

Élasticité de la production au capital informatique : estimations à l'aide de données d'entreprises

Yoann Barbesol*, Thomas Heckel** et Simon Quantin*

Dans le cadre de la comptabilité de la croissance, un paramètre essentiel, l'élasticité de la production au capital informatique, est calibré en utilisant la part de la rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée (Mairesse, Cetto et Kocoglu, 2000). L'objectif du papier est d'estimer économétriquement ce paramètre clé.

Nous utilisons ici des données d'entreprises très riches, issues des déclarations fiscales des Bénéficiaires Réels Normaux et des Déclarations Annuelles de Données Sociales, pour estimer ce paramètre économétriquement. Ces données fournissent, entre autres, des informations sur le stock d'immobilisations corporelles en matériel de bureau, mobilier et informatique. C'est à partir des données sur ce poste des immobilisations qu'est construite notre mesure du capital informatique.

Nos résultats suggèrent une élasticité de la production de 0,9 % au capital informatique, soit significativement supérieure à la part de la rémunération du capital informatique dans la production qui est de 0,5 %. Différents tests de robustesse corroborent ce résultat, dont l'origine semble liée à l'existence probable de rendements excédentaires (« excess return ») du capital informatique, que ne permet pas de mesurer la méthode traditionnelle de la comptabilité de la croissance.

Enfin, utilisant cette mesure de l'élasticité, nous dégagons une estimation de la contribution agrégée du capital informatique à la croissance de la valeur ajoutée de l'ordre de 0,7 %.

* Insee, Département des études économiques d'ensemble, Division Marchés et stratégies d'entreprise.

** Banque de France.

Les Technologies de l'Information et de la Communication (TIC, qui comprennent le matériel informatique, les logiciels, l'électronique de loisirs, les appareils de téléphonie et les services de télécommunications) ont favorisé la croissance économique des décennies précédentes, à travers les forts gains de productivité des secteurs producteurs d'une part, et par leur adoption par les secteurs utilisateurs d'autre part. Ainsi, la part de l'investissement à prix courant des entreprises en TIC a doublé entre 1980 et 2000 en France passant de 6,8 % à 14,4 % (1). Cette évolution couplée à la baisse continue des prix des TIC sur cette même période (15 % par an) révèle ainsi une augmentation considérable en volume de cet actif dans le capital des entreprises. À cet égard, le matériel informatique occupe une place particulière au sein des TIC ; il est celui qui est le plus largement diffusé et utilisé dans l'ensemble de l'économie. L'équipement des entreprises françaises en ordinateur a été très rapide : son investissement a doublé depuis 1980. De plus, presque toutes les entreprises disposent désormais d'une connexion à Internet (en 2003, 99,3 % des entreprises de plus de 250 salariés et 93 % des PME (2)). Et si l'introduction massive des ordinateurs dans l'économie a tardé à se traduire par une augmentation de la productivité, paradoxe statistique remarqué par Robert Solow, les gains ont été mis en évidence par de nombreuses études empiriques (Stiroh, 2002).

Le cadre le plus usuel pour mesurer quantitativement ces effets de l'informatisation est celui de la comptabilité de la croissance ; il permet d'apporter une estimation chiffrée de la contribution de l'accumulation du capital informatique à l'augmentation de la valeur ajoutée, obtenue à partir d'une évaluation de l'élasticité de la valeur ajoutée à ce facteur. Sous une hypothèse de concurrence pure et parfaite, cette élasticité est égale à la part de la rémunération de ce facteur dans la valeur ajoutée (cf. encadré 1). À partir de données microéconomiques agrégées par secteurs d'activités, Crépon et Heckel (2000), par exemple, l'estiment à 0,3 point de croissance par an sur la période 1987-1998.

Un paramètre essentiel de cette contribution, l'élasticité de la valeur ajoutée au capital informatique, est calibré usuellement en utilisant la part de la rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée (Mairesse, Cette et Kocoglu, 2000). Toutefois, des raisons d'ordre théorique, telle l'existence éventuelle de rendements excédentaires du capital informatique ou la pertinence des hypothèses fortes du modèle

de comptabilité de la croissance, peuvent conduire à remettre en cause une telle égalité. En outre, des difficultés techniques, comme la très délicate mesure du coût du capital informatique, entourent d'incertitude la valeur calibrée de l'élasticité.

Dans cet article, nous confrontons donc le calibrage de l'élasticité de la production au capital informatique à son estimation économétrique à partir de données individuelles issues en particulier des déclarations fiscales des Bénéficiaires Réels Normaux. Cette source présente l'intérêt de donner une mesure de l'équipement du matériel informatique provenant directement des déclarations d'entreprises. De nombreuses études microéconomiques récentes, exploitant la disponibilité croissante de ces données, ont déjà confronté ces deux méthodes d'évaluation : on notera en particulier que Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2002) soulignent, au moyen de données individuelles d'entreprises et d'une spécification certes différente de celle de la comptabilité de la croissance, qu'ils ne retrouvent pas cette égalité entre l'élasticité mesurée et sa valeur calibrée ; ils dégagent au contraire une nette supériorité de la première sur la seconde. Des études sur données américaines d'entreprises tendent à confirmer ce résultat (Lichtenberg, 1995 ; Brynjolfsson et Hitt, 2000 ; Stiroh, 2002).

Cet article revient ainsi sur le cas français sur la période 1999-2004. Le champ de notre étude est proche de celui de Crépon et Heckel (2000), et Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2002), puisque, comme eux, nos données proviennent d'un échantillon d'entreprises des secteurs marchands de l'industrie et des services, hors secteurs financiers. Néanmoins, nous utilisons une mesure du capital informatique plus fine, obtenue par la méthode de l'inventaire permanent, qui n'avait pas pu être mise en œuvre par ces différents auteurs. Ces données fournissent entre autres des informations sur les stocks et les flux d'immobilisations corporelles en matériel de bureau, mobilier et informatique. C'est à partir des données sur ce poste des immobilisations qu'est construite notre mesure du capital informatique (voir Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid (2001) pour une utilisation antérieure de ces données). De plus, notre étude s'appuie au total sur un panel d'entreprises plus large que la plupart des travaux sur cette question.

1. Cf. le rapport 2006 du groupe de travail de la Mission Économie Numérique sur les « Impacts macro et microéconomiques des technologies de l'information et de la communication ».
2. Ibid.

L'estimation économétrique de l'élasticité peut cependant elle aussi présenter des biais, du fait de l'endogénéité possible de l'informatisation, et des externalités positives. Des tests de robustesse seront donc nécessaires pour s'assurer de la validité de l'estimation économétrique.

Il faut noter qu'on s'intéresse ici aux seuls gains de l'informatisation dégagés par l'accumulation de capital informatique. Un autre effet sur la

croissance passe directement par le développement rapide des secteurs producteurs de nouvelles technologies (3). Bien que liées, ces deux perspectives sont donc difficiles à appréhender conjointement dans le cadre de la comptabilité de la croissance.

3. Nous renvoyons le lecteur pour une étude plus précise à l'article de Crette, Mairesse et Kocoglu (2000) : « La mesure de l'investissement en technologies de l'information et de la communication : quelques considérations méthodologiques ».

Encadré 1

LE CADRE THÉORIQUE DE LA COMPTABILITÉ DE LA CROISSANCE

La croissance d'une économie, d'un secteur ou d'une entreprise peut être décomposée à partir de la croissance de ces différents facteurs de production. Cette méthode standard formalisée par Solow (1957) est appelée « comptabilité de la croissance ».

Cette approche repose sur une « fonction de production » agrégée $Y_t = PGF_t(N_t, K_t)$ et un ensemble de facteurs de production (le capital K , le travail N) agrégés. La comptabilité de la croissance consiste alors à décomposer la croissance de la valeur ajoutée sur la base de la fonction précédente :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} \approx \frac{\Delta PGF_t}{PGF_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\Delta K_t}{Y_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} \frac{\Delta N_t}{Y_t} \quad (1)$$

$$\approx \frac{\Delta PGF_t}{PGF_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{K_t}{Y_t} \frac{\Delta K_t}{K_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} \frac{N_t}{Y_t} \frac{\Delta N_t}{N_t}$$

$\frac{\Delta PGF_t}{PGF_t}$, communément appelé le résidu de Solow, représente classiquement le progrès technique et constitue un facteur important de croissance de la valeur ajoutée. Ce terme ne nous intéressera pas dans le cadre de cette étude, dans la mesure où l'on ne cherche à évaluer que les bénéfices en terme de croissance liés à l'accumulation du capital, mesurés par $\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{K_t}{Y_t} \frac{\Delta K_t}{K_t}$, à l'exclusion de ceux associés aux gains de productivité dégagés par les entreprises productrices de matériel informatique (captés par le résidu $\frac{\Delta PGF_t}{PGF_t}$), dont l'évaluation à elle-seule demanderait une autre étude.

