

UNE COMPARAISON DES NIVEAUX DE PRODUCTIVITÉ STRUCTURELS DES GRANDS PAYS INDUSTRIALISÉS

Renaud Bourlès et Gilbert Cette

TABLE DES MATIÈRES

Introduction.....	84
La productivité apparente du travail dans les grands pays industrialisés	86
Productivité du travail, taux d'emploi et durée du travail: approche globale ...	90
La relation estimée.....	90
Les résultats d'estimations par la méthode des OLS.....	92
Les résultats d'estimations par la méthode des variables instrumentales	96
Approche distinguant différentes composantes de la population en âge de travailler.....	101
Méthodologie	101
Les effets taux d'emploi selon la classe d'âge et le sexe.....	103
Effets comparés sur la productivité de variations du taux d'emploi des différentes catégories	104
De la productivité observée à la productivité structurelle	106
Remarques conclusives.....	110
<i>Annexe</i> : Les variables mobilisées	114
Bibliographie	116

Renaud Bourlès, Université de la méditerranée; Gilbert Cette, Banque de France et Université de la méditerranée. Cette analyse n'engage que ses auteurs et en aucun cas les institutions qui les emploient. Les auteurs tiennent à remercier Rémy Lecat, Tristan Maury, Giuseppe Nicoletti, Dirk Pilat, Patrick Sevestre, Paul Schreyer et Paul Swaim pour l'aide et les conseils qu'ils leur ont apportés. Ils remercient également les participants au séminaire qui s'est tenu à l'OCDE le 27 janvier 2005 pour leurs remarques fructueuses.

INTRODUCTION

Le niveau de la productivité horaire du travail est, avec la durée du travail, le taux d'emploi et la part de la population en âge de travailler dans la population totale, l'un des déterminants comptables du niveau du PIB par habitant. Hors, de multiples analyses indiquent que les niveaux de productivité horaire du travail seraient très proches, voire même supérieurs, dans plusieurs pays européen, au niveau observé aux États-Unis alors que, simultanément, le PIB par habitant y serait très nettement inférieur (*cf.* Cette 2004, 2005 pour une synthèse de ces travaux). Cet écart s'explique comptablement par une durée du travail et/ou un taux d'emploi plus élevés aux États-Unis. Un tel constat incite à penser que les États-Unis ne définissent plus la « frontière technologique »¹ sur laquelle se positionneraient depuis déjà plusieurs années d'autres pays. En d'autres termes, le rattrapage des niveaux de productivité des États-Unis par les autres pays industrialisés serait déjà achevé pour certains d'entre eux. Les pays européens à forte productivité horaire feraient par ailleurs le choix, par une durée du travail et/ou des taux d'emploi plus faibles, d'une société davantage tournée vers les loisirs que les États-Unis. La question alors pertinente, traitée dans une littérature qui devient abondante², serait de savoir si le choix des pays européens d'être davantage tournés vers les loisirs est l'expression de réelles préférences sociales et collectives ou résulte des effets combinés de dispositions réglementaires qui brident la mobilisation de la population en âge de travailler et de dispositions fiscales qui désincitent financièrement une telle mobilisation.

L'analyse qui précède serait valide sous l'hypothèse de rendements constants de la durée du travail et du taux d'emploi. Or, des travaux économétriques récents (par exemple Belorgey, Lecat et Maury, 2004) réalisés sur des panels de pays aboutissent à montrer que les rendements de ces deux grandeurs sont fortement décroissants. Les écarts de la durée du travail et/ou du taux d'emploi de nombreux pays européens vis-à-vis des États-Unis y élèveraient en conséquence le niveau relatif de productivité horaire. L'analyse proposée par Cette (2004, 2005) consistait à corriger les niveaux « observés » de productivité horaire par l'effet des écarts de la durée du travail et/ou de taux d'emploi (vis-à-vis des États-Unis) liés à ces rendements décroissants pour évaluer ainsi une productivité horaire « structurelle ». Il apparaissait alors que, à l'exception de certains petits pays très spécifiques (Norvège par exemple), les niveaux de la productivité structurelle étaient dans tous les pays inférieurs à celui des États-Unis qui définiraient donc toujours la « frontière technologique ».

Prolongeant cette dernière analyse, la présente étude cherche principalement à affiner l'évaluation des effets des écarts de taux d'emploi sur la productivité, en décomposant la population en âge de travailler en six catégories correspondant au croisement des deux sexes et de trois classes d'âge (15-24 ans, 25-54 ans, 55-64 ans). En effet, il est envisageable que les rendements décroissants du taux d'emploi diffèrent entre ces catégories et il apparaît que les écarts vis-à-vis des États-Unis ne sont pas uniformément répartis mais concernent des populations en âge de travailler spécifiques selon les pays : les jeunes, les plus âgés ou les femmes. Cette analyse empirique est développée sur un panel de pays de l'OCDE, sur la période 1992-2002. Les nombreux problèmes de simultanités entre les variables mobilisées sont traités en recourant à la méthode des variables instrumentales.

Les résultats obtenus doivent être considérés avec la prudence d'usage. Ils sont associés à de nombreuses hypothèses simplificatrices qui doivent amener à les considérer comme des ordres de grandeur réalistes plutôt que comme des évaluations précises. Parmi ces hypothèses, celles de rendements uniformes des taux d'emploi et de la durée du travail sont sans doute très fortes. Elles aboutissent par exemple à supposer que le rendement du taux d'emploi de chacune des six catégories de personnes en âge de travailler ici distinguées est inchangé, que le taux d'emploi initial de la catégorie considérée soit de 20 % ou de 70 %.

Il est utile de souligner que l'analyse ici proposée de l'effet sur la productivité du taux d'emploi par sexe et classe d'âge n'est pas directement comparable aux résultats des analyses concernant les effets sur la productivité de la composition par sexe et âge de la population en emploi. En effet, notre analyse s'intéresse aux effets sur la productivité de la structure de la population en âge de travailler décomposée par sexe et classes d'âge entre les deux situations d'*insiders* et d'*outsiders*, et non aux effets sur la productivité de la structure par sexe et classes d'âge des seuls *insiders*. Parmi les récentes analyses empiriques des effets de la structure de la population en emploi sur la productivité, Hellerstein et Neumark (2004) aboutissent à une productivité des femmes plus faible que celle des hommes et à un effet ambigu (peut-être de forme quadratique) de l'âge; Aubert et Crépon (2003) à un effet non réellement significatif de l'âge³. Par ailleurs, signalons que l'une des raisons parfois avancée pour expliquer une influence de l'âge sur la productivité est celle de la diffusion et du renouvellement rapide des nouvelles technologies qui peut renforcer les phénomènes d'érosion avec l'âge du capital humain (voir par exemple sur ces aspects Aubert, Caroli et Roger, 2004).

On commence par rappeler les enseignements de diverses évaluations comparatives de la productivité horaire « observée » pour proposer ensuite une estimation des rendements de la durée du travail et du taux d'emploi, cette dernière grandeur étant tout d'abord appréhendée de façon globale puis par catégorie de personnes d'âge actif. Une évaluation des niveaux « structurels » de productivité horaire, corrigeant les effets des écarts de durée du travail et de taux

d'emploi sur la productivité « observée » est enfin proposée avant quelques remarques conclusives.

LA PRODUCTIVITÉ APPARENTE DU TRAVAIL DANS LES GRANDS PAYS INDUSTRIALISÉS

Les comparaisons internationales disponibles concernant la productivité du travail, bien que contrastées⁴, suggèrent des constats qui semblent robustes aux inévitables incertitudes statistiques (tableau 1) :

- Les pays dans lesquels le niveau de la productivité horaire du travail est le plus élevé feraient partie de l'Europe. La Belgique, la France, l'Irlande et la Norvège seraient particulièrement performantes. Ce constat suggère que la « frontière technologique » ne serait pas, sur la période actuelle, définie par les États-Unis mais plutôt par certains pays européens.
- Compte tenu de la faible productivité horaire relative de certains pays européens comme l'Espagne et plus encore le Portugal et la Grèce, la productivité horaire serait, dans l'ensemble de l'Union européenne à 15, nettement inférieure (d'environ 10 à 20 points) au niveau moyen des États-Unis. L'écart serait également important pour le Royaume-Uni (environ 15 à 20 points), le Canada (environ 15 points) et le Japon (25 à 30 points).

Simultanément, il apparaît que parmi les pays dont le niveau de productivité horaire du travail est proche de celui des États-Unis (la différence étant inférieure à 10 points), les niveaux de la durée du travail et du taux d'emploi (à l'exception de la Norvège, des Pays-Bas et du Danemark) sont nettement inférieurs à ceux observés aux États-Unis (tableau 2). L'écart est particulièrement important, concernant la durée du travail pour les Pays-Bas et, à moindre titre, l'Allemagne, la Belgique et la France; concernant le taux d'emploi pour l'Italie, l'Espagne et la Belgique et, à moindre titre, la France, l'Allemagne et l'Irlande. Signalons qu'une durée du travail plus courte peut résulter d'une durée collective elle-même plus courte ou d'un développement plus important du travail à temps partiel, voir parfois conjointement de ces deux facteurs comme aux Pays-Bas. Le taux d'emploi plus faible peut résulter (comptablement) lui-même d'un taux de participation plus faible ou d'un taux de chômage plus élevé.

Les écarts entre pays de durée du travail et de taux d'emploi peuvent influencer les niveaux relatifs de productivité, car les rendements de ces deux grandeurs ne sont pas constants :

- Concernant la durée du travail, il est souvent supposé que les effets de coûts fixes (qui aboutissent à des rendements croissants de la durée du travail), liés par exemple à la présence de plages de temps peu compressibles et non directement productives incluses dans la durée du travail, sont dominés par des effets de fatigue (qui aboutissent à des rendements

Tableau 1. Productivité horaire et par employé, en 2002

	Productivité horaire En % du niveau des États-Unis			Productivité par employé En % du niveau des États-Unis		
	OCDE [a]	Groningen [b]	Eurostat [c]	OCDE [d]	Groningen [e]	Eurostat [f]
États-Unis	100	100.0	100.0	100	100.0	100.0
Union européenne ¹	82		89.5	78		78.5
Zone euro	92		90.9	83		78.5
Japon	71	75.8	69.6	75	71.1	69.9
OCDE	76			77		
Allemagne	93	104.7	92.1	79	81.3	73.6
Australie	78	84		83	79	
Canada	85	86.6	87.4	86	82.1	86.3
Espagne	74	73.8	73.9	79	71.3	74.2
Finlande	82	90.4	83.3	83	77.3	77.9
France	113	107.1	107.4	95	85.4	89.7
Irlande	105	109.4	104.0	102	97.7	96.5
Italie	94	98.5	91.9	88	84.9	82.7
Norvège	125	121.1	124.2	98	87.8	92.8
Pays-Bas	102	106.3	102.2	80	76.2	75.2
Royaume-Uni	79	86.2	83.7	78	75.3	79.4
Suède	86	88.9	85.0	80	75	74.7
Corée	42	36.8		59	54	
Grèce	65	61.8	64.5	73	63.5	69.3
Hongrie	50	50.6		52	47.8	48.7
Portugal	53	54.1	52.8	53	49.4	50.4
Pologne	35	33.2		40	39.8	37.9
Rép. tchèque	40	43.9	40.7	46	44.9	44.7
Slovaquie	40	43.5	44.8	46	45	43.5
Autriche	88	100.7	89.5	81	80	75.9
Belgique	108	110.8	106.7	98	93.5	92.5
Danemark	94	101	89.4	80	80.4	75.4
Mexique	30	33		33	36.2	

Note : [a] et [d] : ppp 2002; [b] et [e] : 1999 EKS \$; [c] et [f] : pps. Les regroupements des pays dans ce tableau sont expliqués dans la partie suivante « Productivité du travail ... ».

1. Union européenne à 15 pays pour Eurostat, 19 pays pour OCDE.

Source : [a] et [d] : OCDE (www.oecd.org/dataoecd/30/40/29867116.xls) et Pilat (2004); [b] et [e] : Groningen Growth and Development Centre et The Conference Board, Total Economy Database, février 2004; [c] et [f] : Eurostat, base des indicateurs structurels.

décroissants). En conséquence, les rendements de la durée du travail seraient globalement décroissants⁵. L'hypothèse d'effets de fatigue importants peut étonner quand les niveaux de durée hebdomadaire du travail sont historiquement assez bas dans de nombreux pays industrialisés. Signalons que la durée du travail est ici une moyenne annuelle et que ces effets de fatigue prennent aussi en compte les effets des congés mais aussi des arrêts liés à des maladies.

