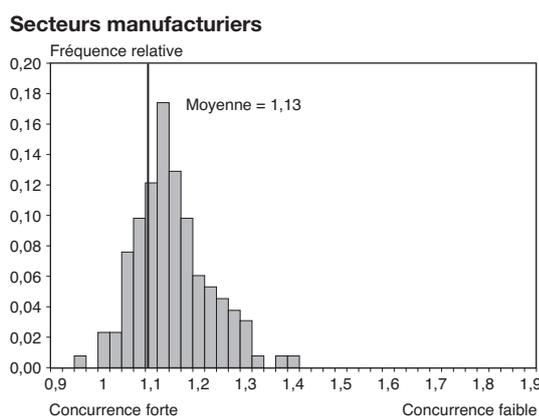
Selon une première estimation, un accroissement de la concurrence améliorerait les gains de productivité dans les secteurs peu concurrentiels mais les diminuerait dans les secteurs les plus concurrentiels

Comme attendu, l'écart de productivité du secteur par rapport au pays leader mesuré en début de période explique de façon positive et très significative les gains moyens de productivité observés entre 1993 et 2004, quelles que soient les spécifications retenues (cf. tableau 2). Ainsi, les pays initialement les plus éloignés de la frontière technologique sont ceux dont la productivité croît le plus rapidement par la suite.

Le taux de croissance annuel moyen des heures travaillées par travailleur explique également de façon significative, et avec le signe négatif attendu, les gains de productivité, en accord avec l'hypothèse d'une productivité marginale décroissante du travail (16). Toutefois, cette variable est exclue des spécifications reportées dans le tableau 2 en raison d'un biais d'endogénéité dont témoigne le coefficient élevé obtenu pour ce déterminant. Les résultats obtenus sont quasiment inchangés lorsque le taux de croissance des heures travaillées est inclus dans les estimations quelles que soient les spécifications (cf. colonnes (3) et (7) du tableau 2).

Le *markup* estimé sur la période 1981-1992 n'a pas d'effet statistiquement significatif sur les gains de productivité (colonne (1)). Toutefois, lorsque le *markup* est augmenté d'un terme au carré (cf. colonne (2)) pour tenir compte d'effets non linéaires, le coefficient devient positif

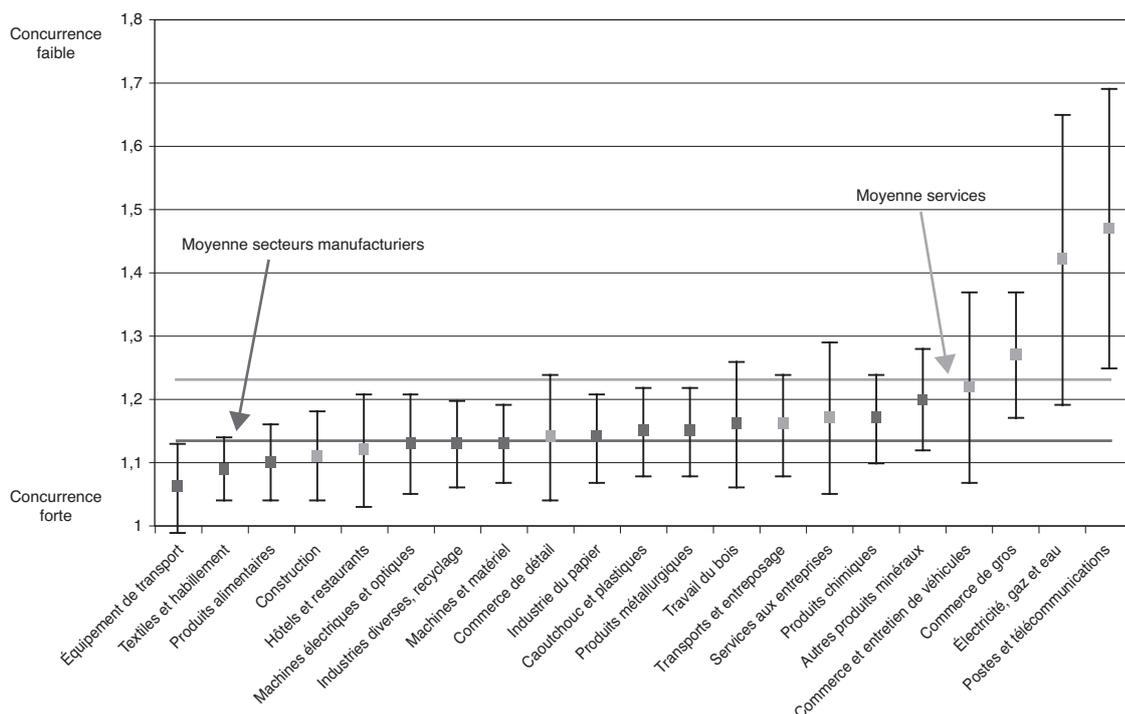
Graphique III
Distributions des *markups* dans les secteurs manufacturiers et les services (1981-1992)



Lecture : Sur la période 1993-2004, 17 % des secteurs manufacturiers des 11 pays de l'échantillon ont un markup compris entre 1,10 et 1,125 contre 7 % dans les secteurs de service. Champ : 12 secteurs manufacturiers (132 observations) puis 9 secteurs de services dans 11 pays de l'OCDE (99 observations) sur la période 1981-1992. Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

16. Les variables concernant la composition de la main-d'œuvre, à savoir la structure par âge et par qualification, ne semblent pas expliquer significativement les gains de productivité (résultats non reportés).

Graphique IV
Markups moyens (1981-1992)



Lecture : ce graphique représente les valeurs moyennes et les écarts-types des markups pour chaque secteur, estimés au sein des 11 pays de l'échantillon sur la période 1981-1992. Sur la période 1981-1992, le markup dans le commerce de gros s'établit en moyenne dans les 11 pays de l'échantillon à 1,27 avec un écart-type de 0,10.

Champ : ensemble de l'échantillon (21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE soit 231 observations) sur la période 1981-1992.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Tableau 2
Estimations de l'impact du markup sur les gains de productivité horaire du travail dans l'ensemble des secteurs

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004								
Variables explicatives	Pays de l'OCDE					Pays européens		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,009*** (4,13)	0,009*** (4,43)	0,009*** (4,28)	0,009*** (4,40)	0,009*** (4,22)	0,009*** (3,06)	0,009*** (3,19)	0,009*** (3,34)
$Markup_{1981-1992}$	- 1,33 (- 1,08)	20,57** (2,24)	20,10** (2,21)			24,02** (2,47)	23,05** (2,41)	
$(Markup_{1981-1992})^2$		- 8,25** (- 2,24)	- 8,08** (- 2,43)			- 9,71*** (- 2,75)	- 9,35*** (- 2,72)	
$Markup_{1993-2004}$				2,64*** (2,69)	14,42** (2,05)			32,73 (1,60)
$(Markup_{1993-2004})^2$					- 4,20* (- 1,71)			- 11,37 (- 1,39)
Taux de croissance annuel moyen des heures travaillées sur 1993-2004			- 0,97*** (- 3,30)				- 1,08*** (- 4,02)	
Constante	6,71*** (3,10)	- 14,52** (- 2,33)	- 14,17** (- 2,29)	- 4,91*** (- 3,83)	- 12,96** (- 2,63)	- 16,52** (- 2,48)	- 15,86** (- 2,40)	- 24,64* (- 1,93)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² ajusté	0,54	0,55	0,56	0,55	0,55	0,57	0,59	0,57
Nombre d'observations	231	231	231	231	231	189	189	189

Lecture : estimations du taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004.

Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (1) à (5)), soit 231 observations puis 9 pays européens (colonnes (6) à (8)), soit 189 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

et significatif tandis que le coefficient du terme au carré est significativement négatif, suggérant la présence d'une relation en U inversé entre *markup* et gains de productivité. En d'autres termes, partant d'un faible niveau de *markup* (soit d'une situation très concurrentielle), une augmentation des marges est favorable à la productivité (effet schumpetérien), mais au-delà d'un certain niveau de *markup*, l'augmentation des marges est défavorable aux gains de productivité (« gains dynamiques »).

Lorsqu'ils sont tous deux mesurés sur une période commune, le *markup* et les gains de productivité sont positivement liés, probablement en raison d'un biais de simultanéité (cf. colonne (4)). Il est en effet possible que les secteurs enregistrant des gains de productivité élevés grâce à des innovations réalisées dans le passé jouissent simultanément de marges confortables. Nickell *et al.* (1992) mettent en évidence une relation positive entre le taux de croissance annuel de la productivité des entreprises et la part de marché de ces dernières : les firmes caractérisées par des gains de productivité importants ont tendance à éliminer leurs concurrents. Ce mécanisme peut jouer dans des secteurs très concentrés.

Ce résultat nous conforte dans l'idée que le lien concurrence-productivité doit être apprécié avec un décalage temporel et conduit à privilégier le *markup* estimé sur la période 1981-1992 pour expliquer le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail enregistré entre 1993 et 2004.

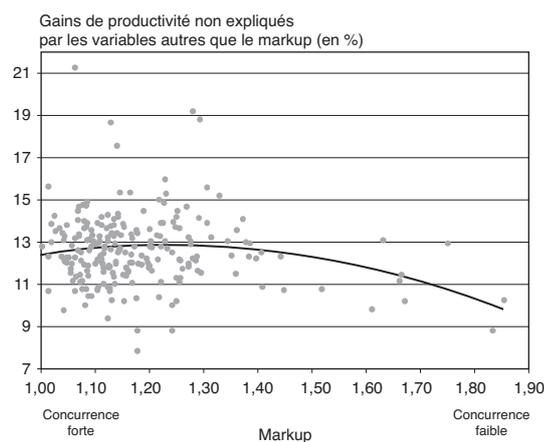
Le point de retournement de la relation entre le *markup* estimé sur la période 1981-1992 et les gains de productivité, calculé sur la base des résultats de la colonne (2) du tableau 2 correspond à une valeur du *markup* d'environ 1,25 (cf. graphique V). Selon ces estimations, il existerait donc au sein de notre échantillon des secteurs pour lesquels une augmentation de la concurrence améliorerait les gains de productivité, et d'autres (les secteurs relativement concurrentiels) pour lesquels une hausse de la concurrence serait au contraire néfaste à la croissance de la productivité. Toutefois la partie décroissante de la courbe (effet positif de la concurrence sur les gains de productivité) semble dominer au sein notre échantillon (cf. graphique V). Ceci tend à nuancer le résultat selon lequel la concurrence aurait un impact négatif sur les gains de productivité pour les secteurs hautement concurrentiels.

Il convient de noter qu'il est implicitement supposé que le délai de réponse de la croissance de la productivité à la concurrence est comparable en moyenne dans tous les secteurs de l'échantillon, ce qui est une hypothèse forte. En toute rigueur, les estimations économétriques devraient être réalisées au sein d'un échantillon de secteurs homogènes concernant le délai de réponse de la productivité à la concurrence, afin de limiter les problèmes d'hétérogénéité des paramètres.

Notons également que le *markup* étant estimé de façon imparfaite, l'estimateur des moindres carrés ordinaires du coefficient qui mesure l'impact du *markup* sur la croissance de la productivité $\hat{\gamma}_p$ est biaisé. Toutefois, sous l'hypothèse que les autres variables explicatives sont mesurées avec précision, $\hat{\gamma}_p$ est biaisé vers le bas, ce qui tend à sous-estimer l'impact du *markup* sur les gains de productivité. Cela conforte le sens et la significativité de la relation estimée. Les résultats des régressions peuvent être considérés comme des minorants des effets attendus de la concurrence sur la productivité.

Afin de tester la robustesse des résultats, les secteurs des services aux entreprises, les postes et télécommunications ainsi que la production et la distribution d'électricité, de gaz et d'eau, sont exclus de l'échantillon, ces secteurs présentant des erreurs de mesure et des mutations

Graphique V
Courbe en U inversé entre *markup* et gains de productivité horaire du travail



Lecture : ce graphique représente la relation entre le *markup* (estimé sur 1981-1992) et le taux de croissance de la productivité horaire du travail (trait continu) ainsi que le nuage de points des couples *markup* / taux de croissance de la productivité non expliqué par les variables explicatives autres que le *markup* (sur la base de la relation estimée dans la colonne (2) du tableau 2).
Champ : ensemble de l'échantillon (21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE soit 231 observations) sur la période 1993-2004.
Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

importantes sur la période d'observation (cf. *supra*). Les résultats demeurent qualitativement inchangés, le point de retournement de la courbe en U inversé s'établissant dans ce cas à 1,2 (résultats non reportés). Lorsque les estimations sont réalisées au sein des seuls pays européens, les résultats de la régression ne sont pas qualitativement modifiés (colonnes (6) à (8)). Enfin, la sensibilité de la régression aux points aberrants est examinée grâce aux tests de Belsley, Kuh et Welsch (1980). Ces tests permettent d'identifier les observations influentes, susceptibles de modifier de façon substantielle les résultats de l'estimation. Les résultats des estimations sont équivalents lorsque ces points sont exclus de l'échantillon (cf. tableau 3).

Les résultats des régressions sans effets fixes pays incluant des variables macroéconomiques (indicateurs de réglementation du marché des produits PMR et du marché du travail EPL, part des dépenses en TIC dans le PIB) montrent qu'aucune de ces variables macroéconomiques n'est significative (même lorsque le *markup* est exclu de la régression). Les résultats concernant l'écart par rapport aux pays leader et le *markup* sont en revanche qualitativement les mêmes (cf. tableau 4).

L'impact économique de la concurrence sur les gains de productivité est important

Les estimations économétriques présentées jusqu'alors indiquent que les *markups* estimés sur 1981-1992 ont un impact statistiquement significatif sur le taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail mesuré entre 1993 et 2004. On peut néanmoins s'interroger sur l'importance économique de cet effet. À titre d'illustration, le secteur de la fabrication de produits chimiques affiche sur la période 1993-2004 un *markup* de 1,10 en France, contre 1,22 en Finlande. Sur la base des résultats économétriques, une augmentation du *markup* de 1,10 à 1,22 permettrait d'accroître les gains annuels moyens de productivité du travail du secteur en France d'environ 0,3 point sur les douze prochaines années. Si on considère à présent un secteur peu concurrentiel en France tel que le secteur du commerce de détail (*markup* de 1,28 sur 1993-2004), une diminution du *markup* du secteur au niveau observé en Belgique (1,06 sur 1993-2004) se traduirait dans les années à venir par une augmentation des gains annuels de productivité horaire du travail du secteur de 0,12 point.

Tableau 3
Estimations hors points influents

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004				
Variables explicatives	(2)	(2*)	(4)	(4*)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,009*** (4,43)	0,008*** (5,95)	0,009*** (4,22)	0,008*** (6,62)
<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂	20,57** (2,24)	17,19** (2,51)		
(<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂) ²	- 8,25** (- 2,24)	- 7,21*** (- 2,77)		
<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄			14,42** (2,05)	19,47** (2,43)
(<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄) ²			- 4,20* (- 1,71)	- 6,33** (- 2,08)
Constante	- 14,52** (- 2,33)	- 11,64** (- 2,59)	- 12,96** (- 2,63)	- 15,69*** (- 2,97)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteurs	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² ajusté	0,55	0,67	0,55	0,68
Nombre d'observations	231	218	231	214

Lecture : ce tableau compare les estimations déjà présentées dans le tableau 2 (colonnes (2) et (4)) avec les estimations omettant respectivement 13 et 17 observations influentes détectées par le test DFITS de Belsley, Kuh et Welch (1980) (colonnes (2*) et (4*)).

Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : d'abord 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (2) et (4)), soit 231 observations, puis, après exclusion des observations influentes, respectivement 218 observations (colonne (2*)), et 214 observations (colonne (4*)).

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Une augmentation de la concurrence serait défavorable aux gains de productivité dans les secteurs manufacturiers...

La relation entre productivité et concurrence est analysée séparément dans les secteurs manufacturiers et dans les services.

La quasi-totalité des secteurs manufacturiers enregistre des niveaux de *markup* faibles (*markups* compris entre 0,95 et 1,38) : la relation entre concurrence et productivité devrait être négative dans ces secteurs (partie croissante de la courbe).

Comme dans le cas précédent, l'écart de productivité du secteur par rapport au pays leader observé en début de période explique de façon très significative les gains de productivité des secteurs manufacturiers sur la période (cf. tableau 5).

Le *markup* estimé sur 1993-2004 a un effet positif sur les gains de productivité du secteur (colonnes (3) et (6)), mais comme dans le cas de l'échantillon complet (secteurs manufacturiers et services), cet effet est probablement dû à un biais de simultanéité.

Conformément à la thèse de Schumpeter, le *markup* estimé sur la période 1981-1992 aurait un effet significativement positif sur les gains de productivité (colonne (1)). Cet effet du *markup* sur les gains de productivité est monotone, le coefficient du *markup* élevé au carré n'étant pas significativement différent de zéro. Ceci est également vrai lorsque l'échantillon est réduit aux seuls pays européens (colonne (5)).

Lorsque les régressions incluent des variables macroéconomiques à la place d'effets fixes pays (résultats non reportés), le *markup* n'est plus significatif pour expliquer les gains de productivité horaire du travail. Aucune des varia-

Tableau 4

Estimations sur l'ensemble des secteurs, avec intégration de variables macroéconomiques

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004		
Variables explicatives	(1)	(2)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,007*** (3,55)	0,007*** (2,85)
<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂	19,45** (2,03)	
$(Markup_{1981-1992})^2$	- 7,75** (- 2,22)	
<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄		12,06 (1,64)
$(Markup_{1993-2004})^2$		- 2,85 (- 1,13)
EPL moyen sur 1990, 1998, 2003	- 0,35 (- 1,01)	- 0,36 (- 0,94)
PMR moyen sur 1998, 2003	0,13 (0,17)	0,18 (0,21)
TIC/PIB moyen sur 1992-2004	0,21 (0,60)	0,25 (0,62)
Constante	- 12,39* (- 1,86)	- 7,97 (- 1,40)
Effets fixes pays	Non	Non
Effets fixes secteurs	Oui	Oui
R ² ajusté	0,46	0,34
Nombre d'observations	231	231

Lecture : ce tableau reporte les estimations des déterminants des gains de productivité horaire du travail au sein de 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE, en remplaçant les effets fixes pays par des variables macroéconomiques.

Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE, soit 231 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS, AMECO et de diverses bases de l'OCDE (cf. encadré 1).

bles macroéconomiques (PMR, EPL et part des dépenses en TIC dans le PIB) n'est par ailleurs significative.

Notons que l'impact économique du *markup* est ici plus important que celui estimé sur l'ensemble des secteurs (cf. tableau 2). Cela s'explique par l'hétérogénéité des secteurs présents dans l'échantillon initial. Si on considère à nouveau une augmentation du *markup* dans le secteur de la fabrication de produits chimiques en France au niveau observé en Finlande (soit de 1,10 à 1,22), d'après les estimations reportées dans la colonne (1), le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail du secteur augmenterait de près de 0,8 point dans les années à venir (contre 0,3 point dans la précédente estimation).

... mais bénéfique dans les secteurs de services

À l'inverse de ceux des secteurs produisant des biens manufacturés, les *markups* sont plus élevés en moyenne et plus dispersés dans les services. L'impact de la concurrence sur les gains

de productivité est *a priori* indéterminé pour ces secteurs.

L'écart de productivité par rapport au pays leader y demeure très significatif dans l'explication des différences internationales de gains de productivité, mais cette significativité disparaît dans le cas des seuls pays européens (cf. tableau 6, colonnes (5) et (6)). Le *markup* estimé sur 1993-2004 est positivement lié aux gains de productivité du travail, à nouveau en raison d'un probable biais de simultanéité.

Le *markup* estimé sur la période 1981-1992 explique significativement et négativement le taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail mesuré sur la période 1993-2004 (colonne (1)), indiquant que dans les services, l'impact de la concurrence sur les gains de productivité est bien positif à long terme.

Dans le cas où les effets fixes pays sont remplacés par les variables macroéconomiques PMR, EPL et part des dépenses de TIC dans le PIB (résultats non reportés), le *markup* estimé sur 1981-1992 explique toujours négativement et de façon significative le taux de croissance annuel moyen

Tableau 5
Estimations de l'impact du *markup* sur les gains de productivité horaire du travail dans les secteurs manufacturiers

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004						
Variables explicatives	Pays de l'OCDE				Pays européens	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,009*** (2,76)	0,009*** (2,78)	0,008** (2,58)	0,008** (2,61)	0,010** (2,17)	0,008* (1,85)
<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂	6,11* (1,69)	- 0,03 (- 0,00)			8,58** (2,13)	
(<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂) ²		2,62 (0,13)				
<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄			5,49* (1,98)	31,81 (0,74)		6,21** (2,14)
(<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄) ²				- 10,88 (- 0,62)		
Constante	- 6,02 (- 1,39)	- 4,61 (- 0,17)	- 6,69** (- 2,16)	- 22,50 (- 0,86)	- 11,13** (- 2,18)	- 7,43** (- 2,24)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² ajusté	0,42	0,41	0,41	0,41	0,44	0,42
Nombre d'observations	132	132	132	132	108	108

Lecture : ce tableau reporte les estimations des déterminants des gains de productivité horaire du travail des secteurs manufacturiers. Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : 12 secteurs manufacturiers dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (1) à (4)), soit 132 observations puis dans 9 pays européens (colonnes (5) et (6)), soit 108 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

de la productivité horaire du travail. Parmi les variables macroéconomiques, seul l'indice EPL a un impact (négatif) statistiquement significatif sur les gains de productivité du travail.

L'impact économique du *markup* sur les gains de productivité futurs est, comme dans le cas des secteurs manufacturiers, plus fort lorsque l'échantillon est scindé. Une diminution du *markup* du commerce de détail en France au niveau estimé en Belgique (soit une baisse de 1,28 à 1,06) augmenterait par exemple le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail du secteur d'un demi-point (contre 0,12 point précédemment).

L'effet positif des *markups* sur les gains de productivité dans les secteurs manufacturiers et négatif dans les services s'explique-t-il par des différences d'intensité en R&D des secteurs ou par des différences de niveau de concurrence ?

