

Convergence de la productivité des entreprises, mondialisation, technologies de l'information et concurrence

Paul-Antoine Chevalier, Rémy Lecat et Nicholas Oulton*

Le développement des études sur données d'entreprises a mis en évidence la forte dispersion de la productivité entre les entreprises, même dans des secteurs d'activité définis de façon étroite. Il existe donc des marges importantes de rattrapage pour les entreprises les moins productives. Leur convergence vers le niveau des firmes les plus productives peut constituer un élément important de la dynamique de la productivité au niveau macroéconomique.

Cet article apporte un éclairage sur cette convergence, dans les années 1990 et 2000, en France et sur quelques-uns des facteurs qui pourraient l'expliquer. Ainsi, la convergence a été plus forte pour la productivité du travail que pour la productivité globale des facteurs. Mais surtout, la vitesse de convergence a diminué au cours des années 1990, ce qui s'explique principalement par une accélération de la productivité des firmes à la frontière technologique, c'est-à-dire de celles qui étaient déjà les plus productives.

Trois facteurs d'explication sont avancés à ces faits stylisés : la mondialisation et les technologies de l'information auraient bénéficié davantage aux firmes les plus productives, tandis que l'accroissement de la concurrence aurait à la fois stimulé la productivité des firmes à la frontière et découragé la convergence des firmes les moins productives.

* Au moment de la rédaction de ce document, Paul-Antoine Chevalier et Rémy Lecat faisaient partie de la Direction des études macroéconomiques et de la prévision de la Banque de France et Nicholas Oulton du Center for Economic Performance de la London School of Economics.

Les vues exprimées dans cet article sont celles de leurs auteurs et non pas de leurs institutions respectives. Les auteurs remercient Philippe Askénazy, Gilbert Cette et Sébastien Roux, ainsi que deux rapporteurs anonymes de la revue, pour leurs précieux commentaires et Nicolas Berman et Laurent Eymard pour leur remarquable travail d'assistance de recherche. Les erreurs présentes dans cet article restent de la responsabilité des auteurs.

Cette étude a bénéficié d'un séjour de Nicholas Oulton à la Banque de France financé par la Fondation Banque de France.

La croissance de la productivité par tête a ralenti en France dans les années 1990, passant d'un rythme annuel de 2,2 % dans les années 1980 à 1,4 % dans les années 1990 et à 1,0 % depuis 2000. Parallèlement, les études sur données d'entreprises ont mis en évidence une dispersion considérable de la productivité entre firmes, même au sein de secteurs définis de façon étroite (par exemple Baily *et al.*, 1992 et Oulton, 1998 et 2000), voire au sein d'une même firme entre ses différents établissements (Griffith *et al.*, 2007, qui l'expliquent en grande partie par des différences dans la qualité du management).

Cette dispersion signifie qu'il existe des marges importantes de rattrapage pour les entreprises les moins productives. Plusieurs études ont montré que la convergence était à l'œuvre et qu'elle explique en partie les évolutions macroéconomiques de la productivité. En effet, au-delà de l'impact de chocs ponctuels, les firmes les moins productives tendent à rattraper les plus productives, soit en augmentant leur intensité capitalistique, soit en imitant leurs méthodes d'organisation ou en transposant leurs choix technologiques. Cette convergence a été mise en évidence sur données britanniques (Oulton, 1998 ou Griffith *et al.*, 2002) et sur données japonaises (Nishimura *et al.*, 2005), y compris en contrôlant l'impact du processus de sélection des firmes qui tend à faire disparaître les moins productives.

En France, la convergence de la productivité joue un rôle d'autant plus important au niveau macroéconomique que l'impact du processus d'entrée-sortie des firmes est moins important que dans d'autres pays. En effet, la croissance de la productivité au sein des entreprises pérennes explique l'essentiel de la croissance de la productivité en France dans les années 1990 (Crépon et Duhautois, 2004). La dynamique de la composante intra-firme de la productivité provient soit de l'augmentation de la productivité des firmes à la frontière, soit de la convergence des firmes les moins productives. C'est donc cette dynamique que cet article s'attache à décrire et à expliquer. La vitesse de convergence sera estimée selon plusieurs méthodologies mais peut être définie comme la réduction de l'écart par année entre le niveau de productivité d'une firme et un niveau cible.

L'impact de la concurrence est un des facteurs d'explication privilégié par la littérature théorique pour expliquer la convergence (1). Dans le cadre de la théorie de l'agence, qui met en

évidence les conséquences des conflits d'intérêt entre actionnaires et dirigeants, la concurrence a des effets non univoques sur la convergence de la productivité. Selon Nickell *et al.* (1997), la concurrence permet aux actionnaires de mieux évaluer l'effort des dirigeants d'entreprises en améliorant la comparabilité de leurs résultats (Holmström, 1982), de renforcer cet effort par une menace accrue de faillite et d'inciter aux gains de productivité réduisant les coûts par une plus grande élasticité des prix à la demande (Willig, 1987). En revanche, la concurrence diminue également la rémunération de l'effort en réduisant les marges et peut donc réduire les incitations à la convergence (Scharfstein, 1987). On retrouve cette idée chez Aghion *et al.* (2005) appliquée à la rémunération de l'investissement en innovation.

Cet article examine l'impact de la concurrence sur la convergence de la productivité, mais également celui de facteurs plus ponctuels, comme l'impact de la mondialisation, au travers de l'accélération des exportations, ou des technologies de l'information et de la communication (TIC). Les données mobilisées ont pour source principale la base de données d'entreprises *FiBEn* gérée par la Banque de France (cf. encadré 1).

La convergence de la productivité des entreprises désigne le fait que les entreprises les moins productives à la date $t-1$ croissent plus fortement entre $t-1$ et t que les entreprises plus productives. Pour tester l'hypothèse de l'existence d'un phénomène de convergence et mesurer son ampleur, un modèle simple consiste à expliquer la croissance de la productivité entre $t-1$ et t par le niveau de la productivité en $t-1$. Si le coefficient β associé au niveau de productivité en $t-1$ est significativement différent de 0 et négatif, on parlera de convergence. Par ailleurs, plus la valeur absolue de β est élevée, plus la vitesse de convergence est forte. Le paramètre β caractérise ainsi le processus de convergence. Ce modèle peut être enrichi de deux manières. D'une part, en ajoutant un ensemble de variables de contrôle, on peut étudier la convergence conditionnelle plutôt que la convergence absolue. D'autre part, l'hypothèse de linéarité du processus de convergence peut être levée en étudiant des effets pour chaque décile de la distribution. Le modèle est estimé à l'aide de la méthode des moments généralisés (cf. encadré 2).

1. Voir Ahn (2002) pour une revue de la littérature.

L'utilisation de la productivité par employé plutôt que de la productivité horaire peut amener un biais dans la mesure de la convergence : c'est

le cas s'il y a une divergence dans l'évolution du temps de travail par employé entre les entreprises les plus productives et les autres. Sur la

Encadré 1

LA BASE DE DONNÉES *FIBEn*

La base de données *FIBEn* (*Fichier bancaire des entreprises*) gérée par la Banque de France est la principale source des données utilisées dans cet article. Elle regroupe des données issues des liasses fiscales de quelques 282 000 entreprises existant en France entre 1991 et 2004, dont 45 000 entreprises existant sur l'ensemble de la période. Elle couvre l'ensemble des secteurs de l'économie marchande, quoique les secteurs industriels soient mieux couverts.

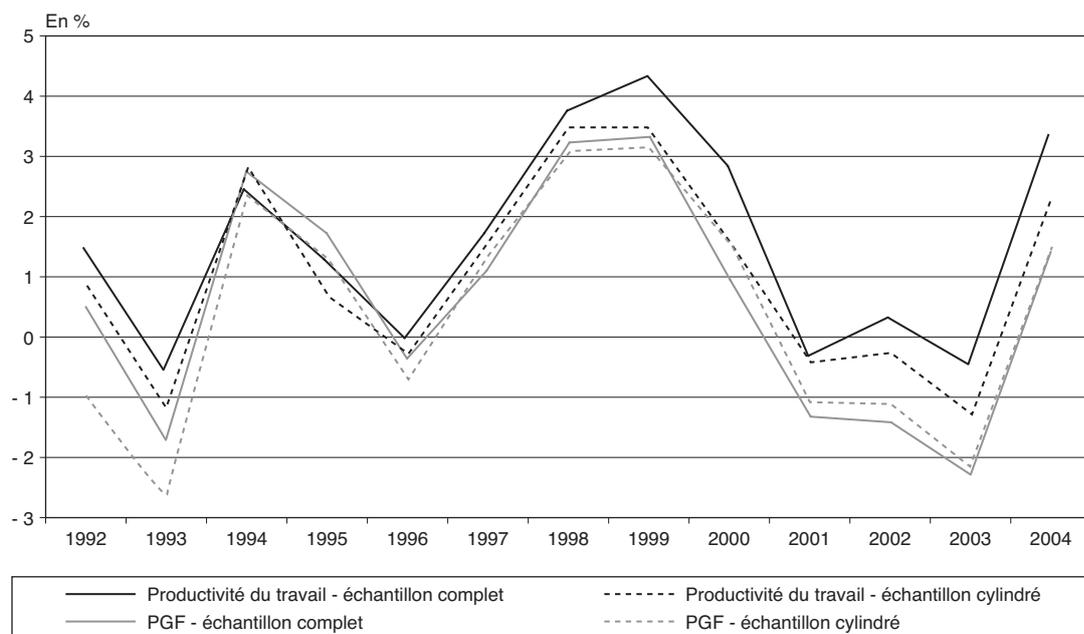
Les entreprises sont intégrées dans cette base en fonction de critères de taille (chiffres d'affaires, endettement), mais certaines entreprises respectant ces critères peuvent être absentes pour des raisons spécifiques : par exemple si une entreprise n'est pas soumise à une obligation de publication et si elle ne communique pas ses feuillets fiscaux de façon volontaire à la Banque de France. Sur la fin de la période, la base contient 80 % des effectifs des entreprises et 95 % des effectifs des très grandes entreprises (plus de 500 salariés).

La population de cette base a cru de façon plus rapide que la population d'entreprises en France (98 359 entreprises en 1991 et 155 770 en 2004). Ceci résulte notamment de la stabilité nominale des critères d'entrée dans la base. La croissance de la population a été particulièrement forte au début des années 1990

et a entraîné une augmentation de la part des petites entreprises (de 50 % de l'échantillon pour les entreprises de moins de 20 salariés en 1992 à 58 % en 1997 et 60 % en 2004). Ceci constitue un biais potentiel des estimations. Pour vérifier la robustesse des résultats, ces derniers ont ainsi été systématiquement vérifiés sur l'échantillon cylindré (l'échantillon cylindré n'est néanmoins pas exempt de biais puisque les firmes présentes au début de la période ont une espérance de survie d'au moins 12 ans, qui se réduit avec le temps) et les nombreuses variables de contrôle qui ont été introduites (variables indicatrices sectorielles, temporelles, sectorielles et temporelles, régionales) limitent en partie l'impact de ce biais. Un autre élément attestant l'impact limité de ce biais est la proximité de la croissance de la productivité entre l'échantillon total et l'échantillon cylindré (cf. graphique).

