

# Les déterminants du comportement d'innovation des entreprises : Facteurs internes et externes

## THÈSE

présentée et soutenue publiquement le 10 avril 2009

pour l'obtention du grade de

**Docteur de l'Université de Paris X - Nanterre**

(Discipline : Sciences économiques)

par

Claire Lelarge

### Composition du jury

<i>Directeur de thèse :</i>	Mme Eve Caroli	Professeur à l'Université de Paris X - Nanterre
<i>Rapporteurs :</i>	M. Pierre Mohnen M. Mathias Thoenig	Professeur à l'Université de Maastricht Professeur à l'Université de Genève
<i>Examineurs :</i>	M. Philippe Askenazy M. Francis Kramarz Mme Muriel Roger	Directeur de recherche au CNRS Directeur du CREST-INSEE Chargée de recherches à l'INRA

---

Mis en page avec la classe thloria.

## Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer mes remerciements les plus profonds à Eve Caroli et à Muriel Roger, qui ont encadré mon travail doctoral. Sans leurs conseils scientifiques, leurs relectures systématiques et dans des délais record, surtout sans leur soutien indéfectible et chaleureux, leurs encouragements, leur "coaching", il ne m'aurait pas été possible de mener à bien ce projet difficile et ambitieux. Au-delà de la thèse, je leur dois également d'avoir su développer mon goût et ma motivation pour les activités de recherche.

Je remercie également Philippe Askenazy, Francis Kramarz, Pierre Mohnen et Mathias Thoenig d'avoir accepté de participer à mon jury de thèse.

Je dois par ailleurs beaucoup à tous mes co-auteurs, à la fois sur les articles qui constituent certains chapitres de ma thèse, et sur les travaux qui n'y ont pas été intégrés, mais qui l'ont directement enrichie : Emmanuel Duguet, Benjamin Nefussi, les deux Davids (Sraer et Thesmar), Mathias Thoenig, Eve à nouveau, John Van Reenen, Daron Acemoglu, et aussi Philippe Aghion et Fabrizio Zilibotti.

Le contenu de cette thèse synthétise en très grande partie divers travaux effectués à l'INSEE, en particulier dans le cadre de mon poste à la division "Marché et stratégie d'entreprise", puis un peu plus loin au SESSI, dans tous les cas dans le cadre d'une affiliation au laboratoire de recherche du CREST-LMI. Sébastien Roux, Francis Kramarz et Thierry Kamionka ont été (et sont toujours) très efficaces pour motiver directement à la recherche les jeunes Insee qui comme moi passent à leur proximité, puis pour leur assurer des conditions de travail, tant matérielles qu'intellectuelles, aussi favorables que possible au sein du CREST.

Il a été parfois difficile de trouver l'énergie et la motivation pour avancer sur ce travail doctoral en parallèle d'un poste à plein temps au SESSI puis à l'OCDE, et je tiens à adresser tous mes remerciements à tous ceux, famille, amis, collègues, dont les encouragements et le soutien m'ont été si précieux. Mille merci à Gaëlle, Damien, Hélène et Naïma, Mylène, Lumi !

---

Le chapitre 1 a bénéficié des suggestions et commentaires de P. Askenazy, E. Brynjolfsson, L. Katz et des rapporteurs anonymes de la revue *Quarterly Journal of Economics* ; les participants aux séminaires auxquels l'article a été présenté ont également contribué à enrichir le texte : INSEE (D3E, 2005), CEPR (Paris, 2005), CIAR (Toronto, 2005), Harvard-MIT (2005), NBER (2006).

Le chapitre 2 a grandement bénéficié des relectures attentives de E. Caroli, M. Crozet, T. Mayer, M. Roger et de J. Van Reenen. Nous avons également bénéficié des commentaires de M.-A. Diaye, E. Gautier, N. Greenan, F. Kramarz, S. Roux, J. Oliveira-Martins, M. Thoenig, et des participants aux conférences auxquelles l'article a été présenté : CONCORD, 2008 ZEW Innovation and Patenting, EEA (Milan, 2008), EARIE (Toulouse, 2008) et ASSET (Florence, 2008), séminaire Fourgeaud (2008), EEP Jourdan Trade Seminar (2007), séminaires interne et "recherche" du CREST (2008), séminaire de la Direction des Statistiques d'Entreprises (INSEE, 2007) et séminaire du CEE-AISE (2008).

Le chapitre 3 a été enrichi par les commentaires de J. De Beir, D. Encaoua, L. de Gimel, C. Martinez, P. Mohnen, S. Roux et P. Waelbroeck. Ont également contribué à l'amélioration du texte, les participants des conférences et séminaires suivants : 4ième conférence de l'EPIP (Paris, 2004), 15ème EC2 Conference (Marseille, 2004), EEA Conference (Amsterdam, 2005), 2nd ZEW Conference on Economics of Innovation and Patenting (Mannheim, 2005) et séminaires INSEE-D3E, EPEE (Université d'Evry) et EUREQua (Université de Paris I - Sorbonne).

Enfin, j'ai notamment bénéficié pour le chapitre 4 des commentaires détaillés et encouragements de B. Guédou et E. Massé, puis de E. Caroli et M. Roger à un stade plus avancé de l'écriture de l'article. Ce travail de recherche a été mené lorsque j'étais chargée d'études au SESSI (Ministère de l'Industrie), avec l'aide de l'ACOSS, du Ministère de la Recherche (je remercie particulièrement F. Sachwald, L. Miotti et M. Rosa pour leur aide et leurs commentaires), ainsi que d'OSEO, qui m'ont transmis les données utilisées dans ce travail. Je conserve la responsabilité de toutes les erreurs, et les conclusions de ce chapitre n'engagent en aucune manière les institutions précédentes, ni l'INSEE.



*"An Investment in Knowledge Always Pays the Best Interest"*

*Benjamin Franklin*  
*(1706-1790)*



## Résumé

### Les déterminants du comportement d'innovation des entreprises : Facteurs internes et externes

Dans un contexte où la nécessité d'innover est au cœur des préoccupations des entreprises et des pouvoirs publics, cette thèse contribue à la compréhension des déterminants des comportements d'innovation des entreprises et des conditions d'efficacité des interventions publiques en la matière. Les quatre contributions proposées, essentiellement empiriques, montrent l'importance de considérer deux dimensions jusqu'ici souvent ignorées : l'organisation ou la structure des incitations internes, et l'hétérogénéité entre entreprises, en particulier selon leur niveau technologique.

Le premier chapitre montre que les organisations centralisées ou décentralisées induisent des processus de gestion de l'information différents, qui les rendent plus ou moins favorables à l'innovation selon l'âge de l'entreprise, son niveau technologique ou le degré d'hétérogénéité de son environnement.

Le second chapitre montre que la concurrence des pays à bas coûts est un déterminant significatif des réorganisations des portefeuilles de produits des entreprises industrielles ; mais que seules les plus productives y associent un véritable effort d'innovation.

Le troisième chapitre examine la nature des incitations conférées par le système des brevets en adoptant une approche structurelle. Ils affectent l'intensité, mais aussi la direction des efforts d'innovation des entreprises, davantage incitées à innover en produits qu'en procédés.

Enfin, le dernier chapitre propose une analyse conjointe de deux dispositifs visant à promouvoir l'effort d'innovation des jeunes entreprises. Nous mettons en évidence leur différentiel d'attractivité au sein de cette population d'entreprises.

**Classification JEL :** L22, O31, O32, O38

**Mots-clés :** Innovation, R&D, Incitations, Organisation de l'entreprise, Entreprises hétérogènes

## Abstract

### The Determinants of Firms' Innovative Behavior : Internal and External Aspects

In a context where both business and government consider innovation as crucial, this thesis aims at contributing to the debate on the determinants of firms' innovative behavior, and on the design of devices to be set up to support it. The four proposed contributions are primarily empirical and show the importance of considering two dimensions often ignored so far : first, organizational aspects, and the structure of internal incentives ; second, firm heterogeneity, especially in terms of technological level.

The first chapter shows that centralized and decentralized organizations rely on differentiated processes of information management, which make them more or less favorable to innovation depending on the firm's age, technological level or on the magnitude of heterogeneity observed in its environment.

The second chapter shows that competition arising from low cost countries is a significant determinant of reallocation in firms' product portfolios, but that more productive firms only are able to introduce genuine product innovations.

The third chapter adopts a structural approach to examine the incentives conferred by the patent system. Patents affect the intensity, but also the direction of firms' innovative efforts, since they convey incentives that are biased towards product innovation and against process innovations.

The final chapter provides a joint analysis of two programs aiming at supporting the innovative effort of young businesses. We highlight their differential attractiveness within this population of firms.

**JEL classification :** L22, O31, O32, O38

**Keywords :** Innovation, R&D, Incentives, Firm Organization, Heterogeneous Firms





# Table des matières

## Introduction générale

1	L'innovation, un objet d'analyse complexe et hétérogène . . . . .	2
1.1	Contexte général . . . . .	2
1.2	Les enjeux fondamentaux des économies fondées sur la connaissance et sur l'innovation . . . . .	3
1.3	Difficulté initiale : Comment définir l'innovation ? . . . . .	5
2	Les déterminants économiques de l'innovation : Enseignements de la littérature et questions ouvertes . . . . .	9
2.1	Une typologie schématique des déterminants de l'innovation . . . . .	9
2.2	Les incitations conférées par les interventions publiques . . . . .	13
3	Contributions proposées par la thèse . . . . .	16

## Chapitre 1

### Conditions internes du changement technologique :

### Technologie, information, et décentralisation de l'entreprise 21

1.1	Introduction . . . . .	22
1.2	Quelques éléments de modélisation théorique . . . . .	25
1.3	Données et spécification économétrique utilisées . . . . .	31
1.3.1	Stratégie d'estimation empirique . . . . .	31
1.3.2	Données utilisées, enjeux de mesure . . . . .	32
1.4	Résultats empiriques obtenus . . . . .	38
1.4.1	Statistiques descriptives . . . . .	38
1.4.2	Décentralisation . . . . .	41
1.4.3	Ordres de grandeur . . . . .	46
1.4.4	Mesures d'hétérogénéité alternatives . . . . .	46
1.4.5	Autres contrôles de robustesse . . . . .	49
1.4.6	Mesures alternatives de décentralisation . . . . .	51
1.4.7	Décentralisation en Grande-Bretagne . . . . .	54
1.5	Conclusion . . . . .	56

## Annexes

<b>Annexe A Description des données utilisées</b>	<b>59</b>
A.1 Données françaises . . . . .	59
A.2 Données britanniques . . . . .	60
<b>Annexe B Définition des variables introduites dans l'analyse empirique</b>	<b>61</b>
B.1 Indicateurs de décentralisation . . . . .	61
B.2 Indicateurs de proximité à la frontière technologique et d'hétérogénéité . . . . .	63
B.3 Autres contrôles définis au niveau entreprise . . . . .	65
B.4 Autres indicateurs définis au niveau sectoriel . . . . .	66

<p><b>Chapitre 2</b></p> <p><b>Un ré-examen du lien entre concurrence et innovation :</b></p> <p><b>L'hypothèse d'innovation défensive</b> <span style="float: right;"><b>71</b></span></p>
---

2.1 Introduction . . . . .	72
2.2 Investigating the Firms' Product Portfolio Strategies as "Defensive Innovation" Strategies . . . . .	76
2.2.1 Preliminary Empirical Evidence . . . . .	76
2.2.2 Underlying Firm Level Policy Functions . . . . .	76
2.2.3 Empirical Strategy . . . . .	78
2.3 Data and Measurement Issues . . . . .	82
2.3.1 Data Sources . . . . .	82
2.3.2 Measuring Low-Cost Country (and High-Tech Country) Competitive Pressure . . . . .	83
2.3.3 Describing Firms' Product Portfolios . . . . .	88
2.3.4 Measures of Firms' Innovative Effort . . . . .	89
2.3.5 Descriptive Statistics . . . . .	90
2.4 Empirical Results . . . . .	91
2.4.1 Southern Competitive Pressure and Reallocations in the Firms' Product Portfolios . . . . .	91
2.4.2 More Evidence about Induced Product Innovation? . . . . .	98
2.5 Conclusion . . . . .	105

<b>Annexes</b>
----------------

<b>Annexe C High-Tech ("Northern") and Low-Cost ("Southern") Countries</b>	<b>107</b>
<b>Annexe D Robustness Checks</b>	<b>109</b>
D.1 Year-to-Year Product Portfolio Reallocations . . . . .	109

D.2 Alternative Measure of TFP : Levinsohn - Petrin Estimates . . . . .	109
---	-----

**Chapitre 3**

**Le système de brevets incite-t-il les entreprises à innover ?**

<b>Quelques éléments empiriques</b>	<b>113</b>
-------------------------------------	------------

3.1 Introduction . . . . .	114
3.2 Modélisation du comportement économique sous-jacent . . . . .	117
3.2.1 Fonctions de gain . . . . .	117
3.2.2 Décision de déposer un brevet . . . . .	118
3.2.3 Innovations introduites . . . . .	119
3.2.4 Décision de s'engager dans des activités d'innovation (R&D et "acquisition de machines et équipements innovants") . . . . .	120
3.2.5 Equations estimées . . . . .	121
3.3 Données utilisées, statistiques descriptives . . . . .	124
3.3.1 Données . . . . .	124
3.3.2 Statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation . . . . .	126
3.3.3 Des variables latentes aux variables observables . . . . .	129
3.4 Stratégie d'estimation . . . . .	130
3.4.1 Régressions de première étape : estimation de la forme réduite du modèle . . . . .	131
3.4.2 Estimation des paramètres structurels . . . . .	132
3.5 Résultats obtenus . . . . .	133
3.5.1 Estimation de la forme réduite . . . . .	133
3.5.2 Estimation du modèle structurel . . . . .	138
3.6 Conclusion . . . . .	142

**Annexes**

<b>Annexe E Description des données et statistiques descriptives</b>	<b>145</b>
--	------------

E.1 Enquêtes FIT et CIS . . . . .	145
E.3 Statistiques descriptives . . . . .	147

<b>Annexe F Exposé détaillé de la méthode d'estimation</b>	<b>151</b>
--	------------

F.1 Estimation de la forme réduite . . . . .	151
F.2 Estimation de la forme structurelle : moindres carrés asymptotiques . . . . .	153
F.3 Quelques précisions concernant les contraintes identifiantes . . . . .	155
F.4 Calcul des effets marginaux . . . . .	156

<b>Annexe G Estimateurs obtenus en négligeant les problèmes de sélection et de censure</b>	<b>159</b>
--	------------

<b>Chapitre 4</b>	
<b>Soutenir l'effort de R&amp;D des structures entrepreneuriales. Analyse de deux dispositifs ciblés récents</b>	<b>165</b>

4.1	Introduction . . . . .	166
4.2	Institutional Background . . . . .	168
4.3	Data and Empirical Indicators . . . . .	170
4.3.1	Data Sources . . . . .	170
4.3.2	Empirical Indicators . . . . .	174
4.4	Estimation Strategy . . . . .	178
4.4.1	Selection in the Various Public Programs . . . . .	178
4.4.2	Impact of the Various Public Programs on Wages and Alternative Firm-Level Outcomes . . . . .	179
4.5	Results . . . . .	181
4.5.1	Self-selection in the JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs . . .	181
4.5.2	Analysis of the impact of both programs on the further development of young firms . . . . .	185
4.6	Concluding Remarks . . . . .	192

<b>Annexes</b>
----------------

<b>Annexe H Public support to R&amp;D in 2004/05</b>	<b>193</b>
<b>Annexe I Further Insights about Selection in the Various Public Programs</b>	<b>195</b>
<b>Annexe J Evidence about the strength of IVs</b>	<b>199</b>
<b>Annexe K Analysis of the impact on firm destruction and creation at the industry level</b>	<b>201</b>

<b>Conclusion générale</b>
----------------------------

<b>Table des figures</b>	<b>211</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>213</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>215</b>

# **Introduction générale**

# 1 L'innovation, un objet d'analyse complexe et hétérogène

## 1.1 Contexte général

Depuis l'après-guerre, les performances à l'innovation de l'économie française sont un sujet de forte préoccupation des pouvoirs publics<sup>1</sup>. Ainsi, dès 1945, Jean Monnet incite les membres des différentes commissions du Commissariat Général au Plan à traquer les causes potentielles de "retards" :

*La notion essentielle sur laquelle les Commissions devront guider tout leur travail sera celle de la productivité du travail. Elles devront déterminer celle-ci d'une façon aussi précise que possible et la comparer à la productivité du travail, dans la même industrie à l'étranger, de façon à déterminer le retard à rattraper. Quand ce retard apparaîtra important, elles devront en rechercher les causes et proposer les moyens d'y mettre fin : formation technique de la main-d'œuvre, mécanisation, remplacement de l'outillage existant, amélioration de l'organisation, concentration technique et décentralisation géographique, développement des services de recherche.*

*Propositions au sujet du Plan de modernisation et d'équipement adressées au Général de Gaulle,  
4 décembre 1945*

Ce type d'argumentaire, maintes fois repris au niveau national, se trouve renforcé, sur la période récente, par les directives européennes en la matière. Le Conseil européen de Lisbonne tenu en mars 2000 projetait de faire de l'Union européenne "l'économie de la connaissance la plus compétitive et la plus dynamique du monde" ; le Conseil européen de Barcelone des 15 et 16 mars 2002 fixait l'objectif d'atteindre un niveau de dépenses en recherche et développement (R&D) représentant plus de 3% du PIB d'ici à 2010.

A la veille de cette échéance pourtant, presque aucun progrès n'a pu être enregistré, les dépenses de R&D européennes moyennes plafonnant en-deçà de 2%. Les "performances" de la France sont très légèrement supérieures (2,1% du PIB en 2006), mais s'inscrivent dans une tendance générale peu favorable (figure 1).

Une comparaison internationale de la structure des efforts de R&D, illustrée par la figure 2 montre qu'une large part du "déficit" de dépenses de R&D de la France par rapport aux pays de l'OCDE les plus

---

<sup>1</sup>Voir sur ce point Bouchard, J., "Le retard, un refrain français. Une analyse de la rhétorique du retard à propos de la science et de la technologie", *Futuribles*, nov. 2007. Cet article (et le travail doctoral associé) s'appuie sur l'analyse de la rhétorique employée dans les 10 rapports des Commissions de la recherche (1953-1993) du Commissariat Général au Plan.

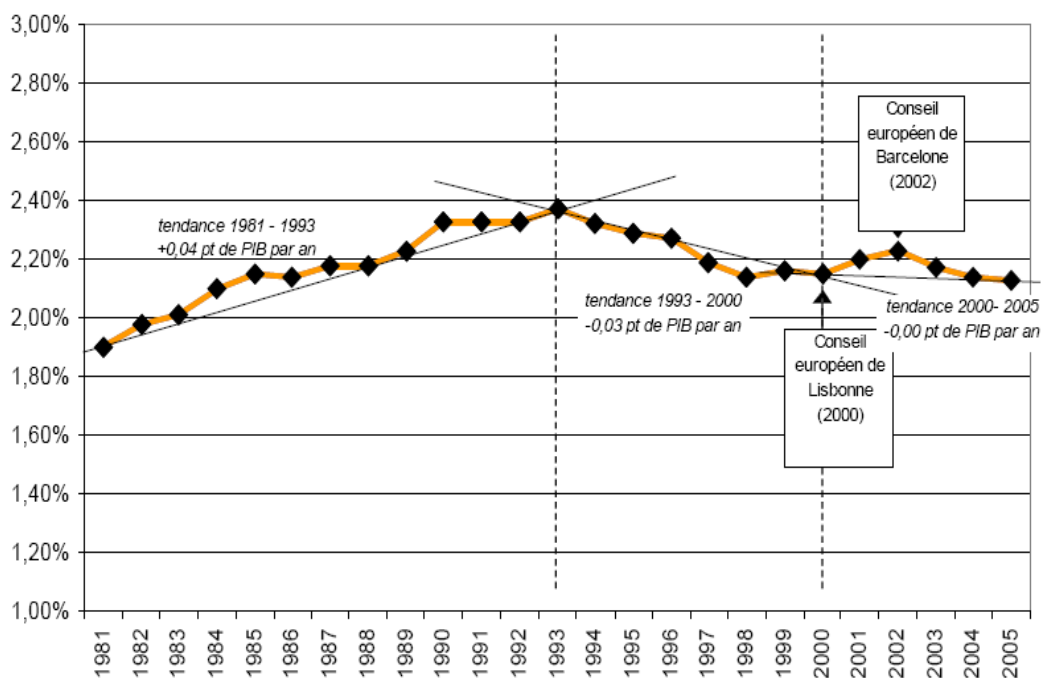


FIG. 1 – Evolution de l'effort de R&D en France entre 1981 et 2005  
(dépenses intérieures de R&D / PIB)

Sources : OCDE, base ANBERD.

performants dans ce domaine semble imputable au secteur privé. Dans ce contexte, la compréhension de la nature des déterminants de l'effort privé d'innovation et de R&D, ainsi que des conditions d'efficacité des interventions publiques ayant pour objectif de le soutenir est une question d'importance. Le présent travail doctoral propose plusieurs contributions essentiellement empiriques sur ces aspects.

## 1.2 Les enjeux fondamentaux des économies fondées sur la connaissance et sur l'innovation

Les enjeux en termes de croissance sont importants. Les travaux présentés dans Lelarge [2006a] et [2006b] proposent des analyses de comptabilité de la croissance française inspirés de Foster, Haltiwanger et Krizan [2000]<sup>2</sup> qui permettent de quantifier les contributions à la croissance sous-jacentes. Ces analyses montrent que dans les secteurs industriels, les entreprises considérées comme les plus innovantes représentent moins de 6% du nombre d'entreprises, moins de 10% de l'emploi, mais contribuent à hauteur de 23 à 62% de la croissance selon la période considérée. De plus, les gains de productivité de ces entreprises apparaissent remarquablement peu affectés par le cycle économique.

<sup>2</sup>La décomposition proposée par Foster, Haltiwanger et Krizan [2000] est affinée afin de pouvoir distinguer la contribution spécifique des entreprises "innovantes" au sens où elles atteignent à la période considérée un niveau de productivité supérieur au quantile d'ordre 95 de la distribution sectorielle de productivité de la période précédente, corrigé d'éventuels chocs conjoncturels.

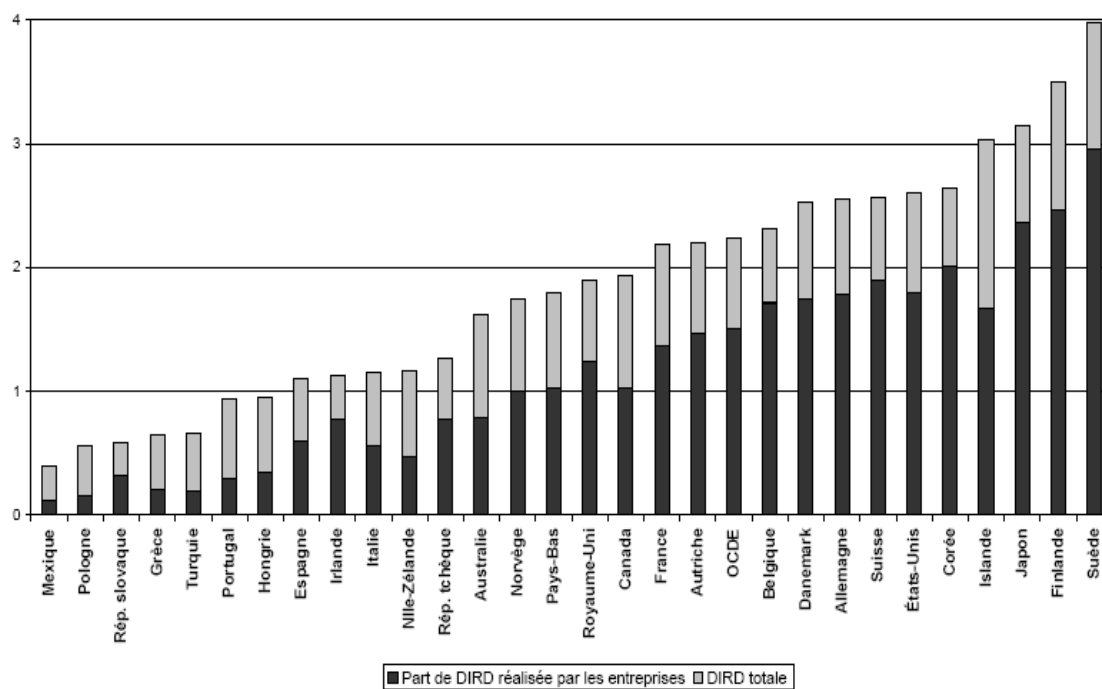


FIG. 2 – Dépenses intérieures brutes de R&D (DIRD),  
en pourcentage du PIB, 2005

Sources : OCDE, base de données MSTI, Mai 2007. Les dépenses internes de R&D sont les dépenses correspondant aux activités de R&D réalisées sur le territoire, par des entreprises françaises ou par des filiales étrangères.

La littérature néo-classique sur la croissance<sup>3</sup> a de fait mis en lumière depuis de nombreuses années le fait que la croissance de long terme ne pouvait être soutenue que par le progrès technologique, mais ces modèles le considéraient comme extérieur à la sphère économique, résidu inexplicé qui ne pouvait être assigné à aucun facteur de production identifiable. La littérature plus récente sur la croissance endogène fait au contraire l'hypothèse que le taux de progrès technologique est déterminé par des forces économiques bien identifiées, et qu'il est donc susceptible d'être influencé par la politique économique (Howitt [1999]) :

- La production de connaissance est un déterminant fondamental du progrès technologique ; elle a les propriétés d'un bien public, dont l'utilisation est *non - rivale* et pour partie *non exclusive* (Arrow [1962], Caves [1982])<sup>4</sup>. De fait, la connaissance produite par une entreprise innovante est souvent utile à d'autres acteurs économiques, concurrents ou non, lorsque les technologies qu'ils

<sup>3</sup>Voir les articles fondateurs : Abramovitz [1956], Kendrick [1956] et Solow [1957]. Griliches [1996] en propose une revue de littérature détaillée, ainsi que Shaw [1992], Grossman and Helpman [1994] et Romer [1994]. Griliches [1996] et Nadiri [1993] proposent des synthèses des contributions empiriques sur le thème.

<sup>4</sup>Par exemple, un procédé de production nouveau peut être employé dans toute usine fabriquant le produit considéré sans que cela nuise de façon matérielle à l'utilisation du procédé dans l'usine de l'innovateur.



utilisent sont similaires (voir Bloom *et al.*, [2004]). Lorsque ces derniers peuvent en bénéficier à un coût nul ou très inférieur au montant de l'investissement engagé par le premier innovateur, on parle de phénomènes de "*spillovers* informationnels".

- D'autres phénomènes contribuent à ce que les rendements sociaux des efforts (privés) d'innovation (en particulier, des efforts de R&D) soient souvent supérieurs à leurs rendements privés (Griliches [1958, 1964] ; Arrow [1962]). Par exemple, le risque individuel associé à un projet innovant spécifique est souvent supérieur au risque mutualisé de plusieurs projets d'innovation considérés collectivement, mais qu'il n'est pas possible pour une unique entreprise de mettre en œuvre simultanément afin de "s'auto - assurer".

De plus, la plupart des coûts associés à la mise au point d'une innovation doivent souvent être assumés pendant la période initiale, ce qui induit l'existence de rendements d'échelle croissants qui sont souvent à l'origine d'un sous-investissement privé en R&D. Gambardella [1995] montre par exemple que 30% des coûts engagés par les entreprises pharmaceutiques ont trait aux essais cliniques, et 50% portent sur la recherche pré-clinique, la production et la commercialisation représentant en moyenne moins de 20% du total. Lorsqu'un produit innovant arrive sur le marché, la plupart des coûts ont déjà été engagés et le coût marginal à produire une unité supplémentaire de ce produit est souvent réduit. Le retour sur l'investissement initial de l'innovateur augmente alors avec l'échelle de production, et est fortement compromis si ses concurrents sont susceptibles de commercialiser des imitations.

- L'existence de toutes ces externalités suggère d'emblée que les incitations à innover résultant des mécanismes de marché risquent d'être insuffisantes d'un point de vue social (Klette *et al.* [2000]). L'enjeu de ces "inefficiences de marché" est important, puisque, comme nous l'avons souligné plus haut, la littérature a montré que les activités privées de production de connaissance, issues d'entreprises qui maximisent leur profit privé, sont un déterminant crucial du progrès technologique et de la croissance (Griliches [1958], Romer [1990], Grossman et Helpman [1991b] et Aghion et Howitt [1992]).

### 1.3 Difficulté initiale : Comment définir l'innovation ?

La littérature sur la croissance économique reste cependant évasive sur la nature précise de ces "innovations" à la source de gains de productivité. L'approche proposée par la littérature sur l'organisation industrielle s'avère plus riche sur cet aspect ; l'innovation y est appréhendée, à la suite de

Arrow [1962], en s'intéressant davantage à ses conséquences en termes de pouvoir de marché qu'à sa "nature" technologique. Elle opère la distinction (théorique) entre innovation radicale, également qualifiée de "drastique", et innovation incrémentale<sup>5</sup> : la première est suffisante pour permettre à l'entreprise concernée d'évincer complètement ses concurrents et de s'affranchir de toute pression concurrentielle pour le choix de sa tarification (l'entreprise fixe alors un prix de monopole). La seconde ne lui permet pas d'y échapper entièrement, et elle doit alors vendre ses produits à un prix inférieur à celui qu'elle aurait fixé si elle avait été seule sur son marché.

Une distinction similaire était déjà présente dans les analyses schumpéteriennes du début du siècle, au travers de l'opposition entre les innovations sources de "création destructrice", et celles engendrant au contraire de la "création cumulative" (Aghion et Howitt [1998], chapitre 6.). Certaines innovations en effet, en particulier celles qui résultent de processus d'apprentissage (*learning by doing*) ou d'activités de développement (par opposition aux activités de recherche) tendent à accroître les rentes engendrées par les innovations antérieures au lieu de les annihiler<sup>6</sup>. Pour autant, rien ne dit que les innovations radicales sont socialement préférables aux innovations incrémentales. Young [1992] suggère qu'une économie qui allouerait des ressources excessives aux activités de recherche, aux dépens des activités de *learning by doing*, diminuerait son taux de croissance de long terme par rapport à la valeur maximale qu'il pourrait atteindre.

D'autres travaux<sup>7</sup> mettent en avant le type d'information que l'entreprise mobilise pour innover et le degré de "risque" qu'elle prend. Les entreprises qui se contentent d'appliquer les connaissances et techniques mises en oeuvre par d'autres entreprises sont qualifiées d'imitatrices. Au contraire, les entreprises véritablement innovatrices sont celles qui cherchent à produire des connaissances nouvelles, et qui, en cas de succès (découverte), s'appuient sur ces connaissances pour innover. La notion de "frontière technologique" a été introduite afin de rendre compte de cet aspect : ce sont en effet ces dernières entreprises qui contribuent à augmenter le stock de connaissances disponibles, ou en d'autres termes, à déplacer la "frontière technologique" (entre ce qui est connu et ce qui reste à découvrir) dans

---

<sup>5</sup>Selon Arrow [1962], une innovation est incrémentale si la technologie ancienne reste substituable à la nouvelle. Réciproquement, une innovation est donc radicale s'il ne lui existe pas de substitut viable et par conséquent si elle rend une autre technologie complètement obsolète ("competence destroying").

<sup>6</sup> Aghion et Tirole [1994] proposent une analyse détaillée des relations entre les deux types d'activités.

<sup>7</sup> Voir par exemple Acemoglu, Aghion, et Zilibotti [2003, 2006], Acemoglu, et Zilibotti [1999], Aghion *et. al.* [2005].

l'économie. Ces entreprises "innovantes" supportent un risque beaucoup plus important que les entreprises "imitatrices", dans la mesure où il est possible que leur effort de recherche n'aboutisse à aucune découverte, ou alors après une durée incertaine.

Tous ces éléments théoriques apportent des éclairages enrichissants, mais peu unifiés sur la notion d'innovation. Surtout, ils laissent ouverte la question de son appréhension empirique, i.e. de sa *mesure*. Il reste en effet empiriquement très difficile de cerner ce qu'est une innovation, tant une entreprise peut apporter de changements divers à ses méthodes de travail, à l'utilisation qu'elle fait de ses facteurs de production ou aux types de biens qu'elle produit. Le premier apport sur ces aspects empiriques, "concrets", provient encore de Schumpeter [1934], lequel proposait une typologie des innovations selon les cinq variantes suivantes :

- L'introduction d'un nouveau produit ou l'amélioration qualitative d'un produit existant.  
*"The introduction of new goods -that is one with which consumers are not yet familiar- or of a new quality of goods."*
- L'introduction de nouvelles méthodes de production.  
*"The introduction of a new method of production, which needs by no means be founded upon a discovery scientifically new, and can also exist in a new way of handling a commodity commercially."*
- L'ouverture de nouveaux marchés.  
*"The opening of a new market, that is a market into which the particular branch of manufacture of the country in question has not previously entered, whether or not this market has existed before."*
- Le développement de nouvelles sources d'approvisionnement en biens de production.  
*"The conquest of a new source of supply of raw materials or half - manufactured goods, again irrespective of whether this source already exists or whether it has first to be created."*
- Les évolutions de l'organisation industrielle.  
*"The carrying out of the new organization of any industry, like the creation of a monopoly position (for example through trustification) or the breaking up of a monopoly position."*

Ces réflexions ont largement inspiré la rédaction du *Manuel d'Oslo* [1992, 1997, 2005], élaboré par l'OCDE. Ce *Manuel* propose un cadre conceptuel et les définitions qui suivent, censées permettre

d'appréhender statistiquement l'*innovation technologique*. Celle-ci y est déclinée en deux variétés principales : "innovation de procédé" d'une part et "innovation de produit" d'autre part. "L'innovation technologique de procédé" correspond à l'adoption de méthodes de production nouvelles ou sensiblement améliorées (au moins pour l'entreprise). Ces méthodes peuvent impliquer des modifications portant sur l'équipement, ou l'organisation de la production. Elles permettent la production de produits nouveaux pour l'entreprise, ou simplement améliorés, qu'il serait impossible d'obtenir à l'aide des installations ou des méthodes classiques. Alternativement, elles permettent d'augmenter le rendement dans la production des produits existants. Elles peuvent enfin conférer davantage de souplesse à la production, abaisser les coûts ou bien encore réduire les déchets, les atteintes à l'environnement, les coûts de conception des produits ou améliorer les conditions du travail. De manière générale, l'entreprise qui introduit une innovation de procédé vise à obtenir des avantages de coût afin d'accroître ses parts de marché ou ses profits pour les produits concernés.

Un "produit technologiquement nouveau" est un produit dont les caractéristiques ou les utilisations prévues présentent des différences significatives par rapport à ceux produits antérieurement. De telles innovations peuvent faire intervenir des technologies radicalement nouvelles, ou reposer sur l'association de technologies déjà existantes, mais mises en œuvre dans de nouvelles applications. Un "produit technologiquement amélioré" est un produit existant dont les performances sont sensiblement augmentées ou améliorées. L'innovation de produit vise à créer de nouveaux marchés, sur lesquels l'entreprise innovante sera temporairement en situation de monopole.

Pourtant, ce cadre d'analyse n'est pas aussi opératoire qu'il n'y paraît : il est par exemple fréquent qu'un produit nouveau requière, pour être fabriqué, des méthodes de production également innovantes, et la distinction entre innovation de procédé et innovation de produit est loin d'être naturelle. De plus, dans les services, la distinction entre produit et procédé n'est pas toujours possible. De manière générale, la réflexion conceptuelle est moins avancée pour l'innovation dans le secteur des services et le *Manuel d'Oslo* est encore fortement marqué par une vision "industrielle" de l'innovation, même s'il aborde dans sa dernière édition (2005) certaines formes d'innovation non technologiques : innovations d'organisation, de marketing qui semblent plus pertinentes pour l'analyse des secteurs des services et du commerce.

De façon générale, l'enjeu principal de la thèse est de réussir à tirer parti d'une multiplicité de sources statistiques, éventuellement non standard dans le domaine de l'économie de l'innovation<sup>8</sup>, afin de contribuer à rendre intelligible une dimension cruciale du comportement des entreprises : celle qui consiste à remettre en cause, plus ou moins profondément, l'activité habituelle de l'entreprise. La capacité à éclairer la réflexion sur les déterminants de ces comportements d'innovation, et sur les types d'interventions publiques susceptibles de les soutenir en découlent directement.

## **2 Les déterminants économiques de l'innovation : Enseignements de la littérature et questions ouvertes**

L'analyse des déterminants économiques de ces différents types d'innovations constitue de fait un programme de recherche ancien, mais toujours d'actualité. Sa relative complexité provient du fait que les comportements d'innovation résultent d'interactions dynamiques et stratégiques par nature, qui induisent des non-convexités et des phénomènes de sélection et d'endogénéité difficiles à appréhender tant d'un point de vue théorique qu'empirique. La difficulté est encore accrue, d'un point de vue empirique, par le nombre limité d'indicateurs disponibles, au-delà de l'information standard relative aux dépenses de R&D (comme "intrans", facteur de production de l'innovation) et aux brevets (comme résultats des activités d'innovation couronnées de succès, et protégées par un droit de propriété intellectuelle), ou des indicateurs plus riches, mais déclaratifs - donc potentiellement subjectifs - issus d'enquêtes sur l'innovation<sup>9</sup>.

### **2.1 Une typologie schématique des déterminants de l'innovation**

De très nombreux facteurs sont susceptibles d'influencer la décision, pour une entreprise, de s'engager dans des activités d'innovation, ainsi que sa probabilité de succès. Il n'est pas question ici de rendre compte de l'exhaustivité de l'importante littérature, tant théorique qu'empirique, relative à ce thème, mais il est éclairant de distinguer deux ensembles de facteurs.

---

<sup>8</sup>Mettre au jour ou produire des indicateurs empiriques permettant de décrire et mesurer le comportement d'innovation des entreprises est un enjeu de recherche en soi. Le troisième chapitre de la thèse est le plus original dans cette dimension.

<sup>9</sup>Le système des "enquêtes communautaires sur l'innovation (CIS)", directement issues du *Manuel d'Oslo* [1992, 1997, 2005], contient un grand nombre d'indicateurs décrivant l'ensemble du processus d'innovation : type d'innovations introduites (voir ci-dessus), type d'effort innovant sous-jacent, modalités de cet effort (coopérations, aides publiques, etc.).

## Facteurs affectant la capacité technologique à innover

Le premier ensemble de facteurs, internes ou externes à l'organisation de l'entreprise, susceptibles d'affecter sa probabilité (ou sa décision<sup>10</sup>) d'innover sont ceux qui expliquent la capacité *technologique* de l'entreprise à innover. De fait, même les entreprises les plus avancées technologiquement ont besoin pour innover de connaissances extérieures à leur organisation (Pisano [1990]). En plus de leurs éventuelles activités de R&D propres, ou plus modestement de leurs activités de veille technologique, les entreprises font appel pour innover à des sources de connaissance extérieures multiples, que ce soit en achetant des licences ou des services externes de R&D (Cassiman et Veugelers [2006]), en attirant des chercheurs qualifiés qui disposent des compétences pertinentes pour l'entreprise (Arora et Gambardella [1994], Cockburn et Henderson [1998], Gersbach et Schmutzler [2003]), ou encore en s'engageant dans des coopérations de R&D avec d'autres entreprises (e.g. Cassiman et Veugelers [2002] et d'Aspremont et Jacquemin [1988], Kamien *et. al* [1992] pour des contributions théoriques), ou avec des instituts de recherche (Cohen, Nelson et Walsh [2002], Cassiman et Veugelers [2005]). Des contributions récentes montrent que d'autres types de relations entre entreprises sont susceptibles d'engendrer des phénomènes de *spillovers* informationnels et de transferts technologiques : MacGarvie [2006] ou Salomon et Shaver [2005], et Griffith, Harrison et Van Reenen [2006] montrent que les entreprises engagées dans des activités de commerce international, et celles localisées à proximité d'"investissements directs à l'étranger" (IDE) bénéficient de transferts technologiques.

Ces phénomènes de transmission d'information et d'apprentissage, qui sont au cœur des activités d'innovation, laissent penser que l'organisation interne des entreprises est susceptible d'être un paramètre crucial de leur "capacité d'absorption" (Cohen et Levinthal [1990]) : de nombreux travaux<sup>11</sup> montrent en effet qu'il existe une relation entre les coûts associés au traitement de l'information et les formes d'organisation, centralisée ou décentralisée, des entreprises. Jensen et Meckling [1992] ont avancé l'hypothèse selon laquelle la mise en œuvre de nouvelles technologies pouvait conduire à dél-

---

<sup>10</sup>Cette intuition, que le niveau technologique est susceptible d'affecter non seulement la probabilité de succès des efforts d'innovation, mais aussi la décision relative au type d'effort innovant (imitation ou innovation) engagé, est suggérée par Aghion et Cohen [2004] ou Aghion et Howitt [2006] :

*"L'intuition suggère que, pour un pays qui est loin derrière la frontière technologique, les gains de productivité passent plutôt par l'imitation des technologies existantes, alors que pour un pays proche de la frontière technologique, c'est l'innovation qui tend à devenir le principal moteur de la croissance."*

Lelarge [2006a, 2006b] en propose une analyse davantage formalisée.

<sup>11</sup>Sah et Stiglitz [1986], Geanakoplos et Milgrom [1991], Radner et Van Zandt [1992], Radner [1993], Bolton et Dewatripont [1994], Garicano [2000]

guer l'autorité au sein des entreprises. Le premier chapitre de la thèse propose d'approfondir ce point.

### **Facteurs affectant les profits anticipés à innover**

Les facteurs susceptibles d'affecter les profits (coûts et revenus) qu'une entreprise peut retirer de ses innovations constituent un deuxième ensemble de déterminants de l'innovation mis en lumière dans la littérature. Dans la mesure où ce profit à innover est issu du pouvoir de marché engendré par l'introduction du nouveau produit ou du nouveau procédé de production, l'analyse de la relation entre concurrence sur le marché des produits et innovation est au centre de ce programme de recherche.

Les analyses schumpéteriennes initiales (Schumpeter [1934]) prédisaient qu'un degré accru de concurrence, en réduisant les profits du monopole innovateur, ne pouvait que réduire les incitations à innover. Certains enseignements de l'économie industrielle vont également dans le même sens. Gilbert et Newberry [1982] montrent que dans un modèle d'enchères, les entreprises dominantes innovent de façon persistante par stratégie préemptive, afin de limiter l'accès du marché aux entrants potentiels. Dans cette configuration, il n'y a pas de "course" technologique et l'entreprise en place n'est jamais menacée (Salant [1984]; Vickers [1985]; Krishna [1993]). Cependant, parler de "persistance" à innover dans ce contexte est peut-être abusif, car l'ampleur du renouvellement technologique (c'est-à-dire l'intensité des activités d'innovation) est susceptible d'être faible du fait de la faiblesse des incitations conférées à l'entreprise en place.

La littérature managériale souligne au contraire les effets incitatifs exercés par la pression concurrentielle, dans une optique "darwinienne" où une pression concurrentielle accrue force les entreprises à innover pour survivre (Porter [1979]). De nombreuses contributions issues de la théorie économique présentent également des arguments "stratégiques" susceptibles d'expliquer la faible persistance des comportements d'innovation. Arrow [1962] montre que les entreprises soumises à une forte concurrence ont davantage d'incitations à innover que les entreprises en situation de monopole (effet de "remplacement"). C'est notamment dans les modèles de "cannibalisation" de Reinganum [1983] que l'innovation passée peut limiter l'incitation à innover à nouveau (radicalement) : en effet, l'innovation nouvellement introduite induit un risque de chevauchement ("cannibalisation") des sources de revenu de l'entreprise en rendant obsolètes des technologies qui auraient pu rester encore rentables et dont tout le potentiel commercial n'a pas été encore exploité. Dans ces modèles, les entreprises entrantes ont de ce fait davantage d'incitations à innover que les entreprises en place qui exploitent déjà commerciale-

ment des innovations.

Empiriquement, les résultats obtenus sont mitigés, comme dans Blundell, Griffith et Van Reenen [1995], qui obtiennent des résultats opposés selon l'indicateur empirique de concurrence utilisé (part de marché de l'entreprise ou concentration de son secteur d'activité).

Les contributions plus récentes de la littérature mettent en lumière que ces prédictions contrastées pourraient être dues au fait que les différents auteurs ne se réfèrent pas au même type d'innovation (voir ci-dessus le commentaire du modèle de Gilbert et Newberry [1982]), ni au même type de concurrence. Qiu [1997] suggère que les incitations à innover pourraient être différentes selon le type de concurrence : il montre par exemple qu'elles sont moindres dans un contexte de concurrence "dure" (en prix, à la Bertrand) que dans un contexte de concurrence en quantité (à la Cournot). Enfin, Aghion *et al.* [2005] suggèrent que la capacité technologique à innover (ou distance par rapport à la frontière technologique mondiale) est susceptible d'avoir un fort impact sur la nature observée de la relation entre concurrence et innovation<sup>12</sup>. Le second chapitre de la thèse<sup>13</sup> propose d'apporter un éclairage empirique sur ces hypothèses, en se concentrant sur un type de concurrence peu fréquemment analysé dans la littérature sur l'innovation (celle engendrée par les pays à bas coûts de production), et en tenant explicitement compte de l'hétérogénéité technologique entre entreprises.

N'ont pas été mentionnés ci-dessus, et ne seront abordés que de façon très indirecte dans la thèse<sup>14</sup>, un dernier ensemble de facteurs susceptibles d'affecter non pas directement les incitations de l'entreprise à innover, mais plutôt la probabilité de réussir à s'engager dans des activités d'innovation. Ils correspondent à la capacité, pour l'entreprise, à trouver dans son environnement les facteurs nécessaires à ses activités innovantes. Les travaux empiriques appréhendent souvent ces facteurs de façon "négative", c'est-à-dire sous la forme de "facteurs entravant les activités d'innovation" (voir OCDE [2009]) :

---

<sup>12</sup> Leur modèle de croissance endogène réconcilie les conclusions apparemment contradictoires précédemment présentées, et montre qu'il n'est pas possible de délivrer des prédictions unidirectionnelles simples sur le lien entre innovation et concurrence. Les entreprises opérant dans des industries peu exposées à la concurrence ne chercheront pas à innover du simple fait qu'elles peuvent engranger d'importants profits sans même être obligées d'innover. L'innovation sera également peu présente dans les industries où la concurrence est tellement féroce que les suiveurs, dès qu'une entreprise aura fait une percée technologique, perdront tout espoir de réaliser des profits tant qu'ils n'auront pas eux-mêmes repris la tête (le leader, pour cette raison, n'aura pas à innover très fréquemment pour conserver la tête). Les auteurs montrent que cette relation en U inversé dépend elle-même de la position de l'industrie considérée par rapport à la frontière technologique mondiale.

<sup>13</sup> Ainsi que les troisième et quatrième, en analysant des dispositifs affectant les revenus issus de l'innovation (chapitre 3) ou les coûts associés aux activités d'innovation (chapitre 4).

<sup>14</sup> Seuls les chapitres 3 et 4 contiennent quelques éléments sur ces aspects.



manque de moyens financiers internes ou externes, dus en particulier aux asymétries d'information (sur la qualité, le risque du projet, *etc.*) entre l'entreprise et ses financeurs potentiels<sup>15</sup>, manque de personnel qualifié, difficulté à trouver des partenaires de coopération, *etc.*

## 2.2 Les incitations conférées par les interventions publiques

Tous les déterminants précédemment évoqués sont en fait affectés par les institutions en vigueur dans l'économie, qui fixent les cadres généraux auxquels doivent se conformer les agents économiques. En modifiant ces règles et ces conditions, les différentes interventions publiques ont potentiellement un impact sur les incitations privées à innover. Griffith [2000] distingue les politiques qualifiées de "directes" (ciblées) des politiques "indirectes". Les politiques "indirectes" ont potentiellement un impact sur les décisions relatives aux activités de R&D des entreprises, mais leur objectif initial est rarement directement relié à cet aspect : mesures d'ordre fiscal (hors crédit d'impôt-recherche), de stabilisation macro-économique (e.g. interventions sur les taux d'intérêt ayant un impact sur les conditions de financement des activités d'innovation), politiques relatives à l'éducation ou à la formation professionnelle ; régulation de la concurrence dans les différents secteurs d'activité.

Les deux derniers chapitres de la thèse s'attacheront à analyser deux exemples de dispositifs institutionnels ciblés, lesquels ont, au contraire, ont été conçus afin d'accroître les incitations privées à innover.

De façon générale, plusieurs modes d'intervention sont envisageables, selon l'objectif considéré ou la "défaillance de marché" identifiée (voir ci-dessus la section 1.2) : rétrocession des externalités positives qu'elles engendrent aux entreprises engagées dans des efforts de R&D, prise en charge d'une partie du risque<sup>16</sup> inhérent aux activités d'innovation, réduction des asymétries d'information sociale-

---

<sup>15</sup>La question des conditions de financement favorables aux activités d'innovation est le sujet d'une littérature particulièrement abondante. Voir Savignac [2006] pour une revue détaillée de la littérature, et un exposé précis des problèmes d'asymétrie d'information entre l'entreprise et ses financeurs, à l'origine de phénomènes de rationnement du crédit : problèmes d'anti-sélection lorsque les bailleurs de fonds ne disposent pas de connaissances techniques ou scientifiques qui leur permettent de juger sans erreur de la qualité ou du risque des projets innovants (Myers et Majluf [1984]), problèmes d'aléa moral portant sur l'effort réel de l'entrepreneur (Jensen et Meckling [1976]).

<sup>16</sup>Le risque lié à un projet de R&D peut être trop important pour être assumé par un acteur privé seul sur un horizon temporel lointain, et dû à des facteurs tels que : une viabilité incertaine de la technologie considérée, une incertitude sur l'existence d'une demande suffisante, des coûts fixes importants et difficilement récupérables. L'Etat peut organiser le partage du risque dans le temps et sur plusieurs projets notamment en s'assurant du bon fonctionnement des marchés, par exemple en permettant aux entreprises de financer leurs projets risqués au moindre coût. Voir Lelarge, Sraer et Thesmar [2008] pour une analyse d'un système de garanties de prêts (SOFARIS) accordées aux très jeunes entreprises.

ment dommageables lorsqu'elles conduisent à l'abandon de projets innovants socialement profitables, faute de sources de financement.

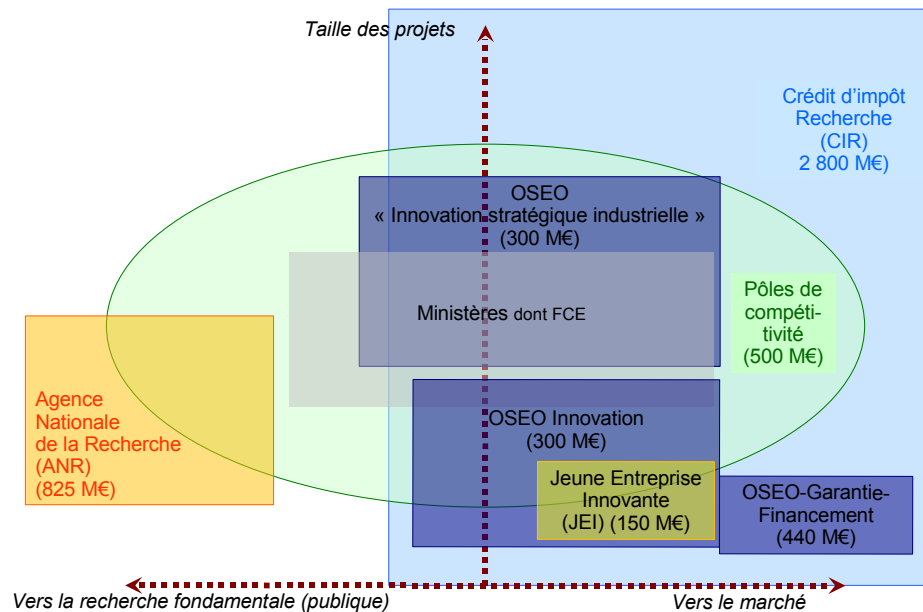


FIG. 3 – Cartographie schématique des principaux dispositifs publics de soutien à la R&D privée en France

Sources : DGTPE, Prévisions réalisées au début 2008 pour 2008. Les 825 millions d'euros reportés dans le cas de Agence Nationale pour la Recherche correspondent à l'estimation du total du budget de cette institution. Cependant, seule une petite partie de ce montant est consacrée au soutien à l'effort privé de R&D (par exemple, soutien aux projets de recherche menés en coopération public / privé sélectionnés par appels à projets). La surface du rectangle prend en compte cet aspect. Le même raisonnement vaut pour la représentation de "OSEO-Garantie", dont une grande part des interventions ne concernent pas le soutien à l'innovation.

Les modes d'intervention publique les plus fréquents correspondent aux différents outils proposés par la théorie économique afin de pouvoir mettre en œuvre l'optimum de Pareto en présence d'externalités : mise en place d'un "nouveau marché" sous la forme de droits de propriété intellectuelle ou industrielle (e.g. brevets, marques), modification du schéma de taxation par le biais de crédits d'impôts accordés au titre des activités de R&D (voir Mairesse et Mulkaï [2004] ou Lokshin et Mohanen [2008] pour deux contributions récentes), ou subventions directes aux activités d'innovation (voir Duguet [2004] pour une évaluation du système français).

D'autres outils existent, répondant aux autres types de "défaillances de marché" : systèmes de garanties bancaires, prêts subventionnés, fonds d'investissement, etc. La figure 3 propose une synthèse des principaux dispositifs publics actuels de soutien à la R&D privée en France, hors systèmes de droits de

propriété intellectuelle ou industrielle, et montre que les budgets engagés sont considérables<sup>17</sup>. Malgré tout, dans le contexte actuel de rationalisation accrue des dépenses budgétaires, ces interventions publiques sont de plus en plus *ciblées*, au sens où leurs critères d'éligibilité restreignent les populations d'entreprises susceptibles d'en bénéficier : secteurs d'activité spécifiques, technologies déterminées, populations d'entreprises particulières (jeunes, de petite taille, indépendantes...). Ces restrictions reflètent l'idée selon laquelle l'écart entre les bénéfices sociaux et privés des activités d'innovation est susceptible de différer selon la population d'entreprises considérée, et qu'il faut donc diriger les aides publiques vers les utilisations les plus efficaces socialement, en ciblant les situations dans lesquelles cet écart est maximal.

La question de l'efficacité, i.e. du caractère incitatif de ces différents dispositifs reste cependant le plus souvent une question ouverte, notamment au regard des piètres performances rappelées plus haut. De plus, les enseignements de la littérature empirique ne sont que rarement univoques : elle ne délivre le plus souvent pas d'enseignement susceptibles de s'appliquer à une très grande variété institutionnelle. D'une façon générale, la difficulté majeure liée à l'évaluation empirique de l'efficacité de ces interventions publiques réside dans la capacité à identifier empiriquement (au sens économétrique) les effets causaux. Les chocs de politique publique (e.g. Grabowsky et Vernon [1986], Lerner et Zhu [2007], ou Branstetter et Sakakibara [2001] dans le cas de l'évaluation de l'effet incitatif des brevets) sont relativement rares dans ces domaines, et ne permettent qu'une identification locale ou datée, ce qui peut expliquer que les conclusions obtenues sont pour partie discordantes : Lerner et Zhu [2007] montrent que le recours accru aux brevets par les entreprises des secteurs du logiciel, suite à l'affaiblissement de la protection par droits d'auteurs (cas Lotus *vs.* Borland), a eu un effet positif sur l'effort d'innovation des entreprises, ce que ne retrouvent pas Branstetter et Sakakibara [2001] dans le cas du Japon ou Hall et Ziedonis [2001] dans le cas du secteur américain des semi-conducteurs.

Les deux derniers chapitres de la thèse contribuent à cette littérature en proposant deux stratégies empiriques alternatives, appliquées à deux dispositifs différents : une approche structurelle pour l'évaluation de l'effet incitatif du système de brevets (en l'absence de variabilité temporelle potentiellement identifiante), et une approche a-structurelle tirant parti de réformes récentes des incitations fiscales à l'innovation à destination des très jeunes entreprises innovantes.

---

<sup>17</sup>En 2005, l'Etat a dépensé plus de 16 milliard d'euros afin de financer la R&D en France (1% du PIB), dont environ 3,6 milliard d'euros alloués aux entreprises (source MESR/DEPP).

### 3 Contributions proposées par la thèse

De façon générale, la littérature en l'économie de l'innovation prend rarement en compte deux aspects que nous nous proposons d'analyser de façon approfondie dans cette thèse :

- L'organisation, et la structure des incitations au sein des entreprises.
- L'hétérogénéité entre entreprises, en particulier selon leur efficacité ou leur niveau technologique ("distance à la frontière technologique").

L'importance et la pertinence de ces aspects ont été mises en évidence dans la littérature récente, théorique et empirique, sur le commerce international : Méltiz [2003] en particulier souligne l'importance de prendre en compte l'hétérogénéité des entreprises pour comprendre leur décision d'exporter<sup>18</sup>, tandis qu'Antràs [2005] montre l'importance de la dimension organisationnelle dans ce même programme de recherche. Pourtant, ces aspects (et notamment le second) ont été peu pris en compte ou testés dans la littérature sur l'innovation<sup>19</sup>.

Les quatre chapitres de la thèse proposent des contributions essentiellement empiriques sur ces différents aspects : les deux premiers appliquent successivement ces deux grilles de lecture à l'analyse des déterminants de l'innovation, tandis que les deux derniers examinent s'ils sont susceptibles de conditionner l'efficacité de l'intervention publique.

Le premier chapitre analyse les relations entre diffusion des nouvelles technologies et organisation des entreprises, et montre qu'il existe des types d'organisation interne des entreprises plus ou moins favorables à l'innovation. En d'autres termes, il met en évidence qu'il existe des "déterminants organisationnels" à l'innovation, une idée suggérée par la littérature managériale<sup>20</sup>, mais relativement nouvelle dans la littérature économique sur l'innovation. Plus précisément, une organisation de type centralisée repose sur l'information disponible pour le principal (propriétaire de l'entreprise), et qui correspond ici à l'information publiquement disponible. Dans une organisation décentralisée, au contraire, l'autorité est déléguée à un "manager" mieux informé. Cependant, ce manager est susceptible d'utiliser son

---

<sup>18</sup>Dans Méltiz [2003], la présence de coûts fixes associés aux activités d'exportation expliquent la sortie du marché et l'auto-sélection dans les activités d'exportation. Bernard *et al.* [2003] proposent un modèle (ricardien) alternatif dans lequel l'hétérogénéité productive des entreprises, associée à l'hypothèse de concurrence à la Bertrand, suffit à expliquer le choix (endogène) d'exporter.

