

Les entreprises et la baisse du prix des ordinateurs

Une analyse microéconomique par la fonction de production

Pierre Biscourp, Bruno Crépon, Thomas Heckel et Nicolas Riedinger*

Les entreprises ont bénéficié de fortes baisses des prix des équipements informatiques dans les dernières décennies. L'objet de cet article est de mesurer l'effet de ces baisses sur un ensemble de caractéristiques de l'entreprise. Quelle est l'ampleur du choc d'offre associé ? Comment en sont modifiées les demandes des facteurs de production ? Travailleurs qualifiés et non qualifiés sont-ils en particulier affectés de manière identique ? La méthode adoptée repose sur l'estimation d'une fonction de production à partir de laquelle on calcule les élasticités du coût marginal de production, de la demande de travail agrégée et de la demande relative de qualification au prix des ordinateurs.

Il apparaît d'abord que la baisse du prix des ordinateurs constitue un choc d'offre important, en termes de réduction du coût marginal de production. Une baisse de 15 % du prix des ordinateurs (moyenne annuelle sur longue période) induit ainsi une baisse du coût marginal de l'ordre de 0,7 %, les prix des autres facteurs étant fixés. On trouve ensuite des effets importants sur les demandes de facteurs. L'accumulation d'ordinateurs engendrée par la baisse de leur prix apparaît biaisée vers le capital au détriment du travail, et au sein de ce dernier, vers le travail qualifié au détriment du travail non qualifié. Une baisse de 15 % du prix des ordinateurs engendre une hausse de l'ordre de 3,5 % du ratio de l'emploi qualifié sur l'emploi non qualifié, les prix des autres facteurs étant fixés. Cet effet est spécifique au capital informatique : aucun effet analogue n'a pu être mis en évidence pour les autres biens de capital.

La méthode traditionnelle d'estimation directe d'une demande de travail à capital quasi fixe fournit une évaluation du biais de qualification associé aux ordinateurs beaucoup moins forte que l'approche par la fonction de production développée ici. Enfin, les effets trouvés, tant sur le coût marginal que sur la demande relative de qualification, apparaissent plus forts dans l'industrie manufacturière que dans les services.

* Pierre Biscourp, Thomas Heckel et Nicolas Riedinger appartenaient à la division Marchés et stratégies d'entreprises de l'Insee au moment de la rédaction de cet article. Bruno Crépon appartient au Crest-Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis plusieurs décennies, les entreprises ont pu bénéficier des progrès technologiques continus réalisés dans les secteurs des technologies de l'information et de la communication. Ils se sont matérialisés à la fois par un accroissement considérable des services rendus par ces technologies et par une baisse de leur prix.

La baisse du coût des ordinateurs qui en a résulté peut être vue comme une évolution exogène trouvant son origine dans une vague d'innovations technologiques (1). Les entreprises ont en conséquence massivement investi dans les équipements informatiques. Dans la plus grande partie des pays de l'OCDE les investissements dans les technologies de l'information ont crû à un rythme annuel moyen de 15 % au cours des années 1990 (Colecchia et Schreyer, 2001). Une question importante est de mesurer l'ampleur du choc d'offre associé à cette accumulation ainsi que ses effets sur la demande de travail et la composition de la main-d'œuvre.

Les études macroéconomiques ont largement discuté l'ampleur du choc d'offre (Oliner et Sichel, 2000 et Gordon, 2000 sur données américaines ; Crépon et Heckel, 2000 et Mairesse *et al.*, 2000, sur données françaises). Elles ont également montré que le développement du commerce international n'était pas la première cause de la baisse de la demande de travail non qualifié. Elles ont ainsi laissé par défaut ce rôle à l'adoption de nouvelles technologies et en particulier celles de l'information. Les études microéconométriques ont de leur côté permis de conclure à un effet positif de l'accumulation de capital informatique sur l'offre des entreprises (Lehr et Lichtenberg, 1998) et sur la demande relative de qualification (Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt, 2002). Elles ont aussi mis en évidence que les entreprises qui adoptent les technologies de l'information sont aussi celles qui se réorganisent le plus (Gollac *et al.*, 2000 ; Cases et Rouquette, 2000). Ce lien est généralement expliqué par l'existence d'interactions entre les effets de ces deux types d'innovations (Brynjolfsson et Hitt, 2000, sur données d'entreprises et Askenazy et Gianella, 2000, sur données sectorielles).

Dans ces études, l'effet de l'informatisation est appréhendé en examinant l'effet d'une accumulation de capital informatique qu'il s'agisse de l'offre ou de la structure des qualifications. La question du biais du progrès technique a ainsi été examinée en général en estimant des équations de demande de travail dites à *capital quasi*

fixe. Dans cette approche, les stocks de capital et de capital informatique sont considérés comme donnés et on examine la sensibilité de la variable d'intérêt à l'augmentation de l'un de ces facteurs. Il est néanmoins préférable d'évaluer directement l'effet de la baisse du prix des ordinateurs. En effet, cette baisse est pour les entreprises l'évolution qui s'impose à elles et à laquelle elles répondent de façons variées. L'objet de cet article est de développer une méthode permettant de relier les évolutions de l'offre de biens et de la structure des qualifications à la baisse du prix des ordinateurs. On adopte ici une définition large des « non-qualifiés », fondée sur la catégorie socioprofessionnelle, et englobant tous les ouvriers et tous les employés. Par complément, la catégorie des qualifiés comprend les dirigeants, les cadres et les professions intermédiaires.

Une évaluation fondée sur l'estimation d'une technologie de type *translog*

L'identification et la mesure de l'effet de la baisse du prix des ordinateurs sur les décisions des entreprises sont néanmoins complexes. La principale difficulté que l'on rencontre est que la baisse du prix des ordinateurs est la même pour toutes les entreprises. On ne peut donc avoir recours aux traditionnelles équations de demande de facteurs dans la mesure où il n'existe pas de variabilité dans les prix des ordinateurs d'une entreprise à l'autre. On développe dans cet article une méthode originale fondée sur l'approche dite *primale* permettant de contourner cette difficulté.

Cette méthode consiste à estimer une fonction de production relativement flexible de type *translog* faisant intervenir deux qualifications, le capital informatique et le capital usuel. On déduit des paramètres de la technologie et des volumes des facteurs propres à chaque entreprise la sensibilité de la demande des différents facteurs à une baisse du prix des ordinateurs. Les élasticités-prix des demandes de facteurs sont reliées de façon univoque à la technologie de production et aux volumes des facteurs. On explicite ces relations pour l'élasticité de la demande de travail total de l'entreprise ainsi que pour chacune des deux qualifications que l'on considère. Pour déterminer l'ampleur du

1. Cette baisse du prix des ordinateurs a été parfois interprétée comme une manifestation de la loi dite de « Moore », l'un des fondateurs de Intel, qui prédisait en 1965 que le nombre de transistors par circuit intégré doublerait tous les 18 mois.

choc d'offre, on calcule suivant des raisonnements analogues la sensibilité du coût marginal de production au prix du capital informatique (cf. encadré 1).

On définit trois paramètres d'intérêt principaux. Le premier paramètre noté χ_c est une mesure du choc d'offre associé à une baisse du prix des ordinateurs. Les deux autres paramètres, notés η_{lc} et ψ_c , résument les effets de la baisse du prix des ordinateurs sur la demande de travail. Ces effets résultent de substitution entre les quatre différents *inputs* et sont conditionnels au niveau de la production.

Ces paramètres permettent de quantifier l'effet d'une baisse du prix des ordinateurs sur le coût marginal de production, la demande de travail et la demande relative de qualification. Ainsi, la contribution à la réduction du coût marginal est mesurée par $\chi_c \Delta \ln p_c$ pour une baisse $\Delta \ln p_c$ donnée. La baisse est identique pour toutes les entreprises. Sa contribution à la réduction du coût marginal est néanmoins spécifique à l'entreprise puisque le paramètre χ_c dépend du niveau initial des *inputs* qui est hétérogène entre les entreprises.

L'approche retenue permet l'évaluation d'effets de la baisse du prix des ordinateurs qui soient

Encadré 1

MESURES DE L'EFFET DE LA BAISSÉ DU PRIX DES ORDINATEURS

On définit ici l'ensemble des paramètres par le biais desquels on mesure l'effet d'une baisse du prix des ordinateurs sur le coût marginal de production, la demande de travail total et la demande relative de qualification. On montre comment ils peuvent être déterminés à partir de la technologie de production.

Définition des paramètres d'intérêt

On considère la fonction de production $y = f(x_u, x_s, x_c, x_o)$, où x_u et x_s représentent respectivement le travail non qualifié et qualifié, x_c le capital informatique et x_o les autres biens de capital. La fonction de coût associée à cette technologie de production est définie par :

$$C(p_u, p_s, p_c, p_o, y) = \min_{\{x_u, x_s, x_c, x_o\}} (p_u x_u + p_s x_s + p_c x_c + p_o x_o) \\ \text{s.t. } y = f(x_u, x_s, x_c, x_o)$$

On note x^* la solution du programme précédent qui est une fonction du niveau de la production y^* et du niveau du coût des facteurs $p^* = \{p_u^*, p_s^*, p_c^*, p_o^*\}$. On considère que le niveau des facteurs est effectivement x^* , et on envisage un choc exogène à la baisse du coût de l'informatisation. On souhaite mesurer l'effet de ce choc sur le nouveau niveau désiré des facteurs x qui s'exprime à partir de la fonction de production f et du niveau des facteurs x^* . On définit trois paramètres d'intérêt permettant la mesure de l'effet du choc de prix négatif sur le coût marginal de production, sur la demande de travail total et sur la demande de qualification relative. Ces paramètres sont respectivement notés $\eta_{lc}(f, x^*)$, $\psi_c(f, x^*)$ et $\chi_c(f, x^*)$ (cf. tableau A).

