

LE RALENTISSEMENT DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LES ANNÉES 1990 : effet transitoire des politiques d'emploi ou rupture plus profonde ?

Jusqu'à la fin des années 1980, la France a bénéficié de progrès de productivité par tête soutenus, largement supérieurs, par exemple, à ceux qui prévalaient de l'autre côté de l'Atlantique. Il était courant d'opposer un modèle français avec un chômage élevé et une concentration de l'emploi sur une fraction de la population active très productive, à un modèle de croissance plus extensive, mettant l'accent sur le nombre plus que sur la productivité de ces emplois.

Cette opposition ne s'applique plus à la dernière décennie. La politique française de lutte contre le chômage s'est particulièrement focalisée sur l'emploi des non-qualifiés puis sur l'objectif de partage du travail associé à la réduction du temps de travail. Dans ce contexte le ralentissement de la productivité enregistré dans les années 1990 a pu être vu comme un élément favorisant le retour au plein emploi. Mais, si la croissance devait être durablement affectée par une moindre progression de la productivité, il en résulterait à terme un recul dans la hiérarchie des niveaux de vie des pays développés, et il deviendrait plus difficile d'assainir les finances publiques et de financer des besoins croissants en matière de dépenses sociales. Les conflits sur le partage des revenus en seraient avivés. Le bilan final de telles évolutions pourrait être plus nuisible que favorable à l'emploi.

Ces questions montrent l'importance qu'il y a à dresser un constat sur les origines du ralentissement de la productivité : est-il exclusivement un effet des politiques d'enrichissement de la croissance en emploi, résulte-t-il aussi d'autres facteurs, tel que le ralentissement de l'accumulation du capital, ou l'incapacité à tirer le meilleur parti des nouvelles technologies ou à se porter sur les secteurs les plus porteurs ? Le présent dossier balayera une partie de ces questions, selon une démarche progressive.

Il repartira des concepts de base et des précautions méthodologiques que requiert leur commentaire. Le constat le plus usuel est celui qui porte sur la productivité par tête. Même ce concept très simple pose de nombreux problèmes méthodologiques, notamment lorsqu'on essaye de le suivre sur des secteurs particuliers. Ces problèmes concernent la mesure à la fois du dénominateur et du numérateur de la productivité par tête : problème de l'allocation sectorielle de certains segments de la main-d'œuvre (intérim), difficultés du partage volume-prix dans les services. Ces difficultés ne suffisent pas à remettre en cause

le constat d'une rupture de la productivité par tête entre les années 1980 et les années 1990.

Les deux parties suivantes s'attacheront à examiner et hiérarchiser le rôle de différents facteurs susceptibles d'expliquer cette rupture de tendance. Elles le feront selon deux approches complémentaires. La première reste relativement descriptive et comptable. C'est l'approche dite de la comptabilité de la croissance. Elle essaye de mesurer les contributions à cette croissance de la productivité par tête d'un certain nombre de facteurs identifiables, tels que l'élévation du niveau de capital par personne employée, l'évolution de la durée du travail, ou encore celle de la répartition de la population active entre emploi qualifié et emploi non qualifié. Cette décomposition comptable laisse subsister un résidu de croissance inexpliquée, qui correspond à l'élévation de la production qu'on aurait observée si les valeurs de toutes les variables que l'on vient de citer étaient restées constantes, c'est-à-dire à quantité et qualité données des facteurs de production. Ce résidu est qualifié de productivité globale des facteurs (PGF). Il mesure l'évolution de l'efficacité de la combinaison productive.

L'autre approche consiste à remonter d'un cran dans la recherche des facteurs explicatifs de la productivité par tête. L'hypothèse est que les quantités et la qualité des facteurs de production n'évoluent pas de manière exogène, mais résultent elles-mêmes d'un choix des entreprises. Dans ce contexte, les quantités de facteurs ne sont plus que des variables intermédiaires. Les vrais déterminants de la productivité sont le progrès technique tendanciel et l'évolution du coût des facteurs. L'évaluation de leur contribution relève d'une approche économétrique, et cette approche économétrique permet également de quantifier d'autres phénomènes. Par exemple, elle permet de s'écarter de l'hypothèse d'élasticité unitaire de la productivité par tête par rapport aux heures travaillées, ou encore de séparer la composante tendancielle de la croissance de la productivité, et les effets transitoires du cycle de la productivité, qui résultent de ce que les quantités de facteur ne s'adaptent pas immédiatement à leurs niveaux demandés à long terme.

Il ressortira de l'analyse que, si les mesures d'enrichissement de la croissance en emploi expliquent bien une part du ralentissement de la croissance de la dernière décennie, l'explication qu'ils en fournissent n'est que partielle : les effets d'une moindre accumulation de capital et l'effet d'un ralentissement du rythme du progrès technique sont eux aussi à l'œuvre, et le risque d'une prolongation de ce mouvement doit être intégré dans les prévisions de long terme.

La productivité du travail par tête ralentit depuis 20 ans malgré le dynamisme de l'industrie

Dans l'ensemble des branches marchandes non agricoles, qui comprennent l'industrie, la construction et les services principalement marchands, la productivité par tête du travail a augmenté de 2,5 % par an en moyenne entre 1983 et 1990, puis de 1,0 % entre 1990 et 1995. Elle a augmenté seulement de 0,5 % de 1995 à 2002 (voir tableau 1).

Tableau 1
Taux de croissance annuels moyens de la productivité par tête

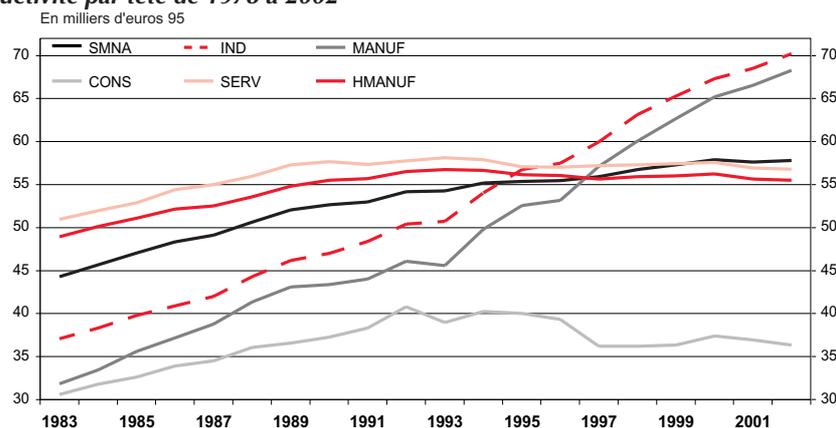
Productivité par tête	En %		
	1983-1990	1990-1995	1995-2002
Industrie (IND)	3,5	3,8	3,1
Construction (CONS)	2,9	1,4	- 1,4
Services principalement marchands (SERV)	1,8	- 0,2	- 0,1
Branches marchandes non agricoles (SMNA)	2,5	1,0	0,6
Industrie manufacturière (MANUF)	4,5	3,9	3,8
SMNA, branches non manufacturières (HMANUF)	1,8	0,2	- 0,2

Source : Insee, comptes nationaux.

Dans tout le dossier les branches marchandes non agricoles désignent les branches EB à EP selon la nomenclature NES. Les branches manufacturières regroupent les branches EC à EF, soit les industries agroalimentaire, automobile, des biens de consommation, des biens d'équipement et intermédiaires. Les branches non manufacturières désignent les autres branches du champ EB-EP.

Dans le tableau qui précède, on a retenu 1990 et 1995 comme années charnières pour l'évolution de la productivité. S'il fait apparaître des écarts d'évolution notables, ce choix reste pourtant relativement arbitraire. En effet, si le ralentissement du rythme de croissance apparaît clairement, les dates des inflexions les plus significatives varient d'une branche d'activité à l'autre. Pour certaines branches, il n'existe pas d'inflexion significative, pour d'autres elles ne peuvent pas être datées (graphique 1).

Graphique 1
Productivité par tête de 1978 à 2002



Source : Insee, comptes nationaux.

En niveau comme en évolution, la productivité par tête diffère selon les branches. Dans l'industrie, la productivité s'est accélérée au début de la décennie 90 (+ 3,8 % entre 1990

et 1995) et le ralentissement observé depuis 1995 reste modéré, la croissance annuelle se maintenant à 3,1 % de 1995 à 2002. L'industrie manufacturière hors IAA -et hors énergie- ne connaît pas d'infléchissement net dans la seconde moitié de la décennie 90. En revanche, dans la construction, la productivité par tête, en forte baisse au début de la seconde moitié des années 90, peine à se redresser, tandis que dans les services principalement marchands la productivité par tête, qui progressait lentement avant 1990, a baissé depuis.

Les conventions comptables influencent les disparités entre branches

La productivité par tête du travail croît rapidement dans l'industrie, en partie parce que l'intensité capitalistique y augmente plus vite qu'ailleurs (*voir seconde partie du dossier*). La baisse de la productivité dans les services conduit néanmoins à s'interroger sur l'influence des conventions comptables, notamment celles relatives à l'intérim et au partage volume-prix dans les services.

Le développement de l'intérim entre 1995 et 2000

Dans la comptabilité nationale française, les intérimaires sont classés dans la branche « travail temporaire », donc dans les services aux entreprises. La productivité mesurée en comptabilité nationale rapporte la valeur ajoutée d'une entreprise industrielle utilisatrice de travail temporaire (numérateur) au seul effectif des salariés permanents (dénominateur). Si l'on ajoute au dénominateur l'effectif des salariés intérimaires et au numérateur la masse salariale associée, on obtient un indicateur alternatif de la productivité qui reventile l'intérim dans les branches utilisatrices. La masse salariale et les effectifs des intérimaires étant retranchés de la branche « service de travail temporaire », il n'y a pas d'incidence sur la valeur ajoutée et la productivité de l'ensemble de l'économie, mais seulement sur la répartition entre branches.

L'utilisation de cet indicateur alternatif conduirait à abaisser la productivité dans l'industrie et à relever celle des services. Les taux de croissance, et pas seulement les niveaux de productivité, seraient également affectés. Sur la période 1996-2000, la correction à la baisse des taux de croissance de la productivité industrielle serait de l'ordre d'un demi-point à un point, selon l'année. Le taux de croissance dans les services serait corrigé à la hausse d'environ deux dixièmes de point (L. Gonzalez, 2002).

Le partage volume prix dans les services

La technique actuelle de fabrication des comptes nationaux conduit à calculer des prix de valeur ajoutée qui sont proches des prix de production. Or, dans certains services, le volume de production s'obtient souvent en déflatant la production en valeur par un indice de prix évoluant comme le coût du travail. Tel est le cas notamment dans les services aux entreprises qui représentent environ 30 % de la valeur ajoutée des services principalement marchands.

Le recours à des indices de prix reflétant l'évolution du coût salarial peut expliquer en partie le ralentissement de la productivité dans les services au cours des années 80. En effet, si la valeur ajoutée est déflatée par un indice de prix évoluant comme le salaire moyen par tête, on montre que le taux de croissance de la productivité est l'opposé du taux de croissance de la part des salaires dans la valeur ajoutée. *L'encadré 1* détaille les équations comptables.

En basant l'indice des prix de production sur une approche par le coût du travail nous sommes conduits à mesurer davantage le mode de partage des gains de productivité entre capital et travail que les gains de productivité eux-mêmes. De fait, dans les branches non manufacturières (au sein des branches marchandes non agricoles), la faiblesse des gains de productivité par tête des années 90 correspond à une période de stabilité de la part des salaires dans la valeur ajoutée (59 % en 1990, 57 % en 2001), alors que pendant la décennie 80, la croissance plus soutenue de la productivité (1,8 % de hausse annuelle de 1983 à 1990) est concomitante de la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée, passée de 66 % en 1983 à 59 % en 1990.

Encadré 1

Indices de prix et mesure de la productivité

L'indice de coût salarial qui sert d'indice de prix est le salaire moyen

Notons π la productivité par tête V_{Aval} la valeur ajoutée en valeur, V_{Vol} la valeur ajoutée en volume, SAL les rémunérations salariales, complétées pour intégrer une évaluation de la partie salariale du revenu mixte des non-salariés, et Tm le taux de marge redressé qui s'en déduit, E l'emploi, on a l'égalité comptable :

$$(V_{Aval}/E) = (V_{Aval}/SAL) * (SAL/E)$$

où SAL/E est le coût salarial moyen par tête, que l'on notera w . Si la valeur ajoutée est déflatée par un indice de prix évoluant comme le salaire moyen par tête ($p^* = \lambda w$), l'indicateur de volume s'écrit :

$$V_{Aval}/p^* = \lambda^{-1} (V_{Aval}/w)$$

où λ est une constante. La productivité par tête s'obtient en divisant par l'emploi :

$$\pi = \lambda^{-1} \cdot V_{Aval}/w \cdot E = \lambda^{-1}/(1-Tm)$$

où Tm représente le taux de marge, et sa dérivée logarithmique s'écrit :

$$\delta\pi = \delta(1/[1-Tm])$$

L'indice de coût salarial qui sert d'indice de prix est calculé à structure constante des qualifications

On distingue maintenant deux catégories de main-d'œuvre, qualifiée et non qualifiée, on note l_q et l_{nq} leurs parts dans l'emploi total, et on suppose que l'indice de prix de la production p^* évolue comme le coût du travail à structure constante des qualifications, ce qui s'écrit $\delta p^* = (l_q d w_q + l_{nq} d w_{nq}) / (l_q w_q + l_{nq} w_{nq})$. Par rapport au cas précédent, un terme supplémentaire apparaît qui prend en compte l'évolution de la structure par qualifications de la main-d'œuvre.

$$\delta\pi = \delta(1/[1-Tm]) + \delta w - \delta p^* = \delta(1/[1-Tm]) + (d l_q w_q + d l_{nq} w_{nq}) / (l_q w_q + l_{nq} w_{nq})$$

En se basant sur les catégories socioprofessionnelles, on peut définir deux catégories de qualifications. L'enquête Emploi donne une répartition de l'effectif entre ces catégories, alors que les coûts relatifs peuvent être tirés des déclarations annuelles de données sociales (DADS). Sur les périodes 1983-1989 et 1991-2001, on peut alors estimer l'impact de la structure des qualifications.

La correspondance n'est cependant pas exacte, notamment parce que les indices de coût de travail ne sont pas nécessairement des indices de coût moyen, mais des indices de coût du travail à qualifications constantes. Dans ce cas, la méthode permet de saisir au moins une part des progrès de productivité, celle qui résulte de la déformation de la structure de la main-d'œuvre par qualifications.

Pour l'ensemble des branches non manufacturières, on estime à 0,4 % par an de 1983 à 1989, l'effet sur la productivité par tête de la structure de la qualification et du coût relatif. Entre 1991 et 2001, l'effet serait de 0,3 % pour ces mêmes branches.

