

Productivité du travail : la fin du processus de convergence ?

Clément Bosquet* et Michel Fouquin**

Entre 1950 et 1973, un processus de convergence des niveaux de productivité du travail était observable entre les États-Unis, considérés comme le leader technologique du monde, et les pays d'Europe de l'Ouest et le Japon. Mais ce processus s'est progressivement atténué pour disparaître complètement depuis 1995. Cette étude vise à expliquer les raisons de l'interruption de ce processus de convergence. À cette fin, elle utilise les tests économétriques développés par Bai et Perron pour déterminer les dates de rupture des tendances. Aux États-Unis, la croissance de la productivité du travail accélère à partir de 1992, tandis qu'elle ralentit dans la plupart des pays européens. Le progrès technologique, lié au développement des technologies de l'information et de la communication (TIC), explique une partie du regain de la productivité du travail aux États-Unis, mais en revanche, il ne cadre pas avec le ralentissement de la croissance de la productivité du travail en Europe. En effet, même si son taux d'investissement en TIC est en retrait par rapport à celui des États-Unis, il s'est accru considérablement. Une explication essentielle tient à l'intensité du contenu en emplois de la croissance. Alors qu'il diminue nettement aux États-Unis, il s'accroît sensiblement en Europe où il permet de réduire le chômage de masse. Les données les plus récentes, pour l'année 2008, confirment le diagnostic de non-convergence des tendances de productivité du travail.

* *Greqam Université Aix Marseille*

** *Directeur adjoint du Cepii ; michel.fouquin@cepii.fr*

Nous remercions Gilbert Cette, Agnès Benassy-Quéré et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques ainsi que les participants à l'atelier productivité du 10 Décembre 2008.

Entre 1950 et 1973, un processus de convergence en niveau de la productivité du travail entre les États-Unis, considérés comme les leaders technologiques du monde, et les pays d'Europe de l'Ouest, du Japon et de la Corée était observable. Depuis le milieu des années 1990, la productivité apparente du travail des pays développés a évolué de façon très contrastée. Des retournements de tendance sont apparus tant aux États-Unis que dans une grande partie des autres pays développés. Il y a eu une accélération des gains de productivité du travail et de la productivité globale des facteurs aux États-Unis et dans quelques autres pays comme la Suède, alors que ces deux indicateurs ont ralenti dans de nombreux pays d'Europe de l'Ouest, en Corée du Sud et au Japon. Deux explications ont prévalu jusqu'au début des années 2000 pour rendre compte de ces transformations : d'une part, l'émergence de la « nouvelle économie » aux États-Unis et le retard pris dans ce domaine par d'autres pays et d'autre part, les réformes économiques en Europe, notamment celles concernant le marché du travail pour favoriser le retour à l'emploi. Dans quelle mesure ces divergences apparues depuis 1995 s'expliquent-elles ainsi, et sont-elles durables ?

Pour essayer de répondre à cette interrogation, plusieurs bases de données sont mises à contribution : celle de Heston *et al.* (2006) est utilisée pour les séries longues commençant en 1950, celles de l'OCDE pour les séries trimestrielles les plus récentes, de même que pour les taux d'emploi, et la durée du travail. Enfin c'est la base élaborée par le consortium *EU KLEMS* (cf. encadré 1) qui a principalement servi aux analyses de contribution des facteurs de production et pour les données sectorielles.

Pendant la période 1950-1970, la croissance de la production par employé (1) dans 21 pays de l'OCDE apparaît d'autant plus élevée que le niveau de départ était faible (cf. graphique I). Plus le point de départ est faible, plus la croissance du PIB par employé est forte, ce qui correspond bien à l'idée de convergence. Le taux de croissance est compris entre 2 % pour les États-Unis, le pays le plus avancé du groupe, et 8 % pour le Japon qui est le pays le moins avancé en 1950. Cette corrélation n'est cependant pas vérifiée en dehors de l'Europe, sauf pour les pays d'Asie de l'Est, où elle n'apparaît toutefois clairement qu'à partir des années 1970.

Cependant cette corrélation s'affaiblit progressivement au fil du temps, et elle disparaît même complètement au cours de la période de

plus récente de 1995 à 2003 (cf. graphique II). Le processus de rattrapage n'existe plus ; il est vrai aussi que les écarts de niveau du PIB par employé sont beaucoup plus faibles au cours de la dernière période qu'au cours de la première (du simple au double en 1995, contre du simple au quintuple en 1950).

Les ruptures de tendance

L'observation précédente conduit à rechercher l'existence et la date d'éventuelles ruptures de tendance de la croissance de la productivité. Les changements observés sont-ils durables ou correspondent-ils à de simples fluctuations conjoncturelles ? À cette fin, on recourt à une série de tests statistiques (cf. encadré 2).

Plusieurs études ont été réalisées sur ce sujet. L'une des plus complètes et des plus récentes a été menée par Maury et Pluyaud (2007) dont on rappelle ici les principaux résultats. Sur le très long terme, les ruptures dans les séries de croissance de productivité du travail par employé, apparaissent peu nombreuses. Dans le cas de l'économie américaine - qui est la mieux connue statistiquement et dont l'histoire politique est la moins troublée - deux ruptures de la productivité par employé interviennent entre 1890 et 2002 (sur données annuelles). La première correspond à une accélération après 1922 (ou 1933 selon le test utilisé) de 1,3 % à 2,5 %, la seconde est un ralentissement intervenant après 1967 (ou 1973) de 2,5 à 1,3 %. En utilisant des données trimestrielles, ces auteurs trouvent une troisième rupture, à la hausse cette fois, correspondant à une accélération après 1995 de la croissance de la productivité horaire de 1,4 % à 2,2 %.

En France, entre 1890 et 2002, une première rupture survient à la hausse pour la croissance de la productivité par employé après 1945 (2), de 0,6 % à 5,4 % par an, accélération qui se maintient jusqu'en 1970. En données trimestrielles, une deuxième rupture apparaît au troisième trimestre 1973, à la baisse, la croissance ralentissant de 5 % à 2,1 % par an. Une troisième rupture de nouveau à la baisse se produit après le troisième trimestre 1995, les gains de

1. La durée du travail par employé, pour laquelle on ne dispose que de données très parcellaires sur cette période ancienne, tendant à se réduire, la productivité horaire devait en moyenne être proche de 4 % par an.

2. Les auteurs utilisent une interpolation simple pour évaluer les données couvrant les années de guerre.

productivité du travail se limitant à 1,1 % par an (Maury et Pluyaud, 2007).

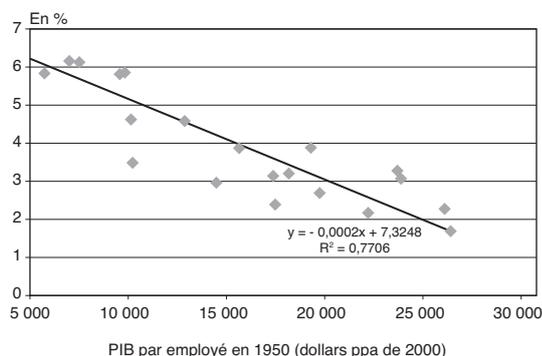
La rupture du premier choc pétrolier, 1973-1974

Des tests sont effectués tout d'abord pour 18 pays de l'OCDE sur les séries de productivité par employé - soit le rapport du PIB mesuré

à prix constant au total des emplois - qui sont les plus longues et couvrent la période 1960-2007 (cf. tableau 1-A). Une deuxième série de tests est faite sur les mêmes données mais sur la période 1975-2007 (cf. tableau 1-B).

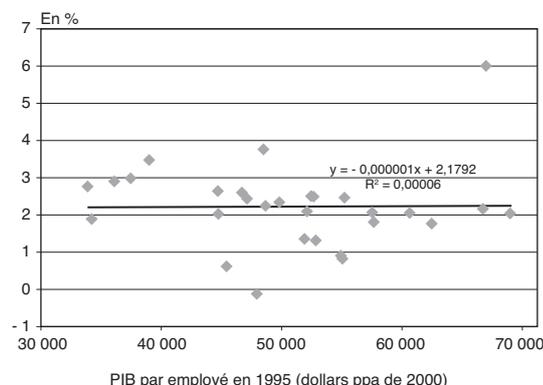
10 pays sur 18 connaissent une rupture au moment du premier choc pétrolier entre 1972 et 1974, rupture qui correspond en moyenne à une très forte réduction, proche de 60 % de la crois-

Graphique I
Croissance annuelle moyenne entre 1950 et 1970 et niveau du PIB par employé en 1950, dans les pays développés



Lecture : pendant la période 1950-1970, la croissance de la production par employé dans 19 pays de l'OCDE apparaît d'autant plus élevée que le niveau de départ est faible.
Champ : pays de l'OCDE déclarants.
Source : Heston et al., 2006.

Graphique II
Croissance annuelle moyenne entre 1995 et 2003 et niveau du PIB par employé en 1995, dans les pays développés



Champ : pays de l'OCDE déclarants.
Source : Heston et al., 2006.