Tous ces paramètres sont définis « toutes choses égales par ailleurs » c'est-à-dire ici à production donnée et à prix des autres facteurs donnés et ils sont évalués au voisinage des niveaux initiaux des *inputs*. Dans la mesure où le niveau initial des prix des facteurs (et donc aussi les niveaux des *inputs* initiaux) diffèrent entre entreprises, les paramètres d'intérêts sont eux aussi spécifiques aux entreprises.

Le premier paramètre χ_c est une mesure du choc d'offre associé à une baisse du prix des ordinateurs. La baisse du coût de l'un des facteurs affecte le coût marginal de l'entreprise, ce qui induit – pour une structure de marché donnée – une baisse du prix et *in fine* une variation de la demande adressée à l'entreprise (1).

Les deux derniers paramètres η_{lc} et ψ_c résument les effets de la baisse du prix des ordinateurs sur la demande de travail. Ces effets résultent de substitutions entre les quatre différents *inputs* et sont conditionnels au niveau de la production.

Suivant Fuss et McFadden (1978), tous les paramètres précédents peuvent être exprimés dans l'approche primale, c'est-à-dire à partir de la fonction de production.

Détermination des paramètres d'intérêt à partir de la technologie de production

On définit d'abord les élasticité du coût marginal aux prix χ_i et à la production δ_y :

$$d \ln C_y = \sum_i \chi_i d \ln p_i + \delta_y d \ln y$$

χ_i et δ_y peuvent être exprimés comme des fonctions des dérivées premières et secondes de la fonction de production f , pour un niveau donné des *inputs* :

$$\chi_i = f_i F_i / |F| \\ \delta_y = f F_0 / |F| \tag{1}$$

où f_i est la dérivée partielle de f par rapport à x_i , $|F|$ est le déterminant de la matrice hessienne bordée (2) F , et F_0 et F_i sont respectivement les cofacteurs de 0 et f_i dans F .



1. Cet effet est également l'un des canaux par lequel les demandes de facteurs sont affectées par la baisse du prix des ordinateurs (terme $\mu_y d \ln y$ dans l'équation [2]).

2. La matrice hessienne bordée est une fonction du vecteur des dérivées premières de la fonction de production ∇f et de la

$$\text{matrice de ses dérivées secondes } \nabla^2 f : F = \begin{bmatrix} 0 & \nabla f' \\ \nabla f & \nabla^2 f \end{bmatrix}$$

Encadré 1 (suite)

L'interprétation intuitive de l'expression de χ_c n'est en général pas immédiate. Néanmoins, dans le cas spécifique où il y a homogénéité de la fonction de production, le paramètre peut être exprimé simplement à partir de l'élasticité de la production au stock d'ordinateur $\varepsilon_c = x_c f_c / f$ et de l'élasticité d'échelle $\theta = \varepsilon_c + \varepsilon_o + \varepsilon_u + \varepsilon_s$:

$$\chi_c = \varepsilon_c / \theta$$

Pour examiner l'effet sur la demande de travail d'une baisse du prix des ordinateurs, on considère le système des demandes d'inputs compensées. Il fait intervenir les élasticités-prix η_{ij} de la demande du facteur i au prix p_j du facteur j et l'élasticité à la production μ_{iy} :

$$d \ln x_i = \sum_j \eta_{ij} d \ln p_j + \mu_{iy} d \ln y \quad [2]$$

À nouveau, ces élasticités peuvent être exprimées dans l'approche primale comme des fonctions du déterminant de la matrice hessienne bordée $|F|$ et de ses cofacteurs, pour un niveau donné d'inputs :

$$\eta_{ij} = \varepsilon_j \sigma_{ij}^A / \theta \quad [3]$$

$$\mu_{iy} = (f / x_i) (F_i / |F|)$$

$$\text{ou } \sigma_{ij}^A = \left(\sum_k x_k f_k / x_i x_j \right) (F_{ij} / |F|) \quad [4]$$

sont les élasticités partielles de substitution d'Allen-Uzawa (AUES) et F_{ij} les cofacteurs de f_{ij} dans F .

La sensibilité de la demande de travail total et de la demande relative de qualification peuvent être exprimées simplement à partir de ces élasticités-prix des demandes de facteurs η_{uc} et η_{sc} .

L'élasticité de la demande de travail totale est simplement une somme pondérée des deux élasticités :

$$\eta_{lc} = \frac{x_u}{x_u + x_s} \eta_{uc} + \frac{x_s}{x_u + x_s} \eta_{sc} \quad [5]$$

La sensibilité de la demande relative de qualification est obtenue par soustraction des deux équations de demande compensée (cf. équation [2]) pour les deux inputs travail. Elle est donc simplement définie par (3) :

$$\psi_c = \eta_{sc} - \eta_{uc} \quad [6]$$

La baisse du prix des ordinateurs est dite biaisée en faveur du travail qualifié lorsque $\psi_c < 0$, en d'autres termes lorsque l'élasticité de substitution de Allen Uzawa entre travail non qualifié et ordinateurs est plus élevée que celle entre travail qualifié et ordinateurs.

La demande relative de qualification peut être exprimée comme :

$$d \ln(x_s / x_u) = \sigma_{us}^M d \ln p_u - \sigma_{su}^M d \ln p_s + \psi_c d \ln p_c + \nu_o d \ln p_o + (\mu_{sy} - \mu_{uy}) d \ln y \quad [7]$$

où $\sigma_{ij}^M = \varepsilon_i (\sigma_{ij}^A - \sigma_{ii}^A) / \theta$ sont les élasticités-prix de Morishima (MES) (4). Cette écriture permet de définir

un autre paramètre intéressant : le ratio $-\psi_c / \sigma_{us}^M$ qui représente la réduction du coût du travail non qualifié nécessaire pour compenser une baisse du prix des ordinateurs de 1 %.

On s'intéresse également à la demande relative de qualification où les stocks de capital sont considérés comme des facteurs non plus variables mais quasi-fixes :

$$d \ln(x_s / x_u) = \sigma_{us}^D d \ln(p_u / p_s) + \varphi_c d \ln x_c + \varphi_o d \ln x_o + \lambda_y d \ln y \quad [8]$$

Dans cette équation, le paramètre σ_{us}^D est l'élasticité directe de substitution. L'élasticité φ_c mesure la réponse de la demande relative de qualifications à un changement du stock de capital informatique x_c , les quantités des autres formes de capital et la production étant maintenus constants.

L'accumulation des ordinateurs est dite biaisée en faveur du travail qualifié lorsque $\varphi_c > 0$. Cette notion de biais technologique ne coïncide pas nécessairement avec celle que l'on a définie plus haut à partir d'une variation du prix et non pas du stock de capital informatique. Les paramètres (φ_c, φ_o) peuvent être en fait reliés à (ψ_c, ψ_o) par le biais des élasticités des demandes de capital à leurs prix :

$$(\psi_c \quad \psi_o) = (\varphi_c \quad \varphi_o) \begin{pmatrix} \eta_{cc} & \eta_{co} \\ \eta_{oc} & \eta_{oo} \end{pmatrix} \quad [9]$$

Cette dernière équation montre que, contrairement à φ_c qui est calculé sous l'hypothèse que les stocks de capital sont constants, l'élasticité ψ_c prend en compte les effets de substitution entre les ordinateurs et les autres formes de capital.

Expression des paramètres d'intérêt dans le cas *translog*

Les élasticités de la production aux facteurs s'expriment facilement en fonction des coefficients du premier et du deuxième ordre de la fonction de production *translog* ainsi que des niveaux des facteurs :

$$\varepsilon_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln(x_j)$$

Tous les autres paramètres peuvent être exprimés uniquement en fonction de ces dernières élasticités et des coefficients du deuxième ordre de la fonction

→

3. Des paramètres similaires (η_{io}, ψ_o) peuvent être définis pour le stock de capital autre.

4. À la différence des élasticités AUES, les élasticités MES mesurent l'élasticité du ratio de deux inputs au prix de l'un des deux inputs comme cela apparaît dans l'équation [7]. L'élasticité MES est de ce fait une élasticité « deux inputs un prix » alors que l'élasticité AUES est une élasticité « un input un prix ».

spécifiques à chaque entreprise. Il y a ainsi une distribution de l'effet de cette baisse dans la population. Cette hétérogénéité provient du fait que les entreprises n'ont pas toutes les mêmes dotations d'inputs ce qui à son tour reflète une hétérogénéité du prix de chacun de ces facteurs entre entreprises. Il y a, par exemple, une très forte hétérogénéité des coûts du travail entre entreprises ainsi qu'une très forte hétérogénéité des coûts du capital, conséquences de structures de financement très diverses. À ce titre, si la baisse du prix des ordinateurs est la même pour tous, les niveaux du coût du capital informatique sont susceptibles de varier considérablement d'une entreprise à l'autre.

La démarche consiste donc à estimer la technologie de production \hat{f} utilisée ensuite pour calculer, entreprise par entreprise, les paramètres d'intérêt $\chi_c(\hat{f}, x^*)$, $\eta_{lc}(\hat{f}, x^*)$, $\psi_c(\hat{f}, x^*)$.

Un échantillon de plus de 5 000 entreprises

Le manque d'information sur l'informatisation des entreprises a longtemps constitué une limite

importante dans l'analyse de ses effets sur les entreprises. Les études disponibles ont en général mobilisé des échantillons de petite taille, le plus souvent en coupe. Cet article s'appuie, en revanche, sur un échantillon de plus de 5 000 entreprises suivies sur la période 1994-1997. Cet échantillon est le résultat de l'appariement de différentes sources qui permettent de mesurer en particulier le capital informatique ainsi que la structure de la main-d'œuvre au sein de chaque entreprise.

L'information retenue pour mesurer le capital informatique est le poste comptable « Matériel de bureau, mobilier et informatique » des déclarations fiscales des entreprises (cf. encadré 2). Dans un article précédent (Crépon et Heckel, 2002), on a déjà eu recours à cette information.

