



HAL
open science

Le biais technologique : une analyse économétrique sur données individuelles

Emmanuel Duguet, Nathalie Greenan

► **To cite this version:**

Emmanuel Duguet, Nathalie Greenan. Le biais technologique : une analyse économétrique sur données individuelles. 1997. <halshs-05090928>

HAL Id: halshs-05090928

<https://shs.hal.science/halshs-05090928v1>

Preprint submitted on 30 May 2025

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY 4.0 - Attribution - International License

CAHIERS ECO & MATHS

97.35

LE BIAIS TECHNOLOGIQUE :
UNE ANALYSE ECONOMETRIQUE SUR DONNEES INDIVIDUELLES

Emmanuel DUGUET

Nathalie GREENAN

CEME

Le biais technologique : une analyse économétrique sur données individuelles

Emmanuel DUGUET*

Nathalie GREENAN**

Sur les 20 dernières années la structure de la main d'oeuvre des entreprises s'est déformée au profit des personnels les plus qualifiés alors que la main d'oeuvre non qualifiée a dû faire face à un chômage élevé et persistant. L'objectif de cette étude est de tester l'hypothèse d'un progrès technique biaisé en faveur de la main d'oeuvre qualifiée. Elle présente trois originalités. Premièrement, les estimations sont réalisées au niveau de l'entreprise. Deuxièmement, nous mesurons le progrès technique par 5 types d'innovation différents qui permettent de décomposer le biais technologique. Troisièmement, l'innovation est endogène.

SKILL BIAS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS AT THE FIRM LEVEL

Over the last 20 years the structure of firms' employment has moved towards more skilled personnel while unskilled workers have faced a high and persistent unemployment. The purpose of this paper is to test the hypothesis of a skill-biased technical progress. We introduce three new features. First, we estimate our model at the firm level. Second, we distinguish 5 innovation types, that allow for a decomposition of the skill bias. Last, firm level innovation is endogenous.

JEL Classification : C35, J23, J31, L60, O31

INTRODUCTION

L'objet de cet article est de tester l'hypothèse de « biais technologique » sur données françaises, au moyen d'une approche centrée sur la combinaison productive. Celle-ci semble en effet bien adaptée au cas de la France où les inégalités entre les travailleurs qualifiés et non qualifiés se jouent plus sur l'accès à l'emploi que sur le salaire. Dans cette optique, la technologie affecte les demandes de qualifications pour des coûts qui restent indépendants de cette

Nous tenons à remercier Lise MORET pour sa participation à une version antérieure de cette étude. Nous remercions également un rapporteur anonyme et les participants au XLV^e Congrès Annuel de l'AFSE pour leurs commentaires, et restons seuls responsables de toute erreur ou omission. Cette étude a bénéficié d'un financement du Commissariat Général du Plan.

* Université de Paris I - Centre d'Economie Mathématique et d'Econométrie et CREST - Laboratoire d'Économie Industrielle.

** INSEE, Département des Études Économiques d'Ensemble et Centre d'Études de l'Emploi.

technologie. Par rapport aux précédentes études adoptant ce point de vue (Betts, 1995 ; Mihoubi 1995) notre approche présente trois originalités.

La première tient à son niveau d'analyse : l'entreprise. Il nous semble profitable de travailler à ce niveau très fin car l'entreprise est le lieu où se jouent les choix de composition de la main d'oeuvre qui viendront façonner la demande de travail.

La deuxième originalité tient à la façon dont le progrès technique est représenté. Nous utilisons une mesure directe et individuelle des innovations réalisées par les entreprises, en distinguant les innovations de produit des innovations de procédé ainsi que le caractère incrémental ou au contraire radical de chacun de ces deux types d'innovation. Ainsi, nous ne nous contentons pas d'examiner l'existence d'un biais technologique, nous examinons comment ce biais se décompose entre les différents types d'innovation.

Nous nous écartons donc des études précédentes effectuées au niveau sectoriel, qui identifient le progrès technique à un trend temporel. Si cette dernière approche teste bien l'existence d'une déformation de la combinaison productive, elle ne précise pas l'origine du biais. N'importe quelle tendance structurelle de l'économie peut expliquer cette déformation : progrès technique mais aussi commerce international ou évolution du niveau d'éducation ou encore évolution des goûts des consommateurs.

La troisième originalité tient à la nature de la relation testée entre l'innovation et les facteurs de production. Nous allons faire appel à la fois aux acquis de l'économie de l'innovation et à ceux de l'économie du travail. De la première nous retenons que l'innovation n'est pas un *deus ex machina* dont l'entreprise bénéficie sans fournir d'effort particulier. L'innovation est soit générée par l'entreprise elle-même, soit extérieure à l'entreprise, mais dans les deux cas des ressources ont été mobilisées pour inventer ou pour s'approprier une invention et pour la rendre opérationnelle. En nous appuyant sur la seconde nous considérons que la mise en oeuvre de l'innovation peut transformer les demandes de facteurs de l'entreprise de manière non forcément homothétique.

Nous débouchons donc sur un modèle où la réalisation d'une innovation par l'entreprise dépend de l'ensemble des ressources dont elle dispose et où la mise en oeuvre de l'innovation transforme les besoins de l'entreprise en facteurs de production.

Dans un premier temps, nous examinons certains faits stylisés quant à l'évolution de la structure de la main-d'oeuvre sur la période 1986-1991. Dans une deuxième section, nous présentons les fonctions d'innovation de l'entreprise. L'effet de ces innovations sur l'évolution de la structure des coûts de l'entreprise est l'objet de la dernière section.

EVOLUTION DES DIFFERENTES CATEGORIES D'EMPLOIS SUR LA PERIODE 86/91 : FAITS STYLISES

Activités de conception et activités d'exécution

De manière traditionnelle, la qualité de la main-d'oeuvre ou qualification dépend du capital humain, qui est fonction de la formation reçue et de l'expérience professionnelle. Nous ne disposons pas de mesure directe de ces deux dimensions du capital humain. En revanche, l'enquête sur la structure des emplois (ESE) en apporte une mesure synthétique puisqu'elle ventile les effectifs de l'entreprise en fonction de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS). Cette nomenclature repose sur des classifications d'emploi qui déterminent les liens entre la fonction occupée, le diplôme, l'ancienneté et la rémunération perçue. Nous retenons une ventilation en 5 catégories d'emplois : cadres, professions intermédiaires, employés, ouvriers qualifiés et ouvriers non qualifiés¹. Derrière cette ventilation, on distingue implicitement trois regroupements de niveaux hiérarchiques : les cadres, les professions intermédiaires et l'ensemble formé par les employés, les ouvriers qualifiés et les ouvriers non qualifiés.

Quel est le lien entre notre ventilation des effectifs en plusieurs catégories et la notion de qualification ? Le niveau hiérarchique décrit une relation d'ordre qui est corrélée aux niveaux d'éducation et d'expérience.

Le niveau hiérarchique traduit aussi un autre clivage au sein des emplois : celui qui sépare les tâches de conception des tâches d'exécution. Ainsi, ouvriers et employés, qui se situent en bas de l'échelle hiérarchique, exercent plutôt des activités où ils mettent en oeuvre des décisions prises par les niveaux hiérarchiques supérieurs : les cadres et les professions intermédiaires. On désigne l'activité de ces personnels comme une activité de conception, car elle repose sur une mobilisation de connaissances techniques, organisationnelles et de gestion en vue de prescrire et de contrôler le travail².

¹ Cette ventilation dérive du niveau d'agrégation le plus élevé des PCS (en 23 postes). Pour ventiler la main d'oeuvre en fonctions plus fines (par exemple, dégager la main d'oeuvre allouée aux activités de recherche et d'études) il est nécessaire de travailler à partir du niveau le plus fin de la nomenclature en 455 postes. Pour plus de détails, voir l'annexe.

² La terminologie conception/exécution est préférée aux terminologies plus traditionnelles de cols blancs/cols bleus ou travail direct/indirect. La première appellation n'est pas adaptée à notre clivage car les employés devraient se trouver parmi les cols blanc. La seconde est plus proche de notre clivage mais peut prêter à confusion car la substitution de tâches de production « indirecte » à

Nous allons tout d'abord mener une analyse descriptive de l'évolution des 5 catégories définies ci-dessus sur notre échantillon de qui regroupe 5 102 entreprises de plus de 20 salariés appartenant à l'industrie manufacturière. La période observée s'étend de 1986 à 1991. Il résulte du croisement de 5 sources différentes fournissant des données individuelles sur l'entreprise³ : l'enquête annuelle d'entreprise (EAE), l'enquête Innovation, les données de déclarations de bénéfices industriels et commerciaux (données BIC), l'enquête sur la structure des emplois (ESE) et les déclarations annuelles de données sociales (DADS). Nous comparons ensuite l'évolution de ces catégories d'emplois à l'évolution de leurs coûts respectifs.

Volume d'emploi et coût des facteurs

Le graphique 1 montre de nettes divergences dans l'évolution des volumes des différentes catégories de main-d'oeuvre. La tendance est à la baisse des catégories d'exécution (-7%), tandis que les catégories de conception progressent (+6%). Dans la mesure où la main d'oeuvre d'exécution représente environ 70% de la main d'oeuvre industrielle totale, la chute des effectifs de cette catégorie n'est pas compensée par la hausse du volume de la main d'oeuvre de conception, ce qui conduit à une baisse 4% du volume de l'emploi pour notre échantillon sur l'ensemble de la période. Parallèlement, le volume de capital a cru de 9%.

C'est le contingent de cadres qui croît le plus fortement (+11%) et celui d'ouvriers non qualifiés qui baisse le plus fortement (-18%), entre 1986 et 1991. Les autres catégories d'emplois ont une évolution qui occupe une position intermédiaire, à la hausse pour les professions intermédiaires (+3%), en stagnation pour les ouvriers qualifiés et à la baisse pour les employés (-10%).

Le graphique 2 concerne l'évolution du coût moyen pondéré des facteurs. Les coûts des différentes catégories de mains d'oeuvre sont construits à partir des DADS⁴, le coût du capital à partir des BIC et de l'EAE⁵.

Tous les coûts des catégories de main d'oeuvre augmentent, le coût des cadres progressant nettement plus rapidement que ceux des autres catégories dont les évolutions sont assez similaires. L'évolution du coût du capital est plus erratique, mais ce coût est globalement croissant entre 1986 et 1991. Ce sont les coûts respectifs des cadres, puis des professions intermédiaires et des ouvriers qualifiés qui ont connu les croissances les plus fortes, suivis par le coût des

des tâches de production « directe » a aussi lieu au sein du groupe que nous désignons comme main d'oeuvre d'exécution.

³ Sur la constitution de la base de données, voir l'annexe.