Le 10^e décile de productivité est constitué de firmes légèrement plus âgées que l'ensemble de l'échantillon (une année d'âge médian en plus) et sensiblement plus grosses (chiffre d'affaires médian supérieur de 50 % pour la productivité du travail et de plus de 10 % pour la PGF). Les firmes très jeunes et surtout très petites sont en effet moins représentées dans ce 10^e décile. Pour la productivité du travail, le 10^e décile comporte également les firmes les plus grosses, ce qui n'est pas le cas pour la PGF.

Évolution de la productivité



Lecture : en 1999, le taux de croissance de la productivité globale des facteurs était de 3,1 % sur l'échantillon cylindré et de 3,3 % sur l'ensemble de la base *FIBEn*.

Source : *FIBEn*, Banque de France.

période d'étude, les évolutions de la réglementation sur la durée du travail sont susceptibles d'avoir entraîné ce type de biais (Loi Robien du 11 juin 1996, lois Aubry I et II des 13 juin 1998 et 20 janvier 2000). De 1996 à 1999, l'impact de ces mesures est limité (2 300 conventions Robien signées entre juin 1996 et juin 1998, 13 000 conventions Aubry I entre juin 1998 et décembre 1999) et la durée du travail par employé évolue peu entre 1992 et 1999, selon l'Insee. En revanche, en 2000 et 2002, des baisses très marquées du nombre d'heures travaillées par employé ont été enregistrées. Ce sont les années où les lois Aubry ont amené le

plus d'entreprises à modifier le temps de travail selon l'enquête *Acemo*. Par ailleurs, on peut penser que ces lois pourraient introduire un biais dans la mesure où le changement de la durée légale du travail, qui a souvent conduit à une baisse de la durée effective, concerne les entreprises de plus de 20 salariés au 1^{er} janvier 2000 et les autres au 1^{er} janvier 2002. Sur l'ensemble des indicateurs présentés ici, on constate effectivement une accélération de la divergence des productivités souvent plus marquée en 2000, en particulier sur l'écart-type, mais pas de contre-choc en 2002. Néanmoins, les faits stylisés identifiés dans cette partie sont observés

Encadré 2

MODELISATION ET ESTIMATION DE LA CONVERGENCE

Modèle

La convergence des entreprises a été modélisée à la façon de la convergence entre pays (par exemple Barro, 1991) :

$$\Delta q_{ijt} = \beta q_{ijt-1} + X_{ijt} \varepsilon + u_{it} \quad (1)$$

avec q_{ijt} indicateur de productivité (productivité du travail ou PGF) pour l'entreprise i , du secteur j l'année t , X_{ijt} vecteur de variables exogènes de contrôle, ε vecteur de paramètres et u_{it} terme d'erreur. Les variables en minuscules sont exprimées en log.

Les variables de contrôle incluent des variables indicatrices du secteur, de l'année, de la région et de l'interaction année-secteur. Pour chaque secteur et chaque année, la convergence peut ainsi s'effectuer vers différents niveaux de productivité, car certains secteurs sont plus intensifs en capital physique ou humain que d'autres. Des variables indicatrices régionales sont également incluses pour tenir compte des différences de distances avec les facteurs de production, les marchés d'exportation ou encore des effets de regroupement géographique.

Dans l'équation (1), il y a convergence si $\beta < 0$. Au sein d'un même secteur une année donnée, les entreprises convergent alors vers un même niveau de productivité (β convergence), ce qui ne signifie pas que la dispersion de la productivité diminue (σ convergence) en raison de la présence du terme d'erreurs u_{it} . L'équation (1) peut se réécrire comme un test de la stationnarité des dynamiques de productivité des entreprises :

$$q_{ijt} = (1 + \beta)q_{ijt-1} + X_{ijt} \varepsilon + u_{it}$$

Le modèle peut donc être considéré de façon alternative comme un test de la persistance des chocs de productivité : si $\beta < 0$, ces chocs sont progressivement corrigés. Une de ses limites repose donc sur la difficulté à faire la part entre la dynamique liée à un effort de convergence et celle liée aux chocs ou erreurs de mesure.

Une formulation alternative de la convergence a été utilisée, par exemple chez Griffith *et al.* (2002) :

$$\Delta q_{ijt} = \beta(q_{ijt-1} - q_{ijt}^F) + \gamma \Delta q_{ijt}^F + u_{it}$$

avec q^F niveau de productivité des firmes à la frontière. Les entreprises sont ici supposées converger vers le niveau de productivité des firmes situées à la frontière de productivité, dont la productivité elle-même évolue (Δq^F). L'équation (1) est une généralisation de ce modèle, les effets de frontière étant captés dans ce modèle par l'interaction entre indicatrices temporelles et sectorielles.

L'équation (1) repose sur des hypothèses fortes : le processus de convergence est supposé linéaire et se dérouler à la même vitesse à chaque période. On peut introduire des modifications de ce modèle pour tester ces hypothèses et introduire l'impact d'une variable z_{it} sur le processus de convergence.

L'hypothèse de linéarité implique que le processus est symétrique : la productivité relative des firmes situées au-dessus du niveau de long terme (à long terme, sur la base de l'équation (1), le niveau de productivité converge vers $-X_{ijt}\varepsilon/\beta$) décroît au même rythme que celle des firmes situées au-dessous croît. On pourrait cependant penser que le processus est asymétrique, la vitesse de convergence étant moins rapide pour les firmes au dessus du niveau de long terme, qui peuvent bénéficier de leur innovation sur plusieurs années que pour celles au-dessous, qui sont soumises à une certaine pression pour converger (menace de faillite par exemple).

Pour tester cette hypothèse de non-linéarité, deux méthodes sont mises en œuvre :

- les variables indicatrices des déciles de productivité sont utilisées comme prédicteurs des niveaux de productivité retardée ;
- les variables indicatrices des déciles sont multipliées par les niveaux retardés de productivité, ce qui



Encadré 2 (suite)

suppose une convergence linéaire par segment. Les déciles de productivité sont définis par secteur et non sur l'ensemble de l'économie, ce qui suppose que la convergence s'effectue vers un niveau de productivité de long terme défini au niveau d'un secteur et non pas sur l'ensemble de l'économie.

Dans la première méthode :

$$\Delta q_{it} = \sum_{k=1}^9 \delta_k D_{i(t-1)}^k + X_{it} a + u_{it} \quad (2)$$

Avec D^k une variable indicatrice égale à 1 si la firme appartient au décile k et 0 sinon (les déciles sont estimés année par année au sein de chaque secteur). Dans ce modèle, les coefficients Δ_k doivent être interprétés comme la croissance relative des firmes appartenant au décile k par rapport aux firmes appartenant au 10^e décile choisi comme référence.

$$\delta_k = E(\Delta q_{it} | D_{it}^k = 1, X_{it}) - E(\Delta q_{it} | D_{it}^{10} = 1, X_{it})$$

S'il y a convergence, tous les Δ_k seront positifs et décroissants avec k .

Dans la deuxième méthode :

$$\Delta q_{it} = \sum_{k=1}^9 \beta_k D_{i(t-1)}^k q_{i(t-1)} + X_{it} a + u_{it} \quad (3)$$

Ici, les β_k correspondent à la vitesse de convergence d'une firme dans le décile k .

La deuxième hypothèse d'invariance de la vitesse de convergence chaque année peut être testée en estimant ces équations année par année.

Enfin, pour tester l'impact d'une variable z_{it} sur la convergence, un terme d'interaction est introduit dans l'équation (1) :

$$\Delta q_{it} = \beta_0 q_{it-1} + \beta_1 (q_{it-1} z_{it-1}) + \beta_2 z_{it-1} + X_{it} \varepsilon + u_{it} \quad (4)$$

La vitesse de convergence d'une entreprise i à la date t est alors $\beta_0 + \beta_1 z_{it-1}$. Si $\beta_1 > 0$ alors z_{it} réduit la vitesse de convergence et si $\beta_1 < 0$, alors z_{it} l'augmente.

Identification et estimation

L'identification du modèle repose sur une représentation stationnaire de la productivité de la forme (pour simplifier les notations, on fait ici abstraction des covariables) :

$$q_{it} = \frac{f_i}{-\beta} + \sum_{k=0}^t (1 + \beta)^k v_{i(t-k)} \quad (5)$$

Le terme f_i représente l'hétérogénéité inobservée des entreprises. Il est supposé fixe au cours du temps. Les termes v_{it} représentent des perturbations transitoires sur la productivité des firmes.

Les hypothèses sur la distribution des perturbations sont similaires aux hypothèses d'Arellano et Bond

(1991), Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) :

$$H_1 : E(f_i | X_{it}) = 0$$

Les perturbations propres à chaque firme sont supposées indépendantes en moyenne de l'ensemble des covariables.

$$H_2 : E(v_{it} | X_{it'}) = 0, \forall t \forall i$$

De même, les perturbations transitoires sont supposées indépendantes en moyenne de l'ensemble des covariables, quelle que soit la période considérée.

$$H_3 : E(f_i v_{it} | X_{it'}) = 0, \forall t, t', i$$

Les caractéristiques inobservées des entreprises sont supposées être indépendantes des perturbations transitoires, conditionnellement à l'ensemble des covariables.

$$H_4 : E(v_{it} v_{it'} | X_{it'}) = 0, \forall s \neq t$$

Les perturbations transitoires sont supposées être indépendantes, conditionnellement à l'ensemble des covariables.

$$H_5 : E(q_{it} v_{it} | X_{it'}) = 0, \forall t > 2$$

Comme Arellano et Bond (1991), nous supposons que la valeur initiale de la productivité n'est pas corrélée aux perturbations transitoires futures.

$$H_6 : E(f_i \Delta q_{it} | X_{it'}) = 0$$

Comme Arellano et Bover (1995), nous imposons une seconde condition initiale en supposant que l'hétérogénéité des firmes n'est pas corrélée à l'augmentation initiale de la productivité d'une période à l'autre.

À partir de l'équation (5), on peut réécrire l'équation (1), sous la forme :

$$\Delta q_{it} = \beta q_{i(t-1)} + f_i + u_{it}$$

Sous les hypothèses décrites ci-dessus, il apparaît alors que la productivité passée constitue une variable explicative endogène au sens où elle est corrélée à l'hétérogénéité inobservée de la firme notée f_i . Plus précisément, on peut montrer que l'estimateur des moindres carrés surestime le coefficient β alors que l'estimateur par effets fixes spécifiques aux firmes ou en différences premières sous-estime ce même coefficient.