La mesure de l'emploi et des salaires par qualification est le résultat d'un travail de grande ampleur effectué à l'Insee : il a consisté à agréger entreprise par entreprise les informations exhaustives contenues dans les Déclarations annuelles de données sociales (DADS) sur les heures travaillées et les rémunérations corres-

Encadré 1 (fin)

translog (cf. formules dans le tableau B). Au préalable, quelques définitions sont nécessaires :

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 0 & E' \\ E & B \end{bmatrix}$$

$$E = (\varepsilon_i)$$

$$B = (b_{ij}) ; \quad b_{ij} = \begin{cases} \beta_{ij} + \varepsilon_i(\varepsilon_i - 1) & \text{si } i = j \\ \beta_{ij} + \varepsilon_i \varepsilon_j & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

et γ_0 , (γ_i) , (γ_{ij}) les cofacteurs de 0, (ε_i) , (b_{ij}) de Γ divisés par le déterminant de Γ .

Tableau A

Définition des paramètres d'intérêt

Effet d'une variation marginale de p_c sur		
Le coût marginal de production $\chi_c(f, x^*)$	La demande de travail total $\eta_c(f, x^*)$	La demande de qualification relative $\psi_c(f, x^*)$
$\left. \frac{\partial \ln C_y}{\partial \ln p_c} (x^*) \right _{p_o, p_s, p_u, y^*}$	$\left. \frac{\partial \ln(x_u + x_s)}{\partial \ln p_c} (x^*) \right _{p_o, p_s, p_u, y^*}$	$\left. \frac{\partial \ln(x_s/x_u)}{\partial \ln p_c} (x^*) \right _{p_o, p_s, p_u, y^*}$

Tableau B

Formules des principaux paramètres

Élasticité	Notation	Formule
D'échelle	θ	$\sum \varepsilon_i$
Du coût marginal aux prix des facteurs	χ_i	$\varepsilon_i \gamma_i$
Du coût marginal à la production	δ_y	γ_0
De substitution	σ_{ij}^A	$\theta \gamma_{ij}$
Des demandes de facteurs au prix des facteurs	η_{ij}	$\varepsilon_j \gamma_{ij}$
Des demandes de facteurs à la production	μ_{ij}	γ_i

pondantes suivant plusieurs niveaux d'agrégation (Crépon, Deniau et Perez-Duarte, 2002). On distingue ici les deux catégories de qualifications définies plus haut.

Le travail non qualifié représente plus de 50 % du coût total, ce qui illustre le fait que le champ choisi ne couvre pas uniquement la population des employés à bas salaires. Utilisant cette définition et l'échantillon DADS disponible sur longue période (au 1/25^e), Dhune et Heckel (2002) mettent en évidence au niveau agrégé le recul du travail non qualifié depuis le début des années 1980 (cf. graphique *infra*).

L'échantillon final est obtenu par appariement de ces deux sources (cf. l'encadré 2 et le tableau 1 qui fournit quelques statistiques descriptives sur les variables utilisées).

La délicate estimation de la fonction de production

On estime une fonction de production *translog*, c'est-à-dire pour l'entreprise n à la date t :

$$\ln y_{nt} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln x_{int} + \frac{1}{2} \sum_{ij} \beta_{ij} \ln x_{int} \ln x_{jnt} + u_n + u_{nt}$$

avec $\beta_{ij} = \beta_{ji}$

Cette spécification est une approximation du second ordre de n'importe quelle technologie de production. On n'impose ici aucune restriction

sur les paramètres du deuxième ordre, hormis les habituelles conditions de symétrie. Cette spécification présente l'avantage, par rapport à la spécification Cobb-Douglas, de conduire à des élasticités de substitution différentes de 1 et hétérogènes d'un *input* à l'autre. Les dérivées de cette fonction de production, nécessaires pour le calcul des paramètres d'intérêt, sont des simples fonctions des $\{\alpha_i, \beta_{ij}\}$ et des niveaux des *inputs*.

L'estimation des fonctions de production est délicate. Les difficultés que l'on rencontre ont fait l'objet de nombreux travaux économétriques. Le recours à une méthode directe de type moindres carrés ordinaires (MCO) conduirait à des biais importants. Griliches et Mairesse (1995) ont analysé ces biais de façon détaillée. En dehors des erreurs de mesure et des variables omises, la principale source de biais est liée à l'existence de simultanéité entre les termes d'erreurs inobservés et les quantités d'*inputs* : certains chocs soit permanents soit temporaires subis par les entreprises sont pris en compte au moment où les entreprises décident du niveau optimal d'*inputs* à utiliser. Une partie des termes d'erreurs inobservés est donc *transmise* dans le niveau des *inputs* dans la terminologie définie par Griliches et Mairesse. La corrélation induite entre les termes d'erreurs de la fonction de production et les variables explicatives génère des biais dans l'estimation par MCO.

Les chocs permanents correspondent à des effets individuels u_n apparaissant dans la technologie de production. Si ces effets sont pris en compte par les entreprises dans leurs décisions, il existe une corrélation entre le niveau des

Encadré 2

DES DONNÉES ISSUES DE DEUX SOURCES

La base de données utilisée pour les estimations résulte de la fusion de deux sources de données individuelles, une au niveau entreprise – la source fiscale des entreprises soumises aux Bénéfices réels normaux (BRN) – et une au niveau employé – la source sociale liée aux Déclarations annuelles de données sociales (DADS). La base de donnée ainsi obtenue couvre la période 1994-1997. Elle est « cylindrée » et comprend 4 571 entreprises.

La base des BRN est collectée par la Direction Générale des Impôts. Elle procure les données de bilan et de comptes de résultat des entreprises. Elle fournit toutes les informations nécessaires pour estimer une fonction de production : nombre d'employés, stock de capital, valeur ajoutée, ainsi que la masse salariale.

Cette source de données comprend chaque année environ 600 000 entreprises appartenant au secteur privé et représentant plus de 90 % des ventes des entreprises imposées en France. Les entreprises sont identifiées grâce à un code *Siren* qui permet de les suivre au cours du temps. Les stocks de capital sont construits à partir des informations sur les immobilisations corporelles. En particulier, le poste « Matériel de bureau, mobilier et informatique » (MBMI) est utilisé pour mesurer le capital informatique.

L'information permettant de distinguer le poste MBMI au sein des immobilisations corporelles n'est néanmoins pas disponible pour l'ensemble des entreprises de la source BRN. On s'est restreint au sous-échantillon cylindré sur la période 1994-1997 pour lequel

→

Encadré 2 (suite)

cette information est disponible. Les entreprises dont la valeur ajoutée, les effectifs, le stock de capital informatique ou le stock des autres biens de capital n'étaient pas toujours strictement positifs ont, par ailleurs, été éliminées ainsi que celles appartenant aux secteurs suivants : agriculture, activités financières, activités immobilières, éducation, santé, action sociale et administration. Ce sous-échantillon comprend 6 402 entreprises.

Le poste MBMI isole mal le capital informatique *stricto sensu*, puisqu'il contient également des équipements (tels que les machines à écrire ou les téléphones), ainsi que des fournitures de bureau (chaises, bureaux). Il faut par conséquent introduire une correction en ne prenant qu'une partie du poste MBMI pour évaluer le stock de capital informatique. Cette fraction a été fixée à 50 % sur la base de données de la comptabilité nationale (cf. Crépon et Heckel (2002) pour plus de détails). Cette correction n'est pas importante pour l'estimation du modèle. Elle est néanmoins cruciale dans le calcul de la part de la rémunération du capital informatique dans le coût total. Cette part, qui est un paramètre clé dans le cadre de la comptabilité de la croissance, joue le rôle de point de référence auquel on comparera la mesure de l'élasticité de la production au stock de capital informatique.

Un deuxième problème vient du fait que les immobilisations corporelles sont valorisées dans les comptes des entreprises aux coûts historiques – c'est-à-dire au coût d'acquisition –, alors qu'il faut une mesure en volume. Afin de disposer d'une mesure du stock d'ordinateurs en volume, on a effectué une correction qui consiste à déflater la mesure initiale par le prix de l'investissement correspondant à la date considérée moins l'âge estimé du capital. Cela revient à supposer que tout le stock de capital a été acquis à une seule date dans le passé. L'âge du capital est estimé par la part du capital amortie (ratio amortissement sur stock de capital), multipliée par la durée de vie du bien de capital considéré.

Pour le capital informatique, une durée de vie de cinq ans a été retenue. L'indice des prix utilisé pour l'investissement en informatique est celui construit par l'Insee grâce à la *méthode hédonique*. Les améliorations de qualité sont de ce fait prises en compte dans le calcul du volume du capital informatique. L'indice des prix utilisé pour calculer le volume du capital informatique décroît à un rythme annuel proche de - 15 % chaque année au cours des années 1990. Cet ordre de grandeur est utilisé ensuite pour évaluer l'ampleur des effets de la baisse du prix des ordinateurs.

La correction pour passer des coûts historiques aux volumes a également été utilisée pour les six autres types de biens de capital disponibles dans les liasses fiscales (constructions, bâtiments, installations générales et techniques, matériel de transport, matériel d'emballage). Ces biens ont ensuite été agrégés en un unique indice *divisia*. Quant à la valeur ajoutée réelle, elle est définie comme la différence entre production et consommations intermédiaires, déflatée par l'indice des prix sectoriel au niveau 2, chiffres disponibles dans les comptes nationaux.

La source des DADS est disponible de façon exhaustive depuis 1994 (1). Elle contient des informations sur tous les employés de toutes les entreprises. La base de données est construite à partir des déclarations obligatoires faites par les employeurs sur la masse salariale de chacun de leurs employés (pour lesquels des charges sociales doivent être payées). Cette source de données comprend environ 15 millions d'employés par an. On dispose ainsi de fichiers couvrant des paires d'années successives entre 1994 et 1997 : 1994-1995, 1995-1996 et 1996-1997. Les fichiers fournissent des informations sur le nombre de jours travaillés, le nombre d'heures, les salaires et des caractéristiques des employés (sexe, âge, catégorie socioprofessionnelle) pour toutes les entreprises du secteur privé. Ils comprennent également l'identifiant Siren de l'entreprise dans lequel l'employé travaille.

