



Sous-traitance confiée, performances productives et risques. *Une application aux entreprises manufacturières françaises*

Claude Mathieu
Jean-Paul Nicolai
Marine Tépaut

N°2013-07, décembre



PREMIER MINISTRE

Commissariat général
à la stratégie
et à la prospective

Les documents de travail du Commissariat général à la stratégie et à la prospective (CGSP) sont des études ou des travaux de recherche effectués au CGSP. Ils n'engagent que leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement des positions du Commissariat général à la stratégie et à la prospective. L'objet de leur diffusion est de susciter le débat et d'appeler commentaires et critiques.

Sommaire

Résumé	5
Introduction.....	7
I Revue de la littérature sur la sous-traitance	11
1.1. Les déterminants de l' <i>outsourcing</i>	11
1.2. Les effets de la sous-traitance sur la performance.....	16
II Richesse et limites des données	19
2.1. Caractéristiques des variables de la base de données.....	19
2.2. Analyse de statistique descriptive : les premiers enseignements sur la sous-traitance.....	21
III Modèle et méthodes économétriques : une analyse intégrée pour l' <i>outsourcing</i> et les performances des firmes	31
3.1. Équation de sélection.....	31
3.2. Équation de volume d' <i>outsourcing</i> confié.....	32
3.3. Équation de performance.....	33
IV Résultats des estimations	37
4.1. Estimation de la fonction de production.....	37
4.2. Sous-traitance confiée, performances, risques d'activité et coûts de production	37
4.3. Accroissement des performances et sous-traitance confiée.....	41
Conclusion	45
Annexes	47
Annexe 1 - Statistiques descriptives complémentaires.....	47
Annexe 2 - Méthode d'estimation d'Akerberg, Caves et Frazer de la fonction de production Cobb-Douglas	52
Annexe 3 - Résultats des estimations sectorielles de la fonction de production.....	54
Bibliographie	57

Sous-traitance confiée, performances productives et risques

Une application aux entreprises manufacturières françaises

Claude Mathieu
Jean-Paul Nicolai
Marine Tépaut

Résumé

Pour analyser les relations entre sous-traitance confiée et performances productives des firmes, nous proposons un modèle à trois équations : une première équation (de sélection) pour le statut de donneur d'ordre, une deuxième, équation (d'intérêt) du volume d'*outsourcing* confié, enfin une troisième équation de performance, fonction du montant (estimé) de la sous-traitance confiée.

À partir d'un échantillon non cylindré de 27 311 entreprises manufacturières françaises suivies sur la période 1998-2007, les estimations réalisées montrent que la probabilité d'être donneur d'ordre est d'autant plus forte que les entreprises sont performantes. Les firmes les plus performantes sont aussi celles pour lesquelles le volume de sous-traitance confié est le plus élevé. La sous-traitance confiée améliore en retour la performance des firmes dans les secteurs de moyenne et basse technologie tandis qu'elle la détériore dans les secteurs de haute et de moyenne-haute technologie. Cette détérioration est surtout sensible pour les donneurs d'ordre qui recourent le plus à la sous-traitance, la relation entre sous-traitance confiée et performance dans ces secteurs étant une relation en U. Il en ressort également que les entreprises utilisent la sous-traitance pour externaliser les risques conjoncturels mais préfèrent internaliser les risques technologiques. Enfin, la sous-traitance confiée ne semble pas être un moyen utilisé par les firmes pour minimiser leurs coûts de production.

Mots-clefs : Sous-traitance confiée ; performances des entreprises ; risques conjoncturels ; risques technologiques.

Codes JEL : D23 ; L22.

Sous-traitance confiée, performances productives et risques

Une application aux entreprises manufacturières françaises

Claude Mathieu
Jean-Paul Nicolai
Marine Tépaut¹

Introduction

Depuis le début des années 1990, on a constaté une tendance au renforcement de la sous-traitance même s'il ne s'agit pas là d'un phénomène nouveau. Ainsi en France, la sous-traitance industrielle a doublé entre 1985 et 2003 en passant de 5 % de la production industrielle (exprimée en valeur-ajoutée) à près de 10 % (SESSI, 2005). Ceci place la France dans une position plutôt intermédiaire en Europe puisque parmi les pays où l'intensité de la sous-traitance est la plus forte nous avons le Portugal (14 %) et la Pologne (11 %) tandis qu'à l'autre bout de l'échelle se situent la Belgique (6 %), les Pays-Bas (6 %) et la Roumanie (5 %) (Eurostat, 2008). De son côté avec un taux de 7 %, l'Allemagne connaît une intensité de la sous-traitance plus faible que celle de la France.

La sous-traitance a aussi acquis au fil des années une dimension internationale de plus en plus marquée. Hummels *et al.* (2001) mettent en évidence que pour dix pays de l'OCDE et quatre pays émergents, les échanges de composants contribuent à hauteur de 21 % des exportations de ces pays. Ils trouvent également que la sous-traitance internationale a crû de près de 30 % entre 1970 et 1990. Plus récemment, à partir d'un échantillon de cinq pays européens (Allemagne, Autriche, Italie, Finlande, Pays-Bas), Falk et Wolfmayr (2008) montrent que la part des importations de matériels rapportée à la valeur ajoutée des industries manufacturières est passée de 7,3 % en 1995 à 8,9 % en 2000.

Mais si, en moyenne, la sous-traitance a connu une croissance marquée au cours de ces vingt dernières années, et dans une double dimension nationale et internationale, c'est aussi une activité très fortement soumise à la conjoncture. Ainsi en 2003, alors que l'activité industrielle stagne et que l'investissement recule, la demande de sous-traitance (ou de façon équivalente la sous-traitance confiée) baisse de près de 8 % (SESSI, 2005). Ce mouvement de baisse est encore plus sensible durant les années 2008 et 2009 après le début de la crise économique. Durant cette période, l'intensité de la sous-traitance industrielle est passé à 8 % (au lieu des 10 % en 2003) alors que dans le même temps la production industrielle chute de vingt points de pourcentage (Calzada *et al.*, 2012).

¹ Claude MATHIEU, Professeur à l'Université de Paris-Est Créteil, Erudite-PRES Paris-Est, Conseiller scientifique au Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective ; Jean-Paul NICOLAI, Chef du département Économie Finances, Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective ; Marine TÉPAUT, Université de Paris 1 et stagiaire au Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective lors de la réalisation de l'étude (jean-paul.nicolai@strategie.gouv.fr).

La sous-traitance industrielle est une notion juridique que la Commission européenne définit de la façon suivante : une entreprise, le « donneur d'ordre », charge, suivant ses directives, une autre entreprise, le « sous-traitant », de la fabrication des produits, de la prestation de services ou de l'exécution des travaux qui sont destinés à être fournis au donneur d'ordre ou exécutés pour son compte (communication du 18 décembre 1978). La sous-traitance est donc une relation contractuelle entre un donneur d'ordre et un « exécutant ». À la différence du fournisseur, le sous-traitant fabrique un *input* spécifique à la production du donneur d'ordre. Cette spécificité conduit à une relation contractuelle plus élaborée que celle envisagée traditionnellement entre un offreur/fournisseur et un demandeur sur un marché donné. Il s'agit notamment de permettre un contrôle plus étroit du donneur d'ordre sur la production du sous-traitant. De fait, il est important que le sous-traitant puisse respecter la compatibilité et le niveau de qualité de l'*input* demandé par le donneur d'ordre ainsi que les délais impartis. Toutefois, ce contrôle peut être plus difficile à mettre en œuvre et de ce fait moins efficace et plus coûteux que si le donneur d'ordre décidait d'internaliser le contrôle de la qualité de l'*input* en produisant lui-même l'*input* spécifique par intégration verticale au sein d'une même entité tout ou partie de son processus de production.

Une firme dispose donc de trois moyens pour répondre à la question du « faire ou faire-faire » et donc d'organiser sa production. Le choix entre faire appel au marché, à la sous-traitance ou choisir de s'intégrer verticalement dépend du degré de spécificité des actifs à produire, des investissements spécifiques à réaliser, des coûts de transaction et de l'incomplétude des contrats (Williamson, 1985 ; Grossman et Hart, 1986). De nombreux travaux empiriques ont été réalisés pour tester la théorie des coûts de transaction (Lafontaine et Slade, 2007). Toutefois, l'arbitrage systématiquement envisagé entre faire soi-même, i.e. l'intégration verticale, ou faire faire ne permet pas d'identifier les opérations de sous-traitance par rapport à celles correspondant à l'appel au marché.

Au niveau du marché, la sous-traitance peut émerger comme équilibre à la double condition que i) le marché soit suffisamment « épais » ou en d'autres termes que le nombre de donneurs d'ordre et de sous-traitants soit suffisant et que ii) le système d'appariement entre les deux types d'entreprises soit performant (Grossman et Helpman, 2002). Les travaux empiriques confirment l'épaisseur du marché comme déterminant du recours à la sous-traitance (Diaz-Mora et Triguero-Cano, 2012 ; Jabbour, 2013).

Le recours à la sous-traitance ou à l'intégration verticale occasionne des coûts fixes irrévocables qui ne pourront être amortis que par les firmes les plus performantes (Grossman *et al.*, 2005). Cette conclusion théorique a déjà fait l'objet de vérifications empiriques sur données d'entreprises (cf. Jabbour, 2013 ; Federico, 2010). Il convient également de s'interroger sur les effets en retour de la sous-traitance confiée sur les performances des donneurs d'ordre. Les résultats empiriques sont dans ce cas plutôt mitigés. Girma et Görg (2004) montrent que le recours à la sous-traitance a un impact positif sur la performance tandis que Windrum *et al.* (2009) mettent en évidence un effet négatif.

L'objet de ce travail est de déterminer si le mode d'organisation productif que constitue la sous-traitance confiée est utilisé par les entreprises les plus performantes et si ce mode organisationnel permet à son tour d'accroître les performances.

Pour évaluer les dynamiques à l'œuvre et contrairement à ce qui a été proposé dans la littérature jusqu'à présent, nous nous proposons d'intégrer dans un même modèle ces deux relations de causalité.

Notre modèle comporte trois équations. La première est une équation de sélection qui détermine si les firmes recourent ou non à l'*outsourcing* et la seconde est une équation d'intérêt expliquant le volume de l'*outsourcing* confié. Comme cette deuxième équation est estimée sur le sous-échantillon des firmes donneuses d'ordre, il convient de pouvoir contrôler d'un possible biais de sélection. La troisième et dernière équation de notre système permet d'expliquer les performances des entreprises en fonction du montant de l'*outsourcing* confié l'année passée. Ce montant se déduit de l'estimation de la deuxième équation.

Un autre apport de ce travail est de considérer le recours à la sous-traitance comme un moyen de limiter les risques. Paradoxalement, cette dimension est assez peu traitée dans la littérature. Nous établissons une distinction entre risques technologiques et risques conjoncturels. Comme la sous-traitance semble concerner en premier lieu des actifs spécifiques dont le développement et la production peuvent être incertains, il convient de considérer les risques technologiques. Le donneur d'ordre peut alors être enclin à faire peser tout ou partie de ces risques sur le sous-traitant ou au contraire les internaliser pour ne pas augmenter ses coûts de transaction. Le donneur d'ordre peut également utiliser la sous-traitance comme un moyen de limiter les effets négatifs des aléas de la conjoncture et ce, quel que soit le degré de spécificité des *inputs*.

Le recours à la sous-traitance peut répondre à une logique de minimisation des coûts. Dans la littérature, seul le coût du facteur travail est envisagé ce qui revient à considérer le capital comme un facteur fixe.

Le troisième apport de ce travail est de relâcher cette hypothèse en introduisant dans les deux premières équations de notre modèle, le coût d'usage du capital. Pour minimiser ses coûts, un donneur d'ordre peut confier une partie de sa production à un sous-traitant mais il peut également recombinaison au sein de son processus de production le capital et le travail.

La base de données utilisée pour les estimations de notre modèle est constituée d'entreprises manufacturières françaises appartenant à treize secteurs manufacturiers (nomenclature agrégée française) suivies sur la période 1998-2007. Jabbour (2013) emploie les mêmes données françaises mais sur une période plus ancienne (1990-2001). Il apparaît que la sous-traitance confiée a crû à un taux très élevé jusqu'en 1995 (3,6 % en rythme annuel de croissance entre 1985 et 1995 pour la part des entreprises qui sous-traitent), alors qu'après cette date les évolutions sont beaucoup moins marquées (0,66 % de rythme de croissance annuel moyen) (Thévenot et Valentin, 2004). Ces évolutions peuvent traduire des changements de comportement des entreprises vis-à-vis du recours à la sous-traitance, notamment la montée en puissance de l'externalisation des activités de support (comptabilité, paie, relations humaines, informatique...). Mais elles peuvent aussi révéler qu'à partir du milieu des années 1990, la sous-traitance confiée a été mieux mesurée en France. Malgré la richesse de la base de données utilisée ici pour l'analyse, la mesure de l'*outsourcing* utilisée incorpore à la fois la sous-traitance confiée à des firmes françaises et celle confiée à des firmes étrangères. Il n'est donc pas possible de distinguer entre sous-traitance domestique et sous-traitance internationale.

Les principaux résultats obtenus et présentés dans ce document de travail sont les suivants. Une première analyse de statistique descriptive met en évidence que la part des entreprises donneuses d'ordre est de 86 % dans notre échantillon. Par contre, l'intensité de la sous-traitance confiée est plutôt faible puisqu'en moyenne, son montant ne représente que 9 % du chiffre d'affaires des firmes. Avec une part de 34 %, les entreprises sont moins systématiquement sous-traitantes et à l'inverse l'intensité de la sous-traitance réalisée est

plus élevée avec une moyenne de 25 %. Dans les secteurs, nous mettons en évidence la présence assez systématique d'une dominance stochastique du premier ordre des donneurs d'ordre vis-à-vis des autres entreprises au regard de leur performance, cette dernière étant mesurée par la productivité totale des facteurs.

Ce dernier résultat est confirmé par les estimations économétriques de notre modèle. En effet, il apparaît que la performance des entreprises a, à la fois, un effet positif sur leur probabilité d'être donneuses d'ordre et sur le volume de la sous-traitance confiée. Le recours à un système d'organisation productive fondé sur la sous-traitance n'a pas un effet aussi tranché sur la performance des entreprises. En tout cas, il convient de le différencier selon les secteurs. En effet, les estimations montrent que ce mode d'organisation procure des gains de performance dans les secteurs de moyenne et basse technologie alors qu'au contraire dans les secteurs de haute et de moyenne technologie, l'effet négatif est notable.

Les estimations montrent également que la sous-traitance confiée dépend des risques encourus par les donneurs d'ordre. En premier lieu, c'est un moyen utilisé par les entreprises pour limiter les aléas de la conjoncture. En effet, l'accroissement des risques conjoncturels augmente la probabilité d'être donneur d'ordre et le volume de la sous-traitance confiée. À l'inverse, les risques technologiques ont un effet négatif même si celui-ci est moins notable sur la probabilité d'être donneur d'ordre.

La minimisation des coûts de production n'apparaît véritablement pas comme un déterminant du recours à la sous-traitance même si nous considérons ici le coût d'usage du capital en plus des coûts salariaux. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de travaux antérieurs sur l'absence d'effets des coûts salariaux (Girma et Görg, 2004). Le seul effet négatif obtenu concerne le coût d'usage du capital dans l'équation du volume de sous-traitance confiée. Ce dernier résultat semble indiquer que les donneurs d'ordre internalisent la production du capital spécifique, *a priori*, le plus coûteux. Par ailleurs, une fois la décision prise de sous-traiter, la rentabilisation du capital existant de l'entreprise donneur d'ordre peut conduire à l'utiliser d'autant plus intensivement (et donc à sous-traiter d'autant moins) qu'il est coûteux. De tels arguments dépendent néanmoins de la forme des contrats passés entre donneurs d'ordre et sous-traitants et ne peuvent être totalement validés ici.

Ce travail est structuré de la façon suivante. Nous présentons d'abord une revue de la littérature sur la sous-traitance. Une deuxième partie est ensuite dédiée à la présentation de la base de données utilisée pour les estimations économétriques de notre modèle et à l'analyse de statistiques descriptives sur la sous-traitance confiée et la sous-traitance réalisée. Le modèle proposé est exposé dans la partie 3 et les résultats des estimations sont analysés dans la partie 4. Des recommandations de politique économique sont formulées dans les remarques conclusives de ce travail.

I Revue de la littérature sur la sous-traitance

Cette littérature couvre deux champs de travaux assez distincts. Le premier porte sur les déterminants de la sous-traitance confiée ou réalisée et le second concerne l'impact de la sous-traitance sur les performances des entreprises. Compte tenu de notre principal questionnement, nous limiterons notre présentation aux travaux centrés sur la sous-traitance confiée.