Les résultats des estimations économétriques indiquent qu'un accroissement de la concurrence serait favorable aux gains de productivité dans

les services mais défavorable dans les secteurs manufacturiers. Selon Roeger *et al.* (2008), cet effet différencié de la concurrence serait lié à des différences d'intensité des secteurs en coûts irrécouvrables tels que la recherche et développement. Dans les secteurs manufacturiers, des marges suffisamment fortes seraient nécessaires pour stimuler l'innovation, ces secteurs se caractérisant en général par des coûts d'entrée élevés. Les firmes de ces secteurs seraient prêtes à innover et à entrer sur le marché uniquement si elles ont l'assurance de pouvoir par la suite couvrir les coûts irrécouvrables associés à la R&D. Une diminution du *markup* dans les secteurs manufacturiers aurait donc un impact négatif sur l'entrée de nouvelles firmes et ainsi sur le taux de croissance de la productivité de ces secteurs. Dans les services à l'inverse, les coûts irrécouvrables sont moins présents et des marges élevées ne sont pas nécessaires pour favoriser les entrées de nouvelles firmes, bénéfiques aux gains de productivité. Une diminution du *markup* serait alors sans ambiguïté favorable à l'innovation et aux gains de productivité.

Deux remarques invitent néanmoins à s'interroger sur la validité de cette interprétation.

Tableau 6
Estimations de l'impact du *markup* sur les gains de productivité horaire du travail dans les secteurs de services marchands non-financiers

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004						
Variables explicatives	Pays de l'OCDE				Pays européens	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,006*** (2,82)	0,006*** (2,96)	0,007*** (3,23)	0,006*** (2,87)	0,003 (0,94)	0,004 (1,48)
<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂	- 2,24** (- 2,25)	7,77 (1,05)			- 3,34*** (- 3,49)	
$(Markup_{1981-1992})^2$		- 3,64 (- 1,32)				
<i>Markup</i> ₁₉₉₃₋₂₀₀₄			1,88** (2,03)	9,01 (1,26)		2,36 (1,58)
$(Markup_{1993-2004})^2$				- 2,48 (- 1,02)		
Constante	1,44 (1,15)	2 (0,41)	- 3,50*** (- 2,67)	- 8,47 (- 1,66)	2,79** (2,29)	- 4,00** (- 2,09)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteurs	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² ajusté	0,77	0,77	0,76	0,76	0,80	0,79
Nombre d'observations	99	99	99	99	81	81

Lecture : ce tableau reporte les estimations des déterminants des gains de productivité horaire du travail de secteurs de services marchands non financiers.

Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : 9 secteurs de services marchands non financiers dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (1) à (4)), soit 111 observations, puis dans 9 pays européens (colonnes (5) et (6)), soit 81 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Premièrement, certains services comme les télécommunications comportent des coûts irrécouvrables (R&D, dépenses publicitaires...) élevés, tandis que plusieurs secteurs manufacturiers présentent des coûts irrécouvrables faibles. Deuxièmement, les services se caractérisent par des *markups* élevés en comparaison des secteurs manufacturiers. Dans ces conditions, l'effet différencié de la concurrence sur les gains de productivité des secteurs selon que ces derniers produisent des biens manufacturés ou des services ne résulterait pas tant d'une opposition secteurs manufacturiers / services basée sur l'intensité en brevets, mais plutôt basée sur le niveau des *markups*. En d'autres termes, pas assez de concurrence serait néfaste aux gains de productivité, mais trop de concurrence le serait également, que les firmes opèrent dans des secteurs manufacturiers ou dans des services.

Un test simple de cette hypothèse consiste à évaluer l'impact moyen du *markup* sur les gains de productivité selon que les secteurs sont peu concurrentiels ou très concurrentiels. L'impact du niveau de la concurrence sur le taux de croissance de la productivité est alors évalué en scindant l'échantillon sur la base de la distribution du niveau des *markups* (17). Les résultats indiquent que dans les secteurs peu concurren-

tiels, le *markup* estimé sur la période 1981-1992 expliquerait négativement et significativement les gains de productivité (cf. tableau 7). En revanche, dans les secteurs très concurrentiels, les différences de gains de productivité ne semblent pas dépendre du niveau de concurrence.

Ce résultat doit toutefois être considéré avec précaution. D'une part, le niveau moyen du *markup* n'est pas toujours un indicateur fiable de l'intensité concurrentielle d'un secteur, une même activité pouvant être très concurrentielle dans un pays mais peu concurrentielle dans un autre. D'autre part, l'impact de la recherche-développement sur la relation entre concurrence et productivité n'est pas testé ici, faute de données suffisamment détaillées au sein de notre échantillon. Cette question mériterait donc d'être étudiée de façon approfondie dans le cadre de futurs travaux.

* *
*

17. Nous utilisons les premiers et derniers quartiles du niveau du *markup* moyen estimé sur 1981-1992. Sont considérés comme concurrentiels les secteurs pour lesquels le *markup* moyen est inférieur au premier quartile 1,13 et comme peu concurrentiels les secteurs pour lesquels le *markup* moyen est supérieur au dernier quartile 1,17 (cf. annexe 2, tableau B).

Tableau 7
Estimations de l'impact du *markup* sur les gains de productivité horaire du travail dans les secteurs concurrentiels / peu concurrentiels

Variable dépendante : le taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail entre 1993 et 2004				
	Pays de l'OCDE		Pays européens	
	<i>Markup</i> faible	<i>Markup</i> élevé	<i>Markup</i> faible	<i>Markup</i> élevé
Variables explicatives	(1)	(2)	(3)	(4)
Écart de productivité par rapport au pays leader en 1992	0,009*** (3,42)	0,008** (2,71)	0,011*** (4,27)	0,005 (1,48)
<i>Markup</i> ₁₉₈₁₋₁₉₉₂	0,35 (0,15)	- 3,50*** (- 3,16)	- 0,44 (- 0,16)	- 4,59*** (- 3,98)
Constante	- 2,60 (- 0,97)	10,18*** (4,57)	- 1,92 (- 0,60)	12,49*** (5,69)
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteurs	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² ajusté	0,59	0,72	0,59	0,79
Nombre d'observations	55	55	45	45

Lecture : ce tableau reporte les estimations des déterminants des gains de productivité horaire du travail au sein de 16 secteurs marchands non financiers dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (1) et (2)) puis dans 9 pays européens (colonnes (3) et (4)) en distinguant les secteurs à *markup* élevé des secteurs à *markup* faible. Nous utilisons les premiers et derniers quartiles du niveau du *markup* moyen estimé sur 1981-1992. Sont considérés comme concurrentiels les secteurs pour lesquels le *markup* moyen est inférieur au premier quartile 1,13 et comme peu concurrentiels les secteurs pour lesquels le *markup* moyen est supérieur au dernier quartile 1,17 (cf. annexe 2, tableau B). Les t-statistiques corrigées de l'hétéroscédasticité sont reportées entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les coefficients estimés sont significativement différents de 0 aux seuils respectifs de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : 16 secteurs marchands non financiers dans 11 pays de l'OCDE (colonnes (1) et (2)), soit 176 observations, parmi lesquels on distingue 5 secteurs (soit 55 observations) à *markup* élevé et 5 secteurs (soit 55 observations) à *markup* faible ; puis 16 secteurs marchands non financiers dans 9 pays européens (colonnes (3) et (4)), soit a priori 144 observations, parmi lesquelles on distingue 5 secteurs (soit 45 observations) à *markup* élevé et 5 secteurs (soit 45 observations) à *markup* faible.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Au total, les estimations économétriques font apparaître quatre résultats importants.

Premièrement, contrairement aux études qui montrent que la concurrence a toujours un effet positif sur les gains de productivité, il semble qu'il existe une relation non linéaire entre *markups* et gains de productivité. Dans un secteur où les marges sont élevées en moyenne, les gains de productivité seraient plus importants dans les pays caractérisés par une concurrence relativement forte. En revanche, dans un secteur où la concurrence est forte en moyenne, la productivité est plus dynamique dans les pays où les marges sont relativement importantes. Cette dernière relation apparaît toutefois fragile puisque le degré de concurrence n'a aucun effet significatif sur les gains de productivité lorsque l'échantillon d'analyse comprend uniquement les secteurs les plus concurrentiels.