Dans un premier temps, le coût total du travail a été calculé à partir des salaires en appliquant les règles fiscales des charges sociales (ces règles complexes ont changé sur la période d'étude, en particulier du fait de l'introduction d'une baisse sur les charges sociales payées sur les bas salaires). Les informations disponibles au niveau employé ont ensuite été agrégées au niveau de l'entreprise en deux grandes catégories d'occupation : les ouvriers et employés (désignés par « non qualifiés ») ont été opposés aux chefs d'entreprises, cadres et professions intermédiaires (dénommés « qualifiés »). Pour chacune de ces catégories, le nombre de jours et d'heures travaillées ainsi que les coûts totaux sont disponibles.

Une fusion des deux sources par l'identifiant de l'entreprise

Ces deux sources de données (BRN et DADS) ont été fusionnées grâce à l'identifiant Siren de l'entreprise sur la période 1994-1997. Cet appariement réduit la taille de l'échantillon cylindrique de 6 402 à 5 129 entreprises sur la période 1994-1997, puis à 4 982 lorsque l'on impose que les quantités de travail qualifié et non qualifié sont toujours strictement positives.

On a enfin effectué des nettoyages élémentaires sur les ratios des *inputs* à la valeur ajoutée. On a imposé que leur moyenne et leur écart-type appartiennent aux intervalles construits à partir de la médiane ± 5 fois la différence entre le quartile supérieur et inférieur. L'échantillon final comprend 4 571 entreprises, dont 1 883 dans l'industrie manufacturière et 2 688 dans les services (cf. tableau 1 qui présente quelques statistiques descriptives sur l'échantillon).

1. Elle est en fait disponible depuis 1993 ; mais les données relatives à 1993 sont de mauvaise qualité.

inputs et ces effets susceptible de conduire à des estimations biaisées. Le recours à des estimations dans la dimension temporelle de type *within* (écarts aux moyennes individuelles) ou en différences (évolutions entre deux dates) permet de s'affranchir de ce type de biais. Cependant, lorsque les entreprises prennent également en compte les chocs transitoires dans leurs décisions, ces transformations ne permettent plus d'obtenir des estimateurs non biaisés. Pour traiter de tels biais, il faut avoir recours à des méthodes à variables instrumentales mises en œuvre dans le cadre de la méthode des moments généralisés (GMM) (cf. encadré 3).

Les estimateurs *within* et différences longues les plus convaincants

Les estimateurs traditionnels traitant du problème d'effet corrélé (*within* et *différences longues*) sont présentés ci-après ainsi que deux estimateurs GMM non linéaires fondés sur le modèle quasi différencié de Blundell et Bond (1998). Le premier estimateur GMM (qui est appelé *GMM en différences* ci-après) repose sur l'ensemble de conditions d'orthogonalité S_1 et S_2 pour le modèle quasi différencié (cf. encadré 3). Le second estimateur GMM est celui qui correspond à l'estimateur *System*. L'estimateur *between* est également présenté comme point de référence.

Le volume de travail est mesuré par le nombre de jours travaillés. Le nombre d'heures travaillées par jour est utilisé comme variable de

contrôle supplémentaire, éventuellement interagie avec le niveau des autres *inputs*. Ignorer cette variable pourrait conduire à un biais de variable omise car l'élasticité de la production au nombre de jours travaillés peut différer de l'élasticité de la production au nombre d'heures. Le nombre d'heures par jour est également susceptible de s'ajuster plus rapidement que les autres variables explicatives et pourrait ainsi neutraliser le biais de simultanéité.

Le tableau 2 présente les résultats des estimations sur l'échantillon total pour les estimateurs *between*, *within*, différences longues et GMM. Tous les niveaux des *inputs* ont été centrés avant de calculer les termes croisés du second ordre si bien que les termes du premier ordre peuvent être interprétés comme des élasticités calculées au point moyen. Des estimations séparées ont été menées pour l'industrie et les services. Elles fournissent *in fine* des résultats non significativement différents (cf. *infra*) si bien qu'on se concentre ici sur l'estimation effectuée sur tout l'échantillon.

De fortes différences apparaissent sur les termes du premier ordre entre les différents estimateurs (cf. tableau 2). L'élasticité moyenne de la production au capital informatique est très forte (de l'ordre de 0,10-0,15) pour les estimateurs qui utilisent des niveaux, à savoir les estimateurs *between* et l'estimateur *System*. L'élasticité moyenne est beaucoup plus faible avec les estimateurs GMM en différences, *within* et différences longues qui n'utilisent pas le modèle

Tableau 1
Statistiques descriptives sur l'échantillon

Variables		Quantiles		Échantillon total			Industrie	Services	Nombre d'employés		
									< 20	20 à 100	> 100
Variable	Formule	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile	Médiane		Médiane				
Productivité du travail	$y/(x_u + x_s)$	- 0,04	0,01	0,05	0,02	0,00	0,00	0,01	0,01		
Stock d'ordinateurs	x_c	0,06	0,12	0,20	0,13	0,12	0,09	0,12	0,13		
Autre stock de capital	x_0	- 0,03	0,02	0,09	0,04	0,01	0,00	0,01	0,04		
Qualifiés sur non-qualifiés	x_u/x_s	- 0,09	- 0,02	0,05	- 0,02	- 0,02	- 0,02	- 0,01	- 0,03		
Coût relatif des qualifiés	p_u/p_s	- 0,03	0,00	0,03	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00		
Part des non-qualifiés	$x_u/(x_u + x_s)$	0,56	0,72	0,82	0,74	0,70	0,60	0,71	0,74		
Coût des non-qualifiés sur VA	$p_u x_u / p_y$	0,24	0,39	0,51	0,40	0,39	0,29	0,37	0,42		
Coût des qualifiés sur VA	$p_s x_s / p_y$	0,20	0,29	0,43	0,26	0,32	0,36	0,29	0,28		
Coût du capital informatique sur VA	$P_c x_c / p_y$	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01		
Coût du capital autre sur VA	$P_c x_0 / p_y$	0,05	0,11	0,20	0,17	0,08	0,07	0,10	0,13		
Nombre d'entreprises		4 571			1 883	2 688	363	1 948	2 260		

Lecture : les taux de croissance sont calculés sur la période 1994-1997. Les ratios sont calculés année après année, puis ramenés à la moyenne sur la période.

Sources : fichier des bénéficiaires réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

directement en niveaux. Les élasticités moyennes obtenues avec l'estimateur *within* et avec l'estimateur différences longues sont très proches (de l'ordre de 0,03), et significativement différentes de 0. L'estimateur GMM en différences donne une élasticité moyenne négative mais très imprécise.

Ces résultats amènent à considérer les estimations « en niveaux » avec circonspection. Une question récurrente dans l'estimation des fonctions de production avec le capital informatique (cf. *infra*) est l'existence de rendements très élevés pour le capital informatique, en général supérieurs à la part de la rémunération de celui-

ci dans la valeur ajoutée. De ce point de vue, les estimateurs *within* et différences longues semblent être préférables aux estimateurs *between* et *System* pour lesquels on obtient des élasticités moyennes très fortes et peu plausibles.

Les rendements d'échelle estimés avec les différentes méthodes sont très proches, variant entre 0,83 et 1 (sauf pour l'estimateur GMM en différences qui donne une valeur peu plausible de 0,62). Utiliser les nombres d'heures travaillées par jour (pour chaque catégorie d'employés) comme variable de contrôle additionnelle a d'ailleurs peu d'effets sur les paramètres estimés. Les rendements d'échelle sont toutefois

Encadré 3

ESTIMATION DE LA FONCTION DE PRODUCTION PAR LA MÉTHODE DES GMM SOUS DIFFÉRENTES HYPOTHÈSES IDENTIFIANTES

On écrit la fonction de production comme :

$$y_{nt} = x_{nt}b + u_n + u_{nt}$$

L'estimateur GMM usuel proposé par Arellano et Bond (1991) est fondé sur les restrictions identifiantes suivantes :

$$H_1 : E(u_{nt}x_{ns}) = 0 \quad s < t$$

Celles-ci fournissent les conditions d'orthogonalité bien connues :

$$S_1 : E(\Delta u_{nt}x_{ns} = 0) \quad s < t - 1$$

L'absence de corrélation temporelle de la perturbation transitoire peut également être imposée :

$$H_2 : E(u_{nt}u_{ns}) = 0 \quad t \neq s$$

Sous cette hypothèse supplémentaire, la condition d'orthogonalité supplémentaire suivante peut être utilisée dans l'estimation (en plus de S_1) :

$$S_2 : E(\Delta u_{nt}y_{ns} = 0) \quad s < t - 1$$

En d'autres termes, les conditions de moments impliquant les valeurs retardées de la variable endogène peuvent être ajoutées à l'ensemble des conditions des moments impliquant les valeurs retardées des variables explicatives. L'estimateur usuel d'Arellano et Bond consiste donc à utiliser les valeurs retardées des variables explicatives pour instrumenter le modèle pris en différence première. Il donne en général des résultats assez décevants (imprécis) du fait de la faible corrélation des instruments avec les variables explicatives. Une spécification alternative a été proposée par Arellano et Bover (1995), basée sur l'hypothèse supplémentaire de constance dans le temps de la corrélation entre effet fixe et variables explicatives :

$$H_3 : E(u_n x_{ns}) = \delta$$

Sous cette hypothèse de stationnarité, les conditions d'orthogonalités suivantes sont vérifiées :

$$S_3 : E((u_n + u_{nT})\Delta x_{ns}) = 0 \quad s < T$$

Ainsi que :

$$S_4 : E((u_n + u_{nT})\Delta y_{ns}) = 0 \quad s < T$$

sous l'hypothèse H_2 .

Les estimateurs construits sur les ensembles de conditions S_1 à S_3 ou S_1 à S_4 sont connus sous le nom d'*estimateur System*. Comme il est usuel de le faire dans le cadre de la méthode des GMM, un test de cohérence de l'ensemble étendu des conditions d'orthogonalité avec l'ensemble S_1 est fourni par le test de sur-identification de Sargan.