1.1. Les déterminants de l'*outsourcing*

Parmi les arguments avancés pour expliquer la sous-traitance confiée, cette revue de la littérature met l'accent sur les performances des firmes donneuses d'ordre, la réduction de leurs risques d'activité et la minimisation de leurs coûts de production. D'autres arguments sont également considérés dans la littérature comme la taille des firmes donneuses d'ordre, leur origine étrangère ou domestique et la structure des marchés.

1.1.1. Performances des firmes

Depuis le papier séminal de Méliitz (2003) sur l'hétérogénéité des firmes en termes de performances, cet argument est devenu central pour expliquer pourquoi les entreprises exportent mais également pratiquent de l'*offshoring*, i.e. que tout ou partie de leur production est réalisée à l'étranger. Ce sont les firmes les plus performantes qui ont recours à l'*offshoring* et en particulier à l'*outsourcing* international². Cet argument peut être étendu à l'*outsourcing* domestique³. Ainsi, Grossman et Helpman (2002) supposent que pratiquer l'*outsourcing* occasionne des coûts fixes plus élevés que l'intégration verticale. Ce sont alors les firmes les plus performantes qui auront la capacité d'amortir ces coûts fixes plus élevés. Toutefois, une relation non monotone peut être établie entre sous-traitance et performances des firmes. Grossman et Helpman (2004) montrent à partir d'un modèle principal agent que ce sont à la fois les donneurs d'ordre les moins productifs et les plus productifs qui recourent à la sous-traitance, les autres firmes dont le niveau de performances est intermédiaire s'intégrant verticalement. On suppose ici que le bien différencié produit par le principal agent requiert un *input* qui ne peut être fourni que par un agent qualifié. Pour inciter ce dernier à fournir le niveau d'effort élevé requis aux deux extrémités de la distribution des performances des donneurs d'ordre, il convient de laisser indépendant l'agent.

De fait, les travaux empiriques confirment globalement l'effet positif de la performance sur la sous-traitance confiée. Dans le cas d'entreprises françaises suivies sur la période 1990-2001, Jabbour (2013) met en évidence cet effet sachant qu'il est plus notable dans les services que dans les industries manufacturières. De leur côté, Diaz-Mora et Triguero-Cano (2012) montrent que, sur la période 1991-2002, les entreprises manufacturières espagnoles

² L'*offshoring* recouvre également la production à l'étranger par des filiales. Dans ce cas, la firme qui pratique de l'*offshoring* est qualifiée de firme multinationale intégrée verticalement.

³ Ainsi, Antràs et Helpman (2004) montrent que les firmes les plus productives deviennent multinationales plutôt que de recourir à de la sous-traitance internationale si les coûts fixes associés à la création de filiales étrangères sont plus élevés. Cette conjecture est vérifiée dans le cas des entreprises manufacturières italiennes (Federico, 2010). Pour un *survey* de la littérature sur l'*outsourcing* international, voir Spencer (2005).

ont d'autant plus de chance d'avoir recours à la sous-traitance qu'elles innoveront en produit ou en procédé et qu'elles investissent en R & D.

1.1.2. Risques

La sous-traitance peut être vue comme une variable d'ajustement du marché : elle permet une gestion de l'activité plus flexible. En choisissant de confier une partie de sa production (i.e. de « faire faire ») l'entreprise va, par la même occasion, externaliser les risques économiques sur ses fournisseurs. En effet, l'un des principaux facteurs du recours à la sous-traitance, présenté par Abraham et Taylor (1996) est cette notion de risque économique. Il convient toutefois de pouvoir préciser le contenu de cette notion en mettant l'accent sur deux types de risque : le risque conjoncturel et le risque technologique.

➤ Risque conjoncturel

La sous-traitance peut répondre à une logique de gestion du risque conjoncturel : si pour faire face aux variations cycliques des affaires, une entreprise choisit d'externaliser, et donc de sous-traiter, elle se protège du risque conjoncturel : grâce au recours à un sous-traitant extérieur, elle n'a pas eu à investir dans des machines supplémentaires pour augmenter le volume de sa production ; ainsi, si à l'avenir sa demande baisse et/ou la situation économique se dégrade, elle n'aura pas à subir le coût d'amortissement lié à l'achat d'une nouvelle machine.

➤ Risque technologique

Des arguments opposés sont à considérer pour établir l'effet du risque technologique sur le recours à la sous-traitance. En premier lieu, on peut mettre en avant que plus la production d'actifs technologiques, par nature spécifiques, sera risquée, moins les firmes seront incitées à sous-traiter une partie de leur activité pour ne pas supporter de risque technologique. L'*outsourcing* repose sur des contrats par nature incomplets. Il n'est pas possible de prévoir tous les états de la nature compte tenu de la spécificité de l'investissement à réaliser ; ou, en cas de litiges entre co-contractants, une cour de justice ne sera pas à même de régler le différend (Spencer, 2005). Lorsque l'*input* a un degré de spécificité élevé, le donneur d'ordre peut être soumis à un hold-up au travers d'une renégociation *ex post* du contrat, i.e. une fois l'*input* assemblé, par son sous-traitant⁴. Ce dernier peut aussi bénéficier de transferts de connaissances nécessaires pour respecter au mieux les spécifications techniques de l'*input* spécifique à produire et s'approprier une partie des rentes d'innovation du donneur d'ordre (Teece, 1986). La firme recourant à la sous-traitance peut également être soumise à l'aléa de moralité du sous-traitant dans la mesure où celui-ci est incité à ne pas produire le niveau de qualité requis pour l'*input* faisant l'objet de la transaction. Le renforcement de la sous-traitance peut aussi nécessiter de profonds changements technologiques organisationnels, fondés sur la modularité pour répondre à la complexité croissante d'une production de biens différenciés de plus en plus innovants (Press et Geipel, 2010). Il s'agit de coordonner l'échange marchand de sous-produits compatibles entre firmes interdépendantes et une gestion complexe et risquée, de flux d'échanges d'*inputs* spécifiques⁵.

⁴ À l'inverse, le sous-traitant peut lui-même être victime de « hold-up » du donneur d'ordre : modification des délais de paiement, chantage au changement de fournisseur, etc.

⁵ Nous sommes face ici à la main évanescence (Langlois, 2003), i.e. un « barycentre » entre la main invisible d'A. Smith et la main visible de Chandler, *barycentre* dont le positionnement dépend de la

À l'inverse, les activités d'innovation étant par nature risquées, faire appel à la sous-traitance peut être un moyen pour les donneurs d'ordre de ne pas supporter tout l'aléa. À l'appui de cette hypothèse, on constate que la sous-traitance confiée, initialement cantonnée dans des activités périphériques au cœur de métier des donneurs d'ordre, s'est développée dans le domaine des services aux entreprises intensifs en connaissance et dans le développement de nouveaux produits (Bengtsson et Dabhilkar, 2009). De leur côté, Bartel *et al.* (2005) montrent que les changements technologiques ont un effet positif sur le recours à la sous-traitance pour les entreprises manufacturières espagnoles observées sur la période 1990-2002. De ces arguments opposés, il résulte que la présence de risque technologique a un effet indéterminé sur la sous-traitance confiée.

➤ Risques et coûts irrécouvrables

Comme dans les modèles d'options réelles, les risques liés à la sous-traitance sont associés à des coûts irrévocables. En effet, la sous-traitance occasionne des investissements spécifiques qui ne sont que très partiellement récupérables en cas de rupture de contrat. Il en découle un phénomène de persistance à deux niveaux. i) Une fois engagées dans la sous-traitance confiée, les firmes ne seront plus incitées à changer leur mode d'organisation productive (Jabbour, 2013). ii) Avant de s'engager dans cette relation de sous-traitance, les firmes peuvent attendre plusieurs années car cela est risqué et coûteux.

S'il est très difficile, voire impossible, de mesurer directement le niveau de risque associé à l'incomplétude des contrats de sous-traitance que l'on suppose ici comme partie intégrante du risque technologique, la présence de coûts irrécouvrables est plus facile à considérer dans le modèle de décision du recours à la sous-traitance. Il suffit de montrer que le statut de donneur d'ordre à la période courante dépend positivement du même statut à la période précédente⁶ (Diaz-Mora et Triguero-Cano, 2012 ; Jabbour, 2013).

➤ Mesure des risques

Pour prendre en compte les cycles conjoncturels dans les modèles économétriques, la procédure usuelle employée est l'introduction d'indicateurs temporelles (Girma et Görg, 2004 ; Jabbour, 2013). Au-delà, on peut supposer que les chocs conjoncturels ne sont pas symétriques entre les secteurs. Dans ces conditions, on introduit dans les modèles les produits d'indicateurs temporelles et sectorielles.

Mais pour avoir une mesure plus précise du risque conjoncturel, on peut utiliser une approche fondée sur un modèle autorégressif d'ordre $m \geq 1$ sur le profit dans les secteurs, dans lequel on introduit comme variables de contrôle, les ventes courantes et retardées des secteurs et le taux de chômage (Ghosal, 2010). L'écart-type sur les cinq années antérieures des résidus obtenus de l'estimation de ce modèle constitue une proxy du risque. On peut aussi substituer dans ce modèle autorégressif la valeur ajoutée à la variable de profit par secteur ou l'emploi, comme dans le cas de Abraham et Taylor (1996). Ces deux auteurs montrent que l'aléa conjoncturel affecte positivement la propension des établissements industriels américains à recourir à la sous-traitance, enquêtés sur les années 1979, 1983 et 1986/1987. Pour déterminer le risque technologique, on peut utiliser le même type de

nature des technologies à mobiliser dans l'industrie (produits modulaires *versus* « systems integrators », voir Frigant, 2005).

⁶ Cette approche reprend celle utilisée dans la littérature pour tester la présence de coûts irrécouvrables pour les exportateurs (Roberts et Tybout, 1997 ; Bernard et Jensen, 2004).

spécifications autorégressives, la variable d'intérêt retenue étant à présent les dépenses de R & D.

1.1.3. *Minimisation des coûts*

Le recours à la sous-traitance est un moyen pour les firmes faisant appel à la sous-traitance de réduire leurs coûts salariaux. La sous-traitance internationale et plus largement l'*offshoring* reposent sur la division internationale du travail, les firmes des pays développés utilisant les faibles coûts de la main-d'œuvre non qualifiée des pays en voie de développement pour confier à l'étranger la production des biens intermédiaires intensifs dans l'utilisation de cette main-d'œuvre (Jones *et al.*, 2005). De fait l'argument fondé sur la réduction des coûts peut aussi être utilisé dans le cas de la sous-traitance domestique (Abraham et Taylor, 1996). Dans ces conditions, l'*outsourcing* devrait permettre de mettre en concurrence les travailleurs non qualifiés chez les donneurs d'ordre avec les employés des fournisseurs. Ainsi plus le salaire des travailleurs non qualifiés est élevé, plus les firmes devraient avoir recours à la sous-traitance. D'un autre côté, pour les travailleurs les plus qualifiés qui sont associés au cœur des activités des entreprises donneuses d'ordre, leurs rémunérations ne devraient pas avoir d'effet ou un effet positif limité sur le montant de l'*outsourcing* confié. Dans leur analyse empirique basée sur un panel non cylindré d'établissements britanniques, appartenant à trois industries manufacturières (chimie, instruments de précision et électronique), suivis sur la période 1980-1992, Girma et Görg (2004) retiennent les taux de salaire (en logarithmes) des travailleurs qualifiés et non qualifiés pour estimer l'économie de coûts du travail permis par le recours à l'*outsourcing*. Ils introduisent également dans leur modèle empirique une proxy du degré de syndicalisation, avec l'argument complémentaire que l'*outsourcing* est un bon moyen de limiter le pouvoir de négociation et donc les revendications (salariales) des syndicats. Aucun de ces travaux n'envisage que le coût du facteur capital puisse avoir une influence sur la décision d'être donneur d'ordre et sur le montant/intensité de l'*outsourcing* confié. Cette hypothèse peut apparaître comme très restrictive même à supposer que l'analyse étant de court terme, le capital est un facteur fixe. À l'image du facteur travail, les firmes peuvent recourir à la sous-traitance pour minimiser leurs coûts de capital. Mais dans le même temps, un coût de capital élevé peut être le reflet d'un fort degré de spécificité pour ce facteur de production et constituer un frein au recours à la sous-traitance, comme dans le cas des travailleurs les plus qualifiés.

1.1.4. *Effet taille, économies d'échelle (MES) et organisation des relations verticales*

En présence d'économies d'échelle, les coûts de production augmentent si la production est fragmentée entre plusieurs unités, toutes choses égales par ailleurs (Jones *et al.*, 2005). Girma et Görg (2004) considèrent donc que les firmes de plus grande taille bénéficient d'économies d'échelle et n'ont aucun intérêt à fragmenter leur production en faisant appel à l'*outsourcing*. Cette conjecture peut être contredite par des exemples rencontrés dans certaines industries comme le secteur automobile. La taille des firmes donneuses d'ordre leur permet de réduire le coût de recherche des sous-traitants, d'appariement et d'organisation des relations verticales. L'étude empirique de Jabbour (2013) sur la sous-traitance confiée par des entreprises manufacturières françaises est plus en conformité avec cette hypothèse. En effet, de l'estimation d'un modèle probit, il ressort que la taille des firmes donneuses d'ordre a un effet positif sur la probabilité de la présence de sous-traitance confiée. Cet effet positif de la taille est aussi obtenu pour des entreprises

manufacturières japonaises observées en 1998 (Tomiura, 2009) et pour des firmes manufacturières espagnoles sur la période 1991-2002 (Diaz-Mora et Triguero-Cano, 2012).

1.1.5. *Origine (domestique ou étrangère) des firmes*

Il semble judicieux de supposer que les filiales de groupe vont avoir un comportement différent des firmes indépendantes domestiques. Pour ce qui concerne plus spécifiquement les filiales étrangères, Girma et Görg (2004) considèrent que celles-ci auront une propension plus élevée que les firmes domestiques à recourir à la sous-traitance. De fait, les filiales étrangères peuvent mobiliser la sous-traitance locale comme toute autre firme mais également la sous-traitance internationale au travers du réseau multinational auquel elles appartiennent⁷. Dans ces conditions, l'appartenance à un groupe étranger (voire même à un groupe en général) a un effet attendu positif sur la sous-traitance confiée, résultat d'ailleurs confirmé par les estimations des deux auteurs. Cependant, les résultats des travaux empiriques ne vont pas systématiquement dans ce sens. Diaz-Mora et Triguero-Cano (2012) montrent que l'appartenance à un groupe n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'être donneur d'ordre tandis que Holl (2008) et Díaz-Mora (2008) font apparaître une relation négative.

1.1.6. *Structure des marchés et des secteurs*

On peut considérer que l'intensité de la concurrence a un impact, éventuellement non linéaire (effet en cloche), sur la décision de confier des activités à la sous-traitance et sur le niveau de sous-traitance confié. Sur un marché de moins en moins atomistique, les firmes seront de plus en plus enclines à faire appel à l'*outsourcing* pour renforcer leur compétitivité face à la concurrence. Mais le marché devenant de plus en plus concentré, il devient moins « épais » au sens où les possibilités d'appariement avec les fournisseurs décroissent, ce qui limitent d'autant les opportunités d'*outsourcing* (Grossman et Helpman, 2002). À côté d'une mesure traditionnelle de concentration des marchés, il est donc utile d'introduire une ou plusieurs mesures de l'épaisseur du marché.

En reprenant l'approche de Diaz-Mora et Triguero-Cano (2012) sur la taille des industries, Jabbour (2013) utilise comme une proxy de l'épaisseur du marché, le nombre d'employés des firmes autres que la firme *i*, appartenant à la même branche selon une classification à quatre positions. Une variable de taille du marché local est également introduite. Le même principe de construction est retenu pour cette dernière variable sachant qu'en plus d'appartenir à la même branche, les firmes sont localisées dans la même région. Il apparaît que la variable de taille du marché local a un effet positif qui est plus sensible, comparé à celui de la taille de la branche, à la fois sur la probabilité de confier des activités à la sous-traitance et sur l'intensité de la sous-traitance, mesurée ici comme le rapport du montant de sous-traitance confiée aux consommations intermédiaires. Toutefois, on peut s'interroger sur la qualité de la variable de taille du marché local proposée par Jabbour (2013). L'enquête EAE ne fournissant que l'adresse du siège social de chaque firme, il est difficile d'appréhender convenablement sa véritable localisation géographique lorsque l'entreprise est multi-établissements. Notre analyse empirique s'appuyant également les données de l'EAE, il ne paraît pas souhaitable d'utiliser une variable de taille du marché local.

⁷ Comme les données disponibles ne permettent pas de distinguer si la sous-traitance est confiée en locale ou à l'étranger, il est difficile d'aller plus loin dans l'analyse.