⁴ Ces coûts sont évalués pour l'échantillon d'entreprise à partir d'une prévision basée sur les données disponibles présentée en annexe. L'information des DADS est manquante en 1990.

⁵ Pour la construction de ce coût, voir l'annexe.

employés et celui des ouvriers non qualifiés. Le coût du capital croît moins fortement que celui des cadres et plus fortement que celui des autres catégories de mains d'oeuvre. Ainsi l'évolution des coûts peut difficilement, à elle seule, expliquer l'évolution des volumes.

D'autres forces sont donc à l'oeuvre, au sein de la combinaison productive, qui conduisent à la substitution des personnels de conception aux personnels d'exécution. Une explication possible serait que les coûts n'ont pas évolué de la même manière que les productivités marginales relatives des facteurs, car ces derniers sont régulés par d'autres mécanismes que la seule efficacité (salaire minimum, négociations par branche, etc.). Il s'agit alors de comprendre quels sont les phénomènes structurels qui déforment l'efficacité relative des facteurs. Le progrès technique est une explication possible. D'autres explications peuvent aussi prévaloir comme nous l'avons souligné en introduction : phénomène de file d'attente sur un marché du travail en situation d'excès d'offre de travail, ou encore déformation du tissu productif en fonction de l'évolution de la demande domestique ou de la demande extérieure.

On peut également avancer des explications d'ordre statistique. La qualité des données utilisées sur les coûts de la main-d'oeuvre est imparfaite, notamment pour les cadres et le capital. D'autre part, nous avons considéré des coûts moyens pondérés. Or la dispersion des évolutions de ces coûts est elle aussi importante, tout comme la dispersion des évolutions des volumes. Une information encore plus fine, dont on ne dispose pas, sur la dispersion intra-entreprise et intra-catégorie des coûts serait tout aussi utile pour établir un diagnostic.

Le passage à une étude économétrique sur données individuelle est nécessaire pour mesurer les effets respectifs des différents facteurs explicatifs. Cette étude se propose de tester, parmi les explications possibles, celle concernant le progrès technique.

LA FONCTION D'INNOVATION

Nous considérons qu'une entreprise innove en allouant des ressources à cette activité pour créer ou conserver un avantage concurrentiel. Cette innovation peut prendre aussi bien la forme de nouveaux produits que de nouveaux procédés. On dispose dans l'enquête innovation de 5 types d'innovations : (U1) l'amélioration d'un produit existant, (U2) le lancement d'un produit nouveau pour le marché, (U3) l'imitation d'un produit existant, (U4) la mise en oeuvre d'une première de procédé technologique et (U5) l'amélioration d'un procédé de production existant.

Ces innovations ne sont pas considérées comme données mais comme la résultante d'une décision de l'entreprise. En accord avec la littérature économétrique antérieure (Cohen et Levin, 1989) nous expliquons l'innovation

dans l'entreprise par sa taille et son pouvoir de marché. Nous tenons compte également, ce qui est nouveau, de la qualité des facteurs de production.

La modélisation que nous avons retenue repose sur une variable latente d'innovation, non observable, qui génère la mise en oeuvre des innovations de produit et de procédé au sein de l'entreprise. Nous sommes donc amenés à utiliser un modèle probit pour nos fonctions d'innovation.

Dans ce modèle, I_k^* est le niveau technologique non observable dont la variation génère une innovation de type k . On peut écrire la relation théorique :

$$\Delta I_k^* = I_{k91}^* - I_{k86}^* = X\alpha_k + u_k \quad k = 1, \dots, K$$

où K représente le nombre de domaines d'innovation possibles, X la matrice des variables explicatives de la variation du niveau technologique de l'entreprise, α_k le vecteur des paramètres associés et u_k , une perturbation.

On n'observe pas ΔI_k^* mais on sait, par l'enquête innovation, si au moins une innovation de type k a été mise en oeuvre par l'entreprise entre 1986 et 1991. Les variables individuelles d'innovation que nous observons sont :

$$z_k = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta I_k^* > c_k \\ 0 & \text{si } \Delta I_k^* \leq c_k \end{cases}$$

$$k = 1, \dots, K$$

où c_k est une constante qui dépend à la fois de chaque secteur d'activité et de chaque type d'innovation. Elle représente le seuil de variation du niveau technologique au delà duquel on observe la mise en oeuvre d'une innovation dans l'entreprise. En effectuant une hypothèse sur la loi de la perturbation u_k , on peut estimer le modèle par le maximum de vraisemblance. On a :

$$\begin{aligned} \Pr[z_k = 1] &= \Pr[\Delta I_k^* > c_k] \\ &= \Pr[X\alpha_k - c_k > -u_k] \\ &= \Phi[X\alpha_k - c_k] \end{aligned}$$

où Φ est la fonction de répartition de la perturbation. Pour notre application, nous prenons une loi normale centrée et réduite, ce qui nous donne un modèle probit⁶ que nous estimons par le maximum de vraisemblance (voir annexe).

Les variables explicatives de l'innovation sont des variables d'état concernant le début de la période (ici 1986) qui influencent la réalisation des innovations qui seront par la suite mises en oeuvre dans la production. Nous allons naturellement inclure dans la liste de ces variables, les déterminants retenus traditionnellement par la littérature empirique (cf. Crépon, Duguet et Kabla, 1997), soit :

- La taille, représentée par le logarithme de la production en volume de l'entreprise en 1986, $\ln Y$.
- Le logarithme de la part de marché moyenne de l'entreprise en 1986, pondérée selon la décomposition du chiffre d'affaires par branche lorsque l'entreprise est diversifiée, $\ln P$.

⁶ Pour plus de détails, voir C. Gouriéroux (1989).

- Un indice de diversification des activités de l'entreprise en 1986, mesuré par le logarithme du nombre équivalent d'activités, $\ln D$.
- Un jeu complet d'indicatrices sectorielles, qui autorise un seuil d'innovation différent pour chaque secteur. Nous utilisons une décomposition en 18 secteurs au niveau 40 de la NAP. Notons que ces indicatrices corrigent du même coup tous les effets sectoriels, en particulier les différences intersectorielles d'appropriabilité, d'opportunités de demande et de technologie.
- Les parts dans les coûts totaux des deux sous-groupes de personnels, conception et exécution en 1986 (notées respectivement s_1 et s_2). Nous omettons la part du capital dans les coûts totaux, car la somme des trois parts vaut 1. Les coefficients associés à s_1 et s_2 représentent donc implicitement les écarts entre les impacts de ces facteurs sur la probabilité d'innover et l'impact du capital.

Ces dernières variables traduisent le fait que les entreprises qui innoveront le font au travers de moyens humains : des chercheurs, qui représentent une main-d'oeuvre très qualifiée, mais aussi des individus qui améliorent localement les processus de production et en font bénéficier l'entreprise ou encore qui diffusent et promeuvent l'innovation réalisée dans les services spécialisés (Kline et Rosenberg, 1986; Huiban, Bouhsina, 1995). L'existence d'entreprises innovantes ne disposant pas de service de recherche témoigne du fait que la vision d'une innovation générée en un seul lieu de l'entreprise est insuffisante. Les dépenses en capital peuvent elle-aussi contribuer à l'innovation en permettant des solutions techniques nouvelles.

Nous avons choisi une décomposition en trois facteurs (personnel de conception, personnel d'exécution et capital) pour les raisons suivantes. Tout d'abord nous avons laissé de côté les consommations intermédiaires car leur coût ne peut être approché de manière satisfaisante à partir des données dont nous disposons. La mesure du coût total utilisée ici est donc proche de la valeur ajoutée brute au coût des facteurs. Ce dernier coût se répartit en deux grands facteurs : le capital et le travail. Pour tenir compte de l'hétérogénéité du travail, il nous est possible d'envisager différentes décompositions à partir de l'ESE et des DADS. Nous avons préféré travailler sur deux catégories seulement, les personnels de conception et d'exécution, pour deux raisons. D'une part, l'analyse descriptive nous montre que c'est selon ce clivage que se partagent les catégories de main d'oeuvre en déclin et en expansion. D'autre part, une décomposition plus fine fait apparaître des points d'accumulation en zéro, qui compliqueraient l'estimation des demandes de facteur.

On cherche à tester ici l'idée qu'une entreprise disposant d'une main d'oeuvre plus riche en compétences (par exemple incorporant plus de cadres, ou des cadres plus performants et donc mieux rémunérés) ou d'un capital plus abondant où incorporant plus de technologies récentes (plus coûteux) aura une plus grande facilité à réaliser des innovations. En conséquence, nous estimons la relation suivante :

$$\Pr[z_k = 1] = \Phi(X\alpha_k - c_k)$$

avec :

$$X\alpha_k = \alpha_{k1}s_1 + \alpha_{k2}s_2 + \alpha_{kD} \ln D + \alpha_{kP} \ln P + \alpha_{kY} \ln Y + \sum_{s=1}^{18} \alpha_{ks}^d d_s$$

$$k = 1, \dots, K$$

où d_s est une variable égale à 1 si l'entreprise considérée appartient au secteur s , égale à 0 sinon. Le coefficient c_k passe dans α_{ks}^d qui résume tous les effets sectoriels, donc l'effet de seuil.

Nous estimons cette équation pour les différents types d'innovations identifiés dans l'enquête Innovation. Nous le faisons également pour des combinaisons de ces innovations de base en adoptant trois regroupements possibles qui correspondent à des concepts utilisés dans les études aussi bien théoriques qu'économétriques : l'innovation globale est la plus facilement comparable aux études antérieures et regroupe tous les types précédents (U1 à U5). Nous proposons également deux autres regroupements intéressants : l'opposition entre innovation de produit (U1 à U3) et l'innovation de procédé (U4 ou U5) d'une part, et l'opposition entre les innovations incrémentales (U1, U3 ou U5) et les innovations radicales (U2 ou U4) d'autre part. Il est vraisemblable que ces regroupements auront des effets différents sur l'utilisation des facteurs de production par l'entreprise. Les estimations des fonctions d'innovation⁷ sont présentées dans les tableaux 1 et 2.

Les variables de taille et de pouvoir de marché ont un effet significativement positif sur la probabilité de mettre en œuvre une innovation. Il y a toutefois des différences selon le type d'innovation que l'on considère : les innovations de produit présentent un effet de la part de marché qui domine l'effet taille alors que les innovations de procédé présentent le profil inverse. La seule exception est l'introduction d'un produit nouveau pour le marché pour qui les deux effets sont également importants.

La diversification n'a pas d'effet significatif sur l'innovation de procédé et un effet négatif sur l'innovation de produit. Ce dernier résultat confirme ceux d'une étude antérieure sur des données comparables (Crépon, Duguet et Kabla, 1997) qui montrait que bien que l'effet de la diversification soit positif sur l'investissement en recherche, il est négatif sur l'output de l'innovation. En d'autres termes, les entreprises diversifiées investissent plus en recherche mais produisent des innovations moins souvent que les autres entreprises. Ceci pourrait être lié au plus grand pouvoir de marché dont bénéficieraient ces entreprises, qui leur permettrait de garder une réserve d'innovations comme barrière à l'entrée.