<sup>19</sup> Voir Costantini et Méltiz [2007] et Bustos [2007] pour deux exceptions récentes.

<sup>20</sup>Par exemple Dearden [1987], Merchant [1989], Bouwens et van Lent [2004].

avantage informationnel à son bénéfice propre, et d'effectuer des choix qui ne sont pas optimaux du point de vue du principal. A mesure que l'information publiquement disponible concernant la technologie considérée augmente, cet arbitrage se déforme, du point de vue du principal, en faveur d'une organisation de type centralisée. Nous montrons que les choix organisationnels et les choix d'adoption technologique dépendent d'une multiplicité de variables d'état (proximité à la frontière technologique, âge de l'entreprise) et de paramètres contextuels (degré d'hétérogénéité de l'environnement dans lequel opère l'entreprise), et que les phénomènes liés à la gestion de l'information sont cruciaux pour expliquer les relations entre ces variables d'état et la capacité à innover des entreprises. Les corrélations obtenues empiriquement sur trois échantillons d'entreprises françaises et britanniques confortent ces prédictions théoriques.

Le second chapitre propose de revenir sur l'exploration du lien entre innovation et concurrence en intégrant certains apports de la littérature empirique sur le commerce international. Les contributions de ce travail essentiellement descriptif sont multiples<sup>21</sup> : tout d'abord, il se propose d'analyser empiriquement les effets incitatifs en termes d'innovation d'un type de concurrence très peu étudié dans les travaux empiriques en économie de l'innovation, à savoir la concurrence issue des pays à bas coûts. L'hypothèse d'"innovation défensive" a fait l'objet d'une littérature essentiellement théorique, mais l'évidence empirique apportée par exemple par Thoenig et Verdier [2003] est très indirecte. Elle repose sur l'hypothèse que la pression concurrentielle des pays du Sud engendre essentiellement des innovations de procédé, ce qui est contraire aux intuitions issues de la littérature managériale (Bernard et Koerte [2007]<sup>22</sup>). Ce chapitre propose d'autre part des indicateurs empiriques d'innovation nouveaux dans la littérature, décrivant la déformation du portefeuille de produits des entreprises et construits à partir d'une information<sup>23</sup> qui n'avait jamais été exploitée dans ce sens. Nous montrons que la concurrence des pays à bas salaires semble effectivement être un déterminant significatif des réorganisations des portefeuilles de produits des entreprises industrielles françaises. Cependant, seules les plus productives apparaissent en mesure d'associer ces réallocations de production à un véritable effort d'innovation (R&D ou dépôts de brevets) susceptible de leur permettre de commercialiser des

---

<sup>21</sup>Ce chapitre de thèse contribue également à la littérature sur le commerce international en montrant que les activités d'innovation sont l'une des sources des phénomènes de spécialisation internationale, les activités de R&D étant potentiellement un avantage comparatif des pays du Nord.

<sup>22</sup>Ces auteurs suggèrent plutôt que ce type de concurrence engendre des innovations de produits.

<sup>23</sup>Fichiers de douane décrivant les exportations des entreprises françaises à un niveau de détail très fin.

produits nouveaux pour le marché<sup>24</sup>.

Nous revenons dans le troisième chapitre sur les incitations conférées par le système de brevets, en cherchant à évaluer si ces incitations sont homogènes selon le type d'innovations considérées : innovations de produits ou de procédés. Cette question n'avait à notre connaissance pas été traitée dans la littérature. Nous adoptons pour cela une approche empirique structurelle qui est également relativement nouvelle dans la littérature sur le sujet<sup>25</sup>, et qui permet de tirer parti de l'information statistique issue de la seconde enquête française sur l'innovation. L'avantage de cette enquête est qu'elle permet de décrire très finement le comportement d'innovation des entreprises, mais son utilisation est rendue difficile par le fait qu'elle n'est disponible qu'en coupe chronologique. Notre travail se rattache également à la littérature portant sur l'estimation de la valeur des brevets (e.g. Pakes et Schankerman [1986], Schankerman [1998]). Cependant, contrairement à ces auteurs qui se concentrent sur l'estimation de la distribution des brevets *observés*, i.e. effectivement déposés, l'étude proposée analyse explicitement les phénomènes de sélection afin d'estimer l'effet incitatif des brevets à la fois sur la "marge intensive" (i.e. sur l'intensité de l'effort d'innovation des entreprises) et sur la "marge extensive" (i.e. sur la proportion d'entreprises engagées dans des activités d'innovation), ce qui est nouveau. Les résultats empiriques obtenus sont contrastés : les brevets affectent positivement les efforts de R&D dirigés vers les innovations de produit, mais pas directement l'innovation de procédé, ce qui suggère que ces droits de propriété intellectuelle affectent à la fois l'intensité, mais aussi la direction de l'effort d'innovation des entreprises industrielles françaises.

Enfin, le dernier chapitre propose une analyse conjointe de deux dispositifs d'aides mis en place ou réformés récemment en France afin de promouvoir l'effort d'innovation des jeunes PME : le crédit d'impôt recherche, réformé en 2004<sup>26</sup>, et le dispositif "Jeunes Entreprises Innovantes" (JEI), mis en place à compter de la même année, et consistant essentiellement en allègements de charges sur les salaires des chercheurs. L'analyse combinée de ces deux dispositifs, dont les critères d'éligibilité sont identiques, mais qui touchent effectivement des populations d'entreprises sensiblement différentes, per-

---

<sup>24</sup>Ce point est conforme à Aghion *et al.* [2005], qui montrent que les entreprises technologiquement les plus avancées sont davantage susceptibles de répondre à la menace d'entrée par des investissements dans de nouvelles technologies et de nouveaux procédés de production.

<sup>25</sup>Nous nous inspirons de l'approche structurelle proposée par Arora, Ceccagnoli et Cohen [2005] en l'adaptant à l'information disponible, et en introduisant dans l'analyse la distinction entre innovations de produits et de procédés.

<sup>26</sup>Puis ultérieurement en 2006 et 2008.

met de mettre en lumière un aspect nouveau dans la littérature empirique sur l'analyse des politiques publiques. L'hétérogénéité entre entreprises, et en particulier le caractère entrepreneurial des organisations doit être pris en compte afin de comprendre pourquoi le degré d'attractivité de ces dispositifs est aussi contrasté, et pourquoi ces dispositifs institutionnels ciblés sont susceptibles de bénéficier à des populations d'entreprises relativement différentes, issues de processus complexes d'auto-sélection dans les activités d'innovation d'une part, et dans ces dispositifs spécifiques d'autre part.





# 1

## Les conditions internes du changement technologique : Technologie, information, et décentralisation de l'entreprise

### Sommaire

---

<b>1.1</b>	<b>Introduction . . . . .</b>	<b>22</b>
<b>1.2</b>	<b>Quelques éléments de modélisation théorique . . . . .</b>	<b>25</b>
<b>1.3</b>	<b>Données et spécification économétrique utilisées . . . . .</b>	<b>31</b>
1.3.1	Stratégie d'estimation empirique . . . . .	31
1.3.2	Données utilisées, enjeux de mesure . . . . .	32
<b>1.4</b>	<b>Résultats empiriques obtenus . . . . .</b>	<b>38</b>
1.4.1	Statistiques descriptives . . . . .	38
1.4.2	Décentralisation . . . . .	41
1.4.3	Ordres de grandeur . . . . .	46
1.4.4	Mesures d'hétérogénéité alternatives . . . . .	46
1.4.5	Autres contrôles de robustesse . . . . .	49
1.4.6	Mesures alternatives de décentralisation . . . . .	51
1.4.7	Décentralisation en Grande-Bretagne . . . . .	54
<b>1.5</b>	<b>Conclusion . . . . .</b>	<b>56</b>

---

*Ce chapitre reprend les éléments d'un travail effectué conjointement avec Daron Acemoglu,  
Philippe Aghion, John Van Reenen et Fabrizio Zilibotti (Acemoglu et al. [2006]).*

## 1.1 Introduction

L'analyse des structures organisationnelles des entreprises est l'objet d'une littérature récente importante. De nombreux travaux avancent l'hypothèse selon laquelle les nouvelles technologies conduisent les entreprises à choisir des structures moins hiérarchiques et davantage décentralisées. Cependant, peu de travaux expliquent précisément *pourquoi* cette corrélation est observée. Cette partie de la thèse propose un cadre théorique et quelques éléments d'investigation empirique sur l'évolution de l'allocation de l'autorité au sein d'entreprises confrontées à la nécessité de prendre des décisions d'ordre technologique, lorsque la structure informationnelle d'un secteur d'activité évolue.

D'un point de vue théorique, la présente contribution s'inscrit dans la littérature sur l'analyse des coûts et bénéfices de la délégation de l'autorité (ou de la décentralisation) au sein des entreprises. Par exemple, Baron et Besanko [1992], ou Melumad, Mookherjee, et Reichelstein [1995] étudient les conditions dans lesquelles les contrats de délégation sont aussi efficaces que les contrats centralisés contraints. Mookherjee [2005] montre que l'hypothèse de complétude des contrats dans ces modèles implique que la délégation peut au mieux répliquer l'allocation efficace sous contrainte, qui peut également être atteinte avec une structure centralisée. Un autre ensemble de contributions<sup>27</sup> montre que les coûts associés au traitement de l'information et les coûts de communication sont également des déterminants de la forme d'organisation, centralisée ou décentralisée, des entreprises. Bien que les phénomènes d'apprentissage occupent une place également très importante dans l'analyse proposée ici, l'argumentaire est sensiblement différent : en effet, nous nous intéressons principalement à la façon dont l'information disponible publiquement affecte le degré d'autonomie conféré par le principal à l'agent. Par ce biais, l'analyse proposée est apparentée aux modèles qui analysent l'arbitrage entre perte de contrôle et amélioration de la qualité de l'information dans les structures décentralisées : en particulier Aghion et Tirole [1997], Baker, Gibbons, et Murphy [1999], Rajan et Zingales [2001], Dessein [2002], et Hart et Moore [2005]. L'hypothèse selon laquelle la mise en œuvre de nouvelles technologies pouvait conduire à déléguer l'autorité au sein des entreprises a été originellement avancée par Jensen et Meckling [1992]. Aghion et Tirole [1997] mettent en avant l'arbitrage entre la perte de contrôle et les incitations (*ex ante*) de l'agent à acquérir de l'information lorsque la structure d'organisation est

---

<sup>27</sup>Voir, entre autres, Sah, et Stiglitz [1986], Geanakoplos et Milgrom [1991], Radner et Van Zandt [1992], Radner [1993], Bolton et Dewatripont [1994], et Garicano [2000].

décentralisée. Hart et Moore [2005] montre que l'arbitrage entre perte de contrôle et information est susceptible d'expliquer pourquoi dans de nombreuses structures hiérarchiques, les "généralistes" commandent aux "spécialistes". Dessein [2002] développe un modèle dans lequel la délégation d'autorité à un agent spécialisé induit une perte de contrôle pour le principal, mais réduit également les incitations de l'agent à communiquer des informations erronées au principal. Cependant, la modélisation adoptée ici est plus simple et permet de centrer l'analyse sur l'arbitrage entre acquisition d'information et perte de contrôle, car la forme organisationnelle n'a aucun effet incitatif sur l'agent. De plus, dans notre cadre, le principal peut apprendre en observant les autres entreprises et en capitalisant sa propre expérience passée, hypothèse qui est à la base de l'exercice de statique comparative proposé et de l'application empirique<sup>28</sup>.

Dans le modèle proposé, les entreprises doivent choisir comment mettre en œuvre de nouvelles technologies. Les différentes d'organisation se distinguent par la nature de l'information utilisée au moment de ces choix d'adoption. Comme dans Aghion et Tirole [1997], le contrôle centralisé repose sur l'information du principal<sup>29</sup>, laquelle se résume ici à l'information disponible publiquement, et résultant de l'expérimentation antérieure de ces technologies par d'autres entreprises du secteur. Dans une organisation décentralisée, au contraire, l'autorité est déléguée à un manager, qui a potentiellement accès à de l'information privée, et qui est donc susceptible d'être mieux informé. Cependant, les intérêts du principal et du manager ne coïncident pas nécessairement, de sorte que le manager est susceptible d'utiliser son avantage informationnel pour son bénéfice propre, et non pour effectuer les choix optimaux du point de vue du principal. Cet arbitrage entre avantage informationnel et coûts d'agence déterminent le degré optimal de décentralisation au sein de l'entreprise. L'objet principal de cette contribution réside dans l'analyse de l'évolution de cet arbitrage à mesure que les expériences successives des autres entreprises faisant face au même problème d'adoption technologique accroissent la quantité publique d'information accessible au principal : plus le principal peut s'inspirer de ces expériences, moins il a besoin de déléguer la prise de décision au manager.

<sup>28</sup>Acemoglu et Zilibotti [1999] proposent un modèle différent dans lequel l'accumulation endogène d'information affecte l'organisation interne des entreprises. Dans leur modèle, l'accroissement du nombre d'entreprises actives dans l'économie permet d'améliorer l'évaluation des agents. De ce fait, le monitoring "direct" devient moins nécessaire, et le monitoring "indirect" devient plus fréquent. Le nombre d'entreprises actives est déterminé de façon endogène par le stade de développement et par le niveau d'accumulation du capital. Les relations entre distance à la frontière technologique et divers aspects de l'organisation interne des entreprises sont également analysées dans Acemoglu, Aghion and Zilibotti [2003, 2006].

<sup>29</sup>Dans les développements qui suivent, le "principal" renvoie au propriétaire de l'entreprise, ou au responsable du département technique.

Le cadre théorique proposé permet de dériver trois prédictions empiriquement testables :

1. Les entreprises proches de la frontière technologique sont davantage susceptibles de choisir des types d'organisations décentralisées, parce que les technologies qu'elles ont à mettre en œuvre n'ont pas (ou peu) été expérimentées par d'autres entreprises, et qu'il n'existe donc que très peu d'information pertinente disponible publiquement.
2. Les entreprises qui opèrent dans des environnements hétérogènes sont davantage susceptibles de choisir des types d'organisations décentralisées, car cette hétérogénéité réduit la quantité d'information qu'elles peuvent tirer des expériences d'entreprises concurrentes.
3. Les entreprises jeunes, qui disposent d'un recul (historique) limité pour définir leurs besoins technologiques propres (spécifiques), sont également davantage susceptibles de choisir des organisations de type décentralisé.

L'évidence empirique apportée sur ces aspects est également une contribution importante du travail proposé. La littérature empirique sur ces thèmes est généralement centrée sur l'analyse de l'évolution générale de l'organisation des entreprises vers des structures plus "aplaties"<sup>30</sup>. Rajan et Wulf [2006] proposent la description statistique la plus précise de cette tendance, et montrent que les entreprises américaines se sont fortement "aplaties" entre 1986 et 1999. En outre, Caroli et Van Reenen [2001] et Bresnahan, Brynjolfsson, et Hitt [2002] montrent qu'il existe une corrélation positive entre différentes mesures de décentralisation et de changement organisationnel, d'une part, et l'utilisation de TIC (et de capital humain) d'autre part. Baker et Hubbard [2003, 2004] apportent une analyse très précise de cet aspect dans le secteur de la construction automobile (poids-lourds) américaine, en montrant que l'adoption de nouvelles technologies (informatique embarquée) a été contemporaine de modifications importantes des structures de détention des entreprises concernées. Colombo et Delmastro [2004] analysent également les phénomènes de décentralisation dans l'économie italienne, tandis que Lerner et Merges [2002] examinent les allocations des droits de contrôle dans les alliances du secteur des biotechnologies. Les articles de Black et Lynch [2001], Ichinowski, Prenushi, et Shaw [1997] et Janod et Saint-Martin [2004] examinent par ailleurs l'impact en termes de productivité des pratiques de

---

<sup>30</sup>Plusieurs termes ont été proposés pour décrire ce phénomène : décentralisation, délégation, ou raccourcissement de la ligne hiérarchique. Dans l'analyse théorique proposée ci-dessous, le terme de "délégation" sera adopté ; dans l'analyse empirique, nous adopterons la terminologie des différentes enquêtes utilisées ("décentralisation" dans le cas de l'enquête COI).

ressources humaines et des choix de réorganisation interne de l'entreprise. Cependant, aucun de ces articles ne propose d'analyse du lien entre décentralisation (ou changement organisationnel) et distance à la frontière technologique ou hétérogénéité de l'environnement de l'entreprise.

Les prédictions dérivées de la partie théorique de la contribution sont testées à l'aide de deux enquêtes françaises et d'une enquête britannique, qui fournissent des données individuelles d'entreprises relatives aux années 1990. Nous obtenons que les corrélations prédites entre décentralisation et proximité à la frontière technologique, hétérogénéité de l'environnement et âge de l'entreprise sont empiriquement vérifiées, et qu'elles sont d'autant plus fortes que les secteurs d'activités sont des utilisateurs intensifs de Technologies de l'Information et de la Communication (TIC, i.e. secteurs de "haute technologie"). L'indicateur de décentralisation principal est relatif à l'organisation des entreprises en "centres de profit", mais les résultats obtenus sont cependant robustes à l'utilisation d'autres indicateurs : raccourcissement de ligne hiérarchique, autonomie managériale en termes de décisions d'investissement ou d'embauche. Les résultats sont également robustes à l'inclusion de nombreux contrôles (qualification, investissement de l'entreprise en TIC, etc.), et à la méthode d'estimation retenue.

La suite du chapitre est organisée de la façon suivante : la section 1.2<sup>31</sup> présente le cadre théorique. La section 4.3 comporte un exposé des données et de l'approche économétrique proposée. La section 4.5 présente les résultats obtenus et la section 4.6 conclut.

## 1.2 Quelques éléments de modélisation théorique

Dans cette section, nous proposons une modélisation théorique selon laquelle l'information disponible pour effectuer les choix technologiques pertinents pour l'entreprise est un déterminant de ses décisions de décentralisation organisationnelle. L'objet de l'analyse est de dériver des prédictions claires qui pourront être testées dans la section empirique qui suit<sup>32</sup>.

Supposons qu'il existe une suite (échelle) de technologies indicées par leur génération  $k = 1, 2, \dots$ . A toute date  $t = 1, 2, \dots$ , toute entreprise  $i$  a déjà mis en œuvre toutes les technologies successives jus-

<sup>31</sup>La version extensive du modèle est proposé dans la version sous forme de document de travail NBER de Acemoglu *et al.* [2007].

<sup>32</sup>Une version plus détaillée de cet exposé théorique, contenant en particulier toutes les démonstrations des résultats présentés ci-dessous, est disponible dans Acemoglu *et al.* [2006].

qu'à la génération  $k - 1$ . La technologie de génération supérieure et indicée par  $k$  devient accessible à l'entreprise  $i$  avec une probabilité  $p_i \in (0, 1]$ . Ce paramètre  $p_i$  détermine donc la vitesse du progrès technologique de l'entreprise  $i$ , i.e. la vitesse avec laquelle elle "grimpe" l'échelle des différentes générations de technologie. Les réalisations de ces opportunités technologiques sont indépendantes dans le temps et entre entreprises. Par ailleurs, lorsqu'une technologie devient accessible à une entreprise, elle doit décider de quelle façon la mettre en œuvre. Elle a alors le choix entre deux stratégies, notées  $L$  et  $R$ . En omettant l'indice temporel afin d'alléger les notations, nous désignerons par  $x_{i,k} \in \{L, R\}$  le choix effectué par l'entreprise. L'un de ces choix  $x_{i,k}^* \in \{L, R\}$  permet de mettre en œuvre la technologie avec succès au sein de l'entreprise, tandis que l'autre conduit à l'échec.  $x_{i,k}^*$  est donc *la décision correcte* à prendre pour l'entreprise  $i$ . L'adoption technologique réussie augmente la productivité de l'entreprise d'un facteur  $\gamma > 1$ , tandis que l'échec interdit tout gain de productivité.

Nous supposons par ailleurs que la décision correcte pour l'entreprise  $i$  est déterminée de la façon suivante :

$$x_{i,k}^* = \begin{cases} x_k^* & \text{avec probabilité } 1 - \varepsilon \\ \sim x_k^* & \text{avec probabilité } \varepsilon \end{cases}, \quad (1.1)$$

où  $x_k^* \in \{L, R\}$  est l'*action de référence* relative à la technologie  $k$  commune à toutes les entreprises de l'économie.  $\sim x_k^*$  signifie "non-  $x_k^*$ " (i.e. si  $x_k^* = L$ , alors  $\sim x_k^* = R$ ). Nous supposons également que la probabilité que l'entreprise soit atypique est faible :  $0 < \varepsilon < 1/2$ . Conditionnellement à  $x_k^*$ , les réalisations de  $x_{i,k}^*$  et  $x_{i',k}^*$  sont indépendantes<sup>33</sup> pour tout  $i \neq i'$ . Enfin, nous faisons l'hypothèse que, pour toute technologie  $k$ , la probabilité *ex ante* que l'action de référence soit  $L$  (ou  $R$ ) est égale à  $1/2$ , ce qui revient à supposer que le principal n'a pas d'*a priori* sur la façon correcte de mettre en œuvre la technologie.

La modélisation précédente implique qu'il existe une stratégie généralement valide de mise en œuvre de la technologie (l'action de référence), mais que l'hétérogénéité entre entreprises en termes de besoins technologiques ou de compétences internes spécifiques a pour conséquence que certaines entreprises doivent en fait choisir la stratégie alternative afin de mettre en œuvre la technologie avec

<sup>33</sup>Ceci implique que lorsque  $x_k^* = L$ , alors  $\{x_{i,k}^*\}_i$  est une séquence (expérience) de Bernoulli de paramètre  $1 - \varepsilon$ , et lorsque  $x_k^* = R$ , c'est une séquence (expérience) de Bernoulli de paramètre  $\varepsilon$ .

succès. L'équation 1.1 montre que  $\varepsilon$  est une mesure de l'hétérogénéité entre entreprises : lorsque  $\varepsilon$  est nul, l'action de référence conduit toutes les entreprises au succès, alors que lorsque  $\varepsilon = 1/2$ , les décisions correctes sont indépendantes entre les entreprises.

Par ailleurs, chaque entreprise est détenue par un principal dont l'objectif est de maximiser la valeur de l'entreprise conditionnellement à l'information publiquement disponible. La probabilité d'adoption technologique réussie, et donc le niveau de profits, dépendent de l'organisation de l'entreprise. Les deux alternatives possibles sont la *centralisation* d'une part, et la *délégation* d'autorité d'autre part. Dans une organisation centralisée (notée  $d_{i,k} = 0$ ), le principal dirige l'entreprise et prend la décision  $x_{i,k}$  relative au choix technologique, alors que dans le cas de la délégation ( $d_{i,k} = 1$ ), c'est le manager qui est habilité à prendre cette décision.

Le principal de l'entreprise  $i$  n'a aucune compétence particulière lui permettant d'identifier quelle est la décision correcte à prendre. De ce fait, dans une organisation centralisée, il fonde sa décision sur l'information relative à la technologie  $k$ , notée  $h_k^i$ , qui est publiquement disponible au moment où il doit prendre sa décision ; cette information est en particulier issue de l'expérience accumulée par d'autres entreprises qui auraient potentiellement expérimenté cette technologie avant l'entreprise  $i$  considérée. Au contraire, le manager de l'entreprise  $i$  est capable d'observer  $x_{i,k}^*$  et connaît donc avec certitude la nature de la décision qu'il faut prendre. Cependant, son objectif personnel n'est pas nécessairement identique à celui du propriétaire de l'entreprise. Comme dans Aghion et Tirole [1997], nous supposons que l'action relative à la technologie  $k$  que le manager souhaite engager est donnée par :

$$z_{i,k}^* = \begin{cases} x_{i,k}^* & \text{avec probabilité } \delta \\ \sim x_{i,k}^* & \text{avec probabilité } 1 - \delta \end{cases} \quad (1.2)$$

Cette spécification implique que  $\delta$  est un paramètre mesurant le degré de *congruence* entre les objectifs du propriétaire et du manager de l'entreprise. Il faut noter que l'équation 1.2 suppose que le manager est informé de la décision correcte à prendre *pour l'entreprise  $i$* , et non pas uniquement de la nature de l'action de référence.

Plusieurs hypothèses simplificatrices supplémentaires<sup>34</sup> induisent que, lorsque l'autorité est délég-

<sup>34</sup>Sur tous les autres aspects, le modèle présenté ici est simplifié à l'extrême afin de concentrer l'analyse sur les principales prédictions du modèle et d'en clarifier l'exposition. En particulier, nous supposons que les relations entre propriétaires et

guée au manager, c'est la décision qui est optimale pour lui<sup>35</sup> (et pas nécessairement pour le principal) qui est prise :  $x_{i,k} = z_{i,k}^*$ .

Enfin, nous supposons que  $\delta \in (1/2, 1 - \varepsilon)$ , ce qui signifie que l'objectif propre du manager est le plus souvent aligné avec celui du principal ( $\delta > 1/2$ ), mais que le conflit d'intérêt est suffisamment sévère pour que le principal, s'il était informé de l'action de référence, préférerait prendre lui-même la décision d'adoption de technologie ( $\delta < 1 - \varepsilon$ ).

La forme organisationnelle de l'entreprise  $i$  choisie par le principal et les décisions relatives à l'adoption de la technologie  $k$  qu'il prend dépendent toutes deux de l'historique  $h_k^i$  de l'information publiquement disponible. Cet historique inclut notamment le bilan de toutes les expériences précédentes relatives à la technologie  $k$  (en particulier, quelles décisions de mise en œuvre  $L$  ou  $R$  ont été prises, et lesquelles ont conduit au succès). Puisque conditionnellement à  $x_k^*$ , les succès et échecs des différentes entreprises qui ont précédemment expérimenté la technologie  $k$  sont indépendants, toute l'information pertinente pour le principal peut être synthétisée par la série suivante :  $h_k^i = \{n_k^i, \tilde{n}_k^i\}$  où  $n_k^i$  désigne le nombre d'entreprises qui ont tenté de mettre en œuvre la technologie  $k$  avant l'entreprise  $i$ , et  $\tilde{n}_k^i \leq n_k^i$  est le nombre d'entreprises pour lesquelles l'action  $L$  s'est avérée être la décision optimale<sup>36</sup>. La quantité  $n_k^i$  est une mesure directe de *distance à la frontière technologique*. En effet, lorsque  $n_k^i$  est élevé, de nombreuses autres entreprises ont déjà expérimenté la technologie  $k$  au moment où l'entreprise  $i$  effectue son choix d'adoption. Les analyses de statique comparative par rapport à  $n_k^i$  seront donc informatives sur la relation entre distance à la frontière technologique et décisions de décentralisation.

Soit  $\pi(d_{i,k}; h_k^i)$  la probabilité que l'entreprise  $i$  choisisse l'action correcte conditionnellement à l'historique  $h_k^i$  et à la forme organisationnelle  $d_{i,k}$ . On peut montrer que maximiser le profit intertemporel dans ce contexte revient à maximiser période par période  $\pi(d_{i,k}; h_k^i)$  (voir Acemoglu *et al.* [2006]). De

---

managers sont limitées à des relations de court terme. De plus, nous supposons que le bénéfice privé perçu par le manager lorsque  $x_{i,k} = z_{i,k}^*$  ne peut être transféré au propriétaire de l'entreprise du fait, par exemple, que les managers sont soumis à de fortes contraintes de crédit. Par ailleurs, il est supposé être suffisamment important pour qu'il ne soit pas profitable, pour le principal, de proposer des contrats incitatifs qui conduiraient le manager à prendre la décision optimale pour l'entreprise quelle que soit la décision optimale pour lui.

<sup>35</sup>En d'autres termes, dans ce modèle, le choix entre délégation d'autorité et centralisation revient à choisir de tenir compte, ou non, des préconisations du manager. En particulier, tous les résultats obtenus seraient identiques si l'on considérait un modèle un peu différent dans lequel le manager transmet ses recommandations au principal, qui décide d'en tenir ou compte ou non pour définir sa stratégie d'adoption technologique. Dans ce modèle alternatif, la "délégation" correspondrait au choix de suivre les recommandations du manager. Voir Acemoglu *et al.* [2006] pour l'analyse du cas où le principal est susceptible de recourir à des contrats incitatifs.

<sup>36</sup> $\tilde{n}_k^i$  est égal au nombre d'entreprises  $i'$  qui ont adopté la technologie  $k$  avant l'entreprise  $i$ , qui ont choisi  $x_{i',k} = L$  avec raison ou qui ont choisi  $x_{i',k} = R$  à tort. L'information sur la forme organisationnelle prise par ces entreprises est également publiquement disponible, mais l'équation 1.2 implique que  $\tilde{n}_k^i$  est une statistique suffisante pour toute cette information.



ce fait, le principal choisira  $d_{i,k} = 1$  (la délégation) lorsque  $\pi(d_{i,k} = 1; h_k^i) > \pi(d_{i,k} = 0; h_k^i)$ .

D'après l'équation 1.2 et la discussion précédente, lorsque le principal choisit de déléguer l'autorité, on a  $\pi(1; h_k^i) = \delta$ . Par contre, dans une organisation centralisée ( $d_{i,k} = 0$ ), le principal prend la décision optimale conditionnellement à l'information publiquement disponible. Par conséquent, la probabilité  $\pi(0; h_k^i)$  de succès dans une organisation centralisée est une variable aléatoire qui dépend de l'historique  $h_k^i = \{n_k^i, \tilde{n}_k^i\}$ . Elle dépend en particulier du positionnement  $n_k^i$  de l'entreprise  $i$  par rapport à la frontière technologique : à mesure que cette distance augmente et que l'information publique relative à la technologie  $k$  augmente, le principal est capable de déterminer la nature de l'action de référence  $x_k^*$  avec une précision croissante. Plus précisément, lorsqu'au contraire l'entreprise  $i$  est à la frontière technologique ( $n_k^i = 0$ ), le principal ne dispose d'aucune information (publique) pertinente, de sorte que  $\pi(0; h_k^i) = 1/2$ . A l'opposé, la probabilité pour le principal de choisir l'action correcte augmente à mesure qu'il peut se reposer sur l'expérience d'un nombre croissant d'entreprises. On peut montrer<sup>37</sup> que  $\text{plim}_{n_k^i \rightarrow \infty} \pi(0; h_k^i) = 1 - \varepsilon$ . Lorsque  $n_k^i$  est petit,  $\pi(0; h_k^i)$  est inférieur à  $\pi(1; h_k^i) = \delta > 1/2$ , mais lorsque  $n_k^i$  augmente, cette quantité tend vers  $1 - \varepsilon$  et deviendra supérieure à  $\pi(1; h_k^i) = \delta$  (puisque par hypothèse  $\delta < 1 - \varepsilon$ ). Cet argumentaire établit que la délégation d'autorité sera choisie par les entreprises proches de la frontière technologique, mais pas par celles qui en sont suffisamment éloignées. En notant  $d_{i,k}^*(h_k^i)$  le choix organisationnel optimal conditionnellement à l'historique  $h_k^i$ , le résultat suivant peut être établi :

**Proposition 1 (Distance à la frontière technologique)** *Supposons que  $\delta \in (1/2, 1 - \varepsilon)$  et considérons*

*la décision relative à l'adoption de la technologie  $k$  prise par l'entreprise  $i$ .*

*(i) Dans une entreprise qui est "à la frontière technologique" ( $n_k^i = 0$ ), le principal choisit de déléguer l'autorité, soit :  $d_{i,k}^*(h_k^i = \{0, 0\}) = 1$ .*

*(ii) Dans une entreprise qui est suffisamment éloignée de la frontière technologique, i.e. telle que  $n_k^i \rightarrow \infty$ , le principal choisit presque sûrement une organisation centralisée, car*

$$\text{plim}_{n_k^i \rightarrow \infty} d_{i,k}^*(h_k^i = \{n_k^i, \tilde{n}_k^i\}) = 0.$$

<sup>37</sup>Ces développements, ainsi que l'énoncé de la proposition 1, établissent que  $\pi(0; h_k^i)$  tend (de façon croissante) vers  $1 - \varepsilon$  lorsque  $n_k^i \rightarrow \infty$  (voir la démonstration dans Acemoglu *et al.* [2006]). Cependant,  $\pi(0; h_k^i)$  et la probabilité de décentralisation ne sont pas des fonctions croissantes monotones de  $n_k^i$ . Dans Acemoglu *et al.* [2006], on montre que lorsque  $n_k^i$  est peu élevé, des effets de valeurs entières rendent la fonction  $\pi(0; h_k^i)$  non monotone, mais elle croît "globalement" en  $n_k^i$ , i.e. en moyennant les valeurs prises par cette fonction sur un ensemble de valeurs de  $n_k^i$  adjacentes.

Dans l'analyse empirique, nous approximations la distance<sup>38</sup> à la frontière technologique par l'écart entre le niveau de productivité de l'entreprise considérée et le niveau de productivité maximal (du quantile d'ordre 99) atteint dans son secteur d'activité. On peut en effet montrer que les entreprises éloignées de la frontière technologique sont moins productives en moyenne, car ce sont les entreprises qui ont eu peu d'opportunités technologique ( $p_i$  peu élevé), et qui de ce fait gravissent lentement l'échelle des technologies.

Le résultat qui suit relie le degré d'hétérogénéité  $\varepsilon$  au choix d'organisation de l'entreprise. Notons  $\Pr(d_{i,k}^*(h_k^i) = 1)$  la probabilité non conditionnelle que l'entreprise  $i$  choisisse la délégation lors de la mise en œuvre de la technologie  $k$ .

**Proposition 2 (Hétérogénéité)** *Considérons la décision d'adoption de la technologie  $k$  par l'entreprise  $i$ . Pour une distance à la frontière  $n_k^i$  fixée, une augmentation du degré d'hétérogénéité  $\varepsilon$  rend la décision de délégation d'autorité plus probable, car  $\partial \Pr(d_{i,k}^*(h_k^i) = 1) / \partial \varepsilon \geq 0$  pour tout  $h_k^i$ .*

Intuitivement, lorsque  $\varepsilon$  est petit, les entreprises sont peu hétérogènes entre elles, de sorte que l'expérience des entreprises qui ont précédemment mis en œuvre la technologie révèle beaucoup d'information sur la nature de l'action de référence. Lorsque  $\varepsilon$  est petit, les croyances *a posteriori* des entreprises sont donc davantage sensibles à l'accroissement de l'information publique. En d'autres termes, conditionnellement à  $h_k^i$ ,  $\partial \pi(0; h_k^i) / \partial \varepsilon \leq 0$ , de sorte que lorsque  $\varepsilon$  augmente, pour tout historique  $h_k^i$ , la délégation devient plus attractive<sup>39</sup>.

La proposition 2 délivre la prédiction testable la plus intéressante ; elle suggère en effet que les entreprises seront plus fréquemment décentralisées dans des secteurs d'activités caractérisés par une dispersion importante des performances des entreprises, et que les organisations décentralisées sont également plus probables lorsque les entreprises présentent des caractéristiques (e.g. productives) très différentes.

Dans l'application empirique, trois mesures différentes du paramètre d'hétérogénéité sont proposées. Nous utilisons tout d'abord une mesure de dispersion sectorielle des taux de croissance de la productivité. Cette mesure est la plus proche de la notion théorique, puisqu'un plus haut degré d'hétérogénéité

<sup>38</sup>Les prédictions théoriques, dans cette section, sont établies en termes de "distance à la frontière technologique", mais l'analyse empirique utilisera davantage la notion symétrique de "proximité à la frontière technologique".

<sup>39</sup>La complexité de la preuve provient du fait qu'une variation de  $\varepsilon$  affecte simultanément la probabilité d'apparition des historiques  $h_k^i$ . On peut cependant montrer qu'une augmentation de  $\varepsilon$  modifie la distribution de probabilité *ex ante* des historiques  $h_k^i$  dans un sens qui rend également la délégation plus probable.

( $\varepsilon$ ) induit une répartition plus équilibrée entre succès et échecs dans l'adoption technologique, et donc une plus grande variabilité des taux de croissance entre entreprises. Nous proposons alternativement un indicateur de dispersion des *niveaux de productivité*, qui a l'avantage empirique d'être moins sensible aux erreurs de mesure, ainsi qu'une mesure d'homogénéité définie au niveau entreprise comme la distance moyenne (en termes de profil de production, éventuellement pondéré par les investissements en TIC) entre l'entreprise considérée et les autres entreprises de l'économie. L'hypothèse sous-jacente à cette mesure est que plus les entreprises se ressemblent (en termes de production), plus elles peuvent bénéficier mutuellement de leurs expériences en termes d'adoption de technologies.

Ce cadre d'analyse peut également être étendu (voir Acemoglu *et al.* [2006]) afin de dériver une dernière relation entre âge de l'entreprise et structure organisationnelle : en effet, il est naturel de penser que les entreprises sont susceptibles de bénéficier de l'information issue de l'expérience d'autres entreprises, mais également de leurs propres expériences passées. Les entreprises jeunes ayant accumulé une quantité d'information moins importante, elles sont davantage susceptibles de choisir une organisation décentralisée. Cette dernière corrélation entre âge de l'entreprise et probabilité de décentralisation sera également examinée dans la section empirique.

## 1.3 Données et spécification économétrique utilisées

### 1.3.1 Stratégie d'estimation empirique

Dans cette section, nous documentons empiriquement les trois corrélations précédemment présentées :

1. Les entreprises proches de la frontière technologique délèguent plus fréquemment l'autorité (dans une organisation décentralisée).
2. La délégation est plus fréquente en environnement fortement hétérogène.
3. Les entreprises jeunes adoptent plus fréquemment des organisations de type décentralisées.

L'analyse de ces corrélations est soumise à un grand nombre de tests de robustesse : elles sont examinées sur données françaises puis britanniques ; plusieurs indicateurs de décentralisation sont considérés, et nous étudions également leur robustesse à un grand nombre de contrôles déterminant potentiellement la structure d'organisation des entreprises. La spécification économétrique du modèle de délégation est de la forme (simple) suivante :

$$d_{ilt}^* = \alpha.H_{ilt-1} + \beta.PF_{ilt-1} + \gamma.\hat{age}_{ilt-1} + \mathbf{w}'_{ilt-1}.\zeta + u_{ilt}, \quad (1.3)$$

où  $i$  désigne une entreprise,  $l$  son secteur d'activité et  $t$  indice le temps. Dans ce formalisme,  $d_{ilt}^*$  est la variable latente indiquant la propension de l'entreprise à déléguer l'autorité aux managers ;  $H_{ilt-1}$  est une mesure d'hétérogénéité, tandis que  $PF_{ilt-1}$  est une mesure de "proximité à la frontière technologique" (inverse de la mesure associée de distance à la frontière technologique). Enfin,  $\hat{age}_{ilt-1}$  renvoie à l'âge de l'entreprise,  $\mathbf{w}_{ilt-1}$  est un vecteur de contrôles additionnels, définis au niveau de l'entreprise ou au niveau de son secteur d'activité, et  $u_{ilt}$  est un résidu supposé suivre une distribution gaussienne. Toutes les variables explicatives sont retardées par rapport à l'indicateur de décentralisation "expliqué" afin de remédier aux problèmes potentiels d'endogénéité lié à la simultanéité temporelle directe entre ces variables, qui constitue la forme la plus évidente de causalité inverse. Il est cependant clair que les estimations issues de l'équation 1.3 ne sauraient être considérées comme des effets causaux à proprement parler, en particulier en raison de l'hétérogénéité inobservée susceptible d'affecter simultanément les décisions de délégation et certains des facteurs explicatifs introduits dans l'équation.

Tous les indicateurs de décentralisation utilisés sont des variables indicatrices  $d_{ilt} \in \{0, 1\}$ , dont nous supposons (de façon standard) qu'elles correspondent aux contre-parties observables suivantes de la variable latente :

$$d_{ilt} = \begin{cases} 1 & \text{if } d_{ilt}^* > 0 \\ 0 & \text{if } d_{ilt}^* \leq 0 \end{cases}, \quad (1.4)$$

où  $d_{ilt}^*$  est défini à l'équation 1.3. L'équation 1.4, combinée avec l'hypothèse selon laquelle  $u_{it}$  suit une distribution gaussienne conduit au modèle probit standard, estimé par maximum de vraisemblance. Nous vérifierons cependant la robustesse des résultats obtenus en expérimentant d'autres spécifications alternatives : modèle logit et modèle de probabilité linéaire.

### 1.3.2 Données utilisées, enjeux de mesure

#### Données

Les données utilisées sont issues de deux enquêtes françaises et d'une enquête britannique (voir également l'annexe A). En l'absence de véritable variable instrumentale permettant de traiter de façon convaincante les problèmes d'endogénéité soulignés plus haut, le fait d'obtenir des résultats similaires

sur cet éventail de bases de données indépendantes constitue un important test de robustesse et de validation croisée des estimations proposées<sup>40</sup>. Le principal échantillon a été constitué à partir de l'enquête française "Changements Organisationnels et Informatisation" (COI), qui a été réalisée auprès d'environ 4000 entreprises industrielles<sup>41</sup>. Ces données ont été appariées au fichier FUTE, qui couvre exhaustivement la population d'entreprises industrielles de plus de 20 salariés<sup>42</sup>. Certaines des variables de contrôle sectorielles sont construites à partir de cette base de données exhaustive et décrivent donc l'ensemble de la population des entreprises françaises. L'appariement entre COI et FUTE, après élimination des observations non informées, conduit à un échantillon de 3570 entreprises.

La principale mesure de décentralisation issue de l'enquête COI repose sur l'indicateur d'organisation en centres de profit. En pratique, lorsqu'une entreprise dépasse une certaine taille, elle doit choisir entre une organisation centralisée dans laquelle les décisions sont toutes prises au siège de l'entreprise, et une organisation davantage décentralisée. Les entreprises sont alors généralement organisées en unités opérationnelles (*business units*) dotées d'un degré variable d'autonomie. La plupart des entreprises créent des "centres de responsabilité (*responsibility centers*)" dont la direction est assurée par un manager<sup>43</sup>. Ces "centres de responsabilité" se déclinent (par ordre d'autonomie décroissante) en centres de profit, centres de coût, et centre de revenus. Lorsqu'une entreprise est organisée en centres de profit, le manager a pour fonction de maximiser le profit dégagé par sa structure en contrôlant à la fois les revenus et les coûts. Il a une très grande autonomie en termes d'achat des équipements, d'embauche du personnel, de gestion des stocks et de gestion des ressources humaines<sup>44</sup> (politique salariale, primes, promotions, etc.). Au contraire, le manager d'un centre de coûts (ou de revenus) n'est responsable que de l'un de

<sup>40</sup>Toutes les corrélations obtenues présentent des signes identiques, ce qui laisse penser que les relations sous-jacentes ne sont pas "indéterminées". De plus, le fait d'utiliser à la fois des données françaises et britanniques permet de rejeter la présomption selon laquelle ces corrélations seraient uniquement dues à des effets "culturels" et non aux comportements économiques précédemment présentés.

<sup>41</sup>Greenan et Mairesse [1999], Janod [2002], Aubert, Caroli, et Roger [2006], Crépon, Heckel, et Riedinger [2004], et Janod et Saint-Martin [2002] sont des exemples de travaux utilisant ces mêmes données.

<sup>42</sup>Le fichier FUTE résulte de l'appariement des enquêtes EAE et des fichiers fiscaux. Il couvre également les secteurs du commerce et des services (population d'entreprises de plus de 10 salariés) - voir plus bas. De même, l'information sur la structure démographique de chaque entreprise (qualifications, âge, sexe, nombre d'heures travaillées) est issue des sources DADS "postes" ré-agrégées au niveau entreprise.

<sup>43</sup>Sur la signification des termes "*responsibility centers*" et "*profit centers*" dans la littérature managériale, voir par exemple : <http://smccd.net/accounts/nurre/online/chtr12a.htm>.

De plus, <http://www.aloa.co.uk/members/downloads/PDF%20Output/costcentres.pdf> propose une discussion sur l'autonomie des centres de profit. Janod [2002] et Janod et Saint-Martin [2004] sont des exemples de travaux utilisant ce même indicateur comme mesure de décentralisation.

<sup>44</sup>L'ouvrage de Merchant [1989] (p. 10) explique à propos des centres de profit : "*The profit center managers frequently know their business better than top management does because they can devote much more of their time to following up developments in their specialized areas. Hence, top level managers usually do not have detailed knowledge of the actions they want particular profit center managers to take, and even direct monitoring of the actions taken, if it were feasible would not ensure profit center managers were acting appropriately.*"

ces deux aspects. Milgrom et Roberts [1992] (pp. 229-230) opposent les centres de profit et les centres de coûts de la façon suivante :

*"Managers who are given responsibility for profits, for example, are commonly given broader decision authority than those responsible just for costs or sales."*

30% environ des entreprises de l'échantillon COI sont organisées en centres de profit.

La seconde base de données est issue de l'"Enquête Reponse" de 1998 ; cette enquête a été menée auprès d'un peu moins de 3000 établissements français répartis dans tous les secteurs d'activité marchands (industrie et services). Cette base de données a également été appariée aux fichiers FUTE, ce qui conduit à un échantillon final de 2200 établissements. Cette enquête permet de mesurer la délégation des entreprises de deux façons alternatives. Tout d'abord, le questionnaire contient un item interrogeant directement les directeurs d'établissements sur le degré d'autonomie dont ils disposent (par rapport au siège) dans leurs décisions d'investissement. Puisque cette question n'est pertinente que pour les établissements qui font partie d'une structure plus complexe (groupes ou entreprises multi-établissements), l'analyse de cet indicateur est restreinte ci-dessous au sous-échantillon des 1258 établissements qui sont dans ce cas. Ensuite, le questionnaire de l'enquête contient également une question sur la suppression de niveaux hiérarchiques entre 1996 et 1998. Bien que cet indicateur ne semble *a priori* pas être une mesure de la délégation interne à l'entreprise<sup>45</sup>, des travaux empiriques récents ont cependant montré que ce type de réorganisation est le plus souvent la conséquence d'un accroissement de l'autonomie pour les niveaux hiérarchiques inférieurs (voir par exemple Caroli et Van Reenen [2001] ou Rajan et Wulf [2006]).

Enfin, nous utilisons également une base de données britanniques, l'enquête "*Workplace Employee Relations Survey (WERS)*" de 1998, dont la structure est similaire à celle de l'enquête Reponse. Le WERS ne contient pas d'indicateur direct d'organisation en centres de profit ni d'autonomie des directeurs d'établissement dans leurs décisions d'investissement, mais il inclut un indicateur de leur autonomie en termes de décisions d'embauche et de gestion de ressources humaines, que nous utilisons plus bas comme indicateur de décentralisation. La principale limite de ces données britanniques est

---

<sup>45</sup>La réduction du nombre de niveaux hiérarchiques peut théoriquement être associée à davantage d'autonomie pour les employés des échelons hiérarchiques inférieurs, mais également à davantage de centralisation, puisque les niveaux hiérarchiques supérieurs sont susceptibles de bénéficier de remontées d'information plus directes en provenance des échelons inférieurs.

qu'il n'est pas possible, pour des raisons légales de confidentialité, de les apparier avec d'autres bases de données complémentaires de niveau entreprise ; les seuls contrôles (en particulier, de productivité) utilisables sont donc des contrôles sectoriels, agrégés à un niveau fin (NACE à quatre chiffres).

## Indicateurs

Notre indicateur de proximité à la frontière technologique est défini comme l'écart entre (le log de) la productivité du travail de l'entreprise considérée, en termes de valeur ajoutée produite par heure, et le niveau de productivité "frontière" de son secteur principal d'activité :  $\ln y_{ilt} - \ln y_{Ft}$ , où  $F$  désigne la "frontière". Nous en présentons ci-dessous différentes mesures empiriques alternatives. Nous considérons également, comme test de robustesse, un indicateur fondé sur la Productivité Globale des Facteurs (PGF)<sup>46</sup>.

La spécification économétrique de base inclut une version "non contrainte" de cette mesure de proximité à la frontière technologique, i.e. nous n'imposons pas d'emblée l'égalité des coefficients associées aux deux termes (entreprise et sectoriel)  $\ln y_{ilt-1}$  et  $\ln y_{Ft-1}$  :

$$d_{ilt}^* = \alpha \cdot H_{ilt-1} + \beta_1 \cdot \ln y_{ilt-1} + \beta_2 \cdot \ln y_{Ft-1} + \gamma \cdot \hat{age}_{ilt-1} + \mathbf{w}'_{ilt-1} \cdot \boldsymbol{\zeta} + u_{ilt}. \quad (1.5)$$

Cette spécification permet en effet de tester si  $\beta_2 < 0$ , i.e. la délégation est bien négativement corrélée au niveau de productivité "frontière", et si  $\beta_1 = -\beta_2$ . Ce contrôle de robustesse est important, car il permet de s'assurer que la corrélation obtenue entre délégation et proximité à la frontière technologique n'est pas entièrement "tirée" par la corrélation positive entre la délégation et le niveau de productivité de l'entreprise elle-même (dans ce cas, nous obtiendrions  $\beta_2 = 0$  dans l'équation 1.5), ce terme de niveau "entreprise" étant davantage suspecté d'endogénéité que le terme sectoriel.

Trois mesures alternatives d'hétérogénéité  $H_{it}$  sont proposées dans l'application empirique. Ces trois mesures sont construites à partir de l'exhaustivité du fichier FUTE et décrivent donc la totalité de la population couverte<sup>47</sup>. La mesure de référence est notée  $H_t^G$  et correspond à la dispersion sectorielle

<sup>46</sup>La "frontière" sera le plus souvent définie comme le quantile de productivité d'ordre 99 du secteur d'activité de l'entreprise ; de fait, la valeur "maximale" obtenue sur des fichiers de niveau entreprise tels que le fichier FUTE est souvent entachée d'erreurs de mesure (de codage, etc.) et est donc souvent un indicateur empiriquement moins robuste. Nous considérons également, comme contrôles de robustesse, les quantiles d'ordre 95 et 90, et même une mesure fondée sur le *rang* de l'entreprise en termes de productivité dans son secteur d'activité.

<sup>47</sup>Pour le Royaume-Uni, ce sont les données du répertoire ABI qui ont été utilisées.

(au niveau NACE à 4 chiffres) des taux de croissance de la productivité horaire. Cette mesure capture l'intensité du paramètre  $\varepsilon$  introduit dans la modélisation proposée en section 1.2, puisque des valeurs élevées de  $\varepsilon$  impliquent une hétérogénéité accrue des performances des entreprises qui mettent en œuvre une technologie donnée (identique), ce qui induit une plus grande variabilité des taux de croissance de la productivité à un niveau sectoriel. Ces taux de croissance correspondent à la croissance moyenne annuelle de la productivité horaire au cours de la période 1994 à 1997 ; leur dispersion est mesurée par l'écart entre les quantiles sectoriels d'ordre 10 et 90 :

$$H_l^G \equiv (\Delta \ln y_{il})^{90} - (\Delta \ln y_{il})^{10}, \quad (1.6)$$

où  $(\Delta \ln y_{il})^P$  désigne le quantile d'ordre  $P$  de la distribution des taux de croissance de productivité au sein du secteur  $l$ . Certaines spécifications alternatives sont fondées sur l'écart entre les quantiles d'ordres 5 et 95 respectivement, ou sur l'écart-type de la distribution (éventuellement après troncature des queues de distribution).

Le deuxième indicateur d'hétérogénéité proposé, noté  $H_l^L$  est similaire à  $H_l^G$ , mais construit à partir des *niveaux* de productivité (et non à partir des taux de croissance) i.e.  $H_l^L \equiv \ln y_{il}^{90} - \ln y_{il}^{10}$ . Cette mesure d'hétérogénéité n'est présentée qu'en contrôle de robustesse, car elle présente deux limites importantes par rapport au contrôle précédent. Tout d'abord, elle est susceptible d'être très corrélée à la mesure de proximité à la frontière technologique, de sorte que l'identification de l'effet propre de ces deux indicateurs risque d'être rendue difficile par d'importants problèmes de colinéarité. Ensuite, la mesure  $H_l^G$  spécifiée en taux de croissance est vraisemblablement une meilleure proxy de  $\varepsilon$  puisqu'elle permet d'éliminer les composantes inobservables invariantes dans le temps susceptibles d'affecter la productivité des entreprises (e.g. la qualité du management, effets "marques", etc.). Pourtant, son intérêt pratique est que, comme toute mesure spécifiée en niveau, elle est moins affectée par d'éventuelles erreurs de mesure (codage, etc.).

Les deux premières mesures d'hétérogénéité sont donc des indicateurs sectoriels ; la troisième mesure proposée, notée  $H_i^F$ , est définie au niveau entreprise et mesure (l'inverse du) le nombre d'entreprises "proches" de l'entreprise considérée en termes de technologie (dans l'espace des produits). En effet, lorsque l'entreprise a de nombreux "voisins", elle est davantage susceptible de pouvoir tirer parti de leurs expériences technologiques, ce qui correspond, en termes de modélisation, à des valeurs de  $\varepsilon$  peu



élevées<sup>48</sup>. La variable  $H_i^F$  est calculée de la façon suivante : soit  $s_i \equiv (s_{i1}, \dots, s_{iL})$  le vecteur de décomposition des ventes de l'entreprise  $i$  entre ses différentes parts d'activité au niveau NACE à 4 chiffres. On a donc par définition :  $\sum_{l=1}^L s_{il} = 1$ . Par ailleurs, une composante  $l$  du vecteur  $s_i$  sera nulle lorsque l'entreprise ne produit pas de bien  $l$ , et elle sera égale à 1 dans le cas où l'entreprise ne produit que ce seul bien. La "proximité" entre deux entreprises  $i$  et  $i'$  du fichier FUTE est alors définie comme le coefficient de corrélation non centré entre leurs vecteurs de production respectifs, soit :

$$c_{ii'} \equiv \frac{\sum_{l=1}^L s_{il} \cdot s_{i'l}}{\left(\sum_{l=1}^L s_{il}^2\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \left(\sum_{l=1}^L s_{i'l}^2\right)^{\frac{1}{2}}},$$

Cette quantité est d'autant plus élevée que le profil de production des deux entreprises est similaire ; il vaut 1 lorsque ces profils sont identiques. Comme l'approche théorique présentée précédemment souligne l'importance de ce type de paramètre *dans le contexte spécifique de l'adoption technologique*, nous proposons de pondérer ces mesures de proximité par l'investissement en technologies de l'information (TI), de sorte que l'indicateur d'hétérogénéité prend la forme suivante :

$$H_i^F \equiv \log \left( \frac{\sum_{i', i' \neq i} c_{ii'} \cdot IT_{i'}}{\sum_{i', i' \neq i} IT_{i'}} \right)^{-1}, \quad (1.7)$$

Dans cette expression,  $IT_{i'}$  désigne le montant d'investissement en TI de l'entreprise  $i'$  ; par ailleurs, la somme porte sur l'intégralité des entreprises présentes dans le fichier FUTE. La version non-pondérée de cet indicateur est également testée comme contrôle de robustesse. Une limite de cet indicateur  $H_i^F$  est qu'il est potentiellement fortement corrélé au niveau de concurrence sur le marché des produits. En effet, une entreprise qui a de nombreux "voisins" sur le marché des produits est potentiellement une entreprise qui fait face à une forte pression concurrentielle<sup>49</sup>. Afin de limiter ce problème, nous introduisons dans nos régressions divers indicateurs alternatifs de concurrence sur le marché des produits, en particulier l'indice de Lerner (proxy empirique pour le taux de marge), calculé comme le ratio des profits bruts (valeur ajoutée diminuée du coût du travail) aux ventes. Toutes ces informations sont issues du fichier FUTE. De plus, nous montrons plus bas qu'il existe une corrélation robuste et *positive* entre délégation et concurrence sur le marché des produits<sup>50</sup>. Par conséquent, la corrélation négative

<sup>48</sup>Cette mesure de proximité est inspirée des travaux de Jaffe [1986], qui a utilisé dans son analyse des spillovers technologiques une mesure de "proximité" analogue, mais fondée sur la distribution des brevets des entreprises entre les différentes classes technologiques CIB. Comme très peu d'entreprises de l'échantillon détiennent des brevets, nous n'adoptons pas directement cette démarche, mais utilisons la décomposition des ventes de chaque entreprise entre ses différents produits (au niveau NACE à 4 chiffres).

<sup>49</sup>Sur ce point, voir Bloom, Schankerman, et Van Reenen [2004].

<sup>50</sup>Sur la corrélation positive entre changement organisationnel et concurrence, voir Nickell, Nicolitsas, et Patterson [2001]

entre  $H_i^F$  et la pression concurrentielle sur le marché des produits est uniquement susceptible de biaiser le coefficient associé à  $H_i^F$  vers des valeurs négatives, i.e. vers un signe *opposé* à celui qui est prédit en section 1.2.

Enfin, dans la mesure où la section théorique repose sur l'importance des phénomènes d'apprentissage dans la mise en œuvre de nouvelles technologies, nous proposons d'estimer les équations 1.3 et 1.5 séparément sur les sous-échantillons correspondant aux industries de haute et de basse technologies, ou plus précisément aux industries qui présentent un fort (resp. faible) taux d'investissement en TI, en anticipant que les corrélations prédites par le modèle soient plus prononcées dans le cas des entreprises de haute technologie.

Enfin, la mesure d'âge notée  $\hat{age}_{it-1}$  consiste en une série de quatre indicatrices correspondant aux classes suivantes : âge inférieur à 5 ans, compris entre 5 et 9 ans, compris entre 10 et 19 ans, et (catégorie de référence) supérieur ou égal à 20 ans.

Les moyennes, médianes et écarts-type de toutes les variables sont présentées dans la table 1.1 : l'entreprise moyenne de l'échantillon COI a 323 salariés, a été créée il y a 22 ans, et est structurée en 3 établissements.

## 1.4 Résultats empiriques obtenus

### 1.4.1 Statistiques descriptives

Les figures 1.1 à 1.3 décrivent la part, selon différentes caractéristiques, des 3570 entreprises de l'échantillon COI qui sont organisées de façon décentralisée, sous forme de centres de profit. La figure 1.1 représente la part d'entreprises décentralisées par déciles d'hétérogénéité croissante de l'environnement de l'entreprise ; l'hétérogénéité étant ici mesurée en termes de dispersion (différence entre les quantiles d'ordre 90 et d'ordre 10) des taux de croissance de la productivité sectoriels, à un niveau fin (NACE à quatre chiffres).