18. Dans les secteurs peu concurrentiels, le *markup* moyen estimé sur la période 1981-1992 varie de 1,2 à 1,5.

Deuxièmement, les effets de la concurrence sur la productivité apparaissent avec retard. Le *markup* estimé sur la période 1981-1992 explique les gains de productivité observés sur la période 1993-2004.

Troisièmement, l'effet de la concurrence sur les gains de productivité est économiquement important. En moyenne, une diminution du *markup* de 0,1 dans les secteurs peu concurrentiels (18) se traduirait par une augmentation de l'ordre de 0,4 point du taux de croissance annuel moyen de la productivité horaire du travail dans la décennie suivante.

Quatrièmement, la relation entre concurrence et productivité diffère selon les secteurs. Dans les secteurs manufacturiers, une amélioration de la concurrence pourrait conduire à un ralentissement des gains de productivité. Dans les services, un accroissement de la concurrence favoriserait les gains de productivité. □

BIBLIOGRAPHIE

Aghion P., Bloom N., Blundell R., Griffith R. et Howitt P. (2005), « Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, n° 2, pp. 701-728.

Askenazy P., Cahn C. et Irac D. (2007), « Déterminants du niveau d'innovation dans les PME », *Bulletin de la Banque de France*, n° 165, pp. 87-93.

Baily M.N. et Zitzewitz E. (2000), « Service Sector Productivity Comparisons : Lessons for Measurement », in C.R. Hulten, E.R. Dean et M.J. Harper (éds.), *New Developments in Productivity Analysis*, NBER, Cambridge MA.

BCE (2006), « Competition, Productivity and Prices in the Euro Area Services Sector », *Occasional Paper Series*, n° 44.

Belsley D.A., Kuh E. et Welsch R.E. (1980), *Regression Diagnostics Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley, New-York.

Borsenberger C. et Doisy N. (2006), « Les relations commerciales entre fournisseurs et distribu-

teurs », *Trésor-Eco*, n° 3 et *Économie et Prévision*, n° 175-176, pp. 189-195.

Bouis R. (2008), « Niveau et évolution de la concurrence sectorielle en France », *Trésor-Éco*, n° 27.

Bourlès R. et Cette G. (2005), « A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries », *OECD Economic Studies*, n° 41, 2005/2, pp. 75-108.

Christopherson S. (2007), « Barriers to 'US Style' Lean Retailing: the Case of Wal-Mart's Failure in Germany », *Journal of Economic Geography*, vol. 7, n° 4, pp. 451-469.

Christopoulou R. et Vermeulen P. (2008), « Markups in the Euro Area and the US Over the Period 1981-2004. A Comparison of 50 Sectors », ECB, *Working Paper Series*, n° 856.

Conway P., Janod V. et Nicoletti G. (2005), « Product Market Regulation in OECD Countries, 1998 to 2003 », OCDE, *Economics Department Working Papers*, n° 419.

Dew-Becker I. et Gordon R.J. (2008), « The Role of Labor Market Changes in the Slowdown of

European Productivity Growth », *NBER Working Papers*, n° 13840.

Disney R., Haskel J. et Heden Y. (2000), « Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing », *CEPR Discussion Paper*, n° 2463.

European Commission (2004), « The EU Economy : 2004 Review », *European Economy*, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, n° 6.

Eurostat (2001), « Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts », Eurostat, Luxembourg.

FMI (2007), « Does It Pay to Synchronize Structural Reforms Across Markets and Countries ? Insights from the Global Economic Model », Luc Everaert, document de travail, 10th IMAD and 38th CMTEA Joint International Conference « National Reforms for the Implementation of the Lisbon Strategy : Their Monitoring, Assessment and Impacts », Kranjska Gora, Slovenia, 14-16 June 2007.

Gonzalez L. (2002), « L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail dans les branches industrielles », avec un commentaire de F. Mihoubi « Intérim, travail externalisé et mesure de la productivité du travail dans l'industrie », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 103-137.

Gordon R.J. (2004), « Why Was Europe Left at the Station When America's Productivity Locomotive Departed ? », *CEPR Discussion Paper*, n° 4416.

Gust C. et Marquez J. (2002), « International Comparisons of Productivity Growth: The Role of Information Technology and Regulatory Practices », *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, n° 727.

Insee (2004), « Le ralentissement de la productivité dans les années 1990 : effet transitoire des politiques d'emploi ou rupture plus profonde ? », in *L'économie française - Comptes et dossiers - Édition 2004-2005*, pp. 107-142.

Leibenstein H. (1966), « Allocative Efficiency vs. "X-efficiency" », *American Economic Review*, vol. 56, n° 3, pp. 392-415.

Lelarge C. et Nefussi B. (2008), « The Dynamics of Firms' Product Portfolio in Response to Low-

Wage Competition : An Empirical Assessment », *mimeo*, Crest-OCDE et MINEIE- DGTPE.

Malinvaud E. (1973), « Une explication de l'évolution de la productivité horaire du travail », *Économie et Statistique*, n° 48, pp. 46-50.

MINEIE (2007), « La concurrence, un outil en faveur de la croissance, de l'emploi et du pouvoir d'achat », in *Rapport économique social et financier*, tome 1, Perspectives économiques 2007-2008 et évolution des finances publiques, pp. 109-122.

Nickell S. (1996), « Competition and Corporate Performance », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 4, pp. 724-746.

Nickell S., Wadhvani S. et Wall M. (1992), « Productivity Growth in U.K. Companies, 1975-1986 », *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, pp. 1055-1085.

Nicodème G. et Sauner-Leroy J.-B. (2007), « Product Market Reforms and Productivity: A Review of the Theoretical and Empirical Literature on the Transmission Channels », *Journal of Industry, Competition and Trade*, vol. 7, n° 1, pp. 53-72.

Nicoletti G. et Scarpetta S. (2005), « Regulation and Economic Performance : Product Market Reforms and Productivity in the OECD », OCDE, *Economics Department Working Papers*, n° 460, OECD Economics Department.

OCDE (1996), « Services. Measuring Real Value Added », Statistics Directorate, OCDE.

OCDE (2002), « Concurrence sur les marchés de produits et performance économique », *Perspectives économiques*, n° 72, pp. 189-197.

OCDE (2004), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2004*, chapitre 2, « Réglementation relative à la protection de l'emploi et performance du marché du travail », pp. 65-138.

Okada Y. (2005), « Competition and Productivity in Japanese Manufacturing Industries », *NBER Working Papers*, n° 11540.

Oliveira Martins J., Scarpetta S. et Pilat D. (1996a), « Mark-Up Pricing, Market Structure and the Business Cycle », *OECD Economic Studies*, n° 27, 1996/2, pp. 71-105.

Oliveira Martins J., Scarpetta S. et Pilat D. (1996b), « Mark-up Ratios in Manufacturing

Industries. Estimates for 14 OECD Countries », OCDE, *Economics Department Working Papers*, n° 162.

Pilat D. (1996), « Labour Productivity Levels in OECD Countries: Estimates for Manufacturing and Selected Service Sectors », OCDE, *Economics Department Working Papers*, n° 169.

Przybyla M. et Roma M. (2005), « Does Product Market Competition Reduce Inflation? Evidence from EU Countries and Sectors », ECB, *Working Paper Series*, n° 453.

Roeger W. (1995), « Can Imperfect Competition Explain the Difference Between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S.

Manufacturing », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 2, pp. 316-330.