Blundell et Bond (1998) traitent du cas d'une perturbation transitoire présentant de l'auto-corrélation, modélisée comme un simple processus AR(1) :

$$u_{nt} = \rho u_{nt-1} + \varepsilon_{nt}$$

Le modèle quasi différencié peut être écrit de la façon suivante :

$$y_{nt} = \rho y_{nt-1} + b(x_{nt} - \rho x_{nt-1}) + (1 - \rho)u_n + \varepsilon_{nt}$$

Blundell et Bond (1998) montrent que les hypothèses H_1 à H_4 peuvent être étendues au modèle quasi différencié et conduisent alors à un ensemble de conditions d'orthogonalité S_1 à S_4 dans lesquelles u_{nt} est remplacé par ε_{nt} . La validité des conditions d'orthogonalité S_4 (basées sur les valeurs retardées de Δy) nécessite l'hypothèse supplémentaire que le processus générant les données ait commencé une longue période de temps avant que les données ne soient observées, afin que la corrélation entre l'instrument et l'effet fixe puisse être négligée.

sensiblement supérieurs puisque l'estimateur *within* obtenu en omettant ces variables de contrôle additionnelles donne une élasticité d'échelle moyenne de 0,76 (non reporté) (2).

À ce stade, on peut conclure que les estimateurs *within* et différences longues sont les plus convaincants. Ces estimateurs ne résolvent pas tous les problèmes associés à l'estimation de la fonction de production. Néanmoins, les estimateurs plus sophistiqués de type GMM ne donnent pas de meilleurs résultats : soit les spécifications examinées sont rejetées par les données, soit elles donnent des résultats très imprécis, peu

informatifs. De plus, les variables de contrôle additionnelles introduites (heures travaillées par jour) peuvent capter et réduire le biais de simultanéité pour les estimateurs *within* et différences longues. Les paramètres d'intérêt que l'on présente dans la suite sont calculés avec l'estimateur *within* de la fonction de production (3).

2. Les variables de contrôle additionnelles faisant intervenir les interactions entre heures et niveaux des inputs, n'étant pas significatives, ont été éliminées des estimations.

3. Les résultats ne seraient pas modifiés de façon significative si on avait plutôt retenu les différences longues.

Tableau 2
Estimation de la fonction de production *translog* sur l'échantillon complet

	<i>Between</i>	<i>Within</i>	Différence Longue	GMM en différences	Estimateur System	
Coefficient autorégressif ρ	-	-	-	0,9 (0,09)	0,55 (0,03)	
Coefficients du 1^{er} ordre						
Non-qualifiés	0,31 (0,01)	0,46 (0,02)	0,53 (0,02)	0,20 (0,22)	0,39 (0,04)	
Qualifiés	0,35 (0,01)	0,26 (0,01)	0,30 (0,02)	0,24 (0,13)	0,40 (0,05)	
Ordinateurs	0,15 (0,01)	0,03 (0,01)	0,02 (0,01)	- 0,09 (0,14)	0,09 (0,03)	
Autres stocks de capital	0,14 (0,01)	0,08 (0,01)	0,07 (0,02)	0,27 (0,20)	0,1 (0,03)	
Coefficients du 2^e ordre						
Non-qualifiés	Non-qualifiés	0,096 (0,005)	0,066 (0,007)	0,066 (0,006)	0,066 (0,059)	0,046 (0,028)
	Qualifiés	- 0,092 (0,009)	- 0,086 (0,011)	- 0,112 (0,012)	- 0,107 (0,073)	- 0,046 (0,045)
	Ordinateurs	- 0,052 (0,007)	- 0,015 (0,008)	- 0,007 (0,009)	- 0,027 (0,037)	- 0,048 (0,043)
	Autres stocks de capital	- 0,022 (0,004)	0,007 (0,007)	0,008 (0,008)	- 0,065 (0,054)	0,020 (0,028)
Qualifiés	Qualifiés	0,073 (0,007)	0,055 (0,007)	0,066 (0,008)	0,054 (0,075)	0,054 (0,031)
	Ordinateurs	- 0,014 (0,009)	0,017 (0,008)	0,025 (0,010)	- 0,041 (0,053)	- 0,033 (0,055)
	Autres stocks de capital	- 0,038 (0,006)	- 0,003 (0,008)	- 0,014 (0,008)	0,042 (0,083)	- 0,151 (0,041)
Ordinateurs	Ordinateurs	0,015 (0,004)	- 0,002 (0,004)	- 0,007 (0,005)	- 0,006 (0,026)	0,016 (0,024)
	Autres stocks de capital	0,002 (0,005)	0,007 (0,006)	0,010 (0,006)	0,035 (0,026)	0,051 (0,033)
Autres stocks de capital	Autres stocks de capital	0,035 (0,002)	0,007 (0,005)	0,009 (0,005)	0,054 (0,042)	0,043 (0,018)
Statistique de Sargan						
Degrés de liberté						
p-value						
	-	-	-	32,3	143,3	
	-	-	-	45	75	
	-	-	-	0,92	3,5E- 6	

Lecture : l'échantillon comprend 4 571 entreprises suivies sur la période 1994-1997. Les deux dernières colonnes présentent les estimations GMM sur le modèle quasi différencié, sous l'hypothèse que la perturbation transitoire suit un processus AR(1). L'estimateur GMM est basé sur l'instrumentation des variables en différence par leurs valeurs retardées (c'est-à-dire sur les ensembles de conditions S_1 et S_2). L'estimateur System combine les conditions des moments précédentes avec en plus une condition reposant sur l'instrumentation des variables par leurs variations passées (soit les conditions S_1 à S_4). Le niveau des inputs a été centré avant de calculer les produits croisés afin de pouvoir interpréter les termes du premier ordre comme des élasticités au point moyen de l'échantillon. La statistique de Sargan, les degrés de liberté et les p-value correspondantes sont présentés dans les trois dernières lignes du tableau.

Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

Une quantification de l'impact de la baisse du prix des ordinateurs

L'évaluation quantitative de l'impact de la baisse du prix des ordinateurs repose sur les paramètres d'intérêt $\chi_c(\hat{f}, x^*)$, $\eta_{lc}(\hat{f}, x^*)$, et $\psi_c(\hat{f}, x^*)$, qui captent respectivement l'effet marginal de la baisse de ce prix sur le coût marginal de production, sur l'emploi total dans l'entreprise et sur sa composition par qualifications. Ces paramètres dépendent des coefficients $\{\alpha_i, \beta_{ij}\}$ estimés et des niveaux de chacun des *inputs* (4). Il existe donc dans la population des entreprises que l'on considère une distribution des paramètres d'intérêt.

Les tableaux de résultats 3 à 8 présentent les quartiles de ces distributions et les écarts-types correspondants. Ces écarts-types prennent en compte, d'une part, le fait que la technologie de production est estimée et, d'autre part, le fait que l'estimation d'un quartile d'une distribution présente elle-même un aléa (5). Les paramètres sont des fonctions complexes des observations et sont donc estimés de façon imprécise. La principale difficulté provient du fait que leur détermination fait intervenir l'estimation de l'inverse de la matrice hessienne bordée.

On commentera successivement les évaluations obtenues pour l'effet de la baisse du prix des ordinateurs sur le coût marginal de production (paramètre χ_c) et sur la demande de travail des entreprises (paramètres η_{lc} et ψ_c). Ces paramètres sont obtenus en faisant l'hypothèse d'homogénéité de la fonction de production, estimée sur 4 571 entreprises. Cette approximation est rendue nécessaire par l'imprécision importante de la procédure d'estimation. Néanmoins, on examine également à titre indicatif les différences entre l'industrie et les services. Ces estimations ne font plus l'hypothèse d'homogénéité de la fonction de production mais présentent, en revanche, l'inconvénient d'être beaucoup moins précises.

Le choc d'offre induit par la baisse du prix des ordinateurs apparaît substantiel

Le choc d'offre associé à la baisse du prix des ordinateurs est important parmi les entreprises de l'échantillon. Le tableau 3 donne les quartiles de la distribution de χ_c sur la population des entreprises. La valeur médiane est en particulier de 0,05 : une baisse du prix des ordinateurs de 15 % (6) devrait engendrer, les autres prix des facteurs ainsi que le volume de production étant

maintenus constants, une baisse du coût marginal de 0,75 % (= $0,05 \times (-0,15)$) pour l'entreprise médiane.

La contribution de la baisse du prix des ordinateurs apparaît donc substantielle, sachant que le prix de la valeur ajoutée a diminué au rythme de 1,4 % par an relativement au coût moyen du travail entre 1990 et 1999. L'effet est de même sensible au bas de la distribution des entreprises : le premier quartile du paramètre χ_c vaut 0,04, ce qui correspond à une baisse du coût marginal d'environ 6 %.

L'importance du choc d'offre associé à la baisse du prix des ordinateurs peut également être évaluée en comparant χ_c au ratio ε_c/θ de l'élasticité de la production aux ordinateurs divisée par les rendements d'échelle, et à la part π_c de la rémunération des ordinateurs dans le coût total. Sous l'hypothèse que la fonction de production est homogène de degré θ , χ_c devrait être égal à ε_c/θ . Ces deux paramètres ont des valeurs proches (cf. tableau 3). En outre, si les entreprises ne peuvent influencer les prix sur le marché des facteurs et ont un comportement optimisateur, alors ε_c/θ doit aussi être égal à π_c . Toutefois, le premier de ces paramètres est très supérieur au second, le ratio médian s'élevant environ à 5 (cf. tableau 3).

Ce résultat est proche de ceux obtenus par des études récentes (7). Il peut s'interpréter comme le signe d'un sous-investissement en matériel informatique. Il est également possible que l'effet que l'on interprète comme résultant de la baisse du prix des ordinateurs résulte d'autres variables inobservées et corrélées avec l'accumulation de capital informatique, telles que les logiciels, les nouvelles technologies incorporées aux autres biens de capital, ou encore les pratiques organisationnelles complémentaires de l'informatisation. Si tel est le cas, les résultats doivent s'interpréter non pas en termes d'élasticité au prix des ordinateurs, mais à un indice de prix faisant intervenir les prix de tous

4. On a retenu pour cela leurs moyennes sur la période 1994-1997 que l'on considère comme une meilleure mesure du niveau de long terme de ces quantités.