Cette figure 1.1 montre que la probabilité pour une entreprise d'être décentralisée augmente avec l'indicateur d'hétérogénéité : 24% seulement des entreprises sont décentralisées dans la classe correspondant au second décile de l'indicateur d'hétérogénéité, alors que cette proportion s'élève à 41% dans le dernier décile. Le premier décile est un peu atypique, dans la mesure où il concentre une proportion

---

et McKinsey Global Institute [2002].

TAB. 1.1 – *Statistiques Descriptives*  
(Enquête COI, 1994-1997)

Variable	Source	Moyenne	Médiane	St dev
<b>Mesures de décentralisation</b>				
Organisation en centres de profit	COI	0.304	0	0.216
Décentralisation des décisions d'investissement	Réponse	0.484	0	0.500
Raccourcissement de la ligne hiérarchique	Réponse	0.436	0	0.496
<b>Mesures d'hétérogénéité : hétérogénéité sectorielle des taux de croissance de la productivité</b>				
90 <sup>ème</sup> – 10 <sup>ème</sup> pourcentiles	DADS/FUTE	0.275	0.263	0.087
95 <sup>ème</sup> – 5 <sup>ème</sup> pourcentiles	DADS/FUTE	0.443	0.406	0.160
Ecart-type	DADS/FUTE	0.177	0.165	0.066
<b>Mesures d'hétérogénéité : hétérogénéité sectorielle des niveaux de productivité (FF/ emp.)</b>				
90 <sup>ème</sup> – 10 <sup>ème</sup> pourcentiles	DADS/FUTE	0.897	0.861	0.229
<b>Mesures d'hétérogénéité : inverse de la part d'entreprises proches dans l'espace des produits</b>				
Part d'entreprises proches (pond. TIC) %	FUTE	0.343	0.138	0.049
<i>log het. niveau entreprise</i>		7.111	6.587	2.381
Part d'entreprises proches (non pond.) %	FUTE	0.216	0.096	0.308
<b>Distance à la frontière technologique (FF/ heure travaillée)</b>				
Productivité du travail (ent.)	DADS/FUTE	0.163	0.143	0.089
99 <sup>ème</sup> pourc.sectoriel, prod. Travail	DADS/FUTE	0.508	0.397	0.315
Proximité à la frontière	DADS/FUTE	0.358	0.334	0.159
<i>log proximité à la frontière</i>		-1.125	-1.096	0.457
<b>Autres variables de niveau entreprise</b>				
Appartenance à un groupe étranger	LIFI	0.173	0	0.143
Appartenance à un groupe étranger	LIFI	0.502	1	0.500
Nbre d'établissements	DADS	3.092	1	8.510
Age de l'entreprise	SIRENE	21.658	18	12.740
Intensité capitalistique (/ valeur ajoutée)	FUTE	1.143	0.907	1.036
Effectif	FUTE	323.463	88.375	677.080
% de salariés travaillant sur ordinateur	COI	59.669	71.846	26.300
% de salariés non qualifiés	DADS	27.004	22.623	20.202
Age moyen des salariés	DADS	38.870	39.010	3.403
Indice de Lerner	FUTE	0.075	0.068	0.077
Part de marché (Fr)	FUTE	1.732	0.404	4.171
Indice de Herfindahl	FUTE	0.049	0.031	0.057
Spécialisation	FUTE	0.831	0.931	0.203
<b>Autres variables sectorielles</b>				
Intensité capitalistique (FF par tête)	BRN	404.987	289.242	369.064
Investment en TIC (FF par tête)	EAE/FUTE	0.849	0.600	0.725

*Note* : Ces statistiques descriptives concernent l'échantillon "COI" (3570 observations), à l'exception des informations relatives aux indicateurs intitulés "Décentralisation des décisions d'investissement" et "Raccourcissement de la ligne hiérarchique" (échantillon Réponse, 1258 observations). L'échantillon COI résulte d'une enquête au niveau entreprise, et contient de l'information sur l'organisation des entreprises concernées en 1997, ainsi que d'autres indicateurs au niveau entreprise. Il ne couvre que les seuls secteurs industriels. L'enquête Réponse est une enquête d'établissements qui contient de l'information sur le changement organisationnel entre 1996 et 1998. Elle couvre l'ensemble des secteurs marchands de l'économie. Le fichier FUTE contient l'information relative aux bilans et aux comptes de résultat de l'ensemble de la population des entreprises françaises (de plus de 20 salariés dans l'industrie et de plus de 10 salariés dans les autres secteurs d'activité). Les fichiers DADS sont issues des déclarations annuelles employeurs ; elles permettent de décrire les heures effectuées par chaque employé (ainsi que les rémunérations associées). Ces déclarations sont obligatoires pour toutes les entreprises françaises. Les fichiers LIFI décrivent la structure de détention des entreprises françaises les plus importantes ; sont également reportées leurs participations dans d'autres sociétés. Enfin, l'acronyme "SIRENE" désigne le répertoire français d'entreprises. Les montants sont exprimés en Francs constants (1995).

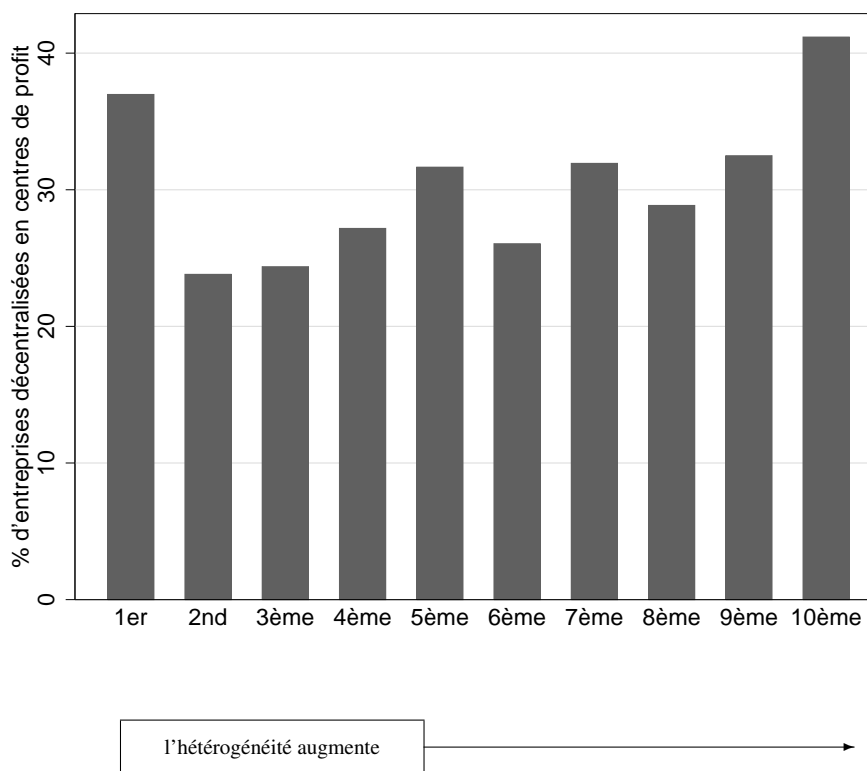


FIG. 1.1 – *Hétérogénéité et décentralisation*

*Note* : En abscisses sont représentées les 10 classes d'entreprises classées par degré d'hétérogénéité croissante. L'hétérogénéité est mesurée en termes de dispersion (différence entre les quantiles d'ordre 90 et d'ordre 10) des taux de croissance de la productivité sectoriels, à un niveau fin (NACE à quatre chiffres). L'axe des ordonnées indique la proportion d'entreprises décentralisées en centres de profit dans la classe considérée. Les 3570 observations sont issues de l'enquête COI (1997).

très élevée d'entreprises peu productives et d'âge élevé (voir ci-dessous).

La figure 1.2 représente la part d'entreprises décentralisées en centres de profit par classes de "proximité à la frontière technologique" (mesurée en termes de productivité) croissante. Alors que 27% seulement des entreprises appartenant au quintile inférieur sont décentralisées, cette proportion s'élève à 38% dans le dernier quintile.

Enfin, la figure 1.3 montre que les entreprises les plus jeunes sont, en moyenne, davantage décentralisées que les entreprises plus âgées : 45% environ des entreprises de moins de 5 ans sont décentralisées, soit 15 point de pourcentage de plus que les entreprises appartenant aux classes d'âge supérieures.

Dans la suite de cette section, nous montrons que ces quelques faits stylisés sont robustes à la prise en compte de nombreux contrôles supplémentaires, à l'utilisation de diverses techniques économétriques d'estimation, et à l'utilisation de différentes mesures empiriques des concepts théoriques de

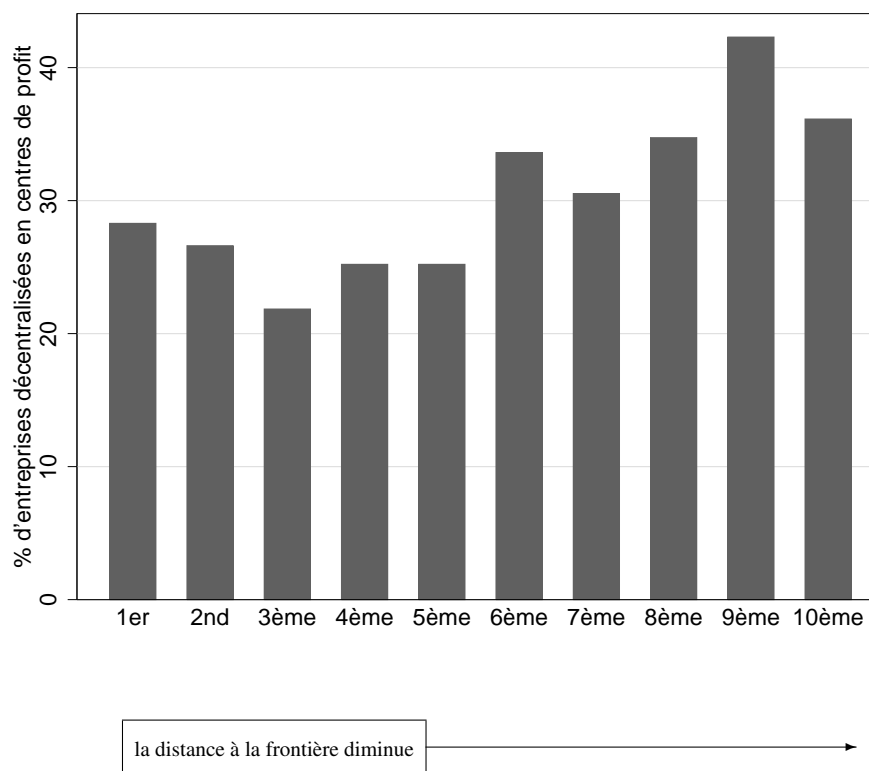


FIG. 1.2 – Proximité à la frontière et décentralisation

*Note* : En abscisses sont représentées les 10 classes d'entreprises classées par degré de proximité à la frontière technologique (en termes de productivité horaire) croissante. L'axe des ordonnées indique la proportion d'entreprises décentralisées en centres de profit dans la classe considérée. Les 3570 observations sont issues de l'enquête COI (1997).

décentralisation, d'hétérogénéité et de distance à la frontière technologique.

### 1.4.2 Décentralisation

Le tableau 1.2 présente les résultats obtenus en utilisant la mesure principale de décentralisation issue de l'enquête COI. Toutes les spécifications ont été estimées par maximum de vraisemblance (modèle probit) ; nous reportons uniquement les effets marginaux obtenus, calculés au point moyen de l'échantillon. Tous les écarts-type reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) et à d'éventuels effets de clusters sectoriels (Moulton [1986]). Toutes les régressions incluent également des indicatrices sectorielles au niveau NACE à trois chiffres<sup>51</sup>.

<sup>51</sup>Les mesures empiriques de frontière technologique et d'hétérogénéité  $H_t^G$  sont définies à un niveau sectoriel fin (quatre chiffres) ; il est donc impossible d'identifier leur effet propre en incluant simultanément dans les régressions des indicatrices sectorielles définies au même niveau d'agrégation. Cependant, les coefficients associés à l'âge de l'entreprise et à son niveau propre de productivité restent identifiés dans ce cas ; ils conservent le signe attendu et restent significativement différents de 0.

TAB. 1.2 – Déterminants de la décentralisation  
(Enquête COI)

Variable dépendante Secteurs	Entreprise décentralisée en centres de profit					
	Echantillon complet				High-tech	Low-tech
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Hétérogénéité</b>	0.211 (0.107)	0.252 (0.102)	0.296 (0.127)	0.251 (0.115)	0.679 (0.189)	-0.062 (0.135)
<b>Frontière (99<sup>ème</sup> percentile) (ln y<sub>F1</sub>)</b>	-0.101 (0.039)	-	-0.225 (0.045)	-	-	-
<b>Productivité du travail (entreprise) (ln y<sub>it</sub>)</b>	0.182 (0.026)	-	0.141 (0.033)	-	-	-
<b>Proximité à la frontière (terme contraint ln y<sub>it</sub> - ln y<sub>F1</sub>)</b>	-	0.167 (0.024)	-	0.164 (0.028)	0.224 (0.040)	0.103 (0.044)
<b>Age de l'ent. &lt; 5 ans</b>	0.151 (0.040)	0.151 (0.040)	0.172 (0.041)	0.174 (0.041)	0.215 (0.059)	0.122 (0.055)
<b>5 ≤ Age de l'ent. &lt; 10 ans</b>	0.012 (0.021)	0.012 (0.021)	0.066 (0.022)	0.066 (0.022)	0.069 (0.032)	0.049 (0.029)
<b>10 ≤ Age de l'ent. &lt; 20 ans</b>	-0.007 (0.019)	-0.007 (0.019)	0.039 (0.019)	0.040 (0.019)	-0.008 (0.027)	0.083 (0.028)
<b>Indice de Lerner</b>	-	-	-0.660 (0.144)	-0.733 (0.136)	-0.947 (0.168)	-0.547 (0.218)
<b>Intensité capitalistique sectorielle (log)</b>	-	-	-0.064 (0.040)	-0.074 (0.040)	-0.115 (0.035)	-0.033 (0.043)
<b>Investissement TIC / sal. (sectoriel, log)</b>	-	-	0.116 (0.019)	0.102 (0.019)	0.059 (0.044)	0.111 (0.029)
<b>Nombre d'établissements (log)</b>	-	-	0.041 (0.015)	0.041 (0.015)	0.027 (0.021)	0.052 (0.017)
<b>Taille de l'entreprise (log)</b>	-	-	0.110 (0.009)	0.110 (0.009)	0.134 (0.015)	0.098 (0.014)
<b>Part de salariés travaillant sur ordinateur</b>	-	-	0.220 (0.034)	0.217 (0.034)	0.238 (0.071)	0.189 (0.034)
<b>Part de salariés qualifiés</b>	-	-	0.169 (0.049)	0.153 (0.048)	0.206 (0.078)	0.090 (0.059)
<b>Intensité capitalistique (ent., log)</b>	-	-	0.008 (0.012)	0.009 (0.012)	-0.003 (0.017)	0.022 (0.016)
<b>Appartenance à un groupe étranger</b>	-	-	0.047 (0.025)	0.045 (0.025)	0.064 (0.038)	0.015 (0.032)
<b>Age moyen des salariés ( /10)</b>	-	-	-0.057 (0.025)	-0.060 (0.025)	-0.155 (0.046)	0.008 (0.027)
<b>Part de marché de l'entreprise</b>	-	-	-0.577 (0.260)	-0.574 (0.257)	-0.821 (0.382)	-0.520 (0.419)
<b>Indice de Herfindahl (log)</b>	-	-	-0.015 (0.017)	-0.011 (0.017)	0.031 (0.027)	-0.024 (0.022)
<b>Spécialisation de l'ent. (log)</b>	-	-	-0.071 (0.030)	-0.070 (0.030)	-0.119 (0.047)	-0.027 (0.039)
<b>Indicatrices sectorielles</b>	yes (73)	yes (73)	yes (73)	yes (73)	yes (52)	yes (42)
<b>Moy. de la var. dépendante</b>	0.304	0.304	0.304	0.304	0.378	0.232
<b>Observations</b>	3,570	3,570	3,570	3,570	1,767	1,803

*Note* : Les coefficients sont des effets marginaux issus d'une estimation probit par maximum de vraisemblance. Les écarts-type reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés d'éventuels effets de cluster sectoriels (au niveau 4 chiffres). Toutes les variables de contrôle sont retardées et moyennées sur trois ans (1994-1997). La productivité du travail est définie comme le logarithme de la valeur ajoutée rapportée au nombre d'heures travaillées ; la "frontière" est définie comme le 99<sup>ème</sup> quantile de la distribution sectorielle de productivité (au niveau 4 chiffres). L'hétérogénéité est définie comme la dispersion des taux de croissance sectoriels de productivité (différence entre les quantiles d'ordres 90 et 10). La catégorie de référence pour l'âge de l'entreprise est "âge supérieur à 20 ans". Le sous-échantillon des entreprises de "haute technologie" regroupe les entreprises appartenant aux secteurs d'activité qui présentent un taux d'investissement en technologies de l'information supérieur à la médiane. Le sous-échantillon des entreprises de "basse technologie" est défini de façon symétrique comme l'ensemble des entreprises appartenant aux secteurs d'activité qui présentent un taux d'investissement en technologies de l'information inférieur à la médiane.

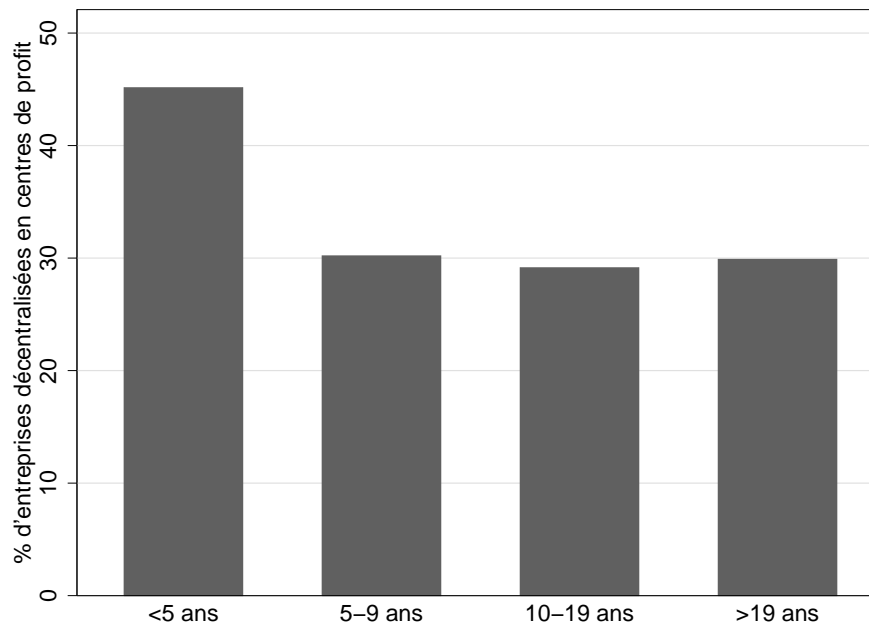


FIG. 1.3 – Age et décentralisation

Note : Les entreprises sont regroupées par classes d'âge. L'axe des ordonnées indique la proportion d'entreprises décentralisées en centres de profit dans la classe considérée. Les 3570 observations sont issues de l'enquête COI (1997).

La première colonne du tableau 1.2 présente les résultats obtenus en incluant dans la régression uniquement les variables centrales de l'analyse : hétérogénéité (mesurée par l'écart entre les quantiles sectoriels d'ordre 10 et 90 des taux de croissance de productivité horaire), frontière technologique (mesurée par le quantile d'ordre 99 de la distribution sectorielle de productivité), niveau de productivité de l'entreprise considérée, indicatrices de classe d'âge et indicatrices sectorielles. Les résultats obtenus sont conformes aux prédictions présentées en section 1.2 : toutes les variables sont affectées du signe attendu et sont significatives à 5%. Les effets marginaux obtenus pour la mesure d'hétérogénéité et le terme de productivité sont positifs, tandis qu'ils sont négatifs pour le terme de frontière technologique et les indicatrices d'âge<sup>52</sup>. Les entreprises qui opèrent dans des environnements hétérogènes ont une probabilité significativement plus élevée d'être décentralisées : l'effet marginal associé à la variable d'hétérogénéité est estimé à 0.211, pour un écart-type de 0.107. Les entreprises les plus jeunes, âgées de moins de 5 ans, ont une probabilité d'être décentralisées supérieures de 15 points de pourcentage

<sup>52</sup>Un premier test de robustesse consiste à analyser les résultats obtenus en introduisant chacune de ces variables-clé de l'analyse individuellement dans la régression. Toutes restent significatives et affectées du signe attendu. Par exemple, en régressant l'indicateur de décentralisation en centres de profit sur des indicatrices sectorielles et le terme d'hétérogénéité uniquement, nous obtenons que l'effet marginal associé à cette dernière variable est de 0.212, et qu'il est significativement différent de 0. Voir Acemoglu *et al.* [2006] pour davantage de précisions.

à celles des entreprises plus âgées ; cette différence est également significative<sup>53</sup> au seuil de 5%. Dans la colonne (2), les deux termes de productivité, de niveaux sectoriel et entreprise, sont combinés en une mesure contrainte de "proximité à la frontière technologique" (voir équation 1.3). Dans cette spécification, l'effet marginal obtenu pour ce terme de proximité à la frontière est de 0.167 (associé à un écart-type de 0.024), tandis que l'effet marginal associé au terme d'hétérogénéité<sup>54</sup> est de 0.252 (associé à un écart-type de 0.102).

Les autres colonnes du tableau 1.2 intègrent un ensemble de variables de contrôles additionnelles qui sont des déterminants potentiels des choix d'organisation de l'entreprise. Elles sont définies au niveau de l'entreprise ou de son secteur d'activité. Ces analyses visent à vérifier que les corrélations présentées précédemment n'étaient pas induites par des variables omises importantes. Les contrôles additionnels définis au niveau entreprise sont : le taux de marge (indice de Lerner), le logarithme du nombre d'établissements, le logarithme de l'emploi de l'entreprise, la part des salariés qui utilisent des micro-ordinateurs, la part des salariés qualifiés, le logarithme de l'intensité capitalistique (stock de capital rapporté à la valeur ajoutée), une indicatrice d'appartenance à un groupe, l'âge moyen des salariés, la part de marché de l'entreprise, et un indice de spécialisation. Les variables définies au niveau sectoriel sont l'indice de Herfindahl, le logarithme de l'intensité capitalistique sectorielle (stock de capital rapporté à l'emploi) et les dépenses sectorielles en technologies de l'information rapportées à l'emploi. Les indicateurs d'intensité capitalistique et d'utilisation des TI sont introduits comme contrôles potentiels afin de rapprocher la mesure de productivité du travail d'une mesure de TFP en prenant en compte les contributions de différentes composantes du stock de capital. Tous ces contrôles améliorent la capacité descriptive du modèle, mais perturbent très peu les estimations obtenues pour les termes d'hétérogénéité, d'âge de l'entreprise et de proximité à la frontière technologique, lesquels restent significatifs à 5%.

Il est également remarquable que tous les coefficients obtenus pour ces variables de contrôle addi-

---

<sup>53</sup> Il faut cependant noter que nous ne disposons que de données en coupe temporelle, de sorte qu'il est impossible de distinguer les effets d'âge des effets de cohorte. De ce fait, le coefficient positif obtenu sur l'indicatrice de la classe d'âge minimale est susceptible de refléter uniquement le fait que les entreprises créées récemment sont davantage susceptibles d'adopter de "bonnes pratiques" en termes de stratégies d'organisation (voir sur ce point Ichinowski, Prenushi et Shaw [1997]). On peut également penser que, plus globalement, les entreprises des secteurs d'activité les plus récents sont davantage susceptibles d'être décentralisées que les entreprises des secteurs traditionnels. Ce point n'est pas aisé à vérifier empiriquement, puisque l'âge moyen des entreprises appartenant à un secteur d'activité donné n'est qu'une proxy très médiocre de l'âge de ce secteur, car les taux d'entrées et de sorties sectoriels sont très différenciés.

<sup>54</sup> Dans cette spécification sans variables de contrôle additionnelles, la restriction  $\beta_1 = -\beta_2$  est rejetée (par un test de Wald à 5%). Au contraire, en introduisant les variables de contrôles des spécifications présentées dans les colonnes (3) et (4), cette restriction n'est plus statistiquement rejetée.



tionnelles sont conformes à la littérature sur ce thème. Les entreprises qui emploient des salariés plus qualifiés (Caroli et Van Reenen [2001]) ou plus jeunes (Aubert, Caroli, et Roger [2006]) ; celles dont les salariés utilisent davantage les technologies informatiques ou qui appartiennent à des secteurs "intensifs en TIC" (Bresnahan, Brynjolfsson, et Hitt [2002]) sont plus fréquemment décentralisées. De plus, les entreprises de grande taille, qui sont organisées en plusieurs établissements, qui sont détenues par des têtes de groupes étrangères ou qui sont plus diversifiées sont également davantage susceptibles d'être décentralisées, sans doute parce que leurs processus de production sont plus complexes. Les variables d'intensité capitalistique (de niveau entreprise ou industrie) ne semblent pas être des déterminants importants du choix de décentralisation. Nous obtenons également une corrélation négative robuste entre l'indice de Lerner, qui mesure (l'inverse de) la concurrence sur le marché des produits et la probabilité de décentralisation, de sorte que les environnements plus concurrentiels semblent propices à davantage de décentralisation. De façon similaire, les entreprises qui disposent de parts de marché importantes sont significativement moins fréquemment décentralisées.

Comme l'argument théorique présenté en section 1.2 analyse les décisions de décentralisation associées aux choix de mise en œuvre de nouvelles technologies, il faut s'attendre à ce que les relations entre décentralisation et hétérogénéité soient plus prononcées dans les secteurs de haute technologie que dans les secteurs de basse technologie. Nous considérerons empiriquement qu'un secteur est de "haute technologie" lorsque le ratio (sectoriel) d'investissement en technologies de l'information rapporté au nombre total de salariés est supérieur à la médiane de l'échantillon. Les industries de "basse technologie" regroupent tous les autres secteurs d'activité. L'équation est alors ré-estimée indépendamment sur ces deux sous-échantillons. Conformément aux prédictions théoriques, les effets marginaux obtenus pour toutes les variables clé et leurs degrés de significativité sont plus élevés dans les secteurs de haute technologie que dans les secteurs de basse technologie. Par exemple, l'indice d'hétérogénéité  $H_1^G$  est positif et significatif dans les secteurs de haute technologie (colonne (5)), mais négatif et non significatif dans les secteurs de basse technologie (colonne (6)). Les effets marginaux associés à la proximité à la frontière et aux indicatrices d'âge sont deux fois plus élevés dans les secteurs de haute technologie que dans les secteurs de basse technologie. Un test du rapport de vraisemblance montre que ces différences sont significatives au seuil de 1% dans le cas de la mesure d'hétérogénéité, et de 5% pour la proximité à la frontière technologique. Par contre, la différence est non significative en ce qui concerne l'âge des entreprises.

Globalement, les résultats reportés dans la table 1.2 suggèrent que, conformément aux prédictions théoriques et aux relations brutes décrites par les figures 1.1 à 1.3, les entreprises qui opèrent dans des environnements hétérogènes, celles qui sont proches de la frontière technologique, et les entreprises jeunes choisissent plus fréquemment des structures décentralisées.

### 1.4.3 Ordres de grandeur

Afin d'évaluer plus précisément les ordres de grandeur impliqués par les estimations présentées dans la table 1.2, nous examinons pour l'entreprise moyenne de l'échantillon, l'impact d'un doublement des principaux déterminants de la décentralisation.

Les calculs reposent sur l'estimation présentée dans la colonne (4) du tableau 1.2. L'effet marginal associé au terme d'hétérogénéité est de 0.251, de sorte que le fait de doubler la valeur moyenne de la mesure d'hétérogénéité (différence des quantiles sectoriels d'ordres 90 et 10 de la distribution des taux de croissance de productivité) de 0.275 à 0.550 induit un accroissement de la probabilité prédite de décentralisation de 7 points de pourcentage environ ( $0.251 \times 0.275 \approx 0.069$ ) ce qui correspond, en termes d'élasticité, à une augmentation de 23% de la probabilité de décentralisation<sup>55</sup>.

De même, le fait de doubler le terme moyen de proximité à la frontière technologique conduit à une augmentation substantielle de la probabilité de décentralisation : 11 points de pourcentage, soit 37% ( $0.164 \times \ln 2 / 0.3 \approx 0.37$ ). Un doublement de l'âge moyen des entreprises de 4 à 8 ans réduit la probabilité de décentralisation d'un tiers (12 points de pourcentage). Tous ces calculs suggèrent que les relations statistiques mises en évidence dans la table 1.2 sont à la fois économiquement et statistiquement significatives.

### 1.4.4 Mesures d'hétérogénéité alternatives

La table 1.3 présente les résultats obtenus avec diverses mesures alternatives d'hétérogénéité. La première colonne reproduit les résultats obtenus dans la table 1.2 avec la différence des quantiles d'ordres 10 et 90 des distributions sectorielles de taux de croissance de la productivité ( $H_t^G$ ). Les colonnes (2) à (4) présentent les estimations obtenues en utilisant des indicateurs alternatifs de dispersion des mêmes distributions sectorielles des taux de croissance de productivité. La colonne (2) correspond

---

<sup>55</sup>Une augmentation de 7 points de pourcentage rapportée à une fréquence moyenne de décentralisation de 30%. Noter qu'une augmentation d'un écart-type (0.087) à partir de la valeur moyenne (0.275) de la mesure d'hétérogénéité induit une augmentation de la probabilité de décentralisation de 2.2 points de pourcentage, soit une augmentation de 7.3%.

à la différence des quantiles d'ordres 5 et 95. L'effet marginal obtenu est de 0.142, l'écart-type associé est de 0.069. Dans la colonne (3), ce sont les écarts-type qui sont introduits dans les régressions ; l'effet marginal obtenu est positif, mais non significatif. Cependant, cet indicateur empirique est particulièrement sensible aux valeurs aberrantes potentielles de la distribution de taux de croissance. C'est pourquoi la colonne (4) propose les estimations obtenues en utilisant les écarts-type calculés sur la distribution obtenue après troncature des quantiles (initiaux) d'ordres 5 et 95. L'effet marginal obtenu est plus élevé, et statistiquement significatif.

La colonne (5) présente le résultat obtenu avec le terme d'hétérogénéité  $H_i^L$  construit à partir des distributions sectorielles des niveaux de productivité. L'effet marginal obtenu est positif, mais n'est pas statistiquement significatif. Cependant, il est rassurant d'observer que les ordres de grandeur en jeu sont de même ampleur que ceux précédemment présentés pour la colonne (1) : le fait de doubler la valeur moyenne de l'indicateur  $H_i^L$  est associé à une probabilité de décentralisation accrue de 27% (soit 8.1 points de pourcentage), alors que la valeur obtenue pour  $H_i^G$  était de 23%. De plus, comme dans la table 1.2, l'effet marginal obtenu sur l'échantillon d'entreprises appartenant à des secteurs de haute technologie est élevé (0.271) et hautement significatif (colonne (6)), alors qu'il est négatif et non significatif sur l'échantillon d'entreprises appartenant à des secteurs de basse technologie (colonne (7)). Ces différences sectorielles sont elles-mêmes statistiquement significatives (la p-valeur associée au test du ratio de vraisemblances est de 0.009).

Enfin, les colonnes (8) à (11) présentent les résultats obtenus avec l'indicateur d'hétérogénéité défini au niveau entreprise<sup>56</sup>,  $H_i^F$ . Cet indicateur mesure l'inverse de la distance moyenne, en termes de profil de production, entre l'entreprise considérée et les autres entreprises de l'économie ; cette mesure est pondérée par l'investissement en technologies de l'information de toutes les entreprises. L'intérêt de cet indicateur alternatif d'hétérogénéité est qu'il repose sur une source empirique d'hétérogénéité entre entreprises très différente des précédents indicateurs, de sorte que les régressions obtenues constituent un élément important de validation croisée des résultats précédents. Dans la colonne (8) du tableau 1.3, cet indicateur  $H_i^F$  est affecté d'un effet marginal de 0.063 pour un écart-type de 0.031. Les deux colonnes suivantes montrent que, comme précédemment, l'effet marginal obtenu est plus fort dans les secteurs de haute technologie (0.098 pour un écart-type de 0.048) que dans les secteurs de basse technologie

<sup>56</sup>Tous les résultats obtenus avec les spécifications présentées dans la table 1.2 seraient comparables si cette mesure  $H_i^F$  d'hétérogénéité. Par exemple, la spécification la plus parcimonieuse présentée dans la colonne (1) de la table 1.2 conduit à un effet marginal associé à  $H_i^F$  de 0.111, son écart-type est de 0.034.

TAB. 1.3 – Déterminants de la décentralisation : Mesures alternatives d'hétérogénéité (Enquête COI)

Variable dépendante ( $\text{moy.} = 0.304$ )	Entreprise décentralisée en centres de profit											
	Hétérogénéité : dispersion des taux de croissance de productivité sectoriels ( $H_t^G$ )					Hétérogénéité : dispersion des niveaux de productivité sectoriels ( $H_t^L$ )					Hétérogénéité : log de l'inverse de la part d'ent. "proches" dans l'espace des produits ( $10, H_t^F$ )	
	90 <sup>ème</sup> - 10 <sup>ème</sup> pourcentiles	95 <sup>ème</sup> - 5 <sup>ème</sup> pourcentiles	Ecart-type	E.-T. après netf.	Ech. complet	90 <sup>ème</sup> - 10 <sup>ème</sup> pourcentiles	High tech	Low-tech	Ech. complet	High-tech	Low-tech	Ech. complet
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
<b>Hétérogénéité</b>	0.251 (0.115)	0.142 (0.069)	0.231 (0.132)	0.870 (0.316)	0.090 (0.062)	0.271 (0.092)	-0.064 (0.090)	0.063 (0.031)	0.098 (0.048)	0.019 (0.037)	0.055 (0.035)	
<b>Proximité à la frontière</b>	0.164 (0.028)	0.168 (0.029)	0.152 (0.028)	0.165 (0.028)	0.153 (0.028)	0.222 (0.041)	0.100 (0.044)	0.159 (0.028)	0.208 (0.039)	0.104 (0.043)	0.146 (0.027)	
<b>Age de l'ent. &lt; 5 ans</b>	0.174 (0.041)	0.173 (0.041)	0.171 (0.041)	0.173 (0.041)	0.171 (0.041)	0.211 (0.059)	0.121 (0.056)	0.177 (0.041)	0.214 (0.060)	0.123 (0.056)	0.173 (0.041)	
<b>5 ≤ Age de l'ent. &lt; 10 ans</b>	0.066 (0.022)	0.067 (0.022)	0.067 (0.022)	0.066 (0.022)	0.068 (0.022)	0.067 (0.032)	0.049 (0.029)	0.067 (0.022)	0.068 (0.032)	0.049 (0.029)	0.067 (0.022)	
<b>10 ≤ Age de l'ent. &lt; 20 ans</b>	0.040 (0.019)	0.041 (0.019)	0.040 (0.019)	0.040 (0.019)	0.039 (0.019)	-0.009 (0.027)	0.083 (0.028)	0.041 (0.019)	-0.005 (0.027)	0.082 (0.028)	0.040 (0.019)	
<b>Indice de Lerner</b>	-0.733 (0.136)	-0.750 (0.137)	-0.708 (0.134)	-0.743 (0.136)	-0.725 (0.132)	-0.952 (0.172)	-0.534 (0.217)	-0.721 (0.136)	-0.895 (0.168)	-0.544 (0.218)	-0.697 (0.133)	
<b>Indicatrices sectorielles</b>	oui (73)	oui (73)	oui (73)	oui (73)	oui (73)	oui (52)	oui (42)	oui (73)	oui (52)	oui (42)	oui (73)	
<b>Observations</b>	3,570	3,570	3,570	3,570	3,570	1,767	1,803	3,570	1,767	1,803	3,570	

Note : Les coefficients sont des effets marginaux issus d'une estimation probit par maximum de vraisemblance. Les écarts-type reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés d'éventuels effets de cluster sectoriels (au niveau 4 chiffres). Dans la colonne (1), l'hétérogénéité est définie comme la différence entre les quantiles d'ordres 90 et 10 de la distribution sectorielle des *taux de croissance* de productivité horaire du travail. Dans la colonne (2), elle correspond à la différence entre les quantiles d'ordres 95 et 5 de cette même distribution ; dans la colonne (3), à l'écart-type sectoriel de ces taux de croissance, et dans la colonne (4), à l'écart-type obtenu après avoir tronqué la distribution afin d'éliminer l'effet de potentielles valeurs extrêmes (les 5% valeurs les plus basses et les plus hautes ont été éliminées dans ce calcul). Dans les colonnes (5) à (7), l'hétérogénéité est définie comme la différence entre les quantiles d'ordres 90 et 10 de la distribution sectorielle des *niveaux* de productivité. Dans les colonnes (8) à (10), l'hétérogénéité est définie comme le logarithme de l'inverse de la part d'entreprises "proches" dans l'espace des produits, pondérées par leur investissement en technologies de l'information. Enfin, dans la colonne (11), une version non pondérée de cette même mesure est utilisée. Toutes les régressions intègrent l'ensemble des contrôles (de niveaux entreprise et industrie) inclus dans la colonne (4) de la table 1.2.

(0.019 pour un écart-type de 0.037). Enfin, dans la colonne (11), nous utilisons la version non pondérée de cet indicateur d'hétérogénéité défini au niveau entreprise. L'argument ici est que si l'indicateur  $H_i^F$  mesurait l'intensité de la concurrence plutôt que la qualité de l'information qu'une entreprise peut extraire de l'expérience des autres acteurs de l'économie, alors sa version non pondérée, plus proche d'une mesure "canonique" de concurrence (*cf.* indice de Herfindahl) devrait davantage ressortir que la version pondérée. Au contraire, nous obtenons un effet marginal positif, mais faiblement significatif (au seuil de 10% seulement), ce qui suggère que, conformément aux développements théoriques, les pondérations par l'investissement en technologies de l'information accroissent le pouvoir explicatif de l'indicateur d'hétérogénéité<sup>57</sup>.

De façon générale, les résultats présentés dans la table 1.3 montrent qu'il existe une corrélation positive robuste entre hétérogénéité et décentralisation, en particulier dans les industries de haute technologie<sup>58</sup>.

#### 1.4.5 Autres contrôles de robustesse

Un grand nombre de contrôles de robustesse ont été effectués<sup>59</sup>. Ils visent à montrer que les résultats obtenus ne sont pas entièrement tirés par les formes fonctionnelles utilisées, les variables de contrôle introduites, ou par la sélection de l'échantillon.

En premier lieu, le fait d'estimer les effets marginaux à l'aide d'une spécification logit ou par moindres carrés ordinaires conduit à des résultats très similaires à ceux reportés dans la colonne (3) du tableau 1.2. Ensuite, les résultats sont également robustes à divers indicateurs de productivité et de distance à la frontière. Par exemple, les résultats obtenus avec des indicateurs de productivité globale des facteurs sont très similaires aux résultats présentés, fondés sur des indicateurs de productivité du travail. Différentes définitions alternatives de distance à la frontière ont également été expérimentées : par exemple, un indicateur *ordinal* fondé sur le rang sectoriel de l'entreprise en termes de productivité du travail, ou

<sup>57</sup>Lorsque les deux mesures d'hétérogénéité définies au niveau entreprise, pondérée et non pondérée, sont simultanément introduites dans la régression, l'indicateur pondéré est affecté d'un effet marginal positif et significatif au seuil de 5 % (effet marginal de 0.184, écart-type de 0.096), tandis que l'indicateur non pondéré est affecté d'un effet marginal négatif et non significativement différent de 0 (effet marginal de 0.184, écart-type de 0.096).

<sup>58</sup>La principale limite des indicateurs empiriques d'hétérogénéité de façon générale est qu'ils sont génériquement corrélés au degré d'incertitude de l'environnement de l'entreprise. Par conséquent, ils sont susceptibles d'affecter l'ampleur du problème d'aléa moral entre l'entreprise et son manager, bien que l'approche théorique fasse abstraction de cet aspect. Cependant, toutes choses égales par ailleurs, cet effet n'est susceptible que d'atténuer les corrélations attendues, puisqu'une incertitude accrue augmente les coûts d'agence et rend les structures décentralisées moins attractives.

<sup>59</sup>Toutes ces analyses sont exhaustivement décrites dans Acemoglu *et al.* [2006].

encore des indicateurs similaires à celui qui est reporté dans le corps du texte, mais s'appuyant sur des quantiles sectoriels moins élevés (95<sup>ème</sup> ou 90<sup>ème</sup>). Là encore, les résultats obtenus sont très similaires aux résultats présentés ; l'effet marginal associé au terme de "frontière" diminue cependant à mesure qu'il est estimé (de façon de plus en plus bruitée) par des quantiles moins élevés de productivité.

Bien que toute entreprise soit susceptible d'être organisée en divisions ayant potentiellement un statut décentralisé de centre de profit, cette dernière mesure de décentralisation est potentiellement davantage pertinente lorsque les entreprises considérées font partie d'un groupe. Afin de vérifier ce point, l'analyse empirique a été répliquée sur le sous-échantillon des 1793 entreprises appartenant à des groupes, i.e. en excluant les entreprises dans lesquelles propriétaire et manager sont potentiellement identiques. Les effets marginaux obtenus sur ce sous-échantillon pour les termes de frontière (-0.303, pour un écart-type de 0.056) et d'hétérogénéité (0.461, pour un écart-type de 0.140) sont nettement supérieurs à ceux présentés dans la table 1.2.

Par ailleurs, une limite de l'indicateur principal de frontière technologique est qu'il repose uniquement sur le secteur d'activité principal de l'entreprise considérée, alors que les entreprises qui sont actives dans plusieurs secteurs d'activité font face à de multiples "frontières" technologiques. Un contrôle de robustesse additionnel a donc consisté à restreindre l'échantillon d'analyse aux 2555 entreprises dont 80% au moins de leurs ventes sont concentrées dans leur secteur principal d'activité. Les résultats obtenus restent très significatifs à la fois pour le terme d'hétérogénéité et pour le terme de frontière, bien que ce dernier diminue : l'effet marginal obtenu est de -0.179, à comparer à -0.225 dans la spécification "de base".

Enfin, des modèles à variables instrumentales ont également été estimés (par maximum de vraisemblance) afin d'analyser les problèmes potentiels d'endogénéité de certaines des variables explicatives introduites. Les instruments utilisés étaient les contre-parties sectorielles britanniques des variables instrumentées. Une variable d'hétérogénéité identique à  $H_1^G$  mais construite à partir de la dispersion des taux de croissance de productivité des entreprises britanniques a été construite afin d'instrumenter la mesure d'hétérogénéité française. Le quantile d'ordre 99 des distributions sectorielles britanniques a également été introduit comme variables instrumentale potentielle pour le terme de proximité à la frontière technologique. Bien que l'approche proposée ne résolve pas tous les problèmes d'endogénéité potentiels, elle constitue cependant un contrôle utile de l'existence de phénomènes de causalité

inverse<sup>60</sup>. Les deux instruments sont hautement significatifs dans les régressions de première étape. En estimant un probit à variables instrumentales (voir Lee [1981]), nous obtenons des effets marginaux significativement différents de 0 à la fois pour le terme d'hétérogénéité (1.572 à comparer à 0.230 sans instrumenter) et pour le terme de proximité à la frontière technologique (0.456 à comparer à 0.167 sans instrumenter). Cette analyse laisse penser que les régressions présentées dans la table 1.2 sont susceptibles d'être affectées de biais d'atténuation potentiels dus par exemple à des erreurs de mesure, qui conduiraient à sous-estimer les impacts réels de l'hétérogénéité et de la proximité à la frontière technologique sur la probabilité de décentralisation.

### 1.4.6 Mesures alternatives de décentralisation

Les indicateurs d'autonomie en termes de prise de décision d'investissement et de raccourcissement de la ligne hiérarchique constituent deux mesures alternatives de décentralisation. En effet, le fait, pour le directeur d'un établissement, d'être habilité à prendre les décisions d'investissement sans en rendre compte au siège de l'entreprise est clairement directement relié à la délégation de l'autorité au sein de l'entreprise. De plus, des études de cas et de nombreux travaux d'analyse économétriques suggèrent que la réduction du nombre d'échelons hiérarchiques managériaux d'une entreprise est associée à des structures de prise de décision davantage décentralisées<sup>61</sup>. Ces indicateurs sont disponibles dans la seconde enquête française utilisée, l'enquête<sup>62</sup> "Reponse". L'indicateur de raccourcissement de ligne hiérarchique est défini comme la suppression d'un ou plusieurs niveaux de hiérarchie managériale au cours de la période 1996-1998. L'indicateur d'autonomie en termes de décisions d'investissement vaut 1 lorsque le directeur d'établissement a une autonomie "totale" ou "importante" dans ce domaine ; il vaut 0 lorsque cette autonomie est "limitée" ou "nulle". Pour ce dernier indicateur, nous restreignons l'analyse au sous-échantillon des entreprises qui font partie d'un groupe, puisque l'indicateur précédemment défini n'est pertinent que pour cette population d'entreprises.

Le tableau 1.4 expose les résultats obtenus en estimant l'équation 1.5 sur toutes ces mesures alternatives de décentralisation, à la fois pour l'échantillon total, et pour les sous-échantillons correspondant aux industries de haute ou basse technologies (cette nomenclature est définie comme dans la table 1.2

<sup>60</sup>Tous les détails de cette expérience sont exposés dans Acemoglu *et al.* [2006].

<sup>61</sup>Voir sur ce point par exemple Caroli et Van Reenen [2001] ou Rajan et Wulf [2006].

<sup>62</sup>L'enquête COI contient un indicateur de nombre de niveaux hiérarchiques, mais l'indicateur issu de l'enquête Reponse a été jugé préférable dans la mesure où le questionnement sur le raccourcissement de la ligne hiérarchique est explicitement relié à une stratégie managériale de l'entreprise. Cela n'est pas le cas dans le cas de l'enquête COI.

à partir des intensités sectorielles d'investissement en technologies de l'information).

Les résultats relatifs à l'indicateur d'autonomie en termes d'investissement sont présentés dans les colonnes (1) à (3). Dans la colonne (1) du tableau 1.4, le terme de frontière apparaît négativement corrélé à l'indicateur d'autonomie en termes d'investissement ; le terme d'hétérogénéité est positivement corrélé à cet indicateur de décentralisation, mais non significatif, tout comme le niveau de productivité de l'entreprise. Cependant, les résultats obtenus pour les secteurs de haute technologie (colonne (2)) sont plus satisfaisants. L'effet marginal de l'hétérogénéité devient positif et significatif dans ces secteurs, alors qu'il reste non significatif dans les secteurs de basse technologie (colonne (3)). De même, l'effet marginal associé au terme de proximité à la frontière est significativement et négativement corrélé à l'indicateur de décentralisation dans les industries de haute technologie, alors qu'il reste non significatif dans les secteurs de basse technologie. Les variables d'âge de l'entreprise et son niveau de productivité restent non significatifs.

Pour ce qui concerne l'indicateur de raccourcissement de la ligne hiérarchique, l'analyse sur l'échantillon complet (colonne (4)) montre que les deux termes de productivité (de niveaux sectoriel et entreprise) sont tous les deux affectés du signe correct et sont significatifs, i.e. les établissements d'entreprises proches de la frontière technologique disposent plus fréquemment d'autonomie en termes de décisions d'investissement, tout comme les établissements appartenant à des entreprises créées depuis peu de temps<sup>63</sup>. Le terme d'hétérogénéité est positif et significatif à 10%. Lorsque l'échantillon est scindé en secteurs de haute (colonne (5)) et basse (colonne (6)) technologies, les effets marginaux obtenus pour les termes d'hétérogénéité et de proximité à la frontière technologique sont à nouveau supérieurs dans les secteurs de haute technologie. Cependant, les écarts-type obtenus sont également très élevés dans les deux sous-échantillons, de sorte que ces effets sont peu significatifs. Les indicatrices d'âge sont plus élevées et plus significatives dans les secteurs de basse technologie, ce qui va à l'encontre des prédictions théoriques.

Comme la variable de raccourcissement de la ligne hiérarchique est une mesure de *changement* organisationnel (plutôt que de *degré* de décentralisation, comme c'était le cas pour les indicateurs précédemment examinés), nous avons également considéré des régressions dans lesquelles les termes de productivité sont exprimés en différences plutôt qu'en niveaux. Les autres variables restent spécifiées

---

<sup>63</sup>Bien que l'enquête Reponse fournisse des informations au niveau de l'établissement, les contrôles introduits dans les régressions présentées dans la table 1.4 sont définis au niveau entreprise afin de rendre les résultats comparables aux précédents, présentés aux tables 1.2 et 1.3. Les indicatrices d'âge de l'entreprise restent positives et significatives lorsque l'on conditionne également par l'âge de l'établissement.



TAB. 1.4 – Déterminants de la décentralisation : Mesures de décentralisation alternatives  
(Enquête Reponse)

Variable dépendante	Raccourcissement de la ligne hiérarchique entre 1996 et 1998																		
	Décentralisation des décisions d'investissement, 1998						Niveaux						Taux de croissance						
	Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		Niveaux		
	Ech. complet (1)	High - Tech (2)	Low - Tech (3)	Ech. complet (4)	High - Tech (5)	Low - Tech (6)	Ech. complet (7)	High - Tech (8)	Low - Tech (9)	Ech. complet (10)	High - Tech (11)	Low - Tech (12)	Ech. complet (13)	High - Tech (14)	Low - Tech (15)	Ech. complet (16)	High - Tech (17)	Low - Tech (18)	
Spécification de la distance à la frontière																			
secteurs																			
<b>Hétérogénéité</b>	0.108 (0.165)	0.455 (0.235)	-0.127 (0.415)	0.355 (0.185)	0.398 (0.283)	-0.075 (0.301)	0.434 (0.200)	0.304 (0.304)	0.102 (0.294)										
<b>Frontière (99<sup>ème</sup> percentile)</b>																			
(A)	-0.110 (0.054)	-0.249 (0.079)	0.021 (0.103)	-0.115 (0.051)	-0.152 (0.080)	0.011 (0.086)	-0.058 (0.048)	-0.078 (0.064)	-0.043 (0.067)										
<b>Productivité du travail</b>																			
entreprise, B)	0.072 (0.052)	0.064 (0.077)	0.104 (0.075)	0.126 (0.056)	0.118 (0.072)	0.066 (0.081)	-0.056 (0.101)	0.164 (0.157)	-0.137 (0.108)										
<b>Age de l'ent. &lt;5 ans</b>																			
	-0.036 (0.056)	-0.016 (0.080)	-0.027 (0.092)	0.183 (0.088)	0.099 (0.113)	0.275 (0.129)	0.054 (0.107)	0.102 (0.171)	0.017 (0.114)										
<b>5 ≤ Age de l'ent. &lt;10 ans</b>																			
	-0.007 (0.048)	-0.044 (0.074)	0.022 (0.061)	0.047 (0.056)	-0.007 (0.064)	0.076 (0.084)	0.034 (0.059)	-0.031 (0.068)	0.095 (0.090)										
<b>10 ≤ Age de l'ent. &lt;20 ans</b>																			
	0.004 (0.040)	-0.015 (0.059)	0.026 (0.054)	0.069 (0.039)	0.059 (0.054)	0.068 (0.055)	0.072 (0.040)	0.056 (0.053)	0.099 (0.054)										
<b>Indice de Lerner</b>																			
	-0.034 (0.009)	-0.046 (0.024)	-0.029 (0.114)	-0.934 (0.288)	-0.166 (0.416)	-0.981 (0.402)	-0.666 (0.257)	0.048 (0.036)	-0.977 (0.359)										
<b>Indicatrices sectorielles</b>																			
oui (81)	oui (49)	oui (31)	oui (70)	oui (47)	oui (43)	oui (42)	oui (69)	oui (47)	oui (42)										
5.22 (0.022)	8.83 (0.003)	0.35 (0.552)	8.27 (0.004)	5.16 (0.023)	0.19 (0.663)	0.19 (0.663)	0.00 (0.988)	1.98 (0.160)	0.52 (0.472)										
<b>Test de Wald A+B=0</b>																			
(p-valeur)	0.484 1.258	0.475 648	0.493 610	0.440 1.049	0.553 526	0.325 523	0.436 1.011	0.553 505	0.320 501										
<b>Moy. de la variable dépendante</b>																			
<b>Observations</b>																			

Note : Les coefficients sont des effets marginaux issus d'une estimation probit par maximum de vraisemblance. Les écarts-type reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés d'éventuels effets de cluster sectoriels (au niveau 4 chiffres). Tous les établissements de l'échantillon de régression font partie d'un groupe (français ou étranger), mais les sièges sociaux ont été exclus de l'échantillon. L'hétérogénéité est définie comme la différence entre les quantiles d'ordres 90 et 10 de la distribution sectorielle des *taux de croissance* de productivité horaire du travail. Toutes les régressions intègrent l'ensemble des contrôles (de niveaux entreprise et industrie) inclus dans la colonne (4) de la table 1.2.

en niveaux, car il est difficile d'obtenir des indicateurs fiables d'évolution pour certaines d'entre elles (en particulier pour le terme d'hétérogénéité). Les résultats sont présentés dans les colonnes (7) à (9) et sont analogues aux résultats obtenus avec la spécification de base, bien que sensiblement plus faibles. Le terme de croissance de la frontière de productivité se trouve affecté du signe correct, mais n'est plus significatif, tout comme le terme de croissance de la productivité défini au niveau de l'entreprise<sup>64</sup>. La mesure d'hétérogénéité reste affectée d'un signe significativement positif dans la régression effectuée sur l'échantillon total. Cependant, elle n'est plus significative ni dans les secteurs de haute technologie, ni dans les secteurs de basse technologie, en raison du trop faible nombre d'observations disponibles pour ces analyses par sous-échantillons. Il reste que l'effet marginal obtenu dans les secteurs de haute technologie est supérieur à celui obtenu dans les secteurs de basse technologie.

Au bout du compte, les résultats obtenus avec ces deux indicateurs alternatifs de décentralisation confortent les conclusions précédemment obtenues. Les structures d'entreprise décentralisées sont plus fréquentes dans les environnements hétérogènes et lorsque les entreprises sont proches de la frontière technologique. Les résultats relatifs à l'âge de l'entreprise apparaissent cependant moins robustes.

#### 1.4.7 Décentralisation en Grande-Bretagne

L'analyse empirique est finalement complétée par l'examen de données britanniques issues de l'enquête *British Workplace Employee Relations Survey* de 1998 (WERS98). Elle ne contient pas d'indicateur d'autonomie en termes de décisions d'investissement, mais les directeurs d'établissement étaient interrogés sur leur autonomie en termes de politique d'emploi : ils devaient déclarer s'ils étaient habilités à prendre les décisions d'embauche de personnel sans en référer au siège de l'entreprise. L'analyse empirique sur cet échantillon britannique est moins détaillée que dans le cas des données françaises, car en raison de restrictions légales de confidentialité il n'a été possible d'apparier que les données des entreprises appartenant aux secteurs industriels, et à une information agrégée au niveau sectoriel uniquement. De ce fait, très peu de contrôles sont définis au niveau de l'entreprise - en particulier, l'indicateur du niveau de productivité de l'entreprise n'était pas disponible.

Les résultats obtenus sont présentés table 1.5. La colonne (1) inclut une mesure d'hétérogénéité

---

<sup>64</sup>La faiblesse de l'estimation obtenue pour le terme de frontière technologique spécifié en taux de croissance est à relier au problème de colinéarité accru entre ce terme, et la mesure d'hétérogénéité, également spécifiée en taux de croissance. Dans la colonne (7), lorsque les termes d'hétérogénéité et de productivité de l'entreprise sont exclus de la régression, l'effet marginal obtenu pour le terme de frontière s'élève à -0.061 et devient significatif au niveau 5%. Avec toutes les variables de contrôle usuelles, mais des indicatrices sectorielles définies au niveau NACE à 2 chiffres (au lieu de 3), l'effet marginal obtenu est de -0.074, pour un écart-type de 0.038.

TAB. 1.5 – Déterminants de la décentralisation en Grande-Bretagne (Enquête WERS)

Variable dépendante (moy.=0.805)	Décentralisation des décisions concernant l'embauche de personnel					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Hétérogénéité (<math>H_t^G</math>) 95<sup>ème</sup> – 5<sup>ème</sup> pourc.</b>	0.273 (0.130)	-	-	-	0.316 (0.129)	-
<b>Hétérogénéité (<math>H_t^G</math>) 90<sup>ème</sup> – 10<sup>ème</sup> pourc.</b>	-	0.540 (0.325)	-	-	-	0.659 (0.312)
<b>Frontière (99<sup>ème</sup> pourcentile)</b>	-	-	-0.051 (0.073)	-	-0.204 (0.073)	-0.156 (0.073)
<b>Age de l'ent.&lt;5 ans</b>	-	-	-	-0.076 (0.115)	-0.099 (0.116)	-0.123 (0.114)
<b>5 ≤ Age de l'ent.&lt;10 ans</b>	-	-	-	0.086 (0.081)	0.055 (0.089)	0.049 (0.089)
<b>10 ≤ Age de l'ent.&lt;20 ans</b>	-	-	-	-0.127 (0.077)	-0.164 (0.076)	-0.173 (0.075)
<b>Concurrents nombreux</b>	-	-	-	-	0.127 (0.082)	0.150 (0.078)
<b>Peu de concurrents</b>	-	-	-	-	0.210 (0.070)	0.228 (0.065)
<b>Pas de concurrents</b>	-	-	-	-	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>Autres contrôles</b>	non	non	non	non	oui	oui
<b>Indicatrices sectorielles</b>	oui (64)	oui (64)	oui (64)	oui (64)	oui (64)	oui (64)
<b>Observations</b>	236	236	236	236	236	236

*Note* : Les coefficients sont des effets marginaux issus d'une estimation probit par maximum de vraisemblance. Les écarts-type reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés d'éventuels effets de cluster sectoriels (au niveau 4 chiffres). Les données sont issues de l'enquête britannique WERS 1998 (*Workplace Employee Relations Survey*) ; elle couvre les secteurs industriels uniquement. La variable expliquée est une indicatrice indiquant si le directeur (manager) d'établissement est habilité à prendre les décisions d'embauche sans consulter le siège. Les mesures d'hétérogénéité et de frontière sont moyennées sur quatre ans (1994-1997). Toutes les régressions intègrent un contrôle de taille (emploi courant, retardé d'un an et de cinq ans). Les autres contrôles sont : la part des salariés âgés de moins de 20 ans, la part de salariés âgés de plus de 50 ans, la part des salariés non qualifiés, et la proportion des salariés qui travaillent à temps partiel.

définie comme la différence des quantiles d'ordres 95 et 5 des distributions sectorielles de taux de croissance de la productivité ; seules des indicatrices sectorielles définies au niveau NACE à 3 chiffres sont également incluses dans la régression. Nous obtenons que le terme d'hétérogénéité est positivement et significativement (à 5%) corrélé à la mesure de décentralisation. La colonne suivante présente les résultats obtenus pour la différence entre les quantiles d'ordres 90 et 10 : la corrélation obtenue est toujours positive, mais n'est plus significative qu'à 10%. Dans la colonne (3), le terme de frontière technologique, qui est affecté d'un signe négatif mais n'est pas significatif. Enfin, la quatrième colonne présente les résultats obtenus avec les indicatrices d'âge de l'établissement ; les coefficients obtenus ne sont pas significatifs et ne présentent aucune régularité interprétable, vraisemblablement parce qu'il s'agit d'indicateurs de l'âge de l'établissement, et non de l'entreprise.