La structure des coûts de l'entreprise influence également la probabilité d'innover. Ici, les coefficients sont donnés en écart au coefficient de la part du

⁷ Notons ici que l'on ne peut comparer les coefficients provenant de deux types d'innovation différents car seuls les rapports des coefficients à l'écart-type du résidu sont identifiés.

capital dans les coûts⁸. Dans l'ensemble, les entreprises plus riches en main d'oeuvre de conception et en capital ont une probabilité plus forte d'innover que celles dont la combinaison productive incorpore essentiellement de la main d'oeuvre d'exécution. Une seule exception : pour les améliorations de procédés le personnel de conception n'est pas plus favorable à l'innovation que le personnel d'exécution.

Ces résultats suggèrent une dynamique entre les innovations et les demandes de facteurs que nous allons aborder dans la section suivante. Toutefois notre traitement de cette dynamique ne sera que partiel car les seules données disponibles sur l'innovation portent sur la différence longue 1991-1986.

INNOVATION ENDOGENE ET DEMANDES DE FACTEURS

Pour traiter la question des effets de l'innovation sur les demandes de facteurs, nous nous appuyons sur un modèle classique en économie du travail. A la suite de Hamermesh (1993), nous considérons une fonction de coût de type translogarithmique qui tient compte de l'hétérogénéité du facteur travail. Cette forme fonctionnelle permet de s'affranchir des restrictions courantes sur les élasticités de substitution entre les différents facteurs. De plus nous allons, à la manière de Betts (1994), inclure dans cette fonction les effets d'échelle et le progrès technique.

Le modèle

Cette fonction relie le logarithme du coût total de production ($\ln C$) au logarithme des prix des facteurs (indexés $j=1, \dots, J$, $\ln w_j$), au logarithme du produit en volume ($\ln Y$), traduisant l'effet d'échelle, et à K mesures du progrès technique (non observables) I_k^* , $k=1, \dots, K$:

$$\begin{aligned} \ln C = & a_0 + a_Y \ln Y + \sum_{k=1}^K a_{kI} I_k^* + \sum_{j=1}^J a_j \ln w_j + \frac{1}{2} b_Y (\ln Y)^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K b_{kI} (I_k^*)^2 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{p=1}^J b_{jp} \ln w_j \ln w_p \\ & + \sum_{k=1}^K b_{kY} I_k^* \ln Y + \sum_{j=1}^N b_{jY} \ln w_j \ln Y \\ & + \sum_{j=1}^N b_{jk}^* I_k^* \ln w_j \end{aligned}$$

⁸ Notre modélisation de l'innovation inclut un jeu complet d'indicatrices sectorielles, le coefficient de la part du capital est donc différent dans chaque secteur d'activité.

Cette fonction doit respecter certaines propriétés se traduisant par des contraintes sur les paramètres. Ces propriétés sont celles de symétrie et d'homogénéité de degré un en prix :

$$b_{jp} = b_{pj} \quad \forall j, p, \quad \sum_{j=1}^J a_j = 1, \quad \sum_{p=1}^J b_{jp} = 0 \quad \forall j, \quad \sum_{j=1}^J b_{jY} = 0, \quad \sum_{j=1}^J b_{jk}^* = 0 \quad \forall k$$

Les paramètres qui nous intéressent sont b_{jp} , b_{jY} et b_{jk}^* qui mesurent respectivement l'effet d'un changement du prix relatif des facteurs, l'effet de l'échelle de production et les effets du niveau technologique sur les demandes de facteur. Ces paramètres sont estimés ici sur le système d'équations dérivé du lemme de Shephard :

$$s_j = \frac{q_j w_j}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = a_j + \sum_{p=1}^J b_{jp} \ln w_p + b_{jY} \ln Y + \sum_{k=1}^K b_{jk}^* I_k^*, \quad j = 1, \dots, J$$

où s_j représente la part du facteur j dans les coûts totaux. Nous utilisons la décomposition en trois facteurs de production utilisée dans les fonctions d'innovation : main d'oeuvre de conception (indice 1), main d'oeuvre d'exécution (indice 2) et capital (indice 3).

Nous estimons ce système d'équations *en différences longues 1991-1986*. Cette transformation est essentiellement choisie à cause de la période sur laquelle porte nos données d'innovation; elle présente néanmoins deux avantages. D'une part, elle autorise l'omission des coûts d'ajustement de la main d'oeuvre supposés jouer à court terme. D'autre part, elle permet de tenir compte d'un effet fixe individuel, ce qui rend les estimations plus robustes⁹.

Le système d'équation estimé est donc :

$$\begin{cases} z_k^* &= X\alpha_k + u_k, \quad k = 1, \dots, K \\ \Delta s_1 &= b_{11}\Delta \ln w_1 + b_{12}\Delta \ln w_2 + b_{13}\Delta \ln w_3 + b_{1Y}\Delta \ln y + \sum_{k=1}^K b_{1k}^* z_k^* + v_1 \\ \Delta s_2 &= b_{12}\Delta \ln w_1 + b_{22}\Delta \ln w_2 + b_{23}\Delta \ln w_3 + b_{2Y}\Delta \ln y + \sum_{k=1}^K b_{2k}^* z_k^* + v_2 \\ \Delta s_3 &= -(\Delta s_1 + \Delta s_2) \end{cases}$$

Nous estimons ce système d'équations simultanées à variables qualitatives par les moindres carrés asymptotiques optimaux. La méthodologie détaillée est présentée en annexe.

⁹ Puisque l'information des DADS sur les coûts est manquante en 1990, nous choisissons la période 1986-91. Les différents nettoyages réalisés sur le fichier conduisent à un échantillon de 4 954 entreprises.

Le biais technologique

Nous examinons d'abord si l'innovation incite à utiliser plus ou moins les différents facteurs de production. Nous passerons ensuite à l'examen des élasticité prix et des élasticité de substitution directe entre les facteurs de production.

L'introduction du degré global d'innovation dans le modèle change assez peu les coefficients. On note toutefois que l'effet d'échelle, qui indiquait une moindre utilisation de capital lors d'un accroissement du volume de production dans le modèle sans innovation (tableau 3), montre maintenant (tableau 4) un seul effet négatif sur le personnel de conception. En général, nous verrons que les demandes de facteurs ne se modifient pas de façon homothétique.

Plus intéressant est l'effet de l'innovation. Seuls deux facteurs semblent affectés par elle : d'une part, le personnel de conception qui est affecté positivement, d'autre part le personnel d'exécution qui est affecté négativement. L'effet de l'innovation n'est pas significatif sur l'utilisation du capital. Ainsi, nous sommes en présence de ce qu'il est convenu d'appeler un biais technologique, défavorisant la main d'œuvre d'exécution au profit de la main d'œuvre de conception.

Cette conclusion n'est toutefois valable que globalement. Nous allons voir que les différents types d'innovation n'ont pas le même effet sur les demandes de facteurs. En particulier, nous montrerons que le coefficient du capital est nul parce que les effets des différents types d'innovation se compensent.

Ceci nous amène naturellement à poser la question de l'origine de ce biais technologique : innovation de produit ou de procédé ? Radicale ou incrémentale ? Nous pouvons y répondre grâce à nos 5 mesures différentes d'innovation qui nous permettent ainsi d'étendre la problématique habituelle du biais technologique à l'identification des sources de ce biais.

Décomposition du biais technologique par type d'innovation

Nous examinons d'abord les deux décompositions suggérées par la littérature théorique : produit/procédé et radical/incrémental. Dans l'ensemble, si chacune de ces deux décompositions lève une partie du voile, aucune n'est entièrement satisfaisante. Nous présenterons donc également le résultat obtenu avec les 5 types d'innovations disponibles.

La décomposition entre les innovations de produit et de procédé (tableau 5) permet d'expliquer le résultat sur l'utilisation de capital : il s'agit d'un biais d'aggrégation. Alors que l'innovation de produit incite à consommer plus de capital (0.011), l'innovation de procédé au contraire vise à l'économiser (-0.019). Dans l'ensemble, nous avons vu que ces deux effets se compensent.

Enfin, nous ne retrouvons pas d'effet significatif sur le personnel d'exécution. Toutefois, ceci ne remet pas en cause l'existence du biais technologique pour la raison suivante : de même que l'effet du capital apparaissait nul suite à une agrégation des types d'innovation, le biais technologique s'agrège au sein des innovations de produit et de procédé. C'est la décomposition entre ces deux types d'innovation qui n'est pas pertinente pour étudier le problème posé.

Il en va de même de la décomposition entre innovations radicales et incrémentales (tableau 6) qui permet néanmoins d'éclairer l'impact du progrès technique sur l'utilisation de l'emploi pris globalement et du capital physique. Cette nouvelle décomposition permet de voir clairement un aspect important du progrès technique. L'innovation incrémentale utilise relativement plus d'emploi et économise le capital, alors que l'innovation radicale a l'effet inverse. Mais il est difficile, au vu de ce tableau, de confirmer notre résultat de biais technologique. Là encore, la décomposition n'est pas assez fine. Nous montrons maintenant qu'il faut garder la décomposition complète des types d'innovation.

Le tableau 7 présente cette dernière décomposition. Tout d'abord, les demandes de facteur ne se modifient pas de façon homothétique. Dans l'ensemble, en différences longues 1991-1986, un accroissement de la production en volume augmente l'utilisation du travail et réduit la consommation de capital. Compte tenu de cet effet, tous les types d'innovation jouent significativement sur la structure des coûts de l'entreprise.

L'utilisation de la main d'œuvre de conception ne dépend significativement que des innovations de procédé. Nous retrouvons notre résultat selon lequel, les améliorations de procédé utilisent de la main d'œuvre qualifiée alors que les premières technologiques l'économisent.

La main d'œuvre d'exécution est plus sensible à l'innovation que la main d'œuvre de conception. En effet, elle est affectée par 4 types d'innovation sur 5. Un seul type d'innovation a un effet négatif sur l'utilisation du travail non qualifié : le lancement d'un produit nouveau, qui requiert surtout de nouveaux équipements. Nous retrouvons également l'effet positif des innovations incrémentales sur le personnel d'exécution et un effet nul des premières technologiques. Ce serait donc la nécessité pour l'entreprise de renouveler constamment sa gamme de produits pour faire face à la concurrence qui impliquerait un moindre recours au travail non qualifié.

Enfin, le capital est affecté par tous les types d'innovation. Ici, la décomposition entre les innovations radicales et les innovations incrémentales retrouve toute sa pertinence : les innovations les plus fortes consomment plus de capital, les plus faibles visent à l'économiser.