Encadré 1

EU KLEMS

Les premiers travaux quantitatifs de calcul de la productivité globale des facteurs qui mettaient en lumière le rôle de ce qu'il est convenu d'appeler la « nouvelle économie » dans le renouveau de la croissance américaine adoptent de nouvelles conventions comptables pour mieux prendre en compte les progrès d'efficacité des technologies de l'information et de la communication (il s'agit essentiellement du recours à des prix hédoniques pour les TIC). Ces travaux s'appuyaient sur un cadre analytique dérivé des travaux de Jorgenson, capable notamment de mieux prendre en compte la contribution des produits nouveaux à fort progrès technique, soit directement à travers l'évaluation de leur production, soit indirectement par la mesure des input en différentes formes d'actifs en capital et en travail.

Quand on a cherché à comprendre pourquoi l'Europe ne semblait pas tirer autant profit de ces mêmes innovations, on s'est aperçu que les statistiques européennes étaient souvent insuffisantes et aussi et peut-être surtout que les conventions adoptées par les comptes nationaux différaient du tout au tout d'un pays à l'autre, depuis ceux qui n'en tenaient aucun compte

comme l'Allemagne, jusqu'à ceux qui développaient leurs propres méthodes comme la France (Insee).

C'est pourquoi la Commission a décidé de financer un consortium européen d'instituts de recherches pour mettre au point des procédures communes d'évaluation et pour produire un ensemble de comptes nationaux sectoriels détaillés pour la période 1970-2005 (dans la version actuellement disponible) et pour l'ensemble des pays membres, plus les États-Unis et le Japon auxquels s'ajoutent aujourd'hui l'Australie et le Canada. Le détail sectoriel est de 71 industries, les séries couvrent notamment la valeur ajoutée, les consommations intermédiaires et la valeur de la production, l'emploi et les heures de travail selon les qualifications, l'investissement en capital ainsi que les stocks de capital.

Pour plus de détails on pourra se reporter au site : www.EUKLEMS.net ;

OCDE : Annual Labor Force Survey, Comptes Nationaux annuels et trimestriels ;

Eurostat : Données trimestrielles sur l'emploi et la production.

MÉTHODOLOGIE DES TESTS DE RUPTURE DE TENDANCE

Afin de déterminer les dates de ruptures dans l'évolution tendancielle de la productivité du travail, nous avons pratiqué des tests de rupture de tendance à la Bai et Perron (1998a, 1998b). L'avantage de cette méthode réside dans l'endogénéisation de la détermination de la date de rupture dans la procédure, qui dispense l'économètre d'une connaissance *a priori* arbitraire.

L'ensemble des spécifications possibles de ces tests et certaines procédures concurrentes sont présentées de manière très claire par Le Bihan (2004). Nous en rappelons ici les principes généraux et explicitons les choix que nous avons faits.

Deux approches concurrentes sont possibles pour modéliser l'évolution d'une série temporaire. La première consiste à estimer le modèle TS (Trend Stationnaire) selon lequel le logarithme de la variable suit une tendance linéaire, la seconde DS (Différence Stationnaire) s'appuie sur l'hypothèse de stationnarité en différence de la série.

La spécification TS s'écrit : $y_t = y_0 + \beta^* t + v_t$

où y_t est le logarithme de la variable étudiée, t est le temps, β s'interprète comme le taux de croissance tendanciel de y_t et v_t est un résidu de moyenne nulle, vraisemblablement auto-corrélé et supposé stationnaire.

Comme la stationnarité autour d'une tendance est souvent rejetée par l'économétrie des variables non-stationnaires pour des séries comme le PIB par exemple, on utilise l'hypothèse alternative de stationnarité en différence (spécification DS), ce qui conduit à écrire un modèle de marche aléatoire avec dérive :

$$\Delta y_t = b + e_t$$

où y_t et t sont définis comme précédemment, b est la composante déterministe du taux de croissance (donc équivalent à β) et e_t est le terme d'erreur, supposé stationnaire et probablement auto-corrélé.

On s'intéresse ici à la présence de rupture de la croissance tendancielle donc des paramètres β ou b (on ne s'intéresse pas aux ruptures sur le niveau de la variable étudiée dues à des chocs institutionnels majeurs comme la réunification allemande, ou une guerre, les données sont raccordées en variation ; c'est-à-dire que pour l'Allemagne par exemple on rétopole les données d'avant la réunification à partir des séries disponibles pour les deux Allemagnes). En autorisant une rupture sur ces paramètres à la date T_1 , les modèles TS et DS généralisés vont s'écrire :

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)(t - T_1)(t > T_1) + v_t$$

et

$$\Delta y_t = b_1 + (b_2 - b_1)(t > T_1) + e_t$$

Il y a dans ces modèles un risque important d'auto-corrélation des résidus qui ne viendra pas biaiser

l'estimation des paramètres mais qui peut affecter la validité des tests de rupture. Nous traitons ce problème par une approche paramétrique (plus lisible, elle détecte moins souvent des ruptures que l'approche paramétrique présentée par Le Bihan, 2004) en estimant des régressions augmentées de termes auto-régressifs :

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)(t - T_1)(t > T_1) + \sum_{i=1}^p c_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

et

$$\Delta y_t = b_1 + (b_2 - b_1)(t > T_1) + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

où ε_t et u_t deviennent des bruits blancs.

Avec cette approche, la transition vers la nouvelle tendance, en cas de rupture, est graduelle (elle prend une période), on dit que le modèle est de type *innovational outlier*.

Pour tester et identifier les ruptures sur le rythme de croissance tendancielle, une première stratégie consiste à sélectionner une spécification (TS ou DS) à l'aide de tests préliminaires sur la forme de la stationnarité. L'utilisation de ces tests de racine unité soulève cependant certaines difficultés dans la mesure où ils sont de faible puissance en échantillon fini et où on ne peut pas tester simultanément la présence de rupture et la stationnarité du modèle.

Nous avons donc retenu l'approche pragmatique consistant à tester la présence de rupture dans les deux spécifications et à confronter les résultats en guise de test de robustesse. Cependant, dans la mesure où les tests en spécification TS nous conduisaient deux fois plus souvent que les tests en spécification DS à retenir une rupture de tendance pour chacune des séries temporelles, nous avons préféré ne conserver que les ruptures validées par la spécification DS, qui sont pour la plupart également validées par la spécification TS. Les résultats présentés dans cet article sont donc majoritairement robustes à la modélisation choisie.

Tester la pertinence d'une rupture revient à tester la stabilité des paramètres des modèles TS et DS. Lorsque l'hypothèse alternative du test est celle d'une seule rupture à une date connue et donnée T_1 , le test traditionnel de Chow (1960) peut s'appliquer.

La forme de Wald de ce test s'écrit :

$$F_T \left(\frac{T_1}{T} \right) = (T - 2q - p) \left(\frac{SSR_{1,T} - SSRA_{T_1}}{SSRA_{T_1}} \right)$$

où $SSR_{1,T}$ et $SSRA_{T_1}$ sont les sommes des carrés des résidus respectivement pour le modèle sans rupture et pour le modèle avec rupture à la date T_1 , q est le nombre de paramètres sujets à rupture et p le nombre de paramètres supposés stables. →

sance de leur productivité. Quatre pays, dont l'Allemagne, enregistrent une rupture similaire par son ampleur mais plus tardive entre 1977 et 1979. En moyenne pour l'Europe à 15, la rupture date bien de 1974 et la croissance de la productivité du travail chute de 4,3 % à 1,6 %.

Dans quatre pays, aucune rupture ne se produit dans les années 1970. Ce sont, tout d'abord, trois pays que l'on pouvait classer à l'époque comme émergents : la Corée du Sud, l'Espagne et, dans une certaine mesure, l'Italie (3). En revanche, ces trois pays enregistrent une rupture à la baisse autour de 1995. Le quatrième pays à ne pas connaître de rupture est l'Australie, dont la productivité du travail progresse toujours faiblement.

Enfin les États-Unis sont un cas à part, c'est le seul pays à connaître deux ruptures, l'une à la baisse après 1974, l'autre à la hausse après 1992, date à partir de laquelle ce pays retrouve sa croissance d'avant le premier choc pétrolier.

Pour faire apparaître une seconde rupture il faut scinder les séries après 1973, car la statistique de test est une fonction négative du nombre de ruptures qu'on a déjà validées pour en tester une nouvelle. Si ce n'était pas le cas, le test nous donnerait une rupture pour chaque année en collant ainsi parfaitement avec la série des taux de croissance. C'est pourquoi le même test est reproduit seulement sur la période 1975-2007 (cf. tableau 1-B).

Six pays, en plus des quatre précédents, (soit un total de dix sur dix-huit) connaissent une rup-

ture dans les années 1990, dont six autour de 1995. En France et dans l'Union européenne, elle intervient en 1990 : la croissance de la productivité du travail en France baisse de moitié, passant de 2,4 % sur la période 1975-1990 à 1,2 % sur 1990-2007, tandis que l'UE recule de 2 % à 1,2 %.

La rupture liée au premier choc pétrolier est principalement d'origine macro-économique, la nécessité de payer la facture pétrolière, indépendante à première vue d'un choc technologique négatif tel que cela a parfois été avancé. 1973 marque la fin d'une période de croissance exceptionnelle dans l'histoire qui bute sur des limites physiques : d'une part, l'insuffisance des ressources naturelles notamment pétrolières, et d'autre part, la pénurie de main-d'œuvre qui se traduit par une inflation salariale. Des années de stabilité des prix du pétrole et des autres matières premières avaient entraîné un accroissement de la dépendance énergétique des économies développées et une insuffisance des investissements d'exploration de nouvelles ressources. Enfin beaucoup croient aussi en une sorte d'épuisement du progrès technique.