Au vu de ces arguments, on peut construire, à l'image de ce que propose Jabbour (2013) mais aussi Tomiura (2009), un modèle Tobit de type II avec une équation de décision, i.e. un modèle probit pour modéliser la probabilité d'avoir recours à l'*outsourcing*, et une équation d'intérêt pour expliquer le montant ou l'intensité de la sous-traitance confiée, conditionnellement au fait que les firmes y recourent.

1.2. Les effets de la sous-traitance sur la performance

Si les firmes font appel à la sous-traitance, c'est qu'elles en attendent un accroissement de leurs performances. Ainsi, ten Raa et Wolff (2001) mettent en évidence une corrélation positive entre la croissance de la productivité totale des facteurs dans les industries manufacturières américaines aux cours des années 1980 et 1990 et une utilisation plus intensive de l'*outsourcing* de ces industries. L'*outsourcing* est défini ici au sens large car il recouvre tous les achats d'*inputs* auprès des autres industries⁸. Dans leur analyse empirique, Girma et Görg (2004) considèrent un sens de causalité plus explicite. Ils montrent que l'intensité de l'*outsourcing* a un impact positif sur la productivité totale.

Toutefois, d'autres travaux viennent nuancer ce résultat. À partir d'un panel représentatif de 43 000 entreprises allemandes suivies sur la période 1992-2000, Gorzig et Stephan (2003) montrent certes que l'*outsourcing* associé aux achats de matériel a un effet positif sur la performance des firmes donneuses d'ordre mais, à l'inverse, que les achats d'études ont un impact négatif au moins à court terme⁹. De façon surprenante, les effets différents de l'*outsourcing* à court et à long terme ont été peu pris en compte dans la littérature alors que pour Bengtsson et Dabhilkar (2009) il est important de les différencier au motif que l'*outsourcing* présente deux désavantages à long terme : *i)* les contrats impliqués par la sous-traitance peuvent limiter la capacité d'innovation organisationnelle des donneurs d'ordre et de ce fait réduire leurs possibilités d'exploiter au mieux les opportunités de profit futur ; *ii)* les *inputs* produits par la sous-traitance ont un haut niveau de spécificité.

Ainsi, dans la relation de monopole bilatéral entre donneurs d'ordre et sous-traitants, les seconds sont à même de s'accaparer la quasi-totalité du pouvoir de négociation au détriment des premiers. Au total, il n'est pas certain que l'effet de la sous-traitance sur les performances soit linéaire (positif) et il semble préférable de considérer une relation non linéaire. À partir d'un échantillon d'entreprises manufacturières néerlandaises, observées en 1995 et 1998, Kotabe et Mol (2009) mettent en évidence une relation en U-inversé entre les deux grandeurs, relation qui persiste même avec des estimations par industrie.

Girma et Görg (2004) montrent également que l'effet de la sous-traitance est positif sur la productivité totale des facteurs dans les secteurs de la chimie et des instruments de précision tandis qu'il est non significatif dans le secteur de l'électronique. Il apparaît donc nécessaire de différencier les effets de l'*outsourcing* selon le niveau technologique des secteurs. De fait, ces effets sont *a priori* ambigus. La théorie des coûts de transaction indique que les innovations sont produites plus efficacement à l'intérieur des firmes qu'en faisant appel à d'autres dispositifs contractuels comme la sous-traitance (Williamson, 1985). Mais comme mentionné plus haut, une partie notable des innovations résulte aujourd'hui d'une co-production avec des fournisseurs, plutôt que d'une production en interne. Ce dernier constat est confirmé par l'analyse empirique de Mol (2005) sur 52 industries

⁸ En fait, les autres industries sont limitées ici aux secteurs des services.

⁹ À partir d'un échantillon de firmes japonaises de moins de 300 employés, enquêtées entre 1966 et 1987, Kimura (2002) obtient également un effet négatif sur la performance.

manufacturières néerlandaises observées en 1993 et 1998. Il ressort en effet que l'intensité en R&D à l'année initiale a un effet positif sur l'évolution de la sous-traitance confiée entre les deux périodes.

Du fait de leur organisation productive basée sur un réseau international, les firmes multinationales peuvent posséder une meilleure maîtrise de l'utilisation de l'*outsourcing*. Dans ces conditions, l'effet de l'*outsourcing* sur les performances productives peut être plus élevé pour les filiales de groupes étrangers, comparées aux firmes domestiques. Les résultats empiriques obtenus par Girma et Görg (2004) sur leur échantillon d'établissements manufacturier britanniques confirment la validité de cette hypothèse. En effet, ces résultats suggèrent que la distinction selon l'origine des entreprises est pertinente dans les secteurs de la chimie et des équipements de précision avec un effet de l'*outsourcing* sur la TFP plus sensible pour les filiales étrangères que pour les firmes domestiques. À l'inverse, dans le secteur de l'électronique, il n'existe pas de différences notables à ce niveau entre entreprises domestiques et firmes multinationales¹⁰.

¹⁰ Ce lien positif semble présent aussi bien entre la sous-traitance internationale et la performance des firmes dans le cas de l'Irlande (Görg *et al.*, 2008), de l'Autriche (Egger *et al.*, 2001), des États-Unis (Amiti et Wei, 2009) et de l'Allemagne (Winkler, 2010).

II Richesse et limites des données

2.1. Caractéristiques des variables de la base de données

La base de données utilisée est un panel non cylindré de 27 311 firmes implantées en France. Ces entreprises appartiennent aux secteurs manufacturiers, y compris les industries agro-alimentaires (IAA) mais hors énergie, et elles sont suivies sur la période 1998-2007¹¹. Au total, la base de données se compose de 186 836 observations. Les données utilisées sont assez représentatives de l'activité manufacturière en France. En effet, la somme de la valeur ajoutée des firmes de notre base représente 73,20 % de la valeur ajoutée totale de l'industrie manufacturière sur la même période.

Cette base de données est principalement tirée de l'enquête annuelle d'entreprise (EAE), réalisée par l'INSEE. La productivité totale des facteurs utilisée ici comme mesure de la performance des firmes est déduite de l'estimation d'une fonction de production. L'enquête EAE fournit les informations nécessaires à l'estimation d'une telle fonction, soit la valeur ajoutée, proxy de la quantité produite, les immobilisations corporelles pour le capital et les effectifs au 31 décembre de chaque année pour le travail. Pour obtenir la valeur ajoutée et les immobilisations corporelles en volume, ces deux variables étant exprimées en valeur dans l'EAE, elles sont déflatées par les indices de prix sectoriel et annuel correspondants (indice de prix à la valeur ajoutée et indice de prix du capital).

À partir des informations fournies dans l'EAE, il est possible d'opérer une distinction entre sous-traitance confiée et sous-traitance réalisée. Pour ce qui concerne le premier type de sous-traitance, le plan comptable la décompose en trois postes : la sous-traitance générale (poste 611) qui correspond à des produits ou prestations qui ne peuvent pas être incorporés directement aux ouvrages travaux et produits à la réalisation desquels ils concourent (définition AFNOR), les achats d'études (604) et les achats de matériels (605). La sous-traitance totale confiée est la somme de ces trois comptes. De plus, parmi les achats de matériels, il faut souligner que l'on peut opérer une distinction entre la sous-traitance de capacité et la sous-traitance de spécialité. Dans le premier cas, donneur d'ordre et sous-traitant produisent le même bien tandis que dans le second, le donneur d'ordre n'a pas les capacités pour le produire contrairement à son fournisseur. Nous disposons donc d'une information détaillée sur la nature de la sous-traitance confiée. Pour ce qui concerne la sous-traitance réalisée, les informations disponibles sont plus rares. En effet, la seule information fournie réside dans le chiffre d'affaires de sous-traitance effectuée.

L'EAE produit donc une information très riche sur différentes dimensions de la sous-traitance. Malheureusement, cette enquête ne donne aucune information sur les relations bilatérales entre donneurs d'ordre et sous-traitants. Ainsi, lorsque l'on connaît les caractéristiques du donneur d'ordre, on ne sait pas à quel(s) type(s) de firmes est confiée la production d'*input*. On ne peut donc pas réaliser une analyse intégrée des sous-traitances confiées et réalisées. De même, il n'est pas possible de déterminer l'origine géographique des sous-traitants. En d'autres termes, il n'est pas possible de distinguer entre sous-

¹¹ Il s'agit d'un panel non cylindré composé d'entreprises observées sur quatre années successives au moins. La base de données initiale couvrait la période plus large de 1990 à 2007. Toutefois, les informations sur la sous-traitance apparaissant comme peu fiables avant 1998, nous avons dû réduire le champ temporel de notre analyse. Par ailleurs, l'utilisation de données d'entreprises plutôt que d'établissements est tout à fait adaptée dans notre cas d'étude. En effet, il s'agit du bon niveau de décision pour l'*outsourcing* comparé à celui de l'établissement.

traitance domestique et sous-traitance internationale ce qui constitue une limite de l'analyse.

En complément de l'EAE, nous avons utilisé l'enquête annuelle sur les liaisons financières (LIFI) et l'enquête annuelle sur les moyens consacrés à la recherche (Enquête R & D). L'intérêt de LIFI est de fournir des informations sur l'appartenance à un groupe et, plus spécifiquement, sur l'appartenance à un groupe étranger. Ainsi, il est possible de tester si les filiales de groupes étrangers ont un comportement différent au regard de la sous-traitance confiée. De son côté, l'enquête R & D est utilisée car elle fournit des informations sur les dépenses intérieures de recherche et développement (R & D). Ces dépenses, considérées comme un investissement en R & D, constituent dans notre analyse la base de la construction de la mesure du risque lié à l'activité d'*outsourcing*.

La performance des firmes est mesurée ici par leur efficacité productive ou, de façon équivalente, par la productivité totale des facteurs (TFP¹²). Pour construire la TFP, nous supposons que les firmes utilisent une technologie de type Cobb-Douglas, soit :

$$y_{it} = tfp_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où :

- y_{it} est l'*output* de la firme i opérant dans l'industrie j (pour simplifier la présentation, l'index j ne sera pas repris dans la suite) à l'année t et déflaté par l'indice de prix annuel de la valeur ajoutée ;
- tfp_{it} est la TFP ;
- l_{it} est l'*input* travail mesuré par le nombre d'employés à la fin de chaque année ;
- et k_{it} le capital physique proxifié par la valeur des immobilisations corporelles au début de chaque année, déflatées par l'indice annuel de prix du capital.

Toutes ces variables sont exprimées en logarithmes. On suppose que les technologies varient entre secteurs et nécessitent une indexation par j des paramètres de la fonction de production (1) ε_{it} est un terme d'erreur idiosyncratique qui capture les chocs non anticipés par la firme i . On fait l'hypothèse que $E(k_{it} | \varepsilon_{it}) = E(l_{it} | \varepsilon_{it}) = 0$.

De son côté, tfp_{it} est supposé évoluer en réponse à des chocs de productivité spécifiques aux firmes et parfaitement anticipés par elles, chocs qui, par contre, ne le sont pas par l'économètre. Ainsi, tfp_{it} peut être considéré comme un effet individuel variant dans le temps ce qui est moins restrictif que l'hypothèse faite usuellement d'effet individuel invariant dans le temps pour traiter de l'hétérogénéité inobservée des entreprises.

Le calcul de tfp_{it} nécessite d'estimer la fonction de production (1). L'estimation de cette fonction ne peut pas être réalisée par les moindres carrés ordinaires (MCO) car cette méthode conduit à une estimation biaisée et non convergente. En effet, comme le travail est un facteur de production souvent supposé flexible ou de façon équivalente parfaitement ajustable, il est positivement corrélé avec la réalisation des chocs de productivité. Du fait de cette corrélation positive, l'estimation du coefficient du travail par les MCO sera biaisée vers le haut. Pour limiter ce biais, nous utilisons la méthode proposée par Akerberg *et al.* (2006) (voir annexe 2, pour une présentation de la méthode d'estimation).

¹² Total Factor Productivity.

Pour construire les séries de risque d'activité ($risq_conj_{j,t-1}$) et technologique ($risq_techno_{j,t-1}$), nous reprenons l'approche proposée par Ghosal (2010). Ainsi dans le premier cas, la valeur ajoutée sectorielle courante en volume est régressée sur la variable endogène retardée d'une année et sur un trend temporel. Comme notre base de données complète couvre la période 1990-2007, toute l'information disponible a été utilisée pour améliorer la précision de la mesure du risque. Pour chaque secteur (NACE à deux positions), est ensuite calculé l'écart-type sur les sept années antérieures à la période courante des résidus, résidus considérés comme une mesure de la composante non systématique du modèle de prévision de la valeur ajoutée. La série d'écart-type ainsi obtenue constitue une variable proxy du risque de conjoncture¹³. La même procédure est utilisée pour construire la variable proxy du risque technologique. Simplement dans ce cas, la dépense intérieure de R & D sectorielle en volume (DIRD) se substitue, dans le modèle de prévision, à la valeur ajoutée.

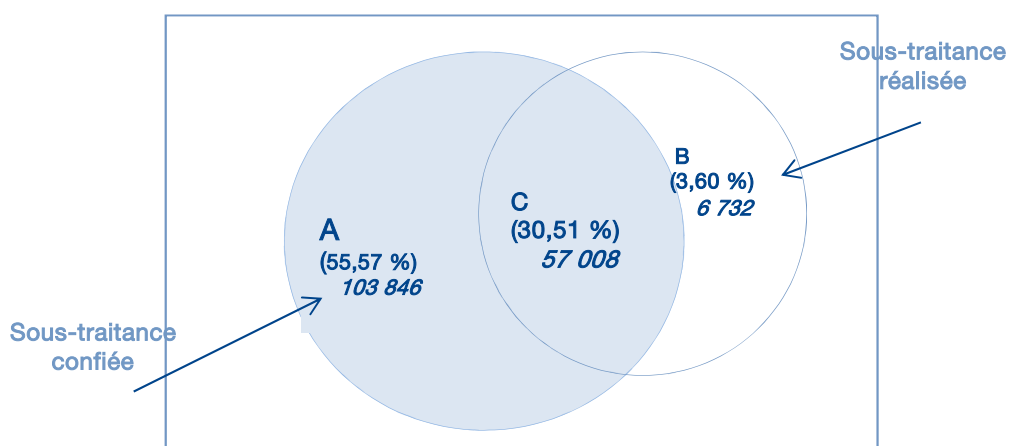
2.2. Analyse de statistique descriptive : les premiers enseignements sur la sous-traitance

Dans notre échantillon, nous disposons de quatre catégories d'entreprises (schéma 1) :

- les entreprises exclusivement donneuses d'ordre, ce qui correspond à de la sous-traitance confiée, 55,57 % de nos observations en référence au sous-ensemble A du schéma 1 ;
- les entreprises exclusivement sous-traitantes (sous ensemble B, soit 3,60 % des observations) ;
- les entreprises à la fois donneuses d'ordre et sous-traitantes (sous ensemble C, soit 30,51 % des observations) ;
- les entreprises n'ayant aucun lien de sous-traitance (10,32 % des observations).

¹³ Les données annuelles fournissant un nombre d'observations limité dans la dimension temporelle, il n'est pas souhaitable d'utiliser des spécifications plus sophistiquées telles que les modèles ARCH ou GARCH (cf. toutefois O'Brien et Folta, 2009).

Schéma 1 Importance de la sous-traitance confiée et de la sous-traitance réalisée

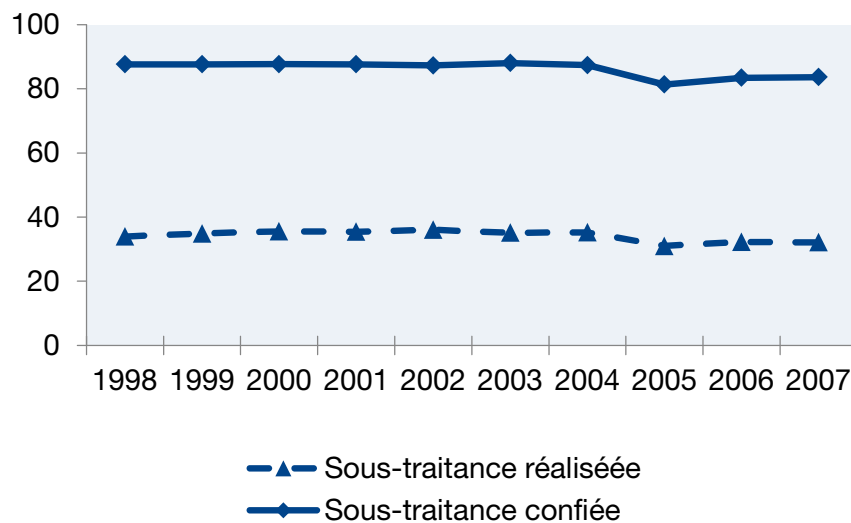


Il apparaît donc que près de 90 % des entreprises de l'échantillon sont impliquées dans une relation de sous-traitance. Cette relation traduit des interdépendances complexes entre firmes puisqu'une part non négligeable d'entre elles, soit près d'un tiers, est à la fois donneuse d'ordre et preneuse d'ordre.