5. En pratique, ces écarts-types sont difficiles à calculer. On a mis en œuvre la méthode du bootstrap qui consiste à tirer dans l'échantillon initial un grand nombre d'échantillons (avec remise) et à appliquer sur chacun d'entre eux la procédure d'estimation complète. Dans le cas d'espèce, le nombre optimal de tirages (Andrews et Buchinsky, 2000) est de plus de 3 000.

6. Soit la moyenne annuelle de la variation de l'indice de prix hédonique calculé pour la France sur la période 1990-1999.

7. Lehr et Lichtenberg (1998) estiment ce ratio entre 5 et 10 et Brynjolfsson et Hitt (2000) entre 2 et 8.

les facteurs inobservés dont l'effet est capté par l'utilisation d'ordinateurs.

Une dernière explication de cette différence entre part et élasticité peut résider dans la présence d'externalités positives de réseau liées à l'informatique. Les efforts d'informatisation effectués par les entreprises avec lesquelles une entreprise donnée est en relations affectent positivement la rentabilité de son propre investissement. Ces efforts constituent donc une variable omise corrélée positivement avec les équipements informatiques et la productivité, ce qui conduit à une surestimation de l'élasticité de la production au capital informatique.

La baisse du prix des ordinateurs conduit les entreprises à demander relativement plus de travail qualifié

L'effet de la baisse du prix des ordinateurs sur les demandes de facteurs des entreprises est analysé en mettant l'accent sur les deux types de qualification (cf. *supra*). Le tableau 4 donne les quartiles sur l'ensemble des entreprises des élasticités de substitution d'Allen-Uzawa, qui résumant les possibilités technologiques de substitution entre facteurs. Une interprétation économique de ces paramètres ne peut toutefois être donnée qu'en termes d'élasticités-prix. Pour cette raison, on commente directement ces dernières, dont les distributions sont données dans le tableau 5 (8).

Tableau 3
Quartiles de la mesure du choc d'offre associé à la variation du prix des ordinateurs

Paramètres	Quartiles		
	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile
χ_c	0,04 <i>(0,02)</i>	0,05 <i>(0,01)</i>	0,06 <i>(0,01)</i>
ε_c/θ	0,03 <i>(0,01)</i>	0,04 <i>(0,01)</i>	0,05 <i>(0,01)</i>
$\varepsilon_c/(\theta\pi_c)$	2,77 <i>(1,39)</i>	4,73 <i>(1,58)</i>	8,22 <i>(2,39)</i>

Lecture : les paramètres sont calculés à partir de l'estimateur within de la fonction de production translog, sur l'échantillon complet de 4 571 entreprises, à l'aide de la formule [1] de l'encadré 1. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap (χ_c représente l'effet marginal de la baisse du prix des ordinateurs sur le coût marginal de production, ε_c/θ est le ratio de l'élasticité de la production aux ordinateurs divisée par les rendements d'échelle, π_c est la part de la rémunération des ordinateurs dans le coût total).
Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

Le premier effet d'une baisse du prix des ordinateurs est une accumulation de capital informatique dont l'ampleur dépend du degré de substituabilité des ordinateurs avec les autres facteurs de production. Aucun des trois quartiles de l'élasticité de la demande d'ordinateurs à leur prix n'est significativement différent de - 1. Dit autrement, hors effets de volume, une baisse du prix des ordinateurs devrait avoir pour conséquence une augmentation du stock d'ordinateurs dans une proportion équivalente. Cette élasticité-prix est égale à $-(1 - \varepsilon_c/\theta)$ dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas. Étant donné la faible ampleur de l'élasticité de la production aux ordinateurs, l'expression précédente est proche de - 1. Ainsi, les possibilités de substitutions élargies offertes par une fonction de production *translog* ne jouent pas un rôle important ici.

Le niveau de production étant maintenu constant, l'accumulation de capital informatique doit nécessairement être compensée par une baisse de l'utilisation d'au moins l'un des trois autres facteurs. Ce n'est en fait le cas que du travail non qualifié. L'élasticité de la demande de travail non qualifié au prix des ordinateurs est significativement positive, avec une valeur

8. En effet, dans le cas d'une fonction de production faisant intervenir plusieurs facteurs, les élasticités de substitution d'Allen-Uzawa sont des élasticités du type « un facteur - un prix » ; en d'autres termes, elles n'ont une interprétation économique que par le biais des élasticités-prix.

Tableau 4
Médianes des élasticités de substitution d'Allen-Uzawa sur l'ensemble des entreprises

Élasticité de substitution d'Allen-Uzawa entre	Médiane
Non-qualifiés et qualifiés σ_{us}^A	3,1 <i>(0,3)</i>
Non-qualifiés et ordinateurs σ_{uc}^A	3,4 <i>(0,8)</i>
Non-qualifiés et autre capital σ_{uo}^A	1,1 <i>(0,4)</i>
Qualifiés et ordinateurs σ_{sc}^A	- 1,9 <i>(1,0)</i>
Qualifiés et autre capital σ_{so}^A	1,6 <i>(0,6)</i>
Ordinateurs et autre capital σ_{co}^A	- 0,8 <i>(1,7)</i>

Lecture : les élasticités de substitution d'Allen-Uzawa sont calculées à l'aide de la formule [4] de l'encadré 1 sur la base de l'estimation within de la fonction de production réalisée sur l'ensemble des 4 571 entreprises. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap.
Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

médiane dans l'échantillon de 0,14. En revanche, les quartiles des élasticité de la demande de travail qualifié sont négatifs, avec une valeur médiane de - 0,08. L'élasticité des biens de capital autres que les ordinateurs est également négative, mais pas de manière significative. La baisse du prix des ordinateurs conduit donc les entreprises à accroître l'intensité de leur production en matériel informatique et en travail qualifié, et à réduire simultanément leur utilisation de travail non qualifié, tout en conservant inchangé leur stock de biens de capital autres que les ordinateurs.

L'effet sur la demande de travail agrégée d'une baisse du prix des ordinateurs, mesuré par η_{lc} , dépend des deux effets de signe opposé sur le travail qualifié et le travail non qualifié (élasticité-prix η_{uc} et η_{sc} dans le tableau 5). Le tableau 6 donne les quartiles de l'effet global défini dans l'équation [5] de l'encadré 1. Cet effet a une valeur médiane de 0,06 avec un intervalle de confiance à 5 % de [0,02, 0,10]. La valeur de l'effet global est stable entre les quartiles, s'échelonnant de 0,05 à 0,07. On en conclut que l'accumulation de capital informatique est biaisée en faveur du capital et au détriment du travail. Suivant les résultats, une baisse annuelle du prix des ordinateurs de 15 % sur la période 1990-1999 est associée à une baisse de la demande de travail pour l'entreprise médiane égale à - 0,9 % avec un intervalle de confiance à 5 % de [- 1,5%, - 0,3%]. Cela n'implique pas que l'emploi ait diminué dans les entreprises concernées, puisque l'effet de substitution peut être plus que compensé par l'effet volume qui

résulte de la baisse du coût marginal, si celle-ci est transmise dans les prix, et si l'élasticité-prix de la demande de biens est non nulle.

L'effet de la baisse du prix des ordinateurs sur la demande relative de qualification est mesuré par le paramètre $\psi_c = \eta_{sc} - \eta_{uc}$. Cette élasticité est fortement négative quoique très dispersée dans l'échantillon (cf. tableau 6) : sa valeur médiane est de - 0,24, le premier quartile étant de - 0,40. Par ailleurs, aucun effet comparable sur la demande relative de qualification n'est observé de façon significative pour les autres biens de capital : les quartiles du paramètre ψ_0 ne sont pas significativement différents de zéro (cf. tableau 6).

Afin d'évaluer l'impact de ces résultats, on considère la valeur médiane du paramètre ψ_c et on calcule l'effet d'une baisse de 15 % du prix des ordinateurs. Une telle baisse devrait induire une variation de la demande relative de travail par qualification égale à $\psi_c \Delta \ln(p_c)$, soit 3,7 % avec un intervalle de confiance à 5 % de [1,5 %, 6,0 %]. Au niveau agrégé, la variation de la demande relative peut être définie à partir de l'équation [7] de l'encadré 1 comme :

$$\Delta \ln(x_s/x_u) - \sigma_{us}^M \Delta \ln(p_u/p_s)$$

En France, le ratio de l'emploi qualifié sur l'emploi non qualifié a crû en moyenne entre 1990 et 1999 de 2,2 % par an, alors que le coût

Tableau 5
Quartiles des élasticité des demandes de facteurs au prix des ordinateurs

Élasticité au prix des ordinateurs de la demande de	Quartiles		
	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile
Non-qualifiés η_{uc}	0,10 (0,05)	0,14 (0,04)	0,2 (0,07)
Qualifiés η_{sc}	- 0,20 (0,08)	- 0,08 (0,04)	- 0,01 (0,06)
Ordinateurs η_{cc}	- 1,08 (0,31)	- 0,97 (0,19)	- 0,93 (0,31)
Autre capital η_{oc}	- 0,08 (0,11)	- 0,03 (0,07)	0,00 (0,07)

Lecture : les élasticité-prix sont calculées sur la base de l'estimation within de la fonction de production translog à partir de l'échantillon total de 4 571 entreprises, à l'aide de la formule [3] de l'encadré 1. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap.

Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

Tableau 6
Quartiles sur l'ensemble des entreprises des élasticité de la demande de travail au prix des ordinateurs et au prix des autres formes de capital

Élasticité-prix	Quartiles		
	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile
η_{lc}	0,05 (0,02)	0,06 (0,02)	0,07 (0,03)
η_{lo}	0,03 (0,02)	0,05 (0,02)	0,07 (0,02)
ψ_c	- 0,40 (0,14)	- 0,24 (0,08)	- 0,15 (0,12)
ψ_0	0,03 (0,11)	0,05 (0,09)	0,09 (0,15)
$-\psi_c/\sigma_{us}^M$	0,08 (0,03)	0,09 (0,03)	0,10 (0,04)

Lecture : les élasticité-prix apparaissant dans ce tableau sont définies dans l'encadré 1. Elles sont calculées sur la base de l'estimation within de la fonction de production translog à partir de l'échantillon total de 4 571 entreprises. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap.

Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

relatif a diminué simultanément de 0,03 % par an (cf. graphique). Le déplacement de la demande relative de qualification peut être ainsi évalué à environ 2,1 % ($= 2,2 \% - 3,2 \times 0,03 \%$), en utilisant la valeur médiane de l'élasticité de substitution de Morishima entre travail qualifié et non qualifié (égale à 3,2, non reportée dans les tableaux). Un déplacement de la demande de cette ampleur se situe à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Les résultats trouvés sont donc cohérents avec l'évolution macroéconomique (9). Ils indiquent aussi que l'informatisation constitue un choc important pour l'évolution de la structure de l'emploi par qualifications (10).

Une évaluation directe du biais de qualification conduit à des résultats moins forts

Comme on l'a déjà commenté, cette évaluation du biais de qualification présente l'originalité d'une part de reposer sur une estimation de fonction de production et, d'autre part, de considérer l'impact non pas d'une augmentation du stock d'ordinateurs mais d'une baisse de leur prix. La plupart des autres études reposent sur l'estimation d'une équation de demande relative de qua-

lification avec stocks de capital quasi fixes, du type de l'équation [8] (cf. encadré 1) (11). Elles trouvent, en grande majorité, une corrélation positive entre travail qualifié et utilisation des ordinateurs (12).

Une manière de confronter les deux approches est de comparer la distribution de l'élasticité φ_c obtenue dans le cadre de la fonction de production avec une estimation directe de l'équation [8]. L'estimateur *within* de la fonction de production conduit à une valeur médiane de φ_c de

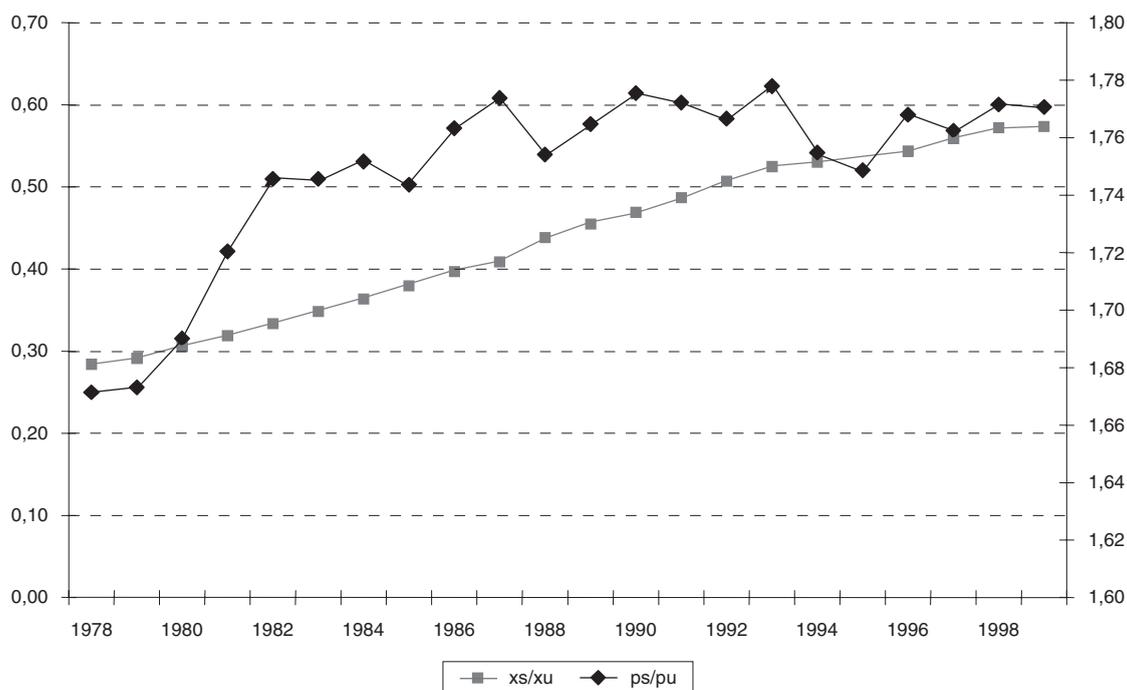
9. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Krusell et al. (2000) qui, à partir d'estimations effectuées dans la dimension temporelle, concluent que la complémentarité entre capital et qualification explique la majeure partie de la hausse du salaire relatif des salariés qualifiés de ces trente dernières années.

10. La contribution des autres biens de capital au changement de la demande relative de travail n'est pas prise en compte, parce qu'aucun des quartiles de la distribution du paramètre ψ_c n'est significatif.

11. Seuls Bresnahan, Brynjolfsson et Hitt (2002) et Caroli et Van Reenen (2001) ont étudié l'existence de complémentarités entre qualification et ordinateurs dans le cadre d'une fonction de production. Ces travaux n'explicitent pas, en revanche, la relation existant entre la technologie postulée et la demande de qualification.

12. Voir, par exemple, Caroli et Van Reenen (2001), Doms, Dunne et Troske (1997), Dunne, Haltiwanger et Troske (1996), Greenan, Mairesse et Topiol-Bensaid (2001), Haskel et Heden (1999), Kaiser (1998), Machin (1996) et la revue de littérature économique sur ce sujet contenue dans Chennels et Van Reenen (1999).

Graphique
Évolution de la part relative dans l'emploi et les coûts des employés qualifiés entre 1977 et 1999 en France



Lecture : l'échelle de gauche correspond au ratio qualifiés sur non-qualifiés ; celle de droite au ratio du coût relatif des qualifiés.
Source : Dhune et Heckel, 2002.

0,27 avec un intervalle de confiance à 5 % de [0,09, 0,45] (cf. tableau 7). Les deux mesures du biais technologique reposant respectivement sur les paramètres ψ_c et φ_c sont donc proches dans l'approche par la fonction de production. Ceci vient du fait d'une part que l'élasticité de la demande des ordinateurs à leur prix est proche de - 1 et, d'autre part, que l'élasticité entre les ordinateurs et les autres formes de capital ne diffère pas significativement de zéro (cf. équation [9]).

Une évaluation alternative du paramètre φ_c repose sur l'estimation directe de l'équation [8]. Cette estimation soulève des questions d'endogénéité à la fois en ce qui concerne le salaire relatif et les stocks de capital. De fait, emploi relatif et salaire relatif sont déterminés par le même équilibre. En outre, les entreprises choisissent simultanément le niveau de leur stock de capital. Le sens du biais qui en découle pour le paramètre φ_c est en général indéterminé. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 7. L'estimation *within* indique un déplacement significatif de la demande de travail en faveur des qualifiés, nettement plus faible toutefois que celui obtenu en utilisant l'approche par la fonction de production : l'estimation directe de φ_c (0,02) est dix fois plus faible que la valeur

médiane de l'évaluation calculée à partir de l'estimation de la fonction de production (0,27).

L'approche retenue conduit ainsi à une évaluation très supérieure de l'ampleur du biais de qualification associé à l'informatisation, à celle donnée par cette approche traditionnelle. L'estimation *within* ne traite qu'imparfaitement les problèmes d'endogénéité, notamment celui lié au salaire. La méthode naturelle en économétrie pour traiter ce type d'endogénéité est le recours aux variables instrumentales en utilisant comme instrument une variable spécifique à l'équation d'offre relative de qualification. Le recours à des méthodes GMM, telles que celles présentées précédemment, est peu utile pour fonder un diagnostic dans la mesure où l'identification n'est pas fondée sur une restriction économique claire. Les résultats présentés dans le tableau 7, obtenus avec les mêmes méthodes que celles explicitées dans l'encadré 3, confirment la faible performance de ces méthodes dans ce contexte : d'une spécification à l'autre, les paramètres changent de signe et d'ordre de grandeur et sont en outre très imprécisément estimés.

Si l'on suppose toutefois que les biais de simultanéité sont d'ampleur limitée lorsque l'estimation est menée dans la dimension intra-indivi-

Tableau 7
Estimation de la demande de qualifications

Paramètres	Estimateur fondé sur la fonction de production			Estimations directes			
	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile	<i>Within</i>	GMM niveaux	GMM différences	Estimateur System
Coefficient autorégressif ρ	-	-	-	-	0,84 (0,02)	0,16 (0,11)	0,81 (0,02)
σ_{us}^D	2,14 (0,52)	2,71 (0,25)	3,76 (0,47)	0,47 (0,03)	0,38 (0,18)	- 0,62 (0,43)	0,28 (0,18)
φ_c	0,18 (0,09)	0,27 (0,09)	0,44 (0,14)	0,02 (0,01)	- 0,22 (0,23)	- 0,53 (0,13)	0,09 (0,19)
φ_o	- 0,13 (0,13)	- 0,07 (0,09)	- 0,04 (0,09)	- 0,04 (0,01)	0,11 (0,20)	0,05 (0,29)	0,08 (0,18)
λ_y	- 0,29 (0,19)	- 0,03 (0,17)	0,15 (0,27)	- 0,01 (0,01)	- 0,25 (0,14)	- 0,19 (0,20)	- 0,49 (0,12)
Statistique de Sargan	-	-	-	-	13,95	7,18	35,0
Degrés de liberté	-	-	-	-	15	15	25
p-value	-	-	-	-	0,53	0,95	0,09