En revanche, ces hypothèses permettent d'écrire un ensemble de restrictions de moments identifiant le modèle :

$$E(q_{i(t-s)} \Delta u_{it}) = 0, \forall t \geq 3, \forall s \geq 2$$

$$E(u_{it} \Delta q_{i(t-s)}) = 0, \forall t \geq 3, \forall s \geq 2$$

Ces restrictions permettent d'identifier le modèle en utilisant comme instrument pour la productivité passée $q_{i(t-1)}$ les différences premières retardées deux fois de la productivité, conformément à la stratégie recommandée par Arellano et Bover (1995) pour ce type de modèle.

sur l'ensemble de la période et l'évolution sur l'année 2000 prolonge des tendances observées sur l'ensemble des années 1990. Par ailleurs, la très forte croissance française en 2000 (+4,1 %) peut également avoir contribué aux évolutions observées cette année-là.

Trois faits stylisés

Sur la base des différentes variantes du modèle de convergence de base (cf. encadré 2), les trois faits stylisés suivants sont identifiés :

- la productivité des entreprises converge, que ce soit la productivité du travail ou la productivité globale des facteurs (PGF) (2) mais avec une différence notable : la convergence de la productivité du travail passe par le rattrapage des firmes retardataires, tandis que la convergence de la PGF passe par un retour à la moyenne des firmes les plus productives ;
- la vitesse de convergence de la productivité décline sur la période d'estimation (1992-2004) et la dispersion de la productivité augmente ;
- enfin, cette réduction de la vitesse de convergence provient de l'accélération relative de la productivité des entreprises les plus productives.

Convergence « par le bas » pour la productivité du travail, « par le haut » pour la productivité globale des facteurs

Une première constatation est celle d'une convergence significative (β -convergence) de la productivité du travail comme de la PGF, sur l'échantillon complet ou cylindré (3) et en contrôlant pour l'appartenance sectorielle, les effets temporels ou régionaux et l'interaction secteur-année (cf. tableau 1). Pour l'entreprise médiane du premier décile de productivité, la moitié de l'écart à son niveau de productivité « cible » est résorbée en moins de quatre ans, qu'il s'agisse de la productivité du travail ou de la PGF (4).

En raison des chocs, ce constat sur la convergence d'une année à l'autre pourrait cependant ne plus être valable sur longue période. Néanmoins, sur cinq ans, on observe toujours un coefficient de convergence significatif et proche de celui attendu en l'absence de chocs ($-0,68 \approx 1-(1-0,2)^5$; cf. annexe 1).

2. Pour la définition des variables utilisées, voir encadré 3.
 3. La proximité du coefficient de convergence sur l'échantillon total et cylindré témoigne de l'impact limité du biais de sélection.
 4. Le niveau de productivité « cible » différant entre chaque secteur, chaque région et chaque année, il s'agit ici d'une évaluation moyenne.

Encadré 3

LES PRINCIPALES VARIABLES UTILISÉES

Les variables suivantes ont été utilisées :

- Valeur ajoutée nominale (NVA) déflatée par les prix sectoriels NES 36 (= VA). L'absence de prix au niveau de l'entreprise est susceptible de créer un biais sur les estimations, notamment car la dispersion des prix tend à se réduire en cas d'accroissement de la productivité.
- Facteur travail (L) : nombre moyen d'employés, exprimé en équivalent temps plein (EQTP) et corrigé pour tenir compte de l'emploi temporaire. Les données disponibles dans la liasse fiscale doivent être remplies en EQTP. Les données d'emploi ont été corrigées pour l'emploi temporaire sur la base des déclarations portant sur la masse salariale qui y est consacrée. Cette correction a néanmoins un impact mineur.
- Facteur capital (K) : services de capital réels, estimés selon la méthode de Bond *et al.* (1997).
- Productivité du travail (PT) : VA/L. Il s'agit donc d'une productivité par employé et non d'une productivité horaire, même si les effectifs sont comptabilisés en équivalent temps plein.

- Masse salariale (MS) : somme des salaires, contributions sociales, participation aux résultats et rémunération du personnel extérieur à l'entreprise.

- Part du facteur travail (α) : MS/NVA.

- Productivité globale des facteurs (PGF) : indice de la croissance de la valeur ajoutée, moins la somme pondérée de la contribution des facteurs de production :

$$\Delta \ln(VA_{it}/L_{it}) - [1 - 1/2(\alpha_{it} + \alpha_{jt-j})]^* \Delta \ln(K_{it}/L_{it}), \text{ avec } i \text{ entreprise, } t, \text{ année, } j \text{ secteur.}$$

Les bases de données d'entreprises sont susceptibles de contenir des valeurs aberrantes compte tenu du grand nombre d'observations et du mode de collecte. Pour éviter de créer des distorsions sur les estimations, les variables extrêmes ont été enlevées selon le critère suivant : si la valeur en log d'une variable (PGF, PT, ...) excède la valeur du troisième quartile plus trois fois l'écart interquartile ou est inférieure à la valeur du premier quartile moins trois fois l'écart interquartile (Méthode de Tukey recommandée par Kremp, 1995).

La vitesse de convergence peut dépendre du niveau de productivité de façon non linéaire, contrairement à ce qui a été supposé jusqu'ici (cf. encadré 2, équation 1). Pour savoir si c'est effectivement le cas, nous examinons la matrice de transition entre décile des entreprises d'une année sur l'autre (cf. annexe 2). Celle-ci reporte la répartition des entreprises par décile de productivité entre une année (en ligne) et la suivante (en colonne).

Cette matrice fait apparaître une certaine inertie de l'appartenance aux déciles de productivité, puisque près de 70 % des entreprises restent dans leur décile ou passent dans un décile immédiatement adjacent. Cette inertie est plus forte pour la PGF que pour la productivité du travail (cf. tableau 1) : la part des entreprises restant dans le même décile pendant deux années successives (la diagonale du tableau) étant systématiquement supérieure pour la PGF, à la seule exception des 9^e et 10^e déciles. Mais surtout, le mode de convergence est différent entre productivité du travail et PGF : la convergence s'effectue « par le bas », par un rattrapage des firmes les moins productives, pour la productivité du travail. Pour la PGF, elle s'effectue « par le haut », en raison d'un retour à la moyenne des firmes les plus productives. En effet, en moyenne sur l'ensemble de la période, 62 % des entreprises qui étaient dans le 1^{er} décile de productivité du travail une année le restaient l'année suivante, contre 82 % pour la PGF.

Une autre façon de quantifier ce fait stylisé consiste à expliquer, à l'intérieur de chaque décile de productivité, la croissance de la pro-

ductivité entre une année $t-1$ et une année t par le niveau de la productivité en $t-1$. Les coefficients de convergence β par décile (équation 3 de l'encadré 2) sont ainsi estimés séparément sur les entreprises de chaque décile. La relation entre vitesse de croissance de la productivité et niveau de productivité analysée décile par décile confirme le constat précédent (cf. tableau 2) (5) :

- pour la productivité du travail, la vitesse de convergence se réduit avec le niveau de productivité en trois paliers, le coefficient du premier décile étant le plus faible (- 0,18, estimé par la méthode des Moindres Carrés Généralisés, MCG, soit une forte convergence), puis les cinq suivants se situant autour de - 0,13 et les quatre derniers autour de - 0,07 ;

- pour la PGF, la vitesse de convergence augmente de façon quasi-linéaire avec les déciles de productivité plus élevée, les entreprises étant donc relativement plus pénalisées en termes de croissance de la PGF quand elles ont une productivité plus forte (coefficients β en MCG de plus en plus négatifs, allant de - 0,03 pour le 1^{er} décile à - 0,11 pour le 10^e).

Ceci suggère que le processus de convergence pour la productivité du travail intervient principalement au travers d'une augmentation relative de l'intensité capitalistique : les entreprises les moins productives rattrapent les autres en inves-

5. L'estimation en MMG pour la productivité du travail ne donne pas de résultats significatifs pour les déciles 5, 6 et 7, en raison de difficultés d'instrumentation des termes d'interaction décile-productivité.

Tableau 1
Modèle de convergence simple

	Variable dépendante			
	$\Delta \log$ PGF	$\Delta \log$ PT	$\Delta \log$ PGF	$\Delta \log$ PT
Échantillon	complet	complet	cylindré	cylindré
Méthode d'estimation	MMG	MMG	MMG	MMG
Constante	0,0684***	0,0246***	0,0847***	0,0298***
Niveau retardé de PGF/PT	- 0,184***	- 0,203***	- 0,182***	- 0,226***
Nombre d'observations	892 287	968 583	356 674	429 357
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,502	0,730	0,0819	0,154

Lecture : la PGF est la productivité globale des facteurs ; la PT est la productivité du travail (centrées sur l'année-secteur). Estimations de l'équation 1 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. La croissance de la productivité d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera inférieure de 0,18 point par an. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (nombre de retards, variables d'export par exemple) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle. * : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.
Source : FiBEn, Banque de France

tissant en capital physique ou en restreignant leurs embauches. Pour la PGF, en revanche, comme le montre les régressions sur un an ou cinq ans (cf. annexe 1), il apparaît difficile de rester à la frontière technologique.

Baisse de la vitesse de convergence et augmentation de la dispersion

Entre 1992 et 2004, la vitesse de convergence de la productivité se réduit et les indicateurs de dispersion augmentent (cf. graphique I). Ce constat est robuste à l'utilisation de l'échantillon cylindré et, pour la dispersion de la productivité, au choix des indicateurs (écart-type ou écart interquartile/inter-décile sur médiane). Après une période de relative stabilité dans les années 1990, l'augmentation de la dispersion a été particulièrement marquée à partir de 2000.

L'estimation de la β -convergence année par année (équation 1, encadré 2) indique une diminution de la vitesse de convergence dans les années 1990 (cf. graphique II). Pour la productivité du travail, elle s'effectue néanmoins de façon progressive au cours des années 1990, avec un minimum en 2000. En même temps la diminution de la PGF

se poursuit. Ce constat apparaît robuste au passage sur échantillon cylindré ainsi qu'aux différentes méthodes d'estimation : MCG, Méthode des Moments Généralisés (MMG), ou corrélation de rang de Spearman.

La réduction de la vitesse de convergence résulte de la performance des firmes les plus productives

En décomposant le processus de convergence par année et par décile de productivité (équation 2, encadré 2), on peut déterminer que la réduction de la vitesse de convergence provient d'une accélération relative de la productivité des firmes les plus productives (10^e décile) par rapport à l'ensemble des autres firmes (cf. graphique III). Le coefficient Δ représente l'écart moyen de taux de croissance de la productivité d'un décile par rapport au taux de croissance moyen de la productivité des entreprises les plus productives.