Le premier choc pétrolier s'est produit dans une situation de quasi-indexation des salaires sur les prix, ce qui a amorcé une spirale inflationniste et en fin de compte la baisse des profits des entreprises, un déclin des investissements et

3. D'une manière générale, il semble que les pays dits émergents maintiennent des rythmes de croissance de leur productivité élevés, ainsi qu'en témoignent les dix nouveaux pays membres de l'Union européenne qui ne sont pas présentés ici.

Encadré 2 (suite)

Si la date T_1 est inconnue, l'idée naturelle développée par Bai et Perron est de calculer la statistique F pour chaque date T_1 possible et de choisir ensuite celle qui fournit la plus grande valeur de la statistique de test, équivalente à celle qui minimise la somme des carrés des résidus.

La statistique ainsi définie est la suivante :

$$SupF = \max_{T=T_{\min}, \dots, T_{\max}} F\left(\frac{T_1}{T}\right)$$

Cette statistique fournit la date de rupture la plus plausible mais elle ne définit pas alors forcément une rupture. Comme la statistique $SupF$ est par construction supérieure ou égale à la statistique de la forme de Wald du test de Chow, on ne compare pas sa valeur à la distribution usuelle d'une loi de khi-2 mais à une distribution non-standard tabulée par Andrews (1993).

La sélection par balayage de la statistique de test constitue en effet une sorte de « pré-test » qu'il ne faut pas ignorer.

Bai et Perron (1998a, 1998b) ont généralisé cette procédure au cas de ruptures multiples en déterminant de manière séquentielle le nombre de ruptures (si on accepte l'hypothèse d'une première rupture, on en teste une deuxième aux dates possibles en conservant la première), alors que Bai (1999) en propose une estimation simultanée. Ces auteurs fournissent les distributions des statistiques de test non-usuelles. Nous avons choisi d'adopter la première démarche dans la mesure où Bai (1997) a établi que l'estimation séquentielle des ruptures permet une estimation convergente de leurs dates et où la distribution de Bai (1999) n'est établie que pour des résidus identiques et indépendamment distribués. Pour plus de détails voir Le Bihan (2004).

enfin une montée du chômage de masse. Cette faiblesse des investissements s'est traduite par une période de faible croissance et de faibles gains de productivité. Le secteur de l'industrie, leader en matière de progrès technique, en a été la principale victime (Cepii, 1984).

La rupture de 1995, une rupture technologique ?

La base de données *EU KLEMS* qui couvre la période 1970-2005 et fournit des données sur les heures de travail, ainsi qu'un détail sectoriel fin,

Tableau 1
Tendances et ruptures de la productivité du travail par employé

A – Tests sur la période 1960-2007

En %

| | Pays | Productivité | Date de rupture | Productivité |
|----------------------------|----------------|--------------|-----------------|--------------|
| Rupture unique à la baisse | Autriche | 5,5 | 1972 | 1,6 |
| | Japon | 8,2 | 1973 | 1,9 |
| | <i>UE à 15</i> | 4,3 | 1974 | 1,6 |
| | France | 4,9 | 1974 | 1,7 |
| | Belgique | 4,4 | 1974 | 1,7 |
| | Portugal | 5,3 | 1974 | 1,8 |
| | Suède | 3,3 | 1974 | 1,7 |
| | Grèce | 7,8 | 1974 | 1,6 |
| | Royaume-Uni | 2,5 | 1974 | 2,0 |
| | Finlande | 4,4 | 1974 | 2,4 |
| | Pays-Bas | 3,9 | 1977 | 0,5 |
| | Danemark | 3,0 | 1977 | 1,6 |
| | Allemagne | 3,8 | 1978 | 0,9 |
| | Irlande | 4,0 | 1979 | 3,0 |
| | Espagne | 4,0 | 1995 | - 0,3 |
| | Corée | 4,8 | 1996 | 3,3 |
| Italie | 3,6 | 1996 | 0,3 | |
| Pas de rupture | Australie | 1,6 | | 1,6 |
| Double rupture | États-Unis | 1,8 | 1974 | 1,3 |
| | | 1,3 | 1992 | 1,8 |

B – Tests sur la période 1975-2007

En %

| | Pays | Productivité | Date de rupture | Productivité |
|----------------------------|----------------|--------------|-----------------|--------------|
| Rupture unique à la hausse | États-Unis | 1,3 | 1992 | 1,8 |
| | Suède | 1,3 | 1992 | 2,3 |
| | Grèce | 0,8 | 1996 | 2,6 |
| Rupture unique à la baisse | <i>UE à 15</i> | 2,0 | 1990 | 1,2 |
| | France | 2,4 | 1990 | 1,2 |
| | Japon | 2,8 | 1991 | 1,2 |
| | Espagne | 2,5 | 1995 | - 0,3 |
| | Belgique | 2,1 | 1996 | 1,0 |
| | Portugal | 2,6 | 1996 | 0,8 |
| | Corée | 5,1 | 1996 | 3,2 |
| | Italie | 2,5 | 1996 | 0,3 |
| Pas de rupture | Australie | 1,4 | | 1,4 |
| | Autriche | 1,4 | | 1,4 |
| | Royaume-Uni | 2,0 | | 2,0 |
| | Finlande | 2,4 | | 2,4 |
| | Pays-Bas | 0,7 | | 0,7 |
| | Danemark | 1,7 | | 1,7 |
| | Allemagne | 1,2 | | 1,2 |
| | Irlande | 3,0 | | 3,0 |

Lecture : dans le cas des États-Unis, la croissance annuelle moyenne de la productivité du travail par employé est de 1,8 % de 1960 à 1974, de 1,3 % de 1974 à 1992 et de 1,8 % de 1992 à 2007 (tests sur la période 1960-2007).

Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Sources : PIB à prix constants : Chelem-Cepii (2008) ; Emplois : OCDE (2008).

permet de préciser le diagnostic. Du fait de la courte durée de la période précédant le premier choc pétrolier (1970-1973), les tests de rupture ont été faits sur la période 1975-2005. Les résultats font apparaître une rupture de la productivité horaire du travail pour 16 pays sur 19 (cf. tableau 2) dans les années 1990, pour 7 d'entre eux autour de 1996. Cette fois trois pays améliorent leurs performances : l'amélioration est spectaculaire pour les États-Unis dont la croissance de la productivité horaire du travail passe de 1,2 % à 2,6 % Pour la Suède et la Grèce, la croissance est suffisamment significative pour correspondre, selon nos tests, à une rupture. Trois autres pays, l'Irlande, le Royaume-Uni et l'Australie, tout en n'enregistrant pas de rupture, améliorent légèrement leurs gains de productivité. À l'opposé, les pays d'Europe continentale - hormis les pays en transition qui ne font pas partie de l'échantillon, faute de données suffisantes - ainsi que le Japon, subissent de nouvelles réductions très importantes. En moyenne, pour l'Union européenne, la productivité horaire se réduit encore d'un point à partir de 1996, passant 2,4 % à 1,4 %.

Contrairement à la période du premier choc pétrolier, la diversité des dates de rupture et des évolutions qu'elles font apparaître, suggère que

les causes sont davantage liées à des évolutions internes – politiques ou sociales – propres à chaque pays plutôt qu'à des causes externes. En particulier, l'argument en faveur d'une rupture technologique, liée au développement spectaculaire des technologies de l'information et de la communication (TIC), peut expliquer en partie le renouveau des États-Unis, mais n'explique pas le déclin des autres pays. En effet, même si ceux-ci sont en retard, même s'ils investissent moins, tous présentent une progression de leurs dépenses en TIC, qui a donc un effet positif sur leur croissance.

Les évolutions récentes remettent-elles en cause les analyses précédentes ?

Pour tester les évolutions les plus récentes on a choisi d'utiliser les données trimestrielles de l'OCDE qui sont mises à jour plus fréquemment que les données annuelles. Elles nous permettent d'intégrer les données jusqu'au premier trimestre 2009 et donc de prendre en compte les effets de la récession de 2008-2009 sur l'évolution de la productivité par employé. L'impact de la crise est presque entièrement négatif (cf. tableau 3) car, comme on le sait, l'emploi réagit plus tardivement aux évolutions du cycle des affaires que

Tableau 2
Ruptures dans les tendances de la productivité horaire du travail sur la période 1975-2005

En %

| | Pays | Date de rupture | Taux de croissance annuels moyens | | Écart |
|---------------------|-------------|-----------------|-----------------------------------|-------|-------|
| | | | avant | après | |
| Rupture à la hausse | États-Unis | 1996 | 1,2 | 2,6 | 1,4 |
| | Grèce | 1996 | 1,0 | 2,7 | 1,7 |
| | Suède | 1992 | 1,3 | 2,6 | 1,3 |
| Rupture à la baisse | UE à 15 | 1996 | 2,4 | 1,4 | - 1 |
| | Allemagne | 1996 | 2,6 | 1,6 | - 1 |
| | France | 1990 | 3,0 | 1,8 | - 1,2 |
| | Belgique | 1986 | 3,2 | 1,6 | - 1,6 |
| | Luxembourg | 1992 | 3,8 | 1,1 | - 2,7 |
| | Italie | 1996 | 2,1 | 0,5 | - 1,6 |
| | Espagne | 1986 | 2,6 | 1,2 | - 1,4 |
| | Portugal | 1993 | 4,8 | 1,5 | - 3,3 |
| | Autriche | 1996 | 2,4 | 1,6 | - 0,8 |
| | Danemark | 1996 | 2,3 | 0,9 | - 1,4 |
| | Finlande | 1995 | 3,1 | 2,2 | - 0,9 |
| | Pays-Bas | 1986 | 2,4 | 1,4 | - 1 |
| | Japon | 1992 | 4,4 | 2,4 | - 2 |
| | Corée | 1992 | 6,4 | 4,1 | - 2,3 |
| Pas de rupture | Australie | | 1,7 | | |
| | Irlande | | 3,4 | | |
| | Royaume-Uni | | 2,1 | | |

Lecture : la croissance de la productivité horaire est de 1,2 % par an avant 1996 aux États-Unis et de 2,6 % de 1996 à 2005.