Nous pouvons maintenant examiner les élasticités-prix directes et de substitution partielles entre les facteurs, données¹⁰ dans le tableau 8. On observe tout d'abord qu'il existe des entreprises qui présentent une élasticité-prix positive pour certains facteurs. C'est un des défauts de l'utilisation des fonctions de coût translogarithmiques qui ne permettent pas d'imposer les

¹⁰ Ces élasticités sont calculées pour une structure moyenne des coûts, égale à la demi somme des parts de 1986 et 1991.

conditions de concavité *a priori*. Ce problème est plus prononcé pour la main d'oeuvre de conception puisque, dans le modèle sans innovation, 26% des entreprises sont concernées. Deux explications à ce résultat peuvent être avancées. D'une part, le salaire des cadres est moins bien mesuré dans notre étude que les autres prix (voir annexe) et d'autre part, le salaire pourrait bien être un indicateur de qualité de la main d'oeuvre auquel cas les entreprises hésiteraient à se séparer de leurs cadres les mieux payés.

Si l'on examine la distribution de ces élasticités, on constate qu'en moyenne les élasticités-prix des facteurs sont quasiment égales, autour de -0.2. Mais l'examen des quartiles révèle des différences de distributions. Ainsi, l'élasticité-prix est en général plus forte pour le personnel d'exécution et le capital (3^e quartile entre -0.1 et -0.2) que pour le personnel de conception (3^e quartile proche de 0).

Les élasticités de substitution montrent que le capital est presque toujours substituable aux deux types de main d'oeuvre, qui sont complémentaires entre elles dans 60% des entreprises. Le tableau 9 nous permet de comparer ces élasticités. Il montre que le modèle sans innovation souffre de sa spécification incomplète : alors qu'il conclut qu'il serait toujours plus facile de substituer du personnel de conception au capital que du personnel d'exécution ($\sigma_{13} \geq \sigma_{23}$), tous les modèles avec innovation montrent que c'est la situation inverse qui est la plus fréquente. Ce résultat milite nettement en faveur des modèles avec progrès technique.

En résumé, le capital est plus fortement substituable à la main d'oeuvre d'exécution qu'à la main d'oeuvre de conception, ce qui traduit une complémentarité « faible » entre le capital physique et le personnel qualifié¹¹. Ceci implique que la baisse du prix du capital relativement à celui du travail entraîne une déformation de la structure des coûts en faveur de la main d'oeuvre de conception.

CONCLUSION

Cette étude économétrique montre l'existence d'un biais technologique qui favorise la main d'oeuvre de conception de l'entreprise, qui est la main d'oeuvre la plus qualifiée. Les entreprises qui innovent modifient leur coûts en faveur de la main d'oeuvre de conception, à évolution des prix donnée. A cet effet s'ajoute un second effet défavorable à la main d'oeuvre d'exécution : cette dernière est plus fortement substituable au capital que la main d'oeuvre de conception.

Cependant la prise en compte des différents types d'innovation montre que ce résultat général doit être nuancé. Toutes les innovations ne défavorisent pas la

¹¹ « faible » car les deux facteurs ne sont pas directement complémentaires au regard des élasticités.

main d'oeuvre non qualifiée. Celle-ci est même favorisée par les innovations incrémentales de produit comme de procédé. Le seul type d'innovation qui la défavorise est en fait l'innovation radicale de produit. La main d'oeuvre de conception, elle, est favorisée lorsque l'entreprise met en oeuvre des innovations incrémentales de procédé mais défavorisée lorsqu'elles sont radicales. Ainsi le résultat général dépend en large partie de la proportion d'entreprises qui réalisent tel ou tel type d'innovation. Une modification adéquate de ces proportions pourrait annuler le biais technologique tel que nous le mesurons. La manière dont les entreprises innovent est tout aussi importante que le fait qu'elles innovent.

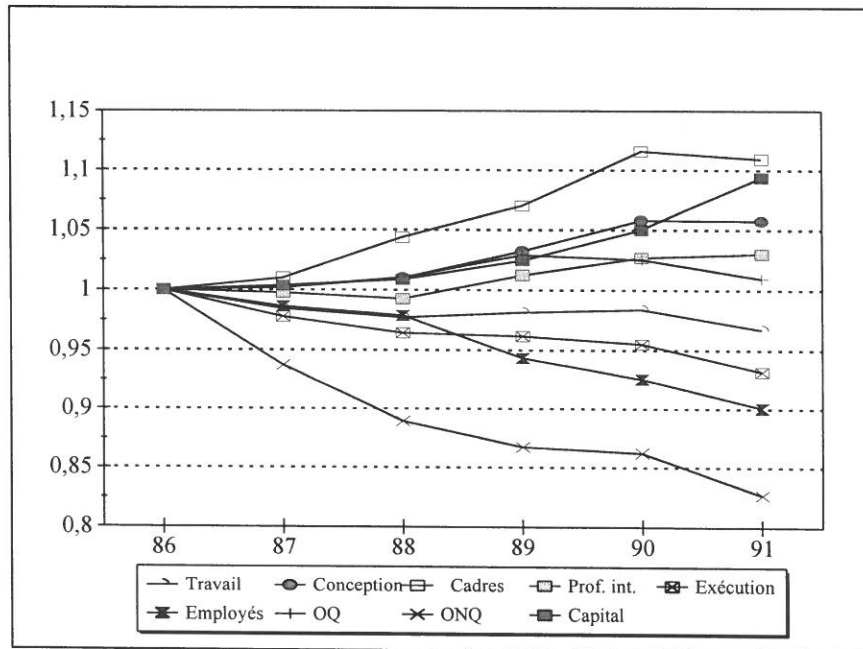
Par ailleurs, notre résultat général sur le biais technologique ne peut pas être transposé tel quel au niveau macro-économique. Premièrement, seule l'industrie manufacturière est considérée dans cette étude. Une vision globale doit prendre en compte le secteur tertiaire. Deuxièmement, cette étude ne prend pas en compte les effets induits de l'innovation. Les nouveaux produits et procédés transforment la structure des marchés et peuvent remettre en cause la survie même des entreprises non innovantes. Cet effet sectoriel viendrait renforcer le biais technologique que nous mettons en évidence, et ce d'autant plus que la qualité de la main d'oeuvre est un atout pour innover. Troisièmement, les entreprises innovantes peuvent être amenées à recourir à la sous-traitance pour pouvoir faire face au renouvellement de leurs produits. Au travers de ces liens entre les entreprises, les innovateurs peuvent influencer la composition de la main d'oeuvre des entreprises sous-traitantes, dans un sens qu'il est difficile de préciser.

Ce travail pourrait être développé dans trois directions. Tout d'abord, de même que nous avons utilisé une décomposition fine de l'innovation, nous pourrions aller plus avant dans la décomposition des catégories de main d'oeuvre. Ensuite, la question du passage au niveau macroéconomique peut être traitée indirectement en effectuant une étude sur données agrégées au niveau sectoriel. Enfin, l'économie de l'innovation est étroitement reliée à celle de la concurrence imparfaite, ce qui suggère de généraliser le lemme de Shephard à cet autre cadre d'analyse.

Bibliographie

- Bergström V. et Panas E. E.**, 1992, How Robust is the Capital-Skill Complementarity Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIV, N°3, August.
- Betts J.R.**, 1995, The Skill Bias of Technological Change in Canadian Manufacturing Industries. Miméo UCSD, Mai.
- Cohen W. et R. Levin**, 1989, Innovation and market structure. In R. Schmalensee et R. Willig eds., *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2, chap. 18.
- Crépon B., Duguet E. et I. Kabla I.**, 1997, A moderate support to Schumpeterian conjectures from various innovation measures. In A. Kleinknecht éd., *Determinants of Innovation: the message from new indicators* (chapitre 3), Mc Millan Press, Londres.
- Gouriéroux C.**, 1989, Économétrie des variables qualitatives. *Economica*, 2^e édition.
- Gouriéroux C. et A. Monfort**, 1989, Méthodes statistiques de l'économétrie. *Economica* (2 tomes).
- Huiban J.P. et Z. Bouhsina**, 1995, Innovation et qualité du facteur travail. Communication à l'école d'hiver *Innovation, dynamique des organisations et transformations institutionnelles*, Grenoble.
- Hamermesh D. S.**, 1993, *Labor Demand*. Princeton University Press.
- Kline S. J. et N. Rosenberg**, 1986, An Overview of Innovation. in R. Landau et N. Rosenberg (eds), *The Positive Sum Strategy*, Academy of Engineering Press.
- Lee L.-F.** [1981], « Simultaneous equations models with discrete and censored variables ». In C. Manski and D. Mc Fadden eds., *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, MIT Press.
- Mihoubi F.**, [1995] "L'impact du coût des facteurs sur la substitution capital-travail dans le secteur manufacturier", Miméo Dares.

**Graphique 1 : Évolutions pondérées des quantités de facteurs
(1986=1)**

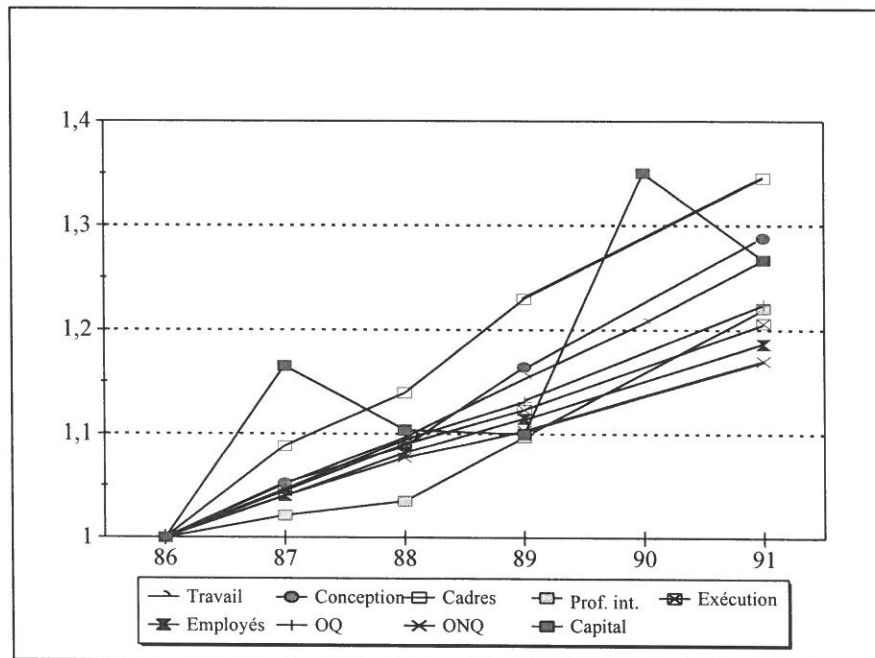


Source : ESE, DADS et BIC.