Finalement, seule une méthode qui mesurerait directement des volumes permettrait d'obtenir une mesure juste de la productivité. Depuis la fin des années 90, l'Insee met en place de nouveaux indices de prix qui cherchent à prendre en compte un effet qualité. Au niveau le plus fin de la nomenclature des comptes nationaux, 33 types de services aux entreprises sont en cause. Ces nouveaux indices en couvrent actuellement 12 qui représentent 43% de la valeur ajoutée concernée. En mesurant directement le prix d'une prestation réelle plutôt qu'un coût, ces indices devraient conduire à un partage volume-prix plus fiable.

Un indicateur fiable pour l'économie dans son ensemble

Le traitement de l'intérim est neutre sur l'ensemble de l'économie mais influence la répartition des effectifs et de la valeur ajoutée entre services et industrie. Il semble qu'il en soit largement de même pour le partage volume-prix dans les services. En effet, les services qui sont déflatés par des indices de coût salarial sont en majorité utilisés comme consommation intermédiaire des différentes branches. Ainsi, quoique la valeur ajoutée soit sous-estimée dans les services aux entreprises, les consommations intermédiaires en ces services sont également sous-estimées et la valeur ajoutée des branches utilisatrices est donc surestimée. C'est pourquoi, bien que la progression de la productivité soit probablement sous-évaluée dans les services et surévaluée dans l'industrie, elle semble correctement évaluée au niveau de l'ensemble des branches. À ce niveau, le partage volume-prix n'a d'influence sur la valeur ajoutée que dans la mesure où il concerne des produits présents dans les emplois finaux, et non les seules consommations intermédiaires. Or les services aux entreprises font surtout l'objet de consommations intermédiaires.

En revanche, le fait de retenir comme indicateur d'output la valeur ajoutée brute, sans soustraire la consommation de capital fixe conduit à surestimer la croissance de l'ensemble de l'économie dans la mesure où cette consommation de capital augmente à un rythme plus rapide que les autres emplois. Pour l'ensemble des branches marchandes non agricoles, le biais sur le taux de croissance a été de 0,26 % par an en moyenne entre 1984 et 2001. On notera toutefois que cette convention est celle retenue par la plupart des pays, ce qui permet les comparaisons internationales. Elle permet également de traiter le facteur capital dans la comptabilité de la croissance. La définition de la frontière entre investissement et consommation intermédiaire a également un impact sur la productivité de l'ensemble de l'économie. Lorsque deux pays n'utilisent pas les mêmes conventions, les comparaisons entre eux en sont perturbées. Ainsi, la majeure partie des logiciels est considérée comme investie aux États-Unis alors qu'en France, elle est plutôt traitée en consommation intermédiaire. Des estimations réalisées en 2000 indiquent qu'appliquer à la France la convention américaine aurait conduit à réévaluer la croissance française de 0,1 % à 0,3 % par an entre 1995 et 1998 (F. Lequiller, 2000).

Pour tester la robustesse de l'évaluation globale de la productivité sur longue période, on peut comparer les PIB par habitant en France et aux États-Unis selon deux méthodes indépendantes : les parités de pouvoir d'achat, qui donnent une photographie à un instant donné et ne soulèvent pas le problème du partage volume-prix, et la comparaison directe des PIB en volume des comptes nationaux des deux pays. Si le PIB en volume français était durablement sous-estimé pour des raisons méthodologiques, la comparaison directe des PIB par habitant issus des comptes nationaux des deux pays montrerait un décrochage plus net de la France par rapport aux États-Unis que ce que donnent les parités de pouvoir d'achat.

Entre 1992 et 2001, le rapport des PIB en volume par habitant des États-Unis et de la France a augmenté de 4,0 % : l'écart entre les deux pays s'est donc légèrement creusé au profit des États-Unis. Le rapport des indices de parité de pouvoir d'achat a quant à lui augmenté de 3,6 %. La dérive est faible et probablement non significative. *L'encadré 2* compare les évolutions de la productivité aux États-Unis et en France depuis 20 ans.

Finalement, la réalité du ralentissement de la productivité pour l'ensemble de l'économie n'est pas remise en cause, mais les évaluations sectorielles sont plus fragiles (J.E. Triplett, 1999).

Encadré 2

Les États-Unis distancent la France

La productivité apparente du travail par personne a nettement accéléré aux États-Unis depuis 1995, ce qui n'a pas été observé en France ou plus largement en Europe (Van Ark (1996), Lecat (2004), Triplett et Bosworth (2003), Gilles et L'Horty (2003)). Nous exposons ce fait stylisé et rappelons les incertitudes entourant les comparaisons internationales de productivité du fait des questions de mesure. Nous présentons ensuite des estimations sectorielles.

Le rattrapage de la productivité américaine par l'économie française s'interrompt dans les années 90

La littérature économique fait apparaître que la productivité apparente du travail par personne est plus élevée aux États-Unis qu'en Europe depuis 50 ans (Lecat (2004), Maury et Pluyaud (2004)). Entre 1983 et 1990, la France a connu des gains de productivité par tête substantiellement supérieurs à ceux de l'économie américaine (2,5 % par an en moyenne contre 1,2 %). À partir de 1991 ce processus de « rattrapage »

s'interrompt. La productivité ralentit très fortement en France : son taux de croissance moyen tombe à 1,0 % entre 1990 et 1995 alors qu'il se maintient aux États-Unis. Ce mouvement est amplifié par l'accélération de la productivité américaine depuis 1995 (voir *tableau A* et *graphique A*).

Plusieurs phénomènes semblent avoir contribué à cette rupture :

- en France, les politiques de l'emploi ont pu contribuer à ralentir la substitution capital-travail en faveur du travail non qualifié et donc les gains de productivité. C'est la piste qu'explore la troisième partie du présent dossier ;
- aux États-Unis, le développement des nouvelles technologies d'information et communication (NTIC) a pu contribuer à l'accélération de la productivité du travail. Les comparaisons entre la France et les États-Unis ne sont pas simples sur ce point, notamment d'un point de vue méthodologique. *L'encadré 5* fait un point de la littérature sur le sujet.

Tableau A

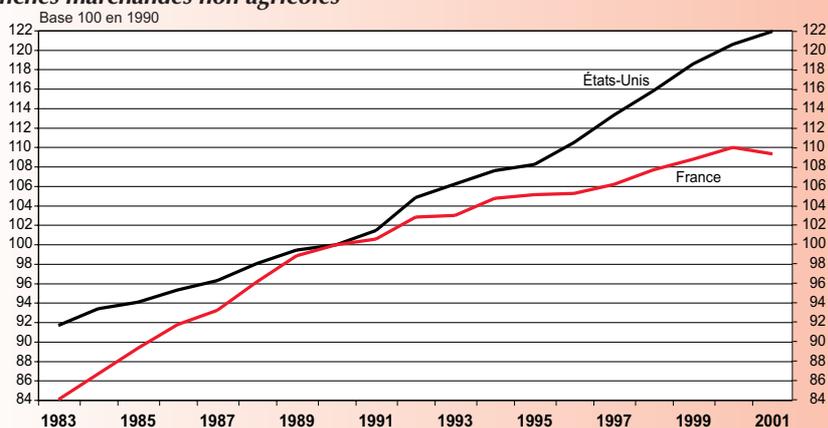
Taux de croissance moyen de la productivité par tête - ensemble de l'économie

	1983-1990	1990-1995	1995-2000	1995-2001
France	2,48	1,01	0,91	0,65
États-Unis	1,24	1,58	2,16	1,99

Sources : France Insee, comptes nationaux
États-Unis BLS, BEA et calculs Insee.

Graphique A

Productivité apparente du travail par tête en France et aux États-Unis - branches marchandes non agricoles



Sources : voir note tableau A.

Dans l'industrie manufacturière, les gains de productivité apparente du travail aux États-Unis, plus faibles qu'en France depuis les années 70, ont accéléré depuis 1995

Entre 1983 et 2001, la productivité horaire apparente du travail dans l'industrie manufacturière, est en moyenne plus dynamique en France (+ 4 %) qu'aux États-Unis (+ 3,2 %). Si on exclut les années de réduction du temps de travail en France (2000 et 2001), les gains de productivité restent tendanciellement plus importants dans l'industrie manufacturière française (4,3 % contre 3,3 %). Cette tendance plus favorable en France cache néanmoins des histoires tout à fait différentes. Aux États-Unis, le rythme de la productivité horaire résulte d'une croissance forte. En France, c'est au contraire la réduction massive du nombre d'heures travaillées qui assure comptablement le maintien des gains de productivité.

Dans l'industrie manufacturière, et en excluant l'année 2001 marquée par un fort recul de la valeur ajoutée aux États-Unis (- 6,2 %), la croissance a été en moyenne plus dynamique aux États-Unis (+ 3,6 % l'an) qu'en France (+2,6 %) depuis 1983. Mais la productivité horaire apparente est moins dynamique aux États-Unis car l'emploi horaire y a légèrement augmenté en volume (taux annuel moyen de 0,2 %) alors qu'il a nettement baissé en France (-1,8 % l'an en moyenne). Plus précisément, l'emploi horaire de l'industrie manufacturière a connu 9 années de baisse et 8 années de hausse aux États-Unis entre 1983 et 2000 pour un gain net d'emplois horaires de 5 % contre une seule année de hausse en France (en 1989) et une perte nette de 30 %. En nombre d'emplois (personnes physiques) le contraste est légèrement nuancé. Jusqu'en 1999, la durée horaire moyenne a été remarquablement stable dans l'industrie manufacturière en France. Au contraire, aux États-Unis, elle augmente au total de 6,8 %.

Tableau B

Industrie manufacturière aux États-Unis et en France

Taux de croissance annuels moyens en %

	1983-2000		1983-2001		1990-2000		1990-2001	
	France	États-Unis	France	États-Unis	France	États-Unis	France	États-Unis
Productivité horaire apparente	4,4	3,4	4,4	3,2	4,6	3,8	4,5	3,5
Valeur ajoutée en volume	2,6	3,6	2,6	3,1	2,4	3,6	2,5	2,7
Volume d'heures travaillées	- 1,8	0,2	- 1,8	- 0,1	- 2,2	- 0,2	- 2,1	- 0,8
Nombre d'emplois (personnes physiques)	- 1,7	0,0	- 1,5	- 0,3	- 1,7	- 0,3	- 1,5	- 0,8
Productivité par tête apparente	4,2	3,6	4,1	3,3	4,1	4,0	3,9	3,5

Sources : voir note tableau A.

En outre, l'accélération de la productivité est nette depuis 1995 dans l'industrie manufacturière américaine. Entre 1995 et 2001 le taux de croissance annuel moyen des gains de productivité atteint 4,1 % (4,7 % si on exclut 2001) contre 2,8 % entre 1982 et 1994. Ce rythme n'est pas supérieur à la tendance observée dans l'industrie manufacturière française sur longue période.

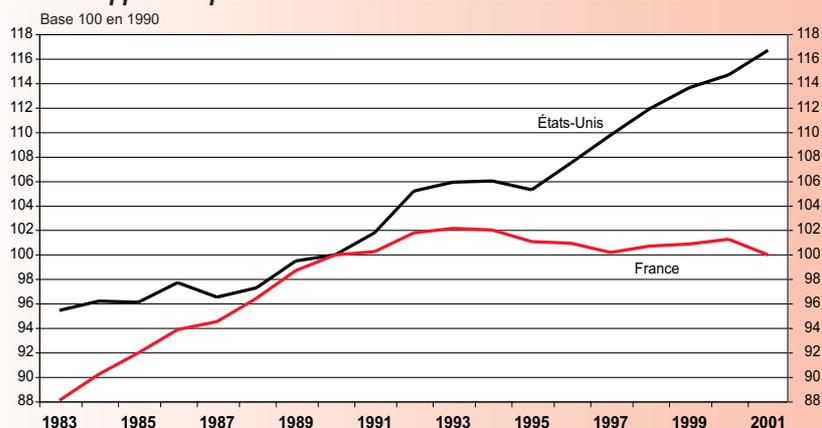
On ne peut exclure que ces comparaisons soient en partie biaisées du fait de méthodologies différentes dans les comptes nationaux. Le risque serait que la mesure des services aux entreprises conduite à des évaluations des volumes plus généreuses aux États-Unis qu'en France ce qui biaiserait la comparaison en défaveur de l'industrie manufacturière américaine. Les différences soulignées précédemment s'en trouveraient renforcées.

Depuis 1990, les gains de productivité sont tendanciellement plus importants aux États-Unis qu'en France dans les branches non manufacturières

Dans les branches non manufacturières, la productivité apparente par personne du travail progresse tendanciellement aux États-Unis. Elle accélère à partir de 1995, le rythme de croissance passant de 1,1 % par an entre 1987 et 1995 à 1,7 % par an entre 1995 et 2000. Pourtant, le salaire moyen ayant augmenté de 3,9 % l'an tandis que le prix de la valeur ajoutée baissait, les marges des entreprises se sont nettement dégradées (37,4 % en 2000 contre 42,6 % en 1996). Comme cela a été montré dans l'*encadré 1*, toutes les conditions étaient donc réunies pour que la productivité mesurée y stagne comme en France, du moins si les méthodes d'évaluation avaient été les mêmes. Mais les

Graphique B

Productivité apparente par tête dans les branches non manufacturières



Sources : voir note tableau A.

comptes nationaux américains recourent de façon plus systématique que les comptes nationaux français à des mesures de volumes indépendantes des coûts.

La méthode et ses limites

Lorsque la productivité horaire ou par tête croît à des taux différents dans deux pays, l'écart peut tout aussi bien refléter un rattrapage en niveau qu'une divergence. Pour discerner ces deux situations, il faut comparer la productivité horaire ou par tête en niveau. Pour cela il est nécessaire de comparer les volumes de production dans

une monnaie commune. L'usage est d'utiliser des Parités de Pouvoir d'Achat (PPA) qui mesurent le rapport de prix d'un panier de biens comparables dans les deux pays. Mais ces comparaisons sont fragiles.

Les comptes américains isolent un secteur privé non agricole (Total Nonfarm Private) plus large que le champ que nous avons retenu pour la France (EBEP). En particulier les services de santé, d'action sociale ou d'éducation (Health Care and Social Assistance et Educational services) sont beaucoup plus fréquemment le fait d'ac-

teurs privés aux États-Unis. Suivant la méthode proposée par Askenazy (2003), ils sont ici exclus. Les données américaines utilisées sont celles publiées par le Bureau of Labor Statistics (BLS) pour l'emploi et le Bureau of Economic Analysis (BEA) pour la valeur ajoutée.