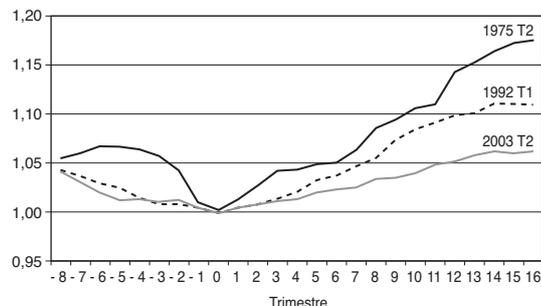
Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Source : EU KLEMS, 2008.

la production. En général la baisse intervient brutalement après le milieu des années 2000 et est nettement supérieure à 1 point. De ce point de vue les États-Unis, où la baisse de la productivité n'est que de 0,7 point, enregistrent un gain de productivité du travail de 1,4 % entre 2000T1 et 2009T1, ce qui est la meilleure performance des grands pays développés. Cette évolution est confirmée et même accentuée si l'on s'appuie sur les données de productivité horaire (source : Bureau of Labor Statistics). Cette performance s'explique par une première phase entre 2001 et 2007 parfois dite de « reprise sans création d'emplois » (« *jobless recovery* », cf. graphique III), du moins par rapport à ce qui était observé après les récessions précédentes. Ce phénomène a provoqué une controverse entre économistes. Selon Baily et Laurence (2004) ou encore selon Schultze (2004), les pertes d'emploi ne sont pas principalement l'effet de la concurrence des importations en provenance des pays à bas salaires ou encore des délocalisations vers ces pays ; c'est la faiblesse des exportations due à un dollar surévalué jointe à une accélération des gains de productivité dans l'industrie

qui en sont la cause. Dans une deuxième phase, celle de la crise 2008-2009, la chute des emplois aux États-Unis a été extrêmement rapide et forte dès le début de 2008 et s'est poursuivie jusqu'au

Graphique III
Cycles de l'emploi depuis 1970 aux États-Unis sur données trimestrielles (point bas du cycle = 1)



Lecture : pour chaque récession le point zéro est le point à partir duquel l'emploi commence à ré-augmenter, la valeur de l'emploi à cette date est un ; après le point bas de 1975T2, 16 trimestres plus tard l'emploi est de 17 % plus élevé, de 11 % après le point bas de 1992T1 et de 6 % après celui de 2003T2.

Champ : salariés du secteur marchand non agricole aux États-Unis.

Source : Bureau of Labor Statistics.

Tableau 3
Évolutions récentes de la productivité des employés entre le 1^{er} trimestre de 1995 et celui de 2009
En %

| | Pays | Date de la rupture année, trimestre) | Taux de croissance annuels moyens | | Écart |
|---------------------|---------------------------------|--------------------------------------|-----------------------------------|-------|-------|
| | | | avant | après | |
| Rupture à la hausse | Espagne | 2005T4 | - 0,6 | 1,1 | 1,7 |
| Rupture à la baisse | Allemagne | 2004T2 | 1,4 | - 0,7 | - 2,1 |
| | Australie | 1999T3 | 2,7 | 0,7 | - 2,0 |
| | Autriche | 2000T4 | 2,7 | 1,0 | - 1,7 |
| | Canada | 2000T4 | 1,8 | 0,4 | - 1,4 |
| | Danemark | 2005T3 | 1,5 | - 0,7 | - 2,2 |
| | États-Unis | 2000T1 | 2,1 | 1,4 | - 0,7 |
| | États-Unis productivité horaire | 2003T4 | 2,9 | 1,9 | - 1,0 |
| | France | 2000T2 | 1,8 | 0,6 | - 1,2 |
| | G7 | 2004T4 | 1,6 | 0,5 | - 1,1 |
| | Irlande | 2004T1 | 3,5 | 0,8 | - 2,7 |
| | Italie | 2001T2 | 0,8 | - 0,8 | - 1,6 |
| | Norvège | 2005T4 | 1,5 | - 0,9 | - 2,4 |
| | Nouvelle-Zélande | 2004T3 | 1,2 | - 0,5 | - 1,7 |
| Pologne | 2004T2 | 5,4 | 1,9 | - 3,5 | |
| Royaume-Uni | 2004T3 | 1,9 | 0,9 | - 1,0 | |
| Suède | 2005T4 | 2,2 | - 1,4 | - 3,6 | |
| Pas de rupture | Finlande | | 2,2 | | |
| | Luxembourg | | 0,2 | | |
| | Portugal | | 0,6 | | |
| | Corée | | 3,5 | | |
| | Japon | | 1,1 | | |

Lecture : en Allemagne, la croissance de la productivité est de 1,2 % par avant le 4^e trimestre 2004 et de - 0,7 % du 4^e trimestre 2004 au 1^{er} trimestre de 2009.

Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Source : OCDE, juin 2009, calculs des auteurs.

premier trimestre 2009. Grace à cette adaptation rapide de l'emploi la baisse de la productivité du travail est moins forte qu'ailleurs.

À l'opposé la rupture à la baisse de la productivité du travail paraît particulièrement forte pour les pays qui ont une régulation sociale plus protectrice de l'emploi comme en Allemagne, en France, en Suède, au Danemark etc. Si l'on ne peut pas interpréter les évolutions récentes en termes de tendance structurelle, on doit cependant remarquer que l'écart que l'on a constaté dans les périodes précédentes entre les performances américaines et européennes tend à se maintenir sinon à s'accroître dans la phase actuelle.

Les évolutions sectorielles de la productivité du travail

L'observation des évolutions sectorielles entre 1985-1995 et 1995-2005 permet d'affiner le diagnostic.

Traditionnellement, les secteurs de l'industrie manufacturière sont considérés comme des secteurs à forts gains de productivité tandis que les secteurs des services sont au contraire réputés pour leurs faibles gains, ce qui se traduit par des évolutions contrastées en termes de prix et d'emploi. Les prix relatifs de l'industrie manufacturière baissent tandis que ceux des services s'accroissent ; par ailleurs, l'emploi dans les pays développés diminue dans l'industrie manufacturière tandis qu'il augmente dans les services.

Comparaison des périodes 1970-1995 et 1995-2005

Les données d'EU KLEMS sont très détaillées au niveau sectoriel. Cependant, tant pour des raisons pratiques de présentation des données, que pour des raisons de fiabilité, il paraît raisonnable de ne travailler qu'à un niveau relativement agrégé. Aux États-Unis l'amélioration des gains de productivité entre 1970-1995 et 1995-2005 est particulièrement forte dans les secteurs de l'industrie (+ 2,3 points hors électronique et + 4,4 points pour l'électronique), des services financiers et des services aux entreprises (+ 1,8 point) qui sont aussi les secteurs où la réduction des heures travaillées est la plus forte (respectivement - 2 points et - 1,8 point).

En Allemagne, la baisse de la productivité du travail est particulièrement forte dans le secteur de la finance et des services aux entreprises tandis que l'industrie maintient ses emplois et sa productivité. Les baisses d'emplois sont particulièrement fortes dans le secteur de la construction, ce qui correspond à la fin des vastes programmes de reconstruction dans les *landers* de l'Est. En France, la productivité du travail baisse surtout dans le secteur productif hors industrie. Elle baisse fortement dans la construction et le secteur de la distribution qui créent de nombreux emplois.

Les ruptures des tendances sectorielles

Les tests de rupture appliqués sur les données sectorielles de productivité par travailleur montrent une grande diversité de situations. Compte tenu de la moindre qualité des données très détaillées on a choisi de limiter les tests à trois secteurs soit : l'industrie manufacturière, les services financiers et les services aux entreprises, et les services de la distribution (cf. tableau 4).

Dans le secteur de l'industrie manufacturière (cf. tableau 5), la Suède, la Finlande et les États-Unis améliorent considérablement leur productivité dont la croissance atteint 6 % ou plus par an à partir du milieu des années 1990. Parmi les huit pays où la productivité baisse, six sont européens. Entre 1990 et 1996, le recul est particulièrement fort pour la Belgique (- 4 points), l'Espagne (- 2,5 points), l'Italie (- 4,4 points) et le Japon (- 2,4 points). Enfin un groupe de sept pays, plus l'Union européenne à 15, ne connaît pas de rupture significative. Les performances de l'Irlande et la Corée du Sud demeurent exceptionnelles.