Champ : Echantillon de 5 102 entreprises.

Les évolutions des quantités sont calculées sur la base des cumuls des volumes des différents facteurs sur l'échantillon.

**Graphique 2 : Évolutions pondérées des prix des facteurs
(1986=1)**



Source : ESE, DADS et BIC.

Champ : Echantillon de 5 102 entreprises.

Les évolutions des coûts sont calculées sur la base des coûts moyens pondérés observés sur l'échantillon. Les coûts pour les différentes catégories d'emplois ne sont pas renseignés dans les DADS en 1990.

Tableau 1 : Fonctions d'innovationsEstimation des modèles *probit* par le maximum de vraisemblance*Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses*

Innovations 1986-90 :	U1	U2	U3	U4	U5
Variables explicatives en 1986	Amélioration de produit	Nouveau produit	Imitation de produit	Première de procédé	Amélioration de procédé
Diversification ln D	-0,133 (2,11)	-0,161 (2,48)	-0,184 (2,97)	0,021 (0,30)	0,095 (1,53)
Part de marché ln P	0,134 (6,70)	0,107 (4,86)	0,105 (5,00)	0,044 (1,91)	0,039 (1,86)
Production ln Y	0,052 (2,00)	0,115 (4,26)	0,031 (1,19)	0,174 (6,00)	0,169 (6,50)
Personnel de conception s ₁	-0,329 (1,66)	0,406 (1,94)	-0,290 (1,46)	0,055 (0,25)	-1,136 (5,77)
Personnel d'exécution s ₂	-0,731 (4,04)	-0,346 (1,78)	-0,752 (4,11)	-0,404 (1,94)	-1,115 (6,16)
Test : égalité des coefficients des personnels*	2,480	4,440	2,861	2,534	0,128
% d'entreprises ayant réalisé l'innovation indiquée	48,4	31,1	39,9	20,4	49,3

4954 entreprises de l'industrie manufacturière, avec au moins 20 employés. Toutes les régressions incluent 18 indicatrices sectorielles

* Valeur absolue du t de Student asymptotique. Sous l'hypothèse nulle, les coefficients des personnels de conception et d'exécution sont égaux (valeur critique au seuil de 5% : 1,96). La statistique du test tient compte de la corrélation entre les deux estimateurs.

Tableau 2 : Fonctions d'innovation 1986-1991, combinaisons

Estimation des modèles probit par le maximum de vraisemblance

Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses

Innovations 1986-90: Variables explicatives en 1986	U1,U3 ou U5 Innova- tion In- crément- tale	U2 ou U4 Innova- tion Ra- dicale	U4 ou U5 Innova- tion de Procédé	U1, U2 ou U3 Innova- tion de Produit	U1 à U5 Innova- tion Glo- bale
Diversification ln D	-0,015 (0,23)	-0,122 (1,91)	0,063 (1,00)	-0,125 (1,89)	0,012 (0,18)
Part de marché ln P	0,093 (4,23)	0,106 (5,05)	0,040 (1,90)	0,122 (5,81)	0,093 (4,23)
Production ln Y	0,114 (4,07)	0,153 (5,67)	0,169 (6,50)	0,072 (2,67)	0,171 (5,90)
Personnel de conception s ₁	-0,951 (4,59)	0,093 (0,46)	-1,062 (5,36)	-0,475 (2,33)	-0,883 (4,20)
Personnel d'exécution s ₂	-1,408 (7,45)	-0,431 (2,29)	-1,175 (6,49)	-1,060 (5,73)	-1,352 (7,12)
Test : égalité des coefficients des personnels*	2,736	3,170	0,712	3,522	3,066
% d'entreprises ayant réalisé l'innovation indiquée	66,1	37,9	53,7	59,9	68,0

4954 entreprises de l'industrie manufacturière, avec au moins 20 employés. Toutes les régressions incluent 18 indicatrices sectorielles

* Valeur absolue du t de Student asymptotique. Sous l'hypothèse nulle, les coefficients des personnels de conception et d'exécution sont égaux (valeur critique au seuil de 5% : 1,96). La statistique du test tient compte de la corrélation entre les deux estimateurs.

Tableau 3 : Modèle sans innovation (référence)

Variables expliquées : variations des parts des facteurs dans le coût total
 Lemme de Shephard en différences longues 1991-1986
Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses

Coefficients	Conception	Exécution	Capital	Échelle
Équations :				
Conception	0.138 (42.56)	-0.126 (39.17)	-0.011 (1.67)	0.004 (0.98)
Exécution		0.171 (36.30)	-0.093 (19.48)	0.007 (1.67)
Capital			0.104 (24.19)	-0.011 (3.08)

Estimation des moindres carrés asymptotiques optimaux sur le système contraint.

Tableau 4 : Effet global de l'innovation

Variables expliquées : variations des parts des facteurs dans le coût total
 Lemme de Shephard en différences longues 1991-1986
 Mesure d'innovation : U1 à U5 (global)
Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses

Coefficients :	Conception	Exécution	Capital	Échelle	Innovation
Équations :					
Conception	0.125 (44.23)	-0.119 (39.18)	-0.045 (9.57)	-0.007 (2.09)	0.009 (4.03)
Exécution		0.138 (35.68)	-0.085 (17.31)	0.004 (1.04)	-0.010 (4.17)
Capital			0.130 (35.61)	0.003 (1.04)	0.001 (0.35)

Estimation des moindres carrés asymptotiques optimaux sur le système contraint.

Tableau 5 : Effets des innovations de produit et de procédé

Variables expliquées : variations des parts des facteurs dans le coût total
 Lemme de Shephard en différences longues 1991-1986
 Innovation de produit : U1, U2 ou U3. Innovation de procédé : U4 ou U5.
Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses

Coefficients :	Concep- tion	Exécu- tion	Capital	Échelle	Innova- tion de produit	Innova- tion de procédé
Équations :						
Conception	0.141 (46.08)	-0.125 (40.53)	-0.034 (7.17)	0.003 (0.97)	-0.006 (1.85)	0.012 (2.83)
Exécution		0.167 (37.47)	-0.063 (12.04)	0.007 (1.75)	-0.005 (1.47)	0.007 (1.59)
Capital			0.097 (21.91)	-0.010 (3.18)	0.011 (4.03)	-0.019 (5.47)

Estimation des moindres carrés asymptotiques optimaux sur le système contraint.

Tableau 6 : Effets des innovations incrémentales et radicales

Variables expliquées : variations des parts des facteurs dans le coût total
 Lemme de Shephard en différences longues 1991-1986
 Innovation incrémentale : U1, U3 ou U5. Innovation radicale : U2 ou U4.
Valeur absolue du t de Student asymptotique entre parenthèses

Coefficients :	Concep- tion	Exécu- tion	Capital	Échelle	Inno- vation incré- mentale	Inno- vation radicale
Équations :						
Conception	0.136 (44.42)	-0.127 (41.14)	-0.037 (7.70)	-0.001 (0.21)	0.013 (2.46)	-0.010 (2.39)
Exécution		0.158 (35.28)	-0.068 (13.00)	0.006 (1.54)	0.062 (10.74)	-0.051 (11.59)
Capital			0.105 (23.58)	-0.006 (1.64)	-0.075 (15.29)	0.061 (15.10)

Estimation des moindres carrés asymptotiques optimaux sur le système contraint.

Tableau 7 : Effets simultanés de tous les types d'innovations

Variables expliquées : variations des parts des facteurs dans le coût total
 Lemme de Shephard en différences longues 1991-1986
 Valeur absolue du *t* de Student entre parenthèses

	Équation :		
	Conception	Exécution	Capital
Coefficients :			
Conception	0.135 (43.60)	-0.127 (41.02)	-0.036 (7.52)
Exécution		0.164 (36.32)	-0.064 (12.12)
Capital			0.100 (22.38)
Échelle	0.003 (0.80)	0.010 (2.65)	-0.013 (4.06)
U1 : Amélioration de produit	0.009 (1.11)	0.035 (4.21)	-0.044 (7.29)
U2 : Produit nouveau	-0.008 (0.87)	-0.066 (6.48)	0.074 (9.17)
U3 : Imitation de produit	-0.002 (0.19)	0.037 (4.02)	-0.035 (4.76)
U4 : Première de procédé	-0.015 (2.09)	-0.007 (0.98)	0.022 (3.73)
U5 : Amélioration de procédé	0.025 (3.87)	0.023 (3.34)	-0.048 (8.89)

Estimation des moindres carrés asymptotiques optimaux sur le système contraint.

Tableau 8 : Elasticités-prix directes des demandes de facteurs (η) et élasticités de substitution partielles (σ) d'Allen-Uzawa

Elasticités*	< 0 %	= 0 %	> 0 %	Q1	Me	Q3
Sans Innovation						
η_{11}	74,0	0,2	25,8	-0,23	-0,16	0,01
η_{22}	93,4	1,1	5,5	-0,16	-0,14	-0,10
η_{33}	86,4	0,1	13,5	-0,34	-0,30	-0,17
σ_{12}	59,8	0,2	40,0	-0,48	-0,10	0,14
σ_{13}	3,5	0	96,5	0,66	0,79	0,85
σ_{23}	34,3	0,1	65,6	-0,17	0,19	0,36
Innovation Globale						
η_{11}	80,8	0,1	19,1	-0,27	-0,22	-0,07
η_{22}	97,7	0,2	2,1	-0,24	-0,21	-0,16
η_{33}	75,5	0,2	24,3	-0,26	-0,20	-0,01
σ_{12}	54,0	0,2	45,8	-0,40	-0,04	0,18
σ_{13}	39,2	0,1	60,8	-0,31	0,16	0,41
σ_{23}	29,1	0,1	70,8	-0,08	0,25	0,41
Produits/Procédés						
η_{11}	80,4	0,1	19,5	-0,27	-0,21	-0,06
η_{22}	97,7	0,2	2,1	-0,24	-0,21	-0,16
η_{33}	75,5	0,2	23,8	-0,27	-0,20	-0,02
σ_{12}	54,5	0,1	45,4	-0,40	-0,05	0,18
σ_{13}	39,4	0	60,6	-0,31	0,16	0,41
σ_{23}	27,9	0,1	72,0	-0,06	0,26	0,42
Incrémentale/Radicale						
η_{11}	81,7	0,1	18,2	-0,28	-0,22	-0,08
η_{22}	97,9	0,3	1,8	-0,26	-0,22	-0,17
η_{33}	74,3	0,3	25,4	-0,25	-0,19	0,01
σ_{12}	57,9	0,2	41,9	-0,45	-0,08	0,15
σ_{13}	40,1	0,1	59,8	-0,33	0,15	0,40
σ_{23}	30,3	0,2	69,5	-0,10	0,23	0,39
5 Types d'Innovation						
η_{11}	76,1	0,2	23,7	-0,24	-0,18	-0,01
η_{22}	94,7	1,0	4,3	-0,18	-0,16	-0,11
η_{33}	88,0	0,1	11,9	-0,36	-0,32	-0,20
σ_{12}	60,5	0,2	39,4	-0,49	-0,11	0,13
σ_{13}	27,8	0	72,2	-0,06	0,32	0,52
σ_{23}	15,5	0,1	84,4	0,19	0,44	0,56

Indices : 1 = personnel de conception, 2 = personnel d'exécution et 3 = capital.