Les questions relatives à la comparabilité des mesures rejoignent l'analyse faite dans la première partie de ce dossier. L'impact du partage volume-prix dans les services sur la mesure de la productivité du travail a été depuis longtemps un objet d'étude aux États-Unis (Triplett et Bosworth, 2003). En particulier, l'utilisation de méthodes alternatives à la mesure du prix par le

coût des facteurs semble plus développé qu'en France (Moulton, 2001).

Par ailleurs, on utilise davantage la méthode des prix hédoniques aux États-Unis qu'en France pour évaluer le partage volume-prix des TIC (Lequiller (2000), Cette, Kocoglu et Mairesse (2004)). En outre, le choix d'affecter certains biens TIC en consommations intermédiaires ou en FBCF joue sur la mesure de la valeur ajoutée (Ahmad et alii (2003) ou Lequiller (2000)). Au final, ces éléments suggèrent que, si les comparaisons au niveau le plus agrégé sont relativement robustes, les comparaisons sectorielles sont plus fragiles.

Comptabilité de la croissance et décomposition comptable de la productivité du travail

La progression de la productivité apparente du travail par personne s'est donc nettement infléchie dans les branches marchandes non agricoles depuis le début des années 90. Cette évolution résulte de plusieurs éléments : baisse du nombre d'heures travaillées, développement du recours au temps partiel, développement technologique, interaction avec les autres facteurs de production, déformations de la structure de la main-d'œuvre par qualification etc. Utiliser des définitions alternatives de la productivité permet de mieux évaluer l'incidence de ces différents éléments (*voir encadré 2*). Ainsi, la réduction du temps de travail a contribué à creuser l'écart entre la productivité par tête et la productivité horaire apparente. Cette dernière a elle aussi ralenti au cours de la décennie quatre-vingt-dix mais dans une moindre proportion.

Par ailleurs, des décompositions comptables indiquent que l'incidence de la déformation de la structure de l'emploi par qualification sur l'évolution de la productivité horaire serait faible. Mais cette analyse comptable ne rend pas compte d'une progression qui passe par la substitution du capital au travail et minore donc nécessairement l'effet de l'enrichissement de la croissance en emploi sur la productivité. Il s'avère justement que, dans un cadre de comptabilité de la croissance, la contribution de l'intensité capitalistique (le ratio capital/travail) à la croissance de la productivité a subi une rupture à la baisse au début de la décennie quatre-vingt-dix. Par ailleurs, la contribution des seuls biens technologiques (TIC) a singulièrement augmenté depuis 1995 tandis que la contribution de l'approfondissement en capital non technologique a reculé.

Un moindre ralentissement de la productivité horaire

La productivité par tête ne considère comme facteur travail que le nombre de personnes impliquées dans le processus de production. Cette mesure de la productivité mélange un effet quantité (la durée du travail varie) et des effets qualités (l'intensité ou l'efficacité d'une heure de travail varie). Depuis 20 ans, l'effet quantité est loin d'être négligeable, et explique en partie la baisse de la productivité par tête.

Encadré 3

La productivité du travail : définitions et sources statistiques

La productivité apparente du travail rapporte une mesure en volume de la valeur ajoutée brute (on ne déduit pas la consommation de capital fixe) à une estimation du facteur de production « travail ».

On définit différents concepts de productivité selon la mesure du facteur travail retenue au dénominateur.

Quand le facteur travail est exprimé par le nombre de personnes impliquées en moyenne dans le processus de production, on mesure la *productivité par tête*.

Mais on peut aussi mesurer l'effectif comme le nombre de personnes impliquées en moyenne à *temps plein* dans le processus de production. Un employé à mi-temps compte alors pour 0,5 quelle que soit la durée hebdomadaire du travail dans son établissement. Dans ce cas on mesure la *productivité par équivalent temps plein*. On isole ainsi les effets du développement du recours au temps partiel. D'autre part, chaque actif n'étant classé que dans sa branche d'activité principale pour éviter les doubles comptes, on isole aussi les effets de la multiactivité.

Enfin, en ramenant la valeur ajoutée au volume d'heures travaillées, on calcule la *productivité horaire* : c'est l'indicateur retenu habituellement par les comptes nationaux.

Pour estimer le volume d'heures travaillées, les comptes nationaux partent de la durée hebdomadaire théorique d'un emploi salarié à temps complet, celle qui est précisée dans le contrat de travail en tenant compte des heures

supplémentaires structurelles. Ils effectuent ensuite diverses corrections pour prendre en compte les congés annuels, les absences pour maladie, accidents du travail, maternité, le chômage partiel et intempérie, les conflits sociaux. En l'absence de source fiable, la méthode actuelle n'estime pas les heures supplémentaires conjoncturelles. À la suite de ces diverses corrections, il est possible de calculer, par branche d'activité, une durée hebdomadaire « effective » : le temps de travail moyen par semaine d'un salarié obtenu en divisant le nombre d'heures effectivement travaillées par les salariés de la branche par le nombre de salariés et le nombre de semaines de l'année.

Les séries d'effectifs, de durée du travail et de productivité des comptes nationaux ont été rétropolées en 2003 pour prendre en compte le dernier recensement général de la population de 1999 et la réduction du temps de travail associée aux lois Aubry. La méthode d'estimation des effectifs et des volumes d'heures travaillées devrait connaître une refonte importante dans un an afin de tenir compte de l'évolution des sources statistiques (passage en continu de l'enquête emploi), d'en intégrer de nouvelles, comme les DADS qui ont été peu utilisées jusqu'à présent, et d'améliorer la cohérence de ces données avec les autres séries de la comptabilité nationale.

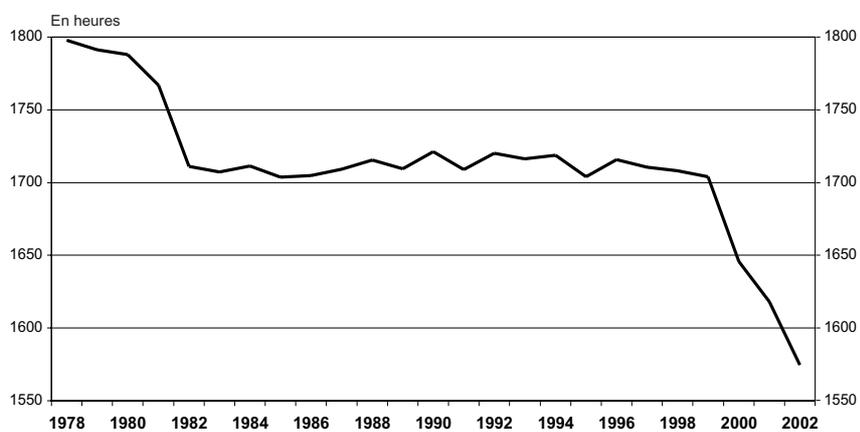
Certaines séries complémentaires utilisées dans les modèles de ce dossier ne commencent qu'en 1983 ; 2001 est d'autre part la dernière année pour laquelle on dispose de séries annuelles de productivité, aussi nous limiterons nous à l'intervalle 1983-2001.

Ainsi, si l'on calcule une productivité par équivalent temps plein, le rythme annuel de productivité a été légèrement plus élevé : 0,1 point de croissance annuelle en plus en moyenne de 1983 à 1990, 0,3 point supplémentaire de 1990 à 1995 et 0,1 point de plus de 1995 à 2001. C'est qu'en 2001 les actifs occupés travaillaient en moyenne 94,5 % d'un temps complet contre 95,1 % en 1995, 96,7 % en 1990 et 97,1 % en 1983. Le développement du travail à temps partiel apparaît donc comme une tendance de fond sur vingt ans, particulièrement dynamique au début des années 90.

Mais ce sont surtout les variations de la durée du travail, liées à la mise en œuvre des lois sur l'aménagement et la réduction du temps de travail, qui ont contribué de façon signifi-

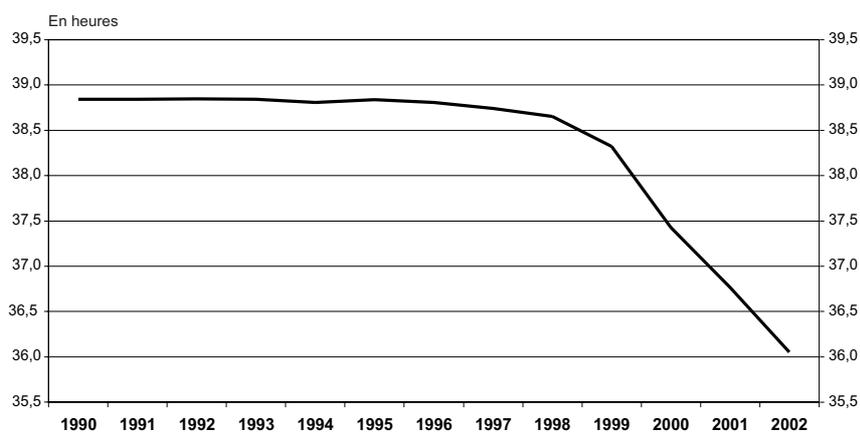
cative à creuser l'écart entre la productivité horaire et la productivité par tête. Après la baisse du début de la décennie 80, la durée hebdomadaire du travail par équivalent temps plein a été relativement stable de 1983 à 1999 avant de baisser fortement en 2000, 2001 et 2002. Dans l'ensemble des branches marchandes non agricoles, la durée annuelle effective par temps plein est passée de 1 704 heures en 1999 à 1 646 en 2000 puis 1 618 en 2001 et 1 575 en 2002. La baisse a commencé dès 1999 si l'on ne considère plus la durée annuelle effective, mais la durée hebdomadaire théorique des salariés, c'est-à-dire la durée d'une semaine normale qui n'est pas affectée par des congés ou des absences : dans les branches marchandes non agricoles, cette durée est passée de 38,8 heures en 1995 à 36 heures en 2002, baissant de 0,9 % en 1999, 2,3 % en 2000, 1,8 % en 2001 et 2 % en 2002.

Graphique 2
Durée annuelle effective du SMNA



Source : Insee, comptes nationaux.

Graphique 3
Durée hebdomadaire théorique du SMNA



Source : Insee, comptes nationaux.

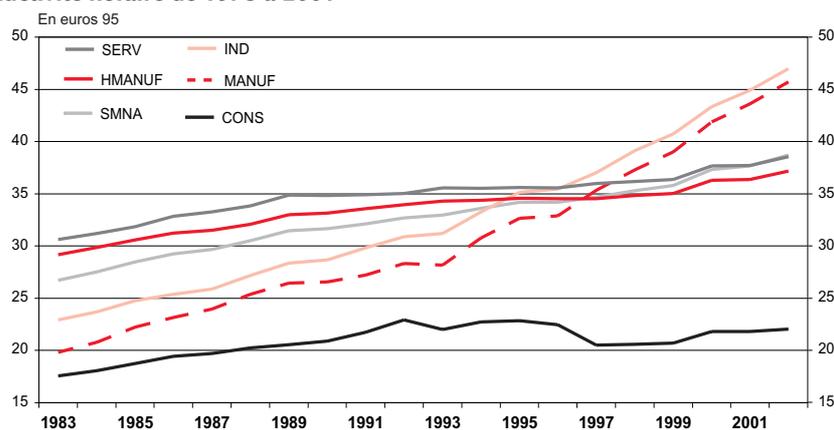
Une fois prise en compte la baisse de la durée du travail, la productivité horaire des branches marchandes non agricoles ralentit certes au début de la décennie 1990, mais dans des proportions plus limitées : son taux de croissance moyen annuel passe de 2,4 % sur la décennie 1983-1990 à 1,6 % sur la période 1990-1995 puis se maintient dans la deuxième moitié de la décennie 90 (toujours 1,6 % sur la période 1995-2001 et 1,8 % sur la période 1995-2002).

Tableau 2
Taux de croissance annuels moyens de la productivité horaire

	En %		
Productivité horaire	1983-1990	1990-1995	1995-2002
Industrie (IND)	3,3	4,1	4,2
Construction (CONS)	2,5	1,8	- 0,5
Services principalement marchands (SERV)	1,9	0,4	1,1
Branches marchandes non agricoles (SMNA)	2,4	1,6	1,8
Industrie manufacturière (MANUF)	4,3	4,2	4,9
SMNA, branches non manufacturières (HMANUF)	1,8	0,8	1,0

Source : Insee, comptes nationaux.

Graphique 4
Productivité horaire de 1978 à 2001



Source : Insee, comptes nationaux.

La baisse rapide de la durée du travail de 1999 à 2001 singularise nettement les évolutions de productivité des années 2000 et 2001.

En 2000, malgré la baisse importante du temps de travail, les entreprises ont réussi à maintenir le taux d'évolution de la productivité par tête dans les branches marchandes non agricoles (1,1 % de hausse contre 1,0 % en 1999). En effet, l'année 2000 se caractérise par une hausse exceptionnelle de la productivité horaire (+ 4,3 %). Cette hausse a été forte dans chacune des trois grandes branches marchandes non agricoles de la nomenclature la plus agrégée de la comptabilité nationale.

En 2001, la hausse de la productivité horaire retrouve des valeurs « habituelles » sur le champ SMNA et même plutôt faibles. En progression de seulement 0,9 %, elle est inférieure d'un demi-point à la hausse moyenne annuelle sur la période 1993-1999 (1,4 %). La durée du travail continuant à baisser, la productivité par tête baisse pour la première fois depuis 1978 sur le champ marchand non agricole, avec une évolution de - 0,5 %.

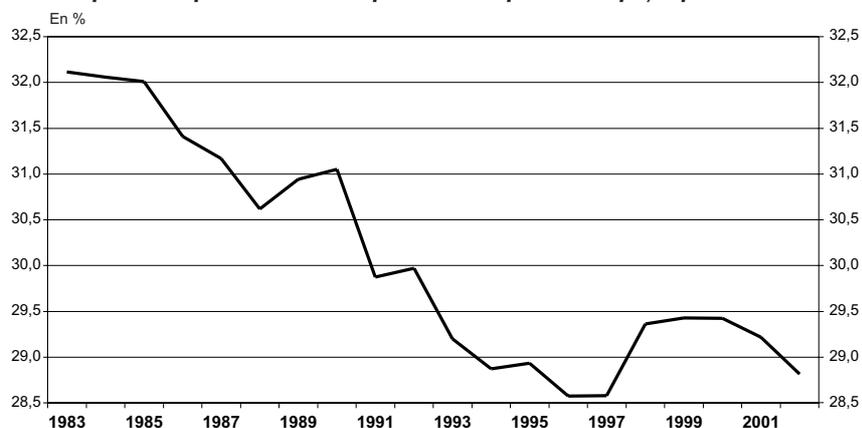
Ces évolutions seront analysées dans la troisième partie du dossier à l'aide d'une équation de demande de travail.