Il y a convergence si les coefficients Δ sont positifs et décroissent avec le décile de productivité. On constate que :

- les coefficients Δ_k sont tous positifs et les courbes sont parallèles, témoignant de la conver-

Tableau 2
Modèle de convergence par décile

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Décile 1 (plus faible productivité)	- 0,177***	- 0,199***	- 0,0312***	- 0,150***
Décile 2	- 0,137***	- 0,226***	- 0,0450***	- 0,133***
Décile 3	- 0,126***	- 0,152*	- 0,0290***	- 0,129***
Décile 4	- 0,130***	- 0,333***	- 0,0406***	- 0,168
Décile 5	- 0,150***	- 0,185	- 0,0634***	- 0,144
Décile 6	- 0,140***	0,0849	- 0,0930***	- 0,187
Décile 7	- 0,0562***	0,0567	- 0,0984***	- 0,192**
Décile 8	- 0,0678***	- 0,239***	- 0,101***	- 0,145***
Décile 9	- 0,0706***	- 0,135***	- 0,103***	- 0,204***
Décile 10 (plus forte productivité)	- 0,0697***	- 0,202***	- 0,109***	- 0,225***
Nombre d'observations	1 185 554	790 633	1 082 540	733 472
R ²	0,0491		0,0338	
Test de Sargan-Hansen (P-value)		0,121		0,698

Lecture : estimations de l'équation 3 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Selon la première colonne, la croissance de la productivité d'une entreprise du 5^e décile dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera 0,15 point inférieure par an. Instruments pour les termes d'interaction (variables indicatrices du décile multipliées par niveau de productivité retardé) : deuxième retard de ces termes en différence première et âge de l'entreprise. L'instrumentation de ces termes est difficile ; les résultats en MCG ayant un biais connu (vers les valeurs positives), elles sont plus fiables quant à la tendance des coefficients. Les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle. Le test de Wald amène à rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients entre les dix déciles pour les quatre équations. * : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBE, Banque de France.

gence au sein de l'échantillon (vitesse relative plus élevée des déciles les moins productifs) ;

- l'ensemble des coefficients Δ_k diminuent avec le temps, témoignant d'une accélération relative du seul 10^e décile, le décile de référence.

TIC, mondialisation et concurrence

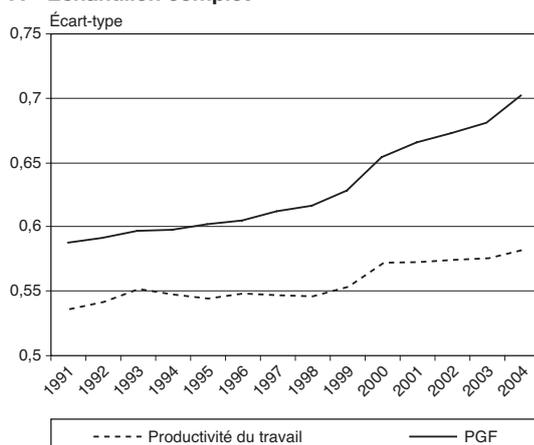
Les évolutions qui ont marqué les années 1990 offrent plusieurs hypothèses pour expliquer les deux derniers faits stylisés, *i.e.* la réduction de la vitesse de convergence due à une accélération relative de la productivité des firmes les plus productives.

Au niveau macroéconomique, les évolutions de la productivité ont été marquées par l'impact des technologies de l'information et de la communication (TIC). Il est possible que les TIC aient bénéficié davantage aux firmes les plus productives, plus aptes à profiter des vagues d'innovations technologiques, bénéficiant d'un niveau de qualification de leurs employés plus élevé, d'une meilleure capacité à se réorganiser, et d'une veille technologique plus performante... On pourrait également penser que de nouveaux entrants, initialement au-dessous de la productivité moyenne de leur secteur, pourraient mieux tirer partie des TIC en raison d'une organisation et d'un stock de capital neufs.

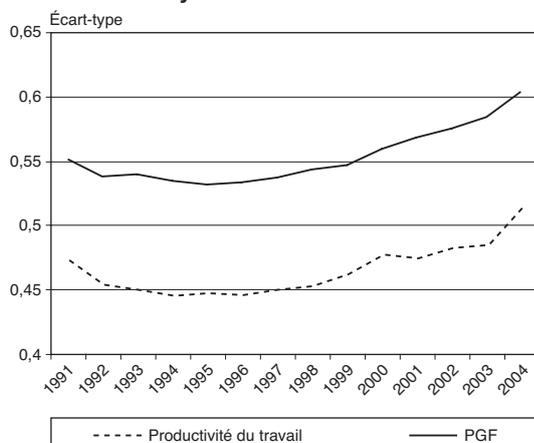
Deuxième hypothèse considérée dans cet article : la mondialisation aurait stimulé la croissance de

Graphique I
Évolution de la dispersion de la productivité

A – Échantillon complet



B – Échantillon cylindré

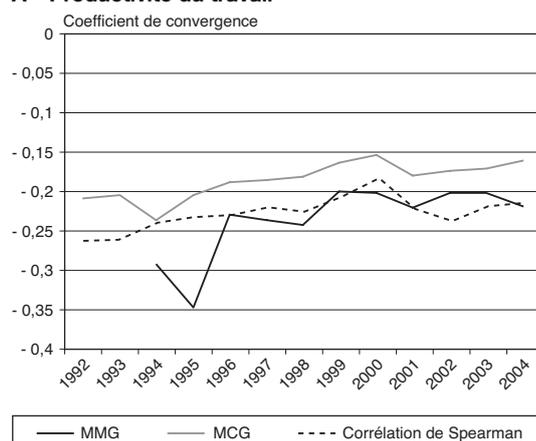


Lecture : l'écart type du log de la productivité du travail (centré par année-secteur) est passé d'une valeur de 0,54 en 1991 à 0,58 en 2004.

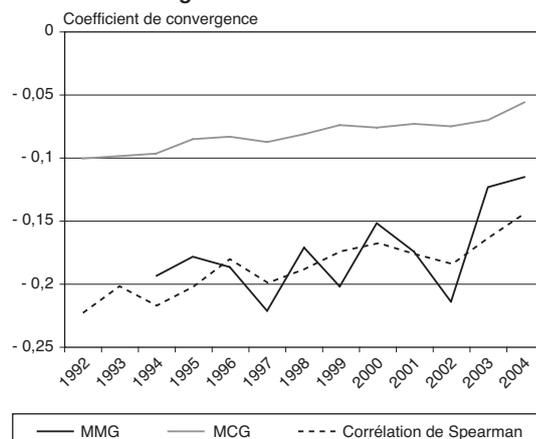
Source : FiBEn, Banque de France.

Graphique II
Évolution de la convergence par année

A – Productivité du travail



B – Productivité globale des facteurs



Lecture : estimation année par année de l'équation (1). La convergence de la productivité du travail estimée par la méthode des moindres carrés est passée de 20 centièmes en 1992 à 15 centièmes en 2004. La prise en compte de l'écart-type de l'estimation du coefficient de convergence ne remet pas en cause le diagnostic de diminution de la vitesse de convergence.

Source : FiBEn, Banque de France.

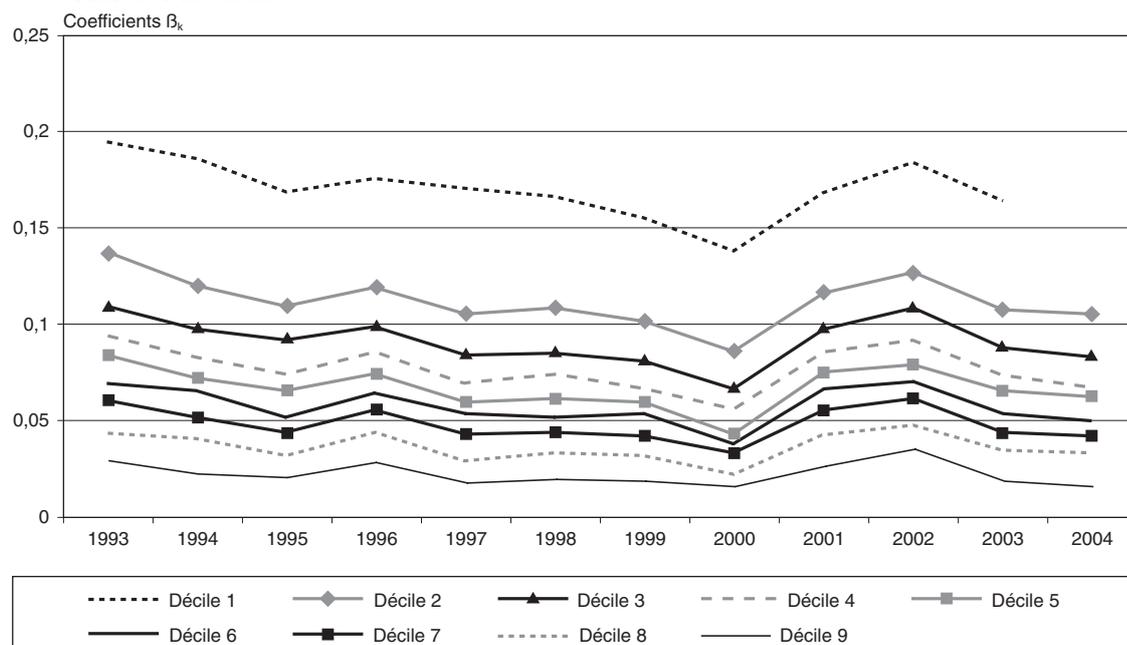
la productivité, au travers d'une croissance forte et prolongée des exportations bénéficiant aux firmes orientées vers les marchés extérieurs. Or, les firmes exportatrices sont également les plus productives (Clerides et Tybout, 1998), en raison des coûts fixes importants liés à l'entrée sur un marché extérieur. La question est de savoir

si, au-delà de cet effet de sélection, il existe un effet favorable de la mondialisation sur la croissance de la productivité.