* Tests individuels du t de Student asymptotique. Toute élasticité inférieure à 1.96 en valeur absolue est indiquée comme nulle. Les tests sont réalisés à partir des estimations des tableaux 3 à 7. Les définitions utilisées sont :

$$\eta_{pp} = (b_{pp} + s_p(s_p - 1)) / s_p, \sigma_{kp} = (b_{kp} + s_k s_p) / (s_k s_p), k \leq p = 1, 2, 3$$

Tableau 9 : Comparaisons des élasticités de substitution directes d'Allen-Uzawa (σ)

Écart entre les élasticités*	< 0 %	= 0 %	> 0 %
Sans Innovation			
$\sigma_{12} - \sigma_{13}$	92,4	7,2	0,3
$\sigma_{12} - \sigma_{23}$	57,9	10,4	31,7
$\sigma_{13} - \sigma_{23}$	0	14,6	85,4
Innovation Globale			
$\sigma_{12} - \sigma_{13}$	51,2	21,9	26,9
$\sigma_{12} - \sigma_{23}$	59,0	10,5	30,5
$\sigma_{13} - \sigma_{23}$	38,9	33,1	28,0
Produits/Procédés			
$\sigma_{12} - \sigma_{13}$	51,3	21,8	26,8
$\sigma_{12} - \sigma_{23}$	59,8	10,6	29,6
$\sigma_{13} - \sigma_{23}$	39,9	33,1	26,9
Incrémentale/Radicale			
$\sigma_{12} - \sigma_{13}$	52,5	21,5	25,9
$\sigma_{12} - \sigma_{23}$	59,7	10,2	30,1
$\sigma_{13} - \sigma_{23}$	38,8	32,7	28,5
5 Types d'Innovation			
$\sigma_{12} - \sigma_{13}$	63,7	21,9	14,5
$\sigma_{12} - \sigma_{23}$	72,1	11,8	16,1
$\sigma_{13} - \sigma_{23}$	38,0	41,0	21,1

Indices : 1 = personnel de conception, 2 = personnel d'exécution et 3 = capital.

* Tests individuels du t de Student asymptotique. Toute élasticité inférieure à 1,96 en valeur absolue est indiquée comme nulle. Les statistiques de test tiennent compte des corrélations entre les estimateurs.

ANNEXES

Économétrie

Nous souhaitons estimer un modèle contenant à la fois des équations de type probit et de type linéaire. Dans la littérature économétrique ce problème se rattache à l'estimation des systèmes d'équations simultanées à variables qualitatives. Deux méthodes sont utilisées pour résoudre ce problème. D'une part, les méthodes en deux étapes, analogues aux doubles moindres carrés non linéaires et d'autre part, la méthode d'Amemiya ou moindres carrés asymptotiques. Lee (1981) a démontré que la seconde méthode est plus efficace que la première pour tout système contenant des équations de type probit et linéaire, c'est la raison pour laquelle nous avons employé cette dernière méthode. Par rapport au cas standard, nous devons toutefois imposer les contraintes impliquées par l'utilisation du Lemme de Shephard.

Les moindres carrés asymptotiques consistent à estimer les paramètres de la forme structurelle, dits paramètres d'intérêt, directement à partir des paramètres de la forme réduite du modèle, dits paramètres auxiliaires. Pour cela, il nous faut disposer de deux choses : d'une part, d'un estimateur asymptotiquement normal des paramètres auxiliaires et d'autre part, d'une contrainte reliant les valeurs théoriques des deux ensembles de paramètres. On peut voir cette méthode comme une généralisation des moindres carrés indirects.

Dans un premier temps, nous estimons la forme réduite non contrainte¹² de notre système puis, dans un second temps, nous estimons directement les paramètres contraints de la forme structurelle. Il y a deux types de contraintes dans notre système : les identités, qui résultent de l'addition des parts des qualifications dans les coûts à l'unité, automatiquement vérifiées par les paramètres des équations estimées séparément sans que l'on ait besoin de les imposer, et les contraintes qui résultent de l'hypothèse de symétrie de la fonction de coût, qui doivent être imposées.

Nous présentons d'abord la forme réduite non contrainte et son estimation, avant d'examiner les contraintes qui relient les paramètres auxiliaires (i.e., de la forme réduite) aux paramètres d'intérêt (i.e., structurels). Les moindres carrés asymptotiques se réduiront alors à un problème d'estimation par les moindres carrés généralisés. En posant :

$$X\alpha_k = \alpha_{k1}s_1 + \alpha_{k2}s_2 + \alpha_{kD} \ln D + \alpha_{kP} \ln P + \alpha_{kY} \ln Y + \sum_{s=1}^{18} \alpha_{ks}^d d_s, k = 1, \dots, K$$

La forme structurelle du modèle est donnée par :

¹² Les moindres carrés asymptotiques permettent d'imposer les contraintes à la seconde étape, ce qui simplifie l'estimation de la forme réduite.

$$\begin{cases} z_k^* &= X\alpha_k + u_k, k = 1, \dots, K \\ \Delta s_1 &= b_{11}\Delta \ln w_1 + b_{12}\Delta \ln w_2 + b_{13}\Delta \ln w_3 + b_{1Y}\Delta \ln Y + \sum_{k=1}^K b_{1k}^* z_k^* + v_1 \\ \Delta s_2 &= b_{21}\Delta \ln w_1 + b_{22}\Delta \ln w_2 + b_{23}\Delta \ln w_3 + b_{2Y}\Delta \ln Y + \sum_{k=1}^K b_{2k}^* z_k^* + v_2 \\ \Delta s_3 &= -(\Delta s_1 + \Delta s_2) \end{cases}$$

où K est le nombre d'innovations introduites dans la fonction de coût, z_k^* la variation de savoir technologique de type k , Δs_j la variation de la part de la qualification j dans les coûts entre 1986 et 1991, $\Delta \ln w_j$ la variation correspondante du prix du facteur j et $\Delta \ln Y$ la variation de la production en volume sur la même période. Les K premières équations définissent K fonctions d'innovation qui déterminent la mise en oeuvre des innovations d'une entreprise dans K domaines sur la période 1986-1991, en fonction de ses caractéristiques en 1986. Les trois équations suivantes du modèle dérivent du Lemme de Shephard. Les perturbations sont repérées par les lettres u et v . Nous supposons qu'elles sont toutes corrélées entre elles. Celles des équations d'innovation (u) sont supposées normales et homoscédastiques (modèle probit), par contre celles du Lemme de Shephard sont supposées d'espérance nulle et peuvent être hétéroscédastiques¹³.

On utilise les notations suivantes pour les paramètres de la forme structurelle :

$$\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_K \end{pmatrix}, j = 1, 2 \quad b_j = \begin{pmatrix} b_{j1} \\ b_{j2} \\ b_{j3} \\ b_{jY} \end{pmatrix}, b_j^* = \begin{pmatrix} b_{j1}^* \\ \vdots \\ b_{jK}^* \end{pmatrix}, B_j = \begin{pmatrix} b_j \\ b_j^* \end{pmatrix}, B = \begin{pmatrix} B_1 \\ B_2 \end{pmatrix}$$

Le paramètre α contient les coefficients de toutes les fonctions d'innovation. Les autres paramètres concernent les équations des parts de qualification dans le coût total : b_j contient les coefficients des facteurs explicatifs traditionnels, b_j^* celui des innovations, B_j le paramètre structurel de la j -ième équation et B l'ensemble de tous ces paramètres.

La forme réduite non contrainte de notre modèle est donnée par :

$$\begin{cases} z_k^* &= X\alpha_k + u_k, k = 1, \dots, K \\ \Delta s_1 &= \beta_{11}\Delta \ln w_1 + \beta_{12}\Delta \ln w_2 + \beta_{13}\Delta \ln w_3 + \beta_{1Y}\Delta \ln Y + X\beta_1^* + \xi_1 \\ \Delta s_2 &= \beta_{21}\Delta \ln w_1 + \beta_{22}\Delta \ln w_2 + \beta_{23}\Delta \ln w_3 + \beta_{2Y}\Delta \ln Y + X\beta_2^* + \xi_2 \\ \Delta s_3 &= -(\Delta s_1 + \Delta s_2) \end{cases}$$

$$\text{où : } \beta_1^* = \sum_{k=1}^K b_{1k}^* \alpha_k, \beta_2^* = \sum_{k=1}^K b_{2k}^* \alpha_k$$

¹³ Nous utilisons des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité pour les trois dernières équations correspondantes, les perturbations peuvent donc ne pas être normales dans ces équations sans que cela remette en cause nos estimations.

On utilise les notations suivantes pour les paramètres de la forme réduite :

$$j = 1, 2 \quad \beta_j = \begin{pmatrix} \beta_{j1} \\ \beta_{j2} \\ \beta_{j3} \\ \beta_{jY} \end{pmatrix}, \beta_j^* = \begin{pmatrix} \beta_{j1}^* \\ \vdots \\ \beta_{jK}^* \end{pmatrix}, \gamma_j = \begin{pmatrix} \beta_j \\ \beta_j^* \end{pmatrix}, \gamma = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix}$$

Comme le système d'équation est récursif, le paramètre des fonctions d'innovation est identique dans les formes structurelle et réduite. On estime chaque équation de la forme réduite séparément par la méthode appropriée, avant de calculer la matrice de covariance globale des estimateurs de la forme réduite.

Estimation de la forme réduite non contrainte

Nous ne disposons pas de mesure directe de la variation du degré d'innovation. Aussi, construisons-nous un modèle probit reposant sur une *variable latente* d'innovation. Dès que cette variable dépasse un seuil, qui dépend ici du secteur d'activité¹⁴, on observe la mise en œuvre d'une innovation dans l'entreprise. On repère cette information par une indicatrice z_k définie par :

$$z_k = \begin{cases} 1 & \text{si } z_k^* > c_k \\ 0 & \text{si } z_k^* \leq c_k \end{cases}$$

Afin d'estimer ce modèle, on fait l'hypothèse que les perturbations u_k suivent une loi normale centrée et réduite. On peut alors calculer la probabilité d'observer une innovation de type k comme :

$$P[z_k = 1] = P[z_k^* > 0] = P[X\alpha_k + u_k > 0] = P[u_k > -X\alpha_k] = \Phi(X\alpha_k)$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée et réduite. On peut alors procéder à l'estimation du paramètre α_k par le maximum de vraisemblance. L'objectif à maximiser est donné par :

$$L_k(z_k / X; \alpha_k) = \sum_{i=1}^N z_{ki} \ln \Phi(X_i \alpha_k) + (1 - z_{ki}) \ln(1 - \Phi(X_i \alpha_k))$$

$k = 1, \dots, K$

où i indice les observations et N est la taille de l'échantillon. On estime ainsi séparément les K équations d'innovation du modèle.