Sous une hypothèse de concurrence pure et parfaite, le producteur maximise son profit en égalisant la productivité marginale de chacun de ses inputs à leurs coûts.

$$\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \frac{c_t}{P_t} \quad \text{et} \quad \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} = \frac{w_t}{P_t}$$

où c_t est le coût d'usage du capital, w_t le salaire nominal et P_t le prix de production.

Ainsi, en reprenant les notations de (1), les élasticités de la valeur ajoutée au capital et au travail :

$$\pi^c = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{K_t}{Y_t} = \frac{c_t}{P_t} \frac{K_t}{Y_t} \quad \text{correspond à la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée, et}$$

$$\frac{\partial Y_t}{\partial N_t} \frac{N_t}{Y_t} = \frac{w_t}{P_t} \frac{N_t}{Y_t} \quad \text{correspond à la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée.}$$

Ce modèle peut ensuite être adapté en distinguant par exemple plusieurs types de capital, capital informatique d'une part et capital hors informatique d'autre part. De même le facteur travail peut être décomposé en travail qualifié et non qualifié.

Dans une telle décomposition, la contribution du capital informatique à la croissance s'écrira :

$\pi^K \dot{K} / K$ où π^K est la part de la rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée et \dot{K} / K la croissance en volume du capital informatique.

Deux paramètres sont donc essentiels dans la mesure de la contribution du capital informatique à la croissance :

- la croissance en volume du capital informatique
- la part de la rémunération du capital informatique qui est un estimateur de l'élasticité ε^K de la valeur ajoutée au capital informatique sous les hypothèses de la comptabilité de la croissance, comme il vient d'être rappelé plus haut. Cette part de la rémunération du capital informatique est alors dérivée du coût d'usage du capital informatique.
- Ce dernier est calculé avec la formule de Jorgenson :

$$c_K \equiv \left(r + \delta_K - \frac{\Delta p_K}{p_K} \right) p_K \quad (2)$$

- La part π^K s'écrit alors $\pi^K = \frac{c_K K}{p Y}$

avec r le taux d'emprunt, δ_K le taux de dépréciation du capital informatique et p_K son déflateur.

L'élasticité de la production au capital informatique est un paramètre essentiel de la comptabilité de la croissance

L'analyse de l'impact de l'informatisation des entreprises sur la croissance a souvent reposé sur l'utilisation de la méthode de la comptabilité de la croissance, assise sur l'exploitation des données macroéconomiques annuelles de la comptabilité nationale. La contribution annuelle du capital informatique à la croissance de la valeur ajoutée est évaluée à 0,13 point en France (Mairesse, Cette et Kocoglu, 2000 ; Cette, Kocoglu et Mairesse, 2004) sur la seconde moitié des années 90 et le début des années 2000. Elle doit être rapprochée de la croissance annuelle de la valeur ajoutée sur la même période, soit 2,3 %. À titre de comparaison, la contribution est de 0,5 point aux États-Unis sur une période proche (Oliner et Sichel, 2000, 2002).

Rappelons que l'approche en termes de « comptabilité de la croissance » repose sur une fonction de production agrégée (cf. encadré 1). La croissance peut donc être décomposée selon la part et l'évolution des différents facteurs de production (le travail et les différentes formes de capital). La contribution d'un facteur de production à la croissance est plus précisément égale à la croissance de son volume multipliée par la part de sa rémunération dans la valeur ajoutée. Sous les hypothèses de concurrence pure et parfaite et de rendements constants, cette dernière part est égale à l'élasticité de la valeur ajoutée à ce facteur. La contribution du capital informatique à la croissance s'écrit donc $\pi^K K / K$ avec K / K la croissance du capital informatique et π^K la part de la rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée. Cette dernière correspond à l'élasticité ε^K de la valeur ajoutée au capital informatique.

La croissance du capital informatique a été très rapide depuis les années quatre-vingt-dix : la contribution du capital informatique à la croissance est donc très sensible à la valeur retenue pour l'élasticité ε^K . Mairesse *et al.* (2000) retiennent une valeur de 0,4 % sur la période 1995-1999 à partir d'une évaluation de π^K sur données macro-économiques (4).

Le calibrage classique de l'élasticité au capital informatique est sujet à caution

L'élasticité de la production au capital informatique, est calibrée en utilisant la part de la rémuné-

ration du capital informatique dans la valeur ajoutée. Cette approche soulève plusieurs critiques.

Les premières sont d'ordre technique. Une première difficulté est liée au déflateur du capital informatique, auquel les résultats sur la part de la rémunération du capital informatique sont très sensibles. Pour réaliser le partage volume-prix des investissements en informatique, on utilise le déflateur correspondant de la comptabilité nationale. Ce déflateur est construit à partir d'indices de prix dits hédoniques qui prennent en compte les performances des biens et conduisent, dans le cas des équipements informatiques, à de fortes baisses dans le temps (- 15 % entre 1999 et 2000). L'utilisation de ce déflateur conduit ainsi à une forte croissance du volume de capital informatique et à une contribution significative à la croissance en dépit de la faible part de sa rémunération dans la valeur ajoutée. Mairesse *et al.* (2000) évaluent que la contribution annuelle du capital informatique est fortement sensible au choix du déflateur ; elle passe de 0,13 à 0,04 point sur la période 1995-1999, si on remplace le déflateur du capital informatique par celui du matériel de communication. Les estimations économétriques ne sont, elles, pas impactées par le choix du déflateur, dans la mesure où il est commun à toutes les entreprises ; son effet est capté par les indicatrices temporelles utilisées dans la régression.

La mesure du coût du capital est également difficile. Celui-ci est calculé avec la formule du coût d'usage du capital de Jorgenson. La part de la rémunération s'écrit alors :

$$\pi^K = \frac{c_K K}{pY} \quad \text{avec} \quad c_K \cong \left(r + \delta_K - \frac{\dot{p}_K}{p_K} \right) p_K \quad (1)$$

avec r le taux d'emprunt, δ_K le taux de dépréciation du capital informatique et p_K son déflateur.

Il n'est pas facile de choisir le taux d'emprunt et le taux de dépréciation. Mairesse *et al.* (2000) montrent qu'imposer la somme de la part des rémunérations des facteurs à 1 en dilatant les parts des différentes formes de capital (ce qui revient notamment à faire des hypothèses différentes sur le taux de rendement) change la contribution du capital informatique de 0,13 à

4. La part de la rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée est beaucoup plus forte aux États-Unis qu'en France : 1,7 % sur la période 1996-2001 (Oliner et Sichel, 2002). Cette différence explique largement les différences de contribution dans les deux pays.

0,19 point sur la période 1995-1999. D'où l'intérêt d'une évaluation économétrique, où le paramètre ε^K est identifié en comparant la productivité de différentes entreprises en fonction de leur équipement informatique.

Au-delà de ces problèmes méthodologiques qui soulignent la difficulté de l'exercice du calibrage de cette élasticité, la validité même de cette méthode de mesure est sujette à caution. La formule de la part de la rémunération suppose que l'entreprise puisse acheter et revendre son équipement informatique d'une année sur l'autre, ce que rien ne garantit.

Des critiques portent également sur les hypothèses sous-jacentes. La calibration n'est valable que sous les hypothèses de concurrence parfaite sur le marché des biens et services et sur ceux des facteurs, ou de rendements constants qui peuvent être facilement remises en cause (voir encadré 1). Par ailleurs, elle ne tient pas compte de l'existence probable de rendements excédentaires (« *excess return* ») du capital informatique, mais suppose que les rendements nets de toutes les formes d'équipement correspondent à leurs rendements concurrentiels. Sur données individuelles d'entreprises américaines, Brynjolfsson et Hitt (1995, 2000) ou encore Lichtenberg (1995) ont notamment conclu à l'existence d'un tel « *excess return* » associé à l'usage des technologies de l'information, effet persistant dans la dimension temporelle. Fabrice Gilles et Yannick L'Horty (2005) soulignent qu'en abandonnant la contrainte d'un rendement concurrentiel du capital informatique, il est possible d'expliquer une part plus importante de la croissance.

À l'inverse, certains émettent l'hypothèse que les entreprises peuvent investir massivement dans certaines nouvelles technologies, lorsque leurs potentialités ne sont pas encore bien connues. Dans le cas extrême où elles ne s'en serviraient pas ou peu dans le cadre de leur production, on attribuerait à tort une contribution de ce capital à la croissance de leur production (Gordon, 2000 ; Stiroh, 2002).

Nous proposons donc ici une estimation de l'élasticité de la valeur ajoutée au capital informatique ε^K à l'aide de données individuelles d'entreprises afin de la comparer au rendement concurrentiel du capital informatique, soit la valeur calibrée de l'élasticité. Toutefois, pour estimer cette élasticité à partir de données individuelles, il est nécessaire d'adapter le modèle de la comptabilité au cadre de notre étude microéconomique.