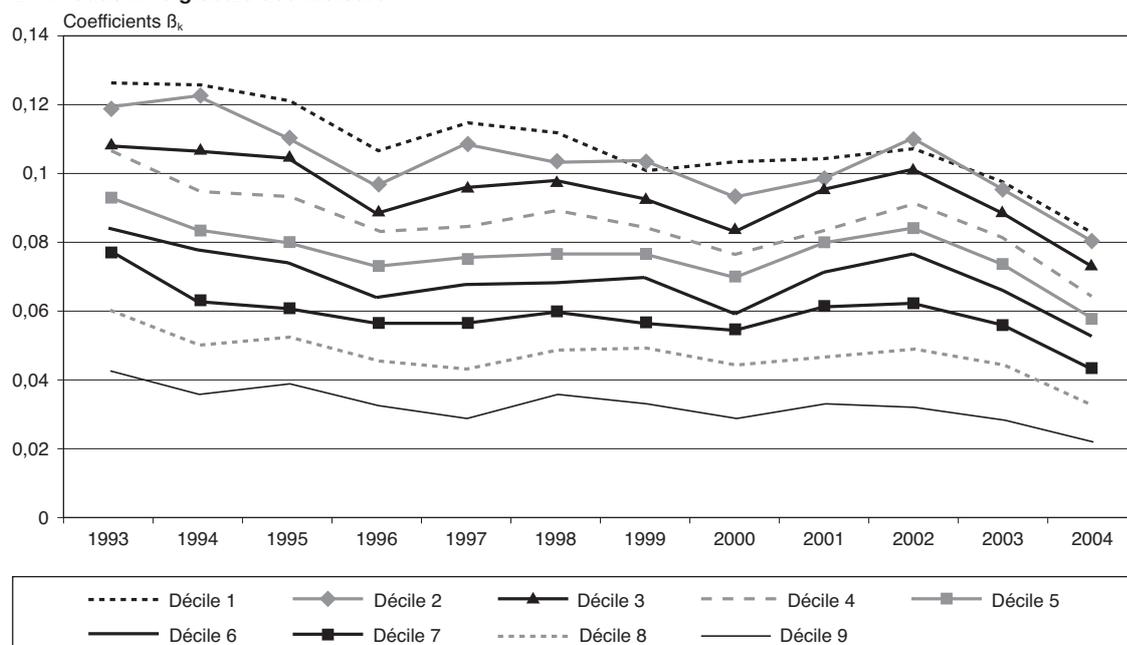
Dernière hypothèse, il est vraisemblable que la concurrence sur le marché des biens se soit accrue dans les années 1990, au travers des politiques de

Graphique III
Évolution de la convergence par année et par décile

A – Productivité du travail



B – Productivité globale des facteurs



Lecture : estimation année par année de l'équation (2). Les coefficients estimés correspondent à la différence entre la croissance moyenne des firmes du décile k et des firmes du 10^e décile. La croissance de la PGF des firmes du premier décile est supérieure de 12 % à la croissance des firmes du 10^e décile en 1992 et de 8 % en 2004.
Source : FiBEn, Banque de France.

déréglementation et d'une ouverture à l'extérieur accrue. L'évolution des indicateurs de réglementation sur le marché des biens de l'OCDE reflète l'impact de ces politiques (Nicoletti et Scarpetta, 2005, sur sept secteurs). Cependant, la littérature théorique n'est pas univoque au sujet de la relation entre concurrence et productivité (cf. *supra*) et on ne saurait donc *a priori* présager de l'impact du renforcement de la concurrence sur la convergence de la productivité.

Technologies de l'information et de la communication (TIC)

En France, les TIC ont joué un rôle majeur dans les évolutions de la productivité pendant les années 1990, à travers l'investissement dans ces biens et services et son impact sur l'intensité capitalistique. Cette *et al.* (2001) ont montré que dans la deuxième partie des années 1990, la contribution du « capital TIC » à la croissance française était plus importante que celle de toutes les autres composantes de l'investissement.

L'étude de l'impact de la diffusion des TIC sur la convergence de la productivité entraîne plusieurs questions. Tout d'abord, la diffusion des TIC est-elle biaisée en faveur des entreprises leaders, en raison du haut niveau de formation de leurs employés, d'une organisation plus réactive ou encore d'une veille technologique plus performante ? Ensuite, est-elle biaisée en faveur des nouveaux entrants, qui échappent aux coûts de restructuration, nécessaires à une firme existante pour bénéficier pleinement des TIC ?

Pour évaluer la diffusion des TIC, nous retenons la part des TIC dans les revenus du capital par secteur, disponible sur la base de données *EU KLEMS* (6) (NACE 52). Cette part est calculée de façon standard comme la somme des parts des ordinateurs, logiciels et équipements de télécommunication. Pour chacune de ces composantes, cette part est le prix de location multiplié par le stock et rapporté au PIB. Le prix de location suit la formule standard de Hall-Jorgenson (1967).

En l'absence de données individuelles, des indicateurs sectoriels sont donc utilisés : ceci limite la portée des conclusions car il n'est alors pas possible de mettre en évidence que les entreprises les plus productives, quel que soit leur secteur, ont adopté des stratégies d'utilisation des TIC. Afin de tester la robustesse de nos résultats à une potentielle endogénéité de cette variable, on utilise également sa valeur sectorielle pour

les États-Unis (cf. annexe 3, tableau A). En effet, la causalité pourrait être inverse : de la productivité des entreprises vers l'utilisation de TIC.

Nous estimons l'équation de convergence (cf. équation 4, encadré 2) :

$$\Delta q_{it} = \beta q_{i(t-1)} + \gamma (q_{i(t-1)} ICT_{j(t-1)}) + \Delta ICT_{j(t-1)} + X_{jt} \varepsilon + uit \quad \text{avec :}$$

- q le log de la productivité du travail ou de la PGF (centré par secteur-année),
- ICT , la part des TIC dans les revenus du capital par secteur,
- X , vecteur de variables indicatrices de l'année, du secteur, de la région,
- i indice de l'entreprise ; j , indice du secteur et t indice de l'année.

δ devrait être positif, une variation positive de la part de capital TIC dans un secteur (7) entraînant une plus forte croissance de la productivité, soit par renforcement de l'intensité capitalistique en TIC, soit par des effets de diffusion liés aux TIC. En revanche, γ pourrait être positif ou négatif : si γ est positif, cela signifie que la diffusion des TIC ralentit la vitesse de convergence de la productivité ; si γ est négatif, le coefficient total du niveau de productivité retardé ($\beta + \gamma ICT$) est plus négatif dans les secteurs ayant une forte part de capital TIC, ce qui indique un renforcement de la convergence.

Les estimations (cf. tableau 3) montrent une relation positive entre la part des TIC et la croissance de la productivité : les firmes appartenant à des sous-secteurs plus intensifs en TIC ont en moyenne une croissance de leur productivité significativement plus forte que les autres entreprises du secteur. Le terme d'interaction est significativement positif : une entreprise plus productive que la moyenne de son secteur croît plus vite si elle appartient à un sous-secteur intensif en TIC. Pour une part moyenne des TIC (12 %), le terme d'interaction réduit la vitesse de convergence de près de moitié pour la productivité du travail (de - 0,9 à - 0,5) et pour la PGF (de - 0,7 à - 0,4). La forte augmentation de la vitesse de convergence par rapport au

6. EU KLEMS est une base de données sectorielles européennes qui rassemble des indicateurs sur la croissance, la productivité, l'emploi, le capital et le changement technologique.

7. Compte tenu de la présence de variables indicatrices sectorielles, on raisonne en variation par rapport à la moyenne du secteur sur l'ensemble de la période.

modèle de convergence simple (de - 0,2 à - 0,9 ; cf. tableau 1) montre que les TIC expliquent une part importante de l'absence de convergence dans certains secteurs.

Ces résultats restent significatifs, quoique plus faibles, quand la part des TIC et le terme d'interaction sont mis en concurrence avec les autres facteurs explicatifs (cf. annexe 3, tableau B). Pour des parts moyennes des trois facteurs explicatifs, les TIC sont le facteur qui a l'impact le plus important sur la convergence, en réduisant de près d'un tiers la vitesse de convergence pour la PGF, comme la productivité du travail.

Pour vérifier si cette réduction de la vitesse de convergence passe par une accélération relative des leaders ou par une décélération relative des retardataires, l'équation suivante est estimée décile par décile de productivité :

$$\Delta q_{it} = \beta q_{i(t-1)} + \Delta ICT_{j(t-1)} + X_{jt} \varepsilon + u_{it}$$

La part des TIC a un impact positif et significatif sur la croissance de la productivité des firmes du décile le plus productif et un impact plus faible, et non significatif, sur la productivité des firmes les moins productives (cf. tableau 4). Cet impact asymétrique est cohérent avec une réduction de la vitesse de convergence liée à la diffusion des TIC qui interviendrait par une accélération relative de la productivité des leaders.

Mondialisation

La croissance rapide des nouveaux marchés des pays émergents et le marché unique européen ont conduit à une forte accélération des exportations : en France, le taux de croissance annuel des exportations est passé de 4,2 % dans les années 1980 à 7,0 % dans les années 1990. Comment cela s'est-il traduit pour la croissance de la productivité et quelles sont les firmes qui en ont bénéficié le plus ?

Certains arguments vont dans le sens d'un impact positif des exportations sur la croissance de la productivité. La présence d'économies d'échelle au niveau d'une entreprise, d'effets d'apprentissage liés à l'entrée sur de nouveaux marchés (8) ou encore d'un effet « cyclique » lié à la croissance plus forte des marchés à l'export que du marché domestique ont permis aux entreprises exportatrices d'opérer à pleine capacité pendant que les autres subissaient le cycle de productivité.

Une relation claire et positive existe entre le niveau de productivité et les exportations sur données d'entreprises. Cependant, il est établi que cette relation est principalement liée à un effet d'auto-sélection (Clerides *et al.*, 1998 ou Bernard et Jensen, 1999) : les entreprises les

8. Cet effet n'est pas forcément pertinent pour l'entrée sur les marchés des pays émergents par des firmes de pays avancés. Néanmoins une part de l'accélération du commerce mondiale provient d'une intensification des échanges entre pays avancés.

Tableau 3
Modèle de convergence avec TIC

	Variable dépendante	
	$\Delta \log \text{PGF}$	$\Delta \log \text{PT}$
Constante	0,231***	0,118**
Niveau de productivité retardé	- 0,708***	- 0,876***
Part des TIC retardée	0,0426***	0,0820***
TIC X Productivité retardée	2,752***	3,430***
Nombre d'observations	583 786	519 107
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,983	0,432

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. La croissance de la PGF d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera inférieure de 0,70 point si elle appartient à un secteur ayant la même part de TIC et de 0,42 point inférieure si elle appartient à un secteur dont la part des TIC retardée est de 10 points de pourcentage supérieure (ce qui est proche de l'écart-type de la part des TIC). Estimation par MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover : instruments pour le niveau de productivité retardé et le terme d'interaction ; 2^e et 3^e retards de ces variables en différence première. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (par exemple, âge des entreprises) et à la méthode d'estimation (MCG, avec un biais connu du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBen, Banque de France.

plus productives sont les seules à pouvoir assumer les coûts fixes liés à l'entrée sur un nouveau marché. La présence résiduelle d'un effet d'apprentissage lié à l'export est l'objet d'un débat, mais a été confirmée par des travaux récents (Baldwin et Gu, 2003 ou Lileeva et Trefler, 2007, pour les pays industrialisés).