Roeger W., Varga J. et in't Veld J. (2008), « Structural Reforms in the EU: A Simulation-Based Analysis Using QUEST Model with Endogenous Growth », *European Economy*, Economic Papers, n° 351.

Scherer F. (1967), « Market Structure and the Employment of Scientists and Engineers », *American Economic Review*, vol. 57, n° 3, pp. 524-531.

Schumpeter J.A. (1942), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Allen Unwin, London.

ESTIMATIONS DE MARKUPS

Tableau A
Estimations de *markups* sur la période 1993-2004

Code	Secteur	AUT	BEL	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	NLD	USA
15-16	Fabrication de produits alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac	1,08	1,06	1,09	1,05	1,13	1,12	1,15	1,11	1,26	1,08	1,13
17-19	Fabrication de textiles, habillement, articles de cuir et chaussures	1,27	1,07	1,15	1,11	1,10	1,16	1,09	1,15	1,06	1,04	1,12
20	Production de bois et d'articles en bois et en liège (sauf fabrication de meubles) ; fabrication d'articles de vannerie et de sparterie	1,25	1,09	1,32	1,13	1,23	1,18	1,06	1,16	1,08	1,25	1,24
21-22	Industrie du papier et du carton, édition, imprimerie, reproduction	1,40	1,11	1,15	1,18	1,30	1,11	1,11	1,18	1,15	1,13	1,15
24	Fabrication de produits chimiques	1,16	1,13	1,42	1,17	1,22	1,10	1,22	1,15	1,29	1,18	1,25
25	Fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques	1,24	1,12	1,29	1,08	1,18	1,20	1,15	1,19	1,12	1,06	1,17
26	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	1,39	1,07	1,43	1,15	1,26	1,27	1,12	1,14	1,17	1,20	1,23
27-28	Fabrication de produits métallurgiques de base et d'ouvrages en métaux (sauf machines et matériel)	1,41	1,13	1,28	1,20	1,15	1,22	1,10	1,18	1,16	1,13	1,16
29	Fabrication de machines et de matériel n.c.a.	1,28	1,19	1,31	1,11	1,14	1,20	1,16	1,11	1,18	1,13	1,10
30-33	Fabrication de machines électriques et optiques	1,23	1,08	1,28	1,18	1,22	1,16	1,11	1,12	1,18	1,05	1,14
34-35	Fabrication de machines de transport	1,12	1,06	1,07	1,18	1,07	1,14	1,06	1,10	1,14	1,06	1,02
36-37	Fabrication de meubles ; activités de fabrication n.c.a. ; récupération	1,29	1,04	1,14	1,10	1,13	1,13	1,10	1,09	1,12	1,08	1,10
E	Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	1,40	1,47	1,66	1,39	1,67	1,35	1,40	1,39	1,88	1,09	1,85
F	Construction	1,47	1,10	1,17	1,08	1,03	1,15	1,03	1,20	1,12	1,06	1,09
50	Commerce, entretien et réparation de véhicules automobiles et de motocycles ; commerce de détail de carburants automobiles	1,54	1,12	1,21	1,14	1,31	1,17	1,13	1,38	1,06	1,21	1,27
51	Commerce de gros et activités d'intermédiaires du commerce de gros (sauf de véhicules automobiles et de motocycles)	1,49	1,09	1,23	1,36	1,24	1,29	1,19	1,25	1,49	1,36	1,21
52	Commerce de détail, sauf de véhicules automobiles et de motocycles ; réparation d'articles personnels et domestiques	1,25	1,06	1,04	1,19	1,18	1,28	1,31	1,20	1,17	1,32	1,15
H	Hôtels et restaurants	1,27	1,07	1,02	1,24	1,01	1,16	1,13	1,24	1,19	1,22	1,14
60-63	Transports et entreposage	1,51	1,16	1,19	1,32	1,42	1,17	1,07	1,30	1,13	1,24	1,17
64	Postes et télécommunications	0,98	1,45	1,22	1,46	1,58	1,26	1,24	1,70	2,13	1,25	1,44
71-74	Location de machines et d'équipements et activités de services aux entreprises	1,11	1,09	1,34	1,26	1,12	1,24	1,18	1,30	1,16	1,14	1,20

Lecture : ce tableau reporte les estimations des *markups* sur la période 1993-2004. Les *markups* en gras sont statistiquement différents de 1 au seuil de 5 % (significativité tenant compte du caractère asymétrique de la distribution des *markups* estimés).

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE, soit 231 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Tableau B
Estimations de *markups* sur la période 1981-1992

Code	Secteur	AUT	BEL	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	ITA	JPN	NLD	USA
15-16	Fabrication de produits alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac	1,04	1,09	1,05	1,12	1,08	1,09	1,08	1,10	1,26	1,07	1,09
17-19	Fabrication de textiles, habillement, articles de cuir et chaussures	1,03	1,08	1,12	1,22	1,11	1,11	1,05	1,11	1,01	1,07	1,09
20	Production de bois et d'articles en bois et en liège (sauf fabrication de meubles) ; fabrication d'articles de vannerie et de sparterie	1,14	1,08	1,38	1,27	1,22	1,14	1,12	1,13	1,04	1,07	1,13
21-22	Industrie du papier et du carton, édition, imprimerie, reproduction	1,15	1,14	1,01	1,22	1,27	1,16	1,11	1,13	1,08	1,09	1,15
24	Fabrication de produits chimiques	1,13	1,20	1,16	1,26	1,30	1,12	1,07	1,11	1,14	1,23	1,16
25	Fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques	1,07	1,13	1,18	1,17	1,25	1,28	1,10	1,14	1,11	1,06	1,11
26	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	1,16	1,18	1,28	1,25	1,35	1,12	1,12	1,25	1,07	1,25	1,14
27-28	Fabrication de produits métallurgiques de base et d'ouvrages en métaux (sauf machines et matériel)	1,10	1,11	1,09	1,31	1,18	1,15	1,04	1,12	1,17	1,22	1,11
29	Fabrication de machines et de matériel n.c.a.	1,04	1,11	1,10	1,22	1,20	1,19	1,06	1,16	1,15	1,04	1,11
30-33	Fabrication de machines électriques et optiques	1,09	1,13	1,08	1,18	1,29	1,17	1,13	1,18	1,13	0,99	1,06
34-35	Fabrication de machines de transport	1,18	1,07	1,05	1,15	0,99	1,07	0,95	1,09	1,14	1,02	0,98
36-37	Fabrication de meubles ; activités de fabrication n.c.a. ; récupération	1,04	1,06	1,20	1,15	1,23	1,24	1,08	1,15	1,11	1,08	1,04
E	Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	1,27	1,66	1,85	1,37	1,75	1,41	1,27	1,11	1,36	1,22	1,36
F	Construction	1,08	1,13	1,02	1,10	1,13	1,25	1,09	1,20	1,14	1,06	1,06
50	Commerce, entretien et réparation de véhicules automobiles et de motocycles ; commerce de détail de carburants automobiles	1,52	1,16	1,24	1,20	1,29	1,45	1,01	1,19	1,13	1,13	1,12
51	Commerce de gros et activités d'intermédiaires du commerce de gros (sauf de véhicules automobiles et de motocycles)	1,40	1,26	1,30	1,38	1,19	1,09	1,13	1,29	1,41	1,25	1,23
52	Commerce de détail, sauf de véhicules automobiles et de motocycles ; réparation d'articles personnels et domestiques	1,27	1,05	1,28	0,94	1,17	1,06	1,08	1,23	1,13	1,20	1,13
H	Hôtels et restaurants	1,17	1,02	1,10	1,08	1,06	1,06	1,34	1,07	1,06	1,20	1,13
60-63	Transports et entreposage	1,24	1,20	1,11	1,23	1,29	1,25	1,03	1,09	1,07	1,17	1,14
64	Postes et télécommunications	1,61	1,83	1,21	1,67	1,38	1,66	1,33	1,31	1,63	1,25	1,24
71-74	Location de machines et d'équipements et activités de services aux entreprises	1,12	1,12	1,14	1,10	1,08	1,17	1,23	1,44	1,29	1,00	1,21

Lecture : ce tableau reporte les estimations des *markups* sur la période 1981-1992. Les *markups* en gras sont statistiquement différents de 1 au seuil de 5 % (significativité tenant compte du caractère asymétrique de la distribution des *markups* estimés).