Le cadre théorique de la comptabilité de la croissance adapté au niveau micro-économique

Lorsque l'on utilise une fonction de production agrégée sur l'ensemble de l'économie comme dans le cadre classique de la comptabilité de la croissance, les consommations intermédiaires utilisées pour la production ne sont pas prises en compte. La variable dépendante pertinente est alors la valeur ajoutée. L'hypothèse sous-jacente est que ce qui est une consommation intermédiaire pour une entreprise a été produit par un autre secteur de l'économie, et fait donc partie de la production. On agrège donc la valeur ajoutée, soit la production hors consommations intermédiaires ; utiliser la production « brute » reviendrait en effet à comptabiliser, au moins une partie (selon le degré d'ouverture de l'économie) des consommations intermédiaires deux fois (une fois dans la production de l'industrie utilisatrice et une fois dans la production directe).

Pour notre étude, l'hypothèse de fonction de production n'est plus faite au niveau agrégé, mais au niveau de chaque entreprise. Il est donc nécessaire ici de tenir compte des consommations intermédiaires, et de choisir la production comme variable expliquée. Hulten (1978) propose un modèle de comptabilité de la croissance adapté à ce cadre : il montre en effet comment agréger les comptabilités de la croissance effectuées au niveau de chaque entreprise, en prenant en compte le fait que les consommations intermédiaires des unes proviennent de la production des autres, au moins en partie (cf. remarque plus haut). Sur l'ensemble de l'économie, la contribution du capital informatique est toujours $\pi^K \dot{K} / K$.

Dans ce cadre de comptabilité de la croissance adapté au niveau microéconomique, la variable pertinente n'est pas la production de l'entreprise diminuée de ses consommations intermédiaires, mais sa production au sens large, consommations intermédiaires incluses. On ne parle donc plus de rémunération du capital informatique dans la valeur ajoutée mais de rémunération dans la production. De même que l'on s'intéresse désormais à l'élasticité de la production au capital informatique, et non plus à l'élasticité de la valeur ajoutée à ce capital. Cela ne change pas la pertinence de la comparaison (cf. fin de l'encadré 2). L'élasticité de la production au capital informatique $\overline{\varepsilon}_i^C$ (cf. fin de l'encadré 2) est estimée à l'aide de données individuelles

d'entreprises. Cette estimation est utilisée pour calculer la contribution du capital informatique à la croissance au niveau agrégé.

Des corrélations significatives entre capital informatique et productivité ont été mises en évidence au niveau micro-économique

Notre étude s'inscrit dans un cadre renouvelé de l'étude des relations entre capital informatique et productivité du fait de la disponibilité croissante de données individuelles d'entreprises.

De nombreux travaux sur données micro-économétriques ont montré des corrélations positives significatives entre capital informatique et productivité (Lehr et Lichtenberg, 1999 ; Brynjolfsson et Hitt, 2003).

Il reste néanmoins difficile de tirer des conclusions de ces études en termes de causalité et d'ampleur. Les résultats varient en effet selon la méthode d'estimation choisie. Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid (2001) et Doms, Dunne et Troske (1997) montrent pour la France et les États-Unis que la corrélation entre capital informatique et productivité est significative et positive en niveau, mais non significative en différence. L'explication la plus probable est la présence d'un biais d'effet fixe en niveau. De plus, même en ne retenant que les estimations en différence, aucun consensus ne se dégage. Alors que les deux études précédentes trouvent des corrélations non significatives, Lehr et Lichtenberg (1999), Stolarick (1999) et Brynjolfsson et Hitt (2003) obtiennent pour les États-Unis des corrélations significatives et positives, par ailleurs plus importantes que celles obtenues sur données agrégées.

Encadré 2

ADAPTATION DU CADRE DE LA COMPTABILITÉ DE LA CROISSANCE AU NIVEAU MICROÉCONOMIQUE EN TENANT COMPTE DES CONSOMMATIONS INTERMÉDIAIRES

Trois hypothèses caractérisent la comptabilité de la croissance avec les consommations intermédiaires.

- Premièrement, les facteurs de production de l'entreprise qui produit le bien i sont non seulement les heures travaillées H_i , le capital informatique C_i et le stock de capital correspondant aux autres biens d'équipement O_i , mais aussi des consommations intermédiaires M_{ij} en produit j :

$$Q_i = F_i(\{M_{ij}\}, H_i, C_i, O_i, t) \quad (1)$$

- Par ailleurs, la production Q_i constitue l'ensemble des ressources en bien i ; elle est utilisée pour les emplois finaux Y_i et les consommations intermédiaires de l'ensemble des entreprises $\sum_j M_{j,i}$. L'équilibre

emplois-ressources pour le bien i s'écrit alors :

$$Q_i = Y_i + \sum_j M_{j,i} \quad (2)$$

- Enfin, la production de l'ensemble de l'économie est contrainte par une technologie de production reliant les productions de toutes les entreprises $\{Y_j\}$ à l'ensemble des facteurs de production utilisés ($H = \sum_i H_i$,

$$C = \sum_i C_i \text{ et } O = \sum_i O_i) :$$

$$F(\{Y_j\}, H, C, O, t) = 0 \quad (3)$$

Hulten (1978) montre alors que la croissance de la valeur ajoutée $\frac{\dot{Y}}{Y} = \sum_i \frac{p_i Y_i \dot{Y}_i}{pY Y_i}$ se décompose alors de

la même façon que dans le cadre proposé par Solow (1957) :

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{c_H H \dot{H}}{pY H} + \frac{c_C C \dot{C}}{pY C} + \frac{c_O O \dot{O}}{pY O} + \frac{\dot{A}}{A} \quad (4)$$

$$\text{avec } pY \equiv \sum_j p_j Y_j, \quad pQ \equiv \sum_j p_j Q_j$$

$$\text{et } \frac{\dot{A}}{A} = \frac{pQ}{pY} \sum_i \frac{p_i Q_i \dot{F}_i}{pQ F_i}$$

La contribution du capital informatique à la croissance de la valeur ajoutée peut alors se décomposer et être approximée au premier ordre de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \pi_C \frac{\dot{C}}{C} &= \frac{c_C C \dot{C}}{pY C} = \frac{pQ}{pY} \sum_i \frac{p_i Q_i}{pQ} \times \varepsilon_i^C \times \frac{\dot{C}_i}{C_i} \\ &\approx \frac{pQ}{pY} \times \overline{\varepsilon_i^C} \times \frac{\dot{C}_i}{C_i} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\frac{pQ}{pY} \times \overline{\varepsilon_i^C} \text{ est un estimateur de } \varepsilon^C.$$

A partir de ce dernier résultat, il découle que tester la validité du modèle de la comptabilité de la croissance revient à comparer l'élasticité de la production au capital informatique avec la part de sa rémunération dans la production.

Cet article s'appuie sur cette équivalence pour tester la validité du modèle de la comptabilité de la croissance.

Les estimations en différences ne règlent pas tous les problèmes d'endogénéité. Par construction, elles éliminent un biais fixe dans le temps : certaines entreprises auraient des caractéristiques qui expliqueraient à la fois qu'elles s'équipent plus en matériel informatique, et qu'elles connaissent des gains de productivité. Il est cependant possible que cette endogénéité soit également liée à des effets dynamiques. Par exemple, les entreprises choisissent d'investir dans du matériel informatique suite à un choc positif de productivité. Ce biais pourrait conduire à surestimer l'effet du matériel informatique. À l'inverse, différencier les variables ou calculer l'écart à leur moyenne conduit à ne pas utiliser une part importante de la variance des données et à exacerber le biais d'erreur de mesure vers 0 (Griliches et Mairesse, 1995). L'importance relative de ces deux effets peut expliquer les différences dans les estimations des études citées ci-dessus.

Pour tenir compte de ces biais, nous utilisons dans cette étude des estimations en différence et des estimations dans la dimension intra-indi-

viduelle (*within*). Comme évoqué précédemment, ces méthodes permettent de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle des entreprises fixe dans le temps. Pour traiter du problème de simultanéité « dynamique » évoqué plus haut, nous utilisons le capital informatique de début de période, plutôt que le capital informatique de la période courante. L'hypothèse identifiante est que le capital de début de période n'est pas affecté par les chocs de productivité qui peuvent se produire *par la suite*. Enfin, pour tester de la robustesse de nos résultats, nous mettons en œuvre des procédures de la méthode des moments généralisés (GMM).

Le stock de capital informatique et sa rémunération

Dans cet article, le stock de capital informatique est estimé au niveau individuel à partir de données administratives : les déclarations fiscales au titre du Bénéfice Réel Normal (BRN) et les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) (cf. encadré 3).

Encadré 3

DONNÉES UTILISÉES ET CHAMP D'ÉTUDE

Quel champ d'étude ?