Si ces deux effets se combinent (auto-sélection et apprentissage par l'exportation), ceci contribuerait à expliquer une réduction de la vitesse de convergence liée à une accélération relative de la productivité des leaders.

Les résultats d'estimations (équation 4, encadré 2) avec la part des exportations dans la valeur ajoutée par secteur (NES 36) comme variable z_{it} (cf. tableau 5) montrent une relation positive entre indicateurs d'exportation et croissance de la productivité. Si on considère que les exportations sont le fait des entreprises les plus productives, cet impact positif tend à étayer l'intuition de départ selon laquelle la mondialisation ralentit le processus de convergence.

Compte tenu de sa corrélation avec le niveau de productivité et la variable d'exportation, il est difficile d'obtenir un coefficient significatif pour le terme d'interaction, qui est lui-même délicat à utiliser. Cette variable tend à réduire légèrement la vitesse de convergence : pour les entreprises

se situant à la moyenne du taux d'exportation, le terme d'interaction augmente le coefficient de convergence de 0,02 sur - 0,19 (cf. tableau 5) pour la productivité du travail ou la PGF. Mis en concurrence avec les autres facteurs explicatifs (cf. annexe 3, tableau B), le coefficient du terme d'interaction reste positif et significatif. Pour une valeur moyenne de la part d'exportation, l'impact est plus faible que celui des TIC sur la vitesse de convergence, mais comparable à celui de la concurrence.

Au niveau de l'entreprise, la base *FiBE*n enregistre la part des ventes faite à l'étranger. Cette donnée est pertinente mais elle est susceptible d'être endogène (9). On utilise ainsi la part moyenne des exportations par entreprise sur l'ensemble de la période et une variable indicatrice pour les entreprises réalisant plus de 25 % de leur chiffre d'affaires à l'étranger.

Ceci nous permet de reprendre l'équation (équation 4 de l'encadré 2) sans terme d'interaction $q_{i(t-1)}z_{i(t-1)}$ et de l'estimer décile par décile (cf. tableau 6). Nous trouvons un impact légèrement positif des variables d'exportation sur la croissance de la productivité des entreprises

9. On peut également s'interroger sur la qualité des données d'exportations qui pourraient être mal renseignées (notamment pour la distinction entre donnée non disponible et donnée nulle). Pour tester la robustesse de ces résultats, les estimations ont été également effectuées avec succès sur les seuls exportateurs.

Tableau 4
Coefficient des TIC par décile

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Décile 1 (plus faible productivité)	0,0134	0,0153	0,0486**	0,0862
Décile 2	- 0,00442	- 0,00175	0,00225	0,0590
Décile 3	- 0,00401	- 0,00659*	0,00383	0,0114
Décile 4	0,00133	0,00351	0,00131	0,0411
Décile 5	0,00104	0,000279	0,00112	0,0625*
Décile 6	0,00139	0,00117	0,00354	0,0385
Décile 7	0,00409	0,00617*	0,00260	0,108***
Décile 8	0,00527	0,00418	0,00472	0,107***
Décile 9	0,0109*	0,00709	- 0,000318	0,120***
Décile 10 (plus forte productivité)	0,0420**	0,0734**	0,0548***	0,162***

Lecture : estimations par MCG et MMG sur chacun des déciles avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Selon la dernière colonne, une augmentation de la part des TIC de la moyenne au niveau du secteur le plus intensif en TIC n'augmente pas significativement le taux de croissance annuel de la productivité si les entreprises appartiennent au 1^{er} décile de productivité et l'augmente de 0,1 point si elles appartiennent au 10^e décile. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests *F* de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBE*n*, Banque de France.

leaders. L'impact de ces variables apparaît en revanche légèrement négatif sur la croissance de la productivité des entreprises les moins productives.

Ceci peut être expliqué par le fait que les variables de productivité sont centrées sur le secteur (et sur l'année). Les entreprises exportatrices des plus faibles déciles de productivité se concen-

trant dans des secteurs constitués largement d'exportateurs, la croissance de leur productivité relativement à la moyenne de leur secteur ne bénéficie pas spécifiquement des exportations. Ces deux effets combinés, impact positif sur la croissance de la productivité des plus productifs et négatif sur celle des moins productifs, contribuent donc à réduire la convergence de la productivité.

Tableau 5
Modèle de convergence avec indicateur d'export

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Constante	- 0,037***	- 0,033***	0,002	0,0531***
Niveau de productivité retardé	- 0,102***	- 0,188***	- 0,0577***	- 0,187***
Part des exports NES36 retardée	0,163***	0,157***	0,0688***	0,0604***
Interaction export-productivité	0,00566***	0,0493***	0,00376***	0,0350**
Nombre d'observations	1 170 870	633 077	1 062 235	713 678
R ²	0,04		0,03	
Test de Sargan-Hansen (P-value)		0,00		0,111

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, la région, estimation par MCG et par MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover. Selon la dernière colonne, la croissance de la PGF d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieure de 1 % à une autre sera inférieure de 0,19 point si elle appartient à un secteur ayant la même part d'export et de 0,15 point inférieure si elle appartient à un secteur dont la part des exports retardée est supérieure à hauteur d'un écart type (0,4). Instruments pour le niveau de productivité retardé et le terme d'interaction : deuxième (troisième pour la productivité du travail) retard de la productivité et du terme d'interaction en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les estimations sont robustes au changement d'instruments (par exemple changement du nombre de retards) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle pour la productivité du travail. * : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.

Tableau 6
Coefficient des variables d'export par décile

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Variables d'exportation	Part des exports	Variable indicatrice exportateur	Part des exports	Variable indicatrice exportateur
Décile 1 (plus faible productivité)	- 0,0716***	- 0,0289***	- 0,0593***	- 0,0277***
Décile 2	- 0,00516**	- 0,00189**	- 0,00803***	- 0,00251**
Décile 3	0,00192	0,000494	- 0,00472***	- 0,00155*
Décile 4	0,00175*	0,000486	- 0,000708	- 0,000586
Décile 5	0,00252***	0,000846*	- 0,00198*	- 0,000564
Décile 6	0,00166*	0,000969**	0,00055	0,0000212
Décile 7	0,00224**	0,000394	- 0,000511	- 0,000374
Décile 8	0,00440***	0,00178***	0,000546	0,0000935
Décile 9	0,0108***	0,00452***	0,00516**	0,00176
Décile 10 (plus forte productivité)	0,0510***	0,0225***	0,0719***	0,0281***

Lecture : estimations par MMG sur chacun des déciles avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Selon la dernière colonne, une augmentation de la part des exports d'une entreprise à hauteur d'un écart-type augmente le taux de croissance de la productivité de 0,01 point si cette entreprise appartient au 10^e décile de productivité et le diminue de 0,01 point si elle appartient au 1^{er} décile. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle. * : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.

Concurrence

Quoique la littérature théorique ne soit pas univoque, un impact positif de la concurrence sur la productivité a été mis en évidence par plusieurs travaux empiriques sur données d'entreprises britanniques (cf. Nickell, 1996). Cependant, nous n'avons pas d'*a priori* concernant l'impact de la concurrence sur la convergence.

On estime l'équation de convergence avec pour terme d'interaction le produit indicateur de concurrence-niveau de productivité (cf. tableau 7). Un indice de Lerner est utilisé comme indicateur de l'intensité de la concurrence (cf. encadré 4). Un indice de Lerner élevé indique un degré de concurrence faible.

L'impact direct de l'indice de Lerner retardé sur la croissance de la productivité est négatif pour la productivité du travail (plus de concurrence accélère la croissance de la productivité du travail) mais positif pour la PGF. Ce résultat est robuste à la méthode d'estimation utilisée (MCG ou MMG), sur l'échantillon cylindré ou complet et au changement d'instruments ou de contrôle (cf. annexe 3, tableau C). En revanche, en cas d'inclusion de l'ensemble des déterminants utilisés dans cette étude (cf. annexe 3, tableau B), l'impact direct de l'indice de Lerner n'est plus significatif pour la productivité du travail en MMG (mais il reste significatif et de même signe en MCG) et il est plus faiblement positif pour la PGF.

La pression concurrentielle entraînerait donc un renforcement de l'intensité capitalistique,

au travers d'investissement en capital ou de restriction de l'embauche, mais n'entraînerait pas d'amélioration du processus de production ou de l'innovation.

Ce résultat entre en conflit avec les résultats sur données britanniques de Nickell (1996) qui a testé l'impact des rentes sur la PGF. Les indicateurs de rentes utilisés par Nickell sont cependant individuels, en moyenne sur la période, et non en moyenne sur un secteur comme ici. Une moyenne par secteur a été utilisée dans cette étude par crainte de problème d'endogénéité sur la variable individuelle. Les données par secteurs sont par ailleurs disponibles à un niveau assez fin (NES 114). En utilisant les indices de Lerner au niveau individuel, on retrouve néanmoins le résultat de Nickell pour la PGF. Ceci signifie que la dispersion des indices de Lerner est élevée au sein des secteurs. Cela correspond soit à des différences dans les marchés où opèrent les firmes d'un même secteur, différences de qualité ou bien encore géographiques, soit à des différences de rentabilité des firmes opérant sur un même marché, liées à leurs performances. Dans le premier cas, l'approche de Nickell est la plus pertinente ; dans le second, l'approche sectorielle garde toute sa validité.

Le coefficient du terme d'interaction est négatif : un renforcement de la concurrence (une baisse de l'indice de Lerner) entraîne une baisse de la convergence. Cet effet est significatif mais limité : pour les secteurs les plus compétitifs (1^{er} décile de l'indice de Lerner), la vitesse de convergence est réduite de 40 % (β corrigé du

Tableau 7
Modèle de convergence avec concurrence

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Constante	0,00838**	0,0177***	0,0965***	0,0323***
Niveau de productivité retardé	- 0,217***	- 0,214***	- 0,191***	- 0,180***
Indice de Lerner retardé	- 0,278***	- 0,139***	0,668***	0,0915***
Interaction Lerner-Productivité retardé	- 1,996***	- 1,959***	- 2,092***	- 1,951***
Indicatrice sectorielle	OUI	NON	OUI	NON
Nombre d'observations	780 444	780 444	714 616	714 616
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,379	0,273	0,75	0,841

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, la région, estimation par MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover. Selon la dernière colonne, la croissance de la PGF d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera inférieure de 0,18 point si elle appartient à un secteur ayant le même indice de Lerner et de 0,29 point inférieure si elle appartient à un secteur dont l'indice de Lerner retardé est de 10 points de pourcentage supérieur. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les estimations sont robustes au changement d'instruments (par exemple variables d'exports) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais connu du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle. $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.
Source : FiBE, Banque de France.

terme d'interaction de - 0,1 au lieu de - 0,18). Dans l'estimation reprenant l'ensemble des facteurs explicatifs (cf. annexe 3, tableau B), le terme d'interaction reste significatif et de même signe. Pour une valeur moyenne de l'indice de Lerner, l'impact sur la convergence est plus faible que celui des TIC, mais comparable à celui des exportations.