Lecture : les élasticités-prix apparaissant dans ce tableau sont définies dans l'encadré 1 (équation [8]). L'échantillon comprend 4 571 entreprises sur la période 1994-1997. Les trois premières colonnes montrent les quartiles de la distribution des paramètres d'intérêt sur l'échantillon, calculés à partir de l'estimation de la fonction de production. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap. Les trois dernières colonnes montrent les résultats de l'estimation directe de la demande relative de qualifications. L'équation de demande est estimée sous forme quasi différenciée, sous l'hypothèse que le choc d'entreprise non constant dans le temps suit un processus autorégressif d'ordre un. L'estimateur GMM en différence repose sur l'instrumentation des évolutions des variables par leurs niveaux passés (c'est-à-dire sur les ensembles de conditions d'orthogonalités S_1 et S_2). L'estimateur GMM en niveau repose sur l'instrumentation des variables en niveau par leurs évolutions passées (c'est-à-dire sur les ensembles de conditions d'orthogonalités S_3 et S_4). L'estimateur système combine les deux ensembles précédents de conditions d'orthogonalités. Les statistiques de suridentification de Sargan, les degrés de liberté et les probabilités correspondantes sont donnés dans les trois dernières lignes. Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

Tableau 8

Quartiles des paramètres calculés à partir des fonctions de productions estimées séparément sur les entreprises de l'industrie manufacturière et des services (estimateur *within*)

Paramètres	Industrie manufacturière			Services		
	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile	1 ^{er} quartile	Médiane	3 ^e quartile
χ_c	0,00 <i>(0,02)</i>	0,07 <i>(0,03)</i>	0,08 <i>(0,03)</i>	0,01 <i>(0,02)</i>	0,02 <i>(0,02)</i>	0,03 <i>(0,02)</i>
ε_c/θ	0,02 <i>(0,02)</i>	0,04 <i>(0,02)</i>	0,07 <i>(0,02)</i>	0,02 <i>(0,02)</i>	0,03 <i>(0,02)</i>	0,04 <i>(0,02)</i>
η_{lc}	0,00 <i>(0,04)</i>	0,12 <i>(0,06)</i>	0,16 <i>(0,08)</i>	0,02 <i>(0,02)</i>	0,03 <i>(0,02)</i>	0,04 <i>(0,03)</i>
η_{lo}	0,02 <i>(0,03)</i>	0,06 <i>(0,04)</i>	0,09 <i>(0,05)</i>	0,02 <i>(0,02)</i>	0,03 <i>(0,02)</i>	0,05 <i>(0,03)</i>
ψ_c	- 0,92 <i>(0,30)</i>	- 0,45 <i>(0,23)</i>	0,39 <i>(0,35)</i>	- 0,28 <i>(0,17)</i>	- 0,17 <i>(0,10)</i>	- 0,10 <i>(0,11)</i>
ψ_o	- 0,01 <i>(0,24)</i>	0,06 <i>(0,18)</i>	0,37 <i>(0,31)</i>	0,04 <i>(0,18)</i>	0,08 <i>(0,12)</i>	0,14 <i>(0,18)</i>
$-(\psi_c/\sigma_{us}^M)$	0,15 <i>(0,06)</i>	0,17 <i>(0,06)</i>	0,19 <i>(0,08)</i>	0,05 <i>(0,04)</i>	0,06 <i>(0,04)</i>	0,07 <i>(0,05)</i>

Lecture : les élasticités-prix apparaissant dans ce tableau sont définies dans l'encadré 1. Les deux sous-échantillons comprennent 1 883 entreprises dans l'industrie manufacturière et 2 688 entreprises dans les services, suivies sur la période 1994- 1997. Les paramètres sont calculés sur la base de l'estimateur *within* des fonctions de production Translog, suivant les formules [1], [3], [5] et [6] de l'encadré 1. Les écarts-types (en italique et entre parenthèses) sont calculés par bootstrap.

Sources : fichier des bénéfices réels normaux, 1994-1997, Direction Générale des Impôts ; déclarations annuelles de données sociales (DADS), 1994-1997, Insee.

duelle, il est possible d'interpréter l'écart entre l'approche directe et l'approche par la fonction de production en termes d'information imparfaite des dirigeants. Si ceux-ci n'ont pas conscience des complémentarités technologiques entre travail qualifié et ordinateurs, les entreprises peuvent sous-investir et ne pas épuiser toutes les possibilités de substitution associées à l'informatisation.

Une comparaison entre industrie et services imprécise

Les résultats obtenus à partir des estimations *within* de la fonction de production, réalisées séparément sur les sous-échantillons des secteurs de l'industrie manufacturière et des services, montrent que, de manière générale, les effets apparaissent plus forts et plus dispersés

dans les secteurs manufacturiers (cf. tableau 8). Ainsi, la valeur médiane de l'effet d'offre (paramètre φ_c) est de 7 % dans ces derniers secteurs et de 2 % dans les services, les écarts interquartiles valant respectivement 8 % et 2 %.

De même, les élasticités au prix des ordinateurs de la demande de travail agrégée (η_{lc}) et de la demande relative de qualification (ψ_c) ont des médianes plus élevées pour les entreprises de l'industrie manufacturière, mais également des écarts interquartiles plus grands. Néanmoins, cette comparaison entre industrie et services est limitée par la forte imprécision des résultats. Les médianes de χ_c , η_{lc} et ψ_c n'apparaissent ainsi pas significativement différentes entre ces deux grands secteurs. Cette imprécision justifie le choix fait dans cet article de privilégier les estimations imposant l'hypothèse d'homogénéité entre industrie et services. □

BIBLIOGRAPHIE

- Andrews D. et Buchinsky M. (2000)**, « A Three-Step Method for Choosing the Number of Bootstrap Repetitions », *Econometrica*, vol. 68, n° 1, pp. 23-52.
- Arellano M. et Bond S. (1991)**, « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte-Carlo Evidence and an Application to Employment Equation », *Review of Economic Studies*, n° 58, pp. 277-297.
- Arellano M. et Bover O. (1995)**, « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Model », *Journal of Econometrics*, n° 68, pp. 29-51.
- Askenazy P. et Gianella C. (2000)**, « Le paradoxe de productivité : les changements organisationnels, facteur complémentaire à l'informatisation », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 219-241.
- Blundell R. et Bond S. (1998)**, « GMM Estimation with Persistent Panel Data: an Application to Production Functions », *IFS Working Paper*, 99/4.
- Bresnahan T., Brynjolfsson E. et Hitt L. (2002)**, « Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 1, pp. 339-376.
- Brynjolfsson E. et Hitt L. (2000)**, « Computing Productivity: Firm-Level Evidence », *MIT Working paper* (<http://ebusiness.mit.edu/erik/>).
- Caroli E. et Van Reenen J. (2001)**, « Skills and Organizational Change: Evidence from British and French Establishments in the 1980s and 1990s », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 4, pp. 1449-1492.
- Cases C. et Rouquette C. (2000)**, « Informatisation, utilisation des technologies de l'information et changements organisationnels : l'exemple des activités comptables en France », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 203-218.
- Chennels L. et Van Reenen J. (1999)**, « Has Technology Hurt less Skilled Workers ? », *Institute for Fiscal Studies Working Paper*, n° W99/27.
- Colecchia A. et Schreyer P. (2001)**, « ICT Investment and Economic Growth in the 1990s: is the United States a Unique Case? A Comparative Study of Nine OECD Countries », *STI Working Paper*, n° 2001/7.
- Crépon, B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2002)**, « Wages, Productivity and Workers Characteristics: A French Perspective », *mimeo*.
- Crépon, B. et Heckel T. (2000)**, « La contribution de l'informatisation à la croissance française : une mesure à partir des données d'entreprise », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 93-115.
- Crépon B. et Heckel T. (2002)**, « Computerization in France: an Evaluation Based on Individual Company Data », *Review of Income and Wealth*, vol. 48, n° 1, pp. 77-98.
- Dhune M. et Heckel T. (2002)**, « Contribution des TICs à la croissance dans les années 80 et 90 », *Insee Working paper*.
- Doms M., Dunne T. et Troske K. (1997)**, « Workers, Wages and Technology », *The Quarterly Journal of Economics*, n° 112(1), pp. 253-289.
- Dunne T., Haltiwanger J. et Troske K. (1996)**, « Technology and Jobs: Secular Changes and Cyclical Dynamics », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 46(0), pp. 107-78.
- Fuss M. et McFadden D.L. (1978)**, « Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Volume I: The Theory of Production », *Melvyn Fuss and Daniel L. McFadden Editors*, Amsterdam: North-Holland.
- Gollac M., Greenan N. et Hamon-Cholet S. (2000)**, « L'informatisation de l'«ancienne» économie : nouvelles machines, nouvelles organisations et nouveaux travailleurs », *Économie et Statistique*, n° 339-340, pp. 171-202.
- Gordon R. (2000)**, « Does the "New Economy" Measure up to the Great Inventions of the Past? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, n° 14, pp. 49-74.
- Greenan N., Mairesse J. et Topiol-Bensaid A. (2001)**, « Information Technology and R&D Impacts on Productivity and Skills: a Comparison on French Firm Level Data », in *Information Technology, Productivity and Economic Growth*, M. Pohjola ed., Oxford University Press (2001), pp. 119-148.

Griliches Z. et Mairesse J. (1995), « Production Functions: in Search for Identification », *NBER Working paper* 5067.

Haskel J. et Heden Y. (1999), « Computers and the Demand for Skilled Labor: Industry- and Establishment-Level Panel Evidence for the UK », *The Economic Journal*, 109, C68-C79.

Kaiser U. (1998), « The Impact of New Technologies on the Demand for Heterogeneous Labor », *Centre for European Economic Research (ZEW), Working Paper* 98-26.

Krusell P., Ohanian L.E., Rios-Rull J.-V. et Violante G.L. (2000), « Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis », *Econometrica*, vol. 68, n° 5, pp. 1029-1053.

Lehr W. et Lichtenberg F.R. (1998), « Computer Use and Productivity Growth in US Federal Government Agencies, 1987-1992 », *Journal of Industrial Economics*, vol. 46, n° 2, pp. 257-279.

Machin S. (1996), « Changes in the Relative Demand for Skills in the UK Labor Market », in *Booth and Snower (eds.), Acquiring Skills*, Cambridge: Cambridge University Press, chapitre 7.

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

Oliner S. et Sichel D. (2000), « The Resurgence of Growth in the Late 1990s: are Computers the Story? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 4, pp. 3-22.