Les colonnes (5) et (6) présentent les résultats obtenus en incluant toutes les variables de contrôle. Les entreprises qui sont soumises à une faible pression concurrentielle sont significativement moins souvent décentralisées. Les termes d'hétérogénéité deviennent très significativement positifs lorsque la régression inclut des contrôles sectoriels complémentaires ; de même, le terme de frontière technologique devient significativement négatif (au seuil de 5%). Tous ces résultats issus d'une base de données entièrement indépendante des précédentes confortent donc à la fois les prédictions théoriques et les résultats obtenus sur données françaises.

## **1.5 Conclusion**

En dépit de l'intérêt considérable, à la fois académique et journalistique, porté aux questions relatives au management et au changement organisationnel, la question des déterminants des décisions organisationnelles prises au sein des entreprises, et celle des raisons de l'évolution récente des entreprises vers des organisations davantage décentralisées restent des questions ouvertes, tant sur le plan théorique qu'empirique. Dans cette partie de la thèse, nous avons présenté une modélisation simple des relations entre adoption technologique, information et décentralisation, puis nous avons proposé une analyse empirique des principales prédictions théoriques sur données individuelles d'entreprises. Dans le modèle proposé, les entreprises délèguent l'autorité à des managers, i.e. "décentralisent" la structure de l'entreprise, afin de tirer profit de l'avantage informationnel dont ces derniers disposent. Comme les objectifs du manager et du principal (propriétaire de l'entreprise) ne sont cependant pas parfaitement alignés, cette délégation d'autorité induit des coûts pour le principal. Le modèle prédit

qu'à mesure que l'information publiquement disponible augmente, les entreprises devraient moins fréquemment déléguer l'autorité, alors qu'*a contrario*, les entreprises qui sont à la frontière technologique et qui ne peuvent s'inspirer de l'expérience d'aucune autre entreprise devraient être plus fréquemment décentralisées. De plus, les entreprises qui opèrent dans des environnements fortement hétérogènes et les entreprises jeunes devraient plus fréquemment choisir des structures décentralisées. Ces prédictions sont intuitives mais nouvelles, et n'avaient jamais été étudiées empiriquement.

Les corrélations obtenues sur les données de trois enquêtes indépendantes confortent largement les prédictions théoriques ; seul le résultat relatif à l'âge des entreprises semble un peu moins robuste. De plus, nous montrons que les résultats obtenus sont plus forts dans les secteurs de haute technologie. Ils sont également robustes à l'introduction de nombreux contrôles et à l'utilisation d'indicateurs alternatifs d'hétérogénéité et de distance à la frontière technologique. Ils laissent penser que l'évolution récente de l'organisation des entreprises vers des structures davantage décentralisées pourrait être déterminée, d'une part, par la diffusion rapide de nouvelles technologies, et d'autre part, par l'entrée sur le marché d'entreprises nouvellement créées.

Les contributions théorique et empirique suggèrent que les phénomènes d'apprentissage et d'accumulation d'information pourraient avoir des conséquences tangibles en termes d'organisation interne des entreprises, en particulier en termes de décentralisation. L'analyse proposée laisse cependant un certain nombre de pistes à explorer. Tout d'abord, il serait très intéressant d'approfondir l'analyse empirique en accédant à des données plus riches (de panel) permettant d'examiner si les corrélations obtenues recouvrent, ou non, de véritables effets causaux. A défaut, il pourrait être utile d'approfondir l'analyse en tirant davantage profit de l'hétérogénéité entre pays, puisque la modélisation proposée suggère que les entreprises seront moins souvent décentralisées dans les économies en voie de développement (que dans les économies les plus avancées technologiquement), puisque les entreprises y utilisent davantage de technologies "standard", bien établies, que de technologies "de pointe".

De plus, l'analyse conjointe des décisions de décentralisation organisationnelle et d'intégration verticale semble également être une voie prometteuse, puisque les déterminants de la décentralisation sont également susceptibles de réduire les incitations à créer des structures verticalement intégrées et devraient donc encourager les "spin-offs".

Enfin, les résultats empiriques montrent qu'il existe une corrélation positive robuste entre concurrence et décentralisation. Il pourrait être intéressant d'étudier les canaux par lesquels le degré de concurrence

affecte les décisions d'organisation des entreprises. Une première hypothèse directement dérivée de la modélisation proposée pourrait être qu'un degré de concurrence élevé accroît la valeur de l'information, puisqu'il devient très coûteux pour une entreprise de se laisser distancer (technologiquement) par ses concurrents. Cet effet encouragerait la délégation d'autorité aux managers qui bénéficient d'avantages informationnels. Un autre canal possible pourrait être qu'un degré élevé de concurrence "discipline" les managers : face à une concurrence accrue, les managers pourraient être forcés de choisir plus souvent les options qui maximisent le profit de l'entreprise plutôt que leur utilité propre, ce qui réduit le conflit d'intérêt entre principal (propriétaire de l'entreprise) et agent (manager). La délégation d'autorité serait alors plus fréquente car plus attractive pour le principal lorsque l'entreprise fait face à une forte pression concurrentielle.

# A

## Description des données utilisées

### A.1 Données françaises

#### A.1.1 COI ("Changements Organisationnels et Informatisation", SESSI)

Cette enquête a été réalisée en 1997 sur le champ des entreprises industrielles. Elle contient de l'information sur la structure organisationnelle des entreprises (voir ci-dessous).

#### A.1.2 Enquête Reponse 1998 ("Relations Professionnelles et Négociations d'Entreprise", DARES)

L'enquête "Réponse" a été réalisée au niveau établissement. Elle contient de l'information sur les changements organisationnels opérés entre 1996 et 1998. Cette enquête couvre les secteurs de l'industrie et des services, et correspond à une vague récente de l'enquête "Réponse (1992)" précédemment utilisée par Caroli and Van Reenen [2001]. 2943 managers d'établissements industriels et non industriels ont été interrogés en particulier sur les relations professionnelles internes à leur entreprise et sur l'organisation en 1998.

#### A.1.3 Fichiers "FUTE" (Format Unifié Total d'Entreprises, INSEE)

Le fichier FUTE est issu de l'appariement des liasses fiscales BRN ("Bénéfices Réels Normaux") et des EAE (Enquêtes Annuelles d'Entreprises). Cet appariement permet de recouper l'information issue de sources différentes et d'obtenir un fichier de grande qualité. Il contient les bilans et comptes de résultat des entreprises et est collecté annuellement par l'administration fiscale (Direction Générale des Impôts)!. Ce fichier permet d'obtenir une information comptable très détaillée au niveau entreprise (valeur ajoutée, investissement, salaires, niveau d'emploi, etc.). En 1996, le régime fiscal des BRN était obligatoire pour les entreprises dont les ventes étaient supérieures à 3.8 million de Francs, mais il pouvait également être choisi par des entreprises de taille moins importante. Ces fichiers contiennent environ 600 000 observations <sup>65</sup> de tous les secteurs d'activités hors secteurs financiers et agricoles. Les entreprises correspondantes produisent environ 90% de la valeur ajoutée totale de l'économie sur la période récente.

L'enquête annuelle d'entreprises (EAE) est conduite annuellement par le SESSI (pour les secteurs industriels), l'INSEE (services et commerce), les ministères de l'agriculture et de l'équipement (transport et construction). Cette enquête est obligatoire et exhaustive pour les entreprises de plus de 20 salariés de tous les secteurs d'activités précédemment mentionnés. Elle contient en particulier la décomposition des ventes de chaque entreprise à un niveau fin (APE / NACE à quatre chiffres).

---

<sup>65</sup> 630 593 entreprises en 1996 dont 489 783 reportaient un nombre de salariés non nul.

### **A.1.4 Fichiers DADS ("Déclarations Annuelles de Données Sociales")**

Les fichiers DADS sont construits à partir des déclarations sociales annuelles obligatoires des revenus bruts (soumis à prélèvements) de tout salarié. Les heures travaillées sont également reportées depuis 1993 (mais de bonne qualité depuis 1994 seulement). Ces fichiers renseignent sur 25 millions de salariés environ chaque année (27 535 562 en 1996 après nettoyage usuel, soit 1 587 157 établissements et 1 379 032 entreprises). Nous utilisons ces données pour construire des indicateurs de structure de la main-d'œuvre (âge, genre, qualifications - PCS). Nous utilisons également les séries d'heures pour la construction de la mesure de proximité à la frontière technologique.

### **A.1.5 Enquêtes LIFI ("Liaisons Financières", INSEE)**

Cette enquête annuelle décrit la structure du capital des entreprises françaises du secteur privé. L'enquête ne couvre que les entreprises de grande taille (dont les ventes sont supérieures à 400 millions de Francs, ou l'emploi supérieur à 500 salariés) ou celles qui détiennent des participations dans le capital d'autres entreprises correspondant à un montant supérieur à 8 millions de Francs.

L'échantillon obtenu par appariement de ces différentes bases de données (COI, BRN, DADS et EAE) contient 3751 observations, soit environ 90% de l'échantillon COI initial. Seules les 3570 entreprises qui ont répondu aux questions utilisées peuvent cependant être utilisées dans les régressions. Dans le cas de l'enquête Réponse, nous n'utilisons que les établissements d'entreprises qui font partie d'un groupe (français ou étranger), mais qui n'en sont pas les sièges, de sorte que l'échantillon comporte 1258 observations.

## **A.2 Données britanniques**

### **A.2.1 Workplace Employee Relations Survey (WERS)**

L'enquête WERS 1998 a été menée en Grande Bretagne en 1998. C'est une enquête menée régulièrement (1980, 1984, 1990) au niveau établissement<sup>66</sup>. Cully *et al.* [1999] en proposent une description détaillée.

### **A.2.2 Données ABI du "Census"**

Le panel des établissements de l'ABI (Annual Business Inquiry) a également été utilisé. Sa structure est similaire à celle du LRD (Longitudinal Research Database) américain ; il couvre l'ensemble du secteur privé, et est la source de nombreux indicateurs publiés par l'office national de statistique britannique. Les établissements de taille importante sont exhaustivement interrogés, tandis que les établissements de plus petite taille sont interrogés par sondage stratifié. Cette enquête étant obligatoire, le taux de réponse est très élevé. Elle contient l'information comptable usuelle (production, emploi, consommations intermédiaires, investissement, etc.).

---

<sup>66</sup>Caroli et Van Reenen [2001] utilisent les vagues de 1984 et 1990. Il existe également une enquête WERS 2004, mais les données n'étaient pas encore disponibles au moment de la rédaction de l'article.



## B

# Définition des variables introduites dans l'analyse empirique

Tous les indicateurs quantitatifs définis au niveau entreprise ou sectoriel ont été moyennés sur 4 ans (COI) ou 3 ans (Réponse) lorsque l'information était disponible. Sauf mention contraire, toutes les variables sectorielles ont été définies au niveau NACE à 4 chiffres.

### B.1 Indicateurs de décentralisation

#### B.1.1 Décentralisation en centres de profit

La principale mesure de décentralisation est issue de l'enquête COI. Le questionnaire soumis aux managers d'entreprises contenait la question suivante :

*"Votre entreprise est-elle organisée en centres de profit ?"*

La notice du questionnaire proposait la définition suivante des centres de profit :

*"Organisation en centres de profit. Un centre de profit est une unité de l'entreprise qui a une marge de manœuvre budgétaire, et donc une relative autonomie dans ses choix (souvent, un système de comptabilité en propre, qui lui permet de mesurer son profit). Ainsi, une entreprise peut avoir des centres de profit régionaux ou encore, si elle a plusieurs activités, des centres de profit par activité."*

Notre principale mesure de décentralisation est une variable indiquant si le manager a répondu positivement à la précédente question sur l'organisation en centres de profit<sup>67</sup>.

En pratique, lorsqu'une entreprise dépasse une certaine taille, elle doit choisir entre une organisation centralisée (en termes de capacité de décision) ou une organisation plus décentralisée. Les entreprises étant le plus souvent organisées en *unités (business units)*, décider de leur degré de décentralisation revient à décider du niveau d'autonomie de ces unités, et donc du niveau de responsabilité de leurs managers. Certaines entreprises demeurent très fortement centralisées, mais la plupart créent différentes formes de "centres de responsabilité (*responsibility centers*)" dirigés par des chefs d'unités<sup>68</sup>.

La littérature managériale distingue trois grands types de centres de responsabilité, par ordre d'autonomie décroissante : les centres de profit, les centres de coûts, et les centres de revenus. Comme la dénomination le suggère, lorsqu'une entreprise est organisée en centres de profit, le manager est responsable du profit de l'unité qu'il dirige, de sorte qu'il a une autonomie considérable pour ce qui concerne la politique d'investissement de son unité, l'embauche de personnel, la politique salariale, la

<sup>67</sup>Cette mesure de décentralisation est inspirée de Janod [2002] et Janod et Saint-Martin [2004].

<sup>68</sup>Pour une introduction aux centres de responsabilité en général et aux centres de profit en particulier, voir par exemple : <http://smccd.net/accounts/nurre/online/chtr12a.htm>.

gestion des carrières et la politique managériale dans sa globalité. Le manager d'un centre de profit est donc responsable de tous les aspects de l'unité qui sont susceptibles d'impacter ses profits, à la fois en termes de revenus et en termes de coûts :

*"The profit center managers frequently know their business better than top management does because they can devote much more of their time to following up developments in their specialized areas. Hence, top level managers usually do not have detailed knowledge of the actions they want particular profit center managers to take, and even direct monitoring of the actions taken, if it were feasible would not ensure profit center managers were acting appropriately."* (Motivating Profit Center Managers, Merchant [1989], p.10).

Contrairement au directeur de centre de profit, un directeur de centre de coûts se voit imposer les objectifs quantitatifs et qualitatifs de production. Sa marge de manœuvre réside uniquement dans l'optimisation des coûts : achats et investissement de court terme, embauche de personnel intérimaire ou sous contrat de courte durée, gestion des stocks. Enfin, un directeur de centre de revenus a une autonomie encore plus faible<sup>69</sup>. Il se voit confier un budget déterminé, mais ne dispose que de très peu d'autonomie et ne peut le plus souvent pas modifier les limites fixées. Il gère les stocks, mais non le personnel, ni les investissements (sauf instruction explicite contraire de sa hiérarchie).

La littérature de management fournit de nombreux exemples montrant que les centres de profit disposent effectivement d'une autonomie accrue. Les entreprises organisées en centres de profit "*allow decision making and power to be delegated effectively*"; et leur principal inconvénient est la perte de "*central control of the company*"<sup>70</sup>.

Bien qu'il soit en principe possible pour un directeur de centre de profit d'être *de facto* dépourvu de toute autonomie, plusieurs auteurs de la littérature de management (Dearden [1987], Merchant [1989], Bouwens et van Lent [2004]) montrent que cette stratégie est sous-optimale du point de vue de l'entreprise, puisqu'un tel responsable de centre ne pourrait influencer sur la probabilité de réalisation des objectifs qui lui sont assignés, ce qui serait fortement démotivant. De tels centres de profit dont les responsables seraient dépourvus d'autonomie existent probablement, et il aurait été utile pour les déceler de disposer d'informations complémentaires par le biais de questions plus subjectives sur l'importance de leurs responsabilités réelles. L'avantage de la variable de centres de profit utilisée est cependant sa relative objectivité.

### **B.1.2 Indicateur d'autonomie managériale en termes de décisions d'investissement**

Dans l'enquête Réponse de 1998, le directeur d'établissement était interrogé sur le degré d'autonomie dont il disposait par rapport au siège de l'entreprise pour les décisions d'investissement :

*Par rapport au siège ou à la maison mère de l'entreprise ou du groupe, quelle est l'autonomie de votre établissement en matière d'investissement ?*

*Totale / Importante / Limitée / Nulle.*

L'indicateur d'autonomie prend la valeur 1 si la réponse apportée était "totale" ou "importante" ; il prend la valeur nulle dans les autres cas. Les résultats obtenus sont reportés dans les trois premières colonnes du tableau 1.4 ; seules les entreprises appartenant à des groupes sont prises en compte dans les régressions correspondantes.

---

<sup>69</sup>En fait, le terme de "centre de revenu" est peu pertinent, puisque la cible "notionnelle" de revenu est assignée au centre sur la base de ses activités et de prix de transfert internes. L'expression "centre de dépenses (*expense center*)" est parfois utilisée, car la principale fonction du directeur d'une telle unité est de suivre ces dépenses.

<sup>70</sup>Ces citations sont issues du site de formation professionnelle suivant : <http://www.aloa.co.uk/members/downloads/PDF%20Output/costcentres.pdf>  
Voir également Janod [2002].

### B.1.3 Réduction du nombre d'échelons hiérarchiques (Delaying)

L'enquête COI contient surtout de l'information très détaillée sur l'organisation de l'entreprise à la date de l'enquête (1997), alors que l'enquête Réponse contient également de l'information sur les *changements* organisationnels récents, i.e. sur l'évolution de la structure hiérarchique de l'entreprise.

L'indicateur de raccourcissement de la ligne hiérarchique que nous utilisons est construit à partir de la question suivante :

*Pour les technologies et méthodes suivantes, pouvez-vous nous indiquer si elles sont utilisées dans votre établissement ?*

*Raccourcissement de ligne hiérarchique (suppression d'un niveau hiérarchique intermédiaire).*

Les études de cas et la littérature empirique sur le sujet laissent penser que le raccourcissement de la ligne hiérarchique est associé à des structures davantage décentralisées (Rajan and Wulf [2006], Caroli and Van Reenen [2001]).

### B.1.4 Indicateur de décentralisation sur données britanniques

Dans l'enquête WERS, les responsables d'établissement (managers) sont interrogés sur leur habilitation à "prendre des décisions sans en référer au siège de l'entreprise ou du groupe" - ces questions ne sont posées qu'aux établissements appartenant à des entreprises multi-établissements. Certaines des "décisions" mentionnées sont "mineures" (e.g. évaluation du personnel), de sorte que nous sommes davantage concentrés sur les décisions de *recrutement* comme indicateur clé de décentralisation. L'enquête WERS ne contient pas d'item sur l'autonomie en termes de décisions d'investissement comparable à la question issue de l'enquête Réponse.

## B.2 Indicateurs de proximité à la frontière technologique et d'hétérogénéité

### B.2.1 Proximité à la frontière technologique

*Valeur ajoutée* ( $VA_{ilt}$ , FUTE) définie comme les ventes diminuées des achats de consommations intermédiaires. La valeur ajoutée est déflatée par un indice de prix construit au niveau NAF36 par le Département de la Comptabilité Nationale de l'INSEE (valeur ajoutée aux prix de 1995).

*Heures travaillées* ( $HOURS_{ilt}$ , DADS)

*Stock de capital* ( $K_{ilt}$ , FUTE) définie comme les immobilisations corporelles de l'entreprise. L'information disponible au bilan des entreprises est reportée au coût historique, de sorte qu'il est nécessaire d'estimer un âge moyen du capital (par le rapport des amortissements sur le stock total d'immobilisation, multiplié par une durée de vie moyenne des équipements de l'ordre de 16 ans pour la période concernée), et de déflater les données bilantielles par un indice de prix à la date d'acquisition "moyenne" obtenue.

Productivité du travail et productivité globale des facteurs sont définies comme :

$$y_{ilt} = \ln(VA_{ilt}) - \ln(HOURS_{ilt})$$

$$TFP_{ilt} = \ln(VA_{ilt}) - \alpha_l \ln(HOURS_{ilt}) - (1 - \alpha_l) \ln(K_{ilt})$$

où  $\alpha_l$  est la part des salaires dans la valeur ajoutée (au niveau sectoriel à 4 chiffres) ; nous avons également construit une mesure alternative où les poids sont identiques à la moyenne de l'ensemble de l'économie (0.7). Les entreprises qui présentaient des informations divergentes (d'un facteur 2) en termes d'emploi entre le fichier FUTE et les DADS ont été exclues de l'analyse. Les secteurs d'activité représentés par moins de 10 entreprises dans le fichier FUTE ont également été éliminés.

Le terme de "frontière technologique" sectorielle ( $y_{F_{it}}$  ou  $TFP_{F_{it}}$ ) est défini comme le quantile d'ordre 99 (ou, alternativement, 95 ou 90) des distributions précédemment obtenues pour chaque industrie définie au niveau NACE à 4 chiffres. Le terme "contraint" défini par  $GAP_{ilt}^y = \ln(y_{ilt}) - \ln(y_{F_{it}})$  constitue donc une mesure de la proximité de l'entreprise à la frontière technologique.

Enfin, une mesure alternative de distance à la frontière technologique définie comme le rang sectoriel de chaque entreprise en termes de productivité (le fichier étant trié par secteur et par ordre de productivité décroissante) est proposé comme contrôle de robustesse dans les régressions.

## B.2.2 Mesures d'hétérogénéité

Les fichiers FUTE permettent de construire des variables individuelles  $\Delta \ln y_{ilt}$  de taux de croissance de la productivité horaire du travail, pour l'ensemble des entreprises de l'économie (de plus de 20 salariés). Ces taux de croissance sont moyennés sur trois ans afin de réduire les erreurs de mesure. Ces séries de taux de croissance permettent d'obtenir les quantiles sectoriels (au niveau NACE à quatre chiffres) d'ordres 10 et 90. Les mesures d'hétérogénéité sont construites comme les écarts interquantiles  $(\Delta \ln y_{ilt})^{90} - (\Delta \ln y_{ilt})^{10}$  propres à chaque secteur (où  $(\Delta \ln y_{ilt})^{90}$  est le quantile d'ordre 90 et  $(\Delta \ln y_{ilt})^{10}$  est le quantile d'ordre 10). Les résultats obtenus avec des mesures alternatives fondées sur d'autres indicateurs de dispersion (différence entre les quantiles d'ordres 5 et 95, écart-type, écart-type après écrêtage des queues de distribution - valeurs inférieures au quantile d'ordre 5 et supérieures au quantile d'ordre 95) sont également présentés dans le tableau 1.3.

Une mesure d'hétérogénéité a été construite de façon analogue à partir des *niveaux* de productivité horaire :  $(\ln y_{ilt})^{90} - (\ln y_{ilt})^{10}$ .

Deux autres indicateurs d'hétérogénéité spécifiés en niveaux sont construits à partir de l'information disponible dans les fichiers FUTE.

Une entreprise  $i$  est caractérisée par son vecteur de productions (vendues) :

$$S_i = (S_{i1}, \dots, S_{il}, \dots, S_{iL}), \quad \text{ou en parts : } s_i = \left( \underbrace{\frac{S_{i1}}{\sum_{h \in \mathcal{L}} S_{ih}}}_{s_{i1}}, \dots, \underbrace{\frac{S_{il}}{\sum_{h \in \mathcal{L}} S_{ih}}}_{s_{il}}, \dots, \underbrace{\frac{S_{iL}}{\sum_{h \in \mathcal{L}} S_{ih}}}_{s_{iL}} \right)$$

où  $l$  désigne un secteur d'activité et  $\mathcal{L}$  désigne l'ensemble de ces secteurs d'activité. L'indicateur d'hétérogénéité proposé est défini au niveau entreprise par :

$$H_i^F = \log \left( \frac{\sum_{i' \in \mathcal{N}, i' \neq i} c_{ii'} \cdot IT_{i'}}{\sum_{i' \in \mathcal{N}, i' \neq i} IT_{i'}} \right)^{-1}$$

où  $i$  désigne l'entreprise considérée,  $t$  la date,  $\mathcal{N}$  l'ensemble des  $N$  entreprises du fichier FUTE et  $IT_i$  correspond à l'investissement en technologies de l'information<sup>71</sup> de l'entreprise  $i$ , et la mesure de proximité entre entreprises  $c_{ii'}$  est définie par :

$$c_{ii'} = \frac{\sum_{l \in \mathcal{L}} s_{il} \cdot s_{i'l}}{(\sum_{l \in \mathcal{L}} s_{il}^2)^{\frac{1}{2}} \cdot (\sum_{l \in \mathcal{L}} s_{i'l}^2)^{\frac{1}{2}}}$$

<sup>71</sup>L'information relative à l'investissement en technologies de l'information des entreprises n'est disponible dans FUTE qu'à compter de 1996.

Enfin, la version non pondérée de cet indicateur prend la forme suivante :

$$H_i^{FA} = \log \left( \frac{\sum_{i' \in \mathcal{N}, i' \neq i} C_{ii'}}{N-1} \right)^{-1},$$

### B.2.3 Définition des indicateurs de proximité à la frontière technologique et d'hétérogénéité sur données britanniques

Bien que l'enquête WERS couvre l'ensemble des secteurs marchands, l'analyse a été limitée aux secteurs industriels car les fichiers ABI ne couvrent les services que depuis 1997, de sorte qu'il était impossible de construire des indicateurs d'hétérogénéité de qualité suffisante pour ces secteurs d'activité.

Les heures travaillées ne sont pas disponibles pour les entreprises britanniques, de sorte que l'indicateur de productivité du travail est moins précis que pour les entreprises françaises.

Enfin, comme l'appariement au niveau entreprise avec l'enquête WERS est impossible, seuls les indicateurs sectoriels d'hétérogénéité et de frontière technologique sectorielle sont disponibles pour l'analyse.

## B.3 Autres contrôles définis au niveau entreprise

### B.3.1 Indicateurs disponibles sur données françaises

*Indice de Lerner* : Cet indice est défini comme le rapport entre les profits bruts (valeur ajoutée diminuée des coûts du travail) et les ventes ; il constitue un indicateur du taux de marge des entreprises. Toute l'information nécessaire est issue du fichier FUTE. Une mesure alternative affinant la mesure de profit brut en tenant compte du coût d'usage du stock de capital a été également considérée, et conduit à des résultats identiques.

*Intensité capitalistique* : Immobilisations corporelles rapportées à la valeur ajoutée (information issue de FUTE).

*Age de l'entreprise / de l'établissement* : Cette information est issue des fichiers SIRENE (également reproduits dans les DADS) et des fichiers de "création" produits par la Division de la démographie d'entreprise de l'INSEE. L'âge des établissements est directement renseigné dans l'enquête Réponse.

*Entreprises cotées en bourse* : Variable indiquant si l'entreprise est cotée en bourse (par opposition aux plus petites structures, comme les SARL). Cette information est disponible dans FUTE.

*Détention par un groupe étranger* : Variable indiquant si l'entreprise appartient à un groupe dont la tête de groupe est localisée à l'étranger. Information issue de LIFI.

*Nombre d'établissements* : Nombre d'établissements appartenant à chaque entreprise. Information issue des DADS.

*Taille* : Nombre de salariés de l'établissement pour les régressions effectuées à l'aide des données de l'enquête Réponse, et de l'entreprise pour les régressions effectuées sur l'enquête COI. Information issue des DADS.

*Qualifications* : Part des heures travaillées relatives aux salariés qualifiés de l'entreprise. Sont considérées comme "peu qualifiées" les catégories suivantes : CS 67, Ouvriers non qualifiés de type industriel, CS 68, Ouvriers non qualifiés de type artisanal, CS 53, Agents de surveillance, CS 55, Employés de commerce, CS56, Personnels des services directs aux particuliers. Toutes les autres catégories sont considérées comme "qualifiées". Information issue des DADS.

*Age des salariés* : Age moyen des salariés de l'entreprise (pondéré par les heures travaillées). Information issue des DADS.

*Technologie* : Variable pseudo-continue indiquant la proportion de salariés utilisant des micro-ordinateurs. L'information est disponible à la fois dans COI (pour 1997) et dans Réponse (pour 1998).

La décomposition des activités (ventes) de chaque entreprise  $i$  est décrite dans le fichier FUTE et permet de construire les indicateurs suivants :

*Part de marché de l'entreprise* :

$$MS_i = \sum_l \frac{S_{il}}{S_i} \cdot \frac{S_{il}}{S_l}$$

*Indice de Herfindahl* :

$$HR_i = \sum_l \frac{S_{il}}{S_i} \cdot HR_l, \quad HR_l = \sum_i \left( \frac{S_{il}}{\sum_{i'} S_{i'l}} \right)^2$$

La définition de cet indicateur est standard, au niveau sectoriel ( $H_l$ ), mais nous prenons également en compte le fait que certaines entreprises sont actives sur plusieurs marchés en pondérant chaque indice sectoriel par la part des ventes de l'entreprise réalisées dans ce secteur d'activité considéré ( $\frac{S_{il}}{S_i}$ ). La variable obtenue est donc définie au niveau entreprise, et non au niveau sectoriel.

*Indicateur de diversification des activités* :

Cet indicateur mesure (l'inverse du) le degré de dispersion des activités de l'entreprise entre différents secteurs d'activités.

$$SPE_i = \sum_l \left( \frac{S_{il}}{S_i} \right)^2$$

### B.3.2 Indicateurs disponibles sur données britanniques

L'enquête WERS n'a pas pu être appariée à des bases de données complémentaires de niveau entreprise. Aucune information individuelle sur la valeur ajoutée, les profits ou le capital n'est donc disponible, de sorte que les régressions n'ont pu être conditionnées par les variables de productivité ou par l'indice de Lerner. Cependant, l'enquête WERS contenait des informations sur la main d'œuvre (qualification, âge, sexe, proportion de temps partiel) dont nous avons tiré profit (voir la légende de la table 1.5). La variable de description du pouvoir de marché de l'entreprise est également issue de WERS, les managers devant déclarer si leur établissement avait beaucoup, peu, ou pas de concurrents (un indicateur analogue est utilisé dans Nickel [1996]).

## B.4 Autres indicateurs définis au niveau sectoriel

*Intensité capitalistique sectorielle* : Stock de capital total utilisé dans le secteur (défini au niveau NACE à 4 chiffres) rapporté à l'emploi sectoriel total (information disponible dans les fichiers FUTE).

*Intensité de l'investissement sectoriel en Technologies de l'Information* : Investissement total en TI rapporté à l'emploi sectoriel total (information disponible dans les fichiers FUTE).









## 2

# Un ré-examen du lien entre concurrence et innovation : L'hypothèse d'innovation défensive

### Sommaire

---

<b>2.1</b>	<b>Introduction</b> . . . . .	<b>72</b>
<b>2.2</b>	<b>Investigating the Firms' Product Portfolio Strategies as "Defensive Innovation" Strategies</b> . . . . .	<b>76</b>
2.2.1	Preliminary Empirical Evidence . . . . .	76
2.2.2	Underlying Firm Level Policy Functions . . . . .	76
2.2.3	Empirical Strategy . . . . .	78
<b>2.3</b>	<b>Data and Measurement Issues</b> . . . . .	<b>82</b>
2.3.1	Data Sources . . . . .	82
2.3.2	Measuring Low-Cost Country (and High-Tech Country) Competitive Pressure . . . . .	83
2.3.3	Describing Firms' Product Portfolios . . . . .	88
2.3.4	Measures of Firms' Innovative Effort . . . . .	89
2.3.5	Descriptive Statistics . . . . .	90
<b>2.4</b>	<b>Empirical Results</b> . . . . .	<b>91</b>
2.4.1	Southern Competitive Pressure and Reallocations in the Firms' Product Portfolios . . . . .	91
2.4.2	More Evidence about Induced Product Innovation ? . . . . .	98
<b>2.5</b>	<b>Conclusion</b> . . . . .	<b>105</b>

---

*Ce chapitre reprend les éléments d'un travail effectué conjointement avec Benjamin Nefussi :*

The Dynamics of Firms' Product Portfolios in Response to Low-Cost Country Competition : an Empirical Assessment

## 2.1 Introduction

Analyzing firms responses to globalization is one of the core empirical challenges in both micro- and macro-economics, and it is at the heart of an important policy debate. At stake is the firms' ability to face new, worldwide competitive pressures, with consequences in terms of employment, economy-wide industrial structures, and economic growth.

As stated by Bernard and Koerte [2007], theories such as the international product life-cycle (Vernon [1966]) or the technological gap theory (Posner [1961]) suggest that competing with less-developed countries is fundamentally different from competing with developed countries. Indeed, competitors from advanced economies (as well as domestic competitors) have access to similar technologies, absorptive capacities and factor costs, whereas less developed countries lack access to more recent technologies, but enjoy significant advantages in factor (especially labor) costs. Responses to these two kinds of competitive pressure may therefore be contrasted : in particular, firms in advanced countries cannot rely on *price-based* strategies in order to rule out low-cost competitors<sup>72</sup>. Instead, they have to focus on strategies based on their comparative advantages, e.g. skill- intensive *technologies* which cannot be immediately imitated in low-cost countries : Thoenig and Verdier [2003] show that when globalization triggers an increased threat of technological leapfrogging or imitation, firms tend to respond to that threat by biasing the direction of their innovations towards skilled labor intensive technologies, which they call "defensive skill-biased innovation". However, their modeling relies on innovations in the production process<sup>73</sup>, which is, in other words, a cost reduction strategy as a response to low-cost country competition. On the contrary, the literature in management (Bernard and Koerte [2007]) makes the point that that firms in developed countries would seldom find profitable to engage a race with low-cost countries in terms of costs of production, since this domain is far from being their comparative advantage. It rather suggests the more intuitive idea that low-cost country (henceforth southern) competition leads to product innovation rather than to process innovation, so that the skill-bias may be more related to R&D activities than to standard production activities<sup>74</sup>.

---

<sup>72</sup>Bernard and Koerte [2007] built on Porter [1980, 1985] to itemize different answers to low-cost countries competition : "Organizational strategies" include costs reduction, product differentiation, and relocation of production to low cost countries ; "Environmental strategies" include changing products ("avoidance") and deterrence of entry through pricing strategies or government action. The "avoidance" strategy is seen as a switch to other products that are more skill intensive.

<sup>73</sup>More precisely, their modeling of these kind of "defensive innovation" strategies is a very reduced form, since they only argue that "firms render their products *or* technologies more immune to imitation at the cost of reinforcing the skill intensiveness of their production process".

<sup>74</sup>Note that R&D expenditures typically consist in wages of high-skilled workers (researchers), so that in regard of this aspect, the modeling of Thoenig and Verdier [2003] could indeed be considered as a reduced form of a more complex

The previous theoretical as well as empirical literature has identified several margins of adjustment to higher international trade exposure. However, very few papers distinguish between northern (relatively high-tech) and southern competitive pressure, although the comparative advantages of both sets of countries may be highly differentiated. Similarly, very few empirical papers are akin of articulating firm level together with product level information, which is necessary to get a complete view of firm level strategic responses.

Among analyses performed on product level data, Hummels and Klenow [2005] investigate the export gap between large and small economies. They show that the extensive margin (wider set of goods) accounts for around 60 percent of the greater exports of larger economies, while within categories, richer countries export higher quantities at modestly higher prices. Their empirical evidence suggests that product reallocation may play an important role in explaining country level specialization processes. However, their contribution is silent about the underlying micro-dynamics : is it driven by firms' exits and entries, or rather by changes in firm-level portfolio strategies ? What are the drivers of these micro-dynamics ?

At the firm level, the previous literature has focused on entry/exit (Bernard, Jensen and Schott [2006] and export participation (Eaton, Kortum and Kramarz [2005]) decisions as responses to globalization and increased international competition. Bernard, Jensen and Schott [2006] investigate the relations between low-cost country competition and plant survival or growth, and also plants' main industry switching - on this last aspect, the results obtained by the authors are barely significant, most probably because the main activity is a too coarse indicator of the firms' productive activity. Indeed, in the absence of more direct indicators, Bernard, Jensen and Schott [2006] assume that a plant's input intensity provides a signal about its mix of products (and thus about its exposure to low-wage country imports). However, this assumption is misleading if firms perform R&D activities, i.e. employ high-skilled workers outside their productive activities, for example as a prerequisite to product switching.

Overall, this body of empirical literature provides only a partial view about firms' responses to productive reality. However, the literature in industrial organization often considers R&D expenditures as a sunk cost, and not as a variable production cost as they do.

the increase in international trade competition they experienced, since it broadly suggests that the only trade-off is between survival (of the more productive firms) or exit. We rather investigate whether firms also adjust their productive activities through dynamic (long-term) strategies, or in other words, firm-level investments in productivity-enhancing activities such as R&D allowing them to improve their competitiveness, and therefore to decrease the probability of exit. This hypothesis has been suggested by Aw, Roberts and Xu [2008] and Costantini and Melitz [2007] and empirically investigated by Aw, Roberts and Xu [2008], Bustos [2007] or Bloom, Draca and Van Reenen [2008]. In particular, we focus on firms' product portfolio strategies, which also encovers the launching of product innovations.

Expected gains associated to these strategies first depend on the ability of southern firms to imitate or leapfrog high-tech, "northern" technologies. This aspect is an important component of the competitive pressure generated by these southern, low-cost firms. More importantly, the profitability of northern product portfolio strategies also depends on consumers' demand, in particular on the magnitudes of the elasticities of substitution between products or varieties (Broda and Weinstein [2004]). The importance of the aspects related to demand behaviour had already been underlined in the literature about endogenous growth, where horizontal or vertical differentiation strategies (described in Grossman and Helpman [1989, 1991a, 1991c, 1991d] or Caballero and Jaffe [1993] among others) were profitable due to the assumption of CES utility functions. Recent contributions (Siebert [2003], Eckel and Neary [2006], Feenstra and Ma [2007]) underline however the potential importance of "cannibalization" (demand linkage) effects which may undermine the profitability of product switching strategies : indeed, when a given product is a substitute for some components (goods) of a firm's product portfolio, then producing it may be un-profitable. Lastly, another benefit of selling several products that are neither substitutes nor complements, i.e. of being active on relatively independent markets is that, in a dynamic setting, this provides insurance against bankruptcy (i.e. exiting all markets at the same time). This aspect is present in the theoretical contribution of Klette and Kortum [2004], and Bernard, Jensen, and Schott [2006] show consistently that exits occur less frequently at multi-product plants.

On the cost side, the (fixed) cost of entry into new activities may be differentiated depending on the productivity of firms (see Brambilla [2006] or Eckel and Neary [2006]). In models with single

product firms<sup>75</sup>, trade integration leads to the selection of the most productive firms that increase their production at the expense of less productive firms. The existing literature addressing the phenomenon of multi-product firms<sup>76</sup> relies most frequently on the assumption that firms have a specific *core competency* for which they achieve the highest level of efficiency. As a consequence, trade integration leads firms to shed marginally less productive products and therefore to re-center on their core activities<sup>77</sup>, as demonstrated by Bernard, Redding and Schott [2006b].

In this paper, we rather investigate an opposite assumption, i.e. the fact that in a dynamic setting, firms may alter the nature of their core competencies thanks to investments in knowledge (R&D) in the same way they are able to increase their efficiency level in the framework of Costantini and Melitz [2007]. Our empirical analysis relies on a new dataset containing level information enabling to track the firms' R&D expenditures, i.e. firm level innovation effort, along with their product mix or the structure of their exports at a detailed (up to 6 digit level) level. These two types of information (about innovative activities and firm level product portfolios) provide us with the appropriate tools to scrutinize firm level portfolio strategies, both for standard products and for new-to-market innovations.

Our work yields the following results. Firms experiencing a high southern competitive pressure are significantly more diversified in their productions, and are involved in (either) more frequent or higher reallocation of their product portfolios, in particular towards products they were not previously producing. These results are robust to a variety of competition indicators, and to IV estimation strategies. Further analysis shows that only more productive firms are able to introduce true product innovations, which may explain why they achieve higher survival rates (Bernard, Jensen and Schott [2006]).

The paper is organized as follows. Section 2.2 motivates our empirical strategy ; section 4.3 describes the data and the empirical indicators of international trade competitive pressure and of firm level product portfolio strategies. Section 2.4 presents the obtained results and section 2.5 concludes.

<sup>75</sup>Melitz [2003], Eaton and Kortum [2002], Bernard *et al* [2003], Eaton *et al.* [2005].

<sup>76</sup>E.g. Yeaple and Nocke [2006], Bernard Redding and Schott [2006b], Eckel and Neary [2006].

<sup>77</sup>However, Eckel and Neary [2006] obtain that with symmetric industries, an increase in the productivity of foreign firms raises industry output, increases the product range of multi-product firms and lowers the domestic real wage. It also flattens the distribution of outputs within a multi-product firm's product range : products at the margin of the product range always expand while those near the core may contract. Note also that Feenstra and Ma [2007] do not make the same assumption of core competencies, so that in their modeling, opening trade leads to fewer firms surviving in each country but more varieties produced by each of those firms.

## 2.2 Investigating the Firms' Product Portfolio Strategies as "Defensive Innovation" Strategies

### 2.2.1 Preliminary Empirical Evidence

Preliminary descriptive statistics suggest that facing low-cost country competition is indeed associated with specific product portfolios. Over the 1999 to 2004 period, on average 45% of our sample firms<sup>78</sup> report more than one activity, which is close to the proportion reported by Bernard, Redding and Schott [2006a] for US manufacturing plants (41%). Many of these multi-sector firms report non manufacturing activities, e.g. trade or accounting services. Leaving these non manufacturing activities aside, we obtain a proportion of 16% of manufacturing multi-product firms.

However, this proportion varies a lot with the degree of exposure to southern competition<sup>79</sup> : 17.6% of highly exposed firms are multiproduct, whereas the proportion drops to 10.7 among weakly exposed enterprises. Among multi-product firms, highly exposed firms are also more diversified than weakly exposed firms. Figure 2.1 reports the cumulative density function of such a (inverse) diversification indicator : the share represented by the firm's main activity in total sales. Highly exposed firms are on average less specialized (and therefore more diversified) than weakly exposed firms, and the difference is statistically significant as evidenced by the Kolmogorov-Smirnov test. It is also important to note that when performing the symmetrical experiment with the northern import penetration index, the difference is not significant.

The bulk of the paper consists in investigating this correlation between foreign (low-cost country, or "southern") competition and product portfolios in greater details, and in checking whether it may be linked to "defensive innovative" strategies on the part of French firms.

### 2.2.2 Underlying Firm Level Policy Functions

It is useful at this point to outline the short dynamic theoretical framework underlying our empirical analysis. We consider the program faced by a firm when defining its product scope ; for simplicity, we abstract from all other decisions, such as the more radical decision to enter or exit from all markets, the decision to export or to invest.

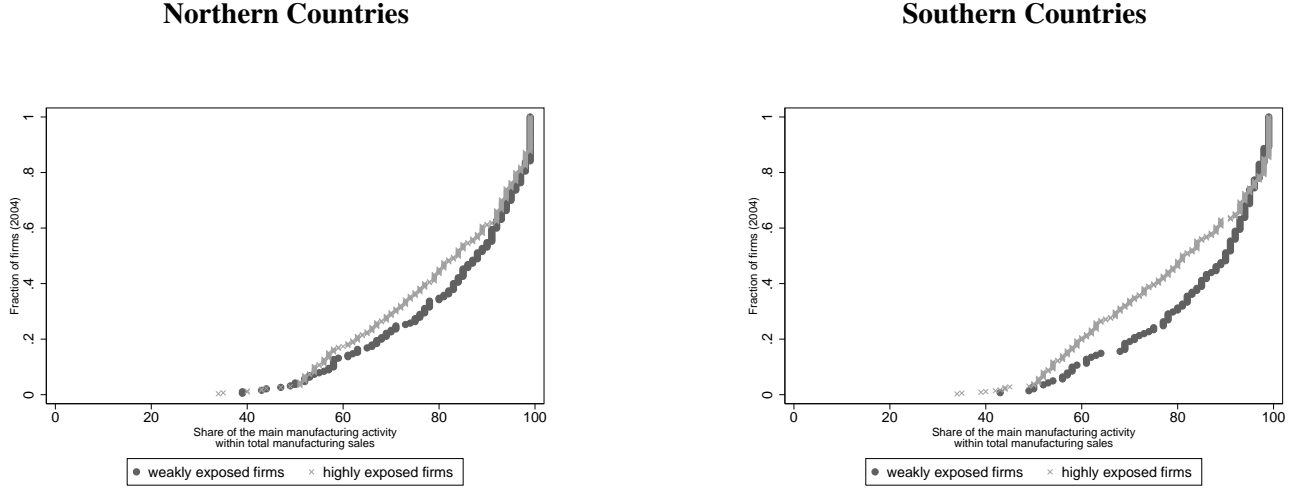
Let  $E_i^g$ ,  $g = 1, \dots, G$  denote the dummy variables indicating whether the firm  $i$  decides to produce good  $g$  or not. We assume that entering market  $g$  involves an (R&D) fixed cost  $\gamma^g$  which may depend on the

<sup>78</sup>See below for a precise description of the sample construction.

<sup>79</sup>"High exposure" is defined as belonging to an industry with a high (above the 66<sup>th</sup> sample percentile) southern penetration index. Conversely, "low exposure" relates to firms experiencing low penetration indices (below the 33<sup>th</sup> sample percentile).



FIG. 2.1 – Northern and Southern Penetration Indices and Firms' Main Activity Share



**Kolmogorov-Smirnov Test**

$H_0 : F_W(\bullet) < F_H(\bullet), D^+ = \max_x \{F_W(x) - F_H(x)\}$	
$D^+ = 0.033, p\text{-val} = 0.550$	$D^+ = 0.048, p\text{-val} = 0.342$
$H_0 : F_W(\bullet) > F_H(\bullet), D^- = \min_x \{F_W(x) - F_H(x)\}$	
$D^- = -0.061, p\text{-val} = 0.138$	$D^- = -0.094, p\text{-val} = 0.017$
$H_0 : F_W(\bullet) = F_H(\bullet), D = \max \{ D^+ ,  D^- \}$	
$D = 0.061, p\text{-val} = 0.251$	$D = 0.094, p\text{-val} = 0.028$

Note : Multi-product firms only, manufacturing activities only. These descriptive statistics relate to the year 2004.

firm's stock of knowledge  $G_{i,t}$  at the beginning of the period. This stock of knowledge may change as a result of depreciation and of the flow of new knowledge investment spendings following a standard permanent inventory equation which may be written as follows :

$$G_{i,t} = (1 - \delta).G_{i,t-1} + \sum_g (E_{i,t}^g - E_{i,t-1}^g = 1) \cdot \gamma^g [G_{i,t}]$$

Let  $\Phi_t$  capture all the aggregate states that firms take as exogenous ; this vector contains in particular the state variable describing the magnitude of international (southern and northern) competition, as well as domestic competition arising due to the elasticity of substitution between product varieties.

The firm's value function can be written as :

$$V \left[ G_{i,t-1}, \left( E_{i,t-1}^g \right)_g ; \Phi_t \right] = \max_{\left( E_{i,t}^g \right)_g} \left\{ \sum_g (E_{i,t}^g = 1) \cdot \pi_i^g \left[ \left( E_{i,t}^k \right)_{k \neq g} ; \Phi_t \right] - \sum_g (E_{i,t}^g - E_{i,t-1}^g = 1) \cdot \gamma^g [G_{i,t-1}] + \beta \cdot V \left[ G_{i,t}, \left( E_{i,t}^g \right)_g ; \Phi_{t+1} \right] \right\} \quad (2.1)$$

These programs result in policy functions describing the dynamic evolution of firm  $i$ 's product portfolio that are implicit functions of the state variables at the beginning of the period :

$$E_{i,t}^g = E^g(G_{i,t-1}, (E_{i,t-1}^k)_k; \Phi_t), \quad g = 1, \dots, G \quad (2.2)$$

Variations in the assumptions of this modeling alter the form of the policy functions. In particular, if knowledge is not cumulative, then the fixed costs  $\gamma^g$  of entering the various product markets do not depend on previous knowledge investment, and neither do the policy functions.

This simple specification is at the heart of our empirical investigations. However, in the empirical analysis which follows, we do not estimate one equation per potential market, which would require to run more than 400 equations (at the four digit level, for manufactured goods). We rather use more synthetic indices describing the firms' product portfolios as proxies for  $(E_{i,t}^g)_g$  (e.g. diversification index, see below section 2.3.3 for further details), or its evolution over time. These indicators are introduced in the regression either as explained variables, or as lagged explanatory variables ( $SPE_{it-1}$ ). Furthermore, in the absence of long R&D time series, we proxy the firms' knowledge stock  $G_{i,t}$  by their lagged  $TFP$ , interpreted here as a Solow residual measuring the achieved level of technological efficiency. Indicators of the firm's size ( $EMP_{it-1}$ ), capital intensity ( $(\frac{K}{VA})_{it-1}$ ) and share of exports to developed, "northern" countries in the firm's total turnover ( $SHXN_{it-1}$ ) are included as additional controls. Lastly, the vector  $\Phi_t$  includes the various indicators of domestic ( $HHI_{it-1}$ ) and international ( $PEN_{it-1}^S, PEN_{it-1}^N$ ) competition which are described in details below. In our estimates, the coefficients obtained for this last set of explanatory variables ( $\Phi_t$ ) are of main interest in order to disentangle whether product switching may be a response to higher international trade exposure, either from high-tech or from low-cost countries.

### 2.2.3 Empirical Strategy

#### Specification of the Estimated Equations

We therefore examine the correlations between LCC competitive pressure (as measured by LCC penetration indices) and the firms' product portfolio strategies in estimating an equation of the following form :

$$\begin{aligned}
 \text{STRATEGY}_{it}^* = \alpha & + \beta_1 \cdot \ln TFP_{it-1} + \beta_2 \cdot \ln EMP_{it-1} + \beta_3 \cdot \ln \left( \frac{K}{VA} \right)_{it-1} \\
 & + \theta_1 \ln PEN_{it-1}^S + \theta_2 \ln PEN_{it-1}^N + \theta_3 \ln TFP_{it-1} \times \ln PEN_{it-1}^S \\
 & + \theta_4 \ln HHI_{it-1} + \theta_5 \ln SPE_{it-1} + \theta_6 \ln SHXN_{it-1} + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{2.3}$$

In this equation, the dependent variable  $\text{STRATEGY}_{it}^*$  is one of the indicators of product portfolio strategies that are described in detail below : these are either (i) dummy variables indicating whether the firm has added or dropped at least one product from its portfolio, or (ii) continuous zero to one indices measuring the concentration of the firm's activities or the magnitude of the reallocation from one period to the other, or (iii) more standard innovation indicators such as R&D activities or expenditures and patent applications. TFP, capital, employment and value added are denoted as  $TFP_{it-1}$ ,  $K_{it-1}$ ,  $EMP_{it-1}$  and  $VA_{it-1}$ . Together with the share of exports to developed, "northern" countries in the firm's total turnover  $SHXN_{it-1}$ , these variables are introduced into the regression as empirical counterparts of  $G_{i,t}$ . We refer respectively to  $HHI_{it-1}$  and  $(PEN_{it-1}^S, PEN_{it-1}^N)$  as to indicators of domestic (Herfindahl index) and foreign (penetration indices defined below) competition respectively. These variables describe the environment of the firm and are the empirical counterparts of  $\Phi_t$ .  $SPE_{it-1}$  is an indicator of the firm's specialization and is introduced into the regression as a synthetic description of the lagged structure of the firm's product portfolio  $\left( E_{i,t-1}^g \right)_g$ .

Lastly, the interaction between southern penetration and productivity aims at assessing whether more productive firms tend to react more to foreign competition<sup>80</sup>.

In the absence of a thorough structural model, this specification is therefore essentially descriptive when describing firms' portfolio strategies "in response to" the (increasing) competitive pressure of low-wage countries, as in Bernard *et al.* [2006]. However, it is also quite standard in the empirical literature on innovation (e.g. Bond *et al.* [2004]), since in the case of R&D investment, the previous equation can be interpreted as the policy function (R&D factor demand) directly derived from a standard investment model<sup>81</sup>.

<sup>80</sup>All results are robust to the further inclusion of interactions between northern penetration and productivity.

<sup>81</sup>Indeed, a profit maximizing firm with a constant return to scale CES production function gets the following function for its desired R&D capital stock (in logarithms) :

## Estimation

Due to the limited (qualitative) nature of most of the indicators introduced as dependent variables in the regression analysis, we present results obtained through maximum likelihood estimation under gaussian assumption with respect to the error terms (except in the case of patent applications) :

- In the case of 0 to 1 continuous indices (e.g. share of the main activity, similarity or reallocation indices), tobit estimations are performed with both left (0) and right (1) censoring.
- In the case of dummy indicators (introduction / dropping of new products or new activities, R&D activity), we rely on standard probit estimation, except when attempting to introduce firm fixed effects, or when taking selection into account on a large estimation sample. In these cases, linear probability models are preferred since the computational burden is far more limited, but note that all equations that are presented with a probit specification are robust to alternative choices (LPM or logit estimation).
- For R&D expenditures, generalized tobit estimation is performed.
- In the case of patent applications, we rely on count models with a negative binomial assumption which is standard in the literature (e.g. Blundell *et al.* [1995]).
- Lastly, we simply rely on OLS estimates in the case of unit values or their growth rates (since these both indicators are continuous variables).

$$\underbrace{g_{it}}_{\substack{\text{desired} \\ \text{R\&D capital stock}}} = a + \underbrace{y_{it}}_{\text{output}} - \sigma \cdot \underbrace{j_{it}}_{\substack{\text{user cost} \\ \text{of capital}}} \quad (2.4)$$

which is similar to Caballero, Engel and Haltiwanger [1995] for capital stock. The analogy with equation 2.2 or 2.3 is straightforward when paralleling  $g_{it}$  with  $E_{i,t}^g$ ,  $y_{it}$  with  $G_{i,t}$  and  $j_{it}$  with  $\Phi_t$ . Furthermore, in this equation, the R&D capital stock is not observed, but it can be approximated by its stationary state value (rather than computing it thanks to a permanent inventory method), for which the growth rate  $v_i$  of the R&D capital stock is constant :  $G_{it} = (1 + v_i) \cdot G_{it-1}$ . In this case, if we denote the firm specific R&D depreciation rate by  $\delta_i$ , then :

$$R_{it} = (\delta_i + v_i) \cdot G_{it-1} = \frac{\delta_i + v_i}{1 + v_i} \cdot G_{it} \iff r_{it} = \ln \left( \frac{\delta_i + v_i}{1 + v_i} \right) + g_{it}$$

Unfortunately, it turns out that our panel is too short to estimate firm fixed effect specifications. We will then assume that  $\delta$  and  $v$  are sufficiently homogeneous at the industry level to be controlled for thanks to industry and time dummies. The second difficulty is that the user cost of capital is not observed, and we assume that it can also be controlled for using additive year- and sector-fixed effects. To retrieve equation 2.3 from equation 2.4, one should simply notice that the level of output  $y_{it}$  is decomposed into TFP, capital intensity and employment, and that various additional controls of competition - in particular, international competition have been introduced. Note that R&D is not taken into account as a specific factor in this decomposition of the output  $y_{it}$  since this investment is already taken into account in the standard capital and employment information (see Schankerman [1981]).

### Endogeneity and Selectivity Issues

Several potential endogeneity problems arise in this simple setting. First, we may be confronted to a simultaneity problem which is similar to the simultaneity problem occurring in the framework of the estimation of production functions<sup>82</sup>. In order to mitigate this problem, we first lag all control variables in all regressions. Second, we check that our results are robust when using linear specifications and GMM estimates<sup>83</sup> (using lagged differences of the potentially endogenous variables as IVs).

However, this standard linear approach is not always applicable when dealing with limited dependent variables. We therefore use the Rivers-Vuong [1988] approach in order to take account of the potential endogeneity of the various suspected variables in the probit specification. This approach amounts to introducing the estimated residuals of the first-stage (OLS) regressions in the probit equation. It provides furthermore a simple test of the exogeneity of the various suspected variables, since the usual probit t-statistic on the estimated residuals introduced in the regressions is a valid test that the corresponding variable is exogenous. A shortcoming of this strategy is however that if the residuals are significant, then the usual probit standard errors and test statistics are not strictly valid, and we only estimate the coefficients up to scale (see Wooldridge [2002]).

The Smith-Blundell [1986] procedure relies on the kind of control function approach for Tobit specifications : it also amounts to introducing the first-stage regression residuals as additional controls in the original equation. This procedure gives consistent estimates of all the coefficients (there is no problem of scale here), but as in the Rivers-Vuong approach, when the estimated residuals are significantly different from zero, the second-stage tobit standard errors and t-statistics are not asymptotically valid.

Most importantly, we also recognize that the import penetration indices may be endogeneous in all estimated equations : indeed, our setting is similar to a standard supply estimation framework, in which some shocks provide identification variation, whereas others may generate endogeneity biases. More precisely, Thoenig and Verdier [2003] argue that unobserved technological (most probably skill-biased) shocks experienced by French firms may have an impact on both French firms' product portfolio strategies *and* on their competitiveness and the overall degree of openness of the French economy. This kind of shock would most probably generate amplification biases on the import penetration indices

---

<sup>82</sup>See above the interpretation of our specification as a factor demand.

<sup>83</sup>Results available upon request.

in our estimation<sup>84</sup>. Furthermore, unobserved domestic (French) demand shocks may also generate endogeneity issues since it may affect both the level of domestic demand directed towards domestic producers, and the level of domestic demand directed towards foreign producers (imports). This kind of shock would therefore generate attenuation biases in our setting.

Several features of our setting help mitigate these potential biases. First, in order to mitigate the pure simultaneity bias<sup>85</sup>, we use lagged values of the penetration indices, which amounts to present the first-step estimates of IV regression using the lagged value of penetration indices. Second, the second type of indicator of competition, defined as changes in import unit values, are price based indices which are furthermore specified as time differences, and therefore less suspected of endogeneity - they are at least more robust to the unobserved technological shocks described above. Last, we also report estimates obtained with an instrumental variable strategy.

Thoenig and Verdier [2003] or Bernard, Jensen and Schott [2006] also use prices (exchange rates or tariff or freight rates) as IVs in their regression analysis, but this kind of information is not (readily) available at a detailed level of industry classification for all the countries considered here<sup>86</sup>. We rather rely on a proxy of freight (transportation) rates interpreted as a component of costs faced by foreign firms; our variables are described in full details in section 2.3.2 below. We argue that these kind of costs have a direct impact on openness and penetration indices, but do not affect directly the portfolio strategies of French firms.