L'évolution du partage entre emplois qualifiés et non qualifiés contribue, mais faiblement, à l'évolution de la productivité horaire

La structure de l'emploi par qualifications¹ en France a considérablement évolué depuis 1983. La part des emplois peu qualifiés a décliné presque continuellement jusqu'en 1995. Elle s'est ensuite redressée sous l'effet des politiques actives en faveur de l'emploi des bas salaires (allègements de charges).

Graphique 5

Part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total en personnes physiques



Source : Insee, enquête Emploi.

Si les différences de qualifications (et donc de salaires) reflètent des différences de productivités marginales, la qualité intrinsèque de la main-d'œuvre a donc globalement augmenté sur les 20 dernières années, mais d'une manière qui n'a pas été continue, ce qui a pu contribuer au ralentissement de la productivité apparente du travail enregistré au tournant des années 1990. Ainsi, la déformation de la structure par qualifications de la population active peut entraîner mécaniquement un biais dans la tendance de la productivité apparente du travail telle qu'on la mesure en supposant que l'emploi est homogène. En toute rigueur, la main-d'œuvre doit à la fois être appréciée dans sa quantité (volume horaire total) et dans sa qualité (OCDE, 2001).

Une évaluation de l'emploi horaire dit « efficace » peut être construite (voir encadré 4). Elle s'appuie sur l'hypothèse simplificatrice de concurrence pure et parfaite, dans lequel les différences de salaires reflètent des différences de productivité. Dans ce cas, un indicateur de travail efficace peut être construit : son taux de croissance est la moyenne des taux de croissance de l'emploi dans les différentes qualifications pondérés par la part dans la rémunération totale du travail de la rémunération de la qualification considérée².

1. En référence à la catégorie socioprofessionnelle, nous avons défini deux catégories de qualifications. Nous exploitons ensuite les enquêtes Emploi.

2. L'emploi non salarié est pris en compte dans le facteur travail. Pour le répartir entre emploi qualifié et emploi non qualifié, nous faisons l'hypothèse simplificatrice que la structure par qualification de l'emploi non salarié est au sein de chaque branche (en 40 branches) la même que celle de l'emploi salarié.

Finalement la croissance de la productivité horaire apparente du travail se décompose entre une productivité horaire apparente du travail efficace et un effet de structure lié à la qualité de la main-d'œuvre³ :

$$y - h = (y - h^*) + (h^* - h)$$

où h^* mesure le volume horaire du travail réexprimé en termes d'unités efficaces, c'est-à-dire intégrant l'évolution des qualifications.

Tableau 3

Effet comptable de la déformation de la structure de la main-d'œuvre sur la productivité horaire apparente du travail dans les branches marchandes non agricoles (SMNA)

Taux de croissance annuels moyens

	Taux de croissance de la productivité horaire apparente avec facteur travail homogène	Taux de croissance de la productivité horaire apparente avec facteur travail corrigé du biais de structure	Biais de structure sur la composition de la main-d'œuvre
	$y - h$	$y - h^*$	$h^* - h$
1983-1990	2,42	2,39	0,03
1990-1995	1,54	1,41	0,13
1995-2002	1,72	1,70	0,02

Entre 1990 et 1995, l'effet lié à la structure par qualifications de la main-d'œuvre a une faible contribution positive à la croissance de la productivité horaire apparente dans l'ensemble des branches marchandes non agricole. À partir de 1995, la chute de la part de l'emploi non qualifié s'interrompt et la contribution de l'effet qualité devient nulle. Que l'on considère la productivité horaire ou la productivité horaire efficace, le diagnostic d'ensemble est inchangé dans les branches marchandes non agricole : le rythme de la productivité horaire s'est nettement infléchi depuis le début des années 1990.

Il est important de garder à l'esprit que cette décomposition est purement comptable et ne permet pas d'expliquer comment « l'enrichissement de la croissance en emplois » a été obtenu. Elle omet ainsi les phénomènes de substitution entre les facteurs de production capital, travail qualifié et travail non qualifié. Dans la dernière partie du dossier, on évaluera des effets de substitution à l'aide d'une équation économétrique.

Tableau 4

Biais liés à la déformation de la structure de la main-d'œuvre

Taux de croissance annuels moyens

	Branches marchandes non agricoles (SMNA)	Industrie manufacturière	Branches non manufacturières
	$h^* - h$	$h^* - h$	$h^* - h$
1983-1990	0,03	0,11	- 0,02
1990-1995	0,13	0,58	0,03
1995-2002	0,02	0,08	0,02

3. Les variables en minuscules désignent les taux de croissance des agrégats (voir encadré 4).

Dans l'industrie manufacturière, les effets de structure de la main-d'œuvre sont plus marqués (voir tableau 4). Au début des années 90, la structure par qualifications de l'emploi s'est nettement déformée. Selon notre décomposition, l'emploi non qualifié représentait ainsi 28 % de la main-d'œuvre totale des branches manufacturières en 1990 et seulement 20 % en 1995. Entre 1995 et 2002, l'effet du biais de structure est faible, l'emploi non qualifié représentant toujours 19,5 % de l'emploi total en 2002.

Encadré 4

Modélisation de la comptabilité de la croissance

Le cadre standard de la comptabilité de la croissance : deux facteurs capital et travail homogènes

La fonction de production agrégée de l'économie (ou d'une branche) prend en inputs les facteurs de production capital (K) et travail (L)¹, supposés homogènes. Cette fonction se déforme dans le temps, à quantités de facteurs fixées, par exemple du fait du « progrès technique ». La façon la plus générale de l'écrire est $Y = F(K, L; t)$.

Par hypothèse, cette fonction de production présente des rendements d'échelle constants, soit formellement pour toute constante λ :

$$F(\lambda K, \lambda L; t) = \lambda F = \lambda Y.$$

On note F'_K (respectivement F'_L) la dérivé de F par rapport à son premier (respectivement son deuxième) argument. En dérivant par rapport à λ la condition de rendements d'échelle constants on obtient la relation d'Euler : $Y = F'_K K + F'_L L$.

La rémunération des facteurs de production se fait en concurrence pure et parfaite si bien que capital et travail sont rémunérés à leur productivité marginale :

$$\begin{cases} w = F'_L \\ r = F'_K \end{cases}$$

où w représente le taux de salaire et r le taux de rendement du capital. Par la relation d'Euler, on trouve alors : $Y = rK + wL$.

Cette équation traduit le partage de la valeur ajoutée entre revenus du capital rK et revenus du travail wL . On note α la part des revenus du capital dans la valeur ajoutée (taux de marge).

La dépendance en t traduit l'effet du progrès technique sur la fonction de production. Le cadre usuel de comptabilité de la croissance retient l'hypothèse d'un progrès technique neutre au sens de Hicks : l'efficacité relative des facteurs ne dépend que de leurs proportions. La

fonction de production agrégée s'écrit dans ce cas² :

$$Y(t) = A(t) G(K(t), L(t))$$

En dérivant la fonction de production par rapport au temps, on trouve :

$$Y'(t) = AG'_K K'(t) + AG'_L L'(t) + GA'(t)$$

On note le taux de croissance d'une variable X par une minuscule : $x = \frac{X'(t)}{X}$. Utilisant la définition

du taux de marge noté α et les conditions du premier ordre sur la rémunération des facteurs, l'équation précédente peut alors s'écrire : $y = \alpha k + (1 - \alpha)l + pgf$

On note pgf le terme résiduel (le taux de croissance de A ici donc), lié uniquement aux variations de la forme de $F(\cdot)$ avec le temps. Il s'agit par définition du taux de croissance de la productivité globale des facteurs. Ce taux de croissance donne la croissance que suivrait le produit en l'absence de modification des facteurs.

La prise en compte de l'hétérogénéité de la main-d'œuvre

Les facteurs travail et capital ne sont pas homogènes. Le travail peut par exemple être décomposé entre du travail qualifié et du travail non qualifié. On peut aussi souhaiter distinguer différents biens au sein du stock de capital (par exemple les biens technologiques (TIC) et les autres biens). Considérons par exemple le cas de deux types de travail (N pour non-qualifiés et Q pour qualifiés). La fonction de production agrégée de l'économie est alors :

$$Y = AG(K, Q, N)$$

Notant G'_K , G'_Q et G'_{Nq} les dérivées de la fonction de production par rapport à ses trois arguments,

on a l'expression suivante de la variation de la production totale entre deux dates :

$$Y' = A(G_k'K' + G_q'Q' + G_{nq}'N') + GA'$$

La première parenthèse correspond à l'effet des quantités des divers facteurs et la deuxième est l'effet résiduel résultant de la productivité globale des facteurs. En supposant la production à rendements d'échelle constants et une rémunération des facteurs à leurs productivités marginales, on sait qu'on peut par ailleurs écrire :

$$Y = AKG_k' + AQG_q' + ANG_{nq}', \text{ donc} \\ Y = [\alpha + (1 - \alpha)(1 - \beta)] Y$$

où α désigne toujours le taux de marge et β la part de la rémunération du travail non qualifié dans la rémunération totale du travail. Compte tenu de cette décomposition, on peut réécrire l'avant-dernière équation sous forme d'une équation reliant les taux de croissance des différentes variables :

$$y = \alpha k + (1 - \alpha)(1 - \beta) q + (1 - \alpha)\beta n + pgf$$

Confrontant cette approche avec celle ne prenant en compte qu'un facteur travail homogène (paragraphe précédent), on constate que les contributions imputées au « facteur travail » sont différentes. Le biais de « qualité » du facteur travail est donné par :

$$bi\text{ais} = (1 - \alpha)[\beta(n - l) + (1 - \beta)(q - l)]$$

Notons \bar{w} , \bar{w}_{nq} et \bar{w}_q les salaires moyens de l'ensemble des travailleurs et respectivement des non qualifiés et des qualifiés. Nous avons

$$\beta = \frac{\bar{w}_{nq} N}{\bar{w} L} \text{ soit :}$$

$$bi\text{ais} = (1 - \alpha) \left[\frac{\bar{w}_{nq}}{\bar{w}} \frac{N}{L} \frac{d(N/L)}{dt} - \frac{\bar{w}_q}{\bar{w}} \frac{Q}{L} \frac{d(Q/L)}{dt} \right]$$

$$\text{et finalement : } bi\text{ais} = (1 - \alpha) \frac{\bar{w}_{nq} - \bar{w}_q}{\bar{w}} \frac{d(N/L)}{dt}$$

Il apparaît donc clairement que, dans la mesure où la structure de la main-d'œuvre se déforme (et que les salaires moyens des non qualifiés et des qualifiés ne sont pas égaux), la non-prise en compte de l'hétérogénéité de la main-d'œuvre biaise l'évaluation de la productivité globale des facteurs.

Hétérogénéité du capital

Sur le facteur capital un raisonnement tout à fait analogue au précédent peut être appliqué, ce qui invite là encore à agréger les biens de capital en tenant compte de leurs efficacités productives différentes.

Notes

1. En pratique, le travail sera mesuré par les heures travaillées. Cet agrégat pourrait donc être décomposé entre un effet du nombre d'employés (personnes physiques) et un effet du nombre moyen d'heures travaillées.

2. De façon précise, le progrès technique dit « neutre au sens de Hicks » est défini par la condition que le ratio entre produit marginal du capital et produit marginal du travail est une constante pourvu que le ratio capital/travail (intensité capitaliste) est lui aussi constant. On montre alors que les fonctions de production respectant cette condition s'écrivent nécessairement sous la forme d'une fonction des deux facteurs capital et travail que multiplie un terme de progrès technique dépendant du temps (Uzawa, 1961).

L'accumulation du capital contribue fortement à la croissance de la productivité horaire

L'infléchissement de la tendance de la productivité peut aussi être dû notamment à une moindre progression du ratio capital-travail ou à une rupture du progrès technologique. La comptabilité de la croissance tente de révéler ces différentes influences.

La comptabilité de la croissance

On peut expliquer la démarche en repartant de la fonction de production agrégée de l'économie (ou d'une branche) qui prend en inputs les facteurs capital et travail. La croissance résulte des variations des quantités des deux facteurs, et des déformations de la fonction de production avec le temps, ce qui permet de produire davantage avec les mêmes quantités de capital et de travail : par exemple, il peut y avoir adoption de nouvel-

les technologies ou des progrès organisationnels permettant de rationaliser les méthodes de production. La façon la plus simple d'en rendre compte est la forme⁴ :

$$Y = F(K, H^*; t)$$

La fonction de production agrégée est censée avoir des rendements d'échelle constants : à un instant donné, augmenter dans une proportion identique les facteurs de production capital et travail accroît le produit dans cette même proportion.

On complète en général cette représentation des conditions techniques de la production par une hypothèse de concurrence pure et parfaite, impliquant que ces facteurs sont rémunérés à leur productivité marginale. Sous ces hypothèses, le taux de croissance de la productivité du travail se décompose comptablement comme suit (voir encadré 4) :

$$y - h^* = \alpha(k - h^*) + pgf$$

où α désigne la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée c'est-à-dire le taux de marge.

L'évolution de la productivité horaire s'écrit donc comme la somme du taux de croissance de l'intensité capitalistique K/H pondéré par le taux de marge et d'un résidu de croissance, appelé « taux de croissance de la productivité globale des facteurs ». Le premier terme est désigné par l'expression « approfondissement du capital ». Il donne l'effet sur la productivité apparente du travail (toutes choses égales par ailleurs) d'une variation du stock de capital productif par unité de travail.

La productivité globale des facteurs correspond à la part de la croissance du produit qui n'est pas expliquée par la croissance des facteurs de production capital et travail. Elle traduit à ratio capital/travail donné le déplacement dans le temps de la fonction de production agrégée⁵.

L'hétérogénéité du capital contribue fortement à la croissance de la productivité

L'approche par la comptabilité de la croissance suppose de disposer d'une mesure des évolutions du capital par tête. La comptabilité nationale établit des séries de stock de capital brut et net pour 11 biens en valeur et volume à l'aide de la méthode dite de « l'inventaire permanent »⁶. Pour essayer d'appréhender le stock de capital effectivement mis en œuvre lors du processus de production à une date donnée, ces séries sont corrigées du cycle d'activité par l'intermédiaire des taux d'utilisation des capacités de production (TUC). Ces taux sont disponibles uniquement pour les branches manufacturières. Pour les autres branches, faute de mieux, les stocks de capital sont corrigés du TUC de l'ensemble de l'industrie manufacturière.

À ce stade nous disposons donc pour chaque bien et chacune des 40 branches considérées, du stock de capital effectivement mis en œuvre pour la production, en volume et en valeur.