Le champ de cette étude est restreint aux entreprises déclarant un chiffre d'affaire positif, une valeur ajoutée positive et ne travaillant pas dans les secteurs d'activités suivants : les activités financières, les activités immobilières, l'éducation, la santé et actions sociales, les administrations publiques, les activités associatives et l'agriculture, sylviculture et pêche. Notre échantillon retient toutes les entreprises présentes au moins trois ans (cf. le nettoyage des données ci-dessous).

Données relatives au facteur travail

Les données relatives au facteur travail sont disponibles dans les liasses fiscales des entreprises soumises aux Bénéfices Réels Normaux (BRN) et dans les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). Les BRN fournissent les effectifs et la masse salariale globale sans distinction des qualifications

Les DADS, exploitées dans cette étude de 1999 à 2004, regroupent par entreprise l'information sur la rémunération des salariés, leur nombre d'heures salariées et leurs caractéristiques. On peut ainsi reconstruire la structure de la main-d'œuvre par qualification, sexe et âge. De plus, le coût salarial estimé à partir des DADS intègre les évolutions des différents taux de cotisations patronales et la plupart des allègements de charge. En particulier, ont été intégrés suivant l'année considérée :

La ristourne Juppé de 1995 à 2003 (ristourne dégressive de cotisations patronales sur les bas salaires) ;

Les allègements de charge pour les travailleurs à temps partiel ;

Les allègements de charge pour réduction du temps de travail : allègement « de Robien » et allègements liés au passage aux 35 heures des entreprises (lois Aubry I et Aubry II) ;

La convergence des SMICs et l'uniformisation des allègements de charge (lois Fillon mises en œuvre à partir de janvier 2003).

Trois classes de qualification définies à partir de la catégorie socioprofessionnelle sont retenues :

Classes de qualification constituées à partir des catégories socio-professionnelles (CSP)

Peu qualifiés	Employés et ouvriers non qualifiés (CSP N° 53, 55, 56, 67, 68, 69)
Qualifiés	Employés et ouvriers qualifiés (CSP N° 52, 54, 62, 63, 64, 65)
Très qualifiés	Chefs d'entreprises, cadres et professions intermédiaires (CSP N° 2, 3, 4)



Les liasses fiscales des BRN contiennent les déclarations annuelles détaillées des comptes d'entreprise à l'administration fiscale, et fournissent notamment des informations structurelles clés de l'entreprise, que nous utilisons dans notre étude : la production, les consommations intermédiaires, la valeur ajoutée, ainsi que le capital mobilisé dans le processus de production. De plus, chaque année, les entreprises ventilent leur stock, leur acquisition et leur mise au rebut de capital corporel et incorporel en 13 postes. En particulier, le poste comptable « Matériel de bureau et informatique, mobilier » permet de construire une mesure fine du capital informatique détenu par l'entreprise. Si ce poste comporte

d'autres types d'actifs, il est possible d'estimer des séries temporelles d'investissement en capital « informatique et autre » au niveau individuel. Ainsi, il nous est possible de mettre en œuvre la méthode de l'inventaire permanent qui permet d'estimer au mieux les différents types de capital détenu par l'entreprise (cf. encadré 4).

Au final, nous disposons d'un échantillon d'un peu plus de 20 000 entreprises (à titre de comparaison Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2002) disposaient d'un panel de seulement 5 000 entreprises, ce qui était déjà nettement plus que ceux utilisées par les études antérieures).

Encadré 3 (suite)

Données relatives au facteur capital

Nous utilisons les données fiscales issues du Bénéfice Réel Normal (BRN) de 1999 à 2004. Nous restreignons en effet cette étude aux entreprises déclarant des bénéfices industriels et commerciaux (BIC) au titre du Bénéfice Réel Normal, ce qui exclut les entreprises avec des revenus agricoles (RA), les bénéfices non commerciaux (BNC) et toutes les entreprises effectuant des déclarations fiscales de bénéfices industriels et commerciaux dans le cadre du régime simplifié d'imposition (RSI). Dans le cadre du RSI, les données détaillées du poste « Matériel de Bureau et informatique » ne sont en effet pas disponibles.

L'avantage de cette source est qu'elle fournit une information sur les performances de l'entreprise (valeur ajoutée, chiffre d'affaire à l'exportation) ainsi que sur la structure du capital utilisé (immobilisations corporelles et incorporelles en début et fin d'exercice, dotations aux amortissements, augmentations et cessions en cours d'exercice par type d'actifs immobilisés, etc.). Les données ne sont disponibles que lorsque les stocks ou les flux considérés dépassent le millier d'euros. Elles sont renseignées comme nulles le cas échéant, tout comme les valeurs manquantes.

Cette source couvre également un champ très large, défini en fonction du régime de déclaration fiscale des entreprises. Au-delà d'un certain chiffre d'affaire, toutes les entreprises doivent faire leur déclaration au

régime du BRN. Cette source permet enfin d'avoir des données de panel grâce auxquelles on peut contrôler la cohérence temporelle des déclarations successives et des caractéristiques passées des entreprises.

Dans cette étude, nous distinguons deux types de biens de capital : le capital informatique (cf. encadré 4 pour plus de détails sur la construction de la variable capital informatique) et le capital productif fixe autre (les terrains ne sont pas inclus.).

Nettoyage des données

L'exploitation de la liasse fiscale « Immobilisations » renseigne sur les acquisitions et les cessions en différents types de capital. La connaissance du stock de chaque type de biens de capital en début et en fin d'exercice a permis de ne retenir que les entreprises pour lesquelles une cohérence temporelle entre les déclarations successives de l'entreprise a pu être observée. Cette cohérence temporelle doit être valable sur au moins trois années consécutives. Elle est primordiale pour la mise en œuvre de la méthode de l'inventaire permanent (cf. encadré 4)

Chacune des variables d'intérêts a été nettoyée en ne retenant que les entreprises dont l'évolution annuelle pour chacune des variables d'intérêts est comprise dans l'intervalle construit à partir de la médiane et de plus ou moins cinq fois l'écart inter-quartile. Ce nettoyage est par ailleurs effectué par secteur.

Nettoyage des données sur la liasse fiscale « Immobilisations »

	Total	Entreprises effectuant des déclarations successivement pendant au moins 3 ans	Cohérence temporelle d'au moins 3 ans de la liasse fiscale « Immobilisations » et à immobilisations en MBIM >0 sur la période de cohérence	Après nettoyage sur DLPR, DLCL, DLH et secteur d'activité cohérent dans le temps et immobilisations et amortissements cohérents dans le temps
Nombre d'entreprises sur la période 1999-2004	812 568	457 139	45 892	23 382

Lecture : l'échantillon regroupe 812 568 entreprises sur la période 1999-2004.

Champ : entreprises déclarant un chiffre d'affaire positif, une valeur ajoutée positive et ne travaillant pas dans les secteurs d'activités suivants : les activités financières, les activités immobilières, l'éducation, la santé et actions sociales, les administrations publiques, les activités associatives et l'agriculture, sylviculture et pêche.

Source : BRN-INSEE 1999-2004, calcul des auteurs.

MESURE DU CAPITAL « INFORMATIQUE ET AUTRE »

Construite à partir des déclarations fiscales des entreprises soumises au principal régime de l'impôt sur les sociétés, celui des Bénéfices Réels Normaux (BRN), notre mesure des différents types de capital utilise l'ensemble des informations disponibles dans la liasse fiscale sur les immobilisations corporelles et, pour le capital informatique, sur le poste « Matériel de Bureau et Informatique, Mobilier » (MBIM) des immobilisations corporelles. Ces informations sont très détaillées : elles incluent le stock présent dans l'entreprise à la clôture de chaque exercice comptable, le stock d'amortissement correspondant, et l'investissement, les cessions et mises au rebut de l'année en cours. Elles ne sont toutefois pas suffisantes pour déterminer directement la valeur des stocks, les cessions, les acquisitions de matériel informatique, pour deux raisons. Tout d'abord il n'existe pas, dans les liasses fiscales, de postes spécifiquement prévus pour le capital informatique. Sa comptabilisation est en fait incluse dans un poste plus vaste ; « Matériel de bureau, mobilier et matériel informatique ». La mesure des stocks, les cessions, les acquisitions de matériel informatique ne peut qu'être une approximation. Ensuite, la mesure même du stock du capital dans les liasses fiscales, au coût historique, n'est pas exploitable directement et doit être retraitée.

Des immobilisations comptabilisées au coût historique

L'évaluation du stock de capital des différents biens retenus repose généralement sur une exploitation directe du stock brut des immobilisations figurant dans le bilan comptable des entreprises : chaque année, l'entreprise déclare le stock de capital dont elle dispose suivant les différents types de biens. Ces stocks sont comptabilisés aux coûts historiques, *i.e.* à leur valeur d'entrée dans le patrimoine de l'entreprise. Pour pallier ce problème, on assimile usuellement le stock de capital accumulé au cours des années à un investissement unique effectué dans le passé à une date $t-a$ avec a l'âge moyen du capital considéré (cf. Crépon-Heckel, 2000, pour une description plus détaillée).