## 2.3 Data and Measurement Issues

### 2.3.1 Data Sources

The firm level information required in our analysis has been sourced from a variety of datasets. First, exhaustive firm level information on imports and exports over the period 1999 - 2004 are sourced from the files of the French Customs administration<sup>87</sup>. They provide information on the value and volume of each firm's export flow, defined at the product 6 digit level. The symmetrical information is

---

<sup>84</sup>The same reasoning holds for worldwide technology shocks. Note that on the contrary, southern technological shocks are not a source of endogeneity, but of identification in our setting.

<sup>85</sup>Note however that simultaneity is not very likely since it will probably take a quite long time for the firm to switch across sectors after experiencing a shock on the competitive pressure it faces.

<sup>86</sup>For example, Thoenig and Verdier [2003] only consider the exchange rate between the French Franc and the dollar or the Deutsche Mark, which seems inappropriate in order to study the southern competitive pressure

<sup>87</sup>See Eaton, Kortum, and F. Kramarz [2005] as an example of analysis performed on the same information. Exports are reported "franco-on-board" (FOB), i.e. exclusive of tariffs and freights, whereas imports are reported CAF, inclusive of tariffs and transport costs.

available for import flows, for which we also use the country of origin (see below the definition of the penetration indices).

Second, complementary information about the firms' innovative effort is sourced from the "Innovation" (CIS) and "R&D" surveys. These two sources matched together enable us to determine which firms do invest in innovation, which ones *do not*, and the corresponding amount of R&D expenditures. These surveys are not exhaustive<sup>88</sup> but cover the population of manufacturing firms having more than 20 workers. Together, these two sources provide information on 10,000 firms over the 1999-2004 period, each of them being present on average three (adjacent) years. This sample is also matched with the exhaustive datasets of patent applications to the French National Patent Office (INPI) and to the European Patent Office (EPO), with priority years ranging from 1999 to 2003.

Lastly, standard accounting information such as value added, employment, capital, labor costs, and the main firm industry affiliation are sourced from fiscal files (FUTE files), as well as the whole decomposition of each firm's sales into each of the 4 digit market where it operates<sup>89</sup>. This very detailed information enables us to compute penetration variables while taking account of multi-product firms. It also enables us to track the product portfolio strategies of our sample.

We end up with a file containing 30,790 observations when broken down in the firm and year dimensions<sup>90</sup>. This set of firms corresponds to a yearly total of 1.3 millions of employees, where the median firm has 62 employees over the period. On average, 44% of the sample firms report positive investments in innovation. This slight over-representation of innovative firms is due to the over-representation of large firms in the CIS and R&D surveys, which provide the sampling structure of our dataset.

### **2.3.2 Measuring Low-Cost Country (and High-Tech Country) Competitive Pressure Baseline Indicators**

Our indicator of southern competition is directly derived from Bernard, Jensen and Schott [2006], except that we furthermore explicitly take account of multi-product firms. First, countries are classified as low-cost, or "southern" if their GDP per capita is lower than 5% of the French GDP per capita<sup>91</sup>. The

<sup>88</sup>Except for firms having more than 250 employees.

<sup>89</sup>See Acemoglu *et al.* [2006] as an example of analysis performed on the same data. Note that the industry affiliation of multi-product firms corresponds to the largest sales ratio, and that there is correspondence between the (NAF) activity classification of the FUTE files and the (CPF) product classification used in the customs files when both aggregated at the 3 digit level.

<sup>90</sup>Our file also has a product dimension, see below.

<sup>91</sup>This definition is motivated theoretically by the standard factor proportions framework.

list of countries obtained in 2004 is reported in appendix C ; on average over the 1999-2004 period, 73 countries (out of 161) are classified as low-wage countries.

Second, the industry level southern penetration indices proposed in Bernard, Jensen and Schott [2006] are computed from the *exhaustive* (six digit) product level information in the import records of the custom administration, and then aggregated at the firm level using weights according to the different (four digit) markets where the firm operates. The obtained indicator takes the following form :

$$PEN_{it}^S = \sum_j \omega_{ijt} \frac{M_{Fjt}^S}{M_{Ft} + Q_{Ft} - X_{Ft}} \quad (2.5)$$

where  $\omega_{ijt}$  denotes the share of sales of firm  $i$  in sector  $j$  at year  $t$ . We refer respectively to  $M_{Ft}$  and  $M_{Fjt}^S$  to French total imports and imports in sector  $j$  at year  $t$  from low-cost countries, and to  $Q_{Ft}$  and  $X_{Ft}$  as domestic production and French exports<sup>92</sup>.

The northern penetration index is defined symmetrically as :

$$PEN_{it}^N = \sum_j \omega_{ijt} \frac{M_{Fjt}^N}{M_{Ft} + Q_{Ft} - X_{Ft}} \quad (2.6)$$

where  $M_{Ft}^N$  denotes French imports from northern countries in sector  $j$  at year  $t$ .

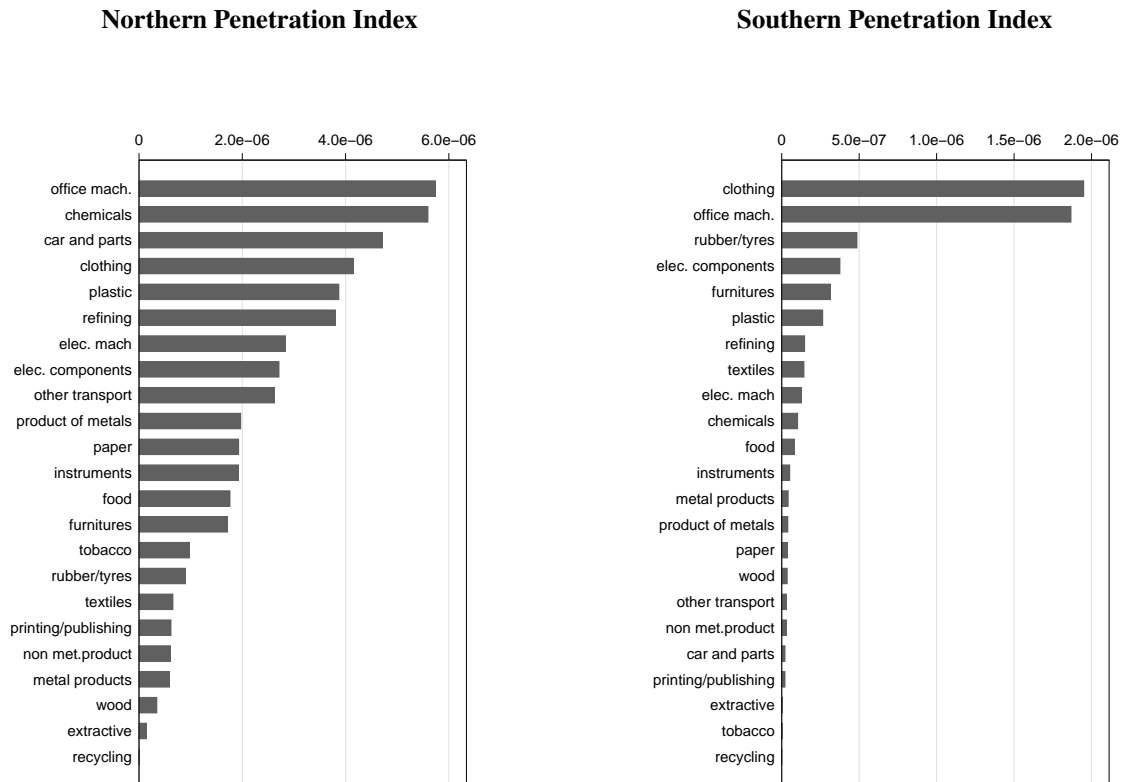
These two variables are therefore defined at the firm level due to the weights used to aggregate the product / industry level penetration indices experienced on each of the markets of the firm. However, it is useful to check that the obtained indicators are close to common wisdom when they are aggregated according to the firms' main activity. Graph 2.2 depicts the average penetration indices experienced in 2004 by firms whose two-digit main activity belongs to the specified category. Unsurprisingly, the southern import penetration index suggests that French firms operating in the clothing and office machinery are most exposed to low-wages countries competition. Furthermore, the southern competitive pressure index is much lower but more differentiated across industries than the northern index, which provides a greater industry level potential for identifying variability. Graph 2.3 shows further that even on a short time period (5 years between 1999 and 2005), the rise of the southern penetration indices has been substantial in many industries, which describes the global opening-up of the world economy,

<sup>92</sup>A noticeable difference with Bernard, Jensen and Schott [2006] is that the denominator (absorption) is not industry specific. This is due to the fact that the information about domestic production is not available in the same detailed classification in a consistent way with the custom data (aggregating "exhaustive" firm level datasets does not always provide a consistent information...). We therefore simply normalize the import flows with a more aggregated indicator (economy wide in the descriptive statistics, and at the 2-digit level in the regression analysis due to the inclusion of industry fixed effects).



in particular due to the Chinese liberalization (see Bloom *et al.* [2008]).

FIG. 2.2 – Low-Cost ("Southern") Country and High-Tech ("Northern") Country Penetration Indices Across Firms' Main Industries (2004)



Note : These descriptive statistics relate to the year 2004 and are based on the average penetration indices experienced by the sample firms whose main activity belongs to the specified category.

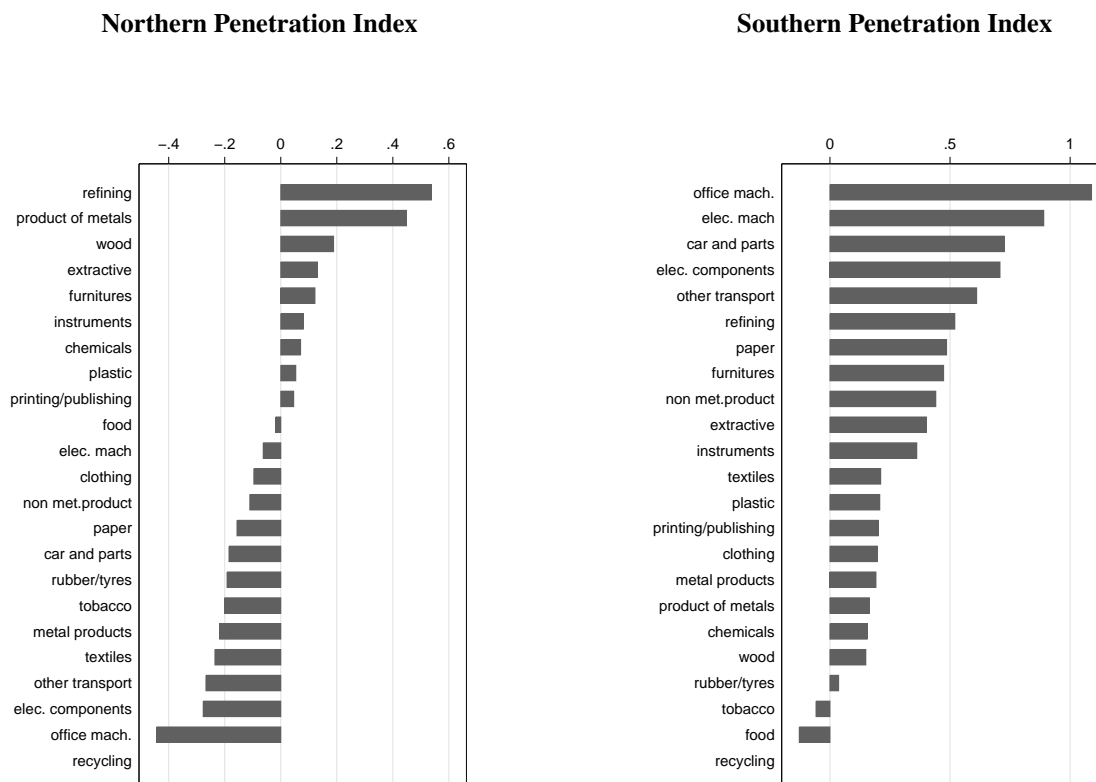
### Price Based Indicators

A concern with the previous indicators of penetration is that the actual flow of southern imports is not an appropriate measure of competitive pressure, since what matters is rather the *threat* (Dutt and Traca [2005]) of the flow of imports. We therefore introduce alternative proxies that follow Hallak [2006]<sup>93</sup> and Schott [2004]<sup>94</sup> and are based on prices (e.g. Bertrand [2007]), namely the average annual change in unit values of LCC import :

<sup>93</sup>Hallak [2006] suggests that southern countries sell lower quality goods which explains why export prices are lower for poorer countries. This implies both that export prices used to construct real GDP should be quality-corrected, but also that price changes may be interpreted as quality changes in these poorest countries (as a first approximation).

<sup>94</sup>See also our indicator of quality presented below in section 2.3.4.

FIG. 2.3 – Variation of Northern and Southern Penetration Indices over the 1999-2004 Period



Note : These descriptive statistics relate to the log-difference of northern and southern penetration indices between 1999 and 2004. They are based on the average penetration indices experienced by the sample firms whose main activity belongs to the specified category.

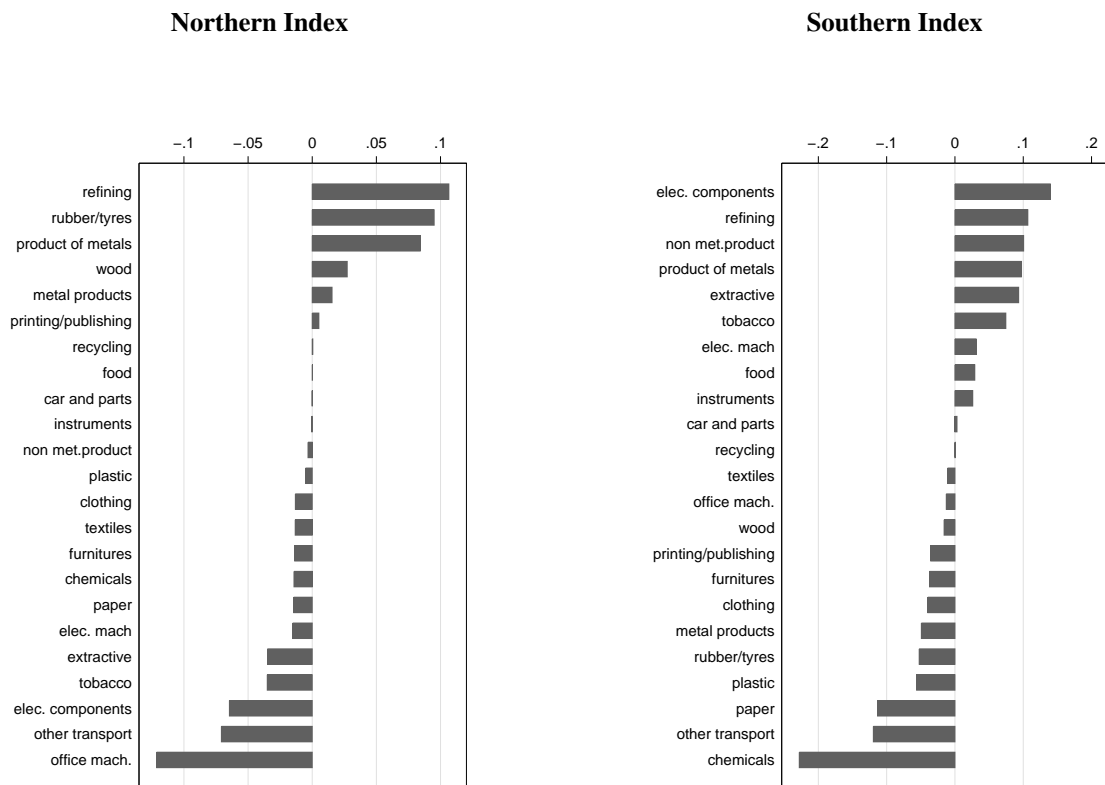
$$PEN\_UV_{it}^X = \sum_j \omega_{ijt} \Delta_{t/t-1} \ln(UV_j^X), \quad X = S, N \quad (2.7)$$

where unit values ( $UV_{jt}^X$ ) are computed as the ratio between values and quantities of southern or northern import flows at the product level. Assuming that the production shipped from low-cost countries is sold very close to its production cost (or at least that price competition is not relevant with low-cost countries), these indicators can be interpreted as measuring the competition in terms of quality arising from low-cost countries. In the case of northern, high-tech countries, the latter assumption is less relevant, and the interpretation is therefore more ambiguous.

Graph 2.4 shows the average price based indices experienced in 2004 by firms whose two-digit main activity belongs to the specified category. Several aspects are worth noticing. First, the southern

index has much higher industry level variation than its northern counterpart, for which only a small number of industries have experienced significant year-to-year changes in import unit values. Second, the ranking of industries obtained for northern and southern imports are very contrasted, which legitimates this break-down of competition indicators across countries. Last, the obtained ranking of industries is globally consistent with what is obtained in term of *variation* of the penetration indices (graph. 2.3), which is reassuring since both indices aim at capturing the same dimension (southern competitive pressure) while relying on a very different source of variability.

FIG. 2.4 – *Low-Cost Competition and High-Tech Competition Price-Based Indices Across Firms' Main Industries (2004)*



Note : These descriptive statistics relate to the year 2004 and are based on the average price (unit value)-based indices experienced by the sample firms whose main activity belongs to the specified category.

### Instrumental Variables

Lastly, as explained in section 2.2.3, we use proxies of freight (transportation) rates as instrumental variables for the penetration indices presented above. More precisely, assuming that transportation

costs are proportional to distances, our IVs are computed as the average distance between France and the exporting countries :

$$DIST\_IMP_{it}^X = \sum_j \omega_{ijt_0} \left( \sum_c \frac{M_{Fjt}^c}{M_{Fjt}^X} \cdot d_{cF} \right), \quad X = S, N \quad (2.8)$$

where  $c$  denotes countries,  $d_{cF}$  denotes the distance in kilometers between France and country  $c$ , and  $\frac{M_{Fjt}^c}{M_{Fjt}^X}$  denotes the share of imports accounted for by country  $c$  (for good  $j$ ) in the total of French imports. The geographical information is sourced from Mayer and Zignago [2006]; bilateral distances are calculated following the great circle formula, which uses latitudes and longitudes of the most important city (in terms of population) or of the official capital of each considered country. Note also that in equation 2.8, the firm specific weights  $\omega_{ijt_0}$  are taken at the first period where the considered firm enters our sample in order to avoid any endogeneity bias generated by the variation of these weights<sup>95</sup>.

### 2.3.3 Describing Firms' Product Portfolios

Bernard, Jensen and Schott [2006] provide the first evidence that firms adjust their product mix in response to pressure from international trade. However, their analysis remains coarse since their only empirical indicator relies on main industry switching. In the present paper, we rely on the information about the yearly decomposition of each firm's sales at the four digit level (and about the six digit level structure of their exported production) in order to track more refined portfolio strategies.

The basic indicators follow Bernard, Redding and Schott [2006a] and are simply dummy variables indicating whether the considered firm has introduced at least one new product in its portfolio between years  $t - 2$  and  $t$ , or whether on the contrary it has removed at least one<sup>96</sup> :

$$ADD_{it} = \mathbf{1}\left\{ \sum_{p/\omega_{ipt}=0} \omega_{ipt} > 0 \right\} \quad (2.9)$$

$$DROP_{it} = \mathbf{1}\left\{ \sum_{p/\omega_{ipt}=0} \omega_{ipt-2} > 0 \right\} \quad (2.10)$$

where  $\omega_{ipt} = \frac{S_{ipt}}{\sum_j S_{ijt}}$  is the share of sector / product  $p$  sales in total turnover for firm  $i$  at year  $t$ .

We also investigate several features of the firms' sales profile such as its concentration, using an empirical indicator of the share represented by the firm's main product :

<sup>95</sup>There is a direct relationship between these weights and the firm product portfolio strategies, see below.

<sup>96</sup>The choice of this time spell is mainly driven by the length of our panel. Appendix D.1 provides estimates for year-to-year strategies, but fewer changes are observed yearly so that estimates are less precise. This is why our main specification relies on a longer difference.

$$SH_{it}^{max} = \max_p \{\omega_{ipt}\} \quad (2.11)$$

Lastly, two synthetic indicators are used to describe first, the magnitude of within portfolio reallocation :

$$REALL_{it} = \sum_{\left\{ p / \begin{array}{l} \omega_{ipt} > 0, \omega_{ipt-2} > 0 \\ \Delta\omega_{ipt} > 0 \end{array} \right\}} \Delta\omega_{ipt} \quad (2.12)$$

and second, (the opposite of) the magnitude of all types of portfolio reallocations :

$$INERTIA_{it} = 1 - \frac{1}{2} \sum_j |\Delta\omega_{ijt}| \quad (2.13)$$

Descriptive statistics are reported in table 2.1 and show that over two years, the similarity index is typically as high as 0.97 when computed at the four-digit level (0.80 at the six-digit level for exported production). However, R&D performing firms drop and add new four-digit productions more frequently, are more diversified, and have higher reallocation indexes than their non-R&D counterparts.

### 2.3.4 Measures of Firms' Innovative Effort

It should be noted that all of the previously described indicators heavily rely on the existing activity or product classifications, which renders them in particular inadequate to measure "true" (new to market) product innovation. We therefore rely on three additional indicators in order to capture this additional dimension.

The innovative effort of our sample firms is first proxied by their Research and Development (R&D) expenditures. This indicator is preferred to the indicators available from the Innovation (CIS) surveys<sup>97</sup> because of his yearly availability over the 1999-2004 period, and for his (often argued) higher "objectivity" : accounting information is often more reliable than self-assessed innovative performances.

We also use patent applications, either at the French National Patent Office (INPI) or at the European Patent Office (EPO), in order to assess whether firms have launched new products on to the market over the estimation period. The advantage of these patent based indicators is that they are not

<sup>97</sup>The CIS surveys provide alternative indicators of product or process innovation introduced over the observation period. However, only one wave of the survey (2000-2004) is available over the period for which we got access to the custom data.

restricted to the sub-population of exporting firms. All patents do not induce new marketable products, but it has been shown that patent applications are biased towards product innovations (and against process innovation, see e.g. Duguet and Lelarge [2006]).

However, the main limit of these indicators is that due to the costs of patenting and due to the novelty requirement associated to patent applications<sup>98</sup>, they are only able to capture a small proportion of all innovations introduced by the firms, in particular in low-tech industries where the patenting propensity is low, but southern competition high, and evolving rapidly. However, in contrast to previous work (e.g. Bloom *et al.* [2008], see below), we have information about national French patents, which are typically more accessible and less costly for French firms, and therefore more widespread - and more useful to track firms' innovations in these industries.

Lastly, following Schott [2004]<sup>99</sup>, we also use export unit values to proxy the evolution of the quality of a firm's exports, with the assumption that quality increases are related to product innovations. Unit values ( $UV_{ipt}$ ) are computed as the ratio between values and quantities of a firm  $i$ 's export flows at the finest product  $p$  classification (6 digits). Our final indicators of product quality are computed as the maximum and mean unit values at the firm and (times) product level :

$$UV_{ipt}^{max} = \max_c \{UV_{ipt}\} \quad (2.14)$$

$$\overline{UV}_{ipt} = \frac{1}{N_c} \sum_c UV_{ipt} \quad (2.15)$$

where  $c$  denotes the destination country of each export flow. A limitation of this indicator is its availability for exporting firms only.

### 2.3.5 Descriptive Statistics

Our empirical analysis also relies on a variety of standard firm level controls such as employment, capital intensity, Total Factor Productivity ( $TFP$ ), the share of the firm's exports shipped to northern

<sup>98</sup>EPO applications are likely to be even more demanding than INPI applications, at least in terms of transaction costs due to the specific european procedure.

<sup>99</sup>See also Hallak and Schott [2005] or Fontagne *et al.* [2007].

countries (see section 2.4.2), an indicator of diversification<sup>100</sup> and the Herfindahl index measuring the average concentration of the firm's domestic markets (at the four-digit level) :

$$HH_{it} = \sum_p \omega_{ipt} \cdot \left[ \sum_{i'} \left( \frac{S_{i'pt}}{S_{pt}} \right)^2 \right]$$

Descriptive statistics are reported in table 2.1 ; *TFP* is computed here using industry level averages of labour costs as a share of value added, but all results are robust to alternative specifications (e.g. Levinsohn - Petrin [2003] estimates, see appendix D.2). Exporting firms in our sample are both larger and more diversified, and experience on average a higher magnitude of domestic competition. R&D performing firms, especially those that are also active on the international market, show higher TFP levels and are also more capital intensive ; these findings are consistent with previous empirical evidence (e.g. Bond *et al.* [2004] among others).

## 2.4 Empirical Results

### 2.4.1 Southern Competitive Pressure and Reallocations in the Firms' Product Portfolios

Tables 2.2 and 2.4 document the relationship between southern competition and firms' product portfolios. In table 2.2 columns (1) to (4), we examine the relationship between the concentration of the product portfolio (at the four-digit level) and exposure to international trade. When the northern penetration index is introduced alone in the regression, then the obtained coefficient is negatively significant, which means that the more the considered firm is exposed to international trade pressure, the less it is specialized in a single activity. However, the southern penetration index, when introduced in the regression, attracts this significantly negative sign, and the coefficient obtained for the northern index becomes non-significant and positive. The negative relationship between international trade competition and firms' diversity seems therefore be mainly driven by the southern competitive pressure rather than by the northern competitive pressure. It should be noted, however, that the herfindahl index of concentration on the domestic markets remains positive and significant, which means that the greater the domestic competition, the more diversified firms are. This domestic indicator may attract most of

<sup>100</sup>This indicator is computed as the inverse of the Herfindahl index computed over each firm's sales decomposition (at the four-digit level) :

$$DIV_{it} = \left( \sum_p \omega_{ipt}^2 \right)^{-1}$$

TAB. 2.1 – Descriptive Statistics

Type of Firms :	Non-Exporting Non-R&D	Exporting Non-R&D	Non-Exporting R&D	Exporting R&D
<b>Description of the Dynamics of Product Portfolios (3-year Periods, 4 Digit Classification)</b>				
Share of Main Activity	0.979	0.980	0.973	0.937
Inertia Index	0.986	0.978	0.918	0.956
Nb. of Activities	1.138	1.196	1.216	1.696
Reallocation Index	0.014	0.022	0.082	0.044
New Activity	0.010	0.029	0.054	0.057
Drop Activity	0.027	0.037	0.108	0.097
<b>Innovation Indicators</b>				
R&D Expenditures	0	0	1200	10732
OEB Patents	0.000	0.016	0.042	0.702
National (INPI) Patents	0.005	0.031	0.077	1.747
Max. Unit Value	-	199.450	-	998.427
Mean Unit Value	-	121.144	-	485.772
$\Delta_{t/t-1}$ ln Max. Unit Value	-	0.034	-	0.038
$\Delta_{t/t-1}$ ln Mean Unit Value	-	0.013	-	0.036
<b>Measures of International Competition</b>				
Northern Penetration (%)	0.164	0.212	0.302	0.339
Southern Penetration (%)	0.017	0.026	0.019	0.013
Northern $\Delta \ln UV$	0.008	0.005	-0.019	-0.002
Southern $\Delta \ln UV$	0.018	-0.026	-0.005	-0.029
Average Distance of Northern Imports (km)	1624	1726	2100	2119
Average Distance of Southern Imports (km)	7488	7709	7687	7936
Share of Northern Exp. in Total Firm Exp. (%)	0.000	17.394	0.000	32.926
<b>Control Variables</b>				
Employment	56.49	128.38	97.27	685.83
Capital Intensity	40.126	69.011	45.025	231.958
TFP	17.041	17.915	22.714	19.930
Diversification Indicator	1.108	1.182	1.058	1.367
Herfindahl Index	0.147	0.128	0.136	0.114
Observations	4462	7768	209	6378

Note : French manufacturing firms over the 1999-2004 period (except for patent applications for which the priority dates range from 1999 to 2003). All amounts are expressed in thousand euros.



the effect of the technologically advanced competitive pressure and therefore explain why the northern index is not significant in our specification.

In column (3), we introduce the interaction between the southern penetration index and the firm level (lagged) TFP, but the obtained coefficient is weak and non-significant, which means that more productive firms are neither more nor less diversified when they experience southern competitive pressure. However, Bernard, Jensen and Schott [2006] show that the probability of plant death is relatively lower for more productive plants the higher the level of low wage country import penetration ; explaining this higher survival rate deserves further investigations regarding their product portfolio choices.

Laslty, in column (4), we present the results obtained with the alternative, price based measures of international trade penetration as a robustness check. Results are consistent with previous findings since the southern penetration index remains negative and significant. We also obtain that the northern price-based penetration index is positive, while the herfindahl index becomes non-significant ; this is due to the fact that higher prices in northern countries may most probably be associated with negative productivity shocks instead of quality increases, which are associated with a lower competitive pressure.

It is also useful to provide the orders of magnitude implied by these regressions. A one percent increase in the baseline southern penetration index is associated with a decrease of 0.08 percentage point of the sales share associated to the average firm's main activity. Moreover, increasing the southern penetration index by one (sample) standard deviation induces an increase of 20 percentage points ( $1.854 \times 0.080$ ) of the specialization index, which represents more than 20% of the sample mean<sup>101</sup>. However, the values obtained with the alternative indicator of southern competition is lower by a factor ten, either because these indices miss the "volume" part of the international trade competitive pressure, or because of reduced endogeneity.

Last, we report in table 2.3 the results obtained using the average geographical distances as IVs. Column (1) reports the results obtained in the reduced form specification ; we obtain as expected that the more distant are the southern exporting countries, i.e. the lower the competitive pressure they generate, the more the considered firm is specialized (i.e. the less it is diversified). The IV estimates reported in column (2) show that the magnitude obtained in table 2.2 is globally preserved (although the IV estimates are less precise), which shows that endogeneity concerns seem limited.

<sup>101</sup>An analogous linear prediction based on the difference between the average northern and southern penetration indices leads to a decrease of 20 percentage points ( $2.536 \times 0.080$ ) of the concentration index.

TAB. 2.2 – International Competition and Activity Switching

Dependent Variable :	Share of the Main Activity In Sales ( <i>t</i> )			Inertia Index ( <i>t/t-2</i> )				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
In TFP <sub><i>t-3</i></sub>	0.017 (0.011)	0.016 (0.011)	0.016 (0.011)	0.032*** (0.011)	0.018 (0.014)	0.017 (0.013)	0.016 (0.014)	0.016 (0.014)
In Employment <sub><i>t-3</i></sub>	-0.029*** (0.005)	-0.029*** (0.005)	-0.029*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.016*** (0.006)	-0.016*** (0.006)	-0.016*** (0.006)	-0.017*** (0.006)
In (Capital/VA) <sub><i>t-3</i></sub>	-0.002 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.013** (0.006)	0.007 (0.007)	0.005 (0.007)	0.005 (0.007)	0.006 (0.007)
In Herfindahl <sub><i>t-3</i></sub>	0.028*** (0.009)	0.031*** (0.009)	0.031*** (0.009)	-0.012* (0.006)	0.001 (0.011)	0.004 (0.011)	0.004 (0.011)	-0.001 (0.011)
In Diversification <sub><i>t-3</i></sub>	-0.607*** (0.020)	-0.585*** (0.020)	-0.585*** (0.020)	-0.583*** (0.019)	-0.438*** (0.024)	-0.419*** (0.024)	-0.418*** (0.024)	-0.449*** (0.024)
In North Exp. Sh <sub><i>t-3</i></sub>	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.005** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.005*** (0.002)
In North Pen. <sub><i>t-3</i></sub>	-0.086*** (0.016)	0.008 (0.021)	0.008 (0.021)	- (0.181**)	-0.074*** (0.019)	0.018 (0.025)	0.017 (0.025)	- (0.123)
North $\Delta_{t-3/t-4}$ In UV	-	-	-	(0.083)	-	-	-	(0.140)
In South Pen. <sub><i>t-3</i></sub>	-	-0.080*** (0.012)	-0.080*** (0.012)	-	-	-0.080*** (0.015)	-0.080*** (0.015)	-
South $\Delta_{t-3/t-4}$ In UV	-	-	-	-0.061** (0.030)	-	-	-	-0.087* (0.047)
In South Pen. <sub><i>t-3</i></sub> × In TFP <sub><i>t-3</i></sub>	-	-	0.001 (0.006)	-	-	-	0.003 (0.008)	-
South $\Delta_{t-3/t-4}$ In UV × In TFP <sub><i>t-3</i></sub>	-	-	-	0.011 (0.050)	-	-	-	0.033 (0.058)
Mean Dep. Var.	0.961	0.961	0.961	0.961	0.969	0.969	0.969	0.969
Observations	4468	4468	4468	4468	4468	4468	4468	4468
Estimation Method	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit

Note : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\* and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. Tobit ML estimations are all both left (0) and right (1) censored. In col. (5) to (8), the estimation period covers 2000/2002 and 2002/2004.

In columns (5) to (8) of table 2.2 and columns (3) and (4) of table 2.3, we replicate the same experiments using the synthetic inertia index, also defined at the four-digit classification level and using two-years time spells<sup>102</sup>. We obtain very close results, either in terms of significance, or in terms of magnitude, although the dependent variable is specified in growth rates instead of levels, so that the explained variability is very different in nature from the specification reported in columns (1) to (4). Table 2.4 helps disentangling what is behind this synthetic inertia index. First, results reported in column (3) provide evidence that the product portfolio is longer (greater number of activities) when firms experience a higher southern competitive pressure, which is consistent with the "insurance" against exiting the market suggested in Klette and Kortum [2004]. Second, results reported in column (4) show that southern competitive pressure brings about higher within - portfolio reallocation, but we obtain no significant effect for product adding or dropping (columns (5) and (6)). However, columns (7) and (8) suggest that this is due to the fact that the 4-digit classification used for the construction of our baseline indicators is not detailed enough to track these kinds of changes. Using 6-digit level information about firm level exports, we obtain that firms facing higher southern competitive pressure both introduce and remove products more frequently from the list of shipments. Note however that introducing a new product in the portfolio is unambiguously a voluntary strategy on the part of the firm, whereas removing a product from its portfolio may be either a voluntary strategy (e.g. recentering of activities on a specific segment) or an involuntary consequence of southern competition (crowding-out of the market). The coefficient obtained for the northern index is negative and weakly significant in both cases<sup>103</sup>. Again, we obtain sizeable correlations : a one standard-deviation increase in the southern penetration index is associated with a four percentage point increase in the probability of adding (or removing) a product in (from) the average firm's list of shipments, which represents 4 percent of the base probability. These results are more clear cut than in Bernard, Jensen and Schott [2006] due to the fact that we do not limit our analysis to the firms' main activities<sup>104</sup>.

<sup>102</sup>See appendix D.1 for a robustness check using year-to-year changes.

<sup>103</sup>Unobservables (explaining either export participation or exported product reallocation) appear to be negatively correlated, which is consistent with the fact that these (gross) strategies do not seem more pronounced among more productive firms. However, the comparability of these findings is limited since we consider the structure of exports in the second case rather than the structure of production in the first case.

<sup>104</sup>A back of the envelope calculation shows the importance of accessing to a detailed level of information in this regard, either in terms of precision of the activity / product classification or in terms of the decomposition of the whole firm level product portfolio. For example, assuming that our 6 digit estimates describe a continuous firm level transfer of sales (at a constant speed) from one activity to the other, we obtain that an increase of 1% in the southern penetration index is associated to a 0.048 ppt increase of the probability to switch 6 digit activity over 5 years, but only 0.003 ppt at the four digit level. The sample size required to obtain significant estimates at this level of detail is therefore much higher.

TAB. 2.3 – *International Competition and Activity Switching : IV Evidence*

Dependent Variable :	Share of the Main Activity in Sales ( $t$ )		Inertia Index ( $t/t-2$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln \text{TFP}_{t-3}$	0.021* (0.011)	0.000 (0.019)	0.025** (0.013)	-0.021 (0.037)
$\ln \text{Employment}_{t-3}$	-0.027*** (0.005)	-0.042*** (0.010)	-0.014*** (0.005)	-0.048** (0.021)
$\ln (\text{Capital}/\text{VA})_{t-3}$	-0.010* (0.006)	-0.019 (0.012)	-0.005 (0.007)	-0.032 (0.024)
$\ln \text{Herfindahl}_{t-3}$	0.018** (0.008)	0.031** (0.013)	-0.004 (0.009)	0.005 (0.025)
$\ln \text{Diversification}_{t-3}$	-0.614*** (0.020)	-0.534*** (0.039)	-0.423*** (0.022)	-0.239*** (0.080)
$\ln \text{North Exp. Sh}_{t-3}$	-0.003** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.007 (0.004)
$\ln \text{North Pen.}_{t-3}$	-	1.753 (1.075)	-	4.321* (2.210)
$\ln \text{South Pen.}_{t-3}$	-	-0.781** (0.410)	-	-1.947** (0.850)
$\text{Av. Dist. North. Imp.}_{t-3}$	-0.032* (0.019)	-	-0.067*** (0.023)	-
$\text{Av. Dist. South. Imp.}_{t-3}$	0.128** (0.051)	-	0.115* (0.063)	-
Mean Dep. Var.	0.959	0.959	0.969	0.969
Observations	4206	4206	4206	4206
Estimation Method	Tobit	IV Tobit	Tobit	IV Tobit

Note : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\* and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. Tobit ML estimations are all both left (0) and right (1) censored. In columns (2) and (4), the average distances of imports are used as IVs for the import penetration indices.

TAB. 2.4 – International Competition and Activity / Product Switching (cont.)

Dependent Variable : (change $t/t-2$ exc. col 1)	Max Share (1)	Inertia Index (2)	In Nb. Act. (3)	Reall. Index (4)	New Prod. (5)	Drop Prod. (6)	New Prod. (7)	Drop Prod. (8)
In $TFP_{t-3}$	0.016 (0.011)	0.016 (0.014)	-0.005 (0.010)	-0.006 (0.013)	0.009* (0.005)	-0.006 (0.007)	0.038*** (0.010)	0.021** (0.010)
In Employment $_{t-3}$	-0.029*** (0.005)	-0.016*** (0.006)	0.060*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.002 (0.003)	0.015*** (0.004)	0.030*** (0.005)	0.035*** (0.005)
In (Capital/VA) $_{t-3}$	-0.004 (0.006)	0.005 (0.007)	0.002 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.004 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.012** (0.006)	-0.007 (0.007)
In Herfindahl $_{t-3}$	0.031*** (0.009)	0.004 (0.011)	-0.025** (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.001 (0.005)	0.009 (0.007)	0.003 (0.007)	0.000 (0.006)
In Diversification $_{t-3}$	-0.585*** (0.020)	-0.418*** (0.024)	0.624*** (0.026)	0.356*** (0.021)	0.066*** (0.014)	0.055*** (0.017)	0.026* (0.014)	0.007 (0.014)
In North Exp. $Sh_{t-3}$	-0.002 (0.002)	-0.004** (0.002)	0.002* (0.001)	0.005*** (0.002)	0.002*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.016*** (0.003)	0.019*** (0.003)
In North Pen. $_{t-3}$	0.008 (0.021)	0.017 (0.025)	-0.021 (0.040)	0.000 (0.023)	0.013 (0.041)	0.003 (0.039)	-0.019* (0.010)	-0.022** (0.010)
In South Pen. $_{t-3}$	-0.080*** (0.012)	-0.080*** (0.015)	0.142*** (0.021)	0.068*** (0.014)	0.007 (0.019)	0.036* (0.019)	0.019*** (0.007)	0.016** (0.007)
In South Pen. $_{t-3} \times \ln TFP_{t-3}$	0.001 (0.006)	0.003 (0.008)	0.005 (0.005)	-0.002 (0.007)	0.000 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.008 (0.006)
Inv. Mill's Ratio	-	-	-	-	-	-	-0.162*** (0.041)	-0.107*** (0.041)
Mean Dep. Var.	0.961 (4 dig.)	0.969 (4 dig.)	0.228 (4 dig.)	0.031 (4 dig.)	0.038 (4 dig.)	0.062 (4 dig.)	0.881 (6 dig.)	0.882 (6 dig.)
Observations	4468	4468	4468	4468	4468	4468	3784	3784
Estimation Method	Tobit	Tobit	OLS	Tobit	OLS	OLS	OLS	OLS

Note : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\*, and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. In col. (1) to (6), estimation is performed on a sample of exporting and non-exporting firms, and activities are defined at the NAF level. In columns (1), (2) and (4), the tobit estimations are both left (0) and right (1) censored. In col. (7) and (8), estimation is performed on a sample of exporting firms only, and activities are defined at the CPF6 level. The estimation period covers 2000/2002 and 2002/2004.

## 2.4.2 More Evidence about Induced Product Innovation ?

An important limit of the previous analysis is that it heavily relies on the existing product or activity classification. However, new products, when introduced by a firm, seldom appear instantaneously as a new item in the classification system defined by the National Institute of Statistics. We therefore propose further analysis based on alternative indicators, aiming at investigating whether the previous estimates concerning (new) product introduction may be lower bounds or even whether they underestimate the real innovative effort of firms in response to southern international trade competition. At stake is our ability to interpret the skill bias of defensive innovation (Thoenig and Verdier [2003]) : is the role of skilled work (human capital) confined to production activities, or is it more related to R&D activities<sup>105</sup> ? Bloom *et al.* [2008] provide evidence that the Chinese competitive pressure fostered IT investment on the part of European firms, and previous literature has shown that this type of investment generates skill bias. However, empirical evidence on the impact on southern competitive pressure on the internal innovative efforts of firms and their product innovations remains scarce, although Bustos [2007] is a recent (additional) exception.

### R&D Activities

Tables 2.5 and 2.6 provide estimates obtained when estimating the correlation between international trade pressure and firm level R&D effort, both at the extensive (col. (1) to (4)) and the intensive (col. (5) to (8)) margins.

We obtain that southern competition is associated with more frequent R&D activities, and that this is all the more true that the firm is productive, since in column (3) the interaction term between southern penetration and TFP becomes significantly positive. The total marginal effect at the sample mean is as large as 0.045. A one standard deviation increase in the southern penetration index is therefore associated to an increase of 9 percentage point of the probability of being involved in R&D activities. The obtained coefficients are even higher for R&D expenditures : the marginal effect at the sample mean is 0.2, which means that a one standard deviation increase in the southern index is associated to a 38% increase in the R&D expenditures. Note however that (unsurprisingly) for R&D expenditures, the northern penetration index is also significantly positive, with the same underlying orders of magnitude.

Columns (4) and (8) show that the panel is too short (in the time dimension) to allow for fixed effect

---

<sup>105</sup>In the first case, skilled work would be interpreted as a variable input as in Thoenig and Verdier [2003], whereas in the second case, it would be considered as a sunk cost (IO literature).

TAB. 2.5 – *International Competitive Pressure and Firms' Innovative Effort*

Dependent Variable :	Dum. R&D Activities				In R&D Expenditures			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
In TFP <sub><i>t-1</i></sub>	0.090*** (0.014)	0.090*** (0.014)	0.085*** (0.015)	0.002 (0.002)	0.625*** (0.032)	0.625*** (0.032)	0.590*** (0.032)	0.058*** (0.016)
In EMP <sub><i>t-1</i></sub>	0.129*** (0.007)	0.129*** (0.007)	0.129*** (0.007)	0.000 (0.002)	1.096*** (0.020)	1.096*** (0.020)	1.094*** (0.019)	0.106*** (0.023)
In (K/VA) <sub><i>t-1</i></sub>	0.059*** (0.008)	0.060*** (0.008)	0.060*** (0.008)	0.004* (0.002)	0.321*** (0.019)	0.322*** (0.019)	0.325*** (0.019)	0.045** (0.020)
In Herfindahl <sub><i>t-1</i></sub>	0.051*** (0.011)	0.050*** (0.011)	0.050*** (0.011)	-0.001 (0.003)	0.172*** (0.025)	0.169*** (0.025)	0.167*** (0.025)	-0.006 (0.022)
In Diversification <sub><i>t-1</i></sub>	-0.001 (0.025)	-0.007 (0.025)	-0.008 (0.025)	0.001 (0.006)	-0.318*** (0.055)	-0.338*** (0.056)	-0.337*** (0.055)	0.102** (0.046)
In North Exp. Sh <sub><i>t-1</i></sub>	0.031*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.000 (0.000)	0.084*** (0.008)	0.084*** (0.008)	0.083*** (0.008)	0.003 (0.002)
In North Pen. <sub><i>t-1</i></sub>	0.068*** (0.020)	0.038 (0.026)	0.037 (0.026)	0.001 (0.005)	0.268*** (0.053)	0.151*** (0.070)	0.150** (0.069)	-0.030 (0.035)
In South Pen. <sub><i>t-1</i></sub>	-	0.027* (0.015)	0.029** (0.014)	0.002 (0.014)	-	0.100** (0.040)	0.102*** (0.040)	0.022 (0.014)
In South Pen <sub><i>t-1</i></sub> × In TFP <sub><i>t-1</i></sub>	-	-	0.016** (0.007)	0.000 (0.001)	-	-	0.096*** (0.019)	0.000 (0.008)
Mean Dep. Var.	0.354	0.354	0.354	0.354	7.163	7.163	7.163	2.630
Observations	18494	18494	18494	18494	18817	18817	18817	18817
Estimation Method	Probit (ME)	Probit (ME)	Probit (ME)	OLS FE	Heckit (6587)	Heckit (6587)	Heckit (6587)	OLS FE

Note : Robust and clustered standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\*, and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. In columns 4 and 8, firm level fixed effects have been introduced in the regression. In column 8, the dependent variable is ln (R&D Exp+1).

estimation, but table 2.6 provides further robustness checks. In columns (3) and (4) (to be compared to columns (1) and (2)), we implement the Rivers-Vuong and Blundell-Smith approaches to take account of potential endogeneity problems concerning, first, the production factors, and second, the penetration indices. We use lagged differences of the production factors and the lagged (log) average distances of imports as instrumental variables. We obtain that the coefficients obtained in the tobit specification may be affected by downward biases (if anything), and that none of the penetration indices appears to be endogenous.

In columns (7) and (8) (to be compared to columns (5) and (6)), we report estimates obtained when using the price-based measure of southern competition. The interaction between TFP and southern competition is no longer significant, but the southern index remains significant and correctly signed, as opposed to the northern index.

### Patent Applications

The previous regressions documented the fact that firms facing southern competitive pressure may react through increased innovative (R&D) effort. However, it is unclear whether this effort is directed towards process innovation, or rather towards product innovations, i.e. changes in the firm's product portfolio. Analyzing the patenting behaviour of these firms helps providing a more detailed assessment in this regard, since it is well-known that patent protection is biased towards product innovation, which are more threatened by reverse engineering than process innovations<sup>106</sup>.

Results are reported in table 2.7, for both national patent applications (col. (1) to (4)) and applications to the European Patent Office (col. (5) to (8)). We find evidence that only the more productive firms react significantly to southern competitive pressure through increased patenting. However, although these marginal effects are statistically significant, the implied economic magnitudes are low : an one standard deviation increase in the southern penetration index leads to a 1.28 % increase of national patent applications, and the effect is lower by a factor 100 for OEB applications. These low magnitudes are in line with Bloom *et. al.* [2008].

---

<sup>106</sup>This is not in contradiction with the assumption (of weak intellectual protection in low-cost countries) underlying the theoretical modeling in Thoenig and Verdier [2003], since we consider competition on the French market, where patent protection is backed by the French law, rather than competition on the "southern" market.



TAB. 2.6 – International Competitive Pressure and Firms' Innovative Effort (Cont.)

Dependent Variable :	R&D Dum. (1)	R&D Exp. (2)	R&D Dum. (3)	R&D Exp. (4)	R&D Dum. (5)	R&D Exp. (6)	R&D Dum. (7)	R&D Exp. (8)
In TFP <sub>t-1</sub>	0.090*** (0.014)	0.625*** (0.032)	0.087*** (0.016)	0.361*** (0.046)	0.085*** (0.015)	0.590*** (0.032)	0.092*** (0.014)	0.732*** (0.036)
In EMP <sub>t-1</sub>	0.129*** (0.007)	1.096*** (0.020)	0.158*** (0.022)	0.455*** (0.094)	0.129*** (0.007)	1.094*** (0.019)	0.123*** (0.006)	1.136*** (0.024)
In (KVA) <sub>t-1</sub>	0.060*** (0.008)	0.322*** (0.019)	0.092** (0.017)	0.245*** (0.065)	0.060*** (0.008)	0.325*** (0.019)	0.058*** (0.007)	0.344*** (0.021)
In Herfindahl <sub>t-1</sub>	0.050*** (0.011)	0.169*** (0.025)	0.047*** (0.013)	0.308*** (0.042)	0.050*** (0.011)	0.167*** (0.025)	0.055*** (0.009)	0.247*** (0.026)
In Diversification <sub>t-1</sub>	-0.007 (0.025)	-0.338*** (0.056)	-0.018 (0.038)	0.329** (0.158)	-0.008 (0.025)	-0.337*** (0.055)	0.013 (0.024)	-0.324*** (0.062)
In North Exp. Sh <sub>t-1</sub>	0.031*** (0.002)	0.084*** (0.008)	0.005 (0.005)	0.029 (0.023)	0.031*** (0.002)	0.083*** (0.023)	0.031*** (0.002)	0.090*** (0.010)
In North Pen <sub>t-1</sub>	0.038 (0.026)	0.151** (0.070)	0.007 (0.018)	-1.051 (0.829)	0.037 (0.026)	0.150** (0.069)	-	-
North $\Delta_{t-1/t-2}$ ln UV	-	-	-	-	-	-	-0.099* (0.055)	-0.242 (0.257)
In South Pen <sub>t-1</sub>	0.027* (0.015)	0.100** (0.040)	0.011 (0.011)	0.913** (0.067)	0.029** (0.014)	0.102*** (0.515)	-	-
South $\Delta_{t-1/t-2}$ ln UV	-	-	-	-	-	-	0.033** (0.017)	0.250*** (0.080)
In South Pen <sub>t-1</sub> × ln TFP <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	0.016** (0.007)	0.096*** (0.019)	-	-
South $\Delta_{t-1/t-2}$ ln UV × ln TFP <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	-	-	0.012 (0.037)	0.147 (0.132)
$u_{it}$ North Pen. Eq.	-	-	0.034 (0.036)	1.168 (0.835)	-	-	-	-
$u_{it}$ South Pen. Eq.	-	-	0.009 (0.021)	-0.877* (0.522)	-	-	-	-
Mean Dep. Var.	0.354	7.163	0.363	7.391	0.354	7.163	0.344	7.134
Observations	18494	18817	11245	11488	18494	18817	15785	15785
Estimation Method	Probit (ME)	Heckit (ME)	Rivers- Vuong (ME)	Blundell- Smith	Probit (ME)	Heckit (ME)	Probit (ME)	Heckit (ME)

Note : Robust and clustered standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\*, and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. The estimation period in col. (7) and (8) is 2000-2004. In columns (3) and (4), penetration indices, TFP, employment, capital intensity and the share of northern exports are considered as potentially endogenous. The underlying instrumental variables are the lagged (log) average distances of imports, and the lagged differences of TFP, capital intensity, employment, value added and share of northern exports.

TAB. 2.7 – International Competition and Patent Applications

Dependent Variable :	National (French) Patents				OEB Patents			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Model :								
In TFP <sub>t-1</sub>	0.235*** (0.067)	0.255*** (0.072)	0.249*** (0.072)	0.318*** (0.071)	0.020*** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.019*** (0.004)	0.022*** (0.004)
In EMP <sub>t-1</sub>	0.533*** (0.046)	0.575*** (0.050)	0.576*** (0.050)	0.581*** (0.050)	0.032*** (0.004)	0.023*** (0.003)	0.033*** (0.004)	0.033*** (0.004)
In (K/VA) <sub>t-1</sub>	0.209*** (0.044)	0.226*** (0.048)	0.226*** (0.047)	0.213*** (0.047)	0.027*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.027*** (0.004)	0.026*** (0.004)
In Herfindahl <sub>t-1</sub>	-0.043 (0.049)	-0.060 (0.053)	-0.060 (0.053)	-0.067 (0.052)	-0.007* (0.003)	-0.005** (0.002)	-0.007** (0.004)	-0.007** (0.004)
In Diversification <sub>t-1</sub>	-0.025 (0.101)	-0.059 (0.111)	-0.059 (0.111)	-0.068 (0.110)	-0.000 (0.007)	0.000 (0.005)	0.000 (0.008)	0.000 (0.008)
In North Exp. Sh <sub>t-1</sub>	0.123*** (0.012)	0.131*** (0.013)	0.140*** (0.015)	0.130*** (0.013)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
In North Pen. <sub>t-1</sub>	0.107 (0.097)	-0.101*** (0.123)	-0.102 (0.189)	-0.085 (0.121)	-0.000 (0.006)	-0.000 (0.005)	-0.002 (0.007)	-0.001 (0.007)
In South Pen. <sub>t-1</sub>	- (0.097)	0.182 (0.076)	0.076 (0.112)	0.175** (0.075)	- (0.006)	0.000 (0.004)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)
In South Pen. <sub>t-1</sub> × In TFP <sub>t-1</sub>	- (0.097)	- (0.076)	0.077 (0.049)	0.490** (0.235)	- (0.006)	- (0.004)	0.005*** (0.002)	0.008*** (0.003)
In North Pen. <sub>t-1</sub> × In TFP <sub>t-1</sub>	- (0.097)	- (0.076)	- (0.049)	-0.187** (0.073)	- (0.006)	- (0.004)	- (0.005)	-0.007* (0.005)
Mean Dep. Var.	0.468	0.468	0.468	0.468	0.245	0.245	0.245	0.245
Observations	14,288	14,288	14,288	14,288	14,310	14,310	14,310	14,310

Note : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\*, and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. Estimation by maximum likelihood (marginal effects at the sample mean and multiplied by 100 reported) with negative binomial specifications. The estimation period is restricted to 1999-2003 (due to data availability).

## Quality Upgrading

Schott [2004] provides evidence that countries do not specialize *across* products but *within* products (vertical differentiation), with developed countries exporting high quality goods while developing countries export low quality products. We therefore investigate whether firms may reallocate their product portfolio towards higher quality goods when they experience tougher southern competition, and whether their innovative effort may be directed towards product upgrading. It is difficult to measure the quality of all products, and we are not aware of any source including information on the quality of domestic goods. Therefore, we restrict ourselves to the quality of French firms' *exports* and investigate whether a higher southern competitive pressure is associated to increases in the quality of exported goods. More precisely, following Shott [2004], we use the maximum unit values in order to proxy for the highest quality that a firm can achieve within a product variety. Hallak [2006] suggests that wealthier countries tend to purchase higher quality products, and we therefore add the share of northern exports in firm's total exports to control for the correlation between product quality and destination countries, which indeed appears to be positive and significant in the equations specified in levels.

Results are reported in table 2.8. All regressions are run at the product (6 digit) level and include product fixed effects. In the equation specified in levels (col. (4)), we obtain that firms facing a large southern competitive pressure on average on *all of their markets*<sup>107</sup> tend to ship higher quality goods relative to French firms producing the same product, but operating on average on more sheltered areas due to their specific product diversification. A one standard deviation increase in the southern penetration index is associated to a 11 percentage point increase in maximum product quality. However, in the equation describing the evolution of the firm's *maximum* unit value (col. (1)), the only significantly positive coefficient is the correlation coefficient between TFP and the southern penetration index, which shows that more productive firms *only* are potentially able to increase the quality of their products when facing southern competition. At the sample mean (in particular in terms of TFP), a standardized shock on the southern penetration index is associated to a 2.5 percentage point difference in quality growth. Furthermore, all of these findings are conserved if we use an alternative indicator of product quality based on the firm's average unit value instead of maximum unit value<sup>108</sup>.

<sup>107</sup>Controls are defined at the firm level whereas all regressions are run at the product level in this section. They do include product fixed effects and standard deviations are corrected for clustering at the firm level.

<sup>108</sup>The advantage of this last indicator is that it is potentially more robust to outliers.

TAB. 2.8 – *Export Unit Values*

Dependent Variable :	$\Delta_{t/t-2}$ $\ln UV_{ipt}^{\max}$ (1)	$\Delta_{t/t-2}$ $\ln \bar{UV}_{ipt}$ (2)	$\ln \bar{UV}_{ipt}$ (3)	$\ln UV_{ipt}^{\max}$ (4)
$\ln TFP_{t-3}$	-0.009 (0.017)	-0.021 (0.016)	0.148*** (0.018)	0.185*** (0.020)
$\ln Employment_{t-3}$	0.000 (0.009)	-0.007 (0.008)	0.034*** (0.009)	0.089*** (0.010)
$\ln (Capital/VA)_{t-3}$	-0.008 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.018* (0.010)	-0.004 (0.011)
$\ln Herfindahl_{t-3}$	0.000 (0.012)	0.014 (0.012)	0.108*** (0.014)	0.101*** (0.015)
$\ln Diversification_{t-3}$	-0.047* (0.026)	-0.020 (0.025)	-0.206*** (0.031)	-0.121*** (0.033)
$\ln North Exp. Sh_{t-3}$	-0.007 (0.008)	-0.010 (0.007)	0.051*** (0.004)	0.077*** (0.005)
$\ln North Pen._{t-3}$	0.044 (0.047)	0.031 (0.031)	0.024 (0.043)	0.006 (0.043)
$\ln South Pen._{t-3}$	-0.032 (0.027)	0.005 (0.017)	0.057** (0.024)	0.064*** (0.024)
$\ln South Pen._{t-3} \times \ln TFP_{it-3}$	0.016** (0.008)	0.012* (0.006)	0.001 (0.008)	0.008 (0.008)
Inv. Mill's Ratio	-0.034 (0.072)	-0.004 (0.070)	-0.050 (0.070)	0.107 (0.076)
Mean Dep. Var.	0.023	0.016	3.434	3.765
Observations	41777	41777	224110	224110
R <sup>2</sup>	0.024	0.025	0.567	0.538

Note : Estimation by OLS ; robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\* and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. All regressions include (6 dig.) product fixed effects, and the standard deviations are clustered at the firm level. Exporting firms only.

All of these analysis provide evidence on the fact that all French firms tend to respond to southern competitive pressure through portfolio reallocations. However, the most productive firms only are able to associate these switches with increased innovative efforts and to the widening of their portfolios to "new-to-market" products. Indeed, their R&D effort seems at least partially targeted at product innovations, since they tend to patent more, and the quality of their products rise. These findings contribute to the understanding of their higher ability to survive demonstrated by Bernard, Jensen and Schott [2006].