La part des entreprises recourant à de la sous-traitance est beaucoup plus élevée que celle des firmes réalisant de la sous-traitance. En moyenne, sur la période 1998-2007, la part des donneurs d'ordre s'élève à 85,16 % tandis que celle des sous-traitants est de seulement 34,16 %¹⁴ (graphique 1). L'écart constaté est constant durant la période même si la baisse entre 2004 et 2005 est sensiblement plus marquée au niveau des sous-traitantes (-4 %) que des donneurs d'ordre (-2,6 %). Au final, on constate une légère baisse des sous-traitances réalisées et confiées, avec des taux de croissance annuels moyens négatifs et assez proches -0,53 et -0,46, respectivement.

¹⁴ Ces parts sont tout à fait conformes à celles obtenues par Thévenot et Valentin (2004) dans le cas de la France sur la période 1993-2000 alors que les deux auteurs font apparaître, avec une augmentation de 3,56 % en rythme annuel moyen, une croissance soutenue de la fréquence de la sous-traitance confiée entre 1984 et 1992.

Graphique 1
Part des entreprises manufacturières
confiant et réalisant de la sous-traitance en France



Il apparaît que dans tous les secteurs manufacturiers, hormis « Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines », plus de 50 % des firmes sont exclusivement donneuses d'ordre, au sens où elles ne sont pas en même temps sous-traitantes (cf. tableau 1). Elles représentent même plus des deux tiers dans cinq secteurs sur treize. Comme précédemment, la sous-traitance réalisée semble beaucoup plus réduite à l'intérieur de chaque secteur puisque moins de 10 % des entreprises par secteur effectuent exclusivement ce type d'activité. Enfin, on remarque que les deux types de sous-traitances ne sont pas des activités exclusives l'une de l'autre. En effet, excepté dans le secteur « Fabrication de denrées alimentaires et de produits à base de tabac » où aucune firme ne réalise simultanément les deux activités, le pourcentage des entreprises n'est pas négligeable dans les douze autres secteurs. Il atteint même un maximum de près de 54 % dans le secteur « Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines ».

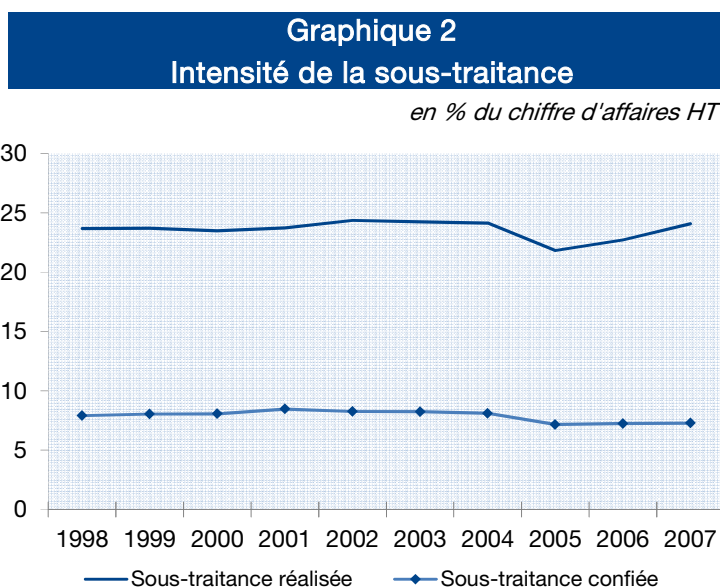
Tableau 1
Fréquence de la sous-traitance
dans les industries manufacturières en France (1998-2007)

Secteurs manufacturiers	% des firmes sous-traitantes	% des firmes confiant de la sous-traitance	% des firmes sous-traitantes et confiant de la sous-traitance	% des groupes étrangers
1 Fabrication de denrées alimentaires et de produits à base de tabac	0,00	57,09	0,00	14,40
2 Fabrication de textiles, Industries de l'habillement, du cuir et chaussures	8,53	57,15	24,76	8,17
3 Travail du bois, industrie du papier et imprimerie	2,14	68,23	16,01	13,56
4 Cokéfaction et raffinage	3,64	53,50	15,13	38,38
5 Industrie chimique	3,14	65,06	19,60	29,18
6 Industrie pharmaceutique	2,42	59,22	34,56	45,78
7 Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres	4,13	52,14	29,00	20,20
8 Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements	3,95	37,84	53,69	11,39
9 Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	2,93	61,06	27,66	20,65
10 Fabrication d'équipements électriques	1,59	70,07	19,08	24,21
11 Fabrication de machines et équipements n.c.a.	1,98	66,71	22,14	23,68
12 Fabrication de matériels de transport	1,64	72,34	17,65	10,13
13 Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et équipements	0,94	75,24	14,63	14,08

Pour vérifier que l'écart constaté entre la fréquence des donneurs d'ordre et celle des sous-traitants résulte d'une plus forte dispersion des premiers vis-à-vis des seconds, il convient

de pouvoir apprécier l'intensité de la sous-traitance confiée et celle de la sous-traitance réalisée.

Le graphique 2 tend à valider cette hypothèse puisque sur la période 1998-2007, l'intensité de la sous-traitance réalisée est, en moyenne annuelle sur l'ensemble des firmes, supérieure de près de 16 points de pourcentage à celle de la sous-traitance confiée, sachant que cette dernière représente une faible part du chiffre d'affaires des entreprises, en l'occurrence moins de 9 %. Comme dans le cas de la fréquence des entreprises donneuses d'ordre ou sous-traitantes, on peut noter une relative stabilité des deux intensités sur la période étudiée, au moins pour la sous-traitance réalisée avec un taux de croissance annuel moyen de 0,16 %. Dans le cas de la sous-traitance confiée, le taux de croissance annuel moyen décroît de 0,8 % par an. En fait, les seules baisses significatives concernent à nouveau l'année 2005, avec une diminution de 9,6 % pour l'intensité de la sous-traitance réalisée et de 11,6 % pour l'intensité de la sous-traitance confiée. Même si les variations à la baisse sont substantielles en 2005, les évolutions entre 1998 et 2007 sont sans aucune commune mesure avec ce que l'on a pu constater en termes de croissance de la sous-traitance confiée au cours de la décennie 1980 et jusqu'au début des années 1990 (Thévenot et Valentin, 2004).



Une analyse par secteur (NACE à deux positions) met également en évidence que l'intensité est plus forte du côté de la sous-traitance réalisée (15,22 % en moyenne par secteur) que du côté de la sous-traitance confiée (7,23 %) (cf. tableau 2)¹⁵. Les deux exceptions rencontrées sont le secteur des IIA et celui des « Autres industries manufacturières ». Toutefois, avec un coefficient de variation de 0,74 contre 0,41 pour l'intensité de la sous-traitance confiée, c'est pour l'intensité de la sous-traitance réalisée que la dispersion entre les secteurs est la plus forte.

La décomposition de la sous-traitance confiée selon les trois rubriques telles que définies par le plan comptable fait apparaître qu'en moyenne l'« Achat d'étude » représente 2,90 %

¹⁵ Notons que l'intensité est mesurée ici comme la moyenne des parts de sous-traitance rapportée au chiffre d'affaires HT de chaque entreprise.

du chiffre d'affaires HT ce qui constitue l'intensité la plus élevée des trois rubriques. L'intensité est la plus faible (0,94 % en moyenne) et la plus dispersée (coefficient de variation de 0,85) pour les achats de matériels, i.e. de la sous-traitance industrielle confiée. Même si l'intensité reste à des niveaux faibles (moins de 4 %), les deux secteurs ayant le plus recours à la sous-traitance industrielle sont : « Fabrication de matériels de transport » et « Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et équipements ».

Tableau 2
Sous-traitances réalisée et confiée par branche

En moyenne des parts du chiffre d'affaires des firmes, en %

Secteurs manufacturiers	Sous-traitance réalisée	Sous-traitance confiée			
		Total	Achat d'étude (604)	Achat de matériel (605)	Autres (611)
1 Fabrication de denrées alimentaires et de produits à base de tabac	0,00	1,50	0,00	0,00	0,01
2 Fabrication de textiles, Industries de l'habillement, du cuir et chaussures	21,43	8,76	4,60	0,55	3,15
3 Travail du bois, industrie du papier et imprimerie	8,85	6,01	3,37	0,66	1,55
4 Cokéfaction et raffinage	8,99	4,98	1,49	0,12	2,57
5 Industrie chimique	11,55	4,94	1,44	0,34	2,20
6 Industrie pharmaceutique	18,64	8,54	3,04	0,76	3,71
7 Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres	22,76	4,68	1,92	0,88	1,46
8 Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements	45,75	9,98	4,53	2,56	2,41
9 Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	19,76	7,36	2,99	1,88	1,87
10 Fabrication d'équipements électriques	9,89	7,01	2,75	2,05	1,79
11 Fabrication de machines et équipements n.c.a.	13,76	8,22	2,77	2,73	1,90
12 Fabrication de matériels de transport	9,35	8,28	2,83	3,20	1,99
13 Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et équipements	7,12	13,74	5,95	3,87	3,30

Rapporter la sous-traitance confiée au chiffre d'affaires HT des firmes était nécessaire pour en comparer l'intensité de façon cohérente avec celle de la sous-traitance réalisée. Mais comme la sous-traitance confiée correspond à des achats à des fournisseurs, il peut paraître plus approprié d'en mesurer l'intensité en fonction des consommations intermédiaires des firmes (tableau 3). Il apparaît alors que l'intensité de la sous-traitance totale confiée augmente avec une valeur moyenne, pour l'ensemble des secteurs, de 11,35 % et il en est de même pour les achats d'études (4,61 %) ou de matériel/sous-traitance industrielle (2,26 %). Toutefois, la dispersion entre secteurs des intensités des deux types de sous-traitance confiée ne se trouvent pas sensiblement modifiées. Ainsi, le coefficient de variation est de 0,54 pour les achats d'études alors que précédemment il s'élevait à 0,53 et il est même inchangé pour la sous-traitance industrielle. Les secteurs ayant relativement le plus recours à l'achat d'étude sont par ordre décroissant « Autres industries manufacturières », « Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements » et « Fabrication de textiles, Industries de l'habillement, du cuir et chaussures ». La hiérarchie est quelque peu différente dans le cas de la sous-traitance industrielle avec le secteur des « Autres industries manufacturières » qui est à nouveau celui où l'intensité est la plus forte mais suivi de « Fabrication de machines et équipements n.c.a. » et de « Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements ». On peut noter que le secteur de « Fabrication de matériels de transport » qui intègre notamment les industries automobile et aéronautique, n'arrive qu'en quatrième position sur les treize industries manufacturières.

En décomposant la sous-traitance industrielle, selon qu'il s'agit d'une sous-traitance de capacité (le donneur d'ordre dispose des ressources nécessaires à la fabrication du produit intermédiaire) ou de spécialité (le donneur d'ordre n'a pas la capacité technique de fabriquer le produit sous-traiter), il apparaît que la seconde est beaucoup systématiquement utilisée que la première. En moyenne, la sous-traitance de spécialité représente 83,5 % avec une faible dispersion entre les secteurs (coefficient de variation de 0,08). Ainsi, les firmes semblent utiliser plus systématiquement la sous-traitance comme un moyen d'externaliser des activités en amont de leur processus de production plutôt que d'externaliser des activités horizontales. Évidemment, cette part d'externalisation est toute relative au vu de la faible intensité de la sous-traitance industrielle dans les secteurs manufacturiers.

Des autres caractéristiques de la base de données, nous obtenons que le poids des entreprises de petite taille présentes est de 57 %, de 34 % pour les entreprises de taille moyenne, de 5 % pour les entreprises de taille intermédiaire et de 4 % pour les entreprises de grande taille (cf. tableau A1.1, annexe 1). Le poids des firmes appartenant à un groupe est de près de 62 % et celui des filiales de firmes multinationales étrangères de 16 %. Les firmes de notre échantillon sont assez ouvertes sur la concurrence internationale puisque plus de 75 % des observations ont le statut d'exportateur (marge extensive). Toutefois, si la marge extensive est importante, la marge intensive est plus limitée puisque le taux d'exportation moyen ne s'élève qu'à 17 %. Ces grandeurs sont conformes à celles mentionnées dans les travaux antérieurs (ISGEP, 2008) De plus, le coût unitaire du travail moyen s'élève à 36 360 euros et la TFP est de 14 120 € ce qui correspond en moyenne à 20 % de la valeur ajoutée des firmes.

Pour fournir une première analyse des écarts de performances productives entre les entreprises recourant à la sous-traitance et les autres firmes, il est utile de comparer leurs fonctions cumulatives. En agissant ainsi, il est possible de déterminer si les donneurs

d'ordre dominant stochastiquement au premier ordre les autres entreprises sur la base de leurs performances productives¹⁶. Dans plusieurs secteurs, la fonction de répartition des performances des donneurs d'ordre se situe en dessous de celle des autres firmes pour une valeur donnée de la TFP (cf. graphique A1.1, annexe 1) ce qui est un premier élément indiquant la dominance stochastique au premier ordre des donneurs d'ordre sur les autres firmes. Toutefois, les choses ne sont pas aussi tranchées pour le secteur de la cokéfaction et du raffinage, les industries chimique et pharmaceutique, dans le secteur de la fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres, et dans celui de la fabrication de matériels de transport. Le recours à un test de Kolmogorov-Smirnov (KS) doit permettre de lever les indéterminations constatées.

Le test KS permet de déterminer si la fonction de répartition des performances des donneurs d'ordre ($F(tfp_{\text{donneurs_d'ordre}})$) se situe en dessous de celle des performances des autres firmes ($F(tfp_{\text{autres}})$) ou de façon équivalente si leur différence ($F(tfp_{\text{donneurs_d'ordre}}) - F(tfp_{\text{autres}})$) est significativement négative pour une valeur donnée de TFP (hypothèse nulle).

Les résultats de ce test viennent conforter ceux déjà obtenus. Il apparaît que dans la très grande majorité des secteurs, on peut conclure à la dominance stochastique des performances des donneurs d'ordre vis-à-vis de celles des autres firmes. Dans seulement deux secteurs, cette hypothèse est rejetée : il s'agit du secteur de la cokéfaction et du raffinage et celui de la fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres.

¹⁶ On peut montrer que comparer les fonctions de répartition de deux sous-populations, en l'occurrence ici les donneurs d'ordre et les autres entreprises revient à comparer les espérances de leurs performances productives. Dans ces conditions, considérer que les donneurs d'ordre dominent stochastiquement au premier ordre, c'est d'abord considérer que $E(tfp_{\text{donneurs_ordre}}) > E(tfp_{\text{autres}})$.

Tableau 3
Sous-traitance confiée par branche

En moyenne des parts des consommations intermédiaires des firmes en %

Secteurs manufacturiers	Total	Autres	Achat d'étude (604)	Achat de matériel (605)	Répartition de la sous-traitance industrielle	
					Capacité (%)	Spécialité (%)
1 Fabrication de denrées alimentaires et de produits à base de tabac	1,99	0,05	0,03	0,01	7,69	92,31
2 Fabrication de textiles, Industries de l'habillement, du cuir et chaussures	13,38	4,88	6,96	0,86	22,76	77,24
3 Travail du bois, industrie du papier et imprimerie	10,12	2,63	5,71	1,10	18,70	81,30
4 Cokéfaction et raffinage	10,57	5,38	3,18	0,23	6,54	93,46
5 Industrie chimique	7,52	3,31	2,18	0,56	11,45	88,55
6 Industrie pharmaceutique	11,26	4,94	4,11	0,92	7,50	92,50
7 Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres	7,13	2,25	2,87	1,34	17,34	82,66
8 Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements	17,08	4,21	7,83	4,24	22,80	77,20
9 Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	10,61	2,72	4,38	2,71	20,47	79,53
10 Fabrication d'équipements électriques	10,66	2,76	4,22	3,08	21,18	78,82
11 Fabrication de machines et équipements n.c.a.	13,19	3,08	4,57	4,30	22,56	77,44
12 Fabrication de matériels de transport	11,56	2,81	4,02	3,99	23,22	76,78
13 Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et équipements	22,58	5,50	9,92	6,08	11,88	88,12

III Modèle et méthodes économétriques : une analyse intégrée pour l'*outsourcing* et les performances des firmes

Pour réaliser une analyse complète des liens entre la sous-traitance confiée et les performances des entreprises, nous proposons d'estimer une version étendue du modèle de Jabbour (2013) aux effets de la sous-traitance confiée sur la productivité totale des facteurs. Ainsi, le modèle considéré se compose de trois équations. Les deux premières reprennent donc l'approche de Jabbour (2013) correspondant un modèle de type Tobit II (Amemiya, 1984) avec une équation de sélection qui déterminent si les firmes ont ou non recouru à l'*outsourcing* et une équation d'intérêt expliquant le volume de l'*outsourcing* confié. La troisième équation de notre système permet d'expliquer les performances des firmes en fonction du montant de l'*outsourcing* confié.