Tableau 2. **Durée du travail et taux d'emploi, en 2002**

	Durée annuelle moyenne du travail des employés En heures	Part de l'emploi à temps partiel ¹ En % de l'emploi total	Taux d'emploi En % de la population âgée de 15 à 64 ans	Taux de participation En % de la population âgée de 15 à 64 ans	Taux de chômage En % de la population active
États-Unis	1 800	13.0	71.9	76.4	5.8
Union européenne (19)	1 619		62.9	69.1	8.9
Zone euro	1 548				
Japon	1 798	25.1	68.2	72.3	5.6
OCDE	1 739		65.1	69.9	6.9
Allemagne	1 443	18.8	65.3	71.5	8.6
Australie	1 824	27.5	69.2	73.7	6.1
Canada	1 731	18.7	71.5	77.4	7.7
Espagne	1 813	7.6	59.5	67.1	11.4
Finlande	1 727	11.0	67.7	74.5	9.1
France	1 437	13.7	62.2	68.3	8.9
Irlande	1 666	18.1	65.0	67.9	4.3
Italie	1 599	11.9	55.6	61.2	9.1
Norvège	1 342	20.6	77.1	80.3	4.0
Pays-Bas	1 338	33.9	73.2	75.6	3.1
Royaume-Uni	1 692	23.0	72.7	76.6	5.1
Suède	1 581	13.8	74.9	79.0	5.2
Corée	2 410	7.6	63.3	65.4	3.2
Grèce	1 928	5.6	56.9	63.1	9.8
Hongrie	1 766	2.8	56.2	59.7	5.8
Portugal	1 697	9.6	68.1	72.0	5.4
Pologne	1 958	11.7	51.7	64.8	20.3
République tchèque	1 980	2.9	65.7	70.9	7.3
Slovaquie	1 979	1.6	56.9	69.9	18.6
Autriche	1 567	13.5	65.8	68.7	4.2
Belgique	1 547	17.2	59.7	64.1	6.9
Danemark	1 462	16.2	76.4	79.9	4.3
Mexique	1 888	13.5	60.1	84.7	2.4

Note : Les regroupements des pays dans ce tableau sont expliqués dans la partie suivante « Productivité du travail ... ».

1. Le temps partiel correspond ici aux emplois de moins de 30 heures en moyenne par semaine

Source : *Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail* et Pilat (2004).

- Concernant le taux d'emploi, l'hypothèse de rendements constants pourrait être acceptée sous l'hypothèse que les écarts de taux d'emploi concernent de façon identique toutes les catégories de personnes d'âge actif. Or, l'examen attentif des écarts de taux d'emploi entre les pays d'Europe de l'Ouest et les États-Unis amène à rejeter catégoriquement cette hypothèse (cf. tableau 3). En effet, si l'on décompose la population en âge de travailler par sexe et trois classes d'âge (jeunes, adultes et âgés), il apparaît que les écarts de taux d'emploi sont négligeables pour les hommes et les femmes adultes (sauf, concernant les femmes adultes, pour l'Italie, l'Espagne, la Grèce et l'Irlande) et qu'ils se concentrent sur les jeunes (l'écart de taux

Tableau 3. Taux d'emploi en 2002 – En %

	Population âgée de 15 à 64 ans	Population âgée de 15 à 24 ans	Population âgée de 25 à 54 ans			Population âgée de 55 à 64 ans
	Total	Total	Total	Hommes	Femmes	Total
États-Unis	71.9	55.7	79.3	86.6	72.3	59.5
Union européenne (19)	62.9	37.4	76.2	85.4	67.0	39.2
Japon	68.2	41.0	78.0	92.0	63.9	61.6
OCDE	65.1	43.7	75.5	87.0	64.1	49.4
Allemagne	65.3	44.8	78.8	85.6	71.8	38.6
Australie	69.2	59.6	77.1	85.8	68.4	48.2
Canada	71.5	57.3	80.2	85.3	75.2	50.4
Espagne	59.5	36.6	70.1	85.8	54.2	39.7
Finlande	67.7	39.4	81.6	84.0	79.1	47.8
France	62.2	24.1	79.4	87.4	71.6	39.3
Irlande	65.0	45.3	76.6	87.6	65.6	48.0
Italie	55.6	26.7	70.1	86.0	54.0	28.9
Norvège	77.1	56.9	84.4	88.1	80.6	68.4
Pays-Bas	73.2	66.9	81.9	91.2	72.5	41.8
Royaume-Uni	72.7	61.0	80.6	87.2	73.8	53.3
Suède	74.9	46.5	84.2	85.9	82.4	68.3
Corée	63.3	31.5	73.4	88.7	57.7	59.5
Grèce	56.9	27.0	71.5	89.0	54.7	39.2
Hongrie	56.2	28.5	73.0	79.7	66.5	25.6
Portugal	68.1	41.9	81.5	89.4	74.0	50.9
Pologne	51.7	20.0	67.5	73.1	61.9	27.9
République tchèque	65.7	33.7	82.5	90.2	74.6	40.8
Slovaquie	56.9	27.2	75.1	79.5	70.6	22.9
Autriche	65.8	48.7	80.1	86.8	73.2	27.6
Belgique	59.7	28.5	76.6	86.2	66.8	25.8
Danemark	76.4	64.0	84.7	88.7	80.8	57.3
Mexique	60.1	46.0	68.4	94.5	45.8	53.1

Note : Les regroupements des pays dans ce tableau sont expliqués dans la partie suivante « Productivité du travail ... ».
 Source : Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail.

d'emploi avec les États-Unis est d'au moins 20 points pour la France, l'Italie, la Grèce et la Belgique) et les âgés (l'écart est d'au moins 20 points pour les quatre mêmes pays auxquels s'ajoutent l'Allemagne, l'Espagne et l'Autriche). La productivité des jeunes et des âgés qui ne sont pas en emploi est sans doute plus basse que celle des adultes en emploi. Cet écart est lié, pour les jeunes au fait que ce sont les plus performants qui sont d'abord embauchés par les entreprises, pour les âgés qui ne sont pas en emploi à des effets de pertes de capital humain, les âgés restés en emplois ayant sans doute davantage préservé voire augmenté ce capital humain que ceux qui en sont sortis. Dans les pays européens, l'augmentation envisageable du taux d'emploi moyen concernerait essentiellement ces deux populations (jeunes et âgés hors emploi) et les rendements du taux d'emploi y seraient donc

décroissants⁶. Il est ici important de souligner que l'analyse du lien entre emploi et productivité est, dans cette étude, axée sur la productivité des personnes hors emploi (ou « *outsiders* ») alors que les précédents travaux se concentraient sur celles des individus en emploi (ou « *insiders* »). L'utilisation de la littérature existante sur ce sujet est donc limitée (cf. supra).

Ainsi, l'augmentation de la durée du travail et des taux d'emploi dans les pays d'Europe continentale y abaisserait le niveau relatif de productivité horaire. Autrement dit, la bonne performance relative, vis-à-vis des États-Unis, de nombreux pays européens en ce qui concerne les niveaux de productivité horaire n'a pas que des bonnes raisons : elle est aidée par le fait que la durée moyenne du travail y est sensiblement plus courte et que l'emploi y est fortement concentré sur les plus productifs, les moins productifs (ici parmi les populations de jeunes, d'âgés ou de femmes adultes) étant, de façon contrainte ou par choix, exclus de l'emploi.

PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL, TAUX D'EMPLOI ET DURÉE DU TRAVAIL : APPROCHE GLOBALE

Les variables sont définies dans l'encadré et leurs sources sont détaillées dans l'annexe. On présente successivement la relation estimée, les résultats d'estimations par la méthode des OLS et les résultats d'estimations par la méthode des variables instrumentales.

La relation estimée

L'analyse de l'influence des variations du taux d'emploi et de la durée du travail sur la productivité du travail peut dans un premier temps être envisagée à partir d'estimations économétriques de la relation dynamique (1) suivante, qui s'inspire en partie de celles estimée par Gust et Marquez (2002, 2004) ou Bélorgey, Lecat et Maury (2004), dans laquelle la variable expliquée (Δph) correspond au taux de variation de la productivité horaire du travail (PH) :

$$\Delta ph = a_1 \cdot \Delta ph_{-1} + a_2 \cdot \Delta ER + a_3 \cdot \Delta h + a_4 \cdot \Delta CUR + \sum_{i \geq 5} a_i \cdot X_i + cte + u \quad [1]$$

où :

- Les estimations sont réalisées sur cette relation (1) dynamique ou sur sa forme statique (en contraignant $a_1 = 0$). Le signe attendu de a_1 est *a priori* incertain, la seule contrainte sur ce coefficient étant $|a_1| < 1$. Si $a_1 > 0$, l'effet de long terme d'une modification des autres variables est supérieur (en valeur absolue) à l'effet de court terme. Par exemple, une augmentation du taux d'emploi (ER) réduit la productivité horaire, plus faiblement à court terme qu'à long terme car les entreprises peuvent transitoirement compenser l'effet de l'embauche de personnes moins productives par une augmentation des

rythmes de travail. Au contraire, si $a_1 < 0$, l'effet de long terme d'une modification des autres variables est inférieur à l'effet de court terme. Dans le même exemple, cela signifie qu'une augmentation du taux d'emploi réduit la productivité horaire plus fortement à court terme qu'à long terme car les personnes concernées réduisent partiellement et progressivement leur écart de productivité, cet écart initial étant en partie causé par la perte de capital humain lié à leur situation antérieure de non-emploi.

- Les coefficients a_2 et a_3 traduisent les effets de court terme des variations absolues du taux d'emploi (ΔER) et du taux de variation de la durée du travail (Δh) sur la productivité horaire. On attend *a priori* : $-1 < a_2, a_3 \leq 0$.
- Le coefficient a_4 traduit les effets du cycle économique sur la productivité horaire, le positionnement dans le cycle étant simplement mesuré par le taux d'utilisation des capacités de production (CUR). On attend *a priori* : $0 < a_4$.
- Les autres variables X_i pouvant influencer la productivité du travail sont nombreuses. Celles dont l'effet a ici été testé sont les taux d'investissement ($INVR$, le coefficient attendu de cette variable est positif), la part de la production de TIC dans le PIB ($ITPR$, positif), la part des dépenses de TIC dans le PIB ($ITSR$, positif), le taux d'investissement en TIC ($ITIR$, positif)⁷, la part des dépenses de R-D dans le PIB ($R\&DSR$, positif), la proportion d'utilisateurs de l'internet dans la population (IUR , positif), la variation de la proportion de non-salariés dans l'emploi total (ΔSER , incertain), la variation de la proportion de temps partiel dans l'emploi total (ΔPTR , incertain⁸) et la variation de la proportion de l'emploi public dans l'emploi total (ΔPER , incertain). Le choix de ces variables a en partie été dicté par de précédentes études, telles celles de Gust et Marquez (2002, 2004) et de Belorgey, Lecat et Maury (2004) mettant l'accent sur l'influence des TIC sur la productivité. Ces deux analyses démontrent ainsi que l'accélération de la productivité des États-Unis dans la seconde moitié des années 1990 est en partie due à l'importance du secteur producteur de TIC et à la forte diffusion des TIC dans ce pays. La présente étude étant menée en différence première, de nombreux déterminants de la productivité, très stables dans chaque pays sur la période étudiée (comme le capital humain), n'ont pas été mobilisés. Pour la même raison, l'influence des variables en niveau manquantes n'est pas capturée par les divers effets fixes testés, ces derniers n'étant pas significatifs pour chacun des 14 pays finalement retenus.

La spécification représentée par la relation [1] est évidemment très simple. En particulier, les effets dynamiques sont représentés par la simple présence d'un terme autorégressif et sont donc supposés être identiques pour toutes les variables explicatives prises en compte. Par ailleurs, les effets sur la producti-

tivité de chaque variable explicative sont supposés être les mêmes, quel que soit le niveau même de la variable, ce qui est également une hypothèse simplificatrice forte. L'hypothèse d'effets non linéaires paraît tout à fait plausible dans la réalité économique. Aussi, les résultats des estimations qui vont être présentés doivent être considérés avec la plus extrême prudence : si l'orientation de chacun des effets commentés est sans doute robuste, son ampleur est ici évaluée avec une inévitable forte imprécision.