L'estimation des deux équations suivantes, qui expliquent les parts des facteurs dans le coût total, peut se faire directement par les moindres carrés ordinaires puisque les variables latentes d'innovation ont été remplacées par les variables de la forme réduite. On maximise donc les objectifs suivants :

¹⁴ Ceci est équivalent à mettre des indicatrices sectorielles dans le modèle, c'est-à-dire dans X . Notons que ces indicatrices résument également toutes les autres variables sectorielles omises ici.

$$M_j(s_j / \Delta w, \Delta y, X; \gamma_j) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (s_{ji} - Z_i \gamma_j)^2 \quad j = 1, 2$$

où Z est la matrice contenant toutes les variables explicatives Δw , Δy et X . L'estimation de la troisième équation est inutile car tous ses coefficients se déduisent des deux précédentes.

La seule difficulté de cette première étape est d'estimer la matrice de covariance asymptotique des estimateurs des paramètres de la forme réduite, en particulier des corrélations entre équations, puisqu'elles ont été estimées séparément.

La solution réside dans le fait que tous les estimateurs précédents sont des M-estimateurs et qu'il est possible de définir le paramètre de la forme réduite comme la solution du programme de maximisation de l'objectif suivant :

$$N(z, s / Z; \pi) = \sum_{k=1}^K L_k(z_k / X; \alpha_k) + \sum_{j=1}^2 M_j(s_j / Z; \gamma_j)$$

Les estimateurs du maximum de vraisemblance comme ceux des moindres carrés sont obtenus par la résolution des conditions du premier ordre, puisque tous les objectifs sont concaves. De plus, comme le problème d'estimation est séparable par équation, puisque nous estimons une forme *non contrainte*, la solution est numériquement identique aux estimations équation par équation. La seule différence réside dans la possibilité de donner la loi asymptotique jointe de nos estimateurs $\hat{\alpha}$ et $\hat{\gamma}$. Elle est donnée par (cf. Gouriéroux et Monfort, 1989, chap. 8) :

$$\sqrt{N}(\hat{\pi} - \pi) \xrightarrow[N \rightarrow +\infty]{L} N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, J^{-1} I J^{-1}\right) \text{ avec } \pi = \begin{pmatrix} \alpha \\ \gamma \end{pmatrix}$$

$$J = E_Z E_0 \left[\frac{\partial^2 N(z, \Delta w / Z; \pi)}{\partial \pi \partial \pi'} \right] \text{ et } I = E_Z E_0 \left[\frac{\partial N(z, \Delta w / Z; \pi)}{\partial \pi} \frac{\partial N(z, \Delta w / Z; \pi)}{\partial \pi'} \right]$$

Dans la pratique, on estime ces quantités par les moments empiriques correspondants, soient :

$$\hat{J} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial^2 N(z, \Delta w / Z; \hat{\pi})}{\partial \pi \partial \pi'} \text{ et } \hat{I} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial N(z, \Delta w / Z; \hat{\pi})}{\partial \pi} \frac{\partial N(z, \Delta w / Z; \hat{\pi})}{\partial \pi'}$$

Estimation de la forme structurelle contrainte

Le fait qu'il n'y ait aucune variable explicative en commun dans les équations d'innovation et des parts des facteurs dans le coût total simplifie légèrement le problème¹⁵. En confrontant la forme réduite non contrainte à la forme

¹⁵ Cette simplification provient du fait que le modèle d'innovation dépend des niveaux et que l'on estime les parts dans les coûts en différences longues.

structurelle contrainte¹⁶, on obtient les relations suivantes entre les deux ensembles de paramètres :

$$\beta_1^* = \sum_{k=1}^K b_{1k}^* \alpha_k, \beta_2^* = \sum_{k=1}^K b_{2k}^* \alpha_k, \beta_{1Y} = b_{1Y}, \beta_{2Y} = b_{2Y},$$

$$\beta_{11} = b_{11}, \beta_{12} = b_{12}, \beta_{13} = b_{13}, \beta_{21} = b_{12}, \beta_{22} = b_{22}, \beta_{23} = b_{23}$$

Ces contraintes peuvent se mettre sous la forme :

$$g(\pi, B) = H_1 \gamma - H_2(\alpha) B = 0.$$

où $H_2(\alpha)$ est une matrice qui dépend de α . La méthode des moindres carrés asymptotiques consiste à rechercher un estimateur de B tel que la quantité $g(\hat{\pi}, B)$ soit la plus petite possible :

$$\hat{B} = \arg \min_B g(\hat{\pi}, B)' \Omega^{-1} g(\hat{\pi}, B)$$

$$\text{où } \Omega = V_{as}(g(\hat{\pi}, B)) = \frac{\partial g(\hat{\pi}, B)}{\partial \pi'} V_{as}(\hat{\pi}) \frac{\partial g(\hat{\pi}, B)'}{\partial \pi}$$

Puisque, pour α donné, les contraintes sont linéaires, ceci revient à appliquer les moindres carrés généralisés au modèle $H_1 \hat{\gamma} = H_2(\hat{\alpha}) B$ avec Ω comme matrice de covariance de la perturbation (asymptotiquement). Dans la pratique, on ne peut évaluer cette matrice qu'à condition d'avoir un estimateur de B . On procède donc en deux étapes.

Dans un premier temps, on effectue une estimation par les moindres carrés ordinaires qui fournissent un estimateur convergent et non optimal de B (cas $\Omega = I_d$). Dans un second temps, on estime Ω à partir de ce premier estimateur puis on calcule l'estimateur optimal. Les estimateurs obtenus sont analogues à ceux des moindres carrés ainsi que leurs distributions asymptotiques (cf. Gouriéroux et Monfort, 1989, chapitre 9A). Ce sont les estimateurs optimaux, qui exploitent les corrélations inter-équations, que nous présentons dans cet article.

Les paramètres de la dernière équation structurelle se déduisent directement des identités :

$$b_{31} = b_{13}, b_{32} = b_{23}, b_{33} = -(b_{13} + b_{23}), b_{3y} = -(b_{1y} + b_{2y}),$$

$$b_3^* = -(b_1^* + b_2^*)$$

Les écarts-type de ces paramètres se déduisent directement de la matrice de covariance des paramètres d'intérêt.

¹⁶ Il suffit d'égaliser les deux versions de l'équation, de prendre l'espérance mathématique de chaque membre et d'utiliser les relations d'exclusion.

Sources utilisées et construction des variables

L'Enquête Annuelle d'Entreprise (EAE) dans l'industrie

C'est une enquête réalisée chaque année par le Ministère de l'Industrie L'information essentielle retenue dans l'EAE est l'information sur l'effectif de l'entreprise calculée comme la somme des effectifs des établissements. C'est la notion de personnel salarié moyen de l'établissement qui est retenu dans l'EAE. Il est calculé en proportion du temps passé par le salarié dans l'établissement pendant un an et il inclut les CDI, CDD, apprentis, intérimaires, intermittents, personnels détachés ou prêtés. Par ailleurs l'EAE industrie comportait, en 1991 un supplément essentiel pour la constitution de notre base finale, l'Enquête Innovation. Elle fournit aussi des données sur les branches d'entreprise.

L'Enquête Innovation du Sessi

Cette enquête est un supplément à l'EAE, réalisée par le Ministère de l'Industrie en 1991. Le champ couvert est celui des entreprises de plus de 20 salariés de l'industrie manufacturière, soit près de 25000. Cette enquête porte sur la période allant du 1er Janvier 1986 au 31 Décembre 1990. Elle est composée de six parties : les types d'innovations technologiques réalisées par l'entreprise, les rôles respectifs du marché et de la dynamique propre de la technologie dans la détermination des innovations technologiques, les sources de l'innovation, l'appréciation par l'entreprise de la position de son activité et de la sienne propre relativement à ce secteur, la part dans le chiffre d'affaires de l'entreprise et dans ses exportations, des ventes imputables à des produits technologiquement innovants et les prévisions de l'entreprise quant à l'introduction d'innovations dans les cinq prochaines années.

Les questions concernant les innovations technologiques que nous avons retenues dans l'étude appartiennent à la première partie de l'enquête. Elles sont de la forme : « *Dans les 5 dernières années (entre le 1er janvier 1986 et le 31 décembre 1990) votre firme, a-t-elle réalisé une des innovations suivantes ?* » (1 = Oui, 0 = Non) :

U1 : amélioration de produits

U2 : introduction de produits nouveaux pour le marché

U3 : introduction de produits nouveaux pour l'entreprise.

U4 : introduction d'une première technologique

U5 : amélioration substantielle de procédés.

Les Données de branche de l'EAE.

L'EAE fournit aussi des données de branche. Notamment, on dispose pour chaque entreprise, de son chiffre d'affaires dans les différentes branches où elle intervient selon la décomposition de la NAP600. Ces informations nous ont permis de calculer pour chaque entreprise : le nombre d'activités industrielles équivalent à l'indice d'Herfindahl de concentration des ventes au sein de chaque entreprise, ainsi que la part de marché moyenne des entreprises diversifiées. La construction détaillée de ces indicateurs se trouve dans Crépon, Duguet et Kabla (1996).

Données de déclaration des Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC).

Les fichiers BIC regroupent les données des déclarations de bénéfices industriels et commerciaux des entreprises, notamment les données du bilan et du compte de résultat. Les variables retenues dans l'étude sont les suivantes :

Valeur ajoutée en volume (Y) :

On utilise une mesure de la valeur ajoutée en valeur, au coût des facteurs, déflatée par des indices de prix sectoriels.