3.1. Équation de sélection

L'équation de sélection est spécifiée par une variable indicatrice D_out_{it} qui vaut 1 lorsque le montant de l'*outsourcing* confié est strictement positif pour la firme i à l'année t et 0 autrement, soit :

$$D_out_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } D_out_{it}^* = \alpha_1' z_{1it} + f_{1i} + u_{1it} > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \quad (2)$$

où :

- $D_out_{it}^*$ est la variable latente correspondante,
- z_{1it} un vecteur de variables indépendantes affectant l'*outsourcing* confié,
- f_{1i} un effet individuel inobservé et
- u_{1it} un terme d'erreur idiosyncratique.

La seconde équation du système se définit comme :

$$out_{it} = \begin{cases} out_{it}^* = \alpha_2' z_{2it} + f_{2i} + u_{2it} & \text{si } D_out_{it} = 1 \\ -\infty & \text{autrement} \end{cases} \quad (3)$$

où out_{it}^* est une variable latente du volume d'*outsourcing* confié (en logarithmes) et comme dans l'expression (2) z_{2it} un vecteur de variables indépendantes affectant le montant de l'*outsourcing* confiée, f_{2i} est un effet individuel inobservé et u_{2it} est un terme d'erreur.

Conditionnellement à z_{1it} et z_{2it} , les deux termes d'erreur (u_{1it} et u_{2it}) sont supposés suivre des distributions de moyenne nulle et de variances σ_1^2 et σ_2^2 . L'équation (2) est un modèle dynamique non linéaire puisque pour tenir compte de la présence de coûts irrécouvrables liés à la sous-traitance, D_out_{it-1} est introduit comme régresseur. Un tel modèle nécessite de traiter la question des conditions initiales. En effet, le chemin emprunté par les valeurs successives de D_out_{it} ($\tau = 1, \dots, T$) a de fortes chances de dépendre de la première

observation D_out_{i1} . Pour résoudre ce problème, Wooldridge (2005) propose de conditionner les effets individuels sur les conditions initiales et sur les moyennes intra-individuelles des régresseurs du modèle¹⁷. Ainsi, les effets individuels sont modélisés de la façon suivante :

$$f_{1i} = \alpha_{10} + \gamma_1' z_{1i} + \theta_1 D_out_{i0} + v_{1i}$$
$$f_{2i} = \alpha_{20} + \gamma_2' z_{2i} + \varphi(v_{1i} + u_{1it}) + v_{2i}$$

où :

- α_{10} et α_{20} sont des termes constants,
- z_{1i} et z_{2i} sont les vecteurs des régresseurs exprimés en moyenne intra-individuelle, pour prendre en compte une possible corrélation entre les régresseurs et les effets individuels,
- γ_1' et γ_2' sont les coefficients associés qui sont à estimer.

Le paramètre inconnu θ_1 de la valeur initiale D_out_{i0} doit aussi être estimé, tout comme φ le coefficient de $f_{1i} + u_{1it}$. Les deux termes d'erreur v_{1i} et v_{2i} sont supposés indépendants des régresseurs du modèle.

3.2. Équation de volume d'outsourcing confié

L'introduction de $\varphi(v_{1i} + u_{1it})$ permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée dans les modèles Tobit de type II sur données de panel. Nous reprenons ici la méthode proposée par Wooldridge (1995) : une extension simple de l'approche initiale d'Heckman (1979).

Pour estimer l'équation d'intérêt (2), il convient de considérer que :

$$E(out_{it}^* | D_out_{it} = 1) = \alpha_2' z_{2it} + E(f_{2i} | D_out_{it} = 1) + E(u_{2it} | D_out_{it} = 1)$$

où :

$$E(f_{2i} | D_out_{it} = 1) = \alpha_{20} + \gamma_2' z + \varphi E(v_{1i} + u_{1it} | D_out_{it} = 1)$$

$$E(u_{2it} | D_out_{it} = 1) = \rho E(v_{1i} + u_{1it} | D_out_{it} = 1)$$

Pour corriger du biais de sélection de l'échantillon, pour chaque firme qui a un montant d'outsourcing strictement positif (ou de façon équivalente pour $D_out_{it} = 1$), l'inverse du ratio de Mills ($Mills_ratio_{it}$), égale à $E(v_{1i} + u_{1it} | D_out_{it} = 1)$, est estimé à partir de

¹⁷ Il s'agit en fait d'une extension de l'approche de Mundlak (1978) où les effets individuels ne sont conditionnés que par les moyennes intra-individuelles des régresseurs. On peut aussi spécifier un modèle de forme réduite pour les conditions initiales, spécification qui sera estimée simultanément avec le modèle dynamique non linéaire (Heckman, 1981). L'avantage de la méthode de Wooldridge (2005) est sa simplicité. De plus, elle fournit des estimations satisfaisantes et comparables à d'autres méthodes comme celle d'Heckman (1981) pour des panels non cylindrique dont la période d'observation couvre au moins dix années (Akay, 2012).

l'équation de sélection (2) pour chaque observation. Il est ensuite introduit comme régresseur dans l'équation d'intérêt (3) sachant que le coefficient de ce régresseur est $\varphi + \rho$. L'équation de sélection est un modèle probit estimé par maximum de vraisemblance et l'équation d'intérêt est estimée à partir de la méthode des moindres carrés quasi-généralisés (MCQG). De plus, les deux équations comportant des régresseurs générés¹⁸, une procédure de *bootstrap* de 100 réplifications est appliquée pour estimer de façon convergente les écarts-type des coefficients du modèle Tobit II.

3.3. Équation de performance

La troisième équation sur la performance productive des firmes est de la forme suivante :

$$\widehat{tfp}_{it+1} = \alpha'_3 z_{3it+1} + f_{3i} + u_{3it} \quad (4)$$

où \widehat{tfp}_{it+1} est la productivité totale des facteurs estimée de la firme i à l'année t (en logarithmes), z_{3it} un vecteur de régresseurs qui contient le montant estimé de l'*outsourcing* confié, f_{3i} un effet individuel et u_{3it} un terme d'erreur. L'équation de performance (1) est également estimée à partir des MCQG et en supposant une spécification à la Mundlak. De plus, le montant estimé de l'*outsourcing* confié étant un régresseur généré, à nouveau une procédure de *bootstrap* de 100 réplifications est mise en œuvre pour estimer les écarts-type des coefficients de l'équation de performance. En référence au modèle CDM sur l'innovation (Crepon *et al.*, 1998), nous introduisons la valeur retardée et estimée du montant de l'*outsourcing* confié (\widehat{out}_{it}) plutôt que sa valeur constatée courante en $t+1$ compte tenu de la structure du modèle. Ainsi, on limite le biais d'endogénéité de ce régresseur¹⁹. De plus, \widehat{out}_{it} étant exprimé en logarithmes, cette variable est toujours définie. L'hypothèse retenue ici est que toutes les firmes recourent à de la sous-traitance même celles qui déclarent un montant nul d'*outsourcing* confié²⁰.

Le vecteur z_{1it} se compose de deux sous-ensembles de variables explicatives. Les premières sont considérées comme des déterminants importants dans la décision de recourir à l'*outsourcing* et les secondes sont retenues comme variables de contrôle. Au rang des variables centrales pour l'analyse, nous avons tout d'abord la décision d'avoir eu recours l'année précédente à l'*outsourcing* (D_out_{it-1}), pour tenir compte de la présence de coûts irrévocables liés à la sous-traitance. Nous avons ensuite les performances des firmes (\widehat{tfp}_{it-1}), le risque conjoncturel ($risq_conj_{jt-1}$) et le risque technologique ($risq_techno_{jt-1}$)

¹⁸ Dans l'équation (2), la productivité totale des facteurs est le régresseur généré tandis que dans l'équation (3), il s'agit de l'inverse du ratio de Mills.

¹⁹ Plus largement pour limiter ce possible biais d'endogénéité dans l'ensemble de notre système d'équations, les variables explicatives d'entreprises sont systématiquement retardées d'une année.

²⁰ Fixer $\widehat{out}_{it-1} = 0$ pour les firmes qui ne recourent pas à l'*outsourcing* reviendrait à supposer implicitement que le montant de l'*outsourcing* confié est de 1. Ce choix est arbitraire et rendrait l'estimation de l'équation dépendante de l'unité de mesure de ce montant (euros, milliers ou millions d'euros).

ainsi que le coût unitaire du travail (w_{it-1}). w_{it-1} , i.e. le rapport entre les coûts salariaux (salaires versés + charges) sur les effectifs de chaque firme²¹. Ces trois dernières variables sont exprimées en logarithmes. Le coût (d'usage) du capital ($Cost_usage_{jt-1}$) est construit selon la méthode de Hall et Jorgenson, 1967²². Contrairement au coût du travail, le coût du capital a été établi au niveau sectoriel plutôt qu'à celui de la firme par manque de données fiables et suffisantes dans notre base de données.

Au titre des variables de contrôle, nous considérons la taille des firmes au travers de quatre variables indicatrices de classes de taille ($Small_size_{it-1}$, $Medium_size_{it-1}$, $Intermediate_size_{it-1}$, $Large_size_{it-1}$)²³ ainsi qu'une variable proxy en logarithmes des économies d'échelle dans les secteurs (mes_{jt})²⁴.

Nous introduisons également une mesure de l'épaisseur du marché ($epais_{jt}$) comme proposée par Jabbour (2013), soit la totalité des employés dans la branche j hormis ceux de la firme i (en logarithmes). La concentration sur le marché français ($Conc_{jt}$) est considérée sous une forme de polynôme du second degré. Comme mesure de cette concentration, nous utilisons l'indice d'Herfindahl-Hirschmann, calculé à partir de la valeur ajoutée des firmes au niveau sectoriel (Nace à deux positions), soit :

$$Conc_{jt} = \sum_{i=1}^{i=N_{jt}'} \left(\frac{Y_{it}}{\sum_{i=1}^{i=N_{jt}'} Y_{it}} \right)^2$$

La valeur de cet indice peut varier de 0 à 1, sachant qu'une plus grande valeur de $Conc_{jt}$ signifie un secteur plus concentré et une concurrence moins intense sur le marché j . L'ouverture à la concurrence internationale est également considérée au travers d'une variable indicatrice pour les firmes exportatrices (Exp_{it-1}). Une variable indicatrice est

²¹ Contrairement à Girma and Görg (2004), nous n'avons pas à notre disposition une information suffisamment précise permettant de distinguer entre les travailleurs qualifiés et les non qualifiés.

²² $Cost_usage_{jt-1} = P_{FBCF_{jt-1}} (r_{t-1} - \pi_{t-1} + \delta)$ où $P_{FBCF_{jt-1}}$ est l'indice de prix à la formation brute de capital fixe pour le secteur j (nomenclature française agrégée) à l'année $t-1$, $(r_{t-1} - \pi_{t-1})$ le taux d'intérêt réel, différence entre le taux d'intérêt nominal de long terme et le taux d'inflation annuel de la France (base de données macroéconomique européenne, AMECO) et δ le taux de dépréciation du capital fixé à 8 %.

²³ Ces quatre variables indicatrices de la taille des entreprises sont construites à partir de la classification d'Eurostat. Les firmes sont considérées de petite taille pour un effectif de moins de 49 employés, de taille moyenne/medium pour un effectif compris entre 50 et 249 employés, de taille intermédiaire pour un effectif de 250 à 499 employés et de grande taille pour un effectif supérieur à 500 employés. Dans les estimations économétriques, pour éviter les problèmes de multicollinéarité, la variable indicatrice associée aux firmes de petite taille sera prise comme référence.

²⁴ La variable mes_{jt} est calculée à partir de la méthode initialement proposée par Comanor et Wilson (1967). Cette mesure correspond, pour un secteur donné, à la taille (valeur ajoutée) moyenne des firmes supérieure à la valeur médiane, taille moyenne rapporté à la valeur ajoutée totale du secteur.

introduite pour l'appartenance à un groupe ($Group_{it-1}$) et une autre pour l'appartenance à un groupe étranger ($Foreign_group_{it-1}$). Enfin, des variables indicatrices annuelles et temporelles sont ajoutées pour contrôler des effets du cycle économique et d'autres caractéristiques spécifiques aux secteurs. Dans l'équation (3) sur le montant d'*outsourcing* confié, le vecteur z_{2it} partage les mêmes variables explicatives que z_{1it} . Toutefois, pour éviter un problème de multicollinéarité entre les régresseurs de cette équation et l'inverse du ratio de Mills ($mills_ratio_{it}$), la variable indicatrice Exp_{it-1} est remplacée par le rapport des exportations au chiffre d'affaires ($Export_rate_{it-1}$).

Le vecteur z_{3it} de l'équation de performance (4) se compose tout d'abord du montant estimé d'*outsourcing* confié (\widehat{out}_{it}) et de son carré car l'*outsourcing* confié est supposé avoir un effet non linéaire sur les performances des firmes. Les mesures de concentration, d'ouverture à la concurrence internationale et d'appartenance à un groupe étranger sont introduites dans l'équation (4) comme variables de contrôles ainsi que des variables indicatrices temporelles et sectorielles. Contrairement à Girma et Görg (2004), l'intensité capitalistique ainsi que l'intensité en consommation intermédiaire ne sont pas retenues comme régresseurs de l'équation (4) car notre mesure de la performance n'est pas la productivité apparente du travail mais la productivité totale des facteurs dont l'estimation contrôle ces facteurs.

IV Résultats des estimations

4.1. Estimation de la fonction de production

L'efficacité productive des firmes, mesurée ici par la productivité totale des facteurs (*tfp*) peut facilement être déterminée à partir de (1), une fois que les coefficients d'*inputs* de la fonction de production Cobb-Douglas ont été estimés à partir de la méthode d'Akerberg *et al.* (2006). Les coefficients sont supposés varier entre branches (les treize secteurs manufacturiers de la nomenclature agrégée française²⁵ sont ici considérés) pour prendre en compte les différences de technologies et de structures de marché. Comme notre base de données complète couvre la période 1990-2007, toute l'information disponible a été utilisée lors des estimations de la fonction de production pour en améliorer la précision.

Les estimations réalisées fournissent des résultats conformes aux attentes (Akerberg *et al.*, 2006). Ainsi, la valeur moyenne sur les treize secteurs du coefficient de capital est de 0,241, et de 0,721 pour celui du travail (tableaux A3.1 et A3.2). De plus, les estimations conduisent à des seuils de significativité élevés pour les élasticités d'*inputs*, excepté pour le coefficient du travail significatif au seuil de 10 % seulement dans le secteur 2 « Fabrication de textiles, industrie de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure ». Pour autant, des différences sensibles entre secteurs apparaissent pour les élasticités du capital physique, confirmant l'utilisation de technologies différentes entre les branches. Ainsi, le coefficient de variation calculé sur l'ensemble des treize secteurs est de 0,242 pour l'élasticité du capital. Ces différences de technologie semblent moins affecter le coefficient du travail puisque son coefficient de variation est trois fois plus faible avec une valeur de 0,080.

4.2. Sous-traitance confiée, performances, risques d'activité et coûts de production

Dans les colonnes (1) et (2) du tableau 4, sont reportées les estimations de l'équation de sélection (2) sous l'hypothèse que les effets individuels sont respectivement non corrélés et corrélés. Des différences substantielles pour les effets marginaux apparaissent entre ces deux colonnes ce qui suggère la présence d'effets individuels corrélés. Ce constat est confirmé par le test de Wald, présenté en bas de la colonne (2), qui rejette largement l'hypothèse que les effets individuels soient non corrélés avec les régresseurs de l'équation de sélection.

Toutefois, nos estimations mettent en évidence que θ_1 n'est pas significativement différent de 0, conduisant à conclure que dans ce cas, les effets individuels ne dépendent pas des conditions initiales. La qualité de l'ajustement du modèle probit peut être mesurée par l'aire sous la courbe ROC (*Receiving Operating Characteristics*). Comme l'indique la dernière ligne de la colonne (2), la valeur de cette aire est significativement supérieure 0,8. On peut en conclure que l'équation de sélection a une qualité d'ajustement très satisfaisante.

Dans l'équation d'intérêt (3), la présence d'effets individuels est également prise en compte. À nouveau, le test de Wald rejette largement l'hypothèse d'une absence de corrélation entre les effets individuels et les régresseurs de l'équation du volume d'*outsourcing* confié (cf. le

²⁵ La nomenclature agrégée française est compatible avec la NACE rév. 2.

bas de la colonne (3)). De l'estimation de cette équation, on déduit également que l'inverse du ratio de Mills est significativement différent de 0 au seuil de 1 %. Ce résultat confirme la présence d'un biais de sélection dans le sous-échantillon des donneurs d'ordre et justifie l'introduction de l'inverse du ratio de Mills dans l'équation d'intérêt.