Il faut ensuite agréger les différents biens pour construire le stock global de capital. L'approche privilégiant un facteur capital homogène va tout simplement agréger les vo-

4. C'est bien le travail efficace tel qu'il est défini au paragraphe précédent qui rentre ici dans la fonction de production.

5. Pour s'abstraire des variations conjoncturelles une méthode consiste à lisser les séries obtenues (Lecat (2004)). Nous avons préféré conserver les séries brutes et commenter les taux de croissance moyens.

6. Cette méthode consiste à estimer les stocks à partir des données historiques sur les flux d'investissement et d'hypothèses sur les taux de mortalité et de dépréciation des équipements.

lumes des différents biens mis en oeuvre⁷. Mais de même que nous avons cherché à tenir compte d'un effet qualité du travail, nous pouvons chercher à rendre compte d'un effet qualité du capital lié à l'hétérogénéité des biens⁸. En effet les différents biens ne vont pas *a priori* avoir la même efficacité productive. Sous l'hypothèse de concurrence pure et parfaite, la productivité marginale d'un type de bien capital donné va être égale à son coût d'usage. En vertu d'une formule due à Jorgenson (1963) celui-ci va être donné par le taux de rendement brut :

$$r_i = i_r + \delta_i - \frac{q_t - q_{t-1}}{q_t}$$

où i_r désigne le rendement net du bien de capital considéré, δ_i sa dépréciation et $\frac{q_t - q_{t-1}}{q_t}$ la variation de son prix. Il apparaît clairement que des biens se dépréciant rapidement et/ou dont les prix baissent ont un coût d'usage plus élevé, ce qui doit refléter une efficacité productive plus importante. Cette méthode nécessite d'estimer le rendement net du capital. Il est estimé comptablement par la contrainte que la somme des rémunérations totale du capital et du travail sont égales à la valeur ajoutée totale.

In fine, deux évaluations du capital productif sont donc disponibles, l'une directement issue des volumes de stocks de capital tels qu'ils apparaissent dans les Comptes de Patrimoine (noté K), et l'autre (noté K*) qui tente de capter un effet « qualité » reflétant les différences de productivités marginales (appréhendées par les coûts d'usage). C'est la mesure du stock « efficace » qui semble la plus à même de décrire le processus de production. La productivité globale des facteurs est mesurée en référence à cet agrégat :

$$y - h^* = \alpha(k^* - h^*) + pgf^*$$

Pour faire apparaître le stock physique (tel qu'il est mesuré en Comptabilité Nationale) et un effet qualité, la décomposition comptable suivante est finalement retenue :

$$y - h^* = \alpha(k - h^*) + \alpha(k^* - k) + pgf^*$$

Tableau 5
Comptabilité de la productivité horaire apparente du travail dans les branches marchandes non agricoles (SMNA)

	Productivité horaire du travail efficace	Approfondissement en capital efficace		Productivité globale des facteurs	Emploi horaire efficace
		Quantité de capital	Qualité du capital		
		$\alpha(k - h^*)$	$\alpha(k^* - k)$		
	$y - h^*$			pgf^*	h^*
1983-1990	2,39	1,07	0,43	0,89	0,55
1990-1995	1,41	1,01	0,22	0,18	- 0,95
1995-2000	1,77	0,80	0,43	0,56	0,90
1995-2002	1,70	0,59	0,48	0,64	0,57

Taux de croissance annuels moyens

7. Il ne s'agit pas simplement de sommer les volumes. En effet le capital en volume est estimé dans les comptes nationaux « en prix chaînés base 95 ». Les séries sont agrégées à l'aide d'indices de Laspeyres. C'est-à-dire que le taux de croissance d'un agrégat est obtenu par la somme pondérée des taux de croissance des sous-agrégats, les poids étant égaux à la part, à la date précédente, de la valeur du sous-agrégat dans la valeur de l'agrégat.

8. Cette approche est préconisée notamment par l'OCDE dans son « Productivity Manual » (OCDE, 2001). Elle est reprise par de nombreux auteurs dont Colecchia et Schreyer (2002), Cette, Kocoglu et Mairesse (2002), Gilles et L'Horty (2003) etc.

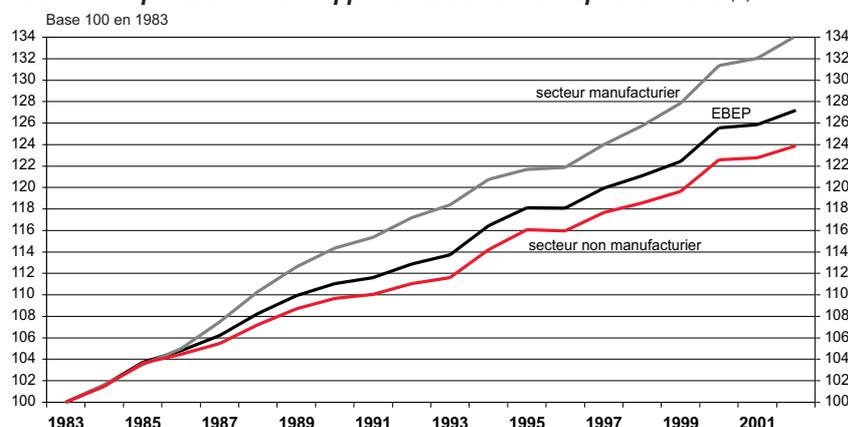
La contribution comptable de l'intensité capitaliste à la productivité horaire est en baisse depuis 1995 malgré la hausse de l'intensité en biens TIC

L'intensité capitaliste s'est infléchi au début des années 1990

Mesurée sur les données de stock de capital physique, l'intensité capitaliste s'est clairement infléchi dans l'ensemble de l'économie d'abord au début des années 1990 puis plus encore à la fin de la décennie (voir tableau 6). Ceci peut être un effet de « l'enrichissement de la croissance en emplois » qui a pu conduire à substituer du travail (plutôt peu qualifié) à du capital.

Graphique 6

Contribution à la productivité de l'approfondissement en capital efficace (*)



(*) Note : L'approfondissement en capital efficace est l'accroissement du capital par heure travaillée, le capital étant mesuré en incorporant un effet qualité.

La prise en compte d'un effet qualité sur le capital conduit à nuancer le propos. Le biais lié à la structure du stock de capital est en effet plus important sur les années récentes (contribution de 0,48 point à la productivité horaire entre 1995 et 2002 contre 0,22 entre 1990 et 1995). Au total la contribution de l'approfondissement en capital efficace semble surtout présenter une rupture au début des années 90 (voir graphique 6). Entre 1983 et 1990, la contribution moyenne de l'approfondissement en capital efficace est de 1,50 point contre 1,23 point entre 1990 et 1995 puis entre 1995 et 2000.

L'année 2001 apparaît particulièrement atypique. Elle vient après l'année 2000 pendant laquelle l'investissement a été particulièrement dynamique. En particulier, le taux d'utilisation des capacités perd 3,3 points entre le début et la fin de l'année 2001 dans les branches manufacturières. Ce point bas de 2001 peut donc en partie s'expliquer par le cycle conjoncturel : l'activité se dégrade mais l'emploi n'a pas encore commencé à s'ajuster. En outre, du côté de l'emploi, l'année 2000 a été marquée par une baisse significative du nombre d'heures travaillées du fait de la réduction du temps de travail (RTT).

L'augmentation du biais de composition du stock de capital indique que sur les années récentes, l'investissement s'est porté de préférence sur des biens se dépréciant relativement plus vite et/ou dont les prix augmentent faiblement ou même baissent. Ces caractéristiques sont celles des biens dits liés aux technologies de l'information et de la

communication. La suite de l'analyse s'attache donc à distinguer l'effet spécifique de la formation de capital de biens « TIC ».

La contribution des TIC à la productivité horaire s'est accélérée depuis 1995

De nombreuses études économiques se sont attachées à mesurer l'impact du développement des biens TIC sur la croissance de la productivité et sur la croissance économique (voir encadré 5). En reprenant l'une des méthodes utilisées (Colecchia et Schreyer (2002), Cette, Kocoglu et Mairesse (2004), Gilles et L'Horty (2003)), on crée une catégorie de biens TIC regroupant les biens informatiques, les logiciels et le matériel de communication, puis on décompose le capital de façon à isoler la contribution spécifique de ces biens dans l'approche comptable qui vient d'être présentée.

Tableau 6
Comptabilité de la productivité horaire apparente du travail dans les branches marchandes non agricoles (SMNA)

Taux de croissance annuels moyens en %

	Productivité horaire du travail efficace	Approfondissement en capital efficace				Productivité globale des facteurs
		Effet quantité		Effet qualité		
		Biens TIC	Biens non-TIC	Biens TIC	Biens non-TIC	
	$y - h^*$	$\alpha_{TIC} \times (k_{TIC} - h^*)$	$\alpha_{HTIC} \times (k_{HTIC} - h^*)$	$\alpha_{TIC} \times (k_{TIC} - k_{TIC})$	$\alpha_{HTIC} \times (k_{HTIC} - k_{HTIC})$	pgf^*
1983-1990	2,39	0,06	1,01	0,34	0,09	0,89
1990-1995	1,41	0,04	0,97	0,17	0,05	0,18
1995-2000	1,77	0,09	0,71	0,45	- 0,02	0,56
1995-2002	1,70	0,09	0,50	0,44	0,04	0,64

Entre le début et la fin de la décennie 90, l'approfondissement en capital non-TIC s'est nettement infléchi, que l'on tienne compte ou non de l'effet qualité, qui est faible dans la mesure de ce stock de capital.

A contrario la contribution du capital TIC s'est accélérée à la fin des années 90. Ces biens se déprécient rapidement et leur prix baisse de sorte que la prise en compte de l'effet qualité accentue nettement leur rôle. Ainsi, entre 1995 et 2000, la contribution des TIC à la croissance de la productivité *via* l'approfondissement en capital se rapproche de celle des autres biens de capital (0,54 contre 0,69, en incorporant l'effet qualité) alors qu'elle était jusque-là nettement inférieure (0,37 contre 1,06 entre 1983 et 1990 et 0,19 contre 0,93 entre 1990 et 1995).

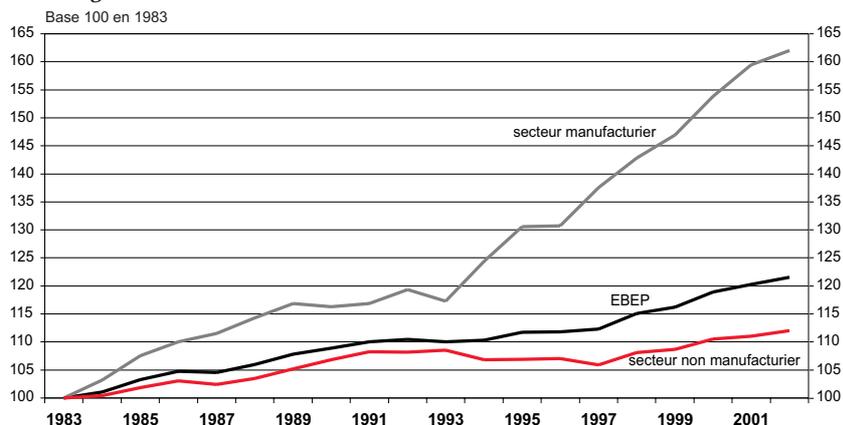
Depuis 2001, la contribution de l'approfondissement en capital en biens non technologiques baisse brutalement mais celle des TIC se maintient.

Cette décomposition de l'effet des TIC est en ligne avec les études comparables précédemment citées. La méthode ne permet d'évaluer que des effets comptables agrégés. Or, pour analyser intégralement l'effet des TIC, il conviendrait de s'intéresser aussi par exemple à la productivité globale des facteurs des secteurs producteurs de biens technologiques, à la question de la valorisation des biens technologiques, à leur imputation comme consommation intermédiaire ou comme investissement, à leur impact sur l'organisation de la production. Un aperçu de la littérature actuelle sur le sujet est proposé dans l'encadré 5.

Après avoir ralenti au début des années 90, la PGF est redevenue dynamique

La productivité globale des facteurs contribue en moyenne pour un tiers à la croissance de la productivité horaire de l'ensemble de l'économie.

Graphique 7
Productivité globale des facteurs en niveau



Dans les branches marchandes non agricoles, la PGF s'est infléchi sur la période 1983-1991 (0,88 % par an en moyenne). Son taux de croissance a été très faible entre 1991 et 1997 (- 0,04 % par an) puis est redevenue dynamique entre 1998 et 2002 (0,95 % par an), soutenue par l'accélération de la croissance, puis par la RTT dont les effets sont étudiés dans la partie 3.

Dans les branches non manufacturières, la PGF connaît une croissance régulière de 0,58 % par an sur les années 1982-1991. La croissance de la PGF s'interrompt nettement à partir de 1991 et ce jusqu'en 1997. Le taux de croissance annuel moyen est même significativement négatif sur la période (- 0,72 %). La PGF dans les branches non manufacturières semble être repartie à la hausse depuis 1998 (0,41 % par an en moyenne). Dans l'industrie manufacturière, l'histoire est sensiblement différente. On observe un infléchissement du taux de croissance de la productivité globale des facteurs sur les années 1982-1993. La PGF de l'industrie manufacturière redevient très dynamique dès 1994 (3,68 % par an en moyenne entre 1993 et 2002).

Pour l'ensemble des branches marchandes non agricoles, la décomposition comptable de la croissance de la productivité horaire apparente est résumée dans le tableau 7.

Au cours de la décennie 80, la croissance de la productivité horaire a été importante. La productivité globale des facteurs comme l'approfondissement en capital y ont comptablement fortement contribué (respectivement pour 1,5 point et 0,89 point). Au début des années 90, la productivité horaire s'est nettement infléchi, du fait du ralentissement simultané de l'approfondissement en capital et de la PGF. Les efforts faits en faveur de l'emploi des non-qualifiés ont conduit à interrompre la progression de la part dans l'emploi de la main-d'œuvre qualifiée entre 1995 et 2002, ce qui a contribué comptablement à réduire la croissance de la productivité horaire du travail de 0,11 % par an.

Entre 1995 et 2000, la contribution de l'approfondissement en capital a été maintenue notamment grâce au développement du capital TIC. Le redressement de la productivité horaire a été principalement le fait de la productivité globale des facteurs. Finalement, il semble que la progression de la PGF ait connu un passage à vide au début des années 90 et se soit redressée depuis 1995. Toutefois, compte tenu de la volatilité de la progression de la PGF on ne peut se prononcer sur la pérennité de ces évolutions.