## 2.5 Conclusion

In this chapter, we relied on very detailed information about firm level production decomposition and innovation activities in order to investigate the firm level product portfolio strategies. We obtain that southern competition is an incentive for more dynamic product portfolio strategies, and this is true for all firms whatever their efficiency level. However, more productive firms only are able to respond to this competitive pressure through increased innovation effort leading to true product innovations. This may explain why these firms achieve higher survival rates.

Our analysis may help to explain what are the micro-level phenomena underlying aggregate production reallocations and specialization. Moreover, it contributes to the understanding of what is behind the associated skill bias of northern production specialization : indeed, this skill bias may be more associated to sunk costs of production switching, rather than to variable cost of skill-biased production processes.

We let a series of open questions that may be investigated in future work on this topic, e.g. are these product portfolio strategies differentiated across industries ? Are there specific patterns of product to product transitions ? It may also be useful to assess the consequences of acquisitions and mergers (which have been removed from our estimation sample) on these strategies. Lastly, further analysis and information is required to assess the relative contributions of firms' intensive (output per product) and extensive (number of products) margins in determining firm growth, either in terms of employment or of TFP, and the aggregate firm size distribution.



# C

## High-Tech ("Northern") and Low-Cost ("Southern") Countries

TAB. C.1 – Northern and Southern Countries (2004)

Northern countries	Southern countries	Northern countries	Southern countries
Albania	Angola	Kazakistan	Nicaragua
Algeria	Armenia	Korea	Niger
Antigua and Barbuda	Azerbaijan	Latvia	Nigeria
Argentina	Bangladesh	Lebanon	Pakistan
Australia	Benin	Lithuania	Papua New Guinea
Austria	Bhutan	Luxembourg	Paraguay
Bahamas	Bolivia	Macedonia (the former Yugoslav Rep. of)	Philippines
Barbados	Burkina Faso	Malaysia	Rwanda
Belarus	Burundi	Maldives	Sao Tome and Principe
Belgium and Luxembourg	Cambodia	Marshall Islands	Senegal
Bosnia and Herzegovina	Cameroon	Mauritius	Sierra Leone
Botswana	Central African Republic	Mexico	Solomon Islands
Brazil	Chad	Morocco	Sri Lanka
Bulgaria	China	Namibia	Sudan
Canada	Comoros	Netherlands	Syrian Arab Republic
Cape Verde	Congo	New Zealand	Tajikistan
Chile	Côte d'Ivoire	Norway	Tanzania
Colombia	Djibouti	Panama	Togo
Costa Rica	Egypt	Peru	Turkmenistan
Croatia	Eritrea	Poland	Uganda
Cyprus	Ethiopia	Portugal	Ukraine
Czech Republic	Gambia	Romania	Uzbekistan
Denmark	Georgia	Russian Federation	Vanuatu
Dominica	Ghana	Saint Kitts and Nevis	Viet Nam
Dominican Republic	Guinea	Saint Lucia	Yemen
Ecuador	Guinea-Bissau	Saint Vincent and the Grenadines	Zambia
El Salvador	Guyana	Samoa	
Equatorial Guinea	Haiti	Seychelles	
Estonia	Honduras	Singapore	
Fiji	India	Slovakia	
Finland	Indonesia	Slovenia	
Gabon	Kenya	South Africa	
Germany	Kiribati	Spain	
Greece	Kyrgyzstan	Swaziland	
Grenada	Lao People's Democratic Republic	Sweden	
Guatemala	Lesotho	Switzerland	
Hong Kong	Liberia	Thailand	
Hungary	Madagascar	Tonga	
Iceland	Malawi	Trinidad and Tobago	
Iran	Mali	Tunisia	
Ireland	Mauritania	Turkey	
Italy	Moldova	United Kingdom	
Jamaica	Mongolia	United States of America	
Japan	Mozambique	Uruguay	
Jordan	Nepal	Venezuela	





# D

## Robustness Checks

### D.1 Year-to-Year Product Portfolio Reallocations

TAB. D.1 – *International Competition and Year-to-Year Activity Switching*

Dependent Variable :	Max Share	Inertia Index	Reall. Index	New Act.	Drop Act.
Model :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
In TFP <sub>t-3</sub>	0.012** (0.006)	0.018*** (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)
In Employment <sub>t-3</sub>	-0.025*** (0.002)	-0.017*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.006*** (0.002)
In (Capital/VA) <sub>t-3</sub>	-0.003 (0.003)	0.005 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)
In Herfindahl <sub>t-3</sub>	0.025*** (0.004)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.004)	0.001 (0.003)	0.005 (0.004)
In Diversification <sub>t-1</sub>	-0.513*** (0.010)	-0.351*** (0.011)	0.289*** (0.009)	0.016** (0.007)	0.048*** (0.009)
In North Exp. sh <sub>t-3</sub>	-0.001 (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)
In South Pen. <sub>t-3</sub> × In TFP <sub>t-1</sub>	-0.004 (0.003)	0.000 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
In North Pen. <sub>t-3</sub>	0.016 (0.011)	-0.011 (0.012)	0.003 (0.010)	0.010 (0.017)	0.014 (0.018)
In South Pen. <sub>t-3</sub>	-0.073*** (0.006)	-0.061*** (0.007)	0.052*** (0.006)	0.001 (0.008)	0.023** (0.009)
Mean Dep. Var.	0.963	0.980	0.020	0.027	0.030
Observations	14158	14158	14158	14158	14158
Estimation Method	Tobit	Tobit	Tobit	OLS	OLS

*Note* : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\* and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. Exporting and non-exporting firms, activities are defined at the CPF3 level. In columns (1) and (2), the tobit estimations are both left (0) and right (1) censored.

### D.2 Alternative Measure of TFP : Levinsohn - Petrin Estimates

TAB. D.2 – *International Competition and Activity / Product Switching : TFP as Levinsohn-Petrin*

Dependent Variable :	<b>Max Share</b>	<b>Inertia Index</b>	<b>Reall. Index</b>	<b>New Prod.</b>	<b>Drop Prod.</b>	<b>New Prod.</b>	<b>Drop Prod.</b>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ln TFP <sub>t-3</sub>	0.014 (0.012)	-0.004 (0.014)	0.012 (0.012)	0.011** (0.006)	-0.008 (0.006)	0.035*** (0.010)	0.027*** (0.010)
ln Employment <sub>t-3</sub>	-0.029*** (0.005)	-0.012** (0.006)	0.012** (0.005)	0.001 (0.003)	0.014*** (0.004)	0.034*** (0.005)	0.035*** (0.005)
ln (Capital/VA) <sub>t-3</sub>	-0.009 (0.007)	-0.007 (0.008)	0.005 (0.007)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.009 (0.007)	-0.000 (0.007)
ln Herfindahl <sub>t-3</sub>	0.022*** (0.009)	-0.003 (0.010)	0.001 (0.009)	0.000 (0.004)	0.007 (0.006)	-0.000 (0.007)	0.002 (0.007)
ln Diversification <sub>t-3</sub>	-0.615*** (0.022)	-0.437*** (0.025)	0.372*** (0.022)	0.064*** (0.014)	0.062*** (0.017)	0.020 (0.015)	0.007 (0.015)
ln North Exp. Sh <sub>t-3</sub>	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.004** (0.002)	0.001** (0.001)	0.001* (0.001)	0.017*** (0.003)	0.019*** (0.003)
ln North Pen. <sub>t-3</sub>	0.005 (0.012)	0.005 (0.014)	-0.001 (0.013)	0.000 (0.006)	0.004 (0.008)	-0.016 (0.012)	-0.035*** (0.011)
ln South Pen. <sub>t-3</sub>	-0.034*** (0.007)	-0.026*** (0.008)	0.022*** (0.008)	0.002 (0.003)	0.001 (0.004)	0.021 (0.007)	0.021 (0.007)
ln South Pen. <sub>t-3</sub> × ln TFP <sub>t-3</sub>	0.002 (0.007)	0.007 (0.008)	-0.007 (0.007)	0.000 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)
Inv. Mill's Ratio	-	-	-	-	-	-0.117*** (0.044)	-0.080* (0.042)
Mean Dep. Var.	0.963 (4 dig.)	0.970 (4 dig.)	0.030 (4 dig.)	0.035 (4 dig.)	0.062 (4 dig.)	0.878 (6 dig.)	0.881 (6 dig.)
Observations	4085	4085	4085	4085	4085	3494	3494
Estimation Method	Tobit	Tobit	Tobit	OLS	OLS	OLS	OLS

Note : Robust standard errors in parentheses with \*\*\*, \*\* and \* respectively denoting significance at the 1%, 5% and 10% levels. In col. (1) to (5), estimation is performed on a sample of exporting and non-exporting firms, and activities are defined at the NAF level. In columns (1) to (3), the tobit estimations are both left (0) and right (1) censored. In col. (6) and (7), estimation is performed on a sample of exporting firms only, and activities are defined at the CPF6 level. The estimation period covers 2000/2002 and 2002/2004.





# 3

## Le système de brevets incite-t-il les entreprises à innover ? Quelques éléments empiriques

### Sommaire

---

<b>3.1</b>	<b>Introduction . . . . .</b>	<b>114</b>
<b>3.2</b>	<b>Modélisation du comportement économique sous-jacent . . . . .</b>	<b>117</b>
3.2.1	Fonctions de gain . . . . .	117
3.2.2	Décision de déposer un brevet . . . . .	118
3.2.3	Innovations introduites . . . . .	119
3.2.4	Décision de s'engager dans des activités d'innovation (R&D et "acquisition de machines et équipements innovants") . . . . .	120
3.2.5	Equations estimées . . . . .	121
<b>3.3</b>	<b>Données utilisées, statistiques descriptives . . . . .</b>	<b>124</b>
3.3.1	Données . . . . .	124
3.3.2	Statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation . . . . .	126
3.3.3	Des variables latentes aux variables observables . . . . .	129
<b>3.4</b>	<b>Stratégie d'estimation . . . . .</b>	<b>130</b>
3.4.1	Régressions de première étape : estimation de la forme réduite du modèle	131
3.4.2	Estimation des paramètres structurels . . . . .	132
<b>3.5</b>	<b>Résultats obtenus . . . . .</b>	<b>133</b>
3.5.1	Estimation de la forme réduite . . . . .	133
3.5.2	Estimation du modèle structurel . . . . .	138
<b>3.6</b>	<b>Conclusion . . . . .</b>	<b>142</b>

---

*Ce chapitre reprend les éléments d'un travail effectué conjointement avec Emmanuel Duguet [2006],*

*et repris avec une perspective internationale dans Lelarge [2008].*

### 3.1 Introduction

Les brevets peuvent être considérés comme l'un des instruments accessibles aux pouvoirs publics pour résoudre le problème de défaut d'incitations privées à innover. Ce sont en effet des titres de propriété industrielle qui confèrent à leur titulaire un droit exclusif d'exploitation sur les inventions brevetées. Ces titres ont une durée limitée, généralement 20 ans, voire 25 dans le cas de certains produits pharmaceutiques, et ne sont valables que sur un territoire déterminé (en général un pays unique, dans certains cas un groupe de pays).

L'objectif des brevets est de favoriser les développements techniques et industriels en accordant des droits aux inventeurs qui divulguent leurs résultats à la communauté. Le système est censé promouvoir l'effort de recherche en garantissant aux inventeurs le profit issu de leur innovation, soit en bénéficiant directement du pouvoir de monopole conféré par le brevet, soit en revendant leurs droits (brevets ou licences) à une tierce partie. Pour être brevetable, une invention doit répondre à trois critères essentiels :

1. Elle doit être nouvelle, c'est-à-dire que rien d'identique n'a jamais été accessible à la connaissance du public, par quelque moyen que ce soit (écrit, oral, utilisation,...), où que ce soit, quand que ce soit.
2. Sa conception doit être inventive, c'est-à-dire qu'elle ne peut pas découler de manière évidente de l'état de la technique, pour une personne connaissant le domaine technique concerné.
3. Elle doit être susceptible d'une application industrielle, c'est-à-dire qu'elle peut être utilisée ou fabriquée de manière industrielle (ce qui exclut les œuvres d'art ou d'artisanat, par exemple).

Une quatrième clause retient que la description complète de l'invention et de la manière de la reproduire doit être incluse dans le brevet, de manière à ce que le contenu technique soit disponible lors de la publication de la demande, et à ce qu'à l'expiration du brevet cette technologie soit effectivement disponible dans le domaine public (exigence de divulgation de l'information technologique).

La littérature théorique a montré que le système de brevets pouvait répondre à la défiance de marché liée au caractère non-appropriable de la connaissance, l'arbitrage sous-jacent à ce système opposant l'efficience "dynamique" liée aux incitations à innover conférées, gages de gains de productivité futurs, aux inefficiences "statiques" générées par le pouvoir de monopole garanti par le système de brevets (Nordhaus [1969]). D'un point de vue empirique cependant, l'analyse de son effet incitatif reste l'en-

jeu de débats actuels très vifs, dans un contexte où le recours aux brevets par les entreprises a explosé depuis les années 1980, et où les "portefeuilles de brevets" des entreprises sont considérés comme les actifs (incorporels) majeurs au sein d'une économie fondée sur la connaissance.

Les enjeux sous-jacents à cette problématique d'évaluation sont clairement établis dans la littérature : l'effet incitatif conféré par le système de brevets est-il réel, ou bien l'augmentation observée des dépôts de brevets auprès des principaux grands offices résulte-t-elle uniquement de comportements stratégiques des entreprises qui aboutissent à détourner ce dispositif de sa fonction initiale ? En effet, divers types de comportements (comportements de sur-protection juridique contre les concurrents, constitution de portefeuilles de brevets artificiellement inflatés pour asseoir la position de l'entreprise dans d'éventuelles négociations technologiques - dans le cas de l'industrie pharmaceutique- ou commerciales ; voir Duguet et Kabla [1998]) ont pour effet d'augmenter le nombre de brevets déposés par innovation (sous-jacente) introduite, i.e. ils induisent une augmentation de la propension des entreprises à breveter chaque innovation sans (nécessairement) inciter les entreprises à innover davantage. Ils supposent cependant que l'exigence de nouveauté des offices de brevets ait décliné sur la période récente, évolution largement débattue et documentée dans la littérature, notamment dans le cas de l'office de brevets américain (USPTO).

Les études empiriques sur le sujet restent peu conclusives, et les résultats obtenus dépendent en particulier fortement du secteur d'activité considéré. Plusieurs articles mettent en évidence un impact positif (du système de brevets) sur l'effort d'innovation dans les secteurs de la pharmacie et de la chimie (Grabowsky et Vernon [1986] ; Ginarte et Parks [1998] sur données internationales ; à un niveau agrégé : Arora, Ceccagnoli et Cohen [2005] et, dans une moindre mesure, Branstetter et Sakakibara [2001]). Au contraire, Hall et Ziedonis [2001] montrent que, dans l'industrie des semi-conducteurs, l'explosion du nombre de dépôts de brevets<sup>109</sup> s'explique principalement par des motivations d'ordre juridique (éviter les procès), une conclusion similaire à celle de Duguet et Kabla [1998] pour l'industrie manufacturière française. Ces motivations d'ordre stratégique, indépendantes de l'effort d'innovation des entreprises, sont également prépondérantes dans les travaux de Levin *et al.* [1987] et Cohen, Nelson et Walsh [2000]. Dans les secteurs des services, Bessen et Hunt [2007] obtiennent que l'extension des droits de propriété intellectuelle aux logiciels a eu pour conséquence une diminution de l'effort de

<sup>109</sup>Le ratio du nombre de dépôts de brevets rapporté à l'effort de R&D a doublé en une vingtaine d'années aux Etats-Unis.

R&D des entreprises. Bessen et Maskin [2002] proposent une explication à ce phénomène : ces auteurs suggèrent que le système de brevets est “désincitatif” dans les secteurs d’activité (comme celui du logiciel) où la connaissance est cumulative (séquentielle et complémentaire) parce que l’imitation est alors une composante cruciale de l’innovation, et les brevets qui l’entravent sont donc défavorables à l’effort d’innovation dans son ensemble.

Cette partie de la thèse vise à analyser l’effet incitatif du système de brevet dans l’industrie française, sur la période récente (1997-1999). Les données utilisées sont issues de différentes bases de données et contiennent une information détaillée sur les performances innovantes des entreprises françaises, en particulier sur le type d’innovations (produit ou procédé) qu’elles ont introduites au cours de la période, ainsi que sur le jugement qu’elles portent sur l’efficacité des Droits de Propriété Intellectuelle (DPI), sur les opportunités technologiques auxquelles elles font face, etc. Nous proposons un modèle (empirique) structurel proche de celui de Arora, Ceccagnoli et Cohen [2005], mais dans lequel les effets incitatifs conférés par le système de brevets sont potentiellement différents selon la nature de l’innovation (produit ou procédé), car l’entreprise s’approprie différemment un produit nouveau mis sur le marché (potentiellement menacé de *reverse engineering*<sup>110</sup> par ses concurrents) et une innovation de procédé de production (qui n’a pas vocation à sortir des murs de l’entreprise). Moser [2003] montre sur données historiques que les entreprises localisées dans des pays où le système de brevets est faible ou inexistant tendent à diriger leur effort d’innovation vers des domaines où le secret est un mode d’appropriation efficace. La modélisation proposée permet également de clarifier les problèmes d’endogénéité (en particulier, simultanéité liée aux processus d’anticipation) et de sélection inhérents à la situation analysée, afin de mettre en œuvre les méthodes économétriques adéquates pour obtenir les paramètres “structurels” d’intérêt.

Ce travail se rattache également à la littérature portant sur l’estimation de la valeur des brevets (e.g. Pakes et Schankerman [1986], Schankerman [1998]). Cependant, contrairement à ces approches qui se concentrent sur l’évaluation de la distribution des brevets observés, l’étude proposée analyse explicitement les phénomènes de sélection afin d’estimer l’effet incitatif des brevets à la fois sur la marge intensive (effet incitatif des brevets sur l’intensité de l’effort d’innovation des entreprises) et sur la

---

<sup>110</sup> Le *reverse engineering* consiste, pour une entreprise, à analyser un produit (en particulier, produit par un concurrent) pour en déterminer le fonctionnement interne et être en mesure de fabriquer une copie de cet objet alors qu’elle ne peut en obtenir (légalement) ni les plans ni les méthodes de fabrication.



marge extensive (effet sur la proportion d'entreprises engagées dans des activités d'innovation).

Les résultats empiriques obtenus sont contrastés : les brevets affectent positivement les efforts de R&D dirigés vers les innovations de produit, mais pas directement l'innovation de procédé, ce qui suggère qu'ils déterminent pour partie à la fois l'intensité et la direction de l'effort d'innovation des entreprises industrielles françaises. La suite de ce chapitre est organisée de la façon suivante : la section 3.2 contient l'exposition du modèle structurel, et la section suivante présente les données. La section 3.4 expose la méthode d'estimation et les résultats sont présentés dans la dernière section.

## 3.2 Modélisation du comportement économique sous-jacent

Dans cette section, nous nous proposons de dériver un modèle estimable et adapté aux données dont nous disposons. Les entreprises sont supposées être engagées dans un processus décisionnel constitué de trois étapes. Dans un premier temps, elles décident d'investir (ou non) dans des activités de R&D ou dans d'autres types d'activités innovantes (e.g. investissement en matériels innovants). Dans un second temps, le résultat de leurs efforts d'innovation est révélé, et sa qualité dépend du montant investi dans les différentes activités innovantes. Enfin, dans un troisième temps, les entreprises observent la valeur de l'innovation produite et son degré d'appropriabilité (avec ou sans recours à des moyens de protection institutionnels), et décident de déposer, ou non, un brevet.

### 3.2.1 Fonctions de gain

Dans les développements qui suivent, l'indice  $i$  désigne les entreprises et l'indice  $j$  désigne le type d'innovation introduite ( $j=1$  est l'innovation de produit, et  $j=2$  est l'innovation de procédé). La valeur des innovations de type  $j$  bénéficiant de la protection par brevet peut s'écrire sous la forme suivante :

$$V_{ij} = x_i \cdot v_{ij} \quad (3.1)$$

où  $v_{ij}$  est la valeur globale des innovations de type  $j$  introduites par l'entreprise  $i$  en l'absence de protection juridique (protection "informelle" par secret, avance technologique sur les concurrents, etc.), et  $x_i$  est la prime de brevet propre à l'entreprise  $i$ . Si  $x_i > 1$ , alors la protection "institutionnelle" par brevet est efficace par rapport à la protection informelle, et inversement si  $x_i \leq 1$ . Il est utile d'introduire la quantité  $x_i^*$ , définie comme la "prime" associée au mode optimal de protection :

$$x_i^* = \max \{1, x_i\} \quad (3.2)$$

Nous supposons que les primes de brevet sont spécifiques aux entreprises ; elles dépendent également du type d'innovation  $j$  introduite. Plus précisément, l'espérance de la prime de brevet dépend de la valeur des innovations de produit ou de procédé introduites,  $v_{ij}$ ,  $j = 1, 2$ , des conditions sectorielles d'appropriabilité et de caractéristiques  $Z_i$  de l'entreprise telles que : le secteur d'appartenance, le jugement porté par l'entreprise sur l'efficacité des Droits de Propriété Intellectuelle (DPI), et des indicateurs (retardés) décrivant le degré de concurrence dans le secteur (marché) de l'entreprise. Ces derniers constituent une proxy de la menace, pour l'entreprise, de voir ses profits réduits par les innovations introduites par les concurrents. La taille de l'entreprise et son appartenance à un groupe sont également prises en compte, car elles déterminent sa capacité à faire face aux coûts, monétaires et administratifs, liés au dépôt de brevet. Nous obtenons<sup>111</sup> donc :

$$x_i = \underbrace{m(v_{i1}, v_{i2}, Z_i)}_{\mu_i} \cdot \exp(\varepsilon_i) \quad (3.3)$$

Dans cette expression,  $\varepsilon_i$  est une composante aléatoire représentant le degré d'appropriabilité des innovations introduites par l'entreprise  $i$ , c'est-à-dire la pertinence de la protection par le brevet pour les innovations qu'elle a effectivement introduites. Cette caractéristique n'est pas observée par l'entreprise au moment où elle engage ses dépenses d'innovation, mais elle est connue au moment où elle choisit sa stratégie de protection ; par contre, elle n'est jamais observée par l'économètre.

Elle est supposée suivre une distribution gaussienne (de variance normalisée à 1), de sorte que la prime de brevet  $x_i$  suit une distribution log-normale d'espérance  $\mu_i + \exp(1/2)$ .

### 3.2.2 Décision de déposer un brevet

La décision de protection par brevet prise par l'entreprise ne peut être observée que lorsqu'elle a effectivement introduit une innovation (puisque l'objet de la protection doit effectivement exister et satisfaire l'exigence de nouveauté posée par les offices de brevets). Ceci induit donc un phénomène de sélection concernant l'équation de dépôt de brevets. En supposant que l'entreprise déclare avoir

<sup>111</sup>Arora *et al.* disposent de données sur les innovations de produit introduites uniquement, et posent  $x_{ij} = \mu_i + e_{ij}$  avec  $\mu_i = Z_i \cdot d$ , où l'indice  $j$  indice une innovation particulière (dénombrement), et non son type. Contrairement à ces auteurs, nous disposons d'information sur le type d'innovation introduite, mais malheureusement pas sur le type d'innovation brevetée. C'est pourquoi nous ne modélisons qu'une stratégie "globale" de protection, au niveau de l'entreprise (et la prime de brevet "globale"  $x_i$  associée).

introduit des innovations de type  $j$  dès lors que sa qualité  $v_{ij}$  dépasse une valeur-seuil normalisée à 1 ( $\Leftrightarrow \ln(v_{ij}) > 0$ ) sans perte de généralité (voir section 3.2.3), l'indicatrice de dépôt de brevet  $\tilde{x}_i^p$  s'écrit :

$$\tilde{x}_i^p = \begin{cases} 1 & \text{si } (\ln(v_{i1}) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i2}) > 0) \text{ et } x_i > 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Ceci implique que la probabilité observée  $\tilde{\pi}_i^p$  de déposer un brevet prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_i^p &= \mathbb{P}(x_i > 1 \text{ et } (\ln(v_{i1}) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i2}) > 0)) \\ &= \mathbb{P}(x_i > 1 | \ln(v_{i1}) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i2}) > 0) \cdot \mathbb{P}(\ln(v_{i1}) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i2}) > 0) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Ces développements montrent également que la distribution observée des "primes de brevets", notée  $\{\tilde{x}_i^p\} = \{x_i | x_i > 1 \text{ et } (\ln(v_{i1}) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i2}) > 0)\}$ , est donc à la fois tronquée (seules les innovations qu'il est profitable de protéger sont brevetées,  $x_i > 1$ ) et censurée (seules les innovations dont le caractère novateur est suffisant sont susceptibles de faire l'objet d'un brevet,  $\ln(v_{i1}) > 0$  ou  $\ln(v_{i2}) > 0$ )<sup>112</sup>.

### 3.2.3 Innovations introduites

Les valeur des "innovations" de type  $j$  introduites par l'entreprise sont déterminées par une fonction de production de l'innovation standard dans la littérature, qui associe les résultats (en termes d'innovations introduites) aux dépenses d'innovation<sup>113</sup> engagées par l'entreprise. La valeur des innovations dépend également d'autres déterminants (caractéristiques de l'entreprise) notés  $S_i$ , notamment la taille de l'entreprise et un indicateur de la diversité de ses activités, mesurant l'éventuelle dispersion de son effort d'innovation sur plusieurs projets. Elle s'écrit donc :

$$v_{ij} = f_j \left( r_i^a, r_i^b, S_i \right) \quad (3.5)$$

où  $r_i^a$  est le montant des dépenses de R&D engagées et  $r_i^b$  sont les dépenses en "Acquisition de Machines et Equipements innovants" (AME) induisant souvent des innovations incorporées. Cette spécification permet d'analyser si les déterminants des innovations de produit et de procédés sont identiques.

<sup>112</sup>Elle est également davantage concentrée sur les valeurs positives que ne l'est la distribution de la variable latente correspondante si (condition suffisante) :  $\text{Cov}(x_i, \ln(v_{i1})) \geq 0$  et  $\text{Cov}(x_i, \ln(v_{i2})) \geq 0$ .

<sup>113</sup>Dans Arora *et al.*, l'effort de R&D affecte le nombre d'innovations introduites, mais pas l'espérance de leur qualité ; leur fonction de production de l'innovation s'écrit :  $m_i = (r_i^a)^\beta \cdot s_i$  où  $m_i$  correspond au nombre d'innovations introduites et  $s_i = \exp(S_i \cdot \lambda + \eta_{is})$  est un vecteur d'autres déterminants au niveau entreprise.

Nous supposons par ailleurs de façon standard et sans perte de généralité que cette fonction est positive ( $\forall i, v_{ij} \geq f_j(0, 0, S_i) \geq 0$ ), et que l'entreprise ne reporte une innovation que lorsque sa qualité ou sa nouveauté  $v_{ij}$  dépasse un seuil normalisé à 1.

### 3.2.4 Décision de s'engager dans des activités d'innovation (R&D et "acquisition de machines et équipements innovants")

L'entreprise décide de son effort de R&D (noté  $r_i^a$ ) et de ses investissements en matériels et équipements innovants (notés  $r_i^b$ ) en maximisant le profit anticipé à s'engager dans ces activités d'innovation :

$$V_i = \sum_{j=1}^2 \mathbb{E}(x_i^* \cdot v_{ij}) - F(r_i^a, r_i^b, \tau_i) \quad (3.6)$$

Dans cette expression, l'espérance porte sur la loi de  $\varepsilon_i$  (équation 3.3).  $x_i^* \in \{1, x_i\}$  est la prime de protection optimale définie en section 3.2.1, et  $F(\bullet)$  est le coût<sup>114</sup> (au sens large) associé aux activités d'innovation. Il dépend bien sûr des montants investis en R&D et en AME, mais également de l'efficacité de l'entreprise ou de sa capacité à assurer à moyen / long terme le financement de ces activités. Ces aspects sont mesurés par différents indicateurs traditionnels de la littérature sur l'innovation regroupés dans le vecteur  $\tau_i$  : degré (sectoriel) d'opportunités technologiques, taille de l'entreprise, appartenance à un groupe, et indicateurs de concurrence sur le marché de l'entreprise, puisque ces derniers sont susceptibles d'affecter le coût d'opportunité associé aux activités d'innovation. Nous obtenons donc (sous l'hypothèse de distribution log-normale précédemment introduite) :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(x_i \cdot v_{ij} | v_{i1}, v_{i2}) &= v_{ij} \cdot \{ \pi_i \cdot \mathbb{E}(x_i | x_i > 1, v_{i1}, v_{i2}) + (1 - \pi_i) \cdot 1 \} \\ &= v_{ij} \cdot \left\{ 1 + \Phi[\ln(\mu_i)] \left( \mu_i \cdot \exp\left(\frac{1}{2}\right) - 1 \right) \right\} \end{aligned} \quad (3.7)$$

où  $\Phi(\bullet)$  désigne la fonction de distribution d'une variable aléatoire centrée et réduite, et  $\phi$  correspond à la fonction de densité correspondante. La fonction objectif s'écrit donc :

$$V_i = \sum_{j=1,2} v_{ij} \left\{ 1 + \Phi[\ln(\mu_i)] \cdot \left( \mu_i \cdot \exp\left(\frac{1}{2}\right) - 1 \right) \right\} - F(r_i^a, r_i^b, \tau_i)$$

Et les conditions du premier ordre associées au programme de maximisation sont ( $k = a, b$ ) :

<sup>114</sup> $F(\bullet)$  est un coût fixe au sens de la littérature d'organisation industrielle.

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_i}{\partial r_i^k} = & \sum_{j=1,2} \frac{\partial v_{ij}}{\partial r_i^k} \left\{ 1 + \Phi[\ln \mu_i] \cdot \left( \mu_i \cdot \exp\left(\frac{1}{2}\right) - 1 \right) \right\} \\ & + \sum_{j=1,2} v_{ij} \cdot \frac{\partial \mu_i}{\partial v_{ij}} \cdot \frac{\partial v_{ij}}{\partial r_i^k} \cdot \left\{ \exp\left(\frac{1}{2}\right) \cdot (\Phi[\ln \mu_i] + \phi[\ln \mu_i]) - \frac{\phi[\ln \mu_i]}{\mu_i} \right\} - \frac{\partial F}{\partial r_i^k} \end{aligned} \quad (3.8)$$

Le premier terme correspond à l'effet direct de l'augmentation de l'effort d'innovation sur la qualité des innovations introduite ; le second à son effet sur la prime anticipée de brevet. La relative complexité de cette expression provient du modèle de décision à seuil (déposer ou non un brevet) sous-jacent : une augmentation de l'effort d'innovation de l'entreprise n'a pas pour effet de déplacer le seuil déterminant le dépôt de brevet (normalisé à 1), mais elle déplace (espérance) et déforme (variance) la distribution (log-normale tronquée) des primes anticipées de brevet.

### 3.2.5 Equations estimées

Les équations estimées empiriquement sont directement déduites des conditions du premier ordre précédentes. Pour plus de clarté, il est utile d'introduire les élasticités suivantes, correspondant aux paramètres d'intérêt :

- Le premier paramètre d'intérêt  $\alpha_{ij}^k$  correspond à l'élasticité de la valeur de l'innovation de type  $j$  à l'effort innovant de type  $k = a, b$ . Ce paramètre synthétise la capacité de l'entreprise  $i$  à transformer efficacement ses investissements  $r_i^k$  en R&D ou AME en innovations profitables, de produit ou de procédé :

$$\alpha_{ij}^k = \frac{\partial v_{ij}}{\partial r_i^k} \cdot \frac{r_i^k}{v_{ij}} \quad (3.9)$$

- Le second paramètre d'intérêt  $\beta_{ij}$  synthétise la qualité de la protection par le brevet pour une innovation de type  $j$ . Il correspond à l'élasticité de la prime de brevet à la qualité (valeur) de l'innovation considérée et détermine la capacité de l'entreprise à s'approprier les profits issus de son innovation en utilisant le système de brevets :

$$\beta_{ij} = \frac{\partial \mu_{ij}}{\partial v_{ij}} \cdot \frac{v_{ij}}{\mu_i} \quad (3.10)$$

- Enfin, le troisième paramètre d'intérêt est l'élasticité des coûts de l'innovation aux "inputs" (R&D et AME). Il mesure donc par exemple la qualité du management des équipes de recherche

au sein de l'entreprise, ou encore tout autre facteur qui influence le "rendement" des efforts d'innovation :

$$\gamma_i^k = \frac{\partial F_i}{\partial r_i^k} \cdot \frac{r_i^k}{F_i} \quad (3.11)$$

En introduisant ces notations dans les conditions du premier ordre dérivées précédemment, nous obtenons, pour  $k = a, b$  :

$$\begin{aligned} \gamma_i^k \cdot F_i(r_i^a, r_i^b, \tau_i) = & \quad (3.12) \\ & \sum_{j=1,2} \alpha_{ij}^k \cdot v_{ij} \left\{ 1 + \Phi[\ln(\mu_i)] \cdot \left( \exp\left(\frac{1}{2}\right) \cdot \mu_i - 1 \right) \right. \\ & \left. + \beta_{ij} \cdot \left( \exp\left(\frac{1}{2}\right) \cdot \mu_i \cdot (\Phi[\ln(\mu_i)] + \phi[\ln(\mu_i)]) - \phi[\ln(\mu_i)] \right) \right\} \end{aligned}$$

où  $v_{ij} = f_j(r_i^a, r_i^b, S_i)$ . Les solutions  $r_i^{k*}$  de ce système de deux équations déterminent les montants optimaux d'investissements en R&D et AME ( $k = a, b$ ) :

$$r_i^{k*} = r_i^k(\mu_i^*, S_i, \tau_i)$$

Dans cette expression, les fonctions  $r_i^k(\bullet)$  sont paramétrées par  $\alpha_{ij}^k, \beta_{ij}, \gamma_i^k$  et prennent pour seuls arguments la prime anticipée de brevet  $\mu_i^*$  optimale, les déterminants  $S_i$  de la capacité de l'entreprise à produire des innovations, et les facteurs  $\tau_i$  affectant ses coûts d'innovation. Du point de vue de l'estimation, le fait que les investissements optimaux dépendent de la valeur anticipée de la prime de brevet<sup>115</sup>  $\mu_i^*$ , mais pas (de l'anticipation de la qualité) des innovations introduites fournit la première hypothèse identifiante du modèle empirique<sup>116</sup>. En prenant un développement limité au premier ordre au voisinage des solutions optimales<sup>117</sup>, nous obtenons les équations d'investissement en R&D et en AME :

$$\ln(r_i^{k*}) = \underbrace{\left( \sum_{j=1,2} \alpha_j^k \cdot \beta_j \right)}_{a_{kP}}^{-1} \cdot \ln(\mu_i^*) + S_i \cdot b_k + \tau_i \cdot c_k \quad (3.13)$$

<sup>115</sup>Cette caractéristique du modèle n'est pas une hypothèse du modèle : elle est impliquée par le programme d'optimisation.

<sup>116</sup>Ces hypothèses identifiantes motivent les instruments utilisés dans l'application empirique de ce chapitre pour résoudre les problèmes d'endogénéité.

<sup>117</sup>Et en supposant de plus que les paramètres structurels sont communs à toutes les entreprises :  $(\alpha_{ij}^k, \beta_{ij}^k, \gamma_i^k) = (\alpha_j^k, \beta_j^k, \gamma^k)$ .

Les paramètres  $a_{kP}$  ( $k = a, b$ ) mesurent les incitations à innover conférées par le système de brevets et sont les principaux paramètres d'intérêt. Les valeurs intrinsèques  $v_{ij}^*$  des innovations qu'il est optimal pour l'entreprise d'introduire sont données par les fonctions de production de l'innovation 3.5 évaluées aux points  $r_i^{k*}$  :

$$v_{ij}^* = f_j(r_i^{a*}, r_i^{b*}, S_i), \quad j = 1, 2$$

En adoptant une spécification de type Cobb-Douglas, nous obtenons :

$$\ln(v_{ij}^*) = \alpha_j^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_j^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_j, \quad j = 1, 2 \quad (3.14)$$

Ces deux relations déterminent le type d'innovations observées. Elles dépendent directement de l'effort d'innovation engagé (R&D ou AME), mais seulement indirectement de la prime de brevet anticipée au travers de son impact propre sur l'effort d'innovation : cette caractéristique constitue la seconde condition d'identification du modèle.

Enfin, l'équation 3.3 complète le modèle estimé en décrivant la valeur de la prime de brevet :

$$\mu_i^* = \mu(v_{i1}^*, v_{i2}^*, Z_i)$$

Avec une spécification Cobb-Douglas, il vient :

$$\ln(\mu_i^*) = \beta_1 \cdot \ln(v_{i1}^*) + \beta_2 \cdot \ln(v_{i2}^*) + Z_i \cdot d_P \quad (3.15)$$

Cette relation fournit la dernière contrainte identifiante du modèle : les innovations introduites affectent directement la décision de déposer un brevet, mais il n'y a pas d'impact direct (ne transitant pas par ces innovations introduites) des investissements en R&D et AME sur le dépôt de brevet. Les paramètres  $\beta_j$  ( $j = 1, 2$ ) mesurent la propension à breveter respectivement les innovations de produit et de procédé.

Le système de cinq équations finalement obtenu prend la forme suivante :

$$\begin{cases} \ln(r_i^{a*}) &= a_{aP} \cdot \ln(\mu_i^*) + S_i \cdot b_a + \tau_i \cdot c_a \\ \ln(r_i^{b*}) &= a_{bP} \cdot \ln(\mu_i^*) + S_i \cdot b_b + \tau_i \cdot c_b \\ \ln(v_{i1}^*) &= \alpha_1^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_1^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_1 \\ \ln(v_{i2}^*) &= \alpha_2^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_2^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_2 \\ \ln(\mu_i^*) &= \beta_1 \cdot \ln(v_{i1}^*) + \beta_2 \cdot \ln(v_{i2}^*) + Z_i \cdot d_P \end{cases} \quad (3.16)$$

Le modèle économétrique est directement dérivé de ces équations ; seule la prime anticipée de brevet  $\mu_i^*$  est remplacée par la prime de brevet  $x_i^*$  effective (variable latente “observée”) <sup>118</sup> :

$$\begin{cases} \ln(r_i^{a*}) &= a_{aP} \cdot \ln(x_i^*) + S_i \cdot b_a + \tau_i \cdot c_a - a_{aP} \cdot \varepsilon_i \\ \ln(r_i^{b*}) &= a_{bP} \cdot \ln(x_i^*) + S_i \cdot b_b + \tau_i \cdot c_b - a_{ab} \cdot \varepsilon_i \\ \ln(v_{i1}^*) &= \alpha_1^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_1^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_1 \\ \ln(v_{i2}^*) &= \alpha_2^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_2^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_2 \\ \ln(x_i^*) &= \beta_1 \cdot \ln(v_{i1}^*) + \beta_2 \cdot \ln(v_{i2}^*) + Z_i \cdot d_P + \varepsilon_i \end{cases} \quad (3.17)$$

En introduisant également des perturbations  $\omega_{mi}$  ( $m = a, b, 1, 2, P$ ) par rapport aux valeurs optimales théoriques (i.e. de l’hétérogénéité au niveau entreprise), nous obtenons le modèle effectivement estimé :

$$\begin{cases} \ln(r_i^{a*}) &= a_{aP} \cdot \ln(x_i^*) + S_i \cdot b_a + \tau_i \cdot c_a + \omega_{ai} - a_{aP} \cdot \varepsilon_i \\ \ln(r_i^{b*}) &= a_{bP} \cdot \ln(x_i^*) + S_i \cdot b_b + \tau_i \cdot c_b + \omega_{bi} - a_{ab} \cdot \varepsilon_i \\ \ln(v_{i1}^*) &= \alpha_1^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_1^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_1 + \omega_{1i} \\ \ln(v_{i2}^*) &= \alpha_2^a \cdot \ln(r_i^{a*}) + \alpha_2^b \cdot \ln(r_i^{b*}) + S_i \cdot b_2 + \omega_{2i} \\ \ln(x_i^*) &= \beta_1 \cdot \ln(v_{i1}^*) + \beta_2 \cdot \ln(v_{i2}^*) + Z_i \cdot d_P + \omega_{Pi} + \varepsilon_i \end{cases} \quad (3.18)$$

### 3.3 Données utilisées, statistiques descriptives

#### 3.3.1 Données

L’échantillon résulte de l’appariement de cinq bases de données d’entreprises<sup>119</sup> :

1. *Enquête sur le "Financement de l'Innovation Technologique" (FIT)*, collectée en 2000 par le SESSI (Ministère de l’Industrie). Cette enquête couvre les entreprises de plus de 20 salariés appartenant aux secteurs de l’industrie manufacturière, ce qui correspond à l’essentiel de la population d’entreprises susceptible de déposer des brevets. Il faut cependant noter que le champ de l’enquête exclut les “start-ups”, et la plupart des très jeunes entreprises.

Cette enquête contient l’information sur le comportement d’innovation des entreprises au cours de la période 1997-1999, i.e. les variables indicatrices de l’introduction des innovations de produit ( $\tilde{v}_{1i}$ ), des innovations de procédé ( $\tilde{v}_{2i}$ ) et l’indicatrice de dépôt de brevet ( $\tilde{x}_i^P$ ). L’enquête contient également un item sur le jugement porté par l’entreprise sur l’efficacité du système de

<sup>118</sup>Ce qui implique que la cinquième équation est censurée ; voir la section 3.3.3.

<sup>119</sup> Voir l’annexe E pour davantage de précisions.



brevets<sup>120</sup> ; cette variable est l'un des principaux indicateurs d'appropriabilité ( $Z_i$ ) utilisés. Enfin, cette enquête fournit également la variable décrivant les opportunités technologiques ( $\tau_i$ ) dont bénéficient les entreprises.

Une limite souvent soulignée de ces indicateurs d'innovation issus d'enquête est leur caractère subjectif. Cependant, dans notre contexte, ces indicateurs apportent l'information relative à la *nature* des innovations introduites davantage qu'à leur ampleur (du fait que l'intensité de l'effort d'innovation est également pris en compte dans l'analyse, et mesuré par des indicateurs davantage objectivables). De plus, dans le cas du jugement porté par les entreprises sur l'efficacité des DPI, c'est justement le caractère subjectif de l'indicateur qui fournit la dimension d'identification exploitée empiriquement (sur le mode, par exemple, des soldes d'opinion utilisés en analyse conjoncturelle). L'efficacité des DPI étant un enjeu à la fois pour les entreprises innovantes (qui cherchent à se protéger) et pour les entreprises non-innovantes (qui cherchent potentiellement à contourner les protections légales afin de s'inspirer des innovations de leurs concurrents), il est légitime de penser que la population d'entreprises dans son ensemble est à même d'apporter une réponse informative à ces questions<sup>121</sup>.

2. *Seconde Enquête Communautaire sur l'Innovation (CIS2)*. Le volet français de l'enquête communautaire sur l'innovation (coordonnée au niveau européen par Eurostat, et menée au niveau national par chacun des états membres) a été menée en 1997 par le SESSI et couvre le même champ que l'enquête FIT. Cette enquête fournit l'information sur les dépenses d'innovation engagées au cours de la période 1994-1996 : dépenses de R&D<sup>122</sup> ( $r_i^a$ ), et investissements en machines et équipements innovants ( $r_i^b$ ). Nous utilisons également l'information issue de cette enquête afin de construire un indicateur du taux sectoriel d'imitation des innovations de produit, inclus dans le vecteur  $S_i$  (voir annexe E).
3. *Fichiers "BRN"*. Ces fichiers (bilan et compte de résultat des entreprises) sont collectés chaque année par la Direction Générale des Impôts (DGI) et fournissent les indicateurs comptables relatifs à l'année 1996 : chiffre d'affaires (inclus dans les vecteurs de variables de contrôle  $S_i$  et  $z_i$  respectivement), indice de Lerner (taux de marge) et indicatrice de ventes à l'export ( $\tau_i, z_i$ ).

<sup>120</sup> Voir l'annexe ?? pour une analyse détaillée de cette variable.

<sup>121</sup> Dans le cas contraire, et en particulier si le comportement de réponse était différencié selon la capacité d'innovation des entreprises, cette variable serait fortement endogène, et le système d'équations présenté en 3.18 ne serait de plus plus identifié (ce qui ne semble pas se produire ici).

<sup>122</sup> La variable utilisée intègre à la fois les dépenses de R&D interne et externe.

4. *Enquête Annuelle d'Entreprise au niveau branche d'activité.* Cette enquête est réalisée annuellement par le SESSI pour ce qui concerne le champ de l'industrie manufacturière. Au niveau branche d'activité, cette enquête fournit l'information sur la décomposition des ventes de chaque entreprise dans une nomenclature fine (NAF700). Nous utilisons les informations relatives à 1996 afin de calculer un indicateur de diversification des ventes de l'entreprise ( $S_i, z_i$ ), ainsi que l'indice de Herfindahl<sup>123</sup> de concentration de ses marchés ( $\tau_i$ ).
5. *Enquête sur les Liaisons Financières (LIFI), menée annuellement par l'INSEE.* Cette enquête fournit l'information sur l'appartenance des entreprises à un groupe ( $\tau_i, z_i$ ).

L'échantillon final contient 1025 entreprises, toutes impliquées dans des activités d'innovation, couronnées de succès ou non.

### 3.3.2 Statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation

La figure 3.1 synthétise les performances innovantes des entreprises, agrégées à un niveau sectoriel. Les innovations de produit et de procédé sont fortement corrélées entre elles, puisque 58% des entreprises (engagées dans des activités d'innovation) réussissent à introduire simultanément ces deux types d'innovations. 21% d'entre elles n'ont innové qu'en produits, et seules 13% n'ont introduit que des innovations de procédés. Cette dernière modalité du comportement d'innovation est cependant plus élevée dans certains secteurs "traditionnels", tels que l'édition - imprimerie, l'industrie textile ou la métallurgie. Les secteurs les plus innovants (en nombre d'entreprises couronnées de succès dans leurs activités innovantes) sont les secteurs des équipements et composants électriques, de l'équipement du foyer, de la chimie et de la pharmacie. Certains de ces secteurs de "haute technologie" ont un taux élevé d'innovations de procédés : dans le secteur de la construction navale, aéronautique et ferroviaire, la majorité des entreprises innovent simultanément en produits et procédés, mais 17% d'entre elles innovent en procédés sans innover en produits.

La figure 3.2 synthétise les comportements de dépôt de brevets par industrie. En moyenne, 56% des entreprises industrielles ont déposé au moins un brevet au cours de la période 1997-1999. Cette proportion semble peu élevée, puisqu'elle se rapporte à une population d'entreprises qui sont toutes engagées

<sup>123</sup>Cet indice (dont la définition précise est rappelée dans l'annexe E) est homogène à l'inverse du nombre de concurrents de l'entreprise.

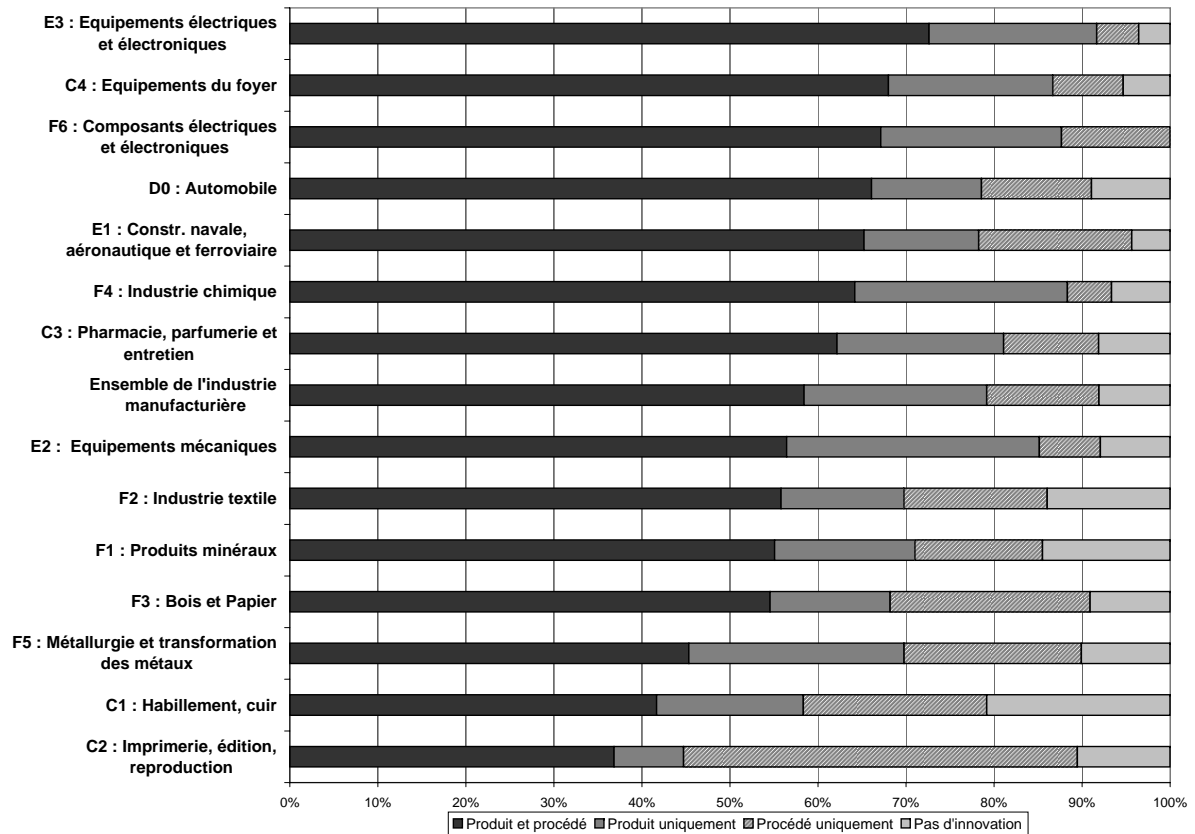


FIG. 3.1 – Profils sectoriels de comportements d'innovation

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).

dans des activités d'innovation<sup>124</sup>. Surtout, le comportement de dépôt de brevet est très hétérogène selon le secteur d'activité. Dans l'échantillon d'estimation, les industries les plus représentées dans les dépôts de brevets sont la pharmacie, la fabrication d'équipements électriques et non-électriques, la chimie et la fabrication de composants électriques (plus de 60% d'entreprises ayant déposé un brevet). Ce sont des secteurs d'activité dans lesquels la connaissance est aisément codifiable et cumulative, où les coopérations technologiques sont indispensables pour réussir à innover, et où les enjeux d'appropriation intellectuelle n'en deviennent donc que plus cruciaux. Au contraire, les secteurs les moins concernés par les dépôts de brevets sont l'imprimerie / édition (8%), l'industrie de l'habillement et du cuir (12%) et l'industrie textile (32%), pour lesquels les modes alternatifs de protection (marques, dépôts de modèles) sont plus pertinents<sup>125</sup>.

<sup>124</sup>Cette faible performance française en termes de dépôts de brevets est cependant une observation standard dans la littérature sur l'innovation.

<sup>125</sup>Il est également possible que la dimension technologique des innovations introduites dans ces secteurs d'activité soit moindre que dans les secteurs dits "de haute technologie".

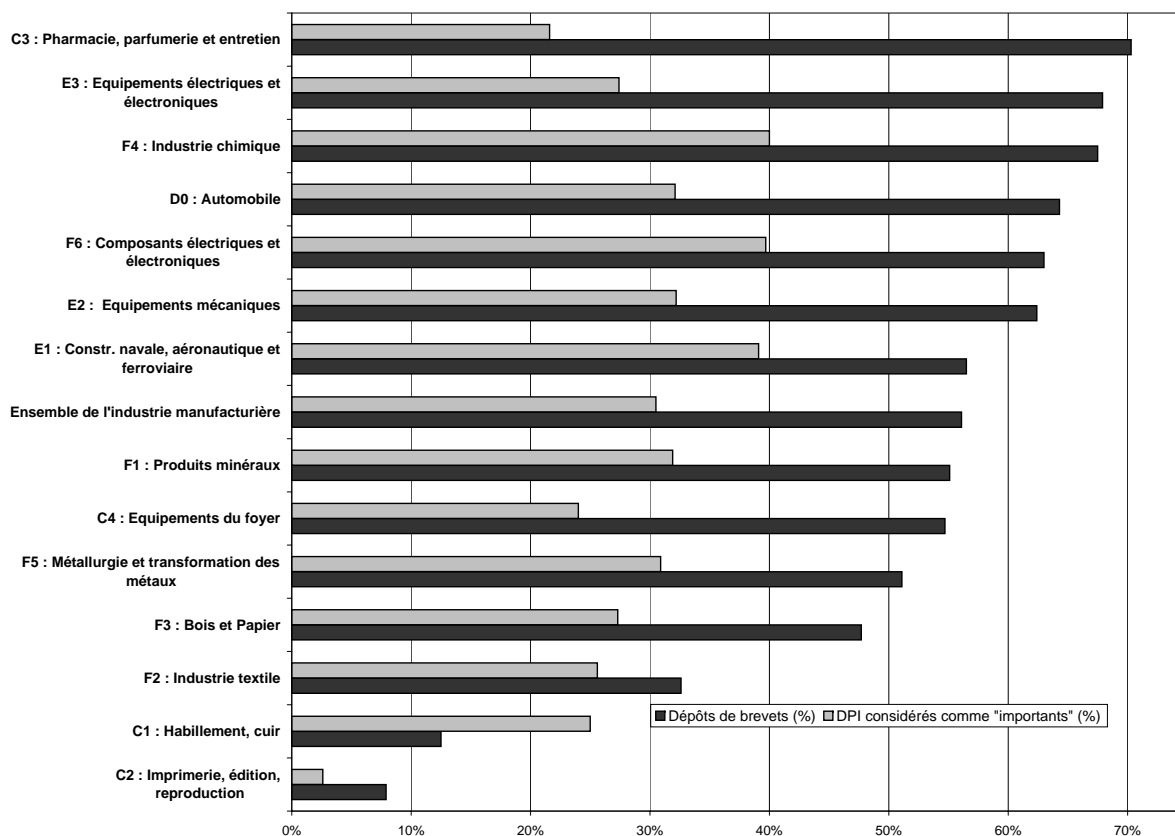


FIG. 3.2 – Dépôts de brevets et jugement porté sur les DPI, par industrie

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).

La figure 3.2 décrit également le jugement porté par les entreprises sur l'efficacité des brevets. Au total, un tiers des entreprises seulement estiment que les DPI sont importants pour les protéger de l'imitation. Les différences sectorielles sont beaucoup moins importantes que pour le comportement de dépôt de brevet. De plus, jugement porté sur l'efficacité des DPI et utilisation de ces DPI sont seulement faiblement corrélés au niveau sectoriel : par exemple, les entreprises (innovantes) des secteurs de la pharmacie ou de l'équipement électrique déposent pour la plupart des brevets (70% et 68% d'entre elles respectivement, alors que la moyenne pour l'industrie manufacturière n'est que de 56%), alors qu'elles sont très peu nombreuses à estimer que les DPI sont des moyens de protection efficaces contre l'imitation : 22% et 27% d'entre elles respectivement, à comparer à une moyenne de 31% pour l'ensemble de l'industrie.

Enfin, la table 3.1 propose une analyse des corrélations entre comportement d'innovation et décision de déposer des brevets. Alors que les entreprises qui ont déposé des brevets ont plus fréquemment innové en produits que les entreprises qui n'ont pas déposé de brevets, ce n'est pas le cas en termes-

TAB. 3.1 – Dépôt de brevet et comportement d'innovation

(%)	Produit	Procédé	Produit et Procédé	Produit seulement	Procédé seulement
Ent. ayant déposé un brevet	93,7	76,6	70,3	23,4	6,3
Ent. n'ayant pas déposé de brevet	75,9	78,6	54,5	21,4	24,1
Différence (écart-type)	17,8 (3.18)	-2 (3.86)	15,8 (4.45)	2 (3.86)	-17,8 (3.18)
Ensemble des entreprises	86,1	77,4	63,6	22,6	13,9
Nombre d'obs.	812	730	599	213	131

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).

d'introduction d'innovations de procédés. Une très faible part des entreprises brevetantes ont innové uniquement en procédés. Ces deux observations laissent penser qu'il y a une corrélation forte entre introduction d'innovations de produits et dépôt de brevets d'une part, mais pas entre brevets et innovations de procédés. L'enjeu de l'analyse empirique par régression est de décomposer cette corrélation brute en deux composantes principales : l'effet incitatif du système de brevets d'une part (ce qui constitue notre paramètre d'intérêt), et les propensions à breveter les innovations de produit et de procédé d'autre part.

### 3.3.3 Des variables latentes aux variables observables

Les variables issues de la modélisation "théorique" correspondent empiriquement à des variables latentes qui ne sont pas directement observables. Elles sont empiriquement affectées de diverses sélections et censures qui rendent nécessaires les traitements économétriques exposés dans la section qui suit ; seules les contreparties empiriques décrites ci-dessous sont observées<sup>126</sup> :

- Indicatrice de dépôt de brevet :

$$\tilde{x}_i^{p*} = \begin{cases} 1 & \text{si } (\ln(v_{i1}^*) > 0 \text{ ou } \ln(v_{i1}^*) > 0) \text{ et } x_i^* > 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.19)$$

- Indicatrices d'innovation ( $j = 1, 2$ ) :

$$\tilde{v}_{ij}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } \left( \ln(v_{ij}^*) \right) > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.20)$$

- Effort d'innovation ( $k = a, b$ ) :

$$\ln \tilde{r}_i^{k*} = \begin{cases} \ln r_i^{k*} & \text{si } r_i^* \geq 0 \\ \text{non observé} & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.21)$$

Dans les développements qui suivent, sont observées ou calculées deux types de variables :

<sup>126</sup>Dans ce qui suit, les variables affectées d'un tilde sont censurées ou tronquées, et diffèrent donc de leurs contreparties théoriques.

- d'une part, les variables indicatrices qui informent sur les décisions de "participation" prises par les entreprises (décision de s'engager dans des activités d'innovation, résultats du processus d'innovation en termes d'innovations effectivement introduites, dépôt de brevets effectifs).
- d'autre part, les variables latentes, qui permettent une analyse de la marge intensive des effets incitatifs conférés par le système de brevet, c'est-à-dire de l'impact des brevets sur l'intensité de l'effort d'innovation des entreprises.