Les estimations sont réalisées sur données annuelles, sur la période 1992-2002 à partir d'un panel de 25 pays de l'OCDE dont la liste est fournie dans l'encadré. La période d'estimation retenue est courte (11 années) mais toutes les informations nécessaires aux estimations finalement retenues n'étaient pas disponibles sur une période plus longue.

Les résultats d'estimations par la méthode des OLS

Les estimations de la relation (1) dynamique ($a_1 \neq 0$) ou statique ($a_1 = 0$) réalisées par la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) aboutissent aux résultats suivants (cf. tableau 4) :

- Les valeurs estimées de certains coefficients sont instables selon la liste des pays retenus. Ainsi, i) le coefficient du taux de variation de la durée du travail (Δh) est fortement influencé par la présence de l'Autriche, de la Belgique, du Danemark et du Mexique dans la liste des pays (écarts entre les colonnes [1] et [2] des tableaux 4A et B); ii) les coefficients des variations du taux d'utilisation des capacités de production (ΔCUR), de la part de la production de TIC dans le PIB (ITPR) et du terme autorégressif (Δph_{-1}) sont fortement influencés par la présence des quatre mêmes pays (écarts entre les colonnes [1] et [2] des tableaux 4A et B) mais aussi de la Corée, de la Grèce, de la Hongrie, de la Pologne, du Portugal, de la République tchèque et de la Slovaquie dans la liste des pays (écarts entre les colonnes [2] et [3] des tableaux 4A et B). Les deux groupes de pays mentionnés sont assez spécifiques : le premier groupe de quatre pays correspond à trois petits pays européens sur lesquels certaines des données mobilisées ont parfois du être reconstituées et à un dernier pays, le Mexique, pour lequel les données disponibles sont encore assez peu précises; le second groupe correspond à des pays d'Asie, du Sud ou de l'Est de l'Europe dont le processus de convergence vers la situation des pays industrialisés les plus avancés est encore en cours. Compte tenu de cette instabilité des coefficients estimés à la liste des pays, on privilégie par la suite l'analyse des résultats d'estimation sur les 14 pays industrialisés les plus avancés, parmi lesquels les estimations réalisées indiquent qu'aucun n'influence de façon marquée les résultats des estimations. Par ailleurs, sur ce même groupe de 14 pays, les esti-

Encadré 1. Les variables intervenant dans l'analyse

Les définitions et sources des variables sont précisées dans l'annexe.

- PH : Productivité horaire du travail.
- N : Emploi total.
- POP : Population en âge de travailler.
- ER : Taux d'emploi.
- ERC_j : Contribution au taux d'emploi de la catégorie j. $ERC_j = N_j/POP$.
- \overline{ERC}_j : Contribution au taux d'emploi des autres catégories que la catégorie j. $\overline{ERC}_j = ER - ERC_j$.
- SER : Part de l'emploi non salarié dans l'emploi total.
- PER : Part de l'emploi public dans l'emploi total.
- H : Durée annuelle moyenne du travail.
- PTR : Part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total.
- CUR : Taux d'utilisation des capacités de production, cette variable étant centrée et normée pour chaque pays sur la moyenne et l'écart-type observés pour la France.
- INVR : Dépenses d'investissement rapportées au PIB (taux d'investissement).
- ITPR : Part de la production de TIC dans le PIB.
- ITSR : Part des dépenses de TIC dans le PIB.
- ITIR : Part de l'investissement en TIC dans le PIB (taux d'investissement en TIC).
- R&DSR : Part des dépenses de R-D dans le PIB.
- IUR : Proportion d'utilisateurs de l'internet dans la population.
- Q : Volume du PIB.
- P : Indice des prix à la consommation.
- $_t$ en indice signale que la variable est retardée d'une période.
- j en indice signale que la variable concerne la catégorie j.
- Δ devant une variable signale une différence première.
- o au-dessus d'une variable désigne son taux de croissance d'une année à l'autre.
- ^ au-dessus d'un coefficient désigne sa valeur estimée.
- Les variables en minuscules correspondent à leur logarithme.

Liste des 25 pays de l'OCDE constituant la base de l'analyse empirique :

Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Corée, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Italie, Japon, Mexique, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Pologne, République tchèque, Royaume-Uni, Slovaquie et Suède.

Liste de 21 pays :

Précédente liste des 25 pays, Autriche, Belgique, Danemark et Mexique exclus.

Liste de 14 pays :

Précédente liste des 21 pays, Corée, Grèce, Hongrie, Pologne, Portugal, République tchèque et Slovaquie exclus.

mations apparaissent également robustes au retrait de une ou deux années d'observation.

- Les coefficients des variables de taux d'investissement (INVR), de dépenses en TIC rapportées au PIB (ITSR), de proportion d'utilisateurs de l'Internet dans la population (IUR) et de dépenses de recherche en R&D rapportées au PIB (R&DSR) ont le signe opposé à celui attendu et sont généralement non significativement différents de zéro. Par ailleurs, les coefficients des variables de variations de la part dans l'emploi total des non-salariés (Δ SER), des temps partiels (Δ PTR) et des emplois publics (Δ PER) sont non significatifs dans toutes les estimations. Aussi, ces variables ne seront pas retenues dans la liste des variables explicatives. L'analyse se concentre donc sur les estimations dont les résultats sont reportés dans les colonnes [3] des tableaux 4A et B.
- Les résultats d'estimations des relations statiques et dynamiques sont cohérents concernant les effets de long terme. Ainsi, selon la formulation dynamique (tableau 4B, colonne [3]), il apparaît i) qu'une variation de un point du taux

Tableau 4. **Résultat d'estimation de la relation (1)**

OLS – Période d'estimation : 1992-2001

A. Estimation de la relation 1 statique ($a_1 = 0$)

Variables explicatives	25 pays [1]	21 pays [2]	14 pays [3]	14 pays [4]	14 pays [5]	14 pays [6]	14 pays [7]	14 pays [8]	14 pays [9]	14 pays [10]
Δ ER	-0.212 (0.044)	-0.196 (0.043)	-0.203 (0.039)	-0.191 (0.039)	-0.203 (0.039)	-0.196 (0.040)	-0.219 (0.040)	-0.219 (0.044)	-0.204 (0.040)	-0.200 (0.048)
Δ h	-0.721 (0.085)	-0.551 (0.095)	-0.583 (0.118)	-0.645 (0.119)	-0.559 (0.118)	-0.578 (0.119)	-0.572 (0.118)	-0.573 (0.119)	-0.587 (0.123)	-0.581 (0.119)
Δ CUR	0.150 (0.025)	0.114 (0.027)	0.086 (0.024)	0.079 (0.023)	0.083 (0.024)	0.081 (0.024)	0.080 (0.024)	0.089 (0.024)	0.086 (0.024)	0.086 (0.024)
INVR				-0.038 (0.015)						
ITPR	0.100 (0.030)	0.079 (0.029)	0.166 (0.029)	0.160 (0.029)	0.185 (0.030)	0.171 (0.030)	0.178 (0.030)	0.165 (0.029)	0.166 (0.029)	0.166 (0.029)
ITSR					-0.059 (0.030)					
IUR						-0.003 (0.003)				
R&DSR							-0.136 (0.064)			
Δ SER								-0.094 (0.124)		
Δ PTR									-0.012 (0.078)	
Δ PER										0.015 (0.128)
Cte	0.005 (0.005)	0.006 (0.002)	ε (0.001)	0.008 (0.003)	0.003 (0.002)	ε (0.002)	0.002 (0.002)	ε (0.002)	ε (0.002)	ε (0.002)
R ² ajusté	0.308	0.214	0.341	0.366	0.355	0.340	0.351	0.339	0.336	0.336

Tableau 4. Résultat d'estimation de la relation (I) (suite)

 B. Estimation de la relation I dynamique ($a_1 \neq 0$)

Variables explicatives	25 pays [1]	21 pays [2]	14 pays [3]	14 pays [4]	14 pays [5]	14 pays [6]	14 pays [7]	14 pays [8]	14 pays [9]	14 pays [10]
Δph_{1t}	0.181 (0.053)	0.234 (0.058)	0.116 (0.074)	0.086 (0.074)	0.095 (0.074)	0.110 (0.074)	0.108 (0.075)	0.116 (0.074)	0.117 (0.074)	0.116 (0.074)
ΔER	-0.185 (0.044)	-0.169 (0.042)	-0.198 (0.039)	-0.188 (0.039)	-0.199 (0.039)	-0.192 (0.040)	-0.212 (0.040)	-0.214 (0.044)	-0.200 (0.040)	-0.193 (0.048)
Δh	-0.745 (0.084)	-0.563 (0.092)	-0.567 (0.118)	-0.628 (0.119)	-0.548 (0.118)	-0.564 (0.118)	-0.556 (0.118)	-0.557 (0.119)	-0.574 (0.122)	-0.566 (0.119)
ΔCUR	0.158 (0.025)	0.115 (0.026)	0.085 (0.024)	0.079 (0.023)	0.082 (0.023)	0.080 (0.024)	0.079 (0.024)	0.087 (0.024)	0.085 (0.024)	0.085 (0.024)
INVR				-0.034 (0.015)						
ITPR	0.079 (0.031)	0.064 (0.029)	0.147 (0.032)		0.169 (0.033)	0.155 (0.032)	0.161 (0.032)	0.148 (0.031)	0.150 (0.031)	0.149 (0.031)
ITSR					-0.053 (0.030)					
IUR						-0.002 (0.003)				
R&DSR							-0.126 (0.064)			
ΔSER								-0.094 (0.123)		
ΔPTR									-0.019 (0.078)	
ΔPER										0.025 (0.128)
Cte	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)	ε (0.002)	0.007 (0.003)	0.002 (0.002)	ε (0.002)	0.002 (0.002)	$-\varepsilon$ (0.002)	ε (0.002)	ε (0.002)
R ² ajusté	0.339	0.272	0.348	0.368	0.358	0.346	0.356	0.346	0.343	0.343

Notes : Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type. Les listes des 25, 21 et 14 pays sont détaillées dans l'encadré.

d'emploi modifie en sens inverse la productivité horaire de 0.20 % à court terme (la même année) et de 0.22 % à long terme; ii) une variation de 1 % de la durée du travail modifie en sens inverse la productivité horaire de 0.57 % à court terme et de 0.64 % à long terme; iii) une variation de un point du taux d'utilisation modifie dans le même sens la productivité horaire de 0.09 % à court terme et de 0.10 % à long terme; iv) une variation de un point de la part de la production de TIC dans le PIB modifie dans le même sens la croissance de la productivité horaire de 0.15 % à court terme et de 0.17 % à long terme.

Les résultats obtenus peuvent être comparés à ceux des deux seules précédentes études proposant des estimations de relations identiques ou proches :

- Gust et Marquez (2002, 2004) ont estimé par les OLS ou les GLS sur le secteur seul privé et sur la période 1993-2000 une relation très proche de la

relation (1) statique sur un panel de 13 pays industrialisés (auquel s'ajoute l'Irlande dans notre propre panel de 14 pays) sur la décennie 1990⁹. Ils ne prennent pas en compte l'effet de variation de la durée du travail et la mesure du positionnement dans le cycle est une évaluation de l'écart de PIB proposée par l'OCDE, dont le coefficient n'apparaît pas significatif. La part de la production de TIC dans le PIB ainsi que les dépenses en TIC rapportées au PIB y sont, avec les variations du taux d'emploi, des variables explicatives dont les coefficients apparaissent significatifs avec le signe attendu. L'effet d'une variation du taux d'emploi, mesuré par la part de l'emploi dans la population âgée de 15 ans et plus, y apparaît d'environ 3.5 à 4 fois plus fort que celui ici estimé concernant la variation du taux d'emploi mesuré par la part de l'emploi dans la population âgée de 15 à 64 ans. Cet écart peut avoir de multiples sources : différence de champ (économie privée ou ensemble de l'économie), différence de définition de la variable concernée (taux d'emploi de la population de plus de 15 ans ou de la population de 15 à 64 ans), différence de panel (présence ou non de l'Irlande, périodes d'estimation¹⁰)...