Tableau 7
Décomposition comptable de la productivité horaire apparente - Branches marchandes non agricoles (SMNA)

	Productivité horaire apparente du travail	Effet-qualité du travail	Approfondissement en capital efficace				Productivité globale des facteurs
			Effet quantité		Effet qualité		
			TIC	Hors-TIC	TIC	Hors-TIC	
			$\alpha(k-h^*)$		$\alpha(k^*-k)$		
	$y-h$	h^*-h					pgf^*
1983-1990	2,42	0,03	0,06	1,01	0,34	0,09	0,89
1990-1995	1,54	0,13	0,04	0,97	0,17	0,05	0,18
1995-2000	1,78	- 0,01	0,09	0,71	0,45	- 0,02	0,56
1995-2002	1,72	0,02	0,09	0,50	0,44	0,04	0,64
1990-1997	1,31	0,13	0,04	0,83	0,21	0,01	0,08
1997-2002	2,13	- 0,02	0,11	0,50	0,48	0,09	0,97

Encadré 5

TIC et croissance de la productivité : les enseignements de la littérature

En 1987, le Prix Nobel d'économie Robert Solow énonce dans un journal américain cette phrase devenue célèbre : « on voit les ordinateurs partout sauf dans les statistiques de la productivité ». Ce « paradoxe de la productivité » va constituer un important programme de recherche : dans les années 1970 et 1980, un certain nombre d'études ont constaté que l'investissement dans les TIC avait un impact nul ou négatif sur la productivité. S'attachant souvent à mesurer la productivité du travail, leurs conclusions ont pu paraître surprenantes, dans la mesure où l'investissement en TIC vient compléter le capital productif et devrait donc, en principe, contribuer à la croissance de la productivité du travail. Des études récentes apportent des éléments nouveaux à ce débat.

Pénétration des TIC au sein des ménages et des entreprises

Depuis le milieu de la décennie 1990, l'équipement des entreprises et des ménages en ordinateurs a été très rapide, et le raccordement à l'Internet a suivi une évolution comparable. Mais dans ces deux domaines, en terme de « pénétration » (simplement), la France accuse un

retard significatif par rapport aux USA et aux pays d'Europe du Nord :

- À la fin 2002, aux USA, au Japon, en Allemagne, au Royaume-Uni, et dans les pays scandinaves, plus de 80 % des entreprises de toutes tailles ont un site internet, contre seulement 58 % en Italie et 56 % en France.
- Pour ce qui concerne les ménages, le taux de pénétration français accuse un retard d'environ 5 ans sur le taux de pénétration américain. Le nombre de ménages équipés de micro-ordinateurs a augmenté d'environ 1 point par an jusqu'en 1997 (de 8 % en 1989 à 16 % en 1997). Le développement de l'internet a ensuite fortement stimulé la diffusion : depuis 1997, le taux de pénétration du micro-ordinateur auprès des ménages a progressé de 4 points par an en moyenne, pour atteindre 42 % en mars 2003 - ce qui équivaut au taux d'équipement des USA en 1998.

Une estimation fortement dépendante des choix méthodologiques

Le cadre de la comptabilité de la croissance permet de quantifier deux types de contributions :

- Celle des industries productrices de TIC. Bien que la part de la valeur ajoutée produite par ces industries soit relativement faible (en liaison avec le taux de pénétration des NTIC au sein des entreprises et des ménages), leur contribution à la croissance globale (terme g_Y) peut être forte si ces industries croissent plus vite que les autres secteurs de l'économie.
- Celle des industries utilisatrices de TIC, suite à l'investissement massif des entreprises dans ce type de matériels (terme g_K) : les TIC sont alors considérés comme un bien de capital particulier du processus de production de ces firmes. C'est cette contribution qui a été la plus étudiée dans la littérature et que nous considérons dans la suite de cet encadré.

Il reste que des choix méthodologiques différents peuvent conduire à des estimations différentes de cette contribution.

Le partage volume-prix des données en valeur est crucial pour déterminer la contribution des TIC à la croissance ainsi que les gains de productivité qui y sont associés. La comparaison des prix dans le temps étant très difficile dans un domaine caractérisé par l'innovation et le changement très rapide de la qualité des produits, les comptables nationaux évaluent les prix de certains produits TIC par la **méthode hédonique**, qui permet de prendre en compte les améliorations de qualité dans le calcul du volume de capital informatique. Celle-ci consiste à estimer les prix à partir des caractéristiques des produits (puissance et mémoire des ordinateurs par exemple). Le choix de ces caractéristiques est lui-même à la fois délicat et crucial, et explique la relative fragilité de cette méthode. En France, cette méthode est utilisée pour une partie du matériel informatique (micro-ordinateurs et imprimantes), aux États-Unis, elle l'est plus largement : de ce fait, les données françaises tendent à sous-estimer l'investissement et la croissance par rapport aux données issues des instituts américains.

Le partage entre dépenses finales et dépenses intermédiaires en produits informatiques est traité différemment en France (et dans plusieurs autres pays européens) et aux États-Unis. Cette différence de méthodologie est affectée à la fois la mesure du PIB (donc g_Y) et celle du capital TIC (donc g_K) ; le problème de l'harmonisation du traitement des dépenses massives engagées par les entreprises pour se prémunir du « bogue » de l'an 2000 en est exemplaire. Ainsi, les dépenses

en services informatiques (dont logiciels) ainsi qu'en matériels informatiques sont reportés comme FBCF à hauteur respectivement de 25 % et 30 % de leur montant en France, alors que ces taux sont de 50 % et 55 % respectivement aux États-Unis. Selon F. Lequillier, cet écart pourrait résulter de processus industriels différents, mais on ne peut exclure qu'il puisse provenir uniquement de différences de conventions comptables et statistiques.

Notons que ces incertitudes, liées tant à la mesure des prix qu'à celles du partage des ressources en TIC entre utilisations finales et intermédiaires, vont plutôt dans le sens d'une sous-évaluation de la contribution des TIC à la croissance en France par rapport aux États-Unis.

Enfin, une dernière source importante de difficultés réside dans la mesure de la production des branches de services, largement utilisatrices de NTIC. De fait, la méthodologie statistique de mesure de la production est nettement moins stabilisée pour les services que pour les produits manufacturés. Cette mesure est compliquée par le fait que les prix de marché peuvent ne pas être observables (dans le cas de services publics tels que l'enseignement, par exemple), ou encore parce que la fourniture de services elle-même - et a fortiori leur qualité - n'est pas aisément détectable et mesurable.

Les résultats actuels : une contribution des TIC à la croissance significativement positive...

L'impact de ces incertitudes sur l'évaluation de la contribution du capital TIC à la croissance a été illustré notamment par Cette, Kocoglu et Mairesse (2004) à l'aide de différentes variantes : Pour la France et sur la période 1980-2002, l'évaluation de la contribution des TIC se situe aux alentours de 0,3 points par an, avec un minimum de 0,20 et un maximum de 0,47 point par an. Cette contribution aurait augmenté au cours de la période récente, et aurait été comprise entre 0,34 et 0,74 point par an sur les sept dernières années. Une estimation sur données individuelles donne des résultats sensiblement plus élevés (voir notamment Crépon et Heckel, 2000).

Selon une étude internationale menée par l'OCDE sur des données harmonisées du point de vue des prix concernant le secteur des entreprises hors administrations (Colecchia et

Schreyer, 2001), la France se situerait au même niveau que l'Allemagne, l'Italie ou le Japon, mais en retrait par rapport au Royaume-Uni et au Canada, et davantage encore par rapport aux USA (0,7 point par an en moyenne sur la dernière décennie).

Cette approche comptable requiert peu d'hypothèses, et sa simplicité permet d'établir des comparaisons entre pays, mais elle ne tient pas compte de manière satisfaisante des effets de substitution induits par les TIC entre les différents facteurs de production. En effet, la contribution du capital NTIC à la croissance est évaluée en se référant implicitement à une situation dans laquelle l'accumulation de capital NTIC aurait été plus faible voire nulle. Ces études négligent le fait que, dans un tel scénario, l'absence d'investissement TIC se serait sans doute traduite par davantage d'investissement en capital non TIC, ou par une combinaison capital / travail plus favorable au travail (les TIC ayant conduit a contrario à une substitution du capital au travail). L'impact de tels effets sur la productivité ne peut être négligé a priori. Ces études ne peuvent donc prétendre mettre en évidence un effet net de l'accumulation de capital NTIC sur la croissance ou sur la productivité du travail. Une approche alternative cherchant à mesurer cet effet net de façon explicite se fonde sur un modèle macroéconomique bouclé prenant en compte l'impact de l'accumulation de capital NTIC sur la demande agrégée et sur les prix, ainsi que sur la définition d'un véritable scénario contrefactuel défini par des hypothèses sur l'évolution du coût du capital et du taux de croissance du capital en l'absence d'accumulation de capital NTIC. Dans une étude adoptant une telle démarche (Audenis et alii), le scénario « hors NTIC » se définit par la stabilité du coût relatif du capital NTIC par rapport au capital hors NTIC, et par conséquent par la stabilité de la part du capital NTIC sur la période 1995-2000 - alors que le coût relatif du capital NTIC a baissé de 5% par an et que la part du capital NTIC a augmenté sur la même période. L'impact de la baisse du prix relatif de l'informatique sur la croissance est estimé alors à 0,1 point par an.

Un autre type de contribution : des « effets de réseaux » ?

Les TIC sont généralement considérées comme des technologies particulières susceptibles de générer des externalités positives telles que des

effets de réseaux. Si ces externalités n'ont pas de répercussion pécuniaire pour l'entreprise, elles ne sont donc pas prises en compte dans le cadre théorique de la comptabilité de la croissance. Les externalités positives engendrées par l'utilisation des TIC ne modifient donc pas la part de la rémunération de ce facteur de production, de sorte que leur rendement social est supérieur à leur coût. L'écart entre la contribution véritable et la contribution estimée est alors mécaniquement affecté à la productivité globale des facteurs. Cet écart entre l'estimation et la réalité correspond à l'investissement (par tête) en NTIC multiplié par l'écart entre son rendement et son coût. Pour tester la présence d'externalités non pécuniaires sur données américaines, Stiroh (2002) regarde si les secteurs qui ont massivement investi dans les TIC à la fin des années 1980 et au début des années 1990 ont connu, au cours de la seconde moitié des années 90, une accélération du taux de croissance de leur PGF plus rapide que les autres. Les résultats obtenus laissent penser que s'ils existent, les effets d'« externalités », sont faibles et que l'on peut considérer les TIC comme des facteurs de production « traditionnels ». Le cadre de la comptabilité de la croissance de mesurer leur impact de manière satisfaisante.

Un impact positif sur la performance des firmes, qui passe par des changements organisationnels

Les études menées au niveau des firmes montrent qu'une intégration réussie des TIC au sein de l'entreprise est accompagnée des changements organisationnels complémentaires : nouvelles stratégies, nouvelles structures organisationnelles requérant souvent des qualifications accrues de la part des salariés. En particulier, les TIC facilitent la transmission interne d'information et rendent les niveaux intermédiaires d'encadrement moins utiles.

Sur données individuelles françaises récentes, Biscourp et alii estiment que l'accumulation d'ordinateurs engendrée par la baisse de leur prix favorise la substitution du capital au travail et, au sein du travail, favorise la substitution du travail qualifié au travail non qualifié. Par ailleurs, ces auteurs montrent que le fait de s'affranchir des hypothèses de concurrence parfaite et de rendements d'échelle constants conduit à des estimations de la contribution annuelle des TIC supérieures à celles issues du cadre de la

comptabilité de la croissance, de l'ordre de 0,6 point pour la France.

L'impact du cycle conjoncturel

Certains économistes (Gordon (2000) par exemple) ont considéré qu'une part importante de l'accélération de la productivité du travail observée entre 1995 et 2000 aurait été de nature cyclique et liée davantage à l'accélération de la croissance (américaine notamment) qu'à un véritable effet de l'accumulation du capital TIC. Artus (2001) a ainsi émis l'hypothèse d'une « bulle spéculative » selon le mécanisme suivant : à court terme, une croyance commune dans l'efficacité des TIC peut conduire les entreprises à une forte vague d'investissement dans ces technologies, les marchés financiers fournissant les capitaux nécessaires. Si cette croyance est erronée, ce phénomène est cependant voué à s'essouffler rapidement.

Il reste que ce type d'analyse ne semble pas dominant, la majorité des auteurs s'accordant à penser que l'impact des TIC sur la productivité a été continu et croissant sur les dernières décennies. Par ailleurs, l'appréciation de la position de l'économie par rapport à son potentiel repose

sur des données fragiles et est susceptible d'être fortement révisée (voir le dossier *Croissance et finances publiques* et Gordon, 2003).

Les raisons du paradoxe de la productivité ?

Plusieurs facteurs ont pu concourir au « paradoxe ». Tout d'abord, certains effets bénéfiques des TIC n'ont pas été pris en compte par les statistiques sur la productivité, ce problème se posant notamment dans le secteur (utilisateur) des services, lequel accueille la majeure partie des investissements TIC : en effet, les TIC ont permis une personnalisation, une différenciation et une innovation accrues dans les services fournis, autant d'évolutions difficiles à saisir dans les statistiques.

Par ailleurs, il est possible que les effets positifs des TIC n'aient été sensibles qu'avec retard : les gains de productivité engendrés par une réorganisation du travail rendue nécessaire par l'adoption de nouvelles technologies ne sont pas immédiats. Au début du processus, l'effet mécanique des dépenses d'investissement (informatique) sur la PGF est négatif et masque l'effet structurel positif à long terme.

L'impact des politiques d'emploi et de l'évolution du coût des facteurs ; une approche économétrique

Nous avons vu que les gains de productivité apparente du travail se sont fortement infléchis depuis le début des années quatre-vingt-dix dans l'ensemble de l'économie marchande, et que, compte tenu de la réduction de la durée du travail, ce ralentissement a été beaucoup plus marqué pour la productivité par tête que pour la productivité horaire.

L'analyse comptable de la partie précédente a montré que cette inflexion ne peut être expliquée par les seuls phénomènes de substitution du travail au capital ou du travail non qualifié au travail qualifié. Ces phénomènes n'en ont pas moins été à l'œuvre. Il reste donc intéressant d'en détailler l'ampleur et les raisons. Parmi les causes d'une telle substitution, on pense naturellement aux politiques d'abaissement du coût du travail et plus particulièrement aux baisses de charges ciblées sur le travail non qualifié, politiques mises en place dans les années 1990. Cette section vise à approfondir les effets sur la productivité et l'emploi de ces politiques.

Dans le cadre de cette démarche, il est aussi possible d'enrichir le diagnostic sur les effets de la politique plus récente de réduction du temps de travail sur la productivité. Les approches comptables qui ont précédé ont certes pris en compte l'effet de la RTT sur la productivité par tête, mais sous l'hypothèse d'élasticité unitaire de la productivité par

tête sur la durée du travail. L'approche économétrique adopte une modélisation du processus productif plus large permettant de relâcher l'hypothèse précédente.