Dans le secteur de la finance et des services rendus aux entreprises (cf. tableau 6), les gains de productivité sont, dans l'ensemble, nettement plus modestes que dans celui de l'industrie manufacturière ; néanmoins les ruptures de tendance y sont aussi très marquées. En particulier, cinq pays sur les sept qui connaissaient des évolutions de productivité négatives, comme les États-Unis et l'Irlande, se mettent à réaliser des gains. Inversement dans les pays d'Europe continentale (hormis le Luxembourg, les Pays-Bas et les pays méditerranéens), où la productivité progressait entre 0,5 % et 1,1 %, elle régresse entre 0 % et - 1,8 %. Les ruptures se produisent majoritairement (dans 9 cas sur 15) entre 1991 et 1996 et en 1986 (dans 4 cas).

Enfin dans le secteur de la distribution (cf. tableau 7), cinq pays progressent en termes de productivité dont trois de plus de 3 points : la Suède, la Grèce et la Corée. Quatre pays reculent, dont le Japon de plus de 3,8 points, et la France de 1,5 point. Toutes ces ruptures inter-

viennent entre 1991 et 1996, sauf en Corée (1986). Les autres pays ne connaissent pas de rupture. En particulier, les États-Unis maintiennent des gains élevés, d'environ 3 %. La moyenne européenne reste nettement inférieure, à moins de 2 %.

Tableau 4

Évolutions sectorielles des heures de travail et de la productivité horaire (Écarts des taux de croissance annuels moyens de la période 1995-2005 par rapport à 1970-1995)

Taux de croissance annuels moyens en %

| | États-Unis | | Allemagne | | France | |
|--|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| | Productivité horaire | Heures de travail | Productivité horaire | Heures de travail | Productivité horaire | Heures de travail |
| Total | 1,1 | 0,7 | - 1,2 | + 0,1 | - 1,4 | 0,9 |
| Manufacture hors machines électriques électroniques | + 2,3 | - 2,1 | - 0,7 | + 0,6 | - 0,4 | + 0,3 |
| Machines électriques et électroniques | + 4,4 | - 2,0 | + 1,2 | - 0,9 | + 1,8 | - 0,4 |
| Autres secteurs de production de biens y.c. construction | - 0,1 | 1,0 | - 0,3 | - 1,9 | - 2,7 | + 2,5 |
| Distribution | + 1,0 | - 0,9 | - 0,6 | - 0,4 | - 2,2 | + 1,2 |
| Finances et services aux entreprises | + 1,8 | - 1,8 | - 4,0 | + 0,6 | - 0,4 | + 0,1 |
| Services personnels | + 1,1 | - 0,8 | - 1,7 | - 0,3 | + 1,4 | - 0,4 |
| Secteur non marchand | + 0,4 | - 0,5 | - 0,6 | - 0,7 | - 0,4 | - 1,2 |

Lecture : la productivité horaire annuelle des États-Unis accélère de 1,1 point annuel au cours des années 1995-2005 par rapport à la période 1970-1995.

Champ : États-Unis, Allemagne et France.

Source : EU KLEMS, 2008.

Tableau 5

Ruptures de tendance de la productivité dans les industries manufacturières sur la période 1975-2005

Taux de croissance annuels moyens en %

| | Pays | Date de rupture | Productivité par travailleur | | Date de rupture | Productivité horaire | |
|---------------------|-------------|-----------------|------------------------------|-------|-----------------|----------------------|-------|
| | | | avant | après | | avant | après |
| Rupture à la hausse | États-Unis | 1996 | 3,2 | 6,2 | 1996 | 3,0 | 6,5 |
| | Finlande | 1992 | 4,7 | 5,9 | | 5,5 | |
| | Suède | 1992 | 2,7 | 7,2 | 1992 | 2,4 | 6,5 |
| | Grèce | 1993 | - 0,3 | 2,3 | 1993 | - 0,3 | 2,2 |
| Rupture à la baisse | Australie | 1988 | 3,2 | 1,9 | 1986 | 3,3 | 1,9 |
| | Belgique | 1986 | 6,6 | 3,0 | 1986 | 7,2 | 3,2 |
| | Pays-Bas | | 3,2 | | 1986 | 4,5 | 3,1 |
| | Luxembourg | 1994 | 5,4 | 2,4 | | 3,3 | |
| | Royaume-Uni | 1995 | 3,5 | 2,8 | 1995 | 3,7 | 3,1 |
| | Espagne | 1996 | 2,7 | - 0,1 | 1989 | 3,6 | 1,1 |
| | Italie | 1996 | 4,0 | - 0,4 | 1996 | 4,0 | 0,0 |
| Japon | 1990 | 6,4 | 3,1 | 1990 | 6,2 | 3,8 | |
| Pas de rupture | Corée | | 8,7 | | | 9,4 | |
| | UE à 15 | | 2,8 | | | 3,1 | |
| | Allemagne | | 2,3 | | | 2,9 | |
| | Autriche | | 3,7 | | | 4,1 | |
| | France | | 3,2 | | | 3,6 | |
| | Danemark | | 1,8 | | | 1,9 | |
| | Irlande | | 7,4 | | | 7,5 | |
| | Portugal | | 2,9 | | | 3,3 | |

Lecture : aux États-Unis, la productivité annuelle du travail par travailleur dans les industries manufacturières était de 3,2 % avant 1996 ; elle passe à 6,2 % après.

Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Source : EU KLEMS, 2008.

Tableau 6

Ruptures de tendance de la productivité du travail dans les services financiers et aux entreprises sur la période 1975-2005

Taux de croissance annuels moyens en %

| | Pays | Date de rupture | Productivité par travailleur | | Date de rupture | Productivité horaire | |
|---------------------|-------------|-----------------|------------------------------|-------|-----------------|----------------------|-------|
| | | | avant | après | | avant | après |
| Rupture à la hausse | Australie | 1986 | - 1,3 | 0,6 | 1990 | - 1,0 | 0,8 |
| | Portugal | 1986 | - 0,7 | 1,5 | 1986 | - 0,2 | 1,8 |
| | Italie | | | - 2,1 | 1986 | - 4,5 | - 1,4 |
| | Irlande | 1996 | - 2,4 | 3,8 | 1996 | - 2,4 | 4,4 |
| | Suède | 1991 | - 2,2 | 0,0 | 1991 | - 1,6 | 0,2 |
| | Royaume-Uni | 1991 | 0,4 | 1,7 | 1991 | 0,6 | 1,6 |
| | États-Unis | 1988 | - 0,6 | 1,2 | 1991 | - 0,1 | 1,3 |
| Rupture à la baisse | EU à 15 | 1994 | 0,1 | - 0,4 | 1986 | 0,7 | 0,0 |
| | France | | | 0,0 | 1986 | 1,2 | 0,1 |
| | Allemagne | 1996 | 1,0 | - 1,7 | 1996 | 1,9 | - 0,9 |
| | Autriche | 1996 | 0,5 | - 1,6 | 1996 | 0,8 | - 1,7 |
| | Finlande | 1996 | 1,1 | - 1,8 | 1995 | 1,1 | - 1,1 |
| | Danemark | 1995 | 0,7 | - 0,4 | 1995 | 1,3 | - 0,8 |
| | Pays-Bas | | | 0,3 | 1989 | 1,4 | 0,3 |
| | Luxembourg | 1986 | 4,2 | - 0,9 | 1986 | 6,3 | - 1,4 |
| | Japon | 1995 | 1,5 | 0,4 | | | 1,7 |
| Pas de rupture | Corée | | | - 0,7 | | - 0,5 | |
| | Belgique | | | 0,5 | | 0,6 | |
| | Espagne | | | 1,2 | | - 0,8 | |
| | Grèce | | | - 1,0 | | - 1,1 | |

Lecture : en Australie, la croissance de la productivité par travailleur dans les services financiers et aux entreprises était négative de 1,3 % par an en moyenne avant 1986 ; elle devient positive avec 0,6 % ensuite.

Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Source : EU KLEMS, 2008.

Tableau 7

Ruptures de tendance de la productivité du travail dans les services de distribution sur la période 1975-2005

Taux de croissance annuel moyens en %

| | Pays | Date de rupture | Productivité par travailleur | | Date de rupture | Productivité horaire | |
|---------------------|-------------|-----------------|------------------------------|-------|-----------------|----------------------|-------|
| | | | avant | après | | avant | après |
| Rupture à la hausse | Australie | 1991 | 0,0 | 2,6 | 1991 | 0,2 | 3,2 |
| | Pays-Bas | 1996 | 1,4 | 2,8 | | 2,7 | |
| | Suède | 1992 | 1,4 | 4,5 | 1993 | 1,4 | 4,7 |
| | Grèce | 1996 | - 1,3 | 2,6 | 1996 | - 1,2 | 2,6 |
| | Corée | 1986 | 0,0 | 3,3 | | 2,7 | |
| Rupture à la baisse | Japon | 1992 | 5,9 | 1,3 | 1992 | 6,8 | 3,0 |
| | Autriche | | | 1,9 | 1993 | 2,6 | 1,9 |
| | France | 1996 | 2,6 | 1,0 | 1996 | 3,3 | 1,8 |
| | Luxembourg | | | 1,6 | 1992 | 3,2 | 1,1 |
| Pas de rupture | États-Unis | | | 2,8 | | | 3,2 |
| | UE à 15 | | | 1,6 | | | 2,0 |
| | Allemagne | | | 1,4 | | | 2,2 |
| | Belgique | | | 0,5 | | | 0,8 |
| | Danemark | | | 2,2 | | | 2,6 |
| | Finlande | | | 2,2 | | | 2,6 |
| | Royaume-Uni | | | 2,2 | | | 2,6 |
| | Irlande | | | 2,9 | | | 3,5 |
| | Italie | | | 1,4 | | | 1,6 |
| | Espagne | | | 0,4 | | | 0,9 |
| | Portugal | | | 1,7 | | | 2,1 |

Lecture : en Australie, la croissance de la productivité annuelle moyenne par travailleur dans les services de distribution était nulle avant 1991 ; elle atteint 2,6 % ensuite.