Dans cette étude, nous privilégions plutôt la méthode de l'inventaire permanent. En effet, nous exploitons aussi la liasse fiscale sur les immobilisations des entreprises, dans laquelle l'entreprise déclare, chaque année, les augmentations (« investissements ») et les diminutions (« cessions ») de capital suivant les différents types de biens.

À partir de ces deux sources d'information, il est possible de simuler le processus d'accumulation de chacun des deux types de capital productif (informatique et autre) en utilisant la formule suivante :

$$K_{i,t} = K_{i,t-1} + \frac{I_{i,t}}{p_t} - \frac{CMR_{i,t}}{p_{t-DDV}}$$

où $K_{i,t}$ représente le stock en volume de capital considéré de l'entreprise i à la date t , p_t l'indice de prix correspondant, $I_{i,t}$ l'investissement en valeur, $CMR_{i,t}$ les

cessions et mises au rebut mesurées au coût historique entre les dates $t-1$ et t , et DDV la durée de vie du capital considéré.

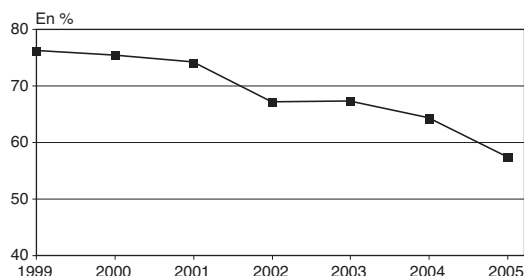
Cette méthode d'évaluation du capital informatique est plus fine que la méthode chronologique qui consiste aussi à simuler le processus d'accumulation. En effet, on ne suppose pas qu'une part constante du capital de la date précédente est cédée ou mise au rebut. On préfère ici utiliser l'information sur les cessions et mises au rebut disponibles au niveau individuel et faire l'hypothèse supplémentaire suivante : les cessions et mises au rebut à la date t correspondent à des investissements effectués à la date $t-DDV$, ce qui explique qu'elles soient divisées par le déflateur des prix à la date $t-DDV$.

Part du capital informatique dans le poste « Matériel de bureau, mobilier et matériel informatique »

Dans les liasses fiscales, seuls le stock en début et fin d'exercice, les acquisitions et cessions en « Matériel de bureau, mobilier et matériel informatique » sont disponibles. Ce poste inclut, outre le matériel informatique, le matériel de bureau (machines à écrire, machines à calculer, postes téléphoniques, matériels de consultation, appareils annexes tels que les photocopieurs, appareils de projection, appareils sonores tels que les magnétophones, etc.) et le mobilier (bureau, chaises, armoires, tables, etc.).

La part de l'investissement et des cessions en capital informatique dans le poste « Matériel de bureau, mobilier et matériel informatique » est estimé sur la base des flux d'investissement de la comptabilité nationale annuelle au niveau agrégé suivant chacun des biens qui composent ce poste (Équilibre Ressources-Emplois au niveau fin). Cette information n'est disponible que depuis 1999. Cette part évolue à la baisse au cours de la période d'étude (cf. graphique I).

Graphique I
Poids de l'investissement en capital informatique dans le poste « Matériel de bureau, mobilier et matériel informatique » de 1999 à 2005



Lecture : L'investissement en capital informatique représente en moyenne, pour l'année 2004, près de 65 % des investissements effectués au titre du poste « matériel de bureau, mobilier et informatique ».

Champ : cf. encadré 3.

Source : BRN-INSEE 1999-2004, calculs des auteurs.



La rémunération du capital informatique est évaluée à partir de la formule du coût d'usage du capital de Jorgenson (1963), voir équation (1), qui fait intervenir le coût de financement et la dépréciation économique :

- Le coût de financement est ici assimilé au taux d'intérêt de long terme. Faible comparé au taux de long terme moyen de la décennie précédente (10 %, taux d'ailleurs utilisé par Mairesse *et al.*, 2000), il oscille entre 4 % et 5,5 % sur la période. Une autre mesure du coût de financement a aussi été testée : le taux d'intérêt apparent (ratio frais financiers sur dettes) des entreprises au niveau individuel. Elle conduit aux mêmes conclusions (cf. résultats en annexe).

- Le taux de dépréciation économique retenu est estimé à l'inverse de la durée de vie du bien considéré : 5 ans pour le matériel informatique, 15 pour le capital productif autre.

La part de la rémunération du capital informatique est de 0,5 % dans la production

Nous calculons la part moyenne sur la période 1999-2004 de rémunération de chacun des fac-

teurs (consommations intermédiaires, travail, capital informatique et capital autre) pour chaque entreprise.

Calibrer ainsi les élasticités renvoie à l'hypothèse de rendements constants du modèle de la comptabilité de la croissance. La moyenne de la part de cette rémunération dans la production s'établit à 0,5 % (voir tableau 1). À titre de comparaison, la part dans la valeur ajoutée trouvée par Mairesse *et al.* (2000) sur la période 1995-1999 est de 0,4 %

Cette différence s'explique en partie par le fait que notre période d'estimation porte jusqu'à 2004, tandis que la leur s'arrêtait à 1999. Par ailleurs, ils s'appuyaient sur un ratio capital informatique sur valeur ajoutée calculé à l'aide de la comptabilité nationale, classiquement moins élevé quand il est calculé à l'aide des données individuelles d'entreprises. Ces élasticités sont en outre très variables selon les secteurs, ce qui suggère de fortes hétérogénéités qui ne sont pas prises en compte dans les estimations sur données macroéconomiques (voir plus bas).

Les parts des rémunérations dans la production des autres facteurs sont également présentées (cf. tableau 1).

Encadré 4 (suite)

Coût et rémunération des biens de capital

Les coûts et rémunérations des différents biens de capital distingués ont été calculés à partir de la formule du coût d'usage du capital de Jorgenson qui fait intervenir le coût de financement et la dépréciation économique :

- Le coût de financement est ici assimilé au taux d'intérêt de long terme. Une autre mesure du coût de financement a aussi été testée : la moyenne annuelle du taux d'intérêt apparent (ratio frais financiers sur dettes) des entreprises au niveau individuel.

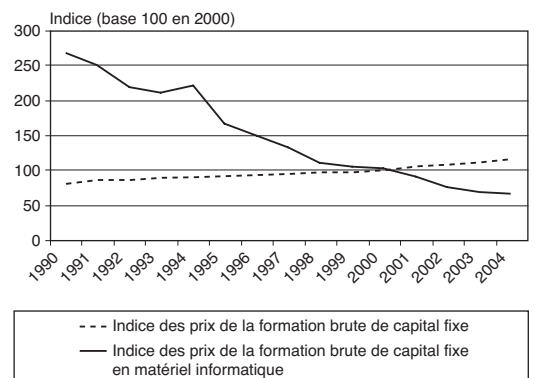
- Le taux de dépréciation économique retenu est estimé à l'inverse de la durée de vie du bien considéré : cinq ans pour le matériel informatique, 15 pour le capital productif autre.

- L'indice des prix utilisé pour le capital informatique est le déflateur de la formation brute de capital fixe en ordinateurs, équipements informatiques et produits associés de la comptabilité nationale. Il intervient dans les équations de coût d'usage du capital informatique et joue un rôle important. Construit à partir d'indices de prix hédoniques, il signale plusieurs fortes baisses du prix des matériels informatiques de 1990 à aujourd'hui.

Notre mesure présente toutefois des limites. L'informatique intégrée aux machines et les logiciels sont en particulier exclus. Tous les deux ne peuvent

être isolés à l'aide des données utilisées. Dans le cas des logiciels, quand ils sont créés et acquis, ils sont enregistrés dans les immobilisations incorporelles. Quand ils sont exploités sous licence, les redevances correspondantes sont enregistrées comme des charges de l'exercice. Les biais liés à ces limites sont difficiles à évaluer.

Graphique II
Évolution comparée de l'indice des prix de la formation brute de capital fixe et du matériel informatique



Source : Comptabilité nationale, Insee

L'élasticité de la production au capital informatique est estimée à 0,9 % sur la période 1999-2004, valeur supérieure à la part de sa rémunération dans la production

Nous présentons maintenant l'estimation économétrique de l'élasticité de la production au capital informatique (cf. encadré 5 pour les problèmes d'identification). Comme détaillé plus haut, nous tentons de traiter des biais d'hétérogénéité par l'introduction d'effets fixes : estimation en différence première et estimation dans la dimension intra-individuelle (*within*).

Les estimations sont réalisées sur un panel non cylindré et les écarts-types calculés avec la méthode de White sont robustes à l'hétéroscédasticité entre individus et à l'autocorrélation dans le temps (5). Toutes les régressions

incluent des indicatrices temporelles, de taille et de grand secteur d'activité (industrie, commerce et autres services).