- Bélorgey, Lecat et Maury (2004) proposent également une estimation d'une relation très proche, par la méthode des GMM ou par les OLS, sur un panel de 25 pays ou sur les mêmes 13 pays que dans l'étude précédente, sur la période 1992-2000¹¹. Les variables explicatives des variations de la productivité y sont les variations du taux d'emploi, de la durée du travail, du taux d'utilisation des capacités de production et le niveau des parts de la production et des dépenses en TIC dans le PIB. Les variations du taux d'utilisation y influencent toujours celles de la productivité, avec un coefficient très proche de celui ici estimé (0.1 % de productivité pour une variation de 1 point du taux d'utilisation). La part dans le PIB de la production ou des dépenses en TIC influencent conjointement les variations de la productivité, mais seule la part de la production a spécifiquement une influence significative, comme dans notre évaluation. Enfin, une augmentation de 1 % des heures travaillées ou une augmentation de 1 point du taux d'emploi y réduisent la productivité horaire de respectivement environ 0.65 % et 0.3 % pour le panel de 25 pays et de 0.8 % et 0.4 % pour le panel de 13 pays. Ces résultats sont proches de ceux que nous obtenons, compte tenu des écarts d'échantillons.

Les résultats d'estimations par la méthode des variables instrumentales

Les résultats d'estimations qui viennent d'être présentés peuvent être sujets à des biais de simultanéité. Afin de corriger les estimations de tels biais, l'analyse est poursuivie en recourant à des estimations par la méthode des variables instrumentales. Bélorgey, Lecat et Maury (2004) avaient mobilisé la GMM, mais

leurs estimations portaient sur 25 pays, parmi lesquels les pays (dont ceux en rat-trapage) dont il vient d'être montré qu'ils influencent fortement les résultats des estimations. Le cœur de la présente analyse porte sur seulement 14 pays et cet échantillon est trop restreint pour envisager de recourir à la GMM.

Trois tests sont mobilisés pour apprécier la qualité des ajustements : le test de Nelson et Startz (1990a et 1990b) et le test de Sargan (1958) qui informent sur la qualité globale de l'ajustement et la pertinence globale des instruments, et le test de Durbin-Wu-Hausman (Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978) pour s'assurer de l'exogénéité des instruments. Comme pour les estimations par la méthode des OLS, les coefficients des variables de taux d'investissement (INVR), de diffusion des TIC (ITSR), de dépenses de recherche et développement (R&DSR), de variations de la part dans l'emploi total des non-salariés (ASER), des temps partiels (Δ PTR) et des emplois publics (Δ PER) apparaissent toujours d'un ordre de grandeur aberrant et toutes ces variables ont donc été finalement écartées de la liste des variables explicatives. Une analyse plus poussée de l'influence de la part d'investissement en TIC dans le PIB (ITIR) est également réalisée et ses résultats sont présentés et commentés plus loin. L'instrumentation des variables explicatives vise à corriger les estimations de deux types de biais de spécification : ceux liés à certaines erreurs de mesure inévitables des variables mobilisées et ceux induits par des simultanités entre ces mêmes variables. La pertinence de nombreuses batteries d'instruments a été testée. Celle qui est la plus satisfaisante (colonne [8] du tableau 5), c'est à dire qui aboutit à des résultats non aberrants et qui est validée par les trois tests mobilisés est obtenue sur la relation (1) estimée en dynamique ($a_1 \neq 0$), n'instrumente pas le terme autorégressif (Δ ph)₋₁, la variation de la durée du travail (Δ h) et la variation du taux d'utilisation des capacités de production (Δ CUR) et retient comme instruments pour les autres variables la différence seconde de la variable expliquée [$\Delta^2(\Delta$ ph)], les variations présente (Δ q) et retardée (Δ q₋₁) de l'output, la variation retardée du taux d'emploi (Δ ER₋₂) et le taux d'investissement (INVR). On constate en effet que l'instrumentation des variations de la durée du travail ou du taux d'utilisation des capacités de production, sous une forme statique ($a_1 = 0$) ou dynamique ($a_1 \neq 0$) de la relation (1) aboutit toujours à des résultats d'estimations moins satisfaisants (colonnes [1] à [7] du tableau 5).

Les résultats ainsi obtenus indiquent que (colonne [8] du tableau 5) :

1. L'utilisation de variables instrumentales modifie fortement l'influence du terme autorégressif. En effet, de par le caractère autorégressif de la relation (1), l'estimateur par OLS est théoriquement non convergent (si les résidus ne possèdent pas toutes les bonnes propriétés d'homoscédasticité) au contraire de l'estimateur par variables instrumentales. De plus, le terme autorégressif étant, par construction, celui exhibant le plus de

Tableau 5. Résultat d'estimation de la relation (1)
Méthode des variables instrumentales – Période d'estimation: 1992-2001

Variables explicatives	14 pays							
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$\Delta ph_{,1}$		-0.379 (0.280)		-0.530 (0.320)		-0.296 (0.184)		-0.393 (0.210)
ΔER	-0.583 (0.177)	-0.653 (0.239)	-0.701 (0.216)	-0.844 (0.289)	-0.675 (0.194)	-0.538 (0.150)	-0.789 (0.234)	0.635 (0.170)
Δh	-0.465 (0.583)	-0.209 (0.738)	0.419 (0.687)	0.655 (0.83)	-0.685 (0.260)	-0.726 (0.221)	-0.463 (0.281)	-0.531 (0.239)
ΔCUR	0.225 (0.086)	0.203 (0.105)	0.065 (0.061)	0.065 (0.077)	-0.261 (0.082)	0.249 (0.070)	0.114 (0.056)	0.113 (0.048)
ITPR	0.606 (0.192)	0.769 (0.301)	0.793 (0.227)	1.049 (0.350)	0.697 (0.194)	0.611 (0.175)	0.844 (0.231)	0.758 (0.192)
Cste	-0.002 (0.009)	-0.027 (0.013)	0.030 (0.011)	-0.038 (0.015)	-0.027 (0.010)	-0.020 (0.008)	-0.034 (0.012)	-0.026 (0.008)
Test de Sargan								
Statistique	3.556	2.734	6.175	2.137	0.958	4.760	4.176	7.921
P-value	0.314	0.434	0.103	0.544	0.811	0.190	0.243	0.047
Test de Durbin-Wu-Hausman								
Statistique	73.141	73.019	52.358	66.844	80.704	70.092	1.150	51.975
P-Value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de Nelson & Startz								
R^{2+n}	44.744	11.2312	11.9957	105.737	18.543	51.291	23.199	21.406
Seuil: 2								

Notes : Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type. Les listes des 25, 21 et 14 pays sont détaillées dans l'encadré.

Liste des instruments:

[1] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; $\Delta h_{,1}$; $\Delta CUR_{,1}$; INVR ;

[2] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; $\Delta h_{,1}$; $\Delta CUR_{,1}$; INVR ; $(\Delta ph)_{-1}$

[3] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; $\Delta h_{,1}$; INVR ; ΔCUR ;

[4] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; $\Delta h_{,1}$; INVR ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$;

[5] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; ΔCUR ; INVR ; Δh ;

[6] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; $\Delta CUR_{,1}$; INVR ; Δh ; $(\Delta ph)_{-1}$;

[7] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; INVR ; Δh ; $\Delta CUR_{,1}$;

[8] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; $\Delta ER_{,2}$; INVR ; Δh ; $\Delta CUR_{,1}$; $(\Delta ph)_{-1}$;

L'utilisation de l'instrument $\Delta 2(\Delta ph)$ peut être contestée pour des questions de simultanéité. Aussi, cet instrument a été remplacé dans des estimations complémentaires par la même variable retardée d'une période. Cependant, ce changement d'instrument réduit la statistique de Durbin-Wu-Hausman et aboutit à des coefficients de long terme très proches de ceux exposés supra. Les résultats de ces estimations alternatives peuvent être fournis par les auteurs sur simple demande.

simultanéité avec les autres variables considérées, il est le plus sensible aux corrections de biais induites par les variables instrumentales.

2. Les coefficients de long terme seraient ici d'une ampleur plus faible que ceux de court terme, du fait du signe négatif de l'effet du terme autorégressif. Comme indiqué plus haut, cela traduit, dans le cas d'une variation

du taux d'emploi ou de la durée du travail, un effet d'apprentissage. Cette propriété est particulièrement satisfaisante en ce qui concerne les effets de variations du taux d'emploi. Ainsi, si la productivité des personnes en âge de travailler mais non employées est sensiblement inférieure à celle des personnes en emploi, leur passage à l'emploi leur permet d'augmenter progressivement leur capital humain et de rapprocher (sans toutefois l'atteindre) le niveau de leur productivité de celui des personnes en emploi.

3. Il apparaît qu'à long terme, *i*) une variation de un point du taux d'emploi modifie la productivité horaire de -0.46% (pour un effet de court terme de -0.64%); *ii*) une variation de 1 % de la durée du travail modifie la productivité horaire de -0.38% (-0.53%); *iii*) une variation de un point du taux d'utilisation modifie la productivité horaire de 0.08% (0.11%); *iv*) une variation de un point de la part de la production de TIC dans le PIB modifie la croissance de la productivité horaire de 0.54% (0.76%). Ces effets de long terme diffèrent assez sensiblement de ceux estimés par la méthode des OLS et commentés précédemment. Ils sont par contre très proches de ceux estimés par Belorgey, Lecat et Maury (2004) par les GMM sur un panel de 25 pays, qui indiquent qu'à long terme, *i*) une variation de un point du taux d'emploi modifie la productivité horaire de -0.50% et *ii*) une variation de 1 % de la durée du travail modifie la productivité horaire de -0.36% ¹². Tant les effets de court terme de ces deux variables que les effets de court et de long terme des variations du taux d'utilisation ou de la part de la production de TIC dans le PIB, qui ne sont pas mobilisés dans la suite de la présente étude, sont par contre assez différents.

Certaines analyses, telles celle de Gust et Marquez (2002, 2004), aboutissent à dégager, outre une influence sur la productivité de la production en TIC celle (juste significative) des dépenses en TIC. Or, l'influence de la part des dépenses en TIC dans le PIB n'est pas ressortie comme significative dans les estimations précédemment commentées. Afin d'approfondir l'analyse, il semble intéressant de tester l'hypothèse d'une influence des seules dépenses d'investissement en TIC rapportées au PIB (ITIR). Les résultats des estimations réalisées sont fournis dans le tableau 6.

La variable de taux d'investissement en TIC (ITIR) n'est disponible que pour 13 des 14 pays composant la précédente liste de pays considérés, la Norvège étant le pays pour lequel cette information n'est pas disponible. Aussi, il a tout d'abord été utile, afin d'avoir un point de comparaison, de réitérer l'estimation la plus pertinente réalisée précédemment (colonne [8] du tableau 5 retranscrite à la colonne [1] du tableau 6) sur ce panel restreint (colonne [2] du tableau 6), en laissant inchangée la liste des instruments mobilisés. On constate ainsi que les résultats d'estimation sur cette liste plus restreinte de 13 pays ne diffèrent pas sensiblement de ceux obtenus précédemment sur la liste de 14 pays (comparaison des

Tableau 6. Résultats d'estimation de la relation (1)
 Influence du taux d'investissement en TIC sur la productivité
 Méthode des variables instrumentales – Période d'estimation : 1992-2001

Variables explicatives	14 pays		13 pays (liste des 14 hors Norvège)		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Δph_{-1}	-0.393 (0.210)	-0.411 (0.161)	0.235 (0.107)	-0.402 (0.146)	-0.385 (0.189)
ΔER	-0.635 (0.170)	-0.556 (0.117)	-0.164 (0.089)	-0.492 (0.097)	-0.583 (0.139)
Δh	-0.531 (0.239)	-0.526 (0.175)	-0.879 (0.249)	-0.377 (0.162)	-0.654 (0.279)
ΔCUR	0.113 (0.048)	0.108 (0.036)	0.130 (0.046)	0.082 (0.032)	0.127 (0.051)
ITPR	0.758 (0.192)	0.620 (0.122)		0.604 (0.110)	0.599 (0.143)
ITIR			0.007 (0.004)	-0.003 (0.001)	0.003 (0.004)
Cste	-0.026 (0.008)	-0.020 (0.005)	-0.012 (0.010)	-0.011 (0.004)	-0.027 (0.012)
Test de Sargan					
Statistique	7.921	17.703	37.177	25.641	13.145
P-value	0.047	0.001	0.000	0.000	0.001
Test de Durbin-Wu-Hausman					
Statistique	51.975	33.807	15.918	26.481	33.605
P-Value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de Nelson & Startz					
$R^2 * n$	21.406	71.659	67.067	84.108	54.180
Seuil: 2					

Notes : Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type. La liste des 14 pays est détaillée dans l'encadré.