Champ : pays de l'OCDE déclarants.

Source : EU KLEMS, 2008.

En résumé, l'amélioration des gains de productivité des États-Unis dans le secteur manufacturier joue un rôle important. Les mauvaises performances de l'Europe sont particulièrement fortes dans les secteurs des services financiers et des services aux entreprises. Tous les secteurs régressent au Japon. En France, la productivité du travail se maintient dans l'industrie mais régresse dans les services.

Analyser les contributions à la croissance : une comparaison Europe/États-Unis

Une analyse des contributions à la croissance des différents inputs travail et capital (cf. tableaux 8-A et 8-B) menée à partir d'EU KLEMS nous fournit une part de l'explication de la divergence entre les États-Unis et l'Europe.

Le modèle d'analyse est dérivé du modèle de croissance de Solow, développé et enrichi notamment par Jorgenson et Griliches (1967). On mesure les contributions des facteurs travail et capital à la croissance en les pondérant par leur part respective dans la distribution des revenus, le résidu de ce calcul, étant identifié comme la productivité globale des facteurs (PGF). Les volumes des inputs sont mesurés par leurs services (cf. encadré 3). Ainsi, on considère que les travailleurs les plus qualifiés et/ou les plus anciens sont les plus productifs, l'écart de productivité entre les travailleurs selon la qualification et l'ancienneté étant mesuré par les différences de rémunération observées entre ces mêmes catégories. Pour le capital, on évalue le coût d'usage du capital à l'aide d'un taux d'intérêt. De l'équation 2 de l'encadré on en déduit la relation (simplifiée ici où α représente la part du capital dans le revenu et $1 - \alpha$ celle du travail)

Tableau 8
Comparaisons entre l'Europe et les États-Unis

A – Évolutions comparées des taux de croissance de la PGF et de la productivité du travail pour les États-Unis et l'Europe

En points annuels

| | 1980-1995 | 1995-2005 | 1995-2000 | 2000-2005 |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| États-Unis | | | | |
| \dot{PGF} | 0,7 | 1,7 | 1,4 | 2,0 |
| $\dot{Y} - \dot{L}$ | 1,8 | 3,0 | 3,3 | 2,8 |
| $(1-\alpha)(\dot{K} - \dot{L})$ | 1,1 | 1,3 | 1,9 | 0,8 |
| Europe | | | | |
| \dot{PGF} | 1,0 | 0,4 | 0,5 | 0,2 |
| $\dot{Y} - \dot{L}$ | 2,1 | 1,6 | 2,1 | 1,1 |
| $(1-\alpha)(\dot{K} - \dot{L})$ | 1,1 | 1,2 | 1,5 | 0,9 |

Source : EU KLEMS, mars 2008.

B – Écarts de croissance de la productivité globale des facteurs entre les États-Unis et l'Europe dans le secteur marchand

En points annuels

| | 1980-1995 | 1995-2005 | 1995-2000 | 2000-2005 |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|
| PIB (a + b + c) | 0,91 | 1,49 | 2,07 | 0,92 |
| Contribution des différents facteurs | | | | |
| Travail (a) | 1,18 | 0,06 | 0,89 | - 0,77 |
| Heures | 1,24 | - 0,03 | 0,82 | - 0,89 |
| Qualité | - 0,06 | 0,09 | 0,07 | 0,12 |
| Capital (b) | 0,06 | 0,15 | 0,35 | - 0,04 |
| TIC | 0,14 | 0,20 | 0,25 | 0,15 |
| Non-TIC | - 0,08 | - 0,04 | 0,10 | - 0,19 |
| PGF (c) | - 0,32 | 1,29 | 0,84 | 1,74 |

Lecture : sur la période 1980-1995, la croissance du PIB américain dépasse de 0,91 par an celle de l'Union européenne à 15.

Champ : UE à 15 et États-Unis.

Source : EU KLEMS, mars 2008.

qui relie la productivité du travail, que nous avons seule considérée jusqu'ici, à la productivité globale des facteurs, l'écart entre les deux concepts traduisant l'effet de la substitution du capital au travail :

$$\dot{Y} - \dot{L} = (1 - \alpha)(\dot{K} - \dot{L}) + PGF$$

Il est frappant de constater le parallélisme des évolutions moyennes de la substitution capital-travail dans les deux zones tout au long de la

période 1980-2005, l'écart de contribution est inférieur à 0,1 point par an. La PGF apparaît, en revanche, comme le principal facteur de différenciation des évolutions de la productivité du travail. À la chute de 0,6 point de la PGF entre la période précédente 1995 et la période suivante en Europe correspond une chute de 0,5 point de la productivité du travail. Au contraire la PGF accélère aux États-Unis de 1 point et la productivité du travail de 1,2 point. Ce résultat conforte les analyses menées précédemment à partir de l'indicateur de productivité du travail.

Encadré 3

MÉTHODOLOGIE UTILISÉE DANS *EU KLEMS* POUR L'ÉVALUATION DES CONTRIBUTIONS À LA CROISSANCE (MELKA ET NAYMAN, 2004)

La fonction de production est la suivante :

$$Y_t = F(K_t, L_t, A) \quad (1)$$

où : K_t représente les services du capital, L_t les services du travail, A la productivité totale des facteurs, F est une fonction à rendements constants

Par différentiation de la fonction de production et en supposant que les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale, on obtient la décomposition suivante :

$$\Delta \ln Y = \bar{v}_{K,t} \Delta \ln K_t + \bar{v}_{L,t} \Delta \ln L_t + \Delta \ln A_t \quad (2)$$

Où Δ désigne la différence première, Y la valeur ajoutée, K les services du capital, L les services du travail, A la PGF ; $\bar{v}_{K,t}$ et $\bar{v}_{L,t}$ sont les parts respectives en moyenne sur deux années consécutives de la rémunération du capital et de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée, leur somme est par définition égale à un.

De la même manière, on peut décomposer la croissance des mêmes variables en les divisant par les heures travaillées, soit :

$$\Delta \ln y = \bar{v}_{K,t} \Delta \ln k_t + \bar{v}_{L,t} \Delta \ln q_t + \Delta \ln A_t \quad (3)$$

Où y désigne la productivité horaire, k le capital par heure travaillée, q la qualité du travail, A la PGF et F une fonction à rendements d'échelle constants.

La contribution à la croissance d'un facteur de production s'exprime donc comme le produit du taux de croissance de ce facteur de production en volume par la part de sa rémunération dans la valeur ajoutée.

Les services du capital (services du travail)

Dans *EU KLEMS*, on distingue six types d'actifs : le capital en TIC (technologie de l'information et de la communication), composé de matériel informatique, des logiciels et de matériel de communication, et trois

actifs non-TIC : le matériel de transport, les autres équipements, et les structures non résidentielles. Les services du capital résultent de la somme pondérée du taux de croissance du stock de capital par les coûts d'usage, soit le prix du capital.

Les données d'investissement à prix constants devraient tenir compte des différences de performance des différents actifs. Certaines des technologies de l'information ont vu leurs performances productives croître de manière explosive depuis plus de 50 ans. Ces progrès étaient mal pris en compte par la comptabilité nationale. Le recours à des prix hédoniques (le prix de l'actif est régressé sur un ensemble de caractéristiques afin de tenir compte de la qualité et construire un indice de prix à qualité constante) était une solution intéressante mais elle était appliquée diversement selon les pays. Le consortium *EU KLEMS* a procédé à une harmonisation de la méthode d'estimation des prix des TIC. En s'appuyant sur la méthode proposée par Schreyer pour construire des séries de prix des TIC tenant compte de la qualité des actifs. Cette méthode consiste à calculer le rapport entre les prix TIC et les prix non-TIC américains et à appliquer ce ratio aux prix TIC nationaux.

Une fois évalués les prix d'actifs, la spécificité de l'approche de Jorgenson et Griliches (1967) repose sur la construction de prix de location des actifs, ou coûts d'usage, qui reflètent le coût d'utilisation de l'actif à une période donnée. Le coût d'usage pondère le taux de croissance du stock de capital de chaque type d'actif. Les stocks de capital sont construits selon la méthode de l'inventaire permanent. Le coût d'usage pour un actif donné se calcule à partir du taux d'intérêt (interne ou externe), du taux de dépréciation et des plus ou moins values en capital. Il est égal à l'excédent brut d'exploitation donné dans les comptes nationaux. Lorsque l'on calcule le taux d'intérêt à partir de cette égalité, on obtient un taux d'intérêt interne. Quand on utilise un taux d'intérêt externe - il s'agit en général d'un taux d'intérêt à long terme observé sur le marché - l'égalité comptable n'est plus respectée. Pour *EU KLEMS* le choix a été fait de prendre un taux de rendement interne.

Une analyse plus détaillée permet de préciser le diagnostic : on distingue cette fois selon la qualité du travail et la nature des investissements selon qu'ils portent ou non sur les investissements en technologies de l'information et de la communication.