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE, soit 231 observations.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

STATISTIQUES COMPLÉMENTAIRES

Tableau A
Statistiques descriptives au niveau de chaque secteur

		Taux de croissance annuel moyen productivité 1993-2004 (en %)	Écart de productivité avec pays leader en 1992 (en %)	Markup 1981-1992	Markup 1993-2004	Taux de croissance annuel moyen du nombre d'heures travaillées par travailleur entre 1993 et 2004 (en %)
Fabrication de produits alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac	Moyenne	1,72	67,76	1,1	1,11	- 0,04
	Médiane	1,19	55,32	1,09	1,11	- 0,06
	Maximum	5,94	199,13	1,26	1,26	0,57
	Minimum	- 0,40	0	1,04	1,05	- 0,62
	Écart-type	1,92	56,69	0,06	0,06	0,38
Fabrication de textiles, habillement, articles de cuir et chaussures	Moyenne	2,86	49,17	1,09	1,12	0,02
	Médiane	2,95	37,02	1,09	1,11	0,03
	Maximum	5,27	125,78	1,22	1,27	0,75
	Minimum	- 0,88	0	1,01	1,04	- 0,74
	Écart-type	2,17	36,52	0,05	0,06	0,37
Travail du bois, fabrication d'articles en bois et en liège	Moyenne	2,56	79,96	1,16	1,18	- 0,14
	Médiane	1,63	57,96	1,13	1,18	- 0,12
	Maximum	8,39	206,75	1,38	1,32	0,49
	Minimum	- 1,08	10,5	1,04	1,06	- 0,79
	Écart-type	2,81	61,66	0,1	0,08	0,37
Industrie du papier et du carton, édition, imprimerie, reproduction	Moyenne	2,32	104,5	1,14	1,18	- 0,06
	Médiane	1,9	91,93	1,14	1,15	- 0,06
	Maximum	6,28	190,55	1,27	1,4	0,84
	Minimum	0,28	11,23	1,01	1,11	- 0,62
	Écart-type	1,86	55,9	0,07	0,09	0,39
Fabrication de produits chimiques	Moyenne	4	44,91	1,17	1,21	- 0,14
	Médiane	3,89	34,57	1,16	1,18	- 0,03
	Maximum	6,71	116,8	1,3	1,42	0,88
	Minimum	1,43	0	1,07	1,1	- 1,37
	Écart-type	1,7	39,55	0,07	0,09	0,56
Fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques	Moyenne	3,14	72,84	1,15	1,16	- 0,09
	Médiane	1,8	64,08	1,13	1,17	- 0,13
	Maximum	11,49	176,33	1,28	1,29	0,34
	Minimum	0,02	0	1,06	1,06	- 0,6
	Écart-type	3,14	56,47	0,07	0,07	0,26
Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	Moyenne	2,44	47,11	1,2	1,22	0,14
	Médiane	2,62	49,99	1,18	1,2	- 0,05
	Maximum	3,84	156,51	1,35	1,43	2,45
	Minimum	- 0,18	0	1,07	1,07	- 0,66
	Écart-type	1,15	43,8	0,08	0,11	0,86
Fabrication de produits métallurgiques de base	Moyenne	2,26	39,76	1,15	1,19	- 0,1
	Médiane	2,4	33,94	1,12	1,16	- 0,03
	Maximum	3,79	97,46	1,31	1,41	0,91
	Minimum	0,26	0	1,04	1,1	- 0,92
	Écart-type	1,06	30,45	0,07	0,09	0,48
Fabrication de machines et de matériel n.c.a.	Moyenne	2,89	45,33	1,13	1,17	- 0,13
	Médiane	2,61	39,71	1,11	1,16	- 0,15
	Maximum	5,83	93,25	1,22	1,31	0,34
	Minimum	1,08	0	1,04	1,1	- 0,74
	Écart-type	1,33	33,6	0,06	0,07	0,38

		Taux de croissance annuel moyen productivité 1993-2004 (en %)	Écart de productivité avec pays leader en 1992 (en %)	Markup 1981-1992	Markup 1993-2004	Taux de croissance annuel moyen du nombre d'heures travaillées par travailleur entre 1993 et 2004 (en %)
Fabrication de machines électriques et optiques	Moyenne	7,23	42,88	1,13	1,16	- 0,04
	Médiane	5,69	43,39	1,13	1,16	- 0,03
	Maximum	17,31	74,01	1,29	1,28	0,55
	Minimum	1,05	0	0,99	1,05	- 0,52
	Écart-type	5,26	24,38	0,08	0,07	0,35
Fabrication de machines de transport	Moyenne	3,27	77,74	1,06	1,09	- 0,19
	Médiane	3,06	52,97	1,07	1,07	- 0,02
	Maximum	5,59	320,93	1,18	1,18	0,24
	Minimum	1,21	0	0,95	1,02	- 1,09
	Écart-type	1,41	86,33	0,07	0,05	0,39
Fabrication de meubles, industries diverses, récupération	Moyenne	2,05	131,23	1,13	1,12	0
	Médiane	2,33	77,33	1,11	1,1	- 0,07
	Maximum	5,03	423,83	1,24	1,29	0,66
	Minimum	- 0,01	0	1,04	1,04	- 0,51
	Écart-type	1,68	129,4	0,07	0,06	0,33
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	Moyenne	4,55	90,71	1,42	1,51	- 0,24
	Médiane	4,21	84,5	1,36	1,4	- 0,25
	Maximum	6,44	148,34	1,85	1,88	0,2
	Minimum	2,3	32,88	1,11	1,09	- 0,88
	Écart-type	1,15	35,93	0,23	0,24	0,3
Construction	Moyenne	0,02	34,56	1,11	1,14	- 0,01
	Médiane	- 0,49	29,51	1,1	1,1	0,02
	Maximum	2,53	92,88	1,25	1,47	0,47
	Minimum	- 1,52	0	1,02	1,03	- 0,6
	Écart-type	1,33	26,83	0,07	0,12	0,36
Commerce, entretien et réparation de véhicules automobiles et de motocycles ; commerce de détail de carburants automobiles	Moyenne	0,91	195,44	1,22	1,23	- 0,17
	Médiane	0,11	201,46	1,19	1,21	0,01
	Maximum	4,99	361,34	1,52	1,54	0,28
	Minimum	- 1,45	0	1,01	1,06	- 0,75
	Écart-type	2,5	96,13	0,15	0,14	0,33
Commerce de gros et activités d'intermédiaires du commerce de gros (sauf de véhicules automobiles et de motocycles)	Moyenne	2,7	151,07	1,27	1,29	- 0,23
	Médiane	2,93	133,97	1,26	1,25	- 0,13
	Maximum	5,5	341,03	1,41	1,49	0,12
	Minimum	0,4	0	1,09	1,09	- 0,86
	Écart-type	1,58	98,94	0,1	0,12	0,32
Commerce de détail, sauf de véhicules automobiles et de motocycles ; réparation d'articles personnels et domestiques	Moyenne	1,48	72	1,14	1,19	- 0,45
	Médiane	0,96	70,42	1,13	1,19	- 0,39
	Maximum	3,58	217,15	1,28	1,32	- 0,04
	Minimum	- 0,13	0	0,94	1,04	- 1,01
	Écart-type	1,33	59,54	0,1	0,09	0,35
Hôtels et restaurants	Moyenne	0,01	89,25	1,12	1,15	- 0,55
	Médiane	0,31	41,63	1,08	1,16	- 0,45
	Maximum	1,43	313,07	1,34	1,27	- 0,01
	Minimum	- 2,88	0	1,02	1,01	- 1,15
	Écart-type	1,21	98,81	0,09	0,09	0,44