### 3.4 Stratégie d'estimation

La stratégie d'estimation est en partie motivée par ces problèmes de sélection et de censure, que nous traitons à l'aide de techniques de maximum de vraisemblance et de maximum de vraisemblance simulé. De plus, les informations sur les innovations introduites et le dépôt de brevets sont relatives à une même période (1997-1999). Cette simultanéité<sup>127</sup> induit un problème d'endogénéité supplémentaire, résolu ici par une méthode d'estimation (simultanée) des cinq équations précédemment dérivées en deux étapes (voir Lee [1981] pour une revue de la littérature sur ces méthodes d'estimation en deux étapes) :

- Le modèle est d'abord estimé sous forme réduite ; les problèmes de censure et de sélection sont traités par maximum de vraisemblance ou maximum de vraisemblance simulée sous l'hypothèse que le vecteur de perturbations est gaussien (les écarts-type proposés sont robustes à l'hétéroscédasticité).
- Les paramètres structurels sont estimés dans une seconde étape, par moindres carrés asymptotiques (estimateur de "distance minimale", voir Gouriéroux *et al.* [1985] et [1995]).

La démarche est décrite de façon très détaillée en annexe F.

---

<sup>127</sup>Les informations relatives au comportement d'innovation des entreprises et le jugement porté sur les DPI ne sont disponibles qu'en coupe temporelle. La stratégie d'estimation n'est donc pas robuste à l'hétérogénéité "fixe" (i.e. corrélée aux variables de contrôle) inobservée, c'est la principale limite de l'application empirique proposée. Une autre limitation des données réside dans le fait que le système de brevets analysé est commun à toutes les entreprises. Nous ne sommes pas en mesure d'identifier son effet incitatif grâce à son évolution temporelle : la dimension d'identification utilisée réside plutôt dans le fait que ce système est plus ou moins adapté selon le secteur d'activité considéré ("*one size does not fit all*", voir Guellec et Martinez, [2003]).

### 3.4.1 Régressions de première étape : estimation de la forme réduite du modèle

#### Méthode d'estimation

En première étape (table 3.2), nous estimons les paramètres de la forme réduite du modèle<sup>128</sup> par les méthodes les plus simples possibles permettant d'obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement gaussiens. Il s'avère que cette méthode nécessite cependant d'estimer certaines équations de façon simultanée, du fait des problèmes de sélection et de censure précédemment évoqués.

Les équations d'innovation et de dépôt de brevet doivent être estimées simultanément dans un premier bloc, puisque l'indicatrice observée de dépôt de brevet est censurée par les deux indicatrices d'innovation. L'estimation des trois équations réalisée de façon indépendante est biaisée lorsque les perturbations des trois équations sont corrélées, ce qui s'avère être le cas entre l'équation d'innovation de produit et l'équation de dépôt de brevet. L'estimation de ce système de trois équations, qui implique le calcul d'intégrales triples, est réalisée par maximum de vraisemblance simulée à l'aide d'un simulateur GHK (voir Hajivassiliou *et al.* [1996] et l'annexe F pour davantage de précisions).

D'autre part, les équations d'investissement en R&D ou AME sont estimées par des tobit généralisés afin de prendre en compte le fait que de nombreuses entreprises n'engagent aucune dépense innovante (voir Heckman [1979]), et que les entreprises actives en R&D sont donc potentiellement fortement sélectionnées. De même, les estimateurs par moindres carrés ordinaires seraient biaisés si les termes d'erreur de l'équation de décision de s'engager dans des activités de R&D (resp. AME) et l'équation de montant d'investissement correspondant sont corrélés, ce qui est empiriquement le cas<sup>129</sup>. En l'absence d'*a priori* théorique sur les variables d'exclusion, nous présentons uniquement les régressions en introduisant la même liste de variables de contrôle dans l'équation de décision et dans l'équation de montant d'investissement. Cependant, dans le cas des activités de R&D comme des investissements en machines et équipements innovants, certaines variables sont significatives dans l'équation de décision et non significatives dans l'équation de montant, ce qui tend à montrer que ces modèles ne sont pas uniquement identifiés sur la forme fonctionnelle (imposée) gaussienne (voir Wooldridge [2002]).

<sup>128</sup> Cette première étape consiste à régresser toutes les variables endogènes sur toutes les variables exogènes (IV) de l'analyse. Ces variables exogènes (retardées pour minimiser tout problème de simultanéité) sont standard dans la littérature sur l'innovation, voir la section 3.3.1.

<sup>129</sup> Voir annexe G pour une analyse de ces biais d'estimation.

### Autres enjeux de spécification

Comme précédemment indiqué, il n'est possible de traiter les différents problèmes de sélection et de censure dans ce type de modèle à équations multiples qu'au prix (en termes de robustesse des résultats d'estimation) d'hypothèses distributionnelles précises. Les hypothèses gaussiennes que nous adoptons sont fréquentes dans la littérature économétrique traitant des variables dépendantes limitées. Par ailleurs, il est nécessaire d'imposer des contraintes de normalisation afin d'estimer entièrement le système d'équations. Nous choisissons également des contraintes de normalisation unitaire des variances qui sont standard dans la littérature. Cette normalisation implique que les variables latentes ne sont identifiées qu'à un facteur multiplicatif près, de sorte qu'il n'est possible de commenter que les formes distributionnelles obtenues, et non leur échelle<sup>130</sup>.

Enfin, comme précédemment indiqué, l'estimation n'est pas robuste à l'hétérogénéité inobservée si elle est corrélée aux variables de contrôle introduites. Par contre, si cette hétérogénéité est non corrélée à ces variables et si elle est de distribution gaussienne<sup>131</sup> alors le problème est moins sévère : on peut montrer (Wooldridge [2002]) que dans les équations binaires, ce problème n'affecte que le paramètre de variance : en d'autres termes, cela n'induit qu'un changement d'échelle homogène sur tous les paramètres, mais que cela n'a aucun impact sur le calcul des effets marginaux<sup>132</sup>. De plus, dans la partie en niveau des modèles tobit, ce type d'hétérogénéité n'induit qu'une variance accrue des estimateurs, mais aucun biais asymptotique.

### 3.4.2 Estimation des paramètres structurels

La méthode utilisée en seconde étape (moindres carrés asymptotiques) est motivée par les deux considérations suivantes :

- Les indicateurs d'innovation et de dépôt de brevet se rapportent à une période identique (problème de simultanéité décrit plus haut)
- Les équations à estimer font intervenir les variables (endogènes) latentes, non directement observables, et sont donc hautement non linéaires.

<sup>130</sup>Le modèle théorique implique les deux contraintes non linéaires suivantes sur les paramètres, dont nous ne tirons pas parti dans l'analyse empirique :

$$a_{kP} = \left( \sum_{j=1,2} \alpha_j^k \beta_j \right)^{-1}$$

pou  $k = a, b$ . Ces deux contraintes sont insuffisantes pour identifier les 5 paramètres d'échelle.

<sup>131</sup>Miravete et Pernias [2006] font également cette hypothèse.

<sup>132</sup>Plus précisément : les "Average Partial Effects".



Les estimateurs des paramètres structurels qui seraient obtenus en remplaçant les variables endogènes par leurs prédictions obtenues en première étape ne seraient pas convergents, en raison de la non-linéarité du modèle<sup>133</sup>. La méthode des moindres carrés asymptotiques contourne cette difficulté, car elle repose directement sur les relations entre forme réduite et forme structurelle, pour toutes les équations considérées simultanément. L'identification des paramètres structurels repose sur les conditions d'exclusions présentées en section 3.2. L'annexe F décrit très précisément la méthode d'estimation et contient une discussion de ces conditions d'exclusion. Enfin, cette méthode d'estimation étant une méthode de moments, et le modèle étant ici sur-identifié, ces conditions d'exclusion peuvent être testées à l'aide d'un test de Sargan (reporté en table 3.3).

Il est cependant utile de préciser quels "instruments" sont implicitement utilisés à chaque équation. Dans les équations de R&D et d'AME, la prime de brevet anticipée est instrumentée par le jugement porté par l'entreprise sur le système de brevets et par le taux de marge. Dans les équations d'innovations de produit et de procédé, les dépenses de R&D et en AME sont instrumentées par le degré sectoriel d'opportunités technologique, le jugement porté sur les DPI, et les indicateurs de pouvoir de marché. Enfin, dans l'équation de dépôt de brevet, les innovations de produit et de procédé sont instrumentées par le degré d'opportunités technologique.

## 3.5 Résultats obtenus

### 3.5.1 Estimation de la forme réduite

L'estimation de la forme réduite du modèle est reportée dans la table 3.2 et peut être comparée aux résultats obtenus dans la littérature antérieure (e.g. Crépon, Duguet et Kabla [1996]).

La probabilité pour une entreprise de s'engager dans des activités de R&D augmente avec la taille de l'entreprise, son statut d'exportation, et l'intensité des opportunités technologiques dont elle bénéficie. Elle augmente également avec l'appartenance à un groupe, qui peut être interprétée comme un indicateur de conditions de financement plus favorables pour ces activités. L'intensité de l'effort de R&D (dépenses de R&D rapportées aux ventes) n'est pas corrélée à la taille, ce qui est conforme à la

<sup>133</sup>La fonction indicatrice n'est pas un opérateur linéaire (voir Wooldridge [2002]), par exemple :

$$\mathbb{E} \left( \mathbb{I} \left\{ a_j^a \cdot \ln r_i^a + a_j^b \cdot \ln r_i^b + S_i \cdot b_j + w_j \geq 0 \right\} \right) \neq \mathbb{I} \left\{ \underbrace{\mathbb{E} \left( a_j^a \cdot \ln r_i^a + a_j^b \cdot \ln r_i^b + S_i \cdot b_j + w_j \right)}_{= a_j^a \cdot \mathbb{E}(\ln r_i^a) + a_j^b \cdot \mathbb{E}(\ln r_i^b) + S_i \cdot b_j + w_j} \geq 0 \right\}$$

TAB. 3.2 – Estimation de la forme réduite

Variable expliquée :	Decision R&D 1	Log (R&D/CA) 2	Decision AME 3	Log (AME/CA) 4	Innovation produit 5	Innovation procédé 6	Dépôt brevet 7
<b>Appropriation intellectuelle :</b>							
<b>Importance des DPI (réf. nulle) :</b>							
<b>modérée</b>	0.402*** (0,114)	0.414*** (0,132)	0.179* (0,104)	-0,146 (0,172)	0.368*** (0,129)	0,135 (0,093)	0.910*** (0,115)
<b>forte</b>	0.679*** (0,126)	0.523*** (0,133)	0.214** (0,107)	-0,046 (0,180)	0.557*** (0,138)	0,135 (0,098)	1.165*** (0,121)
<b>Ln(taux sectoriel d'imitation)</b>	-1,069 (0,695)	0,362 (0,655)	0,031 (0,600)	0,012 (0,996)	-1.713** (0,743)	-0,226 (0,513)	-1,018 (0,692)
<b>Innovation :</b>							
<b>Degré d'opportunités technologiques (réf. nul) :</b>							
<b>modéré</b>	0,130 (0,110)	0.484*** (0,106)	0,075 (0,095)	0.360** (0,157)	0.554*** (0,121)	0.259*** (0,083)	0.271** (0,110)
<b>fort</b>	0.340** (0,145)	0.810*** (0,129)	0,114 (0,121)	0,313 (0,205)	0.581*** (0,163)	0.288** (0,116)	0.330** (0,143)
<b>Autres caractéristiques de niveau entreprise :</b>							
<b>Ln(CA)</b>	0.141*** (0,045)	0,014 (0,037)	0.130*** (0,038)	-0.269*** (0,063)	0.101** (0,048)	0.204*** (0,033)	0.235*** (0,043)
<b>Taux de marge (Lerner)</b>	1.100* (0,609)	0,153 (0,524)	0,742 (0,535)	0,457 (0,983)	0,409 (0,676)	0,643 (0,496)	1.629*** (0,617)
<b>Ln(Diversification)</b>	-0,115 (0,168)	-0,358 (0,151)	0,006 (0,134)	-0,135 (0,185)	0.353** (0,192)	0.222* (0,13)	-0,015 (0,162)
<b>Indicatrice exportation</b>	0.801*** (0,156)	-0,14 (0,203)	0.308** (0,147)	-0,301 (0,245)	0.406*** (0,157)	-0,027 (0,108)	0,025 (0,168)
<b>Ln(indice Herfindahl de concentration du marché)</b>	0.096* (0,055)	0,052 (0,052)	-0,035 (0,049)	-0,041 (0,084)	0,081 (0,062)	-0,039 (0,040)	0,064 (0,058)
<b>Indic. d'appartenance à un groupe</b>	0.387*** (0,126)	-0,083 (0,117)	0,036 (0,111)	-0,129 (0,180)	0,136 (0,133)	-0.203** (0,096)	0.292** (0,127)
<b>Indic. Sectorielles :</b>	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)
<b>Estimation de la matrice de variance-covariance :</b>							
<b>R&amp;D decision</b>	1 (imposé)	$\rho=0.129$ (0,087)					
<b>Log(R&amp;D/CA)</b>		$\sigma=1.199$ *** (0,048)					
<b>AME decision</b>			1 (imposé)	$\rho=0.449$ *** (0,171)			
<b>Log(AME/CA)</b>				$\sigma=1.445$ *** (0,096)			
<b>Innovation produit</b>					1 (imposé)	$\rho=0.129$ *** (0,037)	$\rho=0.160$ ** (0,062)
<b>Innovation procédé</b>						1 (imposé)	$\rho=0.014$ (0,052)
<b>Brevets</b>							1 (imposé)
<b>Log-vraisemblance :</b>	-1634,088 <i>Tobit généralisé</i>		-1428,589 <i>Tobit généralisé</i>			-2249,346 <i>Probit trivarié et censuré</i>	

Note : Estimation par maximum de vraisemblance ou maximum de vraisemblance simulé, les écarts-type robustes sont reportés entre parenthèses. L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations. Niveaux de significativité : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

littérature empirique sur ce sujet (Cohen et Klepper [1996]). Elle croît cependant avec l'intensité des opportunités technologiques et avec l'importance accordée aux DPI. Ce dernier résultat est nouveau et est davantage commenté plus bas, dans la discussion de la forme structurelle (section 3.5.2).

L'intensité des investissements en machines et équipements innovants (AME) est négativement corrélée à la taille de l'entreprise, et est maximale dans un environnement où les opportunités technologiques sont modérées. Ces éléments laissent penser que les entreprises qui ne peuvent faire face aux coûts fixes associés aux activités d'innovation, où dont les opportunités technologiques ne sont pas très fortes préfèrent acquérir de nouvelles technologies de façon incorporée, plutôt que de s'engager elles-mêmes dans des activités propres d'innovation. Par ailleurs, ce type d'investissement (en machines et équipements innovants) n'est pas significativement corrélé au jugement porté par l'entreprise sur l'efficacité des DPI, ce qui fait sens, puisque les enjeux d'appropriation dans ce contexte concernent davantage les entreprises qui mettent ces technologies innovantes sur le marché - et non celles qui les acquièrent.

Les probabilités d'introduire des innovations de produit et de procédé augmentent toutes deux avec la taille de l'entreprise, la diversification de ses activités et ses opportunités technologiques. Cependant, l'innovation de produit est très significativement et positivement corrélée avec l'importance accordée aux DPI, alors que l'innovation de procédé n'en dépend pas significativement. Ce résultat est cohérent avec les conclusions obtenues par Levin *et al.* [1987], selon lesquelles les innovations de procédé sont efficacement protégées par le secret industriel, puisqu'elles ne sont mises en œuvre qu'à l'intérieur de l'entreprise, à la différence des innovations de produit, qui sont commercialisées et donc menacées de *reverse-engineering*.

Enfin, la probabilité de déposer (au moins) un brevet augmente avec la taille de l'entreprise, son appartenance à un groupe, ses opportunités technologiques et l'importance accordée à l'efficacité des DPI en termes de protection contre l'imitation par les concurrents. Il est difficile à ce stade de discriminer les déterminants propres du comportement de dépôt de brevet des déterminants des innovations introduites potentiellement susceptibles d'être brevetées. Cependant, les résultats obtenus suggèrent que les entreprises qui bénéficient des activités "de support" (voir Gonzalez et Picart, [2006]) d'un groupe sont mieux à même de faire face aux coûts (monétaires et juridiques) induits par le dépôt de brevet. Par ailleurs, la prime à breveter est manifestement plus élevée lorsque les opportunités technologiques sont fortes et le rythme du progrès technologique est rapide, mais la propension à breveter dépend aussi très

significativement de l'efficacité perçue des DPI.

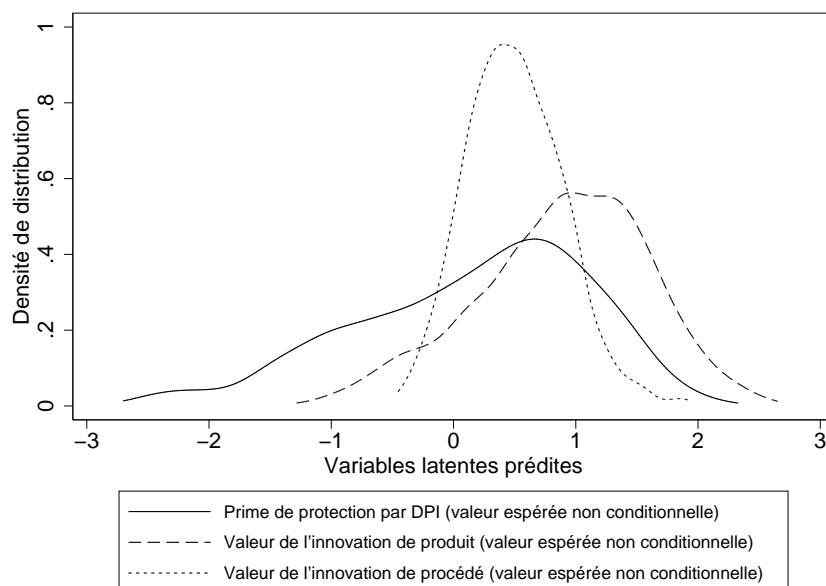


FIG. 3.3 – Distributions prédites (non conditionnelles) des valeurs des innovations de produit, procédé, et de prime de brevet au sein de l'échantillon d'estimation

Note : Ont été représentées sur cette figure les distributions empiriques obtenues pour trois des variables latentes. Elles résultent des estimations précédentes. "Conditionnel" signifie que la variable latente a été calculée connaissant le (conditionnellement au) comportement d'innovation de l'entreprise. "Non conditionnel" signifie que le calcul effectué n'a pas pris en compte cette information.

Il est éclairant d'adopter une représentation graphique des résultats précédemment commentés. La figure 3.3 a le même contenu statistique que le tableau 3.2. Y sont représentées les distributions non conditionnelles (*ex ante*) des variables latentes prédites par le modèle à la période initiale, antérieure à toute décision<sup>134</sup>. Les prédictions associées aux innovations de produit et au dépôt de brevet reposent principalement sur les mêmes variables : efficacité des DPI et opportunités technologiques. Les distributions obtenues sont similaires, caractérisées par leur asymétrie<sup>135</sup>, qui contraste avec la symétrie de la distribution obtenue pour les innovations de procédés<sup>136</sup>. Enfin, la variable latente associée à l'inn-

<sup>134</sup> Leur qualité dépend également des variables "exogènes" introduites dans le modèle. Voir l'annexe F pour la définition statistique précise de ces variables.

<sup>135</sup> Cette asymétrie résulte principalement de l'asymétrie de la distribution de la variable associée au jugement sur l'efficacité des DPI.

<sup>136</sup> Il faut également souligner que ces distributions sont relatives à l'ensemble de la population des entreprises, qu'elles aient effectivement mis en œuvre (et déclaré) leurs innovations ou dépôts de brevets, ou non. En effet, les innovations qui ont (*ex ante* ou *ex post*) une valeur nette négative ne sont pas reportées par les entreprises, qui ne les introduisent pas sur le marché. Il est cependant nécessaire de pouvoir estimer la distribution entière associée aux différentes variables latentes afin

vation de produit est plus souvent positive que celle associée au dépôt de brevet : en d'autres termes, il y a davantage d'innovations de produits effectivement mises en œuvre que de dépôts effectifs de brevets.

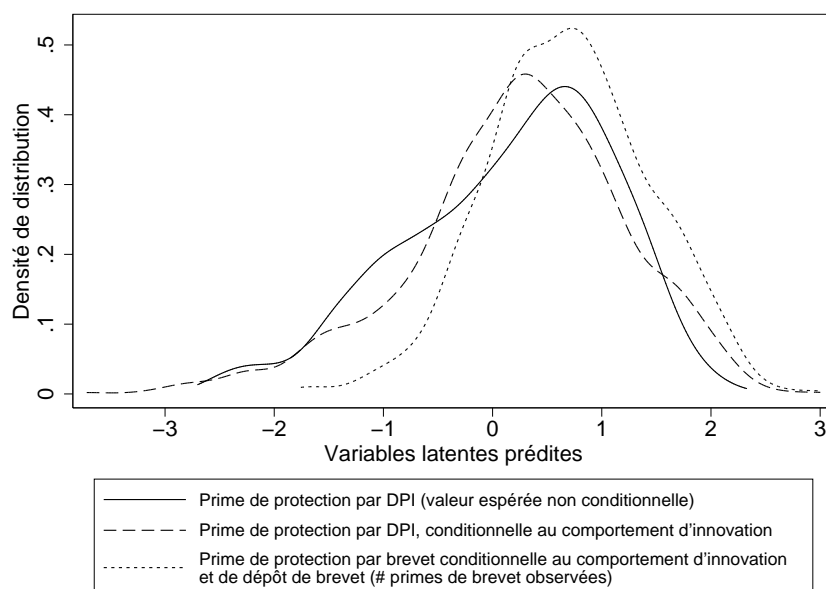


FIG. 3.4 – Distributions prédites (conditionnelles et non conditionnelles) de la prime de brevet au sein de l'échantillon d'estimation

*Note* : Ont été représentées sur cette figure les distributions empiriques obtenues pour la variable latente associée au dépôt de brevet (interprétée comme une "prime de brevet"). Elles résultent des estimations précédentes. "Conditionnel" signifie que la variable latente a été calculée connaissant le (conditionnellement au) comportement d'innovation de l'entreprise. "Non conditionnel" signifie que le calcul effectué n'a pas pris en compte cette information.

Sur la figure 3.4 sont reportées trois types de distributions pour la variable latente associée au dépôt de brevets<sup>137</sup> :

- La distribution *ex ante*, non conditionnelle (*cf.* figure 3.3), correspondant aux prédictions de primes de brevet qu'il est possible de réaliser à la date initiale, avant toute décision prise par l'entreprise.

La forme de cette distribution est déterminée par les variables explicatives introduites dans le modèle.

- La distribution obtenue *ex post*, conditionnelle au comportement d'innovation des entreprises, qu'elles aient effectivement introduit des innovations ou pas.

d'être en mesure d'estimer les incitations à innover conférées par le système de brevets, notamment sur la population des entreprises non (encore) innovantes, mais susceptibles de "basculer" dans des activités d'innovation.

<sup>137</sup>Voir l'annexe F pour davantage de précision sur ces points.

- Enfin, la distribution "observable", conditionnelle au dépôt effectif de brevets. Cette dernière distribution est comparable aux fonctions de répartition des valeurs des brevets estimées dans la littérature (e.g. Scherer [1998]), à la nuance près que les valeurs des brevets sont ici moyennées par entreprise - ce qui est pertinent dans l'optique de l'analyse de l'effet incitatif des brevets.

Les distributions obtenues présentent un degré d'asymétrie très inférieur aux résultats de la littérature. Par exemple Scherer [1998] montre que seul un très faible nombre de brevets sont profitables ; la plupart des autres étant de très faible valeur. Cette différence est due au fait que les différentes distributions sont ici moyennées par entreprise, ce qui tend à "resserrer" les distributions et à les rendre plus proches de répartition gaussiennes. La distribution des primes de brevets obtenue pour la sous-population des entreprises ayant effectivement déposé des brevets est de fait caractérisée par sa forte symétrie (skewness de -0.089), ce qui suggère que les primes de brevets effectives, et l'effet incitatif qu'elles engendrent, est globalement assez homogène parmi les entreprises de l'échantillon. Sans surprise, les deux autres distributions calculées sur la population totale sont beaucoup plus asymétriques (skewness de -0.531 pour la distribution non conditionnelle, et de -0.525 pour la distribution conditionnelle). Il est cependant intéressant de noter qu'alors que la distribution conditionnelle est positionnée à droite de la distribution non conditionnelle<sup>138</sup> (les moyennes correspondant à ces deux distributions s'élèvent à 0.230 et 0.158 respectivement), les coefficients d'asymétrie sont identiques. Cela signifie que les comportements d'innovation des entreprises tendent à accroître les gains qu'elles peuvent attendre du système de brevets, sans que la dispersion de ces gains anticipés soit notablement modifiée.

### 3.5.2 Estimation du modèle structurel

Les résultats de l'estimation structurelle<sup>139</sup> sont reportés dans le tableau 3.3 et permettent de discuter de l'effet incitatif des brevets de façon plus directe : ils correspondent en effet directement au système d'équations 3.18.

Nous obtenons que l'anticipation des gains à déposer un brevet augmente la probabilité qu'une entreprise décide d'engager des activités de R&D ou des investissements en AME (col. 1, 3). Cependant, alors que cette anticipation de prime à breveter augmente également *le montant* des dépenses investies en R&D, elle n'a aucun impact sur le montant des investissements en AME (col. 2, 4). Le système de brevets est donc très biaisé vers les activités de R&D, et n'accroît pas les investissements en AME, qui

<sup>138</sup>La position du mode de la distribution donne l'impression contraire.

<sup>139</sup>Le modèle empirique "structurel" n'est pas rejeté par les données : la p-valeur associée au test de Sargan est de 86%.

TAB. 3.3 – Estimation du modèle structurel

Variable expliquée :	Decision R&D 1	Log (R&D/CA) 2	Decision AME 3	Log (AME/CA) 4	Innovation produit 5	Innovation procédé 6	Dépôt brevet 7
<b>Variabes endogènes :</b>							
Log(R&D/CA)	-	-	-	-	0.958*** (0,195)	0,227 (0,148)	-
Log(AME/CA)	-	-	-	-	-0,237 (0,356)	0.501** (0,258)	-
Innovation produit	-	-	-	-	-	-	0.589*** (0,225)
Innovation procédé	-	-	-	-	-	-	-0,105 (0,588)
Brevets	0.553*** (0,103)	0.475*** (0,098)	0.186** (0,086)	-0,027 (0,133)	-	-	-
<b>Appropriation intellectuelle :</b>							
<b>Importance des DPI (réf. nulle) :</b>							
modérée	-	-	-	-	-	-	0.652*** (0,122)
forte	-	-	-	-	-	-	0.861*** (0,145)
Ln(taux sectoriel d'imitation)	-	-	-	-	-1,221** (0,548)	-	-
<b>Innovation :</b>							
<b>Degré d'opportunités technologiques (réf. nul) :</b>							
modéré	-0,019 (0,119)	0.436*** (0,105)	0,033 (0,100)	0.314** (0,144)	-	-	-
fort	0,165 (0,155)	0.598*** (0,119)	0,051 (0,128)	0.298* (0,179)	-	-	-
<b>Autres caractéristiques de niveau entreprise :</b>							
Ln(CA)	0,028 (0,054)	-0.105** (0,046)	0.102** (0,044)	-0.244*** (0,069)	0,049 (0,121)	0.319*** (0,094)	0.179* (0,103)
Taux de marge (Lerner)	0,235 (0,655)	-0,321 (0,490)	0,498 (0,539)	0,778 (0,734)	-	-	1.474** (0,691)
Ln(Diversification)	-0,116 (0,182)	-0.354** (0,158)	0,016 (0,133)	-0,079 (0,181)	0.662*** (0,005)	0.331** (0,163)	-0,151 (0,201)
Indicatrice exportation	0.684*** (0,166)	0,119 (0,135)	0.329** (0,142)	-0,194 (0,174)	-	-	-
Ln(indice Herfindahl de concentration du marché)	0,049 (0,058)	0,041 (0,038)	-0,063 (0,049)	-0,074 (0,058)	-	-	-
Indic. d'appartenance à un groupe	0,189 (0,141)	-0,168 (0,105)	-0,047 (0,115)	-0.271** (0,130)	-	-	0,256 (0,184)
Indic. Sectorielles :	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)
<b>Test de sur-identification (Sargan) :</b>							
Statistique	16,734						
Degrés de liberté	24						
P-valeur	0,860						

Note : Estimation de seconde étape par moindres carrés asymptotiques. Les écarts-type robustes sont reportés entre parenthèses. L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations. Niveaux de significativité : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

semblent par ailleurs faiblement complémentaires avec les activités de R&D<sup>140</sup>.

Les *inputs* des innovations de produit et de procédé sont très différenciés (col. 5, 6) : R&D pour les innovations de produit, AME pour les innovations de procédé<sup>141</sup>. Par transitivité, seules les innovations de produit sont donc stimulées par l'existence du système de brevets.

Enfin, la dernière colonne du tableau 3.3 permet d'analyser les propensions à breveter les deux types d'innovation. Nous obtenons que seules les innovations de produit sont un déterminant significatif de la prime de brevet, et tendent donc à être protégées. A contrario, cela signifie qu'en moyenne, les entreprises industrielles françaises qui brevettent leurs procédés protègent également leurs innovations de produit. A un niveau agrégé, ce résultat implique que les comparaisons de performances innovantes effectuées à partir des seules statistiques de brevets sous-estiment celles des économies fortement spécialisées dans les secteurs utilisateurs d'équipements innovants.

Enfin, afin d'obtenir un indicateur plus aisément interprétable et plus précis des incitations à innover conférées par le système de brevets, nous calculons les effets marginaux de l'impact d'un choc exogène sur l'efficacité des DPI, obtenus sur toutes les variables endogènes du modèle. Ces résultats sont reportés dans le tableau 3.4. Cette approche permet de préciser et de *quantifier* dans quelle mesure les brevets affectent la stratégie d'investissement des entreprises (en R&D et AME), et dans quelle mesure ils affectent la nature des innovations effectivement mises en œuvre.

Nous obtenons que, toutes choses égales par ailleurs et par rapport à une situation dans laquelle les DPI seraient entièrement inefficaces, pour l'entreprise moyenne de l'échantillon, la probabilité d'engager des activités de R&D est accrue de 9% lorsque l'efficacité des DPI est perçue comme modérée, et de 11% lorsqu'elle est forte. A un niveau agrégé, ces estimations signifient que respectivement 9 et 11% d'entreprises supplémentaires seront engagées dans des activités de R&D. L'impact obtenu sur l'intensité de l'effort de R&D est également très élevé : l'intensité de l'effort de R&D est accrue de 31 points de pourcentage lorsque les DPI sont perçus comme modérément efficaces pour se protéger contre

<sup>140</sup>Si ces deux types d'activités avaient été complémentaires, une part de l'effet obtenu sur les activités de R&D aurait été transmise à l'équation d'acquisition de matériels et équipements innovants.

<sup>141</sup>Ce point est cohérent avec l'organisation en filières de l'industrie française : les entreprises des secteurs de l'équipement sont les principaux acteurs de R&D ; ce sont également les principaux innovateurs de produits. Ils diffusent leurs avancées technologiques aux industries utilisatrices des équipements produits. L'innovation dans ces derniers secteurs est donc incorporée, et reportée dans les dépenses en AME, et dans leurs innovations de procédé.



TAB. 3.4 – Effets marginaux (sur les variables endogènes) d'un choc exogène sur l'efficacité des DPI

Variation exogène des l'efficacité des DPI :		Nulle → modérée	Nulle → forte	Modérée → forte
1	Effet direct sur la prime de brevet (variable latente)	0.652*** (0.122)	0.861*** (0.145)	0.207** (0.104)
2	Effet direct sur la probabilité de déposer un brevet	0.254*** (0.046)	0.329*** (0.055)	0.075** (0.037)
3	Effet sur l'intensité de R&D (pour les entreprises engagées dans des activités de R&D)	0.309*** (0.076)	0.408*** (0.087)	0.100** (0.048)
4	Effet sur la probabilité de s'engager dans des activités de R&D	0.091*** (0.028)	0.114*** (0.033)	0.033*** (0.012)
5	Effet sur l'intensité de AME (pour les ent. ayant acquis des M&E innovants)	-0.019 (0.086)	-0.025 (0.113)	-0.006 (0.027)
6	Effet sur la probabilité d'acquisition de machines et équipements innovants	0.047 (0.045)	0.062 (0.059)	0.015 (0.014)
7	Effet sur la valeur de l'innovation de produit (variable latente)	0.293*** (0.056)	0.387*** (0.073)	0.094* (0.049)
8	Effet sur la probabilité d'introduire une innovation de produit	0.066* (0.001)	0.178*** (0.025)	0.023* (0.014)
9	Effet sur la valeur de l'innovation de procédé (variable latente)	0.057 (0.043)	0.075 (0.056)	0.018 (0.016)
10	Effet sur la probabilité d'introduire une innovation de procédé	0.020 (0.051)	0.026 (0.066)	0.006 (0.017)
11	Effet indirect sur la prime de brevet (variable latente)	0.168*** (0.047)	0.222*** (0.051)	0.054** (0.024)
12	Effet indirect sur la probabilité de déposer un brevet	0.066 (0.086)	0.086 (0.105)	0.022 (0.027)
13	Effet total sur la prime de brevet (variable latente)	0.820*** (0.127)	1.083*** (0.133)	0.261** (0.123)
14	Effet total sur la probabilité de déposer un brevet	0.317*** (0.076)	0.403*** (0.068)	0.094*** (0.031)

Note : Effets marginaux (sur les variables endogènes) d'un choc exogène sur l'efficacité des DPI. Ces effets marginaux sont calculés au point moyen de l'échantillon. Les écarts-type robustes sont reportés entre parenthèses. L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations. Niveaux de significativité : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

Les quantités reportées aux lignes 1, 7, 9, 11 et 13 ne sont pas interprétables. Tous les autres effets marginaux sont des variations exprimées en points de pourcentage (par exemple, un accroissement de l'efficacité des DPI de "nulle" à "modérée" est associé à une augmentation de la probabilité de déposer un brevet de 25,4 point de pourcentage. Pour l'intensité de R&D, l'effet marginal estimé est de 30,9%).

l'imitation, et de 41 points de pourcentage lorsqu'ils sont très efficaces. Pour l'entreprise moyenne de l'échantillon, l'efficacité du système de brevets n'a aucun impact ni sur sa décision d'investir en machines et équipements innovants, ni sur le montant de ces investissements. Les effets estimés sur les innovations de produit et de procédé sont déduits de cet impact différencié sur leur principal *input* respectif : l'accroissement de l'effort de R&D de 30 et 40 points de pourcentage respectivement induisent des accroissements de 6 et 18 points de pourcentage respectivement de la probabilité d'introduire de nouveaux produits. Aucun impact significatif n'est obtenu pour la probabilité d'introduire une innovation de procédé.

Enfin, l'impact de l'accroissement de l'efficacité des DPI sur les dépôts de brevets se décompose en un effet direct et un effet indirect. L'effet total de ces deux composantes est élevé : lorsque le système de DPI est modérément efficace, le taux d'entreprises déposantes de brevets est accru de 32 points de pourcentage, et de 40 points de pourcentage lorsqu'il est perçu comme très efficace. Cet effet est beaucoup plus élevé que l'effet estimé sur les innovations de produit, ce qui suggère qu'un accroissement de l'efficacité des DPI conduirait les entreprises à protéger une grande part d'innovations auparavant non protégées.

Au total, les effets obtenus sont économiquement très significatifs, tant sur l'intensité de l'effort d'innovation que sur sa direction ; il est cependant délicat d'aller plus avant dans les quantifications. Nous obtenons que toutes choses égales par ailleurs, les différences sectorielles de taux d'entreprises brevetantes reflètent de façon assez précise des différentiels d'effort de R&D, les effets marginaux obtenus étant analogues pour ces deux quantités.

### 3.6 Conclusion

Ce chapitre de la thèse présente une contribution à l'analyse des effets incitatifs du système de brevets. Une modélisation structurelle du comportement de recherche, d'innovation et de dépôt de brevet permet de préciser les différents problèmes d'endogénéité et de sélection, afin de les traiter par les méthodes économétriques appropriées.

Nous obtenons qu'en moyenne, les brevets accroissent les incitations privées à innover au travers d'un canal spécifique, et biaisé vers les innovations de produit et les activités de R&D.

---

Il n'en reste pas moins que cet effet estimé n'est qu'un effet *direct* des brevets. En France, une part importante (environ un tiers) des dépenses de R&D et des innovations de produit subséquentes sont effectuées dans le secteur des biens d'équipement. En promouvant l'innovation dans ce secteur, les brevets accroissent également l'offre d'équipements innovants et les opportunités technologiques de mettre en œuvre des innovations de procédé dans les secteurs utilisateurs de ces équipements. L'analyse de tels transferts de technologies entre secteurs d'activité serait nécessaire pour estimer de façon plus globale l'effet incitatif du système de brevets. D'autres aspects pourraient également être considérés, comme par exemple l'impact du système de brevets sur la création d'entreprises et les comportements d'entrée sur le marché, et sur les stratégies de choix d'activités (voir chapitre précédent). Enfin, l'analyse de la prime de brevet elle-même, ou plus précisément la façon dont elle affecte le profit des entreprises, et l'identification des dimensions du brevet (longueur, largeur) qui déterminent les résultats obtenus ici, sont autant de questions laissées ouvertes par ce travail.



# E

## Description des données et statistiques descriptives

### E.1 Enquêtes FIT et CIS

Le concept d'innovation utilisé dans ces deux enquêtes thématiques est défini dans le *Manuel d'Oslo* (OCDE/EUROSTAT). Par innovations technologiques, sont entendus les produits ou procédés technologiquement nouveaux, ainsi que les améliorations technologiques importantes de produits et procédés. Ces innovations sont soit "nouvelles pour l'entreprise" mais pas pour son marché, soit nouvelles à la fois pour l'entreprise et pour son marché. Ces concepts d'innovation excluent ici les innovations de design ou d'organisation, les modifications de packaging ou les changements saisonniers.

#### Financement de l'Innovation Technologique (FIT)

Les items suivants du questionnaire FIT sont utilisés dans l'application empirique :

1. En 1997, 1998 ou 1999 votre entreprise a-t-elle introduit sur le marché des produits technologiquement nouveaux (ou technologiquement améliorés) pour votre entreprise ? (oui/non)
2. En 1997, 1998 ou 1999 votre entreprise a-t-elle introduit des procédés technologiquement nouveaux (ou technologiquement améliorés) pour votre entreprise ? (oui/non)
3. (En cas d'innovation de produit ou de procédé) En 1997, 1998 ou 1999, votre entreprise (ou le groupe auquel elle appartient) a-t-elle déposé au moins une demande de brevet en France ou à l'étranger ? (oui/non)
4. Fuite des savoirs : Comment évaluez-vous le risque qu'au terme de chaque phase de vos projets technologiquement innovants, d'autres entreprises puissent bénéficier gratuitement de vos résultats ? "Brevet (contrefaçon, contournement)" (sans objet / très faible / faible / fort / très fort)
5. Considérez-vous que votre marché de référence est technologiquement : non innovant / faiblement / moyennement / fortement ?

#### Volet français de la seconde enquête communautaire sur l'innovation (CIS2)

Dans la spécification principale du modèle, nous utilisons l'information correspondant aux questions suivantes :

En 1996, votre entreprise a-t-elle été engagée dans les activités suivantes pour innover ? Si oui : montant des dépenses engagées en 1996<sup>142</sup> :

<sup>142</sup>Les données de R&D internes et externes sont consolidées (sommées sans double compte) dans l'application proposée.

- R&D interne à l'entreprise ;
- R&D acquise à l'extérieur (y compris à une autre entreprise du groupe) ;
- Acquisition de machines et équipements liés aux innovations de produits ou procédés.

## E.2 Variables explicatives du modèle empirique

1. *Importance (efficacité) des droits de propriété intellectuelle.* Cette variable correspond à la quatrième question de l'enquête FIT. Dans les régressions, la valeur de référence correspond à l'item "sans objet" ; la modalité intermédiaire correspond à l'agrégation des items "très faible" et "faible" ; la modalité la plus élevée correspond à l'agrégation des items "fort" et "très fort".
2. *Degré d'opportunités technologiques du secteur.* Cette variable correspond à la cinquième question de l'enquête FIT. Dans les régressions, la valeur de référence correspond à l'item "non innovant" ; la modalité intermédiaire correspond à l'agrégation des items "faiblement innovant" et "moyennement innovant" ; la modalité la plus élevée correspond à l'item "fortement innovant".
3. *Variable de taille.* Logarithme du chiffre d'affaires, 1996.
4. *Indicateur de diversification des activités.* Logarithme de l'inverse de l'indice de Herfindahl de concentration des activités de l'entreprise. Cet indice est calculé à partir de la décomposition des ventes de l'entreprise par produit (au niveau NAF700), pour l'année 1996. Pour une entreprise  $i$  active sur  $k_i$  marchés, cet indice prend la forme suivante :

$$H_i^{act} = \sum_{k=1}^{k_i} \left( \frac{S_{i,k}}{S_i} \right)^2$$

L'inverse de cet indice (de type Herfindahl) est homogène à un nombre d'activités :  $DIV_i = 1/H_i^{act}$ .

Lorsque les ventes sont équilibrées entre les différents marchés de l'entreprise :

$$\forall k = 1, \dots, k_i, S_{i,k}/S_i = 1/k_i,$$

l'inverse de l'indice de Herfindahl précédent ( $DIV_i$ ) est exactement égal au nombre de marchés de l'entreprise ( $k_i$ ). Lorsque l'entreprise considérée n'est pas diversifiée, il vaut 1.

5. *Indice de Herfindahl moyen de concentration des marchés de l'entreprise.* L'indicateur utilisé est une généralisation de l'indice de Herfindahl au cas des entreprises multi-activités. Soit  $H_k$  l'indice de Herfindahl du secteur  $k$  :

$$H_k = \sum_{i=1}^{n_k} \left( \frac{S_{i,k}}{S_k} \right)^2$$

où  $n_k$  est le nombre d'entreprises actives sur le marché  $k$ . L'indice de Herfindahl moyen prend la forme suivante :

$$H_i = \sum_{k=1}^{k_i} \frac{S_{i,k}}{S_i} \times H_k$$

Par conséquent, la quantité  $1/H_i$  est homogène à un nombre de concurrents sur le marché "moyen" de l'entreprise  $i$ . La variable introduite dans les régressions est  $\ln(H_i)$ .

6. *Indice de Lerner.* Cet indice est calculé comme le rapport de la valeur ajoutée diminuée du coût du travail, rapportée au chiffre d'affaires. Cette quantité est une approximation comptable de :  $(p-c)q/pq = (p-c)/p$ . Cette variable mesure la capacité de l'entreprise à tarifier au-dessus de son coût (moyen) unitaire  $c$  et est donc un indicateur de son pouvoir de marché.

7. *Indicatrice d'activités à l'export*. Cette variable vaut 1 lorsque l'entreprise a exporté en 1996.
8. *Indicatrice d'appartenance à un groupe*.
9. *Variabiles sectorielles*. Les régressions contiennent toutes un jeu d'indicatrices sectorielles (au niveau NAF36) et une variable de "taux d'imitation" mesurant la probabilité sectorielle<sup>143</sup>, pour une entreprise, d'être imitée lorsqu'elle lance un nouveau *produit*. C'est une proxy mesurant la concurrence entre entreprises innovantes, puisqu'elle détermine le degré de substitution entre leurs produits nouveaux. L'information utilisée pour le calcul de cette variable est issue de CIS2. Soient :
- $p_k$  le pourcentage d'innovateurs (au sens large) en produits dans le secteur  $k$  (au niveau NES114) ;
  - $p_k^I$  le pourcentage d'imitateurs de produits dans le même secteur  $k$ . Ces "imitateurs" sont les entreprises qui déclarent avoir introduit un produit "nouveau pour elles", mais pas pour leur marché.
  - $p_k^M$  le pourcentage d'innovateurs "réels" dans le secteur  $k$ . Ils correspondent aux entreprises qui déclarent avoir introduit un produit nouveau pour le marché.
- On a donc :  $p_k = p_k^I + p_k^M$ , et le taux d'imitation est défini comme :

$$TI_k = \left( \frac{p_k^I + p_k^M / 2}{p_k} \right)$$

en supposant que la moitié des innovateurs "réels" sont également des imitateurs<sup>144</sup>.

### E.3 Statistiques descriptives

<sup>143</sup>Cette variable est définie au niveau NES114. Voir Crépon, Duguet et Kabla [1996] pour une autre utilisation de cette variable.

<sup>144</sup>Les résultats obtenus sont robustes à cette dernière hypothèse.

TAB. E.1 – Comportement d'innovation, par industrie

Code : Industrie	Innovation (%)						Degré d'opportunité technologique (%)		
	Obs.	Produit	Procédé	Produit et procédé	Produit seulement	Procédés seulement	nul	modéré	fort
C1 : Habillement, cuir	24	58	63	42	17	21	63	33	4
C2 : Imprimerie, édition, reproduction	38	45	82	37	8	45	39	47	13
C3 : Pharmacie, parfumerie et entretien	37	81	73	62	19	11	3	54	43
C4 : Equipements du foyer	75	87	76	68	19	8	44	39	17
D0 : Automobile	56	79	79	66	13	13	23	41	36
E1 : Constr. navale, aéronautique et ferroviaire	23	78	83	65	13	17	22	61	17
E2 : Equipements mécaniques	202	85	63	56	29	7	33	55	12
E3 : Equipements électriques et électroniques	84	92	77	73	19	5	13	39	48
F1 : Produits minéraux	69	71	70	55	16	14	71	19	10
F2 : Industrie textile	42	70	72	56	14	16	49	47	5
F3 : Bois et Papier	44	68	77	55	14	23	52	36	11
F4 : Industrie chimique	120	88	69	64	24	5	33	44	23
F5 : Métallurgie et transformation des métaux	138	70	65	45	24	20	45	40	14
F6 : Composants électriques et électroniques	73	88	79	67	21	12	16	49	34
<i>Ensemble de l'industrie manufacturière</i>	1,025	79	71	58	21	13	46	44	10

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).

TAB. E.2 – Dépôts de brevets et jugements porté sur les DPI, par industrie

Code : Industrie	Obs.	Ent. Ayant déposé un brevet (%)	Importance des Droits de Propriété Intellectuelle (brevets) %		
			Pas important	Peu important	Important
C1 : Habillement, cuir	24	12.5	58.3	16.7	25.0
C2 : Imprimerie, édition, reproduction	38	7.9	79.0	18.4	2.6
C3 : Pharmacie, parfumerie et entretien	37	70.3	29.7	48.7	21.6
C4 : Equipements du foyer	75	54.7	36.0	40.0	24.0
D0 : Automobile	56	64.3	35.7	32.1	32.1
E1 : Constr. navale, aéronautique et ferroviaire	23	56.5	26.1	34.8	39.1
E2 : Equipements mécaniques	202	62.4	23.3	44.6	32.2
E3 : Equipements électriques et électroniques	84	67.9	27.4	45.2	27.4
F1 : Produits minéraux	69	55.1	27.5	40.6	31.9
F2 : Industrie textile	42	32.6	55.8	18.6	25.6
F3 : Bois et Papier	44	47.7	52.3	20.5	27.3
F4 : Industrie chimique	120	67.5	21.7	38.3	40.0
F5 : Métallurgie et transformation des métaux	138	51.1	38.2	30.8	30.9
F6 : Composants électriques et électroniques	73	63.0	28.8	31.5	39.7
<i>Ensemble de l'industrie manufacturière</i>	1,025	56.1	33.5	36.0	30.5

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).



TAB. E.3 – Efforts d'innovation

	Echantillon total	Innovateurs en produits	Innovateurs en procédés	Innovateurs en produits et en procédés	Entreprises ayant déposé au moins un brevet	Entreprises n'ayant pas déposé de brevet
<b>Importance des DPI (%) :</b>						
- nulle	33.5	28.9	33.7	28.8	15.8	55.7
- modérée	36.0	37.9	36.1	38.5	43.8	26.4
- forte	30.5	33.2	30.2	32.7	40.5	17.9
<b>Intensité de R&amp;D (R&amp;D/CAs, %) :</b>						
% d'ent. actives en R&D	73.0	79.7	73.4	80.3	87.1	54.9
Intensité moyenne	3.8	4.1	4.2	4.4	4.5	2.5
1 <sup>er</sup> quartile	0.8	0.9	0.8	0.9	0.9	0.6
Médiane	1.9	2.2	2.1	2.3	2.3	1.4
3 <sup>ème</sup> quartile	4.3	4.5	4.7	4.7	4.8	3.0
<b>Acquisition de machines et équipements innovants (AME/CA, %)</b>						
% d'ent. ayant investi	44.0	46.5	48.6	50.8	51.3	34.7
Intensité moyenne	2.1	2.1	2.2	2.1	1.4	3.4
1 <sup>er</sup> quartile	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.4
Médiane	0.8	0.8	0.7	0.7	0.6	1.1
3 <sup>ème</sup> quartile	2.1	2.0	2.1	2.0	1.7	3.6
<b>Observations</b>	1025	812	730	599	575	450

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises). Les montants sont en milliers d'euros.

TAB. E.4 – Autres variables explicatives

(1025 observations)	1 <sup>er</sup> quartile	Médiane	3 <sup>ème</sup> quartile	Moyenne
<b>En pourcentages :</b>				
Taux de marge (Lerner, EBE/CA)	3.7	7.3	11.7	7.8
Taux d'imitation sectoriel (produits)	68.1	72.3	76.0	72.3
Indicatrice ent. exportatrice	100	100	100	89
Indicatrice ent. appartenant à un groupe	0	100	100	66
<b>Millions d'euros :</b>				
Chiffre d'affaires	6.224	23.761	85.887	136.981
<b>Indices (varient entre 0 et 1) :</b>				
Concentration du marché (Herfindahl)	0.020	0.038	0.080	0.066
<b>Nombre équivalent d'activités :</b>				
Diversification	1	1.086	1.527	1.375

Note : Ces statistiques descriptives portent sur l'échantillon d'estimation (1025 entreprises).



## F

# Exposé détaillé de la méthode d'estimation

### F.1 Estimation de la forme réduite

Cette section de l'annexe correspond aux résultats reportés en table 3.2. Dans cette estimation de première étape, nous estimons les paramètres de la forme réduite du modèle par les méthodes les plus simples possibles permettant d'obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement gaussiens. Il s'avère que cette méthode nécessite cependant d'estimer certaines équations de façon simultanée, du fait des problèmes de sélection et de censure précédemment évoqués.

#### F.1.1 Estimation des équations de R&D et d'AME par maximum de vraisemblance

La forme réduite du modèle latent s'écrit :

$$\begin{cases} d_i^a &= X_i \pi_1^d + \eta_{i,1}^d \\ \ln r_i^a &= X_i \pi_1^l + \eta_{i,1}^l \end{cases} \quad \text{et} \quad \begin{cases} d_i^b &= X_i \pi_2^d + \eta_{i,2}^d \\ \ln r_i^b &= X_i \pi_2^l + \eta_{i,2}^l \end{cases} \quad (\text{F.1})$$

où  $d_i$  est la variable latente associée à la décision de s'engager dans des activités de R&D, ou d'investir dans des machines et équipements innovants, dans une spécification de tobit généralisé. Ces deux systèmes d'équations sont estimés par maximum de vraisemblance (Heckman [1979] et Wooldridge [2002]).

#### F.1.2 Estimation des équations d'innovation et de dépôt de brevet par maximum de vraisemblance simulé

La forme réduite du modèle latent s'écrit ici :

$$\begin{cases} \ln v_{i,prod} &= X_i \pi_3 + \eta_{i,3} \\ \ln v_{i,proc} &= X_i \pi_4 + \eta_{i,4} \\ \ln x_i &= X_i \pi_5 + \eta_{i,5} \end{cases} \quad \text{où } \eta_i = \begin{pmatrix} \eta_{i,3} \\ \eta_{i,4} \\ \eta_{i,5} \end{pmatrix} \text{ sont iid et distribués } \mathfrak{N}(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{34} & \sigma_{35} \\ \sigma_{34} & 1 & \sigma_{45} \\ \sigma_{35} & \sigma_{45} & 1 \end{pmatrix} \quad (\text{F.2})$$

Dans ce système d'équations,  $v_{i,prod}$  est la variable latente associée à l'innovation de produit,  $v_{i,proc}$  est la variable latente associée à l'innovation de procédé et  $x_i$  est la variable latente associée à la "prime" générée par la protection par brevet.

Etant donnés les problèmes de censure affectant les contre-parties empiriques des variables latentes (voir section 3.3.3), la log-vraisemblance prend la forme suivante :

$$l = \sum_{i | \max(\tilde{v}_{i,prod}, \tilde{v}_{i,proc})=1} \ln \mathbb{P}(\tilde{v}_{i,prod}, \tilde{v}_{i,proc}, \tilde{x}_i^p | X_i, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \Sigma) + \sum_{i | \max(\tilde{v}_{i,prod}, \tilde{v}_{i,proc})=0} \ln \mathbb{P}(\tilde{v}_{i,prod}, \tilde{v}_{i,proc} | X_i, \pi_3, \pi_4, \sigma_{34}) \quad (\text{F.3})$$

Les quantités qui requièrent un traitement spécifique sont celles qui comportent des intégrales triples sur des lois gaussiennes, mal (ou non) tabulées dans les logiciels d'économétrie standard. Leur traitement nécessite la mise en œuvre d'une méthode d'estimation par maximisation de vraisemblance simulée, dont le principe est exposé ci-dessous sur l'exemple de la probabilité  $p_{111}$  qu'une entreprise introduise à la fois des innovations de produit et de procédé, et qu'elle dépose un brevet. Cette probabilité s'écrit :

$$\begin{aligned} p_{111} &= \mathbb{P}(\check{V}_{i,\text{prod}} = 1, \check{V}_{i,\text{proc}} = 1, \check{x}_i^p = 1 \mid X_i, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \Sigma) \\ &= \int_{-X_i\pi_3}^{+\infty} \int_{-X_i\pi_4}^{+\infty} \int_{-X_i\pi_5}^{+\infty} \varphi_{(3)}(\eta_3, \eta_4, \eta_5 \mid X_i, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \Sigma) d\eta_3 d\eta_4 d\eta_5 \end{aligned} \quad (\text{F.4})$$

où  $\varphi_{(3)}(\cdot \mid \Sigma)$  est la densité d'une variable aléatoire gaussienne (centrée) trivariée de matrice de variance - covariance  $\Sigma$ . En appliquant le théorème de Bayes, on obtient :

$$\begin{aligned} p_{111} &= \mathbb{P}(\eta_3 > -X_i\pi_3, \eta_4 > -X_i\pi_4, \eta_5 > -X_i\pi_5) \\ &= \mathbb{P}(\eta_3 > -X_i\pi_3) \cdot \mathbb{P}(\eta_4 > -X_i\pi_4 \mid \eta_3 > -X_i\pi_3) \cdot \mathbb{P}(\eta_5 > -X_i\pi_5 \mid \eta_4 > -X_i\pi_4, \eta_3 > -X_i\pi_3) \end{aligned} \quad (\text{F.5})$$

Puisque  $\Sigma$  est une matrice définie-positive, il existe une matrice triangulaire inférieure  $\Lambda$  telle que  $\Sigma = \Lambda \cdot \Lambda'$  (décomposition de Cholesky). On en déduit :

$$\begin{aligned} \eta_3 &= \lambda_{33}v_3 \\ \eta_4 &= \lambda_{43}v_3 + \lambda_{44}v_4 \\ \eta_5 &= \lambda_{53}v_3 + \lambda_{54}v_4 + \lambda_{55}v_5 \end{aligned} \quad (\text{F.6})$$

où  $v = (v_3, v_4, v_5)'$  est un vecteur gaussien (centré, réduit, de composantes indépendantes). Nous obtenons donc :

$$\begin{aligned} p_{111} &= \mathbb{P}\left(v_3 > -\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}\right) \cdot \mathbb{P}\left(v_4 > -\frac{X_i\pi_4 + \lambda_{43}v_3}{\lambda_{44}} \mid v_3 > -\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}\right) \\ &\quad \cdot \mathbb{P}\left(v_5 > -\frac{X_i\pi_5 + \lambda_{53}v_3 + \lambda_{54}v_4}{\lambda_{55}} \mid v_3 > -\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}, v_4 > -\frac{X_i\pi_4 + \lambda_{43}v_3}{\lambda_{44}}\right) \end{aligned} \quad (\text{F.7})$$

Soit  $\check{v}_3$  une variable aléatoire gaussienne tronquée inférieurement en  $-\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}$  et  $\check{v}_4$  une variable aléatoire gaussienne tronquée inférieurement en  $\frac{X_i\pi_4 + \lambda_{43}\check{v}_3}{\lambda_{44}}$ . L'expression précédente peut se réécrire de la façon suivante :

$$p_{111} = \mathbb{P}\left(v_3 > -\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}\right) \cdot \mathbb{P}\left(v_4 > -\frac{X_i\pi_4 + \lambda_{43}\check{v}_3}{\lambda_{44}}\right) \cdot \mathbb{P}\left(v_5 > -\frac{X_i\pi_5 + \lambda_{53}\check{v}_3 + \lambda_{54}\check{v}_4}{\lambda_{55}}\right) \quad (\text{F.8})$$

Nous effectuons  $D = 50$  tirages de  $(\check{v}_3, \check{v}_4)$  et approximations  $p_{111}$  par la quantité suivante :

$$\bar{p}_{111} = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \Phi\left(-\frac{X_i\pi_3}{\lambda_{33}}\right) \cdot \Phi\left(-\frac{X_i\pi_4 + \lambda_{43}\check{v}_3^d}{\lambda_{44}}\right) \cdot \Phi\left(-\frac{X_i\pi_5 + \lambda_{53}\check{v}_3^d + \lambda_{54}\check{v}_4^d}{\lambda_{55}}\right) \quad (\text{F.9})$$

où  $\Phi(\cdot)$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Les autres probabilités impliquant des intégrales triples sont approximées de la même façon, et la log-vraisemblance obtenue est maximisée à l'aide d'une méthode de gradient conjugué.

L'estimateur obtenu est convergent pour  $D \rightarrow \infty$  et  $n \rightarrow \infty$  (où  $n$  est le nombre d'observations). Cette méthode (GHK) a deux propriétés particulièrement intéressantes pour son implémentation pratique. D'abord, les quantités simulées sont continues par rapport aux paramètres, ce qui facilite beaucoup l'optimisation. Ensuite, les travaux de Hajivassiliou *et al.* [1993] montrent que la convergence est atteinte pour un nombre de simulations bien inférieur à ce qui est nécessaire avec les méthodes de simulation standard (acceptation-rejet, etc.).