Comme dit plus haut, nous utilisons le capital informatique de début de période pour traiter le problème de simultanéité. Les estimations sont sensiblement modifiées (tableau 2) : l'élasticité de la production au capital informatique serait surestimée de 0,4 point lorsque l'on utilise le capital de fin de période plutôt que celui de début de période, passant de 0,9 % à 1,3 %.

5. Pour effectuer les estimations sur le panel non cylindré et calculer les écarts-types avec la méthode de White en panel, on fait l'hypothèse qu'observer ou non l'entreprise à une date donnée est indépendant des résidus de l'équation i.e. $E(\eta_{it} - \eta_i)1_{it} = 0$ avec $1_{it} = 1$ si l'entreprise est observée et 0 sinon. Tout se passe alors comme si le panel est cylindré et l'estimateur de White en panel peut être mis en œuvre simplement.

Tableau 1
Part de la rémunération des facteurs dans la production sur la période 1999-2004

En %

Facteurs de production	Total	Industrie- Construction	Commerce	Autres Services
Consommations intermédiaires	45,2	53,9	40,9	43,6
Travail	50,6	42,7	54,3	52,3
Apprentis	0,4	0,3	0,4	0,4
Peu qualifiés	11,1	6,1	14,4	10,9
Qualifiés	15,3	22,2	12,6	12,9
Très qualifiés	23,8	14,1	26,8	28,1
Capital				
Informatique	0,5	0,2	0,6	0,7
Autres immobilisations corporelles	3,6	3,2	4,1	3,3
Nombre d'entreprises	23 382	6 285	9 948	7 149

Lecture : la part de la rémunération du capital informatique dans la production est de 0,5 % sur l'ensemble des entreprises du champ.
Champ : cf. encadré 3.

Source : évaluations à partir de la source fiscale des entreprises soumises au régime du Bénéfice Réel Normal.

Tableau 2
Estimation de l'élasticité de la production au capital informatique sur la période 1999-2004

	Estimation intra-individuelle		Estimation en différence première	
	capital de début de période	capital de fin de période	capital de début de période	capital de fin de période
Consommations intermédiaires	0,557*	0,554*	0,546*	0,540*
Travail	0,204*	0,207*	0,176*	0,170*
Capital				
Informatique	0,009*	0,013*	0,008*	0,009*
Autres immobilisations corporelles	0,011*	0,036*	0,009*	0,029*
Rendement d'échelle	0,781	0,810	0,739	0,748
Nombre d'entreprises	23 382	23 382	23 382	23 382
Nombre d'observations	140 292	140 292	116 910	116 910

Lecture : l'élasticité de la production au capital informatique est de 0,009 sur la base de l'estimation intra-individuelle (capital de début de période). * signifie que l'estimation est significative à 5 %.

Champ : cf. encadré 3.

Source : estimations sur données issues des déclarations fiscales des entreprises soumises au régime des Bénéfices Réels Normaux.

Pour le capital autre, ce biais serait encore plus considérable : l'élasticité passe de 1,1 % (avec le capital de début de période) à 3,6 % (en utilisant le capital de fin de période, donc soumis au biais de simultanéité).

L'estimation en différence première (6) conduit à une mesure de l'élasticité de la production au capital informatique significative et très proche : 0,8 % avec le capital de début de période, corrigée donc du biais de simultanéité.

Pour tester la robustesse de nos estimations, nous utilisons des estimations par GMM. Ceux-ci permettent de traiter, en théorie, de tous les biais évoqués jusqu'ici (biais d'effet fixe, de simultanéité et d'erreur de mesures), à condi-

tion de disposer d'instruments pour expliquer les évolutions du capital informatique, non corrélés avec les déterminants inobservés de la production. Nous utilisons comme instrument les variables retardées de une ou plusieurs périodes, prises en différence ou en niveau.

6. Dans le cadre des estimations en différence première, le biais de simultanéité est complètement traité quand le capital de début de période est utilisé. Ce n'est pas le cas de l'estimation dans la dimension intra-individuelle. Le biais de simultanéité vient de $E(\eta_{it}, \ln C_{it}) = \sigma_{\eta,C} \neq 0$. Pour l'estimation en différence première, le problème ne se pose pas car $E(\eta_{it}, \Delta \ln C_{it}) = \sigma_{\eta,C} \neq 0$. Pour l'estimation dans la dimension intra-individuelle,

$$E[(\eta_{it} - \eta_{i,t-1})(\ln C_{it,t-1} - \ln C_{i,t-1})] \approx -\frac{\sigma_{\eta,C}}{T-1} \text{ pour } t \in [2, T-1]. \text{ On ne}$$

se concentre pas sur ce biais dans le texte car il devrait se traduire par un coefficient supérieur pour l'estimation en différence première.

Encadré 5

PROBLÈMES D'IDENTIFICATIONS DANS L'ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DES FONCTIONS DE PRODUCTION

L'estimation de fonctions de production est un exercice délicat ; la méthode directe d'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) conduit à des biais importants (Griliches et Mairesse, 1995) dont les principaux, en dehors du biais d'erreurs de mesure, sont :

- *biais de variables omises* ; un ensemble de variables inobservées peut être corrélé aux choix des facteurs de production (qualité managériale, structure financière, appartenance ou non à un groupe, etc.). L'estimation d'un modèle à effets fixes individuels (estimateur *within*, différence première), qui repose sur la dimension intra-individuelle, permet de corriger relativement bien ce biais. Nos estimations s'inscrivent dans ce cadre.

- *biais de spécification* ; la forme fonctionnelle de la fonction de production ne va pas de soi. Marschak et Andrews (1944) critiquent notamment le modèle standard de Cobb Douglas, approximation au premier ordre de toute technologie de production. Le biais de spécification prête toutefois peu à conséquence ; Griliches et Mairesse (1995) soulignent que les problèmes liés à une mauvaise spécification, qui impactent les choix des inputs, sont plutôt fixes dans le temps ou du moins sur la période observée : l'estimateur *within* permet donc de prendre ce biais en compte. Ainsi, tout en adoptant la forme fonctionnelle usuelle, nos estimations exploitent la dimension intra-individuelle. D'autres spécifications sont toutefois possibles ; Biscourp, Crépon, Heckel et Riedinger (2002) utilisent une approximation du second ordre, la fonction *translog*, qui ne contraint pas à un les élasticités de substitution.

- *biais de sélection* ; l'hypothèse que l'échantillon est représentatif de l'économie française ne va pas nécessairement de soi. Notre étude repose sur les bases de données des administrations fiscales, qui fournissent désormais une information sur l'informatisation de toutes les entreprises soumises au principal régime de l'impôt sur les sociétés, celui des Bénéfices Réels

Normaux (BRN). La sélection d'entreprises présentes au moins trois ans et dont les déclarations dans la liasse fiscale relative aux immobilisations sont cohérentes dans le temps, nous conduit à retenir 23 382 entreprises.

- *biais de simultanéité*, biais associé à une double relation causale ; il constitue la principale source de biais dans l'estimation de fonctions de production. Il est présent s'il existe une relation inverse entre facteurs de production et productivité ; tel est le cas lorsqu'une firme subit un choc de productivité positif qu'elle anticipe partiellement, elle adapte ses choix de capital et de travail, dans la limite de ses marges de manœuvre. Cette modification de stratégie liée à ce choc, inobservable pour l'économètre, affecte alors uniquement le capital de fin de période. L'erreur est alors mécaniquement corrélée aux explicatives individuelles. Ce choc peut être de deux natures ;

- Il peut être *permanent* ; il correspond alors à des effets individuels fixes dans le temps, qui affectent les choix d'input, et donc biaisent l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le recours à des estimations dans la dimension intra-temporelle ou en différences permet de prendre en compte ce type de biais. Ce sont les deux techniques d'estimation que nous mettons en œuvre.

- Il peut également comporter une composante *transitoire*, que certaines firmes prennent en compte dans leur choix de niveaux d'inputs. Les estimateurs *within* et en différences sont dès lors biaisés. Pour prendre en compte ces biais potentiels, nous choisissons d'utiliser les niveaux d'inputs de début de période, non corrélés avec ces chocs.

Le choix du capital de début de période, permettant ainsi de s'affranchir de ce biais de corrélation des résidus avec les variables explicatives, apparaît donc plus judicieux. Nous retenons cette *proxy* que nous exploitons dans la dimension intra-temporelle.

Les estimations instrumentant les niveaux observés par les différences fournissent des estimations satisfaisantes et cohérentes avec les précédentes : de l'ordre de 0,8 % (cf. tableau en annexe). Elles sont toutefois beaucoup moins précises puisque non significatives à 5 %.

Lorsqu'on utilise les valeurs retardées des variables explicatives pour instrumenter le modèle pris en différence première, les estimations sont également très imprécises du fait de la faible corrélation des instruments avec les variables explicatives (résultat classique, cf. Crépon, Heckel et Biscourp, 2000), mais centrées sur 0,9 % (cf. annexe).