Pour comparer les performances de 10 pays d'Europe (4) à celles des États-Unis, on va raisonner ici (et par la suite) en *écart de taux de croissance* entre les deux zones (cf. tableau 8-B). Ainsi sur la période 1980-1995, la croissance du produit intérieur brut américain est supérieure de 0,91 point par an à celle de l'Europe. La croissance de l'input travail y est plus forte de 1,18 point par an, celle de l'input capital supérieure de 0,06. En revanche, la croissance de la productivité globale des facteurs (PGF) des États-Unis est inférieure de 0,32 point à celle de l'Europe. Sur cette période, l'économie des États-Unis confirmait sa grande capacité à créer des emplois, tandis que l'Europe démontrait son aptitude à améliorer sa productivité au détriment de l'emploi.

À partir de 1995, l'évolution la plus remarquable est celle de la croissance de la PGF aux États-Unis qui devient supérieure à celle de l'Europe au cours des deux périodes suivantes, avec une accélération entre 2000 et 2005.

Deux facteurs contribuent majoritairement à l'écart de croissance global : le facteur travail et la productivité globale des facteurs de production. Alors que la croissance globale des États-Unis accélère par rapport à celle de l'Europe avec 1,5 de mieux en rythme annuel de 1995 à 2005 par rapport à la période précédente, la contribution relative du facteur travail chute d'un niveau de + 1,18 entre 1980 et 1995, à + 0, entre 1995 et 2005. Cette contribution devient même négative (toujours en comparant les États-Unis à l'Europe) de 0,77 point de 2000 à 2005. Ceci est à nouveau à relier à la faiblesse des créations d'emploi aux États-Unis et à leur renforcement en Europe. À l'inverse la contribution de la PGF, qui jouait en défaveur des États-Unis entre 1980 et 1995, passe de - 0,32 avant 1995 à + 1,29 de 1995 à 2005 et même à + 1,74 pour la période 2000 à 2005. Les deux évolutions relatives - croissance de l'emploi et de la PGF - tendent en partie à s'équilibrer.

La contribution à la croissance de l'investissement en technologies de l'information et de la communication est évaluée à 0,2 point sur la période 1995-2005 en faveur des États-Unis, ce qui confirme bien l'existence d'un choc techno-

logique. Cependant, comparé aux autres évolutions, ce choc, sans être négligeable, n'explique que partiellement la divergence des performances sur la période 1995-2005. Cette contribution atteint un maximum de 0,25 en points annuels sur la période 1995-2000 avant de diminuer à 0,15 entre 2000 et 2005. Cette faiblesse résulte mécaniquement du peu de poids de l'investissement en TIC dans le PIB, qui se situe entre 2 et 3 % du PIB en moyenne selon les pays de l'OCDE. Son accroissement a été spectaculaire aux États-Unis entre 1995 et 2000, jusqu'à former une bulle spéculative qui a explosé en 2001. De ce fait, le maintien du rythme élevé de la croissance de la productivité aux États-Unis dépend largement d'autres facteurs. Comme cela a été dit par Jorgenson *et al.* (2008) « la contribution de la production et de l'usage des technologies de l'information s'est réduite par rapport aux taux phénoménaux observés à la fin des années 1990. Depuis 2000, les sources de la croissance de la productivité du travail de même que celle de la PGF ont glissé en dehors de la production des TIC » (5). Cela contredit l'affirmation de Van Ark *et al.* (2008), qui écrit : « le ralentissement de la croissance de la productivité en Europe est dû à l'émergence plus lente qu'aux États-Unis de l'économie de la connaissance » (6). La raison de cette contradiction pourrait tenir selon nous au fait que Van Ark *et al.* utilisent des données qui s'arrêtent en 2004, alors que Jorgenson s'appuie sur une mise à jour des données jusqu'en 2007.

Intensification des contenus en emplois

L'évolution du contenu en emplois de la croissance semble au cœur des divergences. L'explication des écarts de productivité et de niveaux de vie passe inévitablement par la prise en compte des taux d'emploi et de la durée du travail : toutes choses égales par ailleurs, une hausse du taux d'emploi ou de la durée du travail élève le revenu par habitant. Cependant, plus la proportion de travailleurs augmente, plus celle des moins efficaces ou des moins qualifiés s'accroît également, ce qui tend à réduire les gains de productivité apparente du travail (dans

4. Les données ne sont pas disponibles dans EU KLEMS pour tous les pays d'Europe. Seuls 10 d'entre eux ont donc été retenus : Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Espagne, Royaume-Uni.

5. « The contribution from the production and use of information technology have receded from the phenomenal rates observed in the late 1990s. Since 2000, the sources of productivity growth have shifted as TFP growth outside of the production of TIC ».

6. « This paper shows that the European productivity slowdown is attributable to the slower emergence of the knowledge economy in Europe compare to the United States ».

le cas d'une politique volontariste de réduction du chômage pour les catégories les plus touchées). De même, on peut penser qu'une hausse de la durée du travail réduit l'efficacité de chaque heure travaillée. Cette relation a été estimée notamment par Cette et Bourlès (2007) dont on reprend ici les principaux résultats, estimés sur un échantillon de 14 pays :

- 1 point de taux d'emploi en plus diminue de 0,43 point la productivité du travail ;
- 1 % de temps de travail supplémentaire se traduit par une baisse de 0,42 point de croissance de la productivité du travail ;
- une hausse de 1 point de la part des TIC dans la production accroît de 0,51 point la productivité horaire.

L'interprétation de ces résultats doit cependant tenir compte du fait que l'effet est mesuré à court terme puisque l'on suppose que le stock de capital reste constant, alors qu'à long terme celui-ci s'adapte à la nouvelle situation (cf. la critique de Boulhol et Turner, 2009) ; dès lors l'effet sur la productivité du travail doit s'amenuiser.

Les données pour les pays de l'OCDE permettent d'évaluer le rôle de l'intensification du

travail dans la croissance (cf. tableau 9). En France, l'accélération de la croissance du taux d'emploi est de 0,36 point tandis que la durée du travail se réduit de 0,05 point. Au total l'évolution du contenu en emplois de la croissance explique un demi-point (0,46) de l'écart entre la France et les États-Unis. La productivité horaire des États-Unis s'étant accrue de 0,88 % et celle de la France s'étant réduite de 0,61 %, soit un écart constaté de 1,49 % dans les évolutions des deux pays dont on explique 0,46 point par les changements dans l'intensité de la croissance en emploi. Les États-Unis sont, de tout l'échantillon, le pays où l'impact positif potentiel de la réduction du contenu en emplois de la croissance sur la productivité est le plus élevé (+ 0,32 point).

D'une manière générale, les taux d'emploi ont eu tendance à croître dans tous les pays de l'OCDE depuis 1985. Cette tendance s'est accentuée au cours de la seconde période. Hormis l'Espagne qui a régularisé un grand nombre de travailleurs immigrés sans papiers, la Finlande, l'Irlande et la Suède ont aussi connu une forte croissance. Trois pays font exception : le Japon d'une part, les États-Unis et les Pays-Bas d'autre part. Le Japon a subi une très grave crise bancaire et économique qui a lourdement pesé pendant

Tableau 9
Évolution des taux de croissance entre 1985-1995 et 1995-2006 : contribution du taux d'emploi et de la durée du travail

En points annuels

| | Contribution du taux d'emploi | Contribution de la durée moyenne du travail par individu | Impact sur la productivité du travail | Écart par rapport aux États-Unis | Variation de la productivité horaire apparente du travail |
|------------------|-------------------------------|--|---------------------------------------|----------------------------------|---|
| Espagne | 1,49 | 0,21 | - 0,73 | - 1,05 | - 1,17 |
| Italie | 0,74 | 0,03 | - 0,33 | - 0,65 | - 1,68 |
| Pays-Bas | - 0,70 | 0,79 | - 0,03 | - 0,35 | - 0,26 |
| Belgique | 0,04 | 0,07 | - 0,05 | - 0,37 | - 0,94 |
| Danemark | 0,11 | 1,20 | - 0,55 | - 0,88 | - 1,41 |
| France | 0,36 | - 0,05 | - 0,14 | - 0,46 | - 0,61 |
| Norvège | 0,21 | - 0,22 | 0,00 | - 0,32 | - 0,49 |
| Japon | - 0,11 | 0,40 | - 0,12 | - 0,44 | - 1,38 |
| Allemagne | - 0,08 | 0,00 | 0,04 | - 0,29 | - 0,98 |
| Finlande | 1,68 | - 0,05 | - 0,70 | - 1,03 | - 0,76 |
| Royaume-Uni | 0,01 | - 0,52 | 0,21 | - 0,11 | 0,22 |
| Irlande | 0,95 | - 0,75 | - 0,09 | - 0,42 | 0,52 |
| Canada | 0,23 | - 0,19 | - 0,02 | - 0,34 | 0,67 |
| Nouvelle-Zélande | 0,67 | - 0,35 | - 0,14 | - 0,46 | 0,05 |
| Australie | - 0,04 | - 0,33 | 0,16 | - 0,16 | 0,77 |
| États-Unis | - 0,45 | - 0,31 | 0,32 | | 0,88 |
| Suède | 0,86 | - 0,76 | - 0,05 | - 0,37 | 1,14 |

Lecture : En Australie, la croissance annuelle moyenne du taux d'emploi s'est réduite de 0,04 point entre les deux périodes retenues, et la réduction de la durée annuelle du travail par travailleur s'est accélérée de 0,33 point. Ceci a pour effet d'accroître les gains annuels moyens de productivité de 0,16 point, soit un chiffre inférieur de 0,16 point à la performance américaine.