$Y = (\text{production} - \text{consommations intermédiaires} + \text{subventions} - \text{taxes}) / \text{indices de prix sectoriels}$

Volume du capital (K)

La valeur du stock de capital est mesurée par les immobilisations productives brutes du bilan. Sachant que cette grandeur est évaluée au coût historique le stock en volume est calculé en évaluant un âge de la manière suivante :

$\text{Age} = 16 * (\text{amortissement cumulé} / \text{immobilisations productives brutes})$

Cet âge est estimé en attribuant au capital une durée de vie arbitraire de 16 ans. Une correction est ensuite introduite, qui tient compte des méthodes d'amortissement comptable :

$\text{Age corrigé} = \text{Age} / 2 \text{ si } \text{Age} \leq 8$
 $= \text{Age} - 4 \text{ sinon}$

Cet âge représente l'âge moyen du capital. On reprend ensuite une série longue de prix des investissements agrégé sur l'industrie manufacturière issue de la comptabilité nationale pour en extraire l'indice (base 80) correspondant à l'âge calculé et qui servira à déflater le stock de capital en valeur. Cette méthode grossière permet de ne pas avoir à passer par une méthode d'inventaire permanent pour déflater le capital et ses résultats sont assez proches de ceux obtenus par un inventaire permanent :

$K(t) = \text{valeur brute des immobilisations productive}(t) /$
 $\text{déflateur de l'investissement } (t - \text{âge corrigé})$

Coût d'usage du capital (R) :

La mesure du coût d'usage du capital tient compte de son mode de financement. Il est réalisé de la manière suivante :

$$R = \text{IPI} [(1 - \text{STRUCBI}) * \text{COUFPRO} + (\text{STRUCBI} * \text{COUDET}) + \text{TXDEP} - \text{INFL}]$$

IPI = indice de prix des investissements (comptabilité nationale, NAP90)

STRUCBI = structure du bilan

= dettes financières / (dettes financières + capitaux propres)

COUFPRO = $\text{JT} / (1 - \text{TIS})$ = coût des fonds propres (voir plus loin)

COUDET = coût de la dette = taux d'intérêt apparent

= frais financiers / dettes financières

TXDEP = taux de dépréciation du capital

= dotations aux amortissements / immobilisations brutes (voir plus loin)

INFL = taux de croissance de IPI

Le coût des fonds propres est le taux de rendement requis par l'actionnaire sachant la fiscalité sur les dividendes, les plus-values et le rendement ainsi que la fiscalité sur les placements alternatifs et la fiscalité de l'entreprise (TIS = taux d'imposition sur les sociétés).

$$\text{JT} = (1 - \text{MPL}) * \text{RO} / (1 - 0,5 * (\text{MIR} * (1 + \text{MAF}) - \text{MAF}) - 0,5 * \text{MPV})$$

où R0 est le rendement avant impôt d'une obligation, MPL le taux du prélèvement libératoire (sur les revenus d'obligations), MIR le taux d'imposition sur les dividendes, MAF le taux de l'avoir fiscal, MPV le taux d'imposition sur les plus-values. On suppose qu'en moyenne 50% des bénéfices sont versés sous forme de dividendes.

L'enquête sur la Structure des Emplois (ESE)

Afin de favoriser l'emploi des handicapés, le Ministère du Travail et de l'Emploi réalise annuellement, auprès des établissements de 20 salariés et plus, une enquête dans laquelle figure la ventilation de leurs effectifs salariés au 31 Décembre de l'année, selon la nomenclature des Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS). Les 5 catégories que nous avons utilisées sont une agrégation de la nomenclature en 23 postes (PCS23) présentée dans le tableau A1.

Sont inclus dans l'enquête, tous les salariés sous contrat de travail avec l'établissement, y compris les contrats de travail de formation alternée, chaque salarié qu'il soit à temps complet ou partiel, comptant pour une unité. Certaines catégories de personnels sont néanmoins exclues de l'enquête : les travailleurs intérimaires, les stagiaires de formation professionnelle (SIVP) et les apprentis. L'information au niveau de l'établissement ne permettant pas toujours de reconstituer l'information au niveau de l'entreprise (établissements manquants), l'effectif total par entreprise fourni par l'ESE est calé sur celui fourni par l'EAE.

Tableau A1 : Nomenclature des catégories socioprofessionnelles en 23 postes.

CATEGORIES SOCIOPROFESSIONNELLES	
<i>CONCEPTION :</i>	
Poste 2 et 3 : Cadres	
23	Chefs d'entreprises.
34	Professeurs, professions scientifiques.
35	Professions de l'information, des arts et des spectacles.
37	Cadres administratifs et commerciaux.
38	Ingénieurs et cadres techniques.
Poste 4 : Professions intermédiaires	
42	Instituteurs et assimilés.
43	Professions intermédiaires de la santé et du travail social.
44	Clergé, religieux.
46	Professions intermédiaires administratives et commerciales.
47	Techniciens.
48	Contremaîtres, agents de maîtrise.
<i>EXECUTION :</i>	
Poste 5 : Employés	
52	Agents de service, aides soignants.
53	Agents de surveillance.
54	Employés administratifs.
55	Employés de commerce.
56	Personnels des services directs aux particuliers.
Poste 62-65 : Ouvriers qualifiés	
62	Ouvriers qualifiés de type industriel.
63	Ouvriers qualifiés de type artisanal.
64	Chauffeurs.
65	Agents qualifiés de manutention, magasinage et transports.
Poste 67-69 : Ouvriers non qualifiés	
67	Ouvriers non qualifiés de type industriel.
68	Ouvriers non qualifiés de type artisanal.
69	Ouvriers agricoles.

Les Déclarations sur Données Sociales (DADS).

Les DADS constituent le document commun aux administrations sociales et fiscales (CERFA), dans lequel les employeurs déclarent pour chaque établissement et chaque salarié, l'ensemble des rémunérations salariales.

L'INSEE reçoit un exemplaire de ces déclarations et en constitue ainsi une base comportant les informations sur les salaires nets, selon une classification agrégée des PCS en 6 postes (les 5 postes que nous avons retenus de l'ESE et

les apprentis que nous avons laissés de côté). Jusqu'en 1993, n'était retenue que l'information concernant les salariés nés au mois d'octobre d'une année paire, ce sondage ayant pour objectif de construire des agrégats sectoriels ou par région. Ainsi, les informations dont on dispose sur les salariés de l'entreprise ne sont pas complètes (de plus, l'information est manquante en 1990), et un certain nombre de traitements ont dû être réalisés pour construire une variable de coût du travail pour toutes les qualifications présentes dans l'entreprise (information fournie par l'ESE).

Tout d'abord, Nous avons reconstruit le coût total (salaire brut et charges employeur) pour l'entreprise de chaque catégorie d'emploi considérée à partir du salaire net. Soient w_n le salaire net, c_w le coût du travail, p le plafond des salaires. Pour calculer le coût du travail sur la base du salaire net, nous avons appliqué les formules suivantes :

$$\begin{aligned} \text{- Si } w_n \leq p, \text{ alors : } & c_w = \frac{1+t_2}{1-t_1} w_n \\ \text{- Si } w_n > p, \text{ alors : } & c_w = \frac{1+t_2}{1-t_1} p + \frac{1+t_2^p}{1-t_1^p} (w_n - p) \end{aligned}$$

Le tableau A2 donne les valeurs des paramètres p , t_1 , t_1^p , t_2 et t_2^p que nous avons utilisés.

Tableau A2 : Calcul des coûts du travail à partir des salaires nets annuels moyens.

	Taux de cotisation marginal institutionnel*				
	Salarié		Employeur		Plafond net
	o à p	p à 4 p	o à p	p à 4 p	p
	t_1	t_1^p	t_2	t_2^p	
1984	0.1501	0.12935	0.4542	0.2881	84649
1985	0.1521	0.1326	0.4552	0.2891	90505
1986	0.158	0.1321	0.4565	0.2934	94467
1987	0.1649	0.1407	0.457	0.297	97553
1988	0.1699	0.1444	0.4575	0.2984	99911
1989	0.1799	0.1461	0.4475	0.3361	102742
1990	0.1797	0.1479	0.4353	0.3734	107492
1991	0.1834	0.1596	0.4269	0.3987	112487
1992	0.1909	0.1693	0.434	0.4033	116604

* hors remise forfaitaire et y compris CSG.

Puis, nous avons tenté d'améliorer nos variables de coût par interpolation. A l'issue de cette étape, nous n'avons pu corriger nos données que partiellement. Nous avons choisi d'effectuer des redressements des coûts ainsi interpolés, par

simulation. Chaque coût w_j de la catégorie j (cadres, professions intermédiaires, employés, ouvriers qualifiés ou ouvriers non qualifiés) a ainsi été régressé, chaque année, au moyen des MCO, sur :

- des indicatrices régionales
- des indicatrices de taille
- le coût moyen observé sur le secteur pour la catégorie d'emploi considérée (NAP40)
- l'effet fixe issu de la régression du coût moyen de la main d'oeuvre observé à partir des BIC et de l'EAE (masse salariale/emploi total) sur les parts dans l'emploi de chacune des cinq catégories de personnels issues des BIC.
- des indicatrices signalant si les autres catégories d'emplois existent dans l'entreprise
- des indicatrices signalant si les coûts des autres catégories d'emplois sont observés lorsqu'elles sont présentes dans l'entreprise.
- les coûts des autres catégories d'emplois observés dans l'entreprise

Les R^2 de ces régressions sont indiqués dans le tableau A3. Les régressions sont de qualité similaire pour les professions intermédiaires, les employés, les ouvriers non qualifiés et les ouvriers qualifiés mais sont moins bonnes pour les cadres. A partir des coefficients issus de ces régressions, nous avons ensuite simulé chacun des coûts du travail par année, car les variables exogènes de ces régressions sont renseignées pour la totalité des entreprises. Les coûts obtenus ont ensuite été calés sur la masse salariale observée dans les BIC.

Pour cette étude, nous n'avons utilisé que les données de 1986 et de 1991.

Tableau A3 : R^2 des régressions des coûts du travail

	84	85	86	87	88	89	91
Cadres	0,018	0,053	0,057	0,104	0,127	0,114	0,154
Professions intermédiaires	0,144	0,202	0,173	0,255	0,229	0,111	0,207
Employés	0,273	0,259	0,237	0,311	0,331	0,254	0,242
Ouvriers non qualifiés	0,225	0,219	0,219	0,273	0,216	0,297	0,316
Ouvriers qualifiés	0,236	0,094	0,028	0,298	0,249	0,243	0,216

Constitution de la base de données

Les différentes sources qui viennent d'être décrites ont été appariées pour la période 1984-1991 et les informations manquantes certaines années ont été interpolées. Le coeur de la base repose sur les entreprises présentes dans les EAE, les BIC et les ESE puisque l'information manquante des DADS a été

reconstruite. L'échantillon résultant a ensuite été cylindré. Pour la partie descriptive de l'étude, nous avons éliminé les entreprises ne disposant pas chaque année d'au moins un personnel de conception et un personnel d'exécution (environ 600). Cela conduit à un échantillon de 5 102 entreprises. Pour la partie économétrique, nous avons de plus éliminé les entreprises pour lesquelles la différence entre la valeur ajoutée au coût des facteurs et la masse salariale était négative, et les entreprises pour lesquelles un ou plusieurs des indices de branche étaient inférieurs ou égaux à 0 en 1986. Nous avons ainsi obtenu notre échantillon final de 4 954 entreprises.