En résumé, nos estimations convergent vers une valeur de l'élasticité de la production au capital informatique de 0,9 %. Cette estimation suggère que le rendement net du capital informatique (mesuré par cette élasticité) est sensiblement plus élevé que son rendement concurrentiel, i.e. la part de sa rémunération dans la production. Elle accrédite l'hypothèse d'un « *excess return* » du capital informatique, que le modèle de la comptabilité de la croissance ne peut prendre en compte.

Une estimation robuste de l'élasticité

Plusieurs tests de robustesse des estimations de l'élasticité de la production au capital informatique ont été mis en œuvre. Les résultats, rassemblés en annexe, sont assez proches des précédents quand :

- La qualité de la main d'œuvre est prise en compte. On introduit trois catégories de personnel selon leur niveau de compétences (cf. encadré 3). En effet, la non prise en compte de la qualification de la main d'œuvre peut biaiser l'estimation du coefficient du travail, et partant celle du capital informatique (Crépon, Heckel, Riedinger, 2003). La décomposition de la variable travail apporte des résultats très voisins de ceux de notre modèle en ce qui concerne le capital. L'élasticité au capital informatique s'établit à 0,8 % avec l'estimateur *within*, soit à un niveau très légèrement inférieur à notre estimation de 0,9 %. Il n'y a donc pas de biais technologique associé à la structure des qualifications de l'emploi. Toutefois, on note que les rendements totaux du travail ont baissé de moitié par rapport à la non prise en compte de la qualité de la main d'œuvre. Nous prenons en compte l'appartenance de l'entreprise à un groupe, source éventuelle de gains et d'efficacité liée à une organisation structurée en réseau,

et partant, susceptible d'influer sur le choix des facteurs de production, la dotation en capital informatique en particulier. Avant de chercher à identifier puis mesurer une différence éventuelle de productivité du capital informatique suivant l'appartenance ou non à un groupe, nous devons nous assurer que nos estimations de fonction de production ne sont pas biaisées par omission d'une variable clé telle que l'appartenance à un groupe (source éventuelle d'une disparité non contrôlée des choix des facteurs de production). L'ajout d'une indicatrice d'appartenance à un groupe ne modifie pas l'élasticité, qui s'établit à 0,9 % (cf. annexe). En revanche, le coefficient de l'indicatrice d'appartenance est significativement positif, suggérant une productivité plus élevée des entreprises appartenant à un groupe, confirmant l'intuition. Une des causes de ce différentiel peut être une productivité marginale du capital informatique plus forte pour ces mêmes entreprises. Pour étudier ce point, nous croisons les variables de capital avec l'indicatrice. Au total, nous trouvons que les entreprises qui appartiennent à un groupe ont une élasticité de la production au capital informatique de 0,9 %, donc non significativement différentes de celle des entreprises n'appartenant pas à un groupe : en effet, le coefficient de la variable croisée est non significatif au seuil de 10 %.

- De même, il convient de tester la robustesse de notre estimation à l'intensité des échanges commerciaux d'une entreprise. L'intuition sous-jacente est qu'une entreprise qui exporte beaucoup a besoin d'un soutien logistique plus développé, ce qui nécessite un parc informatique plus riche et plus régulièrement renouvelé, que celle dont le champ des ventes demeure limité à l'échelon national, voire local. La part des exportations dans le chiffre d'affaire de l'entreprise est ajoutée ; elle n'affecte pas l'estimation de l'élasticité au capital informatique, qui reste stable à 0,9 %. Là encore donc, il n'y a pas de disparités non contrôlées des choix des inputs suivant l'intensité des exportations. Or, on note que le coefficient de cette variable est significatif et positif ; la productivité des entreprises exportatrices est donc plus forte. Ceci invite à nouveau à étudier l'éventualité d'une différence de la productivité marginale du capital informatique entre les entreprises exportatrices et les autres. En croisant variables de capital et variable d'exportation, on conclut que ce surcroît de productivité des entreprises exportatrices ne trouve pas sa justification, ne serait-ce qu'en partie, par une éventuelle prime de rendement de son parc informatique. Dans ce qui suit, on ne présente que des estimations dans la dimen-

sion intra-individuelle et avec le capital de début de période (7).

L'élasticité au capital informatique présente une forte hétérogénéité sectorielle

Dans la partie précédente, nous avons présenté notre estimation de l'élasticité sur l'ensemble du panel dont nous avons testé la robustesse. Nous supposons néanmoins que des différences sectorielles de productivité sont susceptibles d'être à l'œuvre. Le choix des facteurs de production peut effectivement être différencié suivant le secteur d'activité de l'entreprise. Des indicatrices de secteur à un niveau détaillé (36 branches d'activité) sont ajoutées à l'estimation ; là encore l'estimation du coefficient du capital informatique demeure robuste et s'établit à 0,9 %.

Pour expliciter ces différences éventuelles de productivité du capital informatique, nous croisons les variables de capital avec les indicatrices des trois grandes catégories de secteurs : commerce, services, industrie-construction.

Une nette hétérogénéité sectorielle s'observe alors. Ces résultats sont conformes à ceux de Mairesse, Cette et Kocoglu (2000). Ces derniers trouvaient une contribution à la croissance du secteur des

services deux fois supérieure à celle de l'industrie. Nous obtenons une élasticité de la production au capital informatique clairement moindre dans le secteur industriel, de l'ordre de 0,1 % (non significatif à 5 %). Elle est significative et légèrement plus élevée que celle obtenue sur l'ensemble du panel, tant dans le commerce (1 %) que dans les services (1,3 %) (cf. tableau 3).

La contribution du capital informatique à la croissance serait au total plus forte que celle obtenue à partir des données de la comptabilité nationale

Sur la base de cette estimation, il est alors possible d'estimer la contribution du capital informatique à la croissance dans un cadre de Hulten (1978) qui prend en compte les consommations intermédiaires. Cela nous conduit à multiplier l'élasticité par le ratio de la production à la valeur ajoutée. La contribution du capital informatique à la croissance est de 0,7 % (cf. tableau 4). Ces estimations tendent à montrer

7. Il aurait également été intéressant de tester la robustesse à l'introduction d'une variable mesurant le capital incorporel de l'entreprise qui comptabilise entre autre les logiciels créés et acquis. Cependant, ce champ fiscal n'étant pas renseigné pour toutes les entreprises ou fixé à 0 pour d'autres encore, 15 % des entreprises de l'échantillon disparaissent de l'estimation lorsque le capital incorporel est introduit. Le biais de sélection qui en résulte est difficilement contrôlable

Tableau 3
Hétérogénéité de l'élasticité de la production au capital informatique selon les secteurs

	Estimation intra-individuelle avec le capital de début de période		
	Industrie	Commerce	Services
Consommations intermédiaires	0,637*	0,557*	0,490*
Travail	0,187*	0,169*	0,246*
Capital			
Informatique	0,001	0,010*	0,013*
Autres immobilisations corporelles	0,012*	0,011*	0,008
Rendement d'échelle	0,837	0,748	0,758
Nombre d'entreprises	6 285	9 948	7 149
Nombre d'observations	37 710	59 688	42 894

Lecture : l'élasticité de la production au capital informatique est de 0,001 dans l'industrie. * signifie que l'estimation est significative à 5 %.

Champ : cf. encadré 3.

Source : estimations sur données issues des déclarations fiscales des entreprises soumises au régime des Bénéfices Réels Normaux.

Tableau 4
Contribution du capital informatique à la croissance sur la période 1999-2004

Élasticité de la production au capital informatique (en %) (1)	0,9
Croissance du capital informatique (en %)	35
Ratio production sur valeur ajoutée	2,25
Contribution (en %)	0,7
1. Évaluation présentée dans le tableau 1.	

Lecture : la contribution du capital informatique à la croissance est calculée à partir de l'élasticité de la production au capital informatique, de la croissance de celui-ci et du ratio production sur valeur ajoutée.

Champ : cf. encadré 3.

Source : BRN-DADS, calculs des auteurs.

que le cadre classique de la comptabilité de la croissance sous-estime les gains de croissance associés à l'accumulation de capital informatique par les entreprises. Sur la base de nos données, son apport à la croissance se limiterait à 0,3 %.