Champ : pays de l'OCDE déclarants

Source : OCDE, calcul des auteurs.

quinze années sur sa croissance et a contribué à accroître un chômage traditionnellement faible dans ce pays. Afin de limiter cette hausse du chômage les entreprises ont réduit très fortement la durée annuelle du travail par individu au début des années 1990, moins par la suite. Les États-Unis cumulent une réduction de la croissance de leur taux d'emploi avec une réduction de leur durée annuelle du travail. Aux Pays-Bas, le taux d'emploi s'est fortement accru dans la période 1985-1995 avec la croissance rapide du travail féminin à temps partiel encouragée par les réformes du marché du travail ; cet effet disparaît au cours de la période suivante.

Les durées annuelles du travail individuelles ont tendance à baisser un peu partout ; cette diminution tend à s'accroître principalement du fait de la montée du travail à temps partiel. En fin de compte, seuls l'Australie, le Royaume-Uni et surtout les États-Unis voient croître leurs gains de productivité du travail du fait de la réduction de l'intensité du contenu en travail de leur croissance.

* *
*

Des analyses qui précèdent, trois dates de rupture se dégagent. Le premier choc pétrolier marque une rupture quasi générale à la baisse des trends de productivité ; les années autour de 1995 sont une période de renouveau pour un petit nombre de pays dont la Suède et les États-Unis, tandis que le Royaume-Uni, la Finlande et l'Irlande se maintiennent à des niveaux relativement élevés (supérieurs à 2 % par an). Enfin, les ruptures qui se produisent autour de l'année 2000 sont presque toutes à la baisse, après l'éclatement de la bulle internet. Par rapport à ces trois grandes dates, l'Europe, hors les Îles britanniques, les pays scandinaves et la Grèce, ne cesse de décli-

ner en termes de productivité du travail. Une partie importante de l'explication provient de l'amélioration de la situation de l'emploi.

Il reste aussi que la mesure de la productivité souffre encore d'insuffisances. Le choc de l'an 2000 avait convaincu les statisticiens et les économistes de revoir leurs méthodes de travail pour mesurer l'impact des nouvelles technologies sur la croissance économique. Cela les a amenés à prendre en compte explicitement les performances de ces nouveaux biens et services (ordinateurs, téléphones mobiles, internet, logiciels, etc.) plutôt que leur seul coût unitaire, et donc à élargir le recours aux prix hédoniques. L'éclatement de la bulle internet a depuis réduit l'intérêt porté à ces produits. Cependant les nouvelles méthodes comptables ont été validées. Mais d'autres phénomènes sont mal pris en compte par les comptes nationaux, et en premier lieu, les investissements immatériels. Jusqu'à ce jour, la plupart des dépenses y afférent étaient classées en consommations intermédiaires, alors que certaines d'entre elles ont des effets qui se prolongent sur plusieurs années (ainsi en est-il par exemple de l'enseignement professionnel, de la recherche non scientifique, des investissements dans la notoriété des produits). Ces investissements contribuent à améliorer l'efficacité des travailleurs ou la valeur des produits. Les premiers travaux conduisent à estimer que les dépenses en investissements immatériels se comparent en importance aux dépenses en investissements corporels (cf. tableau 10). Et, ce qui est sans doute plus important encore, le poids de ces investissements ne cesse de croître. De 3 % du PIB aux États-Unis en 1950, ceux-ci atteignent 13 % en 2004 selon Corrado (2006) ; au Royaume-Uni, ils passent de 6 % en 1970 à 13 % en 2004 selon Marrano (2007), et au Japon, de 5,4 % du PIB au début des années 1980, ils s'élèvent à 8,3 % au début des années 2000 selon Fukuo (2007). Ces

Tableau 10
Investissement matériel et immatériel

En % du PIB

| Pays | Années | Investissement immatériel | dont logiciels | Investissement matériel 2006 |
|-------------|-----------|---------------------------|----------------|------------------------------|
| États-Unis | 1998-2000 | 11,7 | 1,7 | 19,0 |
| Royaume-Uni | 2004 | 10,1 | 1,7 | 17,0 |
| Japon | 2000-2002 | 8,3 | 1,8 | 23,0 |
| Pays-Bas | 2004 | 8,3 | n.d. | 19,0 |
| Finlande | 2005 | 9,0 | n.d. | 19,0 |

Lecture : n.d. : non disponible.

Sources : investissement immatériel, pour les États-Unis, Corrado et al. (2006) ; pour le Royaume-Uni, Marrano et al. (2007) ; pour le Japon, Fukuo et al. (2007) ; pour les Pays-Bas, van Rooijen-Horsten et al. (2008) ; pour la Finlande, Jalava (2007) ; pour l'investissement matériel (logiciels inclus), Banque Mondiale WDI 2008.

résultats, encore très partiels, confirment une certaine avance des États-Unis. Ainsi, la capacité des États-Unis à investir dans les TIC, qui demeure supérieure à celle de la moyenne de l'Europe et du Japon, jointe à une avance probable en investissements immatériels, lui procurent un avantage en termes de

croissance de sa productivité du travail, tandis que les politiques de l'Europe, qui favorisent la réduction du chômage de masse et l'accroissement des taux d'emplois, pèsent sur ses gains de productivité du travail sans que cela n'obère forcément ses gains en termes de PGF. □

BIBLIOGRAPHIE

Andrews Donald W.K. (1993), « Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point », *Econometrica*, vol. 61, n° 4, pp. 821-856.

Ark B. van, O'Mahony M. et Timmer M.P. (2008), « The Productivity Gap Between Europe and the United States: Trends and Causes », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, n° 1, pp. 25-44.

Bai J. (1997), « Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models », *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 4, pp. 551-563.

Bai J. (1999), « Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes », *Journal of Econometrics*, vol. 91, n° 2, pp. 299-323.

Bai J. et Perron P. (1998a), « Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes », *Econometrica*, vol. 66, n° 1, pp. 47-78.

Bai J. et Perron P. (1998b), « Computation and Analysis of Multiple Structural-Change Models », *Cahier 9807*, Université de Montréal, Département de sciences économiques.

Baily M.N. et Lawrence R.Z. (2004), « What Happened to the Great US Job Machine? The Role of Trade and Electronic Off shoring », *Brookings Papers on Economic Activity*.

Bergen D. van den, Rooijen-Horsten M. van et Tanriseven M. (2008), « Intangible Capital in the Netherland: a Benchmark », *Discussion paper*, n° 08001, Statistics Netherland.

Boulhol H. et Turner L. (2009), « Employment-Productivity Trade-off and Labour Composition », *OECD Economics Department Working Papers /*

Documents de travail du Département des Affaires économiques, n° 698, OCDE.

Bourlès R. et Cette G. (2007), « Trends in « Structural » Productivity Levels in the Major Industrialized Countries », *Economic Letters*, econlet. 2006.09.027.

Cepii (1984), « Économie mondiale 1980-1990 : la fracture ? », *Economica*, pp. 118 et sq.

Chow G.C. (1960), « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions », *Econometrica*, vol. 28, n° 3, pp. 591-605.

Conference Board (2009), *Productivity Brief*, January.

Corrado C., Hulten C. et Sichel D. (2006), « Intangible Capital and Economic Growth », *NBER Working paper*, n° 11948.

Fukuao K. (2007), « Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth », *RIETI Discussion Paper Series*, 07-E-034.

Heston A., Summers R. et Aten B. (2006), « Penn World Table Version 6.2 », Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.

Jalava J., Aulin-Ahmavaa P. et Alanen A. (2007), « Intangible Investment in the Finnish Business Sector, 1975-2005 », *ETLA Working Paper*, n° 1103.

Jorgenson D.W. et Griliches Z. (1967), « The Explanation of Productivity Change », *The Review of Economic Studies*, vol. 34, n° 3, pp. 249-280.

Jorgenson D.W., Ho M.S. et Stiroh K.J. (2008), « A Retrospective Look at the U.S. Productivity

Growth Resurgence », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, n° 1, pp. 3-24.

Le Bihan H. (2004), « Tests de rupture : une application au PIB tendanciel français », *Économie et Prévision*, n° 163, pp. 133-154.

Mankiw G.N., Romer D. et Weil D. (1992), « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, pp. 407-437.

Maury T.P. et Pluyaud B. (2007), « The Breaks in Per Capita Productivity in a Number of Industrial Countries », in *Divergences in Productivity Between Europe and the United States*, G. Cette, M. Fouquin et H-W. Sinn (éds.), Ifo, Edward Elgar Publishing.

Marrano M.G., Haskel J. et Wallis G. (2007), « Intangible Investment and Britain's Productivity », *Treasury Economic Paper*, n° 1.

Melka J. et Nayman L. (2004), « TIC et productivité : une comparaison internationale », *Économie internationale*, n° 98, pp. 35-57.

OCDE (2009), données trimestrielles de la comptabilité nationale pour le PIB, et données de l'enquête sur la population active (PIE) pour l'emploi, sur le site <http://stats.oecd.org>.

Schultze C.L. (2004), « Offshoring, Import Competition, and the Jobless Recovery », *Policy Brief*, n° 136, The Brookings Institution.