Liste des instruments:

[1] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; ΔER_{-2} ; INVR ; Δh ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$;

[2] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; ΔER_{-2} ; INVR ; Δh ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$;

[3] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; ΔER_{-2} ; INVR ; Δh ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$;

[4] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; ΔER_{-2} ; INVR ; Δh ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$; ITIR ;

[5] : $\Delta 2(\Delta ph)$; Δq ; Δq_{-1} ; ΔER_{-2} ; INVR ; Δh ; ΔCUR ; $(\Delta ph)_{-1}$.

colonnes [1] et [2] du tableau 6). Ensuite, le remplacement, dans la liste des variables explicatives, de la variable part de la production de TIC dans le PIB (ITPR) par la variable taux d'investissement en TIC (ITIR) déstabilise l'ensemble des résultats d'estimation (colonne [3] du tableau 6). En particulier, l'élasticité de long terme de la productivité horaire par rapport à la durée du travail devient inférieure à -1, ce qui n'est économiquement pas plausible. Par ailleurs, s'il a le signe positif attendu, le coefficient du taux d'investissement en TIC n'est pas significatif. En cas de présence simultanée des deux variables de part de la production de TIC dans le PIB (ITPR) et de taux d'investissement en TIC (ITIR), les coefficients de

toutes les variables autres que le taux d'investissement en TIC (ITIR) sont très proches de ceux estimés quand cette variable de taux d'investissement en TIC est absente (comparaison des colonnes [4] et [5] avec la colonne [2] du tableau 6). Par ailleurs, ces deux régressions conduisent à admettre l'influence significative de la production de TIC et à rejeter celle de l'investissement en TIC. Ainsi, sans instrumenter ITIR (colonne [4] du tableau 6), il apparaît que de signe du coefficient attaché à cette variable est aberrant, ce qui peut-être causé par des erreurs de mesure ou des biais de simultanéité. Une fois ces biais de spécification corrigés en instrumentant le taux d'investissement en TIC (ITIR), il apparaît que le coefficient estimé de cette variable n'est pas significatif (colonne [5] du tableau 6).

Ces résultats confirment que l'influence des TIC sur la productivité est mieux appréhendée sur notre panel de pays par la présence d'une variable explicative renseignant sur la part de la production de TIC dans le PIB que par des variables de dépenses en TIC rapportées au PIB, même si ces dépenses sont ciblées sur celles d'investissement.

APPROCHE DISTINGUANT DIFFÉRENTES COMPOSANTES DE LA POPULATION EN ÂGE DE TRAVAILLER

Les résultats précédents reportés dans le tableau 5 confirment l'idée que les écarts de taux d'emploi et de durée du travail entre les pays industrialisés les plus avancés influencent leur productivité relative. Pour autant, les effets du taux d'emploi sur la productivité ont été ci-dessus appréhendés de façon globale. Or, il a été montré plus haut que les écarts de taux d'emploi concernent des populations différentes selon les pays. Il convient donc d'étudier l'effet d'une hausse du taux d'emploi pour chaque tranche de la population en âge de travailler et pour chaque sexe.

Méthodologie

Le choix a été ici de séparer la population en âge de travailler en six catégories distinctes, en croisant les deux sexes et trois classes d'âge (15-24 ans, 25-54 ans et 55-64 ans). L'objectif est d'analyser l'effet d'une variation du taux d'emploi global induite par la variation du taux d'emploi de chacune des catégories. Aussi, les variables explicatives utilisées ici sont des contributions de différentes catégories de populations au taux d'emploi global (et non les taux d'emplois desdites catégories). Ces contributions, notées ERC_j , sont égales à N_j/POP où N_j est le nombre d'employés appartenant à la catégorie j et POP la population en âge de travailler. Cette décomposition permet une interprétation plus facile des coefficients estimés, le coefficient de ERC_j correspondant à l'effet sur la productivité d'une variation du taux d'emploi global de un point dont l'origine est une variation du taux

d'emploi de la catégorie j de la population en âge de travailler. Elle permet également une intéressante propriété d'additivité, puisque l'effet d'une hausse du taux d'emploi global peut être approximé en effectuant une somme pondérée des coefficients de chaque contribution¹³. Cette propriété d'additivité permet de vérifier la bonne spécification du modèle utilisé en examinant si cette somme pondérée est égale au coefficient de court terme attaché au taux d'emploi global, *i.e.* -0.635 (cf. tableau 5, colonne [8]).

L'estimation du modèle présenté en première partie, mais distinguant les six contributions aux variations du taux d'emploi global, aboutit à des résultats aberrants, certains coefficients n'ayant pas le signe attendu ou étant d'un ordre de grandeur non plausible. Aussi, il s'est avéré nécessaire de contraindre les coefficients des variables également présentes dans l'estimation de la relation (1) à leur valeur précédemment estimée (tableau 5, colonne [8]). Les estimations ont ainsi été effectuées sur chacune des catégories de population en âge de travailler à partir de la relation :

$$\Delta ph - \hat{a}_1 \Delta ph_{-1} - \hat{a}_3 \Delta h - \hat{a}_4 \Delta CUR - \sum_{i \geq 5} \hat{a}_i X_i = b_{1,j} \Delta ERC_j + b_{2,j} \Delta \overline{ERC}_j + cte + v \quad [2]$$

où :

ERC_j est la contribution au taux d'emploi de la catégorie j et \overline{ERC}_j la somme des contributions au taux d'emploi des autres catégories réunies. Les coefficients \hat{a}_i correspondent aux valeurs estimées des coefficients correspondants de la relation (1), reportées au tableau 5, colonne [8].

L'estimation de la relation (2) a été réalisée par la méthode des variables instrumentales, afin de corriger les effets de simultanéité. Trois considérations ont guidé la recherche de la bonne spécification :

1. Pour l'estimation sur chaque catégorie j , la cohérence du coefficient global recalculé avec celui estimé directement au niveau global dans la partie précédente (-0.635).
2. Sur l'ensemble des six estimations réunies, la cohérence du coefficient global recalculé avec celui estimé directement au niveau global dans la partie précédente (-0.635).
3. Une relative stabilité de la batterie d'instruments utilisés pour chacune des six estimations. Pour cela, il a été tout d'abord nécessaire d'utiliser à nouveau les instruments de l'estimation globale. Ensuite, seules des variables ayant trait à l'emploi ont été ajoutées à cette initiale batterie d'instruments.

La méthodologie utilisée ici correspond à une simple décomposition comptable de l'effet à court terme sur la productivité des variations du taux d'emploi global précédemment estimé (-0.635). C'est pourquoi une cohérence entre les

estimations réalisées sur chacune des six catégories de personnes considérées et l'estimation globale est impérativement recherchée.

Les effets taux d'emploi selon la classe d'âge et le sexe

L'estimation de la relation (2) avec les trois considérations signalées aboutit aux résultats reportés dans le tableau 7.

Tableau 7. Résultats d'estimation de la relation (2)
Méthode des variables instrumentales – Période : 1992-2001

Variables explicatives	Hommes 15-24 ans	Femmes 15-24 ans	Hommes 24-55 ans	Femmes 25-54 ans	Hommes 55-64 ans	Femmes 55-64 ans
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
ΔER_j	-0.893	-0.898	-0.488	-0.486	-0.889	-0.920
$\Delta \overline{ER}_j$	-0.550	-0.575	-0.679	-0.706	-0.621	-0.622
Espagne						0.008
Constante	-0.027	-0.027	-0.026	-0.027	-0.026	-0.027
Effet de ΔTE recalculé sur la régression	-0.609	-0.602	-0.615	-0.635	-0.636	-0.630
R ² non centré	0.882	0.881	0.882	0.879	0.880	0.885
Test de Durbin-Wu-Hausman						
Statistique	19.412	21.686	19.753	25.609	18.130	17.208
Valeur-p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test de Nelson et Startz						
R ² *n	122.542	122.445	122.570	122.250	122.376	123.071
Seuil : 2						

Liste des instruments :

[1] : $\Delta 2(\Delta ph) ; (\Delta ph)_{j-1} ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; \Delta h ; \Delta CUR ; (\Delta ERC_j)_{j-2} ; (\Delta ERC_{sex})_{j-2} ; (\Delta ERC_{âge})_{j-2} ; \Delta PTR ; \Delta PTR_{j-1} ; \Delta SER ; \Delta SER_{j-1} ;$

[2] : $\Delta 2(\Delta ph) ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; \Delta h ; \Delta CUR ; (\Delta ERC_j)_{j-1} ; (\Delta ERC_{sex})_{j-1} ; (\Delta ERC_{âge})_{j-1} ; \Delta PTR_{j-1} ; \Delta SER_{j-1} ;$

[3] : $\Delta 2(\Delta ph) ; (\Delta ph)_{j-1} ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; \Delta h ; \Delta CUR ; (\Delta ERC_j)_{j-1} ; (\Delta ER)_{j-1} ; \Delta PTR_{j-1} ; \Delta PTR ;$

[4] : $\Delta 2(\Delta ph) ; (\Delta ph)_{j-1} ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; \Delta h ; \Delta CUR ; (\Delta ERC_j)_{j-1} ; (\Delta ERC_{sex})_{j-1} ; (\Delta ERC_{âge})_{j-1} ; \Delta PTR ; \Delta PTR_{j-1} ;$

[5] : $\Delta 2(\Delta ph) ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; (\Delta ERC_j)_{j-1} ; (\Delta ERC_{sex})_{j-2} ; \Delta ERC_{âge} ; \Delta PTR ; \Delta PTR_{j-1} ; \Delta SER_{j-1} ;$

[6] : $\Delta 2(\Delta ph) ; \Delta q ; \Delta q_{j-1} ; INVR ; \Delta CUR ; (\Delta ERC_j)_{j-1} ; (\Delta ERC_{sex})_{j-2} ; \Delta ERC_{âge} ; \Delta PTR_{j-1} ; \Delta SER_{j-1} ; dSpain ;$

où : ERC_{sex} est la contribution au taux d'emploi des personnes du même sexe que celles appartenant à la catégorie étudiée, et $ERC_{âge}$ la contribution au taux d'emploi des personnes ayant le même âge que celles appartenant à la catégorie étudiée.

Pour l'estimation réalisée sur les femmes âgées de 55 à 64 ans, l'ajout d'une variable muette a été nécessaire concernant l'Espagne. Dans ce pays, cette catégorie de personnes d'âge actif se caractérise par un taux d'emploi atypiquement bas (20.1 % en 2000) par rapport aux autres pays (37.1 % sur l'ensemble OCDE).

Chacune de ces six estimations aboutit à un effet du taux d'emploi global recalculé très proche de celui estimé précédemment à partir de la relation (1). De plus, les tests de Nelson et Startz et de Durbin-Wu-Hausmann indiquent que pour

chaque estimation, les instruments utilisés semblent corriger convenablement les biais de simultanéité, tout en étant exogènes.

Effets comparés sur la productivité de variations du taux d'emploi des différentes catégories

Les effets à court terme sur la productivité du travail d'une variation de un point du taux d'emploi global induite par une modification du taux d'emploi de l'une des six catégories de personnes considérées sont directement fournis par les résultats d'estimations de la relation (2) reportés dans le tableau 7. A partir de ces coefficients, il est possible de calculer, comme précédemment indiqué, ces effets de court terme sur les regroupements par sexe, par âge ou sur l'ensemble des personnes d'âge actif. Enfin, il est possible d'associer à chacun de ces effets de court terme un effet de long terme à partir de l'estimation du terme autorégressif de la relation (1) dynamique¹⁴. L'ensemble de ces effets est reporté dans le tableau 8. Le mode d'agrégation servant à calculer un effet global sur le regroupement de différentes catégories n'est pas à proprement parler une moyenne arithmétique (*cf.* note 13). Aussi, la valeur de la semi-élasticité recalculée sur le regroupement de plusieurs catégories n'est pas nécessairement comprise dans l'intervalle défini par les semi-élasticités des différentes catégories concernées.