*
* *

Le calibrage classique de l'élasticité au capital informatique n'est pas satisfaisant. Au moyen d'une mesure fine de ce capital qui exploite la richesse des données individuelles d'entreprises, nos travaux soulignent l'existence de rendements excédentaires du capital informatique ; son rendement net dépassant significativement son rendement concurrentiel. Ce résultat est robuste à la plupart des biais propres aux fonc-

tions de production ainsi qu'à ceux associés à la corrélation possible entre informatisation et d'autres caractéristiques structurelles de l'entreprise (niveau de qualification de la main d'œuvre, part des échanges commerciaux dans le chiffre d'affaire, appartenance à un groupe, etc.). La méthode de la comptabilité de la croissance tend au final à minorer sensiblement l'impact de l'accroissement du capital informatique des entreprises. Nous trouvons une contribution annuelle à la croissance de l'accumulation du capital informatique de l'ordre de 0,7 %, sensiblement supérieure à celle trouvée dans la littérature, sur des périodes moins récentes certes, qui repose sur le calibrage usuel de l'élasticité : 0,3 % (Crépon et Heckel, 2000) sur données microéconomiques agrégées par industrie ; 0,11 % (Cette, Kocoglu et Mairesse, 2000) sur données macroéconomiques. □

BIBLIOGRAPHIE

Arellano M. et Bond S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, n° 2, pp. 277-297.

Biscourp P., Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2002), « How do Firms Respond to Cheaper Computers ? Microeconomic Evidence for France Based on a Production Function Approach », *Document de travail*, Insee, n° G2002/05.

Brynjolfsson E. et Hitt L. (1995), « Information Technology as a Factor of Production : the Role of Differences Among Firms », *Economics of Innovation and New Technology*, n° 3-4.

Brynjolfsson E. et Hitt L. (2000), « Beyond Computation : Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 4, pp. 23-48.

Brynjolfsson E., Hitt L. M. et Yang S. (2002), « Intangible Assets : Computers and Organizational Capital », *Brookings papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 138-199.

Brynjolfsson E. et Hitt L. (2003), « Computing Productivity : Firm-Level Evidence », *The Review*

of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 85, n° 4, pp. 793-808.

Cette G., Kocoglu Y. et Mairesse J. (2000), « Les technologies de l'information et de la communication en France : diffusion et contribution à la croissance », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 117-146.

Cette G., Kocoglu Y. et Mairesse J. (2000), « La mesure de l'investissement en technologies de l'information et de la communication : quelques considérations méthodologiques », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 73-91.

Cette G., Kocoglu Y. et Mairesse J. (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.

Crépon B., Heckel T. et Riedinger N. (2003), « Computerization, Organizational Change and Productivity : Microeconomic Evidence for France », *Miméo INSEE*.

Crépon B. et Heckel T. (2000), « La contribution de l'informatisation à la croissance française : une mesure à partir des données d'entreprises », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 93-115.

- Doms M., Dunne T., et Troske, K. R. (1997)**, « Workers, Wages, and Technology », *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 112, n° 1, pp. 253-290.
- Gilles F. et L'Horty Y. (2005)**, « Is there still a Productivity Paradox ? Two methods for a transatlantic comparison », *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 14, n° 7, pp. 552-553.
- Gordon R. (2000)**, « Does the "New Economy" Measure up to the Great Inventions of the Past ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 4, pp. 49-74.
- Greenan N., Mairesse J. et Topiol-Bensaïd A. (2001)**, « Information Technology and Research and Development Impacts on Productivity and Skills : a Comparison on French Firm Level Data », *National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 8075*.
- Griliches Z. et Hausman J. (1986)**, « Errors in Variables in Panel Data », *Journal of Econometrics*, vol. 31, n° 1, pp. 93-118.
- Griliches Z. et Mairesse J. (1981)**, « Productivity and R&D at the Firm Level », *National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 826*.
- Griliches Z. et Mairesse J. (1995)**, « Production Functions : the Search for Identification », *National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 5067*.
- Hulten C. R. (1978)**, « Growth Accounting with Intermediate Inputs », *Review of Economic Studies*, vol. 45, n° 3, pp. 511-518.
- Jorgenson D.W. (1963)**, « Capital Theory and Investment Behavior », *American Economic Review*, vol. 53, n° 2, p. 247-259.
- Lehr B. et Lichtenberg F. (1999)**, « Information Technology and its Impact on Firm-Level Productivity : Evidence from Government and Private Data Sources, 1977 -1993 », *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, n° 2.
- Levinsohn J. et Petrin A. (2003)**, « Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables », *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 70, n° 2, pp. 317-341.
- Lichtenberg F. R. (1995)**, « The Output Contributions of Computer Equipment and Personnel : a Firm Level Analysis », *Economics of Innovation and New Technology*, n° 3-4.
- Marschak, J. et Andrews W. (1944)**, « Random Simultaneous Equations and the Theory of Production », *Econometrica*, vol. 12, n° 3-4, pp. 143-205.
- Mission Économie Numérique (2006)**, « Impacts macro et microéconomiques des technologies de l'information et de la communication », Rapport du Groupe de travail.
- Oliner S. D. et Sichel D. E. (2000)**, « The Resurgence of Growth in the Late 1990s : Is Information Technology the Story ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 4, pp. 3-22.
- Oliner S. D. et Sichel D. E. (2002)**, « Information technology and productivity : Where are we now and where are we going ? », *Federal Reserve Board*.
- Solow, R. (1957)**, « Technical Change and the Aggregate Production Function », *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, n° 3, pp. 312-320.
- Stiroh K. (2002)**, « Reassessing the Impact of IT in the Production Function : a Meta-Analysis », Federal Reserve Bank of New York, Working Paper Series.
- Stolarick K. M. (1999)**, « IT Spending and Firm Productivity : Additional Evidence from the Manufacturing Sector », Center for Economic Studies, Working Paper n° 99-11.

ESTIMATIONS COMPLÉMENTAIRES

Tableau A

Estimation intra-individuelle	
Consommations intermédiaires	0,557*
Travail	0,203*
Capital	
Informatique	0,009*
Autres immobilisations corporelles	0,011*
Poids des exportations dans le chiffre d'affaire	0,031*
Rendement d'échelle	0,811
Nombre d'entreprises	23 382
Nombre d'observations	140 292

Lecture : l'élasticité de la production à la variable travail est de 0,203. * signifie que l'estimation est significative à 5 %.

Champ : cf. encadré 3.

Source : BRN-DADS, calculs des auteurs.

Tableau B

Estimation en différences premières	
Consommations intermédiaires	0,557*
Travail	0,203*
Capital	
Informatique	0,009*
Autres immobilisations corporelles	0,011*
Appartenance à un groupe	0,014*
Rendement d'échelle	0,794
Nombre d'entreprises	23 382
Nombre d'observations	140 292

Lecture : l'élasticité de la production à la variable travail est de 0,203. * signifie que l'estimation est significative à 5 %.

Champ : cf. encadré 3.

Source : BRN-DADS, calculs des auteurs.

Tableau C

Estimations GMM		
	Niveaux instrumentés par les différences	Différences instrumentées par les niveaux
Consommations intermédiaires	0,641*	0,595*
Travail	0,374*	0,305*
Capital		
Informatique	0,008	0,009
Autres immobilisations corporelles	0,003	0,136*
Rendement d'échelle	1,026	1,046
Nombre d'entreprises	23 282	23 282
Nombre d'observations	140 292	116 910

Lecture : l'élasticité de la production à la variable travail est de 0,374, dans le cadre des niveaux instrumentés par les différences. * signifie que l'estimation est significative à 5 %.

Champ : cf. encadré 3.

Source : BRN-DADS, calculs des auteurs.

La Collection Insee-Références



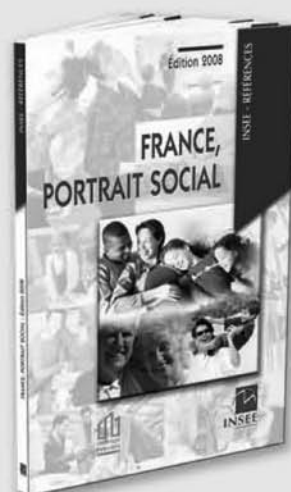
> L'ouvrage 15 €



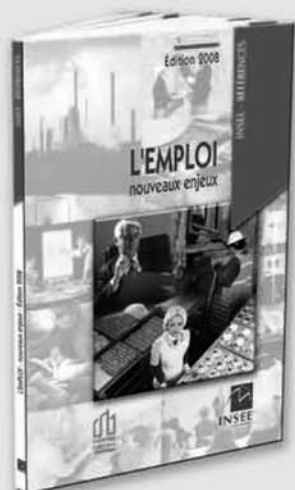
> L'ouvrage 15 €



> L'ouvrage 16,50 €



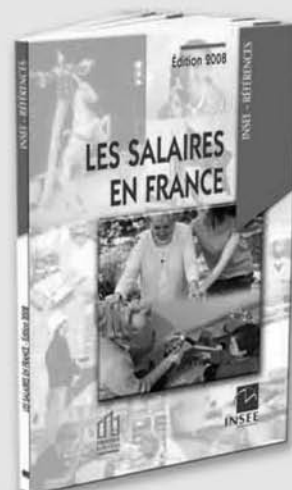
> L'ouvrage 16,50 €



> L'ouvrage 16,50 €



> L'ouvrage 16,50 €



> L'ouvrage 16,50 €



> L'ouvrage 16,50 €

Prochainement : > L'industrie en France - édition 2008

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