		Taux de croissance annuel moyen productivité 1993-2004 (en %)	Écart de productivité avec pays leader en 1992 (en %)	Markup 1981-1992	Markup 1993-2004	Taux de croissance annuel moyen du nombre d'heures travaillées par travailleur entre 1993 et 2004 (en %)
Transports et entreposage	Moyenne	1,39	81,49	1,16	1,24	- 0,06
	Médiane	1,73	77,52	1,17	1,19	- 0,05
	Maximum	3,2	130,24	1,29	1,51	0,45
	Minimum	- 0,55	0	1,03	1,07	- 0,49
	Écart-type	1,13	38,27	0,08	0,13	0,31
Postes et télécommunications	Moyenne	7,2	126,89	1,47	1,43	- 0,13
	Médiane	7,36	123,18	1,38	1,44	- 0,19
	Maximum	10,45	249,52	1,83	2,13	0,59
	Minimum	3,93	42,51	1,21	0,98	- 0,82
	Écart-type	2,6	62,1	0,22	0,3	0,42
Location de machines et d'équipements et activités de services aux entreprises	Moyenne	0,42	94,69	1,17	1,19	- 0,06
	Médiane	0,37	78,36	1,14	1,18	0,01
	Maximum	3,36	359,37	1,44	1,34	0,69
	Minimum	- 0,98	18,61	1	1,09	- 0,71
	Écart-type	1,24	95,18	0,12	0,08	0,44

Lecture : ce tableau reporte les statistiques descriptives (moyenne, médiane, maximum, minimum et écart-type) des variables utilisées dans les régressions.

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

Tableau B
Classification des secteurs selon le niveau moyen de *markup*

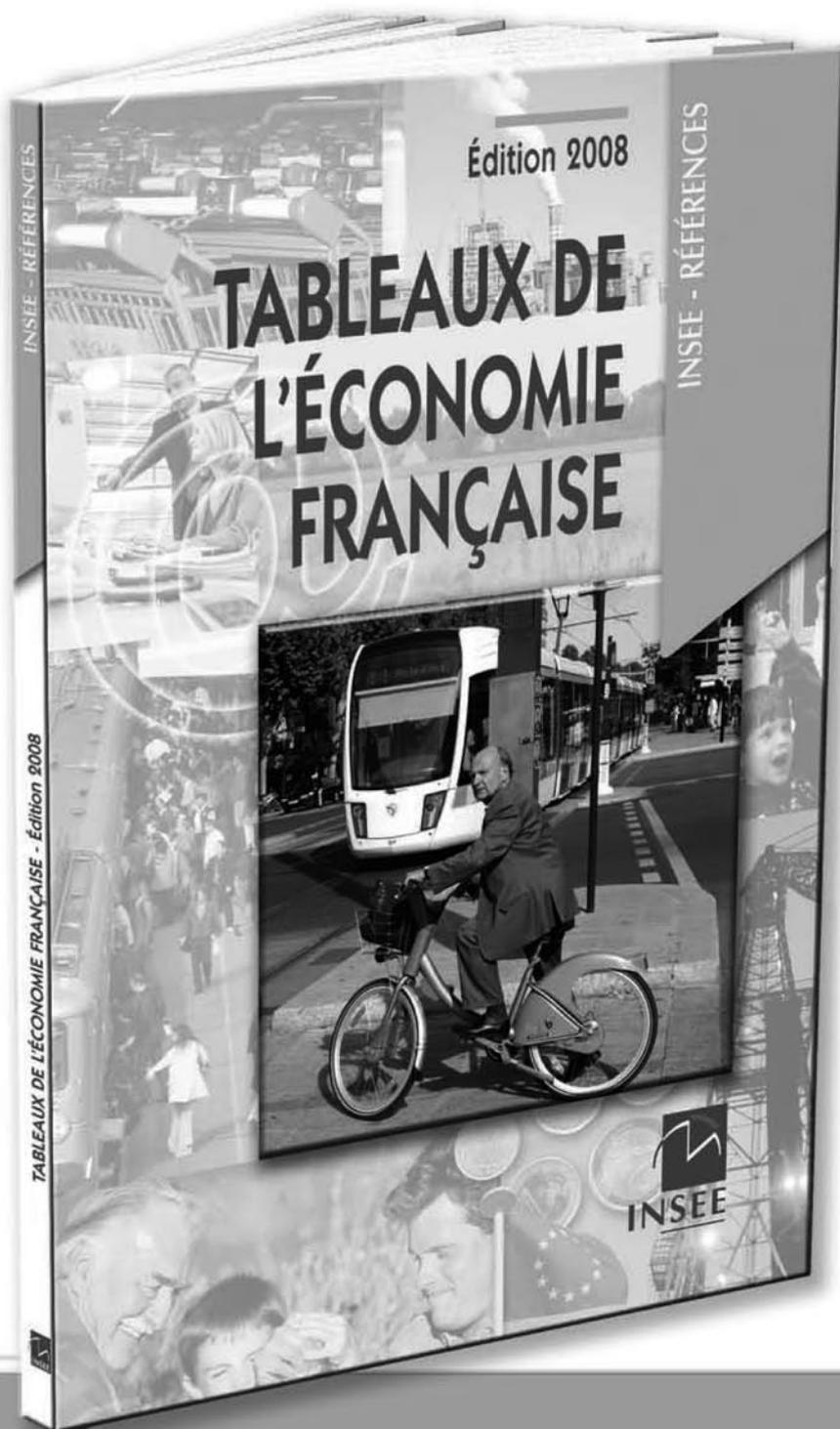
Secteur	Markup moyen (1981-1992)	Classement
Équipement de transport	1,06	Markup faible
Textiles et habillement	1,09	Markup faible
Produits alimentaires	1,1	Markup faible
Construction	1,11	Markup faible
Hôtels et restaurants	1,12	Markup faible
Machines électriques et optiques	1,13	
Industries diverses, recyclage	1,13	
Machines et de matériel	1,13	
Industrie du papier	1,14	
Commerce de détail	1,14	
Caoutchouc et plastiques	1,15	
Produits métallurgiques	1,15	
Travail du bois	1,16	
Transports et entreposage	1,16	
Produits chimiques	1,17	
Services aux entreprises*	1,17	
Autres produits minéraux	1,2	Markup fort
Commerce et entretien de véhicules	1,22	Markup fort
Commerce de gros	1,27	Markup fort
Électricité, gaz et eau	1,42	Markup fort
Postes et télécommunications	1,47	Markup fort

Lecture : un secteur est jugé très concurrentiel lorsque son *markup* moyen est inférieur au premier quartile (1,13) et peu concurrentiel lorsque son *markup* moyen est supérieur au dernier quartile (1,17).

Champ : 21 secteurs dans 11 pays de l'OCDE, sur la période 1981-1992.

Source : calculs des auteurs à partir des bases de données EU KLEMS et AMECO.

L'essentiel de l'économie...



- > Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
par correspondance et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee-Références


INSEE