Tableau 8. Effets sur la productivité du travail d'une variation de un point du taux d'emploi induite par une modification du taux d'emploi de différentes catégories de personnes d'âge actif

Pour chaque catégorie de personnes d'âge actif, la première ligne indique l'effet de court terme, la seconde ligne l'effet de long terme

	15 à 24 ans	25 à 54 ans	55 à 64 ans	Ensemble
Femmes	-0.898	-0.486	-0.920	-0.790
	-0.645	-0.349	-0.660	-0.567
Hommes	-0.893	-0.488	-0.889	-0.683
	-0.641	-0.350	-0.638	-0.490
Ensemble	-0.895	-0.487	-0.900	-0.626
	-0.642	-0.350	-0.646	-0.449

Notes : Pour la raison évoquée dans le texte, la valeur de la semi-élasticité recalculée sur le regroupement de plusieurs catégories n'est pas nécessairement comprise dans l'intervalle défini par les semi-élasticités des différentes catégories concernées.

Lecture : Une augmentation de un point du taux d'emploi global induite par une augmentation du taux d'emploi des femmes âgées de 15 à 24 ans abaisserait la productivité horaire du travail de 0.898 % à court terme (la même année) et de 0.645 % à long terme.

Pour les raisons précédemment évoquées, les effets reportés dans le tableau 8 concernant une catégorie de personnes d'âge actif ne peuvent être directement interprétés comme renseignant sur la productivité de cette même

catégorie, tant en ce qui concerne les personnes de cette catégorie en emploi que de l'ensemble de celles d'âge actif. Les écarts de ces effets entre deux catégories ne doivent pas être directement interprétés comme des écarts de productivité entre ces deux mêmes catégories mais plutôt comme des écarts de productivité des personnes de chaque catégorie qui sont hors emploi mais qui seraient les premières concernées par un passage à l'emploi. De telles comparaisons doivent être faites avec prudence car, par ailleurs, ces effets sont moyens sur l'ensemble des 14 pays considérés et ils peuvent recouvrir des différences entre pays liés à diverses spécificités, en particulier de niveau de taux d'emploi de chaque catégorie. En effet, l'influence effective d'une variation de la contribution d'une catégorie de personnes au taux d'emploi global diffère sans doute entre pays selon le niveau initial du taux d'emploi de la catégorie considérée.

On constate que les effets sur la productivité d'une variation du taux d'emploi global lié à une modification du taux d'emploi des personnes d'âge actif jeunes (15 à 24 ans) et âgées (55 à 64 ans) sont nettement plus importants que pour les personnes d'ages intermédiaires (25 à 54 ans). Or, il a été rappelé *supra* que les écarts de taux d'emploi entre les grands pays industrialisés et en particulier vis-à-vis des États-Unis concernent essentiellement les personnes d'âge actif jeunes et âgées. Cela signifie que ces écarts de taux d'emploi peuvent fortement influencer les niveaux relatifs de productivité horaire. En particulier, ils peuvent contribuer à élever sensiblement la productivité horaire de nombreux pays vis-à-vis des États-Unis. Par ailleurs, compte tenu d'effets de structure (car les semi-élasticités sont proches entre hommes et femmes pour chacune des trois classes d'âge considérées), les effets sur la productivité d'une variation du taux d'emploi global lié à une modification du taux d'emploi des femmes sont légèrement plus importants que pour hommes.

Les effets d'une augmentation du taux d'emploi des personnes âgées de 15 à 24 ans peuvent paraître importants : une hausse du taux d'emploi de un point venant d'une augmentation du taux d'emploi des jeunes abaisserait à long terme la productivité horaire du travail de 0.64 %. Deux observations doivent ici être faites : *i*) tout d'abord, une partie des jeunes concernés a pu connaître des situations d'échecs scolaires et leur productivité peut effectivement être nettement plus basse que celles de la moyenne des personnes en emploi ; *ii*) toute personne de cette catégorie passe ensuite à la catégorie d'âge supérieure (25 à 54 ans) et ici à une productivité proche ou identique à celle de la moyenne des personnes en emploi. Cette dimension dynamique individuelle relativise grandement la portée des effets estimés d'une augmentation du taux d'emploi des jeunes sur la productivité. Les effets d'une augmentation du taux d'emploi des personnes âgées de 55 à 64 ans peuvent également paraître importants. Trois observations peuvent à nouveau être faites, qui contribuent à expliquer l'importance de cet effet : *i*) une partie des personnes de cette classe d'âge n'ont jamais ou ont peu travaillé et leur

expérience professionnelle est donc faible; *ii*) d'autres n'ont pas maintenu leur capital humain et ont pu perdre de ce fait leur emploi; *iii*) une part des personnes de 55 à 64 ans qui prennent (ou reprennent après une période de non-emploi) un travail ne vont pas chercher à développer réellement leur capital humain, compte tenu de la proximité du départ à la retraite.

DE LA PRODUCTIVITÉ OBSERVÉE À LA PRODUCTIVITÉ STRUCTURELLE

Pour calculer une productivité « structurelle » relative aux États-Unis, les coefficients de long terme de la durée du travail et du taux d'emploi ont été appliqués aux écarts (relatifs aux États-Unis) « observés » sur ces deux variables. Dans cette démarche, il est supposé que les effets estimés plus haut des variations annuelles de chaque variable dans chaque pays peuvent être transposés pour apprécier les effets des écarts parfois importants des mêmes variables entre pays, ce qui est à nouveau une hypothèse simplificatrice forte. Les calculs qui suivent doivent donc être considérés avec une grande prudence.

Une première évaluation des effets des écarts de taux d'emploi peut être réalisée à partir des estimations effectuées au niveau global (*cf.* tableau 5, colonne 8). Une seconde évaluation est réalisée à partir des estimations effectuées sur chacune des six catégories considérées de personnes en âge de travailler (tableau 7). Cette évaluation désagrégée amène également à faire apparaître un effet de structure de la population en âge de travailler¹⁵.

Les résultats obtenus à partir de ces différentes approches de calcul sont reportés dans le tableau 9.

Les effets ici obtenus dans l'approche globale sont souvent d'une ampleur moindre que ceux évalués dans Cette (2004, 2005), du fait d'une semi-élasticité de la productivité par rapport au taux d'emploi plus faible en valeur absolue. On a indiqué plus haut que l'élasticité ici retenue paraît plus robuste à la liste des pays de l'échantillon.

On constate que dans quatre pays, les écarts de taux d'emploi vis-à-vis des États-Unis abaissent la productivité horaire : c'est le cas des Pays-Bas dans l'approche globale et de la Norvège, du Royaume-Uni et de la Suède dans les deux approches. Dans ces quatre pays, le taux d'emploi est globalement supérieur à celui des États-Unis. Partout ailleurs, les écarts de taux d'emploi élèvent la productivité horaire, de façon parfois très importante (plus de 5 %) comme en Espagne, en France et en Italie. L'approche désagrégée par catégorie de personnes d'âge actif aboutit à des effets parfois sensiblement différents de ceux de l'approche globale. C'est particulièrement le cas (l'écart entre les deux approches dépasse un point) pour l'Irlande et le Japon. Pour les pays dans lesquels les écarts de taux d'emploi vis-à-vis des États-Unis sont particulièrement concentrés sur les jeunes et les vieux, dont les semi-élasticités estimées de la productivité

Tableau 9. Effets des écarts de taux d'emploi vis-à-vis des États-Unis sur le niveau relatif de productivité horaire du travail en 2002

En point de % du niveau de productivité horaire des États-Unis

Approche globale	Approche par catégories de personnes d'âge actif									
	Hommes 15-24 ans	Femmes 15-24 ans	Hommes 24-55 ans	Femmes 25-54 ans	Hommes 55-64 ans	Femmes 55-64 ans	Total Effets taux d'emploi	Effet de structure	Total	
	[a]	[b]	[c]	[d]	[e]	[f]	[g]	[h]	[i]	[j]
Allemagne	-3.0	-1.1	-1.1	-0.2	-0.6	0.0	-0.7	-3.6	0.7	-2.9
Australie	-1.2	0.5	0.5	-0.2	-0.7	-0.1	-0.8	-1.0	0.4	-0.6
Canada	-0.2	0.1	0.2	-0.0	0.2	-0.2	-0.6	-0.4	0.0	-0.4
Espagne	-5.7	-1.0	-1.6	0.2	-2.3	-0.2	-1.5	-6.3	-0.1	-6.4
États-Unis	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Finlande	-1.9	-1.2	-1.0	-0.4	0.1	-0.2	0.2	-2.5	0.8	-1.7
France	-4.5	-1.8	-2.1	-0.1	-0.4	-0.8	-0.8	-5.9	0.5	-5.4
Irlande	-3.2	0.4	0.0	-0.5	-1.5	-0.2	-1.3	-2.9	1.2	-1.7
Italie	-7.4	-1.8	-2.2	0.1	-2.4	-0.7	-1.6	-8.6	0.2	-8.3
Japon	-1.7	-1.1	-1.0	0.3	-1.6	1.7	0.5	-1.3	1.0	-0.3
Norvège	2.4	-0.4	-0.3	0.5	0.7	1.0	0.9	2.4	0.0	2.4
Pays-Bas	0.6	0.3	0.3	1.0	-0.1	-0.2	-1.2	0.1	-0.3	-0.2
Royaume-Uni	0.3	0.0	-0.2	0.3	-0.1	0.4	-0.1	0.3	0.1	0.4
Suède	1.4	-1.1	-0.9	-0.1	0.5	1.5	1.6	1.6	0.6	2.2

Notes : [h] = [b] + [c] + [d] + [e] + [f] + [g] and [j] = [h] + [i]. Les modalités de calculs de ces effets sont détaillées dans le texte.

Lecture : Si la France avait les mêmes taux d'emploi que les États-Unis, la productivité horaire du travail y serait de 4.5 % plus basse selon l'approche globale, 5.3 % selon l'approche par catégories de personnes d'âge actif, cet effet se décomposant en un effet négatif de 5.9 % pour les seuls effets de taux d'emploi et un effet positif de 0.5 % lié à l'effet de structure.

par rapport au taux d'emploi sont les plus basses, l'approche désagrégée aboutit à un effet productivité de cet écart plus important que l'approche agrégée. C'est par exemple le cas de l'Espagne, de la France, de l'Italie et des Pays-Bas.

À partir de l'ensemble des résultats d'estimations, il est possible d'évaluer, à titre indicatif, un niveau de productivité horaire « structurelle » de chaque pays, relativement aux États-Unis. Ce niveau relatif de productivité horaire « structurelle » serait observé, sous les hypothèses de calcul retenues, si la durée du travail et les taux d'emploi (pour chaque catégorie de personnes d'âge actif) de chaque pays étaient les mêmes qu'aux États-Unis. Ce calcul, dont les résultats sont présentés dans le tableau 10, prend en compte les effets de rendements décroissants de la durée du travail et des taux d'emploi, sur la base des élasticités précédemment évoquées, en retenant les évaluations par l'approche désagrégée pour l'effet taux d'emploi. Les enseignements de cette évaluation sont proches de ceux de la précédente analyse moins détaillée de Cette (2004, 2005).

Tableau 10. **Productivité horaire « observée » et « structurelle » en 2002**
En % du niveau des États-Unis

	Productivité horaire « observée »			Effet des écarts...		Productivité horaire « structurelle »		
	OCDE	Groningen	Eurostat	... de durée du travail	... de taux d'emploi	OCDE	Groningen	Eurostat
	[a]	[b]	[c]	[d]	[e]	[f] = [a] + [d] + [e]	[g] = [b] + [d] + [e]	[h] = [c] + [d] + [e]
Allemagne	93	104.7	92.1	-9.4	-2.9	80.7	92.4	79.8
Australie	78	84		0.5	-0.6	77.9	83.9	-0.1
Canada	85	86.6	87.4	-1.5	-0.4	83.1	84.7	85.5
Espagne	74	73.8	73.9	0.3	-6.4	67.9	67.7	67.8
États-Unis	100	100	100	0.0	0.0	100.0	100.0	100.0
Finlande	82	90.4	83.3	-1.6	-1.7	78.7	87.1	80.0
France	113	107.1	107.4	-9.6	-5.4	98.0	92.1	92.4
Irlande	105	109.4	104	-3.1	-1.7	100.2	104.6	99.2
Italie	94	98.5	91.9	-4.8	-8.3	80.9	85.4	78.8
Japon	71	75.8	69.6	0.0	-0.3	70.7	75.5	69.3
Norvège	125	121.1	124.2	-13.0	2.4	114.4	110.5	113.6
Pays-Bas	102	106.3	102.2	-13.2	-0.2	88.6	92.9	88.8
Royaume-Uni	79	86.2	83.7	-2.4	0.4	77.0	84.2	81.7
Suède	86	88.9	85	-5.3	2.2	82.9	85.8	81.9

Notes : [a] : ppp 2002; [b] : 1999 EKS \$; [c] : pps.