Cette section sera ainsi complémentaire de la précédente. Le phénomène que l'on cherche à expliquer est le même : il s'agit de l'évolution de la productivité apparente du travail. Mais au lieu d'en analyser l'évolution en isolant les contributions comptables des différents facteurs de production que sont le capital et les quantités de travail qualifié et non qualifié, la démarche consiste à expliquer directement la productivité du travail par les différentes politiques qui ont pu déformer la demande de facteurs par les entreprises depuis le début des années 1990.

Les déterminants de la productivité du travail

La modélisation économique de la productivité du travail

La démarche de cette section suppose d'explicitier le comportement de demande de travail des entreprises. Un cadre théorique assez général consiste à considérer que les entreprises agissent dans un environnement de concurrence monopolistique. *Concurrence* parce qu'il y a un grand nombre d'entreprises en compétition et que l'entrée sur le marché des biens et services est libre ; *monopolistique* parce que chaque entreprise a un certain pouvoir de monopole sur la variété de biens et services qu'elle produit. Dans ce cadre, les entreprises produisent moins qu'en concurrence pure et parfaite et peuvent dégager une marge sur leur prix de vente.

Comme dans la partie précédente, le processus productif des entreprises est modélisé par une fonction de production utilisant trois facteurs de production : le capital, le travail qualifié et le travail peu qualifié. Ces différents facteurs sont supposés imparfaitement substituables entre eux, les coefficients de substituabilité pouvant être économétriquement estimés. Les rendements d'échelle sont supposés constants : un changement des quantités de facteurs de production utilisés induit un changement proportionnel de la production. Cette hypothèse est usuelle au niveau agrégé. Ici, le progrès technique est supposé neutre au sens de Harrod, c'est-à-dire que le progrès technique améliore l'efficacité du travail et non celle du capital.

Dans ce cadre théorique de long terme, il est possible d'en déduire une équation de demande de travail. Cette équation permet de définir l'évolution de la productivité apparente du travail par tête ou de la productivité apparente horaire du travail en fonction du coût moyen horaire du travail, de la structure des coûts du travail selon la qualification des travailleurs, et de la durée hebdomadaire de travail :

$$(e1) \quad \text{productivité} = \ln(1 - txpart) + (1 - \sigma)e + \mu h + \sigma chr + \theta crel - cte$$

$$(e2) \quad \text{productivité horaire} = (1 - \sigma)e - (1 - \mu)h + \sigma chr + \theta crel - cte$$

productivité, *productivité horaire*, *e*, *h*, *chr*, *crel* représentent le logarithme respectivement de la productivité apparente du travail par tête, de la productivité horaire du travail, de la productivité de long terme du travail hors effet de durée du travail et de structure de qualification, de la durée hebdomadaire moyenne du travail à temps plein, du coût horaire moyen du travail et du coût relatif du travail non qualifié par rapport au travail qualifié. *txpart* est le taux de temps partiel défini comme le complémentaire à 1 du ratio entre l'emploi par tête et l'emploi par équivalent temps plein. σ , μ et θ sont des paramètres positifs.

Ainsi les variables pertinentes pour l'étude du ralentissement de la productivité du travail sont, outre une tendance exogène (variable *e*), la durée du travail, le coût moyen du

travail, ainsi que le coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. L'impact des variations de la durée travaillée sur la productivité du travail dépend du paramètre μ que l'on suppose positif ou nul.

- Si $\mu = 0$, la durée travaillée n'a pas d'impact sur la productivité par tête : les variations de la durée sont entièrement compensées par celles de la productivité horaire.
- Si $\mu > 0$, la réduction de la durée travaillée, dans un premier temps dans le cadre du développement du temps partiel, et dans un second temps en lien avec la réduction du temps de travail (RTT), peut être un élément d'explication de la baisse des gains de productivité par tête. En particulier, si $\mu = 1$ la productivité horaire est indépendante de la durée, et les variations de cette dernière se répercutent totalement en baisse de la productivité par tête.

La productivité du travail dépend positivement du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. Les travailleurs peu qualifiés sont en effet supposés moins productifs que les qualifiés. Lorsque leur coût relatif diminue le travail peu qualifié se substitue au travail qualifié, ce qui se traduit par une baisse de la productivité du travail au niveau agrégé. Enfin, une partie de la baisse des gains de productivité peut provenir d'un infléchissement des gains tendanciels (ici exogènes) de productivité du travail.

Les politiques de l'emploi peuvent avoir modifié les déterminants de la productivité à long terme

Plusieurs arguments peuvent donc expliquer la baisse des gains de productivité. On peut regrouper dans une première catégorie un ensemble de facteurs sans doute communs à l'ensemble des pays développés. Les théories traditionnelles de la croissance, et notamment le modèle de Solow, indiquent que si la France est en phase d'achèvement du rattrapage technologique de l'économie américaine, la productivité doit ralentir. La récente accélération de la productivité aux États-Unis ne contredit pas cette hypothèse si on considère que la France n'a pas bénéficié aussi tôt des effets positifs des NTIC. Le plafonnement de l'effort de recherche-développement peut aussi jouer dans ce sens. À défaut d'une quantification précise de l'effet de ces phénomènes, ils correspondent à une baisse du taux de croissance de la variable e . On teste donc la stabilité du taux de croissance de e sur la période étudiée ce qui nous conduit à modéliser cette variable par une tendance exogène coudée pour tenir compte d'un changement de rythme de croissance à partir du début des années 1990.

Néanmoins, si ces effets sont sans doute des explications plausibles de la baisse des gains de productivité dans la plupart des pays de l'OCDE, le ralentissement de la productivité du travail est plus marqué en France depuis le début des années 1990. Plusieurs explications peuvent enrichir la compréhension du phénomène en France. Elles sont liées aux politiques de l'emploi menées en France depuis le début des années 1990.

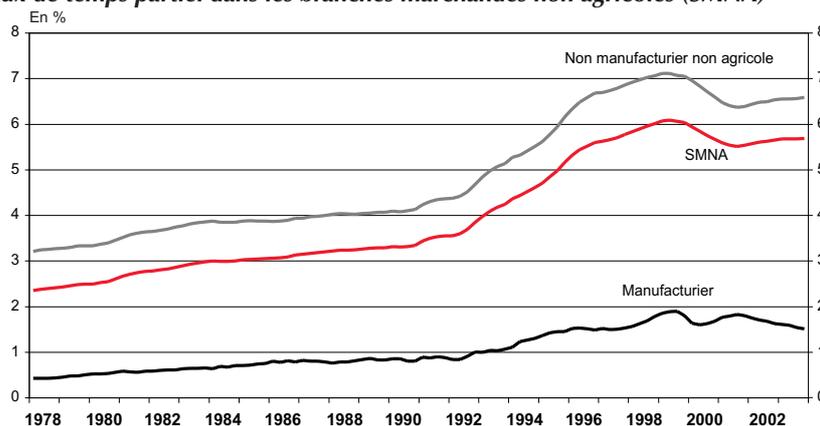
D'abord, la baisse de la productivité du travail a coïncidé avec une série de mesures de politique économique favorisant le temps partiel. Au 1^{er} septembre 1992 un abattement forfaitaire de cotisations sociales patronales de Sécurité sociale pour l'emploi d'un salarié à temps partiel a été instauré. La délimitation de la plage horaire définissant un temps partiel a légèrement évolué et correspond grosso modo à une durée hebdomadaire comprise entre 16 et 32 heures – avec la possibilité de calculer cette durée sur une base annuelle. Seuls sont concernés par la mesure les salariés en contrat à durée indéterminée (CDI). Cet abattement présente la caractéristique d'être cumulable avec les mesures d'allègements de cotisations sociales sur les bas salaires instaurées ultérieurement, inci-

tant donc assez fortement au développement du temps partiel dans la zone des faibles salaires horaires. Il est progressivement supprimé à compter du 1^{er} janvier 2000. Pour les contrats bénéficiant de la mesure à la date du 31 décembre 1999 dans des entreprises de plus de 20 salariés, le bénéfice de l'abattement est maintenu jusqu'à la date de rupture du contrat. Aucun nouveau bénéficiaire n'est admis depuis le 31 décembre 2000. Quant aux passages à temps partiel survenus au cours de l'année 2000, le bénéfice de la mesure s'est interrompu au 31 décembre 2000. Pour les entreprises de moins de 20 salariés le dispositif est décalé de deux ans. Le taux initial de l'abattement était de 30 % mais est passé à 50 % de janvier 1993 à avril 1994 pour retrouver ensuite sa valeur initiale.

Le graphique suivant (*graphique 8*) illustre de manière claire la hausse du temps partiel dans l'économie française, surtout dans les services. Ce constat est cohérent avec le fait que la productivité apparente du travail a essentiellement baissé dans la branche non manufacturière de l'économie française. Néanmoins, le développement du temps partiel n'a pas eu d'effet significatif sur la productivité horaire sauf à considérer que les travailleurs à temps partiel ont une productivité horaire différente d'un travailleur à temps complet.

Graphique 8

Le taux de temps partiel dans les branches marchandes non agricoles (SMNA)



Source : Insee, comptes nationaux.

Ensuite, le coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié a baissé dans les années 1990. Les allègements de charges sociales pour le travail non qualifié ont ainsi déformé la structure du travail en faveur des travailleurs les moins qualifiés dont la productivité horaire du travail est la plus faible.

Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires sont progressivement montés en charge et, même après 1995 (date d'instauration de la ristourne de 18,2 points de cotisation dite « Juppé »), ont subi des modifications substantielles – en particulier s'agissant de la prise en compte du temps partiel. Tout au long de la décennie les seuils d'éligibilité ont été définis en nombre de Smic mensuel. Ainsi, une limite d'éligibilité à 1,3 Smic mensuel correspond effectivement à un seuil de 1,3 Smic horaire pour un temps plein, mais à un seuil de 2,6 Smic horaire pour un mi-temps.

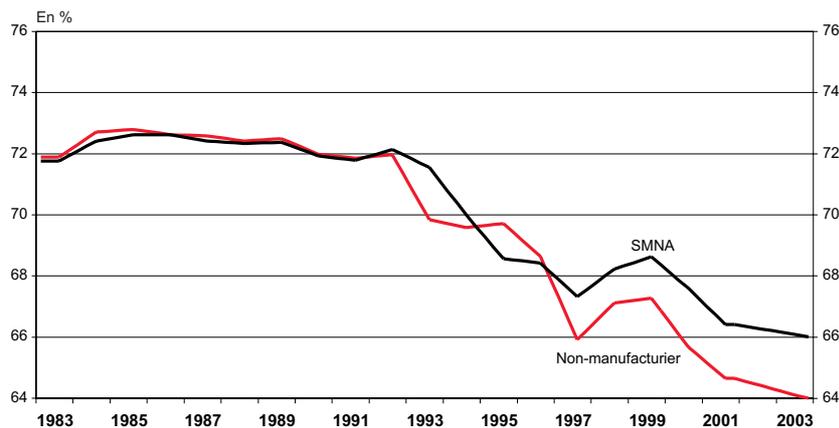
La figure suivante (*graphique 9*) présente une mesure du coût relatif des travailleurs peu qualifiés. Cette dernière est calculée à partir d'une distribution de référence, celle

donnée par les DADS⁹ de l'année 1996, qui correspond à peu près au milieu de la période sur laquelle les allègements de charges ont pu avoir un rôle significatif, c'est-à-dire à partir de 1993. C'est à cette distribution que nous appliquons les évolutions des barèmes de charges pour construire un indicateur trimestriel de coût relatif de l'emploi non qualifié.

Cet indicateur appelle plusieurs précautions. D'une part, compte tenu de son mode de construction, il faut plutôt l'interpréter comme mesure de la *contribution* des allègements de charges à l'évolution du coût relatif des non-qualifiés plutôt que comme mesure complète de ce coût relatif : il ne tient pas compte de la déformation de la structure des salaires sur la période où il est calculé. Précisons aussi qu'il néglige les mesures spécifiques de baisse de coût du travail (par exemple l'exonération de cotisations pour l'embauche d'un premier salarié) au motif a priori raisonnable que leur impact global est sans doute modeste. Enfin, on suppose que le taux de recours aux mesures générales (allègements bas salaires et abattement temps partiel) est de 100 %. Cette hypothèse est particulièrement délicate s'agissant de l'abattement temps partiel dont plusieurs études indiquent que le taux de recours n'a jamais dépassé 50 %.

Graphique 9

Le coût relatif des peu qualifiés par rapport aux plus qualifiés dans les branches marchandes non agricoles (SMNA) et dans la branche non manufacturière



Source : calculs DP.

Enfin, les récentes mesures de réduction du temps de travail ont pu avoir un effet négatif sur la productivité apparente du travail : les hausses de productivité horaire peuvent ne pas avoir compensé la baisse moyenne annuelle du temps de travail ; le coût moyen horaire du travail et le coût relatif des peu qualifiés ont aussi pu être affectés.

La réduction du temps de travail a été mise en place grâce à trois lois successives : par la loi « Robien » (juin 1996), puis de manière plus systématique par les lois « Aubry I » (juin 1998) et « Aubry II » (janvier 2000).

La loi « Robien » avait institué un système d'aide, sous forme d'allègements de cotisations sociales, aux entreprises qui réalisaient une RTT pour favoriser l'emploi. Le système a été abrogé par la loi « Aubry I » qui fixe la durée légale à 35 heures hebdomadaires au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au

9. Déclaration Annuelle de Données Sociales.

1^{er} janvier 2002 pour les autres. Elle a institué un autre dispositif d'aide incitant les entreprises à négocier une RTT avant la baisse de la durée légale. Ce calendrier a été confirmé par la loi « Aubry II », qui définit comment peut se calculer la durée effective, le nouveau régime des heures supplémentaires et prévoit un allègement annuel unique dégressif de cotisations sociales, qui se substitue à la ristourne dégressive sur les salaires inférieurs à 1,3 Smic, pour les entreprises à 35 heures. Cet allègement est en partie cumulable avec les aides octroyées dans les dispositifs incitatifs.

L'économétrie confirme le rôle joué par les politiques de l'emploi dans la baisse de la productivité apparente du travail dans les années 1990

Des estimations ont été menées à partir des équations de productivité présentées, dans le champ des branches marchandes non agricole (SMNA). Le volume de la valeur ajoutée permettant le calcul de la productivité du travail, le taux de temps partiel, le coût horaire moyen et la variable de durée du travail sont issus des comptes nationaux trimestriels de l'Insee. La durée du travail prise en compte représente la durée hebdomadaire d'un temps complet. Par manque de données désagrégées, elle est supposée identique pour les travailleurs qualifiés et les travailleurs peu qualifiés.