Ce résultat est conforté par l'estimation de l'équation sans terme d'interaction, et décile par décile (cf. tableau 8), ce qui donne une indication intéressante sur la manière dont la concurrence agit au niveau agrégé. L'intensité de la concurrence a un impact positif sur les firmes les plus productives et négatif sur les retardataires, pour la productivité du travail comme pour la PGF. Ce résultat est robuste à la méthode d'estimation et l'échantillon utilisé (cf. annexe 4). Il peut s'interpréter en étendant le modèle d'Aghion *et al.* (2005), qui portait sur les investissements en R&D, à l'ensemble des investissements en productivité : la concurrence pèse sur la rémunéra-

tion que tirent les retardataires de leur investissement en abaissant le profit moyen du secteur, tandis que les leaders sont incités à investir et à innover pour échapper à la concurrence.

Dans ces estimations, la concurrence pèse ainsi sur la convergence. Le modèle de Scharfstein (1988) offre une explication théorique à cette relation : la concurrence réduit les incitations des retardataires à converger et stimule la productivité des leaders.

Par ailleurs, l'intensité de la concurrence a également un effet sur le processus d'entrée-sortie et de réallocation des parts de marché qui constituent les autres composantes de la dynamique de la productivité au niveau macroéconomique (Foster *et al.*, 1998). Or, les résultats des estimations présentées portent sur la dynamique intra-firme et non pas sur ces deux composantes qui peuvent également jouer sur le rapport entre intensité de la concurrence et évolution macroéconomique de la productivité.

Encadré 4

LES MESURES DE LA CONCURRENCE

La mesure de la concurrence soulève des difficultés particulièrement importantes. Tout d'abord, la concurrence à laquelle est soumise une entreprise est endogène à son comportement : un comportement stratégique (différentiation des produits, menace liée à d'importantes capacités de production inutilisées...) peut réduire *ex post* la concurrence. Par ailleurs, concurrence et structures de marché sont dans une relation dynamique : une forte concurrence peut conduire à la survie d'un nombre réduit d'entreprises très productives.

Les indicateurs basés sur la seule structure de marché (indice de concentration comme l'indice Herfindahl ou part de marché) sont donc à la fois endogènes et soumis aux difficultés d'isoler le marché sur lequel une firme opère (prise en compte de la dimension internationale, difficulté de saisir un « marché » à partir d'indicateurs sectoriels).

Les indicateurs basés sur la notion de rentes seront préférés dans cette étude, comme dans Aghion *et al.* (2005). Dans le cadre d'une concurrence pure et parfaite, les rentes devraient disparaître. L'existence de rentes témoigne donc d'une concurrence insuffisante, potentielle ou effective, qui peut avoir pour origine la réglementation, la nature de la production (théorie du monopole naturel) ou bien encore une innovation conférant provisoirement un pouvoir de monopole.

L'indice de Lerner rapporte les prix aux coûts marginaux. Les prix et les coûts marginaux n'étant pas observables directement, l'indice de Lerner est appro-

ché par le rapport des revenus aux coûts moyens. Les coûts enregistrés dans le compte de résultat dépendant de la structure financière de l'entreprise, les coûts moyens sont calculés sur la base du stock de capital estimé et des stocks. Du côté des revenus, les rentes peuvent être capturées par les salariés comme par les actionnaires. En l'absence d'une connaissance appropriée de la structure par qualification de l'entreprise permettant de déterminer une masse salariale de marché, deux choix sont possibles : utiliser la valeur ajoutée, ce qui revient à considérer que tous les salaires sont des rentes ou utiliser le résultat d'exploitation, ce qui revient à considérer que toutes les rentes reviennent aux actionnaires. Les deux mesures ayant été testées et conduisant à des résultats similaires, nous présentons ici les seuls résultats basés sur le résultat d'exploitation.

L'indice de Lerner utilisé dans cette étude prend la forme suivante :

$$IL_{it} = \frac{RE_{it} - \alpha_t(K_{it} + S_{it})}{V_{it}}$$

avec IL , indice de Lerner, RE , résultat d'exploitation (excluant la dépréciation du stock de capital), K , le stock de capital, S , les stocks, V , les ventes totales et α le coût moyen du stock de capital calculé sur la base de l'échantillon (7,2 % en moyenne sur l'ensemble de la période). Une moyenne non pondérée par secteur NES 114 est utilisée ici, les équations étant elles-mêmes non pondérées.

Quoique ces résultats présentent principalement un effet de coupe, ils pourraient également donner une justification au ralentissement de la convergence observé dans les années 1990, car l'intensité de la concurrence sur le marché des biens s'est accrue dans la plupart des secteurs avec l'ouverture de l'économie sur l'extérieur et la déréglementation de certains d'entre eux.

* *
*

Il convient de rappeler les limites des conclusions que l'on peut tirer de cette étude : elles tiennent à la difficulté de distinguer convergence et phénomène statistique de retour à la moyenne, à l'impact de la démographie d'entreprises et à l'endogénéité potentielle des facteurs d'explication avancés.

Plusieurs faits stylisés se dégagent cependant : une convergence de la productivité qui confirme les articles précédents sur ce thème, plus forte pour la productivité du travail que pour la productivité globale des facteurs. Par ailleurs, la convergence s'opère par un rattrapage des moins productifs pour la productivité du travail et par un retour à la moyenne des plus productives pour la PGF.

En termes d'évolution, au cours des années 1990, on observe une réduction de la convergence due à une accélération relative de la productivité des entreprises les plus productives. Plusieurs éléments permettent de l'expliquer. Les technologies de l'information et de la communication auraient plus profité aux entreprises leaders, en raison par exemple de la qualification plus élevée de leurs salariés. L'accélération des exportations, avec la mondialisation, aurait également davantage bénéficié aux entreprises leaders, qui constituent une plus forte proportion des exportateurs. Enfin, si l'on retient l'interprétation théorique des résultats empiriques de Scharfstein (1988), l'intensité de la concurrence, qui s'est accrue dans les années 1990 pour la plupart des secteurs, notamment ceux exposés à la concurrence internationale, tend à stimuler la productivité des entreprises leaders et à réduire les incitations à converger pour les entreprises retardataires.

D'autres éléments d'explication pourraient sans doute être avancés. Le développement des marchés financiers pourrait n'avoir profité qu'aux entreprises les plus productives. La politique de l'emploi, notamment les réductions de cotisations sociales au niveau du SMIC, ont conduit à une certaine substitution du travail au capital, ou du travail non qualifié au travail qualifié (cf. Crépon et Desplatz, 2001), et ont pu peser plus fortement sur la convergence des entreprises les

Tableau 8
Coefficient de l'indice de Lerner par décile

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Décile 1 (plus faible productivité)	0,442***	0,413***	0,265***	0,831***
Décile 2	- 0,00664	- 0,0184	0,151***	0,187***
Décile 3	- 0,0108	- 0,00919	0,0513**	0,0871***
Décile 4	- 0,00206	- 0,00776	0,0280*	0,0186
Décile 5	- 0,00204	0,00662	0,0177	0,0181
Décile 6	0,0115	0,00893	0,0170	0,0266*
Décile 7	0,00948	- 0,000324	0,0140	0,0120
Décile 8	- 0,0155	- 0,0195	0,00877	- 0,0151
Décile 9	- 0,00731	- 0,0135	0,0154	0,0197
Décile 10 (plus forte productivité)	- 0,112*	- 0,305***	- 0,111	- 0,201***

Lecture : estimations par MCG et MMG sur chacun des déciles avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Selon la dernière colonne, une augmentation de l'indice de Lerner de 10 points de pourcentage réduit le taux de croissance de la productivité de 0,02 point si ces entreprises appartiennent au 10^e décile de productivité et l'augmente de 0,08 point si elles appartiennent au 1^{er} décile. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle. $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.
Période d'estimation : 1992-2004.
Source : FiBEn, Banque de France.

moins productives compte tenu de leur structure de qualification.

Au-delà d'un éclairage sur la vitesse de convergence de la productivité dans les années 1990,

un autre intérêt de cette étude a été de montrer que l'impact macro-économique de certains déterminants de la productivité peut être complexe car différencié en fonction du niveau de productivité des entreprises. □

BIBLIOGRAPHIE

Aghion P., Bloom N., Blundell R., et Howitt P. (2005), « Competition and innovation: an inverted U relationship », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, n° 2, pp. 701-728.

Ahn S. (2002), « Competition, Innovation and Productivity Growth: a Review of Theory and Evidence », *OECD Economics Department Working Paper*, n° 317, OECD Publishing : doi :10.1787/182144868160.

Arellano M. et Bond S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application of Employment Equations », *Review of Economic Studies*, n° 58, pp. 277-297.

Arellano M. et Bover O. (1995), Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models, *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, pp. 29-51.

Baily M. Hulten C. et Campbell D. (1992), « Productivity Dynamics in Manufacturing Plants », *Brookings Papers on Economic Activity : Microeconomics 2*, pp. 187-249.

Barro R.J. (1991), « Economic Growth in a Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n° 2, pp. 407-443.

Baldwin J.R. et Gu W. (2003), « Participation in Export Markets and Productivity Performance in Canadian Manufacturing », *Canadian Journal of Economics*, n° 36, vol. 3, pp. 634-657.

Bernard A.B. et Jensen J.B. (1999), « Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both ? », *Journal of International Economics*, n° 47, vol. 1, pp. 1-25.

Blundell R. et Bond S. (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, n° 87, pp. 115-143.

Bond S., Elston J., Mairesse J., Mulkay B. (1997), « Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the U.K: a Comparison Using Company Panel Data », *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 5900.

Cette G., Mairesse J. et Kocoglu Y. (2001), « La contribution des technologies de l'information et de la communication à la croissance française », *Bulletin de la Banque de France*, n° 89.

Clerides S., Lach S., and Tybout J.R. (1998), « Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco », *Quarterly Journal of Economics*, n° 113, vol. 3, pp. 903-947.

Crépon B. et Duhautois R. (2004), « Ralentissement de la productivité et réallocation d'emplois : deux régimes de la croissance », *Économie et Statistique*, n° 367.

Crépon B. et Desplatz R. (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348.

Foster L., Haltiwanger J.C. et Krizan C.J. (1998), « Aggregate Productivity Growth : Lessons from Microeconomic Evidence », *Eastern Economic Journal, NBER Working Paper*, n° 6803.