Lecture : Si la France avait la même durée du travail que les États-Unis, sa productivité horaire serait abaissée de 9.6 %. Si elle avait les mêmes taux d'emploi, sa productivité horaire serait abaissée de 5.4 %. Selon l'OCDE, le niveau de la productivité horaire « observée » est de 113 % du niveau des États-Unis. Corrigé des écarts de durée du travail et de taux d'emploi, le niveau de productivité horaire « structurelle » cohérent avec ce niveau « observé » est en France de 98 % du niveau des États-Unis.

Source : [a] OCDE (www.oecd.org/dataoecd/30/40/29867116.xls) et Pilat (2004) ; [b] : Groningen Growth and Development Centre et The Conference Board, Total Economy Database, février 2004 ; [c] : Eurostat, base des indicateurs structurels ; [d] : élasticité de la productivité horaire par rapport à la durée du travail x écart de durée du travail vis-à-vis des États-Unis ; [e] : colonne [j] du tableau 9.

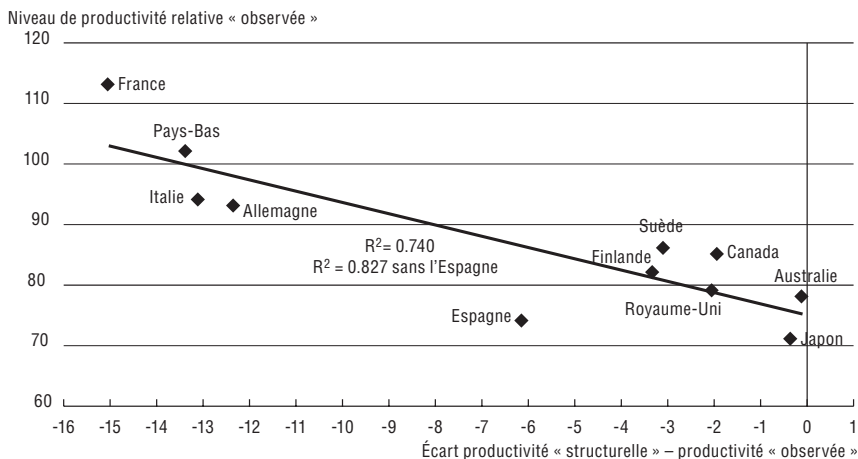
Pour tous les pays, le niveau relatif (aux États-Unis) de la productivité horaire « structurelle » est plus bas que celui de la productivité horaire « observée ». Il apparaît que la plus faible durée du travail (sauf pour l'Australie, l'Espagne et le Japon) et le plus faible taux d'emploi (sauf pour l'Australie, le Canada, le Japon, la Norvège, les Pays-Bas le Royaume-Uni et la Suède) élèvent sensiblement (de plus d'un point) la productivité horaire relative « observée ». L'écart entre les niveaux de la productivité « observée » et « structurelle » est souvent important : il est par exemple d'environ 15 points pour la France (9.5 points et 5.5 points). Il dépasse 10 points pour les seuls trois plus grands pays d'Europe continentale (Allemagne, France et Italie) ainsi que pour la Norvège et les Pays-Bas et 5 points pour également l'Espagne. À l'opposé, il est négligeable (inférieur à 1 point) pour seulement deux pays, l'Australie et le Japon, dans lesquels la durée du travail et les taux d'emplois sont simultanément très proches des niveaux observés aux États-Unis.

Parmi les quatre pays dans lesquels le niveau de la productivité horaire « observée » est supérieur au niveau des États-Unis (France, Irlande, Norvège et Pays-Bas), deux seulement bénéficient d'une productivité horaire « structurelle » également supérieure aux États-Unis. Il s'agit de deux petits pays, l'Irlande et de la Norvège, pour lesquels les niveaux de productivité observés sont « artificiellement » majorés par des spécificités : des effets de transferts de profits induits par une fiscalité des entreprises très atypique pour l'Irlande¹⁶ et une structure sectorielle très capitalistique du fait de la grande place des trois activités que sont l'exploitation pétrolière, l'industrie du bois et la pêche pour la Norvège. Hormis ces deux cas particulier, les niveaux plus élevés aux États-Unis qu'ailleurs de la productivité horaire « structurelle » indique que ce pays définit bien, en termes d'efficacité productive, la « frontière technologique » dont les autres pays sont plus ou moins éloignés.

Si l'on écarte les deux petits pays (Irlande et Norvège) qui connaissent des spécificités nationales qui viennent d'être rappelées, on constate que les écarts entre les niveaux de productivité horaire relative « structurelle » et « observée » sont d'autant plus importants (en valeur absolue) que les niveaux de productivité

Niveau de productivité horaire relative « observée » (en %) et écart entre productivité horaire relative « structurelle » et « observée » (en points)

Les niveaux relatifs sont définis vis-à-vis des États-Unis



Source : Productivité horaire relative « observée » : OCDE (www.oecd.org/dataoecd/30/40/29867116.xls) et Pilat (2004); écart entre productivité horaire relative « structurelle » et « observée » : calculs des auteurs, cf. texte.

horaire relative « observée » sont eux-mêmes élevés (graphique). Hors l'Espagne, pays encore en rattrapage en termes de niveau de productivité, l'ajustement est encore amélioré. Cela confirme bien que les niveaux élevés de productivité horaire relative « observée » de certains pays européens sont largement expliqués par une durée du travail et/ou des taux d'emplois assez faibles, en comparaison avec les États-Unis, et des rendements décroissants de ces deux grandeurs.

REMARQUES CONCLUSIVES

L'analyse qui précède confirme les rendements décroissants de la durée du travail et du taux d'emploi. Concernant le taux d'emploi, cet effet de rendements décroissant est particulièrement important concernant les populations jeunes (15 à 24 ans) et âgées (55 à 64 ans) au sein de la population en âge de travailler. Sur cette base, l'analyse montre que les performances productives de certains pays européens, en comparaison avec les États-Unis, s'expliquent largement par des niveaux plus bas de durée du travail et de taux d'emploi, les rendements de ces deux grandeurs étant fortement décroissants. Ces rendements décroissants s'expliquent eux-mêmes par des effets de fatigue pour la durée du travail et par une concentration de l'emploi sur les personnes d'âge adulte (25-54 ans) pour le taux d'emploi.

Mis à part certains petits pays dont les performances productives apparentes s'expliquent grandement par des spécificités (Irlande et Norvège), il apparaît que les États-Unis sont le pays dans lequel le niveau de productivité horaire « structurelle » est le plus élevé et qui définit donc la « frontière technologique » des pays industrialisés. L'avance des États-Unis en termes de diffusion et de production de TIC semble expliquer en partie le niveau de productivité horaire « structurel » plus élevé de ce pays, ce résultat étant cohérent avec ceux d'analyses antérieures (par exemple Gust et Marquez 2002, 2004).

Cette analyse suggère que l'écart de PIB par habitant des pays européens vis-à-vis des États-Unis s'explique à la fois par ces niveaux plus bas de la durée du travail et de taux d'emploi, mais aussi par une plus faible productivité « structurelle ». En d'autres termes, le moindre niveau de PIB par habitant ne peut en aucun cas s'interpréter comme la seule expression d'un choix social associant de plus fortes performances productives à des préférences pour le loisir plus élevées. Il vient également d'un écart de productivité défavorable vis-à-vis des États-Unis. Ce résultat aboutit à deux types de recommandations de politique économique :

- Il convient de s'interroger sur les moyens pouvant permettre à l'ensemble des pays industrialisés de rattraper leur retard de productivité vis-à-vis des États-Unis. Ce retard, largement analysé dans OCDE (2003a, 2003b), peut avoir de multiples causes : moindre éducation moyenne de la population en âge de travailler, moindre production et diffusion des TIC, rigidités réglementaires sur les marchés des biens et du travail, ces rigidités rédui-

sant la pression concurrentielle et aboutissant à la constitution de rentes et bridant certaines flexibilité dans la mobilisation des facteurs de production, moindre productivité globale des facteurs... Ces différentes causes possibles ne sont pas indépendantes entre elles : ainsi parce qu'elle peut avoir un effet sur les prix et parce qu'elles brident certaines flexibilités, les rigidités sur les marchés des biens et du travail peuvent être parmi d'autres l'une des explications du retard de diffusion des TIC. L'utilisation de ces dernières nécessite par ailleurs une main-d'œuvre plus qualifiée que les autres techniques, et la moindre qualification de la main-d'œuvre en âge de travailler peut aussi aboutir à une moindre diffusion des TIC.

- Il convient également de s'interroger sur la réalité du choix social évoqué, qui peut en partie être incité par diverses dispositions réglementaires fiscales (cf. Cette et Strauss-Kahn, 2003). Ainsi, concernant les écarts de taux d'emploi et de durée du travail de nombreux pays européens vis-à-vis des États-Unis, l'analyse de Prescott (2003) accorde une très large responsabilité aux institutions tandis que Blanchard (2004) en accorde une plus forte part, surtout concernant les écarts de durée du travail, à l'expression préférences autrement dit de choix sociaux. L'analyse de Prescott (2003) suppose de fortes élasticités de l'offre de travail au revenu d'activité, ces fortes élasticités faisant actuellement l'objet d'un important débat dans la littérature (cf. par exemple Alesina, Glaeser et Sacerdoce, 2005). Les analyses de Prescott (2003) et Blanchard (2004) suggèrent que les dispositions réglementaires et plus globalement les institutions devraient éviter d'inciter à une moindre utilisation des ressources en main-d'œuvre disponibles et se diriger vers une plus grande neutralité. Une telle orientation, qui concerne plus particulièrement, au sein de la population en âge de travailler et avec des écarts selon les pays européens concernés, les plus jeunes, les plus âgés ou les femmes, aboutirait à une plus forte utilisation des ressources en main-d'œuvre et donc à une augmentation du niveau de PIB par habitant. Même en tenant compte de l'abaissement de la productivité du travail qu'elle induirait, une meilleure mobilisation des ressources en main-d'œuvre permettrait de rattraper le PIB par habitant des pays européens de celui des États-Unis.

Ces résultats doivent bien entendu être considérés avec la prudence d'usage, compte tenu de la fragilité tant des données mobilisées que des investigations économétriques. Ils demanderaient à être confortés par des analyses plus robustes, prenant par exemple en compte les écarts de taux d'emploi de la population en âge de travailler selon le niveau de formation. Les enseignements qu'ils apportent offrent cependant une base de réflexion stimulante.

Notes

1. Ce concept de « frontière technologique » est plus particulièrement approprié pour une approche à un niveau sectoriel fin, voire au niveau de la production d'un seul produit. Nous l'utilisons ici par commodité au niveau global de l'ensemble d'une économie nationale.
2. Cf. par exemple Prescott (2003), Blanchard (2004) ou Alesina, Glaeser et Sacerdote (2005).
3. Ces deux analyses fournissent par ailleurs une revue de littérature large sur ces questions.
4. Les trois évaluations ici fournies reposent toutes au départ sur des données de comptabilité nationales élaborées sur des choix conventionnels qui peuvent différer entre pays. Ces différences peuvent concerner entre autres le traitement de la production des services financiers, des dépenses militaires ou des dépenses en logiciels. Par ailleurs, les écarts constatés pour un même pays pour ces trois évaluations peuvent avoir de multiples origines, par exemple la source choisie pour les données d'emploi (Labour Force Survey ou Comptabilité Nationale), les révisions plus ou moins récentes des évaluations du PIB ou les conventions retenues pour opérer les calculs en parité de pouvoir d'achat (cf. Pilat, 2004; Cette, 2004, 2005 résume également diverses sources d'incertitudes statistiques).
5. Sur la base d'une étude réalisée par l'INSEE avec des données individuelles d'entreprises, Malinvaud (1973) propose : « Comme il n'y a pas de meilleures indications que celles évoquées ci-dessus, un coefficient de $\frac{1}{2}$ sera retenu pour évaluer l'incidence que la réduction de la durée du travail a sur la productivité horaire ». Compte tenu de moindres effets de fatigue du fait d'une durée moyenne qui s'est raccourcie sur les dernières décennies, des travaux plus récents retiennent plutôt un coefficient de $\frac{1}{3}$ ou de $\frac{1}{4}$ (Cf. Cette et Gubian, 1997).
6. Cette analyse est également celle de Giuliani (2003). Sans y être développée, l'hypothèse d'un effet favorable de la composition de la force de travail sur la productivité est également retenue par Wasmer (1999).
7. Compte tenu de la disponibilité de cette variable sur un échantillon plus restreint que pour les autres variables, son introduction comme variable explicative fait l'objet d'un développement spécifique.
8. L'effet sur la productivité horaire d'une variation de la proportion d'emplois à temps partiel dans l'emploi total (ΔPTR) est *a priori* incertain du fait de la présence de la variable taux de variation de la durée moyenne du travail (Δh) dans la liste des variables explicatives. Ainsi, la variable ΔPTR vise à distinguer l'effet spécifique sur la productivité d'une modification de la part des temps partiel par rapport à une variation des horaires collectifs à temps plein.
9. Les résultats ici mentionnés sont fournis dans les tableaux 2, 5 et 6 de Gust et Marquez (2002, 2004).