Les données de la comptabilité nationale ne permettent pas d'isoler la valeur ajoutée des entreprises individuelles de celle des sociétés pour les branches marchandes non agricoles. Nous retenons donc comme mesure de la valeur ajoutée celle de l'ensemble de ces agents. Par souci de cohérence, l'emploi inclut les travailleurs indépendants.

L'élasticité de la productivité au coût relatif des non-qualifiés (paramètre θ) est de 37 % ou de 29 % selon qu'on considère l'ensemble des branches marchandes non agricoles ou les branches non manufacturières (voir tableau 8). On peut ainsi estimer que les allègements de charges sur les bas salaires grâce à leur impact sur le coût relatif des non-qualifiés auraient pu se traduire entre 1992 et 2000 par une baisse de la productivité apparente du travail de 2 % correspondant à la création ou la préservation d'environ 330 000 emplois. Il s'agit là, évidemment, d'un effet toutes choses égales par ailleurs, qui ne distingue pas les allègements de charge des années 1992-1998 de ceux qui ont accompagné la mise en place de la RTT.

Tableau 8
Estimations de la relation de long terme de l'équation d'emploi dans les branches marchandes non agricoles (SMNA)

Variable	Coefficient (équation (e2) page 133)	Valeur estimée	Student
Constante	-	- 1,9	- 12,9
Valeur ajoutée	-	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	$-\sigma$	- 0,24	- 3,13
Coût relatif du travail peu qualifié	θ	- 0,37	- 4,3
Heures travaillées (à partir de 1996)	μ	- 0,53	- 4,79
Tendance avant 1992Q3	$-(1-\sigma)\Delta e / 4$	- 0,00498	- 26,2
Rupture de tendance en 1992Q3		0,0008	3,12
Tendance annuelle de productivité avant 1992Q3	Δe	2,55 %	
Tendance annuelle de productivité après 1992Q3	Δe	2,12 %	

Δe désigne la variation de e .

L'élasticité estimée de la productivité au nombre d'heures hebdomadaires travaillées (paramètre μ) est d'environ 50 %. Cette valeur signifie que sur la période où la durée a effectivement baissé, une baisse de 10 % du temps de travail hebdomadaire se serait ainsi traduite par une baisse d'environ 5 % de la productivité apparente du travail et par conséquent une hausse de 5 % de la productivité horaire. Cet ordre de grandeur s'avère cohérent avec ceux qui ont été fréquemment retenus dans les exercices d'évaluation *ex-ante* des effets de la RTT. Il signifie que, à output et coûts de production unitaires constants, une réduction du temps de travail de 10 % doit se traduire par 5 % de créations d'emplois supplémentaires, mais il s'agit là encore d'un raisonnement toutes choses égales par ailleurs, qui ne suffit donc pas à chiffrer les conséquences réelles de la RTT, a fortiori ses effets à long terme (Fiole, Passeron et Roger, 2000).

Quoiqu'il en soit, même si la baisse de la durée du travail et du coût relatif du travail non qualifié ont pu se conjuguer pour expliquer la baisse des gains de productivité du travail, il subsiste bien un phénomène de rupture de la productivité tendancielle captée par la tendance coudée e . La productivité de long terme du travail hors effet de structure des qualifications et de la durée du travail (variable e) passe d'un taux de croissance annuel de 2,5 % dans les années 1980 à 2,1 % à partir de 1992 dans les branches marchandes non agricoles.

Au total les différentes études par branches tendent à montrer que le ralentissement de la productivité est principalement le fait des services. Ainsi le taux de croissance de la productivité de long terme du travail est deux fois plus élevé dans l'industrie manufacturière que dans les branches non manufacturières, et ne présente pas de rupture à la baisse dans les années 1990. Dès lors, la rupture de tendance apparaît plus marquée dans la branche non manufacturière que dans l'ensemble du SMNA, puisque le taux de croissance annuel y passe de 2 % à 0,7 %. Dans la branche manufacturière, le taux de croissance annuel reste soutenu pendant les deux dernières décennies et s'établit à plus de 4 %.

Une différence notable entre secteurs apparaît aussi en matière d'effets de la durée du travail. Il semble que la réduction du nombre d'heures travaillées aurait été entièrement compensée par les gains de productivité horaire dans l'industrie manufacturière. Cette situation peut être liée aux possibilités plus importantes de réorganisation de la production dans cette branche. Elle peut être aussi la conséquence de l'exposition plus importante à la concurrence de l'industrie manufacturière, induisant une pression plus forte sur la compétitivité-coût des entreprises (voir graphique 4).

L'équation de productivité, découlant du comportement maximisateur des firmes, décrit une relation de long terme entre les variables macroéconomiques qui la composent. Néanmoins, à court terme, cette relation n'est pas forcément vérifiée. Lors de la mise en œuvre des estimations, les économistes sont souvent amenés à utiliser des modèles permettant d'analyser les dynamiques de court terme ainsi que la relation de long terme précédemment évoquée.

Les estimations permettent de décomposer le taux de croissance de la productivité selon les contributions de ses déterminants. Le tableau suivant résume les contributions des déterminants de la productivité ayant pu être affectés par les politiques économiques de l'emploi des années 1990 (variable de temps partiel, de coût horaire du travail, de coût relatif des non qualifiés et durée hebdomadaire du travail).

Entre 1992 et 1998, l'augmentation du temps partiel et la baisse du coût relatif des non-qualifiés a contribué à une baisse de 4,7 % de la productivité du travail. Durant cette

Tableau 9
Contributions à l'évolution de la productivité apparente du travail

En %

Période considérée	1985-1991 (7 ans)	1992-1998 (7 ans)	1999-2002 (4 ans)	1996-2002 (7 ans)
Temps partiel	- 0,75	- 2,6	0,33	- 0,57
Coût horaire du travail	2,0	1,3	2,5	3,5
Coût relatif des non-qualifiés	- 0,06	- 2,1	- 0,7	- 1,6
Durée du travail	0,0	- 0,4	- 5,2	- 5,6

période, la contribution du coût horaire du travail a été moindre que dans les années précédentes (1,3 % en 7 ans entre 1992 et 1998 contre 2 % en 7 ans entre 1985 et 1991) : comme le coût relatif des non-qualifiés, cette variable a été affectée par les politiques d'abaissement de charge.

Entre 1996 et 2002, l'évolution de la productivité a été fortement déterminée par la mise en place de la RTT. Celle-ci a eu deux effets. L'effet dominant est l'effet direct sur la productivité par tête : il a été proche de - 6 %. Cette estimation dynamique est cohérente avec les estimations de l'effet des heures à long terme. Le second effet résulte de ce que la RTT a accru le coût horaire moyen du travail, ce qui a joué dans le sens de la recherche d'une plus grande productivité. De fait, on observe sur cette période une forte contribution positive du coût horaire du travail, qui a amoindri l'effet direct de la baisse de la durée du travail.

Au total, trois facteurs principaux peuvent donc rendre compte du ralentissement des gains de productivité par équivalent temps-plein dans les branches marchandes non agricoles, et principalement dans les branches non manufacturières. La baisse du coût relatif du travail peu qualifié et la baisse de la variable de durée du travail ont joué un rôle important, mais elles ne suffisent pas à exclure l'hypothèse d'un ralentissement des gains tendanciels de la productivité du travail (exogènes dans notre modèle), qui serait cependant limité aux branches non manufacturières.

L'interprétation des évolutions de la fin de la période appelle des précautions particulières. Elles ont permis d'estimer une élasticité de la productivité horaire par rapport à la durée du travail égale à environ - 0,5. Cet ordre de grandeur est compatible avec ceux qui ont été souvent retenus dans les exercices d'évaluation *ex ante* des effets de la RTT, mais ce chiffre appelle une remarque importante.

La période entre 1996 et 2001 constitue une période assez particulière où les gains de productivité horaires ont aussi pu être dus aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (TIC). Il se peut que la variable de durée du travail capte économétriquement une partie de cet effet puisque l'estimation de l'élasticité de l'emploi à la variable de durée se concentre sur la période 1996-2001. La hausse de l'emploi qui est imputée à la variable de durée du travail pourrait donc intégrer un effet positif des TIC. La plupart des études économétriques au niveau macroéconomique ont certes du mal à faire ressortir un tel effet, mais il apparaît dans des approches de type comptabilité de la croissance.



Bibliographie

- ASKENAZY P. (2003), « Partage de la valeur ajoutée et rentabilité du capital en France et aux États-Unis : une réévaluation » *Économie et Statistique*, n° 363-364-365.
- ARTUS (2001), « La nouvelle économie », *La Découverte*, Collection Repères.
- ACCARDO J., L. BOUSCHARAIN et M. JLASSI (1999), « Le progrès technique a-t-il ralenti depuis 1990 ? », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 53-72.
- AHMAD N., F. LEQUILLER, P. MARIANNA, D. PILAT, P. SCHREYER et A. WÖFL (2003), « Comparing Labour Productivity Growth in the OECD area : the role of measurement », OCDE *Working Paper*, décembre 2003.
- AUDENIS C., J. DERUYON et N. FOURCADE (2002), « L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française : un bouclage macroéconomique », Insee, *Document de travail de la DESE*, n° G2002/06.
- AUDRIC S., P. GIVORD et C. PROST (2000), « Estimation de l'impact sur l'emploi peu qualifié des mesures de baisse de charges » *Revue Économique*, vol. 51 n° 3.
- BISCOURP P., B. CRÉPON, T. HECKEL et N. RIEDINGER, « Les entreprises et la baisse du prix des ordinateurs. Une analyse microéconomique par la fonction de production », *Économie et Statistique*, n° 339-340, 9/10.
- CETTE G., Y. KOCOGLU et J. MAIRESSE (2004), « L'effet de la diffusion des technologies de l'information et de la communication (TIC) sur la productivité par employé en France », *Bulletin de la Banque de France*, n° 121 - janvier.
- COLECCHIA A. et P. SCHREYER (2002), « The contribution of information and communication technologies to economic growth in nine OECD countries », *OECD Economic Studies*, n° 34, 2002/1.
- CRÉPON B. et R. DESPLATZ (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348.
- CRÉPON B. et T. HECKEL (2002), « Computerization in France : an evaluation based on individual company data », *The Review of Income and Wealth*, n° 1 Series 48.
- DORMONT B. (1997), « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302.
- DUCHÊNE S., G. FORGEOT et A. JACQUOT (1997), « Les évolutions récentes de la productivité du travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302.
- DUCHÊNE S. et A. JACQUOT (1999), « Une croissance plus riche en emploi depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale », Insee, *Document de travail de la DESE*, n° G 1999/01.
- FIOLE M., V. PASSERON, V. et M. ROGER (2000), « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'étude de la DARES* n° 35, 2000.
- GILLES F. et Y. L'HORTY (2003), « Le paradoxe de la productivité en France et aux États-Unis : une réévaluation », *Économie et Prévision* n° 159 2003-3
- GONZALEZ L. (2002), « L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail des branches industrielles », *Économie et Statistique* n° 357-358.

GONZALEZ-DEMICHIEL C., L. MÉNARD et E. NAUZE-FICHET (2000), « Une modélisation du lien entre croissance et emploi », *Note de Conjoncture de l'Insee*, décembre.

GORDON R. (2000), « Does the 'New-Economy' measure up to the great inventions of the past ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 4.

GORDON R. (2003), « Exploding productivity growth: context, causes, and implications ? », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003, n° 2.

GUBIAN A., G. CORNILLEAU, C. MATHIEU et M.-A. VEGANZONES (1992), « Mosaïque, la nouvelle version du modèle de l'OFCE de l'économie française », *Revue de l'OFCE* n° 40, 1992.

GUBIAN A. (2000), « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », DARES, *Regards sur l'actualité*.

GULLICKSON W. et M.-J. HARPER (1999), « Possible measurement bias in aggregate productivity growth », *Monthly Labor Review*, février.

JORGENSON D.W. (1963), « Capital theory and investment behaviour », *American Economic Review*, vol 53, pp. 247-259.

LAFFARGUE J.-P. (2000), « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », *Revue Économique*, vol. 51 n° 3, 2000.

LECAT R. (2004), « Productivité du travail des grands pays industrialisés : la fin du rattrapage des États-Unis ? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 121 - janvier.

LEQUILLER F. (2000), « La nouvelle économie et la mesure de la croissance », *Économie et Statistique*, n° 339-340.

LERAIS F. (2001), « Une croissance plus riche en emplois », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, 2001.

L'HORTY Y. et C. RAULT (2002), « Les effets de la croissance, du coût et de la durée du travail sur l'emploi en France : une réévaluation », *Travail et emploi* n° 91, 2002.

MAIRESSE J., G. CETTE et Y. KOCOGLU (2000), « Les technologies de l'information et de la communication en France : diffusion et contribution à la croissance », *Économie et Statistique*, n° 339-340, 9/10.

MALINVAUD E. (1994), « Éducation et développement économique » *Économie et Prévision*, n° 116.

MAURY T.-P. et B. PLUYAUD (2004), « Les ruptures de tendance de la productivité par employé dans quelques grands pays industrialisés », *Bulletin de la Banque de France*, n° 121 - janvier.

MOULTON B.R. (2001), « The expanding role of hedonic methods in the official statistics of the United-States » - *Bureau of Economic Analysis (BEA) - Working Paper* - juin 2001.

OCDE (1996), « Industry productivity : International comparison and measurement issues » *OECD Proceedings*, Paris.

OCDE (2001), « Productivity manual ».

PASSERON V. (2000), « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif « Aubry I » », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, 2000.

SCHREYER P. et D. PILAT (2001), « Mesurer la productivité », *Revue économique de l'OCDE*, n° 33 2001/11.

SOLOW R. (1957), « Technical change and the aggregate production function » *Review of Economics and Statistics*, vol 39, pp. 312-320.

STIROH K. (2002), « Are ICT Spillovers driving the New Economy ? », *The Review of Income and Wealth*, n° 1 Series 48.

STOCK J. et M. WATSON (1993), « A simple estimator of cointegrated vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, vol. 61, pp. 738-820, 1993.

TRIPLETT J. (1999), « Economics statistics, the New Economy, and the productivity slowdown », *Business Economics*, janvier.

TRIPLETT J. et B. BOSWORTH (2003), « Productivity in service industries : Trends and measurement issues » *Brookings Institution*.

UNÉDIC (2002), « La richesse accrue en emplois de la croissance française : quels enseignements peut-on en tirer à la fin de l'année 2001 ? », *Direction des études et des statistiques*, avril.

UZAWA H. (1961), « Neutral inventions and the stability of growth equilibrium », *Review of Economic Studies*, vol. 28, n°2 - février.

VAN ARK B. (1996), « Issues in measurement and international comparison of productivity - an overview » in *OCDE* (1996).