Le recours à la sous-traitance présente une persistance notable dans le temps. Ainsi, le statut de donneur d'ordre l'année précédente augmente de 21 points de pourcentage, la probabilité de garder ce statut à la période courante, toutes choses égales par ailleurs. L'effet est malgré tout plus faible que celui obtenu par Jabbour (2013) qui met en évidence une augmentation de 33 points de pourcentage dans l'industrie manufacturière. Il est vrai que les deux périodes d'observation sont différentes puisque Jabbour (2013) concentre son analyse sur les années 1990-2001 où il semble que la mesure de la sous-traitance soit de moins bonne qualité (Thévenot et Valentin, 2004). Quoi qu'il en soit, la présence de périodes d'inaction pour les donneurs d'ordre confirme l'existence de coûts irrécouvrables liés à la sous-traitance, les firmes ne pouvant pas s'ajuster facilement du fait de relations contractuelles avec leurs sous-traitants qui peuvent s'avérer coûteuses à remettre en cause.

Comme attendu, ce sont les firmes les plus performantes qui ont recours à la sous-traitance et dont le volume d'*outsourcing* confié est le plus important. Ainsi, une augmentation de TFP de 1 % accroît la probabilité de recourir à de la sous-traitance de 0,74 point de pourcentage. De son côté, Jabbour (2013) obtient un effet trois fois supérieur mais comme elle le remarque elle-même, sa mesure de la performance productive des firmes étant calculée plutôt qu'estimée comme dans notre cas, il y a de forts risques de biais. La performance productive a également un effet positif notable sur le volume de l'*outsourcing* confié puisque une augmentation de 1 % de TFP conduit à accroître ce volume de 0,15 %.

Le risque d'activité a un impact positif à la fois sur la décision d'être donneur d'ordre et sur le volume de sous-traitance confiée. Une augmentation de 1 % de la variable $risq_conj_{jt-1}$ conduit respectivement à un accroissement de 0,6 point de pourcentage de la probabilité de recourir à l'*outsourcing* et à une augmentation de 0,10 % du volume de sous-traitance confiée. Ce résultat confirme l'hypothèse que les donneurs d'ordre utilisent la sous-traitance comme un moyen d'amortir les chocs conjoncturels. Il s'agit là d'un facteur explicatif au moins aussi important que la performance productive compte tenu de la proximité des valeurs des coefficients estimés. À l'inverse, le risque technologique a un effet négatif, même s'il est plus faible (en valeur absolue), sur la probabilité de recourir à l'*outsourcing* et non significatif sur le volume de sous-traitance confiée. Il semble donc que les donneurs d'ordre préfèrent ne pas cumuler risques transactionnels et risques technologiques.

La minimisation des coûts salariaux ne semble pas être un motif de recours à l'*outsourcing* et n'a pas d'effet significatif sur le volume de sous-traitance confiée. En effet, les coefficients de la variable w_{it-1} dans les colonnes (2) et (3) du tableau 4 sont non significativement différents de 0. On peut noter que Girma et Görg (2004) mettent en évidence des résultats très mitigés dans le cas du Royaume-Uni. Les deux auteurs obtiennent un effet inexistant des coûts salariaux des personnels qualifiés et non qualifiés sur l'intensité de la sous-traitance confiée lorsqu'ils prennent en compte la présence d'effets individuels dans leurs modèles. De même, Jabbour (2013) ne trouve aucun impact significatif des coûts salariaux sur la décision de recourir à la sous-traitance et sur l'intensité de celle-ci dans le cas français. Même si ces différents résultats convergent, il est difficile pour autant de conclure que des coûts salariaux élevés ne sont pas un motif de sous-traitance. Comme nous avons pu le constater dans notre échantillon, un nombre important

d'entreprises sont à la fois donneurs d'ordre et preneurs d'ordre (30,51 % de la totalité des observations). Pour ces entreprises, il est difficile de considérer que la présence de coûts salariaux élevés soit un argument à retenir. De son côté, le coût d'usage du capital ($Cout_usage_{jt-1}$) n'a pas d'effet significatif sur la décision de devenir donneur d'ordre tandis que son impact est négatif sur le volume de sous-traitance confiée. Ce dernier résultat suggère que les donneurs d'ordre préfèrent garder le capital spécifique, *a priori*, le plus coûteux, plutôt que de le transférer à leur sous-traitants. Il est cohérent avec l'objectif mis en évidence ci-dessus de minimisation des risques technologiques par les donneurs d'ordre²⁶.

Au niveau des variables de contrôle, on constate que les entreprises appartenant à un groupe confient un volume plus important de leur activité à des sous-traitants que les entreprises indépendantes. Par contre, il n'existe pas de différences notables de comportement entre les deux types de firmes pour ce qui concerne leur choix d'être donneur d'ordre. De leur côté, les filiales de groupes multinationaux étrangers ont moins recours à la sous-traitance que les firmes indépendantes. Ce résultat diffère des conclusions de Girma et Görg (2004), mais il est cohérent avec l'hypothèse que les entreprises multinationales préfèrent internaliser leurs activités productives. Par ailleurs, le statut d'exportateur ne semble pas avoir d'effet sur la probabilité d'être donneur d'ordre alors que l'intensité des exportations a un impact positif sur le volume de sous-traitance confié.

Les firmes de plus grande taille ont une probabilité plus élevée d'être donneurs d'ordre et leur volume de sous-traitance confié est plus important. Ce résultat est conforme avec la conjecture selon laquelle la taille permet aux donneurs d'ordre de réduire les coûts de transaction de sous-traitance (coût de recherche et d'appariement avec les preneurs d'ordre et organisation des relations verticales). À l'inverse, les économies d'échelle (mes_{jt}) apparaissent comme un frein au recours à la sous-traitance. Ce résultat est également conforme aux attentes, les entreprises préférant éviter de disséminer leurs activités productives vers leurs sous-traitants pour pouvoir bénéficier d'économies d'échelle. Toutefois, pour les entreprises donneuses d'ordre, les économies d'échelle ont un effet positif sur le volume de sous-traitance confiée. Les estimations mettent aussi en évidence une relation croissante entre le degré de concentration ($Conc_{jt}$) et la probabilité d'être donneur d'ordre, venant confirmer le rôle de l'effet de taille. Pour ce qui concerne le volume de la sous-traitance confiée, une relation en U apparaît avec le degré de concentration.

Malgré ces résultats satisfaisants, une mesure plus directe de l'épaisseur du marché pour favoriser l'appariement entre donneurs d'ordre et preneurs d'ordre n'a pas totalement les effets escomptés. En effet, $epais_{ijt}$ a un impact négatif sur la probabilité d'être donneur d'ordre mais positif sur le volume de sous-traitance confiée. L'effet négatif mis en évidence ici est à l'opposé des résultats de Jabbour (2013). À l'évidence, les résultats sont assez différents. Ils militent en faveur d'une variable proxy plus précise de l'épaisseur du marché²⁷,

²⁶ Toutefois, l'absence d'effet du coût d'usage sur la décision de recourir à la sous-traitance peut aussi s'expliquer par le fait que cette variable est mesurée à un niveau sectoriel plutôt qu'individuel. De fait, une partie de l'effet du coût d'usage du capital est déjà capturée au travers des indicatrices sectorielles.

²⁷ Par exemple, dans son analyse empirique Tomiura (2009) introduit une variable indicatrice pour l'accès à internet des entreprises, variable qui a un effet positif sur la décision de recourir à la sous-traitance.

d'autant qu'il existe de fortes suspicions de multicolinéarité avec les variables sectorielles. Par exemple, la corrélation entre $epais_{ijt}$ et mes_{jt} s'élève à -0,48 (cf. tableau A1.2 de l'annexe 1).

Tableau 4
Estimations des équations de la sous-traitance confiée

	Équation de sélection Être ou non donneur d'ordre (1/0) Effets marginaux		Équation d'intérêt Volume de sous-traitance confiée (en logarithmes)
	effets individuels non (1)	effets individuels corrélés (2)	(3)
out_{it-1}	0,2139 (53,271)	0,2107 (51,212)	-
\widehat{tfp}_{it-1}	0,0127 (6,852)	0,0074 (2,559)	0,1531 (9,845)
$risq_conj_{jt-1}$	0,0061 (3,478)	0,0061 (3,438)	0,0990 (10,379)
$risq_techno_{jt-1}$	-0,0023 (-2,340)	-0,0022 (-2,184)	0,0031 (0,511)
w_{it-1}	0,0271 (7,806)	-0,0075 (-1,380)	-0,0420 (-1,078)
$Cout_usage_{jt-1}$	0,0005 (0,308)	0,0003 (0,194)	-0,1224 (-14,717)
$Small_size_{it-1}$	Réf.	Réf.	Réf.
$Medium_size_{it-1}$	0,0250 (14,285)	0,0072 (1,791)	0,1474 (7,285)
$Intermediate_size_{it-1}$	0,0484 (10,909)	0,0210 (2,172)	0,4312 (10,139)
$Large_size_{it-1}$	0,0832 (13,940)	0,0483 (3,145)	0,5980 (8,527)
$epais_{ijt}$	-0,0156 (-2,971)	-0,0154 (-2,913)	0,3377 (5,652)
mes_{jt}	-0,0228 (-4,648)	-0,0220 (-4,460)	0,2701 (5,140)
$Group_{it-1}$	0,0135 (7,982)	0,0119 (6,894)	0,1673 (12,843)
$Foreign_group_{it-1}$	-0,0040 (-1,519)	-0,0067 (-2,471)	-0,1022 (-5,409)
Exp_{it-1}	0,0180 (10,533)	0,0001 (0,048)	-
$Export_rate_{it-1}$	-	-	0,0016

			(3,788)
$Conc_{jt}$	0,3120 (4,328)	0,2899 (4,096)	-3,2217 (-5,139)
$Conc_{jt}^2$	-0,2384 (-1,370)	-0,1932 (-1,116)	3,3747 (2,094)
$\widehat{mills_ratio_{it}}$	-	-	-0,4398 (-14,888)
<i>Const</i>	-	-	1,012 (3,35)
<hr/>			
# de firmes	27299	27299	25261
# d'observations	159429	159429	137826
Log vraisemblance	41367,097	41283,427	-
χ^2 Test de Wald	-	9,65 (0,022)	3944,13 (0,000)
Aire sous la ROC	0,851	0,852	-
σ (Aire sous la ROC)	(0,002)	(0,002)	

t de student entre parenthèses.

Dans la colonne (1) le modèle Probit est considéré comme le modèle de base car il est estimé en faisant l'hypothèse assez restrictive que les effets aléatoires sont non corrélés avec les régresseurs. Dans la colonne (2), le modèle Probit est estimé en utilisant la méthode proposée par Wooldridge (2005) pour contrôler une possible corrélation entre les régresseurs et les effets individuels et des conditions initiales sur la variable dépendante dans le cas d'un modèle dynamique. Les résultats présentés dans les colonnes (1) et (2) correspondent aux effets marginaux moyens. Du second modèle probit, l'inverse du ratio de Mills est déduit et introduit dans l'équation d'intérêt dont les résultats d'estimation sont présentés dans la colonne (3). Les moyennes intra-individuelles des régresseurs sont à nouveau introduites pour contrôler la possible corrélation avec les effets individuels. Pour améliorer la précision des estimations, la méthode des moindres carrés quasi-généralisés est utilisée. Pour les équations (2) et (3) un test d'hypothèses jointes de Wald est réalisé pour vérifier que l'ensemble des régresseurs est corrélé avec les effets individuels (H_0). La probabilité d'accepter H_0 est fournie entre parenthèses. Les trois modèles incorporent des indicatrices temporelles et sectorielles. Selon la nomenclature agrégée française, treize secteurs manufacturiers sont retenus. Pour faciliter la lecture des résultats du tableau 4, les coefficients estimés des indicatrices temporelles et sectorielles ainsi que ceux des moyennes intra-individuelles et de out_{it} ne sont pas reportés ici. Comme, $\widehat{tfp_{it-1}}$ et $\widehat{mills_ratio_{it}}$ sont des régresseurs générés, les écarts-type sont calculés à partir d'une procédure de *bootstrap* de 100 réplifications.

4.3. Accroissement des performances et sous-traitance confiée

Si les firmes les plus performantes ont à la fois la plus forte probabilité de recourir à la sous-traitance et confient un volume élevé d'activité à des sous-traitants, le recours à l'*outsourcing* augmente à son tour les performances productives des entreprises (cf. colonne 1 du tableau 5). De plus et contrairement aux conclusions de Kotabe et Mol (2009), la relation est (log-)linéaire puisque le terme quadratique $\widehat{out_{it}}^2$ n'a pas d'effet significatif sur la variable de performance $\widehat{tfp_{t+1}}$. Ce résultat apparaît comme plus robuste comparé à ceux

de Girma et Görg (2004). Lorsque la présence d'effets individuels corrélés est prise en compte dans leurs estimations, l'impact de l'*outsourcing* sur les performances des entreprises est systématiquement non significatif dans les trois secteurs manufacturiers considérés (Chimie, Instruments de précision et Électronique). Toutefois, la valeur estimée du paramètre de \widehat{out}_{it} dans notre équation de performance est très faible. Ainsi, une augmentation de 1 % du volume d'*outsourcing* n'induit qu'une augmentation de 3×10^{-3} %.

Il apparaît également que l'appartenance à un groupe et *a fortiori* à un groupe multinational étranger n'est pas un facteur de performance pour les entreprises. Les firmes indépendantes semblent donc plus performantes, une fois que l'on contrôle pour le volume d'*outsourcing* confié. Par ailleurs, le coefficient de la variable $Export_rate_{it}$ est non significatif. L'augmentation de la marge intensive ne semble donc pas engendrer pour les exportateurs un effet d'apprentissage des marchés étrangers et ne leur permet pas d'accroître leurs performances productives²⁸. Comme dans les deux équations précédentes, l'effet de la concentration est non linéaire avec de nouveau une relation en U-inversé. Toutefois avec un point de retournement $Conc = 0,30$, cette relation non linéaire ne s'applique que pour le secteur Cokéfaction et raffinage. Pour les autres secteurs, l'effet de la concentration sur la performance des entreprises est linéaire et croissant.

Les relations considérées au travers de notre modèle de performance peuvent dépendre de caractéristiques intrinsèques des secteurs, en particulier du niveau technologique comme le suggèrent la littérature et le tableau 3. En reprenant la classification Eurostat/OCDE sur le niveau technologique des secteurs, nous avons réestimé l'équation (4) à partir de deux sous-échantillons. Le premier correspond aux secteurs des hautes et moyennes-hautes technologies et le second aux secteurs des moyennes et basses technologies. Les estimations montrent que dans les secteurs de hautes et moyennes-hautes technologies, le recours à la sous-traitance n'améliore pas les performances des entreprises. Au contraire, cela les détériore puisque l'élasticité s'élève à présent à $-0,0114 - 2 \times 0,0032 \times \widehat{out}_{it}$. Pour autant l'effet n'est pas si notable puisque l'élasticité estimée au point moyen du nuage s'élève à -0,03. Ainsi, une augmentation de 1 % du volume d'*outsourcing* confié conduit à une baisse de 0,03 % de la PTF. Toutefois, avec une valeur de -0,37 pour l'élasticité calculée au dixième décile, l'effet de l'*outsourcing* confié sur les performances des firmes est beaucoup plus sensible. Dans les secteurs de moyennes et basses technologies, la relation positive entre sous-traitance confiée et performances productives des firmes est toujours présente avec une élasticité estimée à nouveau faible. Ces résultats suggèrent que dans les secteurs à forte intensité technologique et contrairement aux autres branches, les donneurs d'ordre qui ont le plus recours à la sous-traitance auraient plutôt intérêt à internaliser leurs activités.

²⁸ Ce résultat diffère des conclusions généralement obtenues dans la littérature. Généralement, un effet positif de l'intensité des exportations sur les performances des firmes est mis en évidence (pour une comparaison de quatorze pays sur la base de données d'entreprises voir (ISGEP, 2008). L'une des explications possible à cette différence constatée serait que l'effet d'apprentissage passe dans une large mesure par les flux d'échanges occasionnés par la sous-traitance internationale.