10. Nous avons vérifié que cette différence d'échantillon (présence ou non de l'Irlande et période d'estimation) a cependant, à elle seule, peu d'impact sur les résultats d'estimation.
11. Les résultats ici mentionnés sont fournis dans le tableau page 108 de Bélorgey, Lecat et Maury (2004).
12. Les résultats ici mentionnés sont fournis dans le tableau page 106 de Bélorgey, Lecat et Maury (2004).
13. À partir de la relation (1) on peut écrire : $\Delta ER = \frac{N}{P} \cdot \left(\frac{\overset{\circ}{N}}{N} - \frac{\overset{\circ}{P}}{P} \right)$. De même, à partir de la

relation (2), on peut écrire :

$$\sum_j \left(\hat{b}_{1,j} \cdot \Delta \left(\frac{N_j}{P} \right) \right) = \frac{N}{P} \cdot \left(\frac{\overset{\circ}{N}}{N} - \frac{\overset{\circ}{P}}{P} \right) \cdot \sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot \frac{N_j}{N} \cdot \left(\frac{\overset{\circ}{N_j} - \overset{\circ}{P}}{\overset{\circ}{N} - \overset{\circ}{P}} \right) = \tilde{a}_{2,i,t} \cdot \Delta ER \text{ avec } \tilde{a}_{2,i,t} = \sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot \frac{N_j}{N} \cdot \left(\frac{\overset{\circ}{N_j} - \overset{\circ}{P}}{\overset{\circ}{N} - \overset{\circ}{P}} \right).$$

Ce coefficient $\tilde{a}_{2,i,t}$ recalculé ainsi prend une valeur spécifique pour chaque pays i et chaque année t . L'effet \tilde{a}_2 recalculé d'une hausse du taux d'emploi global est donc obtenu en faisant la moyenne $M(i,t)$ de $\tilde{a}_{2,i,t}$ sur l'ensemble des pays i et sur l'ensemble de la période t . Le même principe de calcul est retenu pour calculer un effet global sur un regroupement de catégories (par exemple, les femmes, ou les jeunes...).

14. L'effet de long terme est l'effet de court terme divisé par 1.393, la valeur estimée \hat{a}_1 du coefficient du terme autorégressif Δph_{-1} de la relation (1) étant égal à -0.393 (cf. tableau 5, colonne [8]).
15. Ainsi, l'effet (ERPE) sur la productivité horaire des écarts de taux d'emploi, de chaque catégorie j de personnes en âge de travailler, du pays i par rapport aux États-Unis sont calculés par la relation :

$$ERPE = \sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot (ERC_{i,j} - ERC_{USA,j}) = \sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot \left[\frac{POP_{i,j}}{POP_i} \cdot \left(\frac{N_{i,j}}{POP_{i,j}} - \frac{N_{USA,j}}{POP_{USA,j}} \right) + \frac{N_{USA,j}}{POP_{USA,j}} \cdot \left(\frac{POP_{i,j}}{POP_i} - \frac{POP_{USA,j}}{POP_{USA}} \right) \right]$$

Dans cette somme, le terme $\sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot \left[\frac{POP_{i,j}}{POP_i} \cdot \left(\frac{N_{i,j}}{POP_{i,j}} - \frac{N_{USA,j}}{POP_{USA,j}} \right) \right]$ correspond à l'effet des écarts de taux d'emploi vis-à-vis des États-Unis et le terme

$\sum_j \hat{b}_{1,j} \cdot \left[\frac{N_{USA,j}}{POP_{USA,j}} \cdot \left(\frac{POP_{i,j}}{POP_i} - \frac{POP_{USA,j}}{POP_{USA}} \right) \right]$ à l'effet des écarts de la structure de la population

en âge de travailler. L'ampleur des effets des écarts de structure est toujours réduite et pour cette raison, la décomposition de ce second terme dans ses six composantes n'est pas fournie.

16. Greenan et L'Horty (2004) montrent ainsi que l'écart entre le PNB et le PIB s'élève à environ 20 % pour l'Irlande, en partie du fait de dispositions aboutissant à une localisation de profits dans ce pays par des entreprises multinationales.

Annexe

Les variables mobilisées

Tableau A1. Sources et définition des variables mobilisées

Variable	Description	Sources	Moyenne 21 pays	Écart type 21 pays	Moyenne 14 pays	Écart type 14 pays
PH	PIB par heure travaillée (indice)	OCDE : Base de données sur la productivité				
H	Durée annuelle moyenne du travail des employés (en heure)	1 – Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail 2 – Groningen : Total Economy Database	1 775	239	1 674	162
ER	Taux d'emploi	Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail	0.636	0.073	0.652	0.076
CUR	Taux d'utilisation du capital	OCDE : Principaux indicateurs économiques (standardisés par nos soins)	0.831	0.019	0.831	0.019
ITPR	Production de TIC (en % du PIB)	OCDE : Base de données STAN	0.050	0.018	0.054	0.017
ITIR	Investissement en TIC (en % du PIB))	OCDE : Base de données sur la productivité			13 pays 2.680	13 pays 0.892
INVR	Taux d'investissement	Perspectives économiques de l'OCDE	0.220	0.050	0.201	0.032
IUR	Nombre d'utilisateurs d'Internet (pour 1 000 habitant)	Banque mondiale	114	140	141	151
Q	Volume de PIB en PPA et en \$US de 1995	Perspectives économiques de l'OCDE	9.7E + 11	1.7E + 12	1.3E + 12	2.0E + 12
P	Indice des prix à la consommation	OCDE : Principaux indicateurs économiques				
PER	Part de l'emploi public (en % de l'emploi total)	Perspectives économiques de l'OCDE	0.178	0.066	0.187	0.073
SER	Part de l'emploi non salarié (en % de l'emploi total)	Perspectives économiques de l'OCDE	0.183	0.104	0.147	0.068

Tableau A1. Sources et définition des variables mobilisées (suite)

Variable	Description	Sources	Moyenne 21 pays	Écart type 21 pays	Moyenne 14 pays	Écart type 14 pays
PTR	Part de l'emploi à temps partiel (en % de l'emploi total)	Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail	0.139	0.078	0.172	0.063
ITSR	Dépenses en TIC (en % du PIB)	Banque mondiale	0.062	0.018	0.067	0.016
R&DSR	Recherche et développement (en % du PIB)	Perspectives économiques de l'OCDE	0.017	0.008	0.020	0.007

Tableau A2. Quelques statistiques descriptives concernant les variables mobilisées

Variable	Moyenne 21 pays	Écart type 21 pays	Moyenne 14 pays	Écart type 14 pays
Δp_h	0.011	0.008	0.009	0.007
Δh	-0.001	0.005	-0.001	0.004
ΔER	0.001	0.012	0.003	0.012
ΔCUR	0.001	0.019	0.0005	0.020
Δp_{-1}	0.020	0.021	0.010	0.006
ER_m1524	0.046	0.012	0.048	0.012
ER_m2554	0.276	0.019	0.280	0.017
ER_m5564	0.039	0.012	0.041	0.011
ER_w1524	0.039	0.012	0.042	0.013
ER_w2554	0.211	0.037	0.214	0.040
ER_w5564	0.025	0.011	0.027	0.012
ER_1524	0.085	0.024	0.089	0.025
ER_2554	0.487	0.049	0.494	0.053
ER_5564	0.064	0.022	0.068	0.022
ER_M	0.361	0.031	0.370	0.029
ER_W	0.275	0.049	0.283	0.054

Note : Les regroupements des pays dans ce tableau sont expliqués dans la partie « Productivité du travail ... ».

BIBLIOGRAPHIE

- Alesina, A., E. Glaeser et B. Sacerdote (2005), « Work and Leisure in the US and Europe: Why So Different? », NBER, Working Paper 11278, avril.
- Aubert, P., E. Caroli et M. Roger (2004), « New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence », INSEE, Document de travail, G 2004/07.
- Aubert, P. et B. Crépon (2003), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et statistique*, n° 368.
- Belorgey, N., R. Lecat et T. Maury (2004), « Déterminants de la productivité apparente du travail », *Bulletin de la Banque de France*, janvier.
- Blanchard, O. (2004), « The Economic Future of Europe », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n° 4, automne.
- Cette, G. (2004), « Diagnostic macro-économique et lecture historique », dans P. Artus et G. Cette : « Productivité et croissance », rapport du CAE, n° 48.
- Cette, G. (2005), « Are Productivity Levels Higher in Some European Countries than in the United States », *International Productivity Monitor*, n° 10, printemps.
- Cette, G. et A. Gubian (1997), « La réduction de la durée du travail : les évaluations convergent-elles? », dans P. Cahuc et P. Granier (dir. de publ.), « La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi? », *Economica*.
- Cette, G. et M.-O. Strauss-Kahn (2003), « Productivité horaire et PIB par tête aux États-Unis et en France : Comparaisons et recommandations », *Bulletin de la Banque de France*, décembre.
- Durbin, J. (1954), « Errors in Variables », *Review of the International Statistical Institute*, 22, pp. 23-32.
- Gautié, J. (2003), « Les travailleurs âgés face à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 368.
- Giuliani, C.-A. (2003), « D'où viennent les écarts de richesse par habitant entre les États-Unis, la zone euro, la France et le Japon », ministère de l'Économie et des Finances, Direction de la Prévision, *Analyses économiques*, n° 9, 12, septembre.
- Greenan, N. et Y. L'Horty (2004), « La nouvelle économie irlandaise », *Revue française d'économie*, vol. XIX, octobre.
- Gust, C. et J. Marquez (2002), « International Comparisons of Productivity Growth: The Role of Information Technology and Regulation Practices », mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, n° 727, mai.
- Gust, C. et J. Marquez (2004), « International Comparisons of Productivity Growth: The Role of Information Technology and Regulatory Practices », *Labour Economics*, vol. 11.
- Hausman, J. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica* 46 (3), pp. 262-280.

- Hellerstein, J. et D. Neumark (2004), « Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set », NBER, Working Paper 10325, février.
- Malinvaud, E. (1973), « Une explication de la productivité horaire du travail », *Économie et statistique*, n° 48, septembre.
- Pilat, D. (2004), « International Comparaisons of Labour Productivity Levels: The OECD Approach to Estimation », mimeo, 6 décembre.
- Nelson, C.R. et R. Startz (1990a), « Some Further Results on the Exact Small Sample Properties of the Instrumental Variables Estimator », *Econometrica* 58, pp. 967-976.
- Nelson, C.R. et R. Startz (1990b), « The distribution of the Instrumental Variables Estimator and its t-ratio when the Instrument is a Poor One », *Journal of Business*, 63, pp. 5125-5140.
- OCDE (2003a), « The Sources of Economic Growth in OECD countries », une présentation partielle et résumée de cet ouvrage est proposée dans le chapitre V intitulé « Politiques structurelles et croissance » des *Perspectives économiques* n° 73, juin.
- OCDE (2003b), *Technologies de l'information et des communications. Les TIC et la croissance économique : Panorama des industries, des entreprises et des pays de l'OCDE*.
- Prescott, E. (2003), « Why Do Americans Work So Much More Than Europeans », Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, n° 321, novembre.
- Sargan, J. (1958), « The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables », *Econometrica*, 26(3), pp. 393-415.
- Wasmer, E. (1999), « Changements de composition de la force de travail. Implications pour les salaires et le chômage », *Économie et prévisions*, n° 138-139, 1999/2-3.
- Wu, D.M. (1973), « Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbance », *Econometrica*, 42 (3), pp. 529-546.