Griffith R., Redding S. et Simpson H. (2002), « Productivity Convergence and Foreign Ownership at the Establishment Level », *Institute for Fiscal Studies, Working Paper*, n° 02/22.

Griffith R., Haskel J. et Neely A. (2007), « Why is Productivity so Dispersed ? », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 22, n° 4, pp. 513-525.

Holmström B. (1982), « Managerial Incentives Problems-A Dynamic Perspective », republié dans *la Review of Economics Studies*, n° 66, 1999.

Kremp E. (1995), « Nettoyage de fichiers dans le cas de données individuelles, Recherche de la cohérence transversale », *Économie et prévision*, pp. 171–193.

Hall R.E. et Jorgenson D. (1967), « Tax Policy and Investment Behavior », *American Economic Review*, n° 57.

Lileeva A. et Trefler D. (2007), « Improved Access to Foreign Markets Raises Plant-Level Productivity... for some Plants », *NBER Working Paper*, n° 13297, National Bureau of Economic Research, Inc.

Nickell S.J. (1996), « Competition and Corporate Performance », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 4, pp. 724-46.

Nickell S.J, D. Nicolitsas et N. Dryden (1997) « What Makes Firms Perform Well ? », *European Economic Review*, n° 41, pp. 1242-1252.

Nicoletti, G. et Scarpetta S. (2005), « Product Market Reforms and Employment in OECD

Countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 472, OECD Publishing. doi :10.1787/463767160680.

Nishimura K., Nakajima T. et Kiyota K. (2005), Productivity Convergence at the Firm Level, *CIRJE Discussion Paper*.

Oulton N. (1998), « Competition and the Dispersion of Labour Productivity Amongst UK Companies », *Oxford Economic Papers*, vol. 50, pp. 23-38.

Oulton N. (2000), « A Tale of Two Cycles: Closure, Downsizing and Productivity Growth in UK Manufacturing, 1973-89 », *National Institute Economic Review*, n° 173, pp. 66-80.

Scharfstein D. (1988), « Product Market Competition and Managerial Slack », *The RAND Journal of Economics*, vol. 19, n° 1, pp. 147-155.

Willig R. (1987), « Corporate Governance and Market Structure », *Economic Policy in Theory and Practice*, London : Macmillan.

MODÈLE DE CONVERGENCE SIMPLE (ÉQUATION 1)

	Variable dépendante			
	$\Delta^5 \log \text{PGF}$	$\Delta^5 \log \text{PT}$	$\Delta^5 \log \text{PGF}$	$\Delta^5 \log \text{PT}$
Échantillon	complet	complet	cylindré	cylindré
Méthode d'estimation	MMG	MMG	MMG	MMG
Constante	0,345***	0,0751***	0,345***	0
Niveau retardé de 5 ans PGF/PT	- 0,684***	- 0,679***	- 0,687***	-0,688***
Nombre d'observations	130 800	139 768	108 270	115 075
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,156	0,581	0,170	0,187

Lecture : la PGF est la productivité globale des facteurs, la PT est la productivité du travail (centrées sur l'année-secteur). Estimations de l'équation 1 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. La croissance sur cinq ans de la productivité d'une entreprise dont le niveau de PGF initial est supérieur de 1 % à une autre sera de 0,68 point inférieure. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise, les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (variables d'export par exemple) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

** : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.*

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.

MATRICE DE TRANSITION SUR UN AN

A - Productivité du travail

En %

Décile de productivité en n	Décile de productivité en n-1									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	62	20	7	4	2	2	1	1	1	1
2	21	40	21	9	4	2	1	1	1	0
3	7	23	31	20	9	5	2	1	1	0
4	4	10	22	28	20	10	4	2	1	0
5	2	5	11	21	27	19	9	4	1	1
6	2	3	5	11	21	28	20	8	3	1
7	1	1	3	5	10	22	31	20	6	1
8	1	1	1	2	4	9	22	37	19	3
9	1	1	1	1	2	3	7	22	48	15
10	1	0	0	0	0	1	1	4	18	74

Lecture : chaque cellule (x,y) fait apparaître la proportion des entreprises qui étaient dans le décile x l'année n-1 et sont dans le décile y l'année n. Par exemple, 21 % des entreprises qui étaient dans le 1^{er} décile l'année n-1 sont dans le 2^e décile l'année suivante. Si aucune firme ne changeait de décile, on aurait 100 sur la diagonale. Les déciles sont classés du moins productif (1) au plus productif (10). Cette matrice de transition est estimée année après année sur l'ensemble de la période 1991-2004. Les lignes et les colonnes ne somment pas à 100 en raison des arrondis.

Source : FiBEn, Banque de France.

B - Productivité globale des facteurs

En %

Décile de productivité en n	Décile de productivité en n-1									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	82	14	2	1	0	0	0	0	0	0
2	14	58	20	4	2	1	0	0	0	0
3	2	21	45	21	6	2	1	1	0	0
4	1	5	22	38	21	7	3	1	1	0
5	0	2	7	23	34	21	8	3	1	1
6	0	1	3	9	23	33	21	8	3	1
7	0	1	1	3	9	23	34	21	7	1
8	0	0	1	2	4	9	23	37	20	4
9	0	0	0	1	1	3	8	23	47	16
10	0	0	0	0	1	1	2	5	20	71

Lecture : chaque cellule (x,y) fait apparaître la proportion des entreprises qui étaient dans le décile x l'année n-1 et sont dans le décile y l'année n. Par exemple, 14 % des entreprises qui étaient dans le 1^{er} décile l'année n-1 sont dans le 2^e décile l'année suivante. Si aucune firme ne changeait de décile, on aurait 100 sur la diagonale. Les déciles sont classés du moins productif (1) au plus productif (10). Cette matrice de transition est estimée année après année sur l'ensemble de la période 1991-2004. Les lignes et les colonnes ne somment pas à 100 en raison des arrondis.

Source : FiBEn, Banque de France.

MODÈLES DE CONVERGENCE

A - Modèle de convergence avec part des TIC sectoriel américain

	Variable dépendante	
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$
Constante	- 0,184*	0,264***
Niveau de productivité retardé	- 0,881***	- 0,806***
Part des TIC	0,248***	0,120***
Terme d'interaction	2,453***	2,127***
Nombre d'observations	300 674	584 608
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,0742	0,65

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Estimation par MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover. La croissance de la PGF d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera inférieure de 0,8 point si elle appartient à un secteur ayant la même part de TIC et de 0,6 point inférieure si elle appartient à un secteur dont la part des TIC retardée est de 10 points de pourcentage supérieure. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (nombre de retards par exemple) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004

Source : FiBEn, Banque de France.

B - Modèle de convergence avec l'ensemble des déterminants

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Constante	0,150***	0,208***	- 0,0362	- 0,0337
Niveau de productivité retardé	- 0,0758***	- 0,333***	- 0,118***	- 0,367***
Part des TIC retardée	0,0499***	0,0405***	0,0282***	0,0294***
TIC X Productivité retardée	0,0556***	0,833***	0,108***	0,950***
Part des exports NES36 retardée	0,101***	0,0809***	0,151***	0,142***
Interaction export-productivité	0,0107***	0,0613***	0,00322	0,0399**
Indice de Lerner	0,388***	0,274***	- 0,201***	0,00708
Interaction Lerner-Productivité	- 0,448***	- 3,263***	- 0,419***	- 3,469***
Nombre d'observations	870 500	584 608	963 455	640 606
R ²	0,03		0,04	
Test de Sargan-Hansen (P-value)		0,892		0,340

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Estimation par MCG et MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover. Instruments pour le niveau de productivité retardé et les termes d'interaction : retards en différence première et variation retardée de la part des exportations dans le chiffre d'affaires de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (par exemple âge des entreprises) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais connu du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.

C - Modèle de convergence avec concurrence – échantillon cylindré

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Constante	0,0243***	0,0278***	0,0986***	0,0434***
Niveau de productivité retardé	- 0,249***	- 0,246***	- 0,217***	- 0,205***
Indice de Lerner	- 0,195***	- 0,130***	0,480***	- 0,0956**
Interaction Lerner-Productivité	- 3,118***	- 3,041***	- 3,025***	- 2,906***
Indicatrice sectorielle	OUI	NON	OUI	NON
Nombre d'observations	380 267	380 267	356 674	356 674
Test de Sargan-Hansen (P-value)	0,367	0,245	0,578	0,305

Lecture : estimations de l'équation 4 (encadré 2) avec variables indicatrices pour l'année, la région, estimation par MMG selon la méthode développée par Arellano et Bover. Selon la dernière colonne, la croissance de la PGF d'une entreprise dont le niveau de PGF est supérieur de 1 % à une autre sera inférieure de 0,20 point si elle appartient à un secteur ayant le même indice de Lerner et de 0,49 point inférieure si elle appartient à un secteur dont l'indice de Lerner retardé est supérieur de 10 points de pourcentage. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests F de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs. Les estimations sont robustes au changement d'instruments (par exemple âge des entreprises) et de méthode d'estimation (MCG, avec un biais connu du coefficient β vers les valeurs positives) ; les tests de Sargan-Hansen de suridentification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.

ÉCHANTILLON CYLINDRÉ

Coefficient de l'indice de Lerner par décile

	Variable dépendante			
	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PT$	$\Delta \log PGF$	$\Delta \log PGF$
Méthode d'estimation	MCG	MMG	MCG	MMG
Décile 1 (plus faible productivité)	0,442***	0,413***	0,265***	0,831***
Décile 2	- 0,00664	- 0,0184	0,151***	0,187***
Décile 3	- 0,0108	- 0,00919	0,0513**	0,0871***
Décile 4	- 0,00206	- 0,00776	0,0280*	0,0186
Décile 5	- 0,00204	0,00662	0,0177	0,0181
Décile 6	0,0115	0,00893	0,0170	0,0266*
Décile 7	0,00948	- 0,000324	0,0140	0,0120
Décile 8	- 0,0155	- 0,0195	0,00877	- 0,0151
Décile 9	- 0,00731	- 0,0135	0,0154	0,0197
Décile 10 (plus forte productivité)	- 0,112*	- 0,305***	- 0,111	- 0,201***

Lecture : estimations par MCG et MMG sur chacun des déciles avec variables indicatrices pour l'année, le secteur (NES 36), la région. Instruments pour le niveau de productivité retardé : deuxième retard de la productivité en différence première et âge de l'entreprise. Les tests *F* de significativité des instruments des régressions de première étape sont fortement significatifs ; les tests de Sargan-Hansen de sur-identification des instruments ne conduisent pas à rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification du modèle.

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$.

Période d'estimation : 1992-2004.

Source : FiBEn, Banque de France.