Tableau 5
Estimations de l'équation d'efficacité productive (\widehat{tfp}_{t+1})

	Ensemble (1)	Secteurs de hautes et de moyennes- hautes technologies (2)	Secteurs de moyennes et basses technologies (3)
\widehat{out}_{it}	0,0031 (1,901)	-0,0114 (-3,483)	0,0041 (1,852)
\widehat{out}_{it}^2	-0,0008 (-1,466)	-0,0030 (5,095)	0,0006 (0,714)
$Group_{it}$	-0,0011 (0,242)	-0,0078 (0,805)	0,0052 (0,910)
$Foreign_group_{it}$	-0,0182 (2,345)	-0,0346 (-2,814)	-0,0128 (1,723)
$Export_rate_{it}$	-0,0000 (-0,104)	-0,0004 (-1,906)	0,0001 (0,824)
$Conc_{jt}$	3,6117 (16,950)	7,3647 (23,185)	-1,9286 (-3,822)
$Conc_{jt}^2$	-5,9672 (-5,9633)	-33,1393 (-14,289)	3,9202 (3,517)
Constante	-2,397 (-158,57)	-1,513 (-46,41)	-2,400 (-151,24)
# de firmes	25268	6996	18568
# d'observations	132145	38194	93951
χ^2 Test de Wald	1122,74 (0,000)	390,49 (0,000)	931,04 (0,000)

Les moyennes intra-individuelles des régresseurs sont introduites dans les trois équations pour contrôler la possible corrélation entre les régresseurs et les effets individuels. Pour améliorer la précision des estimations, la méthode des moindres carrés quasi-généralisés est utilisée dans les trois cas. Un test d'hypothèses jointes de Wald est réalisé pour vérifier que l'ensemble des régresseurs est corrélé avec les effets individuels (H_0). La probabilité d'accepter H_0 est fournie entre parenthèses. Les trois modèles incorporent des indicatrices temporelles et sectorielles.

Selon la nomenclature agrégée française, treize secteurs manufacturiers sont retenus. Pour faciliter la lecture des résultats du tableau 5, les coefficients estimés des indicatrices temporelles et sectorielles ainsi que ceux des moyennes intra-individuels ne sont pas reportés ici. Comme, \widehat{out}_{it} et \widehat{out}_{it}^2 sont des régresseurs générés, les écarts-type sont calculés à partir d'une procédure de *bootstrap* de 100 réplifications.

Conclusion

Les relations entre sous-traitance confiée et performances productives des firmes ont été analysées dans ce document de travail. Dans la mesure où les relations jouent dans les deux sens, un modèle dynamique à trois équations est proposé. La première équation fait référence à la probabilité d'avoir le statut de donneur d'ordre, la deuxième est celle du volume d'*outsourcing* confié, enfin la troisième est une équation de performance fonction du montant (estimé) de la sous-traitance confiée. Les estimations de ce modèle ont été réalisées à partir d'un échantillon non cylindré de 27 311 entreprises manufacturières françaises observées sur la période 1998-2007.

Des résultats obtenus, on déduit que la probabilité d'être donneur d'ordre est d'autant plus forte que les entreprises sont performantes. Les firmes les plus performantes sont aussi celles pour lesquelles le volume de sous-traitance confié est le plus élevé. De plus, la sous-traitance confiée améliore la performance des firmes dans les secteurs de moyenne et basse technologie mais dans une faible mesure. À l'inverse, la sous-traitance confiée détériore leur performance dans les secteurs de haute et de moyenne-haute technologie, l'effet étant surtout notable pour les donneurs d'ordre qui recourent fortement à la sous-traitance.

Les estimations obtenues confirment également que les donneurs d'ordre utilisent la sous-traitance comme un moyen d'externaliser les risques conjoncturels. À l'inverse, ils semblent préférer internaliser au sein de leur structure productive les risques technologiques. La minimisation des coûts de production n'apparaît pas comme un objectif poursuivi par les firmes qui recourent à la sous-traitance.

Ces différents résultats sont obtenus en contrôlant d'autres facteurs explicatifs. Parmi les résultats les plus notables, on peut mentionner la taille des firmes qui a un effet positif sur la probabilité d'être donneur d'ordre et sur le volume de sous-traitance confié. L'appartenance à un groupe n'a un effet positif que sur la probabilité d'être donneur d'ordre tandis que les filiales de firmes multinationales étrangères ont moins recours à la sous-traitance que les firmes domestiques. La présence d'économies d'échelle diminue la probabilité d'être donneur d'ordre et la concentration des marchés a un effet en U-inversé sur cette probabilité.

Il est possible de distinguer deux types de sous-traitance : la sous-traitance de capacité lorsque la firme donneuse d'ordre dispose des ressources nécessaires à la fabrication du produit intermédiaire et la sous-traitance de spécialité lorsque l'entreprise n'a pas la capacité technique de fabriquer le produit sous-traité. Selon le cas, on peut considérer que le donneur d'ordre n'est pas face à des risques de même nature.

Au vu de ces résultats, on pourrait être tenté de favoriser le développement de la sous-traitance dans les secteurs de moyenne et basse technologie et au contraire en limiter la portée dans les secteurs de haute et de moyenne-haute technologie pour éviter que les performances des donneurs d'ordre ne se détériorent. Toutefois, une intervention publique dans ce sens ne pourrait être envisagée qu'à la condition de considérer également l'impact de l'*outsourcing* sur les performances productives des sous-traitants eux-mêmes. En complétant l'analyse, il s'agirait de déterminer si ce mode d'organisation des activités productives a effectivement un effet globalement positif sur la performance dans les secteurs.

Il conviendrait également de pouvoir distinguer entre deux types de sous-traitance : la sous-traitance de capacité lorsque la firme donneuse d'ordre dispose des ressources nécessaires à la fabrication du produit intermédiaire et la sous-traitance de spécialité lorsque l'entreprise n'a pas la capacité technique de fabriquer le produit sous-traité. Selon le cas, les logiques à l'œuvre pour recourir à la sous-traitance sont différentes pour le donneur d'ordre. En particulier, les risques à considérer ne sont pas de même nature. La sous-traitance de capacité lui permet de gagner en flexibilité pour faire face au risque conjoncturel tandis que la sous-traitance de spécialité le conduit à minimiser les risques et les coûts inhérents à la production d'innovation.

Annexe 1

Statistiques descriptives complémentaires

Tableau A1.1
Caractéristiques des variables explicatives du modèle

Taille de l'échantillon : 186 836 observations

Variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>TFP</i> (en milliers d'euros)	14,12	16,30	0,13	1855,35
<i>risque_conj</i> (en logarithmes)	103,97	91,51	7,54	359,60
<i>risque techno</i> (en logarithmes)	29,06	24,01	0,45	110,72
<i>W</i> (en milliers d'euros)	36,36	12,94	6,31	480,75
<i>Cout d'usage</i> (indice de prix)	10,490	1,01	9,500	15,223
<i>Small_size</i> (en %)	56,88	-	-	-
<i>Medium_size</i> (en %)	34,15	-	-	-
<i>Intermediate_size</i> (en %)	4,97	-	-	-
<i>Large_size</i> (en %)	3,99	-	-	-
<i>Epais</i> (en logarithmes)	12,08	0,84	6,75	13,25
<i>Ex</i> (en %)	75,60	-	-	-
<i>Export_rate</i> (en %)	17,32	23,93	0,00	100,00
<i>Groupe</i> (en %)	61,55	-	-	-
<i>Foreign_groupe</i> (en %)	16,03	-	-	-
<i>Conc</i>	0,02	0,02	0,00	0,56
<i>mes</i> (en logarithmes)	0,001	0,002	0,00	0,09

Tableau A1.2
Matrice des corrélations des variables explicatives du modèle

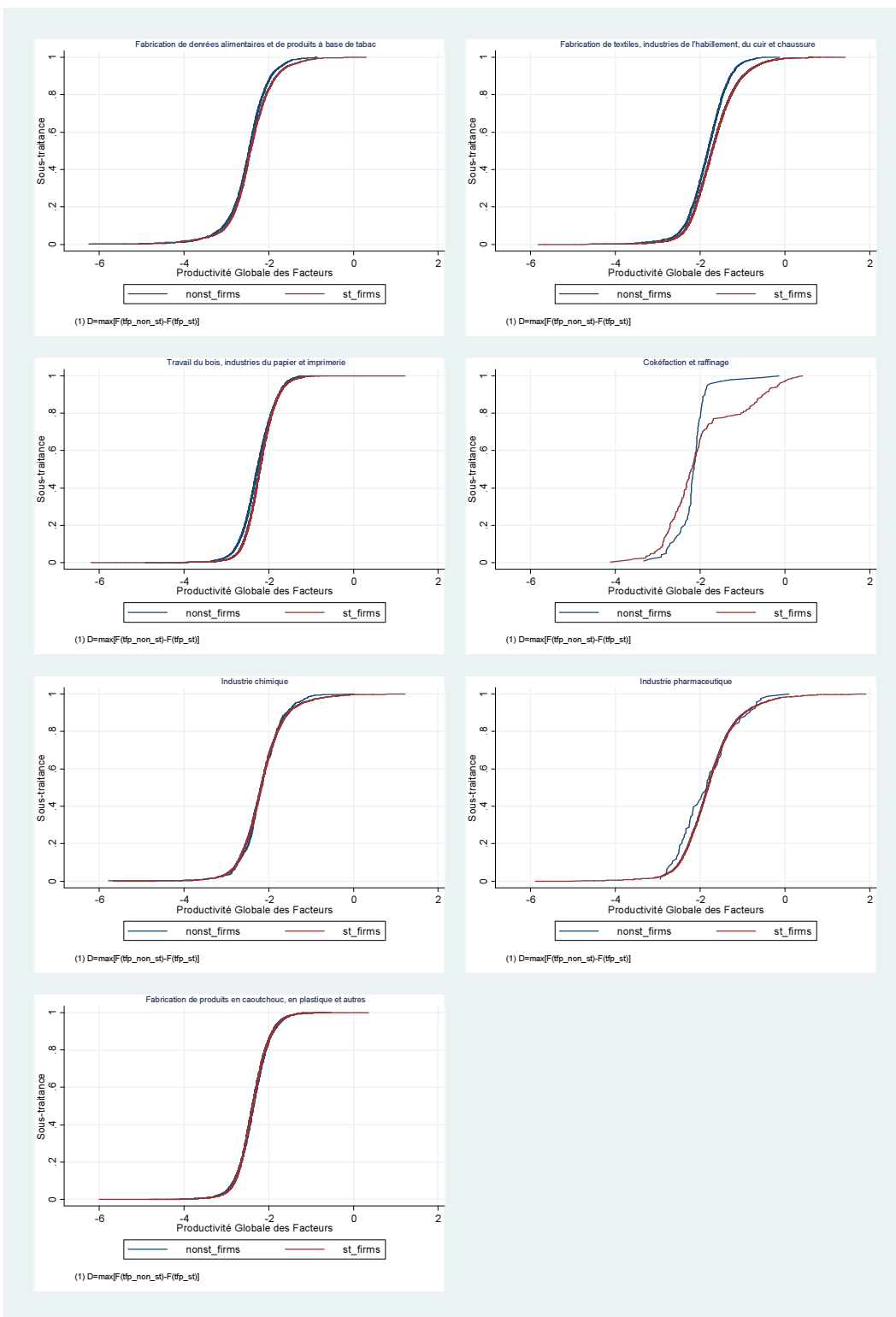
	tfp	risque_conj	risque_techno	w	cout_usage	Small_size	Medium_size	Intermediate_size	Large_size	epais	Ex	Export_rate	groupe	Foreign_groupe	Conc	mes
tfp	1,00															
risque_conj	-0,05	1,00														
risque_techno	-0,07	0,50	1,00													
w	0,23	-0,07	0,07	1,00												
cout_usage	-0,01	0,24	0,19	-	1,00											
Small_size	0,00	0,07	-0,02	0,13	-	1,00										
Medium_size	-0,02	-0,04	0,01	0,07	0,03	-0,04	1,00									
Intermediate_size	0,01	-0,04	0,00	0,07	0,02	-0,26	-0,16	1,00								
Large_size	0,03	-0,04	0,02	0,16	0,03	-0,23	-0,15	-0,05	1,00							
epais	-0,15	0,48	0,58	0,04	0,07	-0,01	-0,00	0,00	0,02	1,00						
Ex	0,05	-0,04	0,03	0,13	0,04	-0,20	0,13	0,09	0,10	0,01	1,00					
Export_rate	0,07	-0,00	0,05	0,18	0,04	-0,23	0,12	0,13	0,17	0,01	0,41	1,00				
groupe	0,06	-0,14	0,01	0,18	-0,06	-0,35	0,23	0,16	0,16	-0,00	0,14	0,17	1,00			
Foreign_groupe	0,03	-0,07	0,03	0,21	0,00	-0,28	0,12	0,19	0,19	0,04	0,15	0,27	0,35	1,00		
Conc	-0,02	-0,26	-0,06	0,06	0,01	-0,07	0,03	0,04	0,07	-0,12	0,06	0,07	0,06	0,08	1,00	
mes	0,05	-0,23	-0,20	0,05	-0,00	-0,04	0,01	0,02	0,04	-0,48	0,02	0,02	0,04	0,04	0,58	1,00

Tableau A1.3
Résultats du test de Kolmogorov-Smirnov
Entreprises sous-traitantes versus entreprises non sous-traitantes

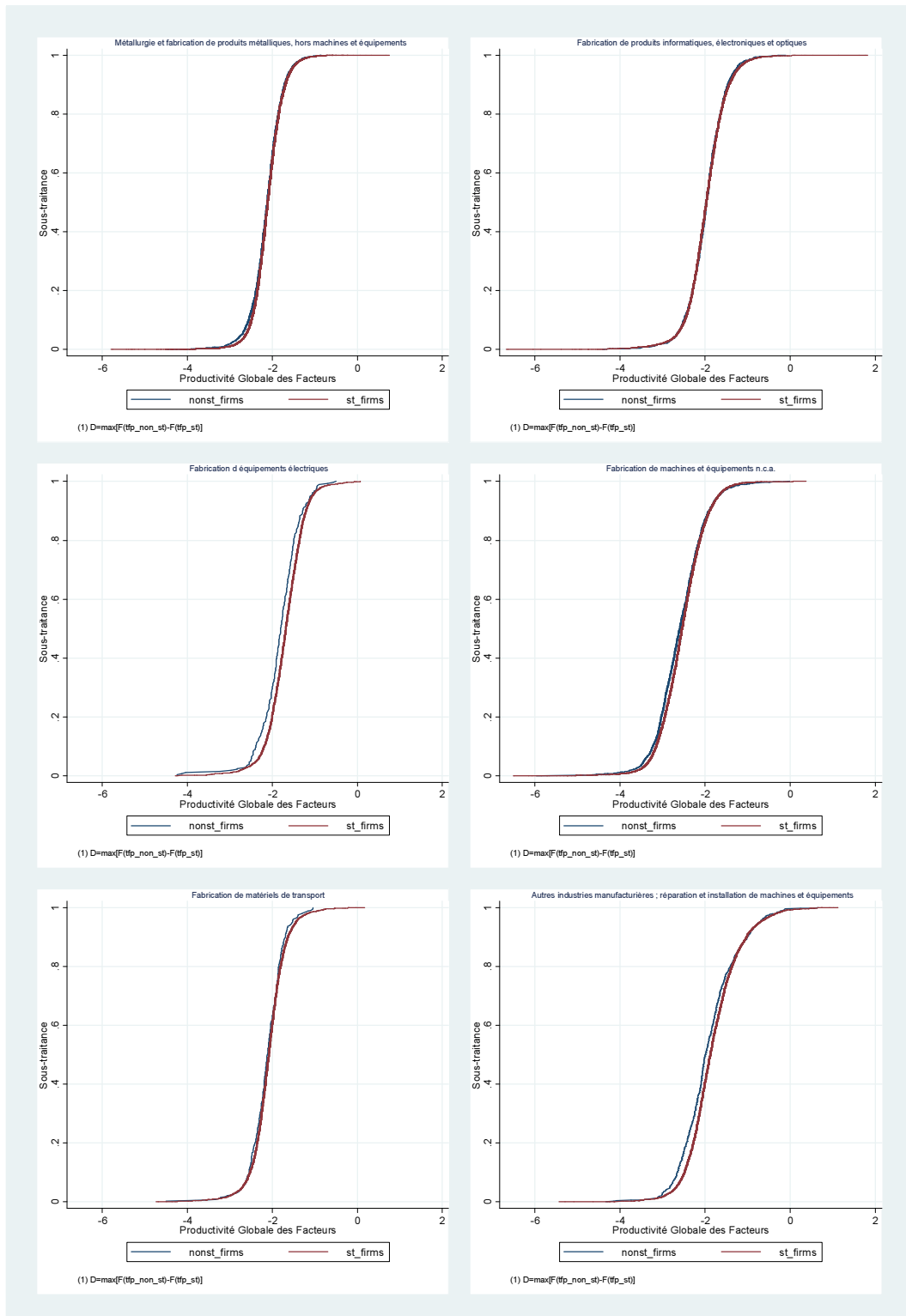
Industries manufacturières à partir de la nomenclature agrégée française	Statistique du test (p-valeur)
1 Fabrication de denrées alimentaires et de produits à base de tabac	-0,0065 (0,894)
2 Fabrication de textiles, Industries de l'habillement, du cuir et chaussures	-0,0006 (0,998)
3 Travail du bois, industrie du papier et imprimerie	-0,001 (0,995)
4 Cokéfaction et raffinage	-0,2086 *** (0,002)
5 Industrie chimique	-0,047 (0,063)
6 Industrie pharmaceutique	-0,0491 (0,650)
7 Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et autres	-0,0281 ** (0,011)
8 Métallurgie et fabrication de produits métalliques, hors machines et équipements	-0,0005 (0,999)
9 Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	-0,0227 (0,291)
10 Fabrication d'équipements électriques	-0,001 (0,999)
11 Fabrication de machines et équipements n.c.a.	-0,0064 (0,865)
12 Fabrication de matériels de transport	-0,0098 (0,943)
13 Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et équipements	-0,0126 (0,817)

Le nombre d'étoiles (*) indique le niveau de significativité de la statistique de test de Kolmogorov-Smirnov : ** : 5 % ; *** : 1 %.

Graphique A1.1 Fonctions de répartition des performances productives pour les entreprises recourant à la sous-traitance et les autres, par secteurs



Graphique A1.1 (suite)



Annexe 2

Méthode d'estimation d'Akerberg, Caves et Frazer de la fonction de production Cobb-Douglas

Dans cette approche, on suppose tfp_{it} peut être représenté par une fonction non linéaire du stock de capital (k_{it}), la quantité de travail (l_{it}), les consommations intermédiaires (m_{it}) (une proxy utilisée pour l'indentification), telle que pour toute industrie j , la fonction de production soit :

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + b(l_{it}, c_{it}, k_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it}^{29} \quad (6)$$

La procédure se compose de deux étapes. Dans une première étape, l'expression non linéaire (6) est estimée au niveau de chaque secteur afin de capturer les possibles différences de technologies. Sous cette forme, les *inputs* de la fonction de production ne sont plus corrélés avec le terme d'erreur ε_{it} . En conséquence, il est possible d'estimer (6) par les MCO. Toutefois compte tenu de la forme non linéaire de (6), il n'est pas possible d'identifier les coefficients des *inputs*.

À partir de l'approche d'Olley et Pakes (1996), nous supposons que tfp_{it} suit un processus markovien du premier ordre, tel que :

$$tfp_{it} = E(tfp_{it} | tfp_{it-1}) + \xi_{it} \quad (7)$$

où ξ_{it} est un choc de productivité non anticipé.

À la seconde étape, les coefficients du capital et du travail peuvent être identifiés. Pour ce faire, on suppose que le stock de capital physique de fin de période précédente, donc fixé en $t-1$, est non corrélé avec ξ_{it} . De plus, on considère que le facteur travail n'est pas parfaitement flexible, la demande de travail s'ajustant avec délai. On suppose donc que l_{it-1} est également indépendant de ξ_{it} . Sous ces hypothèses, pour des valeurs fixées de β_l et β_k , on peut estimer l'expression (7) et en déduire \widehat{tfp}_{it} . De la régression par les MCO de \widehat{tfp}_{it} sur un polynôme d'ordre 4 de \widehat{tfp}_{it-1} , on peut calculer $\widehat{\xi}_{it}$. Les coefficients estimés des *inputs* retenus sont ceux qui minimisent la contrepartie empirique des conditions sur les moments, soit :

$$\frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_t \sum_i \widehat{\xi}_{it} \begin{pmatrix} k_{it-1} \\ l_{it-1} \end{pmatrix} \quad (8)$$

²⁹ La fonction $h(\cdot)$ est toujours définie à la condition que la variable proxy m_{it} soit toujours positive (Olley et Pakes, 1996).

Pour minimiser l'expression (8), nous utilisons un algorithme génétique qui est une procédure d'optimisation stochastique substantiellement plus rapide que celle du *grid search* habituellement utilisée pour estimer les fonctions de production à partir de la méthode d'Akerberg *et al.* (2006).

Annexe 3

Résultats des estimations sectorielles de la fonction de production

Tableau A3.1
Estimations des coefficients d'inputs par secteur de l'industrie à partir de la méthode ACF¹

Nomenclature agrégée française- 13 secteurs manufacturiers²

	Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de	Fabrication de textiles, industrie de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure	Travail du bois, industries du papier et imprimerie	Cokéfaction et raffinage	Industrie chimique	Industrie pharmaceutique
$\log K_{-1}$ ³	0,303 (9,847)	0,181 (11,181)	0,228 (53,181)	0,389 (2,774)	0,267 (7,236)	0,167 (6,740)
$\log L$	0,750 (7,716)	0,573 (1,770)	0,720 (76,736)	0,747 (4,791)	0,761 (13,119)	0,771 (22,779)
# d'observations	36718	39404	36122	631	9797	4188
# de firmes	3611	4177	3713	53	949	404

t de student entre parenthèses.

¹ ACF est une méthode en deux étapes. Comme les coefficients du capital physique et du travail sont estimés à la seconde étape, leurs écarts-type sont biaisés. En conséquence, les écarts-type sont calculés à partir d'une procédure de *bootstrap* avec 100 réplifications.

² 13 secteurs manufacturiers sont donc retenus. Ils sont déduits de la nomenclature agrégée française produite par l'INSEE qui est compatible avec la NACE rév. 2.

³ Pour être cohérent avec les hypothèses de la méthode ACF, le stock de capital physique retardé d'une année est utilisé comme régresseur.

Tableau A3.2
Estimations des coefficients d'inputs par secteur de l'industrie à partir de la méthode ACF¹

Nomenclature agrégée française - 13 secteurs manufacturiers²

	Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques	Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements	Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	Fabrication d'équipements électriques	Fabrication de machines et équipements n.c.a.	Fabrication de matériels de transport	Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements
$\log K_{-1}$ ²	0,239 (14,763)	0,224 (35,935)	0,260 (7,681)	0,,238 (7,800)	0,235 (21,896)	0,,218 (10,211)	0,180 (12,686)
$\log L$	0,753 (27,242)	0,719 (62,571)	0.0,7132 (12,549)	0,0,652 (9,362)	0,795 (39,117)	0,690 (20,411)	0,733 (12,686)
# d'observations	37977	82679	26412	5165	36040	6621	12673
# de firmes	3599	8022	2645	500	3442	639	1396

t de student entre parenthèses.

¹ ACF est une méthode en 2 étapes. Comme les coefficients du capital physique et du travail sont estimés à la seconde étape, leurs écart-type sont biaisés. En conséquence, les écart-type sont calculés à partir d'une procédure de *bootstrap* avec 100 répliques.

² 13 secteurs manufacturiers sont donc retenus. Ils sont déduits de la nomenclature agrégée française produite par l'INSEE qui est compatible avec la NACE rév. 2.

³ Pour être cohérent avec les hypothèses de la méthode ACF, le stock de capital physique retardé d'une année est utilisé comme régresseur.

Bibliographie

Abraham K.G. et Taylor S.K. (1996), "Firms' use of outside contractors: Theory and evidence", *Journal of Labor Economics*, 14(3), p. 394-424.

Akerberg D., Caves K. et Frazer G. (2006), "Structural identification of production functions", UCLA Economic Department.

Akay A. (2012), "Finite-sample comparison of alternative methods for estimating dynamic panel data models", *Journal of Applied Economics*, 27, p. 1189-1204.

Amemiya T. (1984), "Tobit models: A survey", *Journal of Economics*, 24, p. 3-61.

Amiti M. et Wei S.-J. (2009), "Service offshoring and productivity: Evidence from the US", *World Economy*, 32, p. 203-220.

Antràs P. et Helpman E. (2004), "Global Sourcing", *Journal of Political Economy*, 112, p. 552-580.

Bartel A.P., Lach S. et Sicherman N. (2005), *Outsourcing and Technological Change*.

Bengtsson L. et Dabhilkar M. (2009), "Manufacturing outsourcing and its effect on plant performance—lessons for KIBS outsourcing", *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 19(2), p 231-257.

Bernard A.B. et Jensen J.B. (2004), "Why some firms export", *The Review of Economics and Statistics*, 86(2), p. 561-569.

Calzada C., Hovaguimian F. et Cholet J.-M. (2012), Les marchés de la sous-traitance, les secteurs de la sous-traitance industrielle, Paris, DGCIS, ministère du Redressement productif.

Comanor W.S. et Wilson T.A. (1967), "Advertising market structure and performance", *The Review of Economics and Statistics*, 49, p. 423-440.

Crepon B., Duguet E. et Mairesse J. (1998), "Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level", *Economics of Innovation and New Technology*, 7(2), p. 115-158.

Díaz-Mora C. et Triguero-Cano A. (2012), "Why do some firms contract out production? Evidence from firm-level panel data". *Applied Economics*, 44, p. 1631-1644.

Díaz-Mora C. (2008), "What factors determine the outsourcing intensity? A dynamic panel data approach for manufacturing industries". *Applied Economics* 40, p. 2509-2521.

Egger P., Pfaffermayr M. et Wolfmayr-Schnitzer Y. (2001), "The international fragmentation of Austrian manufacturing: The effects of outsourcing on productivity and wages", *North American Journal of Economics and Finance*, 12.

Falk M. et Wolfmayr Y. (2008), “Services and materials outsourcing to low-wage countries and employment: Empirical evidence from EU countries”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 19, p. 38–52.

Federico S. (2010), “Outsourcing versus integration at home or abroad and firm heterogeneity” *Empirica*, 37, p. 47–63.

Frigant V. (2005), « Vanishing hand versus Systems integrators - Une revue de la littérature sur l’impact organisationnel de la modularité », *Revue d’économie industrielle*, 109, p. 29–52.

Ghosal V. (2010), “Quantifying the role played by sunk capital costs in real-options models”, Scott, *Journal of Political Economy*, 57, p. 343–358.

Girma S. et Görg H. (2004), “Outsourcing, foreign ownership, and productivity: Evidence from UK Establishment-Level Data”, *Review of International Economics*, 12, p. 817–832.

Görg H., Hanley A. et Strobl E. (2008), “Productivity effects of international outsourcing: evidence from plant-level data”, *Canadian Journal of Economics*, 41, p. 670–688.

Gorzig B. et Stephan A. (2003), *Outsourcing and Firm-level Performance*, Royal Economic Society.

Grossman G.M. et Helpman E. (2002), “Integration *versus* outsourcing in industry equilibrium”, *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 85–120.

Grossman G.M. et Helpman E. (2004), “Managerial incentives and the international organization of production”, *Journal of International Economics*, 63, p. 237–262.

Grossman S.J. et Hart O.D. (1986), “The costs and benefits of ownership: A theory of vertical and lateral integration”, *The Journal of Political Economy*, 94, p. 691–719.

Grossman G.M., Helpman E. et Szeidl A. (2005), “Complementarities between outsourcing and foreign sourcing”, *American Economic Review*, 95, p. 19–24.

Hall R.E. et Jorgenson D.W. (1967), “Tax policy and investment behavior”, *American Economic Review*, 57.

Heckman J.J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47, p. 153–161.

Heckman J.J. (1981), “The incidental parameters problem and the problem of initial condition in estimating a discrete time-discrete data stochastic process”, In *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (Charles Manski et daniel Macfadden).

Holl A. (2008), “Production subcontracting and location”, *Regional Science and Urban Economics*, 38(3), p. 299–309.

Hummels D., Ishii J. et Yi K.-M. (2001), “The nature and growth of vertical specialization in world trade”, *Journal of International Economics*, 54, p. 75–96.

ISGEP (2008), "Understanding Cross-Country Differences in Exporter Premia: Comparable Evidence for 14 Countries", *Review of World Economics*, 144, p. 596–635.

Jabbour L. (2013), "Market thickness, sunk costs, productivity, and the outsourcing decision: An empirical analysis of manufacturing firms in France", *Canadian Journal of Economics*, 46, p. 103–134.

Jones R., Kierzkowski H., et Lurong C. (2005), "What does evidence tell us about fragmentation and outsourcing?", *International Review of Economics and Finance*, 14, p. 305–316.

Kimura F. (2002), "Subcontracting and the performance of small and medium firms in Japan", *Small Business Economics*, 18.

Kotabe M. et Mol M.J. (2009), "Outsourcing and financial performance: A negative curvilinear effect", *Journal of Purchasing and Supply Management*, 15, p. 205–213.

Lafontaine F. et Slade M. (2007), "Vertical integration and firm boundaries: The evidence", *Journal of Economic Literature*, 45, p. 629–685.

Langlois R.N. (2003), "The vanishing hand: The changing dynamics of industrial capitalism", *Industrial and Corporate Change*, 12(2), p. 351–385.

Méltiz M.J. (2003), "The Impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity", *Econometrica*, 71, p. 1695–1725.

Mol M.J. (2005), "Does being R&D intensive still discourage outsourcing? Evidence from Dutch manufacturing", *Research Policy*, Vol. 34(4), p. 571–582.

Mundlak Y. (1978), "On the pooling of time series and cross section data", *Econometrica* 46, p. 69–85.

O'Brien J. et Folta T. (2009), "Sunk costs, uncertainty and market exit: A real options perspective", *Industrial and Corporate Change*, 18, p. 807–833.

Olley G.S. et Pakes A. (1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica* 64, p. 1263–1297.

Press K. et Geipel M.M. (2010), Vanishing hands? On the link between product and organization architecture. *Industrial and Corporate Change*, 19, p. 1493–1514.

Ten Raa T. et Wolff E.N. (2000), "Outsourcing of Services and the Productivity Recovery in U.S. Manufacturing in the 1980s and 1990s", *Journal of Productivity Analysis*, 16, p. 149–165.

Roberts M.J. et Tybout J.R. (1997), "The decision to export in Colombia: An empirical model of entry with sunk costs", *American Economic Review*, 87, p. 545–564.

SESSI (2005), « La sous-traitance internationale, L'europe partenaire privilégié », 4 Pages.

Spencer B.J. (2005), "International outsourcing and incomplete contracts", *Canadian Journal of Economics*, 38, p. 1107–1135.

Teece D.J. (1986), "Profiting from technological innovation: Implications for integration, collaboration, licensing and public policy", *Research Policy*, 15, p. 285–305.

Thévenot N. et Valentin J. (2004), *Évolution de la sous-traitance en France depuis le début des années 80: Analyse sur données individuelles d'entreprises*, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1).

Tomiura E. (2009), "Foreign versus domestic outsourcing: Firm-level evidence on the role of technology", *International Review of Economics and Finance*, 18, p. 219–226.

Williamson O.E. (1985), *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, Free Press.

Windrum P., Reinstaller A. et Bull C. (2009), "The outsourcing productivity paradox: Total outsourcing, organisational innovation, and long run productivity growth", *Journal of Evolutionary Economics*, 19, p. 197–229.

Winkler D. (2010), "Services offshoring and its impact on productivity and employment: Evidence from Germany, 1995-2006", *World Economy*, 33, p. 1672–1701.

Wooldridge J.M. (1995), "Selection corrections for panel data models under conditional mean independence assumptions", *Journal of Econometrics*, 68, p. 115–132.

Wooldridge J.M. (2005), "Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity", *Journal of Applied Economics*, 20, p. 39–54.

➤ « Les difficultés d'insertion professionnelle des docteurs. Les raisons d'une 'exception française »
Mohamed HARFI, Document de travail n°2013-06, octobre

➤ « Le principe de précaution : quelques réflexions sur sa mise en œuvre »
Dominique AUVERLOT, Joël HAMELIN et Jean-Luc PUJOL, Document de travail n°2013-05, septembre.

➤ « Approvisionnements en métaux critiques. Un enjeu pour la compétitivité des industries française et européenne »
Blandine BARREAU, Gaëlle HOSSIE et Suzanne LUTFALLA, Document de travail n°2013-04, juillet.

➤ « La protection sociale en Amérique latine.
Analyser les enjeux et identifier les axes de coopération pour la France »
Catherine COLLOMBET, Document de travail n°2013-03, juillet.

➤ « *L'impact investing* pour financer l'économie sociale et solidaire ? Une comparaison internationale »
Camille GUÉZENNEC et Guillaume MALOCHET, Document de travail n°2013-02, juin.

➤ « L'effet des 'taxes comportementales'. Revue (non exhaustive) de la littérature »
Pierre-Yves CUSSET, Document de travail n°2013-01, juin.

La série Documents de travail du Commissariat général à la stratégie et à la prospective est disponible sur www.strategie.gouv.fr, rubrique Publications

Copyright : Commissariat général à la stratégie et à la prospective 2013.

Toute demande de reproduction ou traduction, partielle ou en totalité de ce texte, doit être adressée à Jean-Michel Roullé, Responsable de la communication, Commissariat général à la stratégie et à la prospective, 18, rue de Martignac, 75007 Paris - Mail : jean-michel.roulle@strategie.gouv.fr

Application for permission to reproduce or translate all, or part of, this material should be made to : Jean-Michel Roullé, Head of Communication, Commissariat général à la stratégie et à la prospective, 18, rue de Martignac, 75007 Paris, France - Mail : jean-michel.roulle@strategie.gouv.fr