### F.1.3 Calcul de prédictions

Les prédictions représentées à la figure 3.3 correspondent à la valeur espérée (sachant  $X$ ) des variables latentes correspondant aux trois dernières équations du système 3.18 :

$$\begin{cases} \mathbb{E}(\ln v_{i,\text{prod}} | X) = X\pi_3 \\ \mathbb{E}(\ln v_{i,\text{proc}} | X) = X\pi_4 \\ \mathbb{E}(\ln x_i | X) = X\pi_5 \end{cases} \quad (\text{F.10})$$

Ce sont des quantités calculées *ex ante*, c'est-à-dire avant le tirage des résidus  $\eta_3$ ,  $\eta_4$  et  $\eta_5$ .

Au contraire, sur la figure 3.4 sont reportées les quantités *ex post* suivantes :

$$\begin{cases} \mathbb{E}(\ln x_i | X) = X\pi_5 + \underbrace{0}_{\substack{\text{valeur non-conditionnelle,} \\ \text{échantillon complet}}} \\ \mathbb{E}(\ln x_i | X, \tilde{v}_{i\text{prod}}, \tilde{v}_{i\text{proc}}, \tilde{x}_i^p) = X\pi_5 + \underbrace{\mathbb{E}\left(\eta_5 | \eta_5 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} -X\pi_5, \eta_4 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} -X\pi_4, \eta_3 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} -X\pi_3\right)}_{\substack{\text{résidus généralisés (cond. au comportement d'innov.)} \\ \text{échantillon complet}}} \\ \mathbb{E}(\ln x_i | X, \tilde{v}_{i\text{prod}}, \tilde{v}_{i\text{proc}}, \tilde{x}_i^p = 1) = X\pi_5 + \underbrace{\mathbb{E}\left(\eta_5 | \overline{|\eta_5| \geq -X\pi_5}, \eta_4 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} -X\pi_4, \eta_3 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} -X\pi_3\right)}_{\text{entreprises ayant effectivement déposé un brevet}} \end{cases} \quad (\text{F.11})$$

Les "résidus généralisés" (Gouriéroux *et al.*, [1987]) ont été simulés à l'aide d'un simulateur GHK et sont représentés sur la figure F.1.

## F.2 Estimation de la forme structurelle : moindres carrés asymptotiques

Cette section de l'annexe correspond aux résultats reportés à la table 3.3 (estimation de seconde étape).

Les estimateurs obtenus en première étape et décrits dans la section précédente sont des estimateurs du maximum de vraisemblance, éventuellement simulée, de chacun des trois systèmes d'équations (R&D, AME, innovations et brevets).

Soit  $\hat{\pi} = (\hat{\pi}_1^d, \hat{\pi}_1^l, \hat{\pi}_2^d, \hat{\pi}_2^l, \hat{\pi}_3^d, \hat{\pi}_3^l, \hat{\pi}_4^d, \hat{\pi}_4^l, \hat{\pi}_5^d, \hat{\pi}_5^l)$  le vecteur des paramètres du premier ordre de la forme réduite.  $\hat{\pi}$  est un estimateur convergent et asymptotiquement normal :

$$\sqrt{n}(\hat{\pi} - \pi) \xrightarrow{d} \mathfrak{N}\left(0, J^{-1} I J^{-1}\right) \quad \text{avec } J = \mathbb{E}\left(\frac{\partial^2 l}{\partial \pi \partial \pi'}(\pi)\right) \quad \text{et } I = \mathbb{E}\left(\frac{\partial l}{\partial \pi}(\pi) \cdot \frac{\partial l}{\partial \pi}(\pi)\right) \quad (\text{F.12})$$

Nous utilisons les contraintes d'identification exposées à la section 3.2.5 afin d'obtenir les paramètres "structurels" du modèle. Ces contraintes sont décrites par des matrices d'exclusion  $A_j$  constituées de 0 et de 1, indiquant pour chaque variable exogène si elle est incluse (1) ou exclue (0) de l'équation. Elles sont définies par :

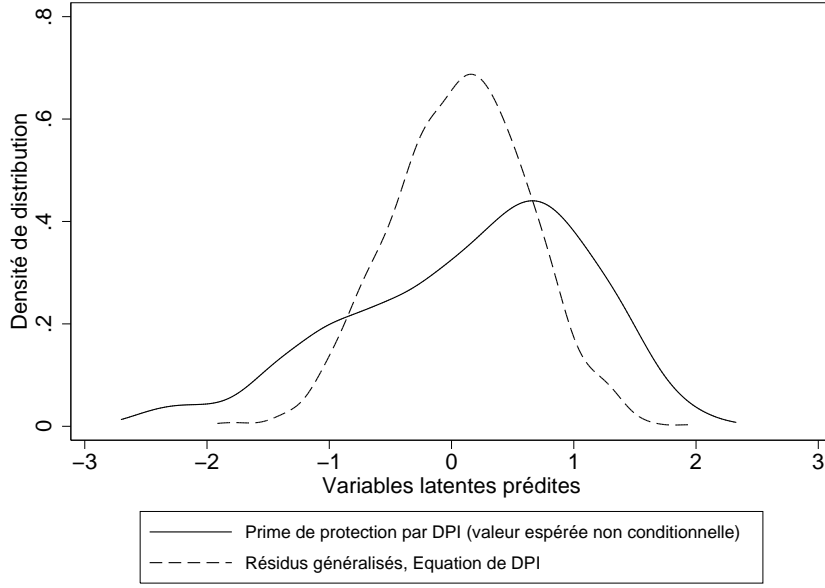


FIG. F.1 – *Distribution prédite (non conditionnelle) de la prime de brevet et des résidus généralisés associés à l'équation de dépôt de brevet au sein de l'échantillon d'estimation*

Note : Ont été représentés sur cette figure la distribution empirique obtenue pour la variable latente associée au dépôt de brevet ("prime de brevet") et les résidus généralisés correspondants à cette équation. Les calculs reposent sur l'estimation présentée dans le corps du texte (table 3.2). L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations.

$$XA_j = X_j, \text{ avec } j \in \{1, 2, 3, 4, 5\} \quad (\text{F.13})$$

En égalisant les espérances conditionnelles (à  $X$ ) des formes réduite et structurelle du modèle, nous obtenons :

$$\begin{cases} X\pi_1^d = a_{aP}^d X\pi_5 + XA_1 (b_a^d, c_a^d)' \\ X\pi_1^l = a_{aP}^l X\pi_5 + XA_1 (b_a^l, c_a^l)' \\ X\pi_2^d = a_{bP}^d X\pi_5 + XA_2 (b_b^d, c_b^d)' \\ X\pi_2^l = a_{bP}^l X\pi_5 + XA_2 (b_b^l, c_b^l)' \\ X\pi_3 = \alpha_1^a X\pi_1^l + \alpha_1^b X\pi_2^l + XA_3 b_1 \\ X\pi_4 = \alpha_2^a X\pi_1^l + \alpha_2^b X\pi_2^l + XA_4 b_2 \\ X\pi_5 = \beta_1 X\pi_3 + \beta_2 X\pi_4 + XA_5 d_P \end{cases} \quad (\text{F.14})$$

La matrice  $X$  étant de plein rang colonne, nous obtenons les contraintes identifiantes suivantes :

$$\begin{cases} \pi_1^d - a_{aP}^d \pi_5 - A_1 (b_a^d, c_a^d)' = 0 \\ \pi_1^l - a_{aP}^l \pi_5 - A_1 (b_a^l, c_a^l)' = 0 \\ \pi_2^d - a_{bP}^d \pi_5 - A_2 (b_b^d, c_b^d)' = 0 \\ \pi_2^l - a_{bP}^l \pi_5 - A_2 (b_b^l, c_b^l)' = 0 \\ \pi_3 - \alpha_1^a \pi_1^l - \alpha_1^b \pi_2^l - A_3 b_1 = 0 \\ \pi_4 - \alpha_2^a \pi_1^l - \alpha_2^b \pi_2^l - A_4 b_2 = 0 \\ \pi_5 - \beta_1 X\pi_3 - \beta_2 X\pi_4 - A_5 d_P = 0 \end{cases} \quad (\text{F.15})$$

Ces contraintes identifiantes sont linéaires par rapport aux paramètres de la forme structurelle :

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \pi_1^d \\ \pi_1^l \\ \pi_2^d \\ \pi_2^l \\ \pi_3 \\ \pi_4 \\ \pi_5 \end{pmatrix}}_{\pi} = \underbrace{\begin{pmatrix} (\pi_5 A_1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (\pi_5 A_1) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\pi_5 A_2) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\pi_5 A_2) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (\pi_1^l \pi_2^l A_3) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\pi_1^l \pi_2^l A_4) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & (\pi_3 \pi_4 A_5) \end{pmatrix}}_H \underbrace{\begin{pmatrix} (a_{aP}^d & b_a^d & c_a^d)' \\ (a_{aP}^l & b_a^l & c_a^l)' \\ (a_{bP}^d & b_b^d & c_b^d)' \\ (a_{bP}^l & b_b^l & c_b^l)' \\ (\alpha_1^a & \alpha_1^b & b_1)' \\ (\alpha_2^a & \alpha_2^b & b_2)' \\ (\beta_1 & \beta_2 & d_P)' \end{pmatrix}}_{\gamma} \quad (\text{F.16})$$

Dans la terminologie usuelle des "moindres carrés asymptotiques",  $\pi$  est le "paramètre auxiliaire" (forme réduite), et  $\gamma$  est le "paramètre d'intérêt" (forme structurelle). Les paramètres auxiliaires sont remplacés par leurs estimateurs obtenus en première étape afin d'obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement normaux des paramètres structurels :

$$\hat{\pi} = \hat{H}\gamma + e \quad (\text{F.17})$$

où  $e$  est une variable aléatoire centrée qui apparaît parce que les valeurs théoriques de  $\pi$  sont remplacées par leurs estimateurs  $\hat{\pi}$ . La matrice de covariance de ce terme s'écrit :

$$V(e) = MV(\hat{\pi})M' \text{ avec } \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -a_{aP}^d \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -a_{aP}^l \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & -a_{bP}^d \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -a_{bP}^l \\ 0 & -\alpha_1^a & 0 & -\alpha_1^b & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -\alpha_2^a & 0 & -\alpha_2^b & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\beta_1 & -\beta_2 & 1 \end{pmatrix} \otimes I_g \quad (\text{F.18})$$

où  $g$  est le nombre de variables explicatives dans la forme réduite (i.e. le nombre de colonnes de  $X$ ). L'estimation des paramètres d'intérêt est effectuée en deux temps : tout d'abord, une estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) permet d'obtenir un estimateur convergent de  $M$ . Ensuite, l'estimateur des moindres carrés quasi généralisés (FGLS) permet d'obtenir un estimateur efficace, en utilisant l'estimateur suivant de la matrice de variance-covariance des résidus de l'équation :

$$\hat{V}(e) = \hat{M}\hat{V}(\hat{\pi})\hat{M}'$$

### F.3 Quelques précisions concernant les contraintes identifiantes

Les contraintes identifiantes sont dérivées de la modélisation du comportement économique des entreprises et sont présentées dans la partie 3.2.5. Nous vérifions qu'elles sont suffisantes, d'un point de vue statistique, pour identifier les principaux paramètres d'intérêt. Par ailleurs, pour des raisons de clarté d'exposition, nous nous limitons aux cinq principales équations d'intérêt.

Il est plus adapté d'écrire les contraintes identifiantes sous la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -a_{aP}^l \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -a_{bP}^l \\ -\alpha_1^a & -\alpha_1^b & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_2^a & -\alpha_2^b & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\beta_1 & -\beta_2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln r_i^{a*} \\ \ln r_i^{b*} \\ \ln v_{i1}^* \\ \ln v_{i2}^* \\ \ln x_i^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -b_a & -c_a & 0 \\ -b_b & -c_b & 0 \\ -b_1 & 0 & 0 \\ -b_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -d_P \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_i \\ \tau_i \\ z_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_{ai} - a_{aP} \cdot \varepsilon_i \\ \omega_{bi} - a_{bP} \cdot \varepsilon_i \\ \omega_{1i} \\ \omega_{2i} \\ \omega_{Pi} + \varepsilon_i \end{pmatrix} \quad (\text{F.19})$$

La condition d'"ordre", en termes d'identification, requiert que le nombre de contraintes d'exclusion imposées sur les variables exogènes de chaque équation est au moins égale au nombre de variables endogènes introduites<sup>145</sup>.

Dans les équations de R&D et d'AME respectivement, seule une variable endogène supplémentaire (par rapport aux inputs de l'innovation) est introduite : la prime de brevet. De ce fait, il suffit d'une contrainte d'exclusion sur les variables exogènes pour que le système soit juste-identifié. De même, dans les équations de dépôt de brevet et d'innovation respectivement, seules deux variables endogènes supplémentaires (les deux types d'innovation dans le premier cas, les deux types d'inputs innovants dans le second cas) sont introduites : il suffit donc de deux contraintes sur les variables exogènes pour que ces équations soient juste-identifiées.

- Les contraintes d'exclusion pour les équations d'effort de R&D et d'AME, ainsi que pour les équations d'innovation concernent les variables d'appropriation notées  $z_i$  dans le corps du texte : le jugement porté par une entreprise sur l'efficacité du système de brevets ne détermine pas directement son effort d'innovation, ni les innovations effectivement introduites, mais il détermine directement sa propension à déposer des brevets.
- Les contraintes d'identification pour l'équation de dépôt de brevet concernent les caractéristiques notées  $S_i$  qui affectent les fonctions de production de l'innovation et les caractéristiques  $\tau_i$  qui affectent les coûts liés aux activités de R&D et d'AME (e.g. le degré d'opportunités technologiques). Imposer ces contraintes d'exclusion revient à supposer que ces caractéristiques n'affectent le comportement de dépôt de brevet qu'indirectement, au travers de leur effet (direct et indirect) sur les innovations de produit et de procédé effectivement introduites par l'entreprise.

De plus  $z_i$ ,  $S_i$  et  $\tau_i$  sont en fait des vecteurs comportant plusieurs variables de sorte que le modèle est en fait sur-identifié. Un test de Sargan standard (voir Gouriéroux *et al.* [1985])) permet de tester la validité statistique de ces contraintes à l'aide de la statistique de test suivante :

$$\hat{S} = \hat{e}' \hat{V}(\hat{e})^{-1} \hat{e} \quad (\text{F.20})$$

Sous l'hypothèse nulle que les contraintes d'exclusion sont valides (ou, plus précisément, qu'il existe un estimateur qui est compatible simultanément avec toutes les contraintes d'identification), cette statistique suit asymptotiquement un Chi-deux à  $g - k$  degrés de liberté, où  $g$  est le nombre de paramètres du premier ordre (i.e. hors estimateurs des paramètres de variance) de la forme réduite, et  $k$  est le nombre de paramètres du premier ordre de la forme structurelle du modèle empirique.

## F.4 Calcul des effets marginaux

Dans le tableau 3.4, nous reportons les effets marginaux calculés à partir de la forme structurelle du modèle de la façon suivante :

- Dans le cas des probabilités (marge extensive) :

$$\hat{\xi} = \Phi[(\bar{x} + \hat{\Delta}_X)\hat{\gamma}] - \Phi[\bar{x}\hat{\gamma}] \quad (\text{F.21})$$

où  $\bar{x}$  correspond au vecteur moyen, calculé sur l'échantillon, de toutes les variables explicatives introduites dans l'équation considérée, et  $\hat{\Delta}_X$  est la variation (dans les valeurs prises par les

<sup>145</sup>Il faut remarquer que lorsqu'une variable qualitative est exclue d'une équation, ce sont en fait tous les coefficients associés à toutes ses modalités qui sont contraints à 0. D'un point de vue strictement technique, le degré de liberté augmente donc mécaniquement davantage que dans le cas des variables quantitatives.



variables explicatives introduites dans l'équation) induite par le choc exogène sur l'efficacité des DPI. Les écarts-type associés à ces effets marginaux sont calculés par méthode delta :

$$\hat{\sigma}_{ME} = \hat{\Delta}' \cdot \hat{V}(\hat{\gamma}) \hat{\Delta} \quad \text{où} \quad \hat{\Delta} = \varphi[(\bar{x} + \hat{\Delta}_X)\hat{\gamma}] \cdot \left( \bar{x} + \hat{\Delta}_X + \frac{\partial \hat{\Delta}_X}{\partial \gamma} \cdot \hat{\gamma} \right) - \varphi[\bar{x}\hat{\gamma}] \cdot \bar{x} \quad (\text{F.22})$$

- Dans le cas des niveaux de dépense (en R&D ou AME) ou des "valeurs" des innovations ou primes de brevet introduites (marge intensive) :

$$\hat{\xi} = \hat{\Delta}_X \cdot \hat{\gamma} \quad (\text{F.23})$$

$$\hat{\sigma}_{ME} = \hat{\Delta}' \cdot \hat{V}(\hat{\gamma}) \hat{\Delta} \quad \text{où} \quad \hat{\Delta} = \hat{\Delta}_X + \frac{\partial \hat{\Delta}_X}{\partial \gamma} \cdot \hat{\gamma} \quad (\text{F.24})$$



## G

# Estimateurs obtenus en négligeant les problèmes de sélection et de censure

Dans le modèle sous forme réduite, si l'on néglige les phénomènes de sélection et de censure, les équations estimées de façon non convergente correspondent aux équations prédisant l'intensité des efforts d'innovation ( $\text{Log}(\text{AME}/\text{CA})$ ) notamment<sup>146</sup>, reportée en col. 4 dans le tableau 3.2) et l'équation de dépôt de brevet (col. 7 dans le tableau 3.2). Le tableau G.1 reporte les estimations *biaisées* obtenues en négligeant ces points. Les coefficients principalement affectés par ces défauts de spécification sont les suivants :

- le coefficient associé à la variable de taille d'entreprise dans l'équation "AME" (biais d'amplification)
- les coefficients associés aux variables d'efficacité des DPI et de degré d'opportunités technologique dans l'équation de dépôt de brevet (biais d'atténuation).

Une estimation non convergente en première étape implique des estimateurs également non convergents en seconde étape (voir tableau G.2). En particulier, l'effet incitatif du système de brevets est affecté d'un biais d'atténuation dans l'équation de R&D, ainsi que le coefficient associé à l'effort de R&D dans l'équation d'innovation de produit. De plus, l'effet estimé du système de brevets sur les innovations de procédé est affecté d'un biais d'amplification, en raison d'un biais d'amplification sur la variable de prime anticipée de brevet dans l'équation d'AME et sur la variable d'AME dans l'équation d'innovation de procédé.

---

<sup>146</sup>Puisque le coefficient de corrélation des résidus n'est pas significatif dans le cas de la R&D.

TAB. G.1 – Estimation de la forme réduite incorrectement spécifiée  
(estimateurs non convergents, à comparer à la table 3.2)

Variable expliquée :	Decision R&D 1	Log (R&D/CA) 2	Decision AME 3	Log (AME/CA) 4	Innovation produit 5	Innovation procédé 6	Dépôt brevet 7
<b>Appropriation intellectuelle :</b>							
<b>Importance des DPI (réf. nulle) :</b>							
<b>modérée</b>	0.396*** (0.114)	0.387*** (0.128)	0.180* (0.104)	-0.225 (0.165)	0.152 (0.114)	-0.092 (0.109)	0.893*** (0.110)
<b>forte</b>	0.680*** (0.126)	0.482*** (0.127)	0.218** (0.107)	-0.143 (0.168)	0.324*** (0.121)	-0.113 (0.111)	1.105*** (0.116)
<b>Ln(taux sectoriel d'imitation)</b>	-1.038 (0.692)	0.410 (0.656)	-0.012 (0.598)	0.040 (0.955)	-1.720** (0.670)	-0.025 (0.622)	-0.990 (0.655)
<b>Innovation :</b>							
<b>Degré d'opportunités technologiques (réf. nul) :</b>							
<b>modéré</b>	0.128 (0.110)	0.477*** (0.106)	0.068 (0.095)	0.333** (0.153)	0.452*** (0.108)	0.167* (0.098)	0.203* (0.041)
<b>fort</b>	0.336** (0.144)	0.792*** (0.128)	0.107 (0.122)	0.274 (0.199)	0.428** (0.142)	0.164 (0.129)	0.211 (0.136)
<b>Autres caractéristiques de niveau entreprise :</b>							
<b>Ln(CA)</b>	0.138*** (0.044)	0.007 (0.037)	0.124*** (0.036)	-0.315*** (0.060)	0.103** (0.042)	0.230*** (0.039)	0.231*** (0.041)
<b>Taux de marge (Lerner)</b>	1.100* (0.603)	0.087 (0.517)	0.781 (0.525)	0.093 (0.922)	0.391 (0.632)	0.575 (0.550)	1.489*** (0.576)
<b>Ln(Diversification)</b>	0.118 (0.167)	0.352** (0.151)	-0.007 (0.134)	0.136 (0.181)	-0.321* (0.178)	-0.196 (0.142)	-0.004 (0.153)
<b>Indicatrice exportation</b>	0.808*** (0.154)	-0.205 (0.193)	0.309** (0.147)	-0.447** (0.225)	0.286* (0.148)	-0.186 (0.146)	0.143 (0.156)
<b>Ln(indice Herfindahl de concentration du marché)</b>	-0.097* (0.055)	-0.046 (0.052)	0.035 (0.048)	0.026 (0.081)	-0.084 (0.055)	0.050 (0.049)	-0.031 (0.054)
<b>Indic. d'appartenance à un groupe</b>	0.390** (0.125)	-0.112 (0.116)	0.042 (0.111)	-0.155 (0.174)	0.058 (0.122)	-0.313*** (0.115)	0.320*** (0.118)
<b>Indic. Sectorielles :</b>	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)
<b>Estimation de la matrice de variance-covariance :</b>							
<b>R&amp;D decision</b>	1 (imposé)	$\rho=0$ (imposé)					
<b>Log(R&amp;D/CA)</b>		$\sigma=1.196$ *** (0.047)					
<b>AME decision</b>			1 (imposé)	$\rho=0$ (imposé)			
<b>Log(AME/CA)</b>				$\sigma=1.350$ *** (0,096)			
<b>Innovation produit</b>					1 (imposé)	$\rho=0$ (imposé)	$\rho=0$ (imposé)
<b>Innovation procédé</b>						1 (imposé)	$\rho=0$ (imposé)
<b>Brevets</b>							1 (imposé)
<b>Méthode :</b>	Probit	MCO	Probit	MCO	Probit	Probit	Probit

Note : Estimation du modèle incorrectement spécifié par maximum de vraisemblance, les écarts-type robustes sont reportés entre parenthèses. L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations. Niveaux de significativité : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

TAB. G.2 – Estimation du modèle structurel incorrectement spécifié  
(estimateurs non convergents, à comparer à la table 3.3)

Variable expliquée :	Decision R&D 1	Log (R&D/CA) 2	Decision AME 3	Log (AME/CA) 4	Innovation produit 5	Innovation procédé 6	Dépôt brevet 7
<b>Variables endogènes :</b>							
Log(R&D/CA)	-	-	-	-	0.637*** (0.152)	-0.014 (0.180)	-
Log(AME/CA)	-	-	-	-	-0.172 (0.246)	0.684** (0.283)	-
Innovation produit	-	-	-	-	-	-	0.650*** (0.122)
Innovation procédé	-	-	-	-	-	-	-0.135 (0.499)
Brevets	0.568*** (0.106)	0.410*** (0.104)	0.198** (0.091)	-0.151 (0.128)	-	-	-
<b>Appropriation intellectuelle :</b>							
<b>Importance des DPI (réf. nulle) :</b>							
modérée	-	-	-	-	-	-	0.682*** (0.122)
forte	-	-	-	-	-	-	0.889*** (0.150)
Ln(taux sectoriel d'imitation)	-	-	-	-	-1.323** (0.522)	-	-
<b>Innovation :</b>							
<b>Degré d'opportunités technologiques (réf. nul) :</b>							
modéré	-0.009 (0.117)	0.480*** (0.104)	0.033 (0.098)	0.272** (0.135)	-	-	-
fort	0.190 (0.654)	0.676*** (0.121)	0.056 (0.125)	0.310* (0.170)	-	-	-
<b>Autres caractéristiques de niveau entreprise :</b>							
Ln(CA)	0.013 (0.054)	-0.090* (0.046)	0.087** (0.043)	-0.244*** (0.068)	0.063 (0.098)	0.412*** (0.115)	0.184* (0.110)
Taux de marge (Lerner)	0.199 (0.654)	-0.342 (0.505)	0.419 (0.534)	0.539 (0.649)	-	-	1.414** (0.636)
Ln(Diversification)	0.146 (0.179)	0.354** (0.154)	-0.006 (0.132)	0.096 (0.179)	-0.530*** (0.200)	-0.260 (0.195)	0.139 (0.209)
Indicatrice exportation	0.704*** (0.166)	-0.042 (0.158)	0.277* (0.144)	-0.392** (0.181)	-	-	-
Ln(indice Herfindahl de concentration du marché)	-0.054 (0.056)	-0.045 (0.042)	0.057 (0.049)	0.064 (0.055)	-	-	-
Indic. d'appartenance à un groupe	0.194 (0.139)	-0.238** (0.115)	-0.018 (0.115)	-0.307** (0.128)	-	-	0.281 (0.191)
Indic. Sectorielles :	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)	Oui (13)
<b>Test de sur-identification (Sargan) :</b>							
Statistique	18.305						
Degrés de liberté	24						
P-valeur	0.788						

Note : Estimation de seconde étape par moindres carrés asymptotiques. Les écarts-type robustes sont reportés entre parenthèses. L'échantillon d'estimation comporte 1025 observations. Niveaux de significativité : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.









# Soutenir l'effort de R&D des structures entrepreneuriales

## Analyse de deux dispositifs ciblés récents

### Sommaire

---

<b>4.1 Introduction</b> . . . . .	<b>166</b>
<b>4.2 Institutional Background</b> . . . . .	<b>168</b>
<b>4.3 Data and Empirical Indicators</b> . . . . .	<b>170</b>
4.3.1 Data Sources . . . . .	170
4.3.2 Empirical Indicators . . . . .	174
<b>4.4 Estimation Strategy</b> . . . . .	<b>178</b>
4.4.1 Selection in the Various Public Programs . . . . .	178
4.4.2 Impact of the Various Public Programs on Wages and Alternative Firm- Level Outcomes . . . . .	179
<b>4.5 Results</b> . . . . .	<b>181</b>
4.5.1 Self-selection in the JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs . .	181
4.5.2 Analysis of the impact of both programs on the further development of young firms . . . . .	185
<b>4.6 Concluding Remarks</b> . . . . .	<b>192</b>

---

*Ce chapitre reprend les éléments d'un travail effectué pour le compte de la Direction Générale des Entreprises lorsque j'étais en poste au Service des Etudes et Statistiques Industrielles (ex-SESSI) :*

Alleviating the Burden of Entrepreneurial Risk ? Evidence from Two French Targeted Programs

## 4.1 Introduction

There is little evidence in the literature concerning what constitutes a firm at the date of birth, and how a firm evolves from creation to an "established" organization. The contribution by Kaplan, Sensoy and Strömberg [2005] is a noticeable exception. These authors provide a systematic description of the nature and evolution of their sample firms' attributes and assets : the business ideas (or "concepts") and human capital assets, the non-human capital assets, their financial structure, *etc.* They show in particular that non-human capital aspects of the businesses appear more stable than human capital aspects, which is consistent with the Hart and Moore [1994] framework<sup>147</sup>.

However, this observation does not imply *per se* that human capital turnover is desirable at early stages of the firms' life cycle. Indeed, this assumption would be at odds with the widespread idea that human capital is becoming the firms' most crucial asset ; Baron, Hannan and Burton [2001] also suggest that increased employee turnover adversely affects the organizational performance of the start-ups they study. The literature in management emphasizes that some specific resources are critical to the firm's development and growth<sup>148</sup> : in the case of young, high-tech firms, it seems natural to think of human capital as such a critical asset.

This article provides some new empirical evidence about the degree of criticality of human capital in young high-tech businesses, and most particularly in entrepreneurial organizations, and show that new ventures primarily allocate R&D public support to increases in wages and stabilization of their workforce. For that purpose, we exploit the identifying shock provided by a new public program ("JEI" - *Young Innovative Firms*) launched in 2004 in order to support the R&D effort of small, young and independent businesses. This program consists mainly in payroll tax cuts for researchers and R&D related jobs. We argue and provide empirical evidence that this type of program design, which targets specific positions within firms, is more likely to affect the structure of new firms' internal incentives, in particular incentives to stay within the organization, as compared for example to standard R&D tax credit programs. From a public policy perspective, this implies that the attractiveness of both types of programs may be different, in particular for entrepreneurial structures. We show that firms which benefited from this JEI program experienced first and foremost a more favorable wage dynamic in the short term, which was conducive to the stabilization of their high-skilled workforce. The proposed empirical

---

<sup>147</sup>The basic assumption of the Hart-Moore framework is that firms are defined by their non-human assets.

<sup>148</sup>Critical resources may be specific employees, ideas, customer network or relationship, *etc.* See also Rajan and Zingales [2001] on this aspect

---

analysis exploits a unique, exhaustive dataset<sup>149</sup> constructed from a variety of administrative sources and covering the entire population of French firms which were eligible to the program.

Our contribution is also related to several additional strands of the literature. First, the literature focusing on the evaluation of credit constraints faced by firms, and in particular by young firms (entrepreneurs), as the two programs we scrutinize can be seen as public intervention in order to alleviate these constraints. For example, Holtz-Eakin, Joulfaian and Rosen [1994] examine how the receipt of an inheritance affects an individual's decision to become an entrepreneur. Their results suggest that the size of the inheritance has a substantial effect on both the probability of becoming an entrepreneur and the amount of capital employed in the new enterprise, which is consistent with the presence of liquidity constraints. Second, our work is closely related to the literature analyzing risk-sharing scheme within firms (e.g. Guiso, Pistaferri and Schivardi [2005] or Cressy [2000]). Hall and Woodward [2008] argue that in the standard venture capital contract characterising entrepreneurial ventures<sup>150</sup> in general, entrepreneurs have a large fraction of equity ownership in the companies they found and are paid a sub-market salary by the investors who provide the money to develop the idea. The big rewards come only to those whose project is technologically and commercially successful, and whose companies go public or are acquired on favorable terms<sup>151</sup>, forcing entrepreneurs to bear a substantial burden of idiosyncratic risk at early stages of the firms' life cycle. We show that the JEI program has a large impact on these risk-taking aspects. Indeed, we show that it provided incentives to choose riskier strategies, which ended up in higher bankruptcy rates. Last, our paper contributes to the literature about R&D policy evaluation (e.g. Duguet [2004] or Serrano-Velarde [2008] for recent contributions concerning French programs). In this strand of the literature, Takalo, Tanayama and Toivanen [2007] make the interesting point that the high heterogeneity in the treatment effects they obtain for R&D subsidies is partly due to high and heterogenous application costs of these programs : complexity of the schemes and of the bureaucracy, paper work, reliance on lawyers, *etc.* Blanes and Busom [2004] also point out that firms

---

<sup>149</sup>Kaplan *et al.* [2005] analyze 49 firms that were all backed by a venture capital, which is a very particular population of firms, at least in the French context.

<sup>150</sup>An entrepreneurial venture may be defined as "firm in the process of being established" (Spulber [2008]), i.e. a young venture in which the entrepreneur runs the business, and is still "critical" for the survival of the business, e.g. because of accepting in the short run to be paid a sub-salary market to insure external financing in the short term, or because the new firm relies primarily on the social network of the entrepreneur (which is not yet the firm's network) to find financing external resources, clients or suppliers.

<sup>151</sup>Also related is the literature about firm survival, e.g. Bates [1990] in the case of small businesses (self-employed entrepreneurs).

may face several types of hurdles to participate in different agencies' programs, and the authors suggest that participation patterns in R&D subsidy programs may reflect the combination of agency goals. Lokshin and Mohnen [2008] is also closely related to our work, since the authors examine the impact of the Dutch R&D tax incentive program on the wage of R&D workers, although not in the context of entrepreneurial firms. The R&D tax incentive wage effect is found to be smaller than its effect on real R&D investment, but still sizeable. In this paper, we provide evidence about a specific population of firms (namely very young and small firms) which, to our knowledge, had never been analyzed before, primarily due to data constraints. We furthermore show that the wage effect is amplified in this specific population of firms, and that the short-term volume effect of public support is likely to be small.

The remainder of the paper is organized as follows : section 4.2 describes the various public programs (JEI and R&D tax credit) in detail. Section 4.3 presents the data and the information available, while section 4.4 explains the empirical strategy. Results are presented in section 4.5 and section 4.6 concludes.

## 4.2 Institutional Background

We present below the main features of the two programs under study : the JEI program and the R&D tax credit program. Together, these two public interventions represent the main source of public support towards young high-tech firms and their respective schemes were both re-designed in 2004 with the explicit goal to better fit the needs of young and small businesses. In the empirical analysis which follows, we also control for firms' participation into the third public source of financing for R&D (OSEO subsidies and soft credits).

### The "JEI" Program

The program of main interest below is called the "JEI" (*Jeunes Entreprises Innovantes*, "Young Innovating Firms") program and was launched in 2004. It consists mainly in payroll tax cuts for the salaries of researchers, engineers and other highly skilled employees contributing to the R&D effort of eligible firms<sup>152</sup>, which are defined as fulfilling *all of* the following criteria :

---

<sup>152</sup>The program also has a fiscal component, with tax exemptions, both at the national and local level. Unfortunately, no information is available at the firm level on these aspects. However, few eligible firms are subject to a positive corporate income tax since few of them earn a positive profit in the early stage of their life, so that this aspect of the program is negligible as compared to the payroll tax cut part.

- SMEs (Small and Medium-sized Enterprises) hiring less than 250 employees, or having annual sales lower than 40 million euros, or less than 27 million euros in total assets.
- firms that were created within the last eight years, but which are not outcomes of extensions of activities, restructuring, *etc.* of an older business.
- that are "independent" in the sense that their ownership mainly consists of individuals, SMEs belonging to individuals, venture capitalists or business angels, non-profit organizations, *etc.*
- that have an *R&D activity*, accounting for more than 15% of the firm's total costs, which is a sizeable fraction - especially in cases where the firm's main activity is *not* R&D.

In practice, only the last criterion seems to be binding - although no precise statistical information about the R&D effort of young and small firms is available (see section 4.3). The threshold of 15% of the firm's total costs seems particularly high, especially for firms whose main business is *not* R&D : indeed, most JEI firms belong to the (R&D) service industry, as shown by figure 4.1.

### The R&D Tax Credit Program

The R&D tax credit is a historical program which was created in 1983, but the scheme was modified in 2004, in part in view of becoming more favorable to SMEs. As in most countries, all R&D expenditures (net of subsidies and payroll tax cuts) of the OECD Frascati Manual [2002] definition are eligible, but while before 2004 only *increases* in the R&D effort were subsidized (at a 50% rate), after 2004, both the *level* and *growth* of R&D expenditures were subsidized, with respective rates of 5% and 45%.

For example, a firm which spends 80 k€ at date  $t$  after having spent 40 k€ at date  $t - 1$  used to be given an amount of  $50\% \times (80 \text{ k€} - 40 \text{ k€}) = 20 \text{ k€}$ . Following the 2004 reform, the amount of tax credit is now :  $5\% \times 80 \text{ k€} + 45\% \times (80 \text{ k€} - 40 \text{ k€}) = 22 \text{ k€}$ .

It was anticipated that SMEs would have more incentives to apply to this new scheme because of the level part. Indeed, with the old scheme, most young firms were given R&D tax credit during their early high-growth phase, while subsequently experiencing (accrued) negative tax credits when attaining maturity (i.e. slower growth or stabilization of their R&D effort) or encountering difficulties leading to a decrease in their R&D expenditures. This feature of the scheme made the program unattractive for young firms, since they had to wait for a long period of time before getting rid of the accrued negative

credits.

## Comparison of both programs

The eligibility conditions are more stringent for the JEI than for the R&D tax credit program, to which all R&D performing firms are eligible. Moreover, any R&D expenditure (either internal or external) is eligible, whereas application to the JEI requires internal R&D activity. In what follows, and in particular in figures 4.1 and 4.2, we restrict the analysis to the population of young independent SMEs. Those that also meet the last criterion related to R&D intensity correspond to the population of firms that are eligible to the JEI program. However, this criterion is not directly observable in our data (see section 4.3), but we propose several indicators proxying their unobserved R&D effort<sup>153</sup> and propose to analyze both the comparative attractiveness of the two programs, and their impact on subsequent wage dynamics and performance.

Figures 4.1 and 4.2 show that in this specific population of firms, the JEI program experienced a rapid take-off, with more applicants to the JEI program after two years than to the re-designed R&D tax credit program<sup>154</sup>. Also the amounts involved in each program became quickly comparable, and even more important within the JEI program for this population of young, independent SMEs. Appendix H provides estimates of the rate at which the internal R&D activities of firms are subsidized. Though noisy, these estimates show that the rate of total public support is frequently as high as 40% for applicants to the JEI or R&D tax credit programs.

JEI applicants are also younger, and more concentrated in the service industries than independent SMEs applicants to the R&D tax credit program which were created since less than 8 years.

## 4.3 Data and Empirical Indicators

### 4.3.1 Data Sources

Our estimation sample has been constructed from a variety of sources. First, as for the descriptive statistics presented in figures 4.1 and 4.2, the information about participation in the various pro-

---

<sup>153</sup>Note also that the main industry of a considered firm is a straightforward indicator, since most (all ?) firms operating in R&D service industries undoubtedly meet the R&D intensity criterion.

<sup>154</sup>As a response to this lack of attractiveness (although prior negative tax credits were waived in 2004), the design of the R&D tax credit was modified again in 2007, with a higher weight on the *level* component (10% for the level and 40% for the growth components respectively). In 2008, the program experienced an even more radical change with a complete transfer towards the level component, with a (large) tax credit rate of 30%.

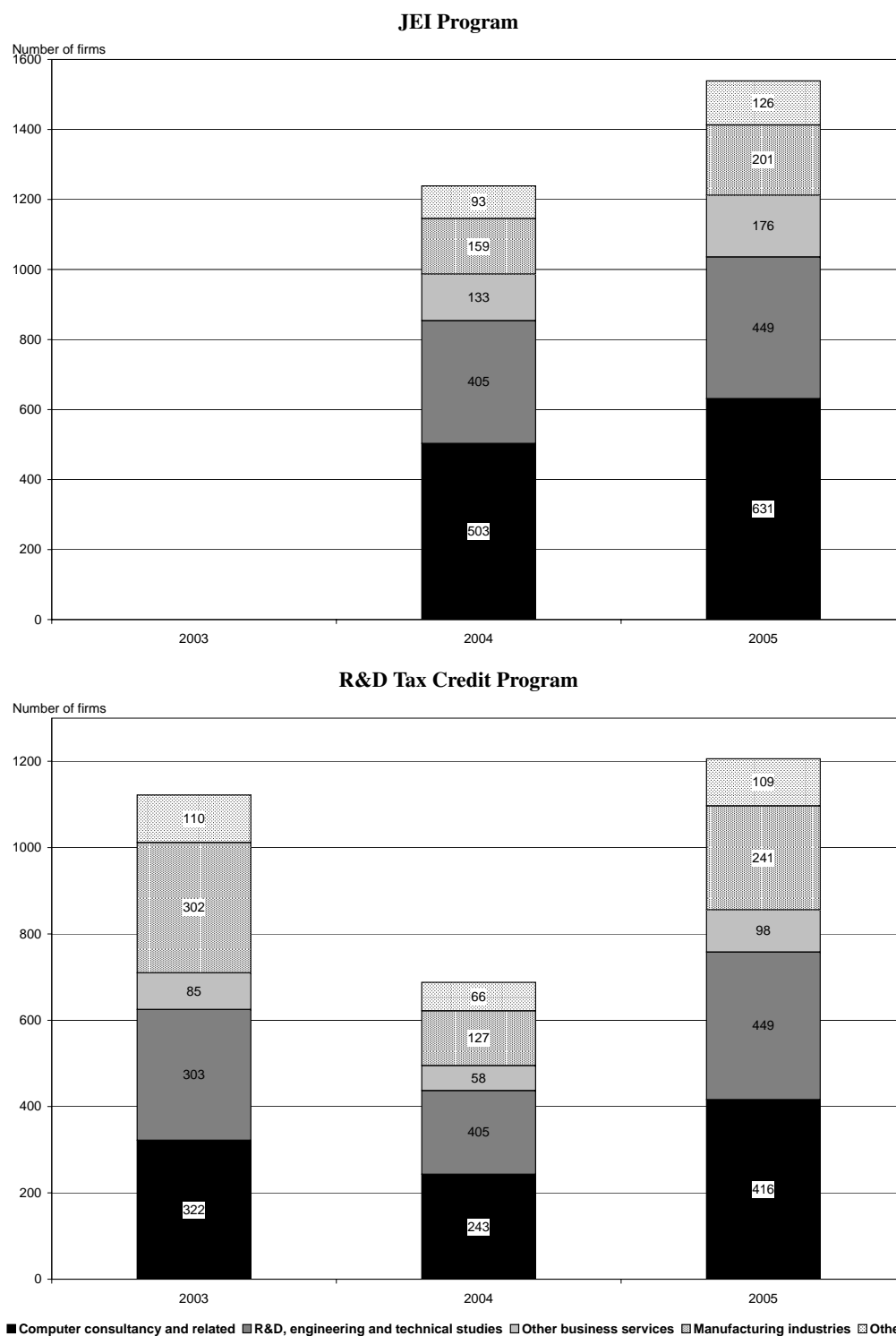


FIG. 4.1 – Number of firms benefiting from the JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs, in the population of firms eligible to the JEI program and by main industry

Note : These descriptive statistics are sourced from the original administrative files (respectively, ACOSS and French ministry for research) matched with the French business registers (Sirene files).

grammes is directly sourced from the (exhaustive) information system of the administration which is

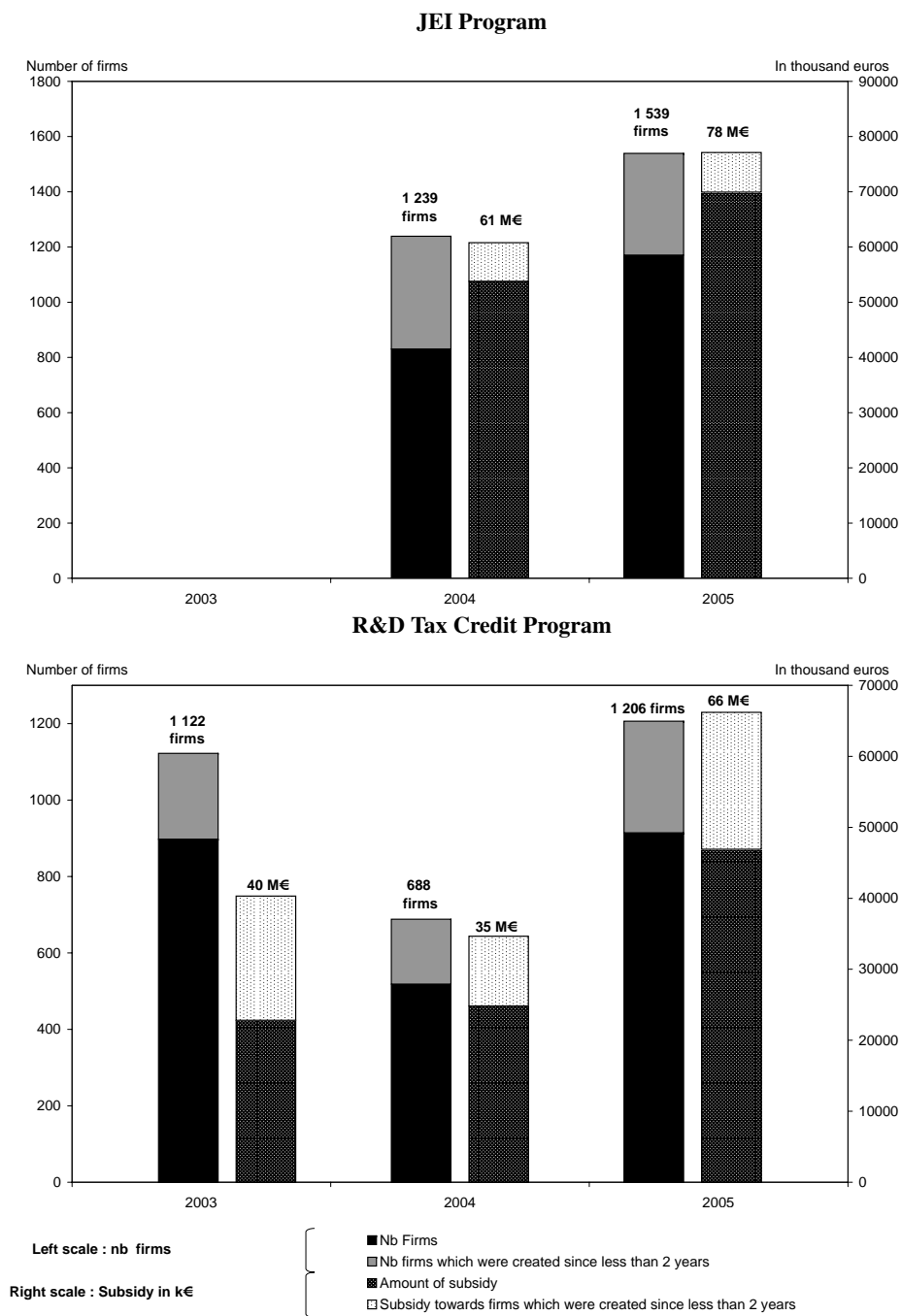


FIG. 4.2 – JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs, in the population of firms eligible to the JEI program and by firm age

*Note :* These descriptive statistics are sourced from the original administrative files (respectively, ACOSS and French ministry for research) matched with the French business registers (Sirene files). In the case of the JEI program, the descriptive statistics only cover the payroll tax cuts involved by the "JEI" program, but not the corporate tax cuts (no information available for the corresponding time period at the firm level).

in charge<sup>155</sup> :

<sup>155</sup> All these datasets could only be gathered and matched at the SESSI, the statistics department of the French ministry for industry.



- Administration in charge of collecting payroll taxes at the plant level (ACOSS) for the case of the JEI program,
- French Ministry of Research for the firm level information about the R&D tax credit.

Second, controls are retrieved from a variety of complementary, exhaustive administrative datasets :

- the French business registers (Sirene files) : they provide the information about firm age and employment at creation. Business registers also provide the information about bankruptcies (firm level records).
- the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), providing the accounting information
- the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS).
- Administration in charge of the R&D subsidy scheme (OSEO) for the lagged information about participation in the main R&D subsidy programme.
- LIFI files describing the structure of French corporate groups : this information was used to exclude non-eligible firms.

We restrict the estimation sample first to service and medium/high- and high-tech industries which are most represented among JEI firms. Second, we restrict the estimation sample to firms which were already created before the launching of the JEI program, so that we can control for pre-observation characteristics allowing to specify the estimated equations in growth rates (see below in section 4.4) and to get rid of firms' fixed effect (before / after identifying dimension). Appendix K reports complementary industry level evidence on the impact of both programs on firm creation.

We end up with the exhaustive sample of all French firms which were operating over 2002/03 and 2004/05 in high-tech corporate service sectors<sup>156</sup> or in the high- and medium/high-tech manufacturing industries<sup>157</sup> and which met the observable eligibility criteria in 2004/05 :

- SMEs hiring less than 250 employees, or having annual sales lower than 40 million euros, or less than 27 million euros in total assets.

<sup>156</sup>Corresponding codes in the French NAF classification : 721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C.

<sup>157</sup>Corresponding codes in the French NAF classification : 244A, 244C, 244D, 323Z, 332A, 332B, 333Z, 334A, 334B, 335Z, 331A, 331B, 322A, 322B, 300A, 300C, 353A, 353B, 353C, 321A, 321B, 245A, 245C, 341Z, 342A, 342B, 291A, 291C, 291D, 291F, 291H, 291J, 311A, 311B, 311C, 241A, 241C, 241E, 241G, 241J, 241L, 241N, 242Z, 243Z, 246A, 246C, 246E, 246G, 246J, 246L, 247Z, 312A, 312B, 313Z, 314Z, 315A, 315B, 315C, 316A, 316C and 316D.

- Firms aged below eight years
- We excluded firms belonging to corporate groups.

Firms in the estimation sample either received public support from JEI or R&D tax credit programs, *or not* - see table 4.1.

### 4.3.2 Empirical Indicators

#### Explaining the differential attractiveness of the JEI and R&D tax credit programs

As a first part of the empirical analysis, we examine the comparative attractiveness of the JEI and R&D tax credit programs. The assumption to be investigated is that more entrepreneurial firms, i.e. young, innovative businesses whose main assets is still embodied in their (few) workers rather than incorporated in the organization itself, have greater difficulties to preserve their human capital, and will be more interested in the JEI programs which allows them to pay higher wages to their core researchers (including the entrepreneur himself when he is both a researcher and the firm manager) without modifying the initial business plan (wage burden), thus contributing to stabilize their high-skilled workforce. More precisely, if stabilizing the workforce through wage increases is the main concern of these ventures, then the JEI scheme is more favorable than the R&D tax credit, since even in the case where all of the tax credit is allocated to wage increases<sup>158</sup>, a non-negligible of the amount of tax credit would be dissipated in payroll taxes. Eligible firms may decide not to apply, or to apply to one program instead of two, in cases where applications costs are prohibitively large, including cases where they want to avoid any risk of tax inspection by the two administrations (ACOSS or fiscal administration). The most crucial indicators are therefore the measures of "entrepreneurship" and, in the absence of the observability of the eligibility criterion related to R&D expenditures, the proxies for the firms' R&D activity.

#### *Measures of entrepreneurship*

We construct several indicators describing the "entrepreneurial intensity" of the firms' organizations :

- indicators describing whether there was one or two founders at the date of the firm's creation. We assume that in this case, it is very likely that these few founders keep a high influence in the early stages of the firm's life cycle (indicators of firm age are also included in the empirical analysis),

---

<sup>158</sup>The bargaining power of workers would be maximal ( $\beta = 1$ ) in the wage bargaining model proposed by Lokshin and Mohnen [2008] or Van Reenen [?].

and bear the most part of the risk involved by the project (Hall and Woodward [2008]).

This distinction follows the guidelines of the Eurostat / OECD *Manual on Business Demography Statistics* [2007], where "employer enterprise births"(births of enterprises with at least one employee) and "economic enterprise births" (birth of firms with at least two employees) are distinguished within the universe of all enterprise births.

As an alternative to this indicator, we use the employment measured at the date of the firm's creation, with the same interpretation.

- indicators of financial autonomy, with the view that the most entrepreneurial firms rely more on internal finance, i.e. on the assets that the entrepreneur himself has committed in the project. Financial autonomy is measured either as the ratio between equity and debt, or as the ratio between equity and total assets. A third indicator is conversely based on the direct cost of external finance as measured by the ratio of interests paid by the firm over its total debt.
- indicators of firm age, while assuming that corporations get rid of their initial entrepreneurial character when they get older.

#### ***Proxying R&D activity***

The main limitation of the data is that the R&D effort of young and small firms, especially firms that are not involved in any program, is not observed. Therefore, the probably most binding eligibility criterion of the JEI program (having R&D expenditures representing more than 15% of the firm's total costs) is not directly observed.

We therefore use several alternative, indirect and qualitative indicators :

- earlier participation in R&D tax credit or R&D subsidy program (using the information system of both agencies)
- share of skilled workers in the labour force of the firm (DADS)
- intensity of investment.

Moreover, as previously stated, we restrict the estimation sample to firms belonging to relatively high-tech (manufacturing or service) industries. In cases where the firm's main activity is R&D services, the last eligibility criterion is probably always met since close to 100% of the firm's costs are related to its R&D activities (see also below).

### ***Additional firm level controls***

Several additional controls are included in the analysis :

- the firm's lagged employment, as a control for its size.
- an indicator defined as the ratio between value-added and sales. In the case of young businesses, this variable proxies their ability to become profitable (which is seldom the case at early stages of the firms' life cycle). At later stages of the firms' life cycle, it can be interpreted either as an indicator of product technological intensity (share of value added in each sold unit of product), or as an indicator of the firms' long-term reliance on public support : subsidies and public support are not taken into account in the computation of value added, so that a firm could be profitable even with negative or weak value added when receiving large subsidies.
- the investment rate also measures the magnitude of the potential trade-off between costly human and non-human assets to be financed by young firms.

### **Performances and outcomes potentially affected by the public programs**

As a second step of the empirical analysis, we analyze whether the JEI program, the R&D tax credit reform, or their conjunction had an impact on various aspects of the firms' further development. First, we investigate whether JEI firms indeed experienced more favorable wage dynamics than non-JEI firms. Second, we check that the main short-term effect of the JEI program is indeed limited to these wage aspects. Last, we investigate whether the impact on the labor contracts of JEI firms had also consequences on the incentives of entrepreneurs to adopt riskier behaviors.

### ***Description of the wage dynamics***

In the empirical analysis which follows, we distinguish the potential impact of the two programs on wages and on total labour costs, the difference between the two being the payroll (labor) taxes that are waived for R&D related jobs in the JEI program. We also analyze the effect on total expenditures (payroll) or on average costs or wages per employee.

### ***Measures of exposure to risk***

The measure of risk is based on an indicator of bankruptcy : the business registers provide the information about whether the considered firm has filed for bankruptcy between 2004 and 2007.

We also investigate whether participating in either programs had an impact on subsequent group absorption, although this event is ambiguous : firms which are financially fragile are more at risk, but corporate groups also have greater incentives to absorb young, highly profitable businesses which may furthermore become competitors.

### *Complementary firm-level outcomes*

Last, we investigate the comparative further employment growth, investment behavior, debt capacity and productivity growth of all firms included in our estimation sample.

TABLE 4.1 – *Descriptive statistics : estimation sample, 2004/05*

Observations :	No public Support 14576		JEI only 135		R&D tax credit only 312		JEI and R&D tax credit 261	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
<b>Employment</b> <sub>02/03</sub>	4.432	2.5	5.863	3.5	8.859	6	7.121	5
<b>0/1 employee at creation</b>	0.840	1	0.822	1	0.769	1	0.881	1
<b>2 employees at creation</b>	0.068	0	0.081	0	0.077	0	0.169	0
<b>&gt; 2 employees at creation</b>	0.228	0	0.259	0	0.308	0	0.050	0
<b>Financial autonomy</b> <sub>02/03</sub>	0.648	0.388	0.884	0.479	0.645	0.357	0.955	0.559
<b>Firms younger than 3 years</b>	0.046	0	0.111	0	0.058	0	0.054	0
<b>3 to 6 years old</b>	0.479	0	0.630	1	0.474	0	0.739	1
<b>Older than 6</b>	0.475	0	0.259	0	0.468	0	0.207	0
<b>Share of skilled workers</b> <sub>02/03</sub>	0.689	0.813	0.835	0.917	0.772	0.852	0.864	0.922
<b>Tax credit in 2002/03</b>	0.011	0	0.370	0	0.551	1	0.766	1
<b>R&amp;D sub. In 2002/03</b>	0.019	0	0.444	0	0.250	0	0.636	1
<b>Both at in 2002/03</b>	0.003	0	0.237	0	0.196	0	0.544	1
<b>(VA/Sales)</b> <sub>02/03</sub>	0.512	0.550	0.413	0.555	0.409	0.442	0.270	0.441
<b>(INV/Tot. Assets)</b> <sub>02/03</sub>	0.694	0.545	1.078	0.827	0.745	0.581	1.037	0.773
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	0.067	0	0.022	0	0.068	0	0.031	0
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	0.094	0	0.104	0	0.163	0	0.084	0
<b>High-Tech. Services</b>	0.839	1	0.874	1	0.769	1	0.885	1
$\Delta \ln WAGES$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.203	0.158	0.399	0.319	0.366	0.255	0.554	0.471
$\Delta \ln Lab.Costs$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.210	0.170	0.327	0.236	0.367	0.283	0.456	0.358
$\Delta \ln Lab.Tax$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.239	0.197	0.083	0.065	0.392	0.321	0.122	0.014
$\Delta \ln \left( \frac{WAGES}{EMP} \right)$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.077	0.059	0.099	0.083	0.086	0.082	0.119	0.099
$\Delta \ln \left( \frac{Lab.Costs}{EMP} \right)$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.084	0.068	0.027	-0.009	0.087	0.085	0.019	0.010
$\Delta \ln EMP$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.119	0	0.285	0.177	0.273	0.223	0.450	0.343
$\Delta \ln INV$ <sub>04/05-02/03</sub>	-0.563	-0.511	-0.953	-0.737	-0.550	-0.435	-0.896	-0.966
$\Delta \ln \left( \frac{VA}{EMP} \right)$ <sub>04/05-02/03</sub>	0.048	0.042	0.184	0.124	0.095	0.109	0.226	0.135
$\Delta \ln DEBT$ <sub>04/05-02/03</sub>	-0.085	0.111	0.091	0.310	-0.274	0.281	0.027	0.335
<b>Bankruptcy over 2004/07</b>	0.059	0	0.185	0	0.058	0	0.061	0
<b>Group Absorption in 2005</b>	0.058	0	0.119	0	0.147	0	0.199	0

*Note* : The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification). Financial autonomy is defined as equity over debt.

Table 4.1 provides systematic descriptive statistics for each population of firms : without any public

support, JEI applicants, R&D tax credit applicants, and double applicants. R&D tax credit applicants are on average larger than the remainder of the sample firms. They are also more leveraged as compared to JEI firms, and experience lower investment rates. It is also striking to notice that about 13%<sup>159</sup> of JEI firms exited the R&D tax credit program while applying to the new payroll tax cut scheme. Firms which applied to both public programs in 2004/05 experienced remarkably higher growth, be it measured in terms of employment, productivity or wages per employee. The remainder of the paper consists in checking whether these gross findings are mainly driven by selection biases, or may be (quite) safely interpreted as causal impacts of both programs.

## 4.4 Estimation Strategy

### 4.4.1 Selection in the Various Public Programs

The first equation of interest describes the selection of firms in the JEI or R&D tax credit programs, or in other words, explains the potential differential attractiveness of both schemes. The specification of the corresponding propensity score takes the following form :

$$TREAT_{it}^* = \alpha \cdot \text{Entrepreneurship}_{i,t-1} + \beta \cdot \text{R\&D act.}_{i,t-1} + \vartheta_1 \cdot \text{R\&D Tax Credit}_{i,t-1} + \vartheta_2 \cdot \text{R\&D Subsidy}_{i,t-1} \quad (4.1)$$

$$+ \gamma_1 \cdot \ln EMP_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot \left( \frac{VA}{Sales} \right)_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot \left( \frac{INV}{Assets} \right)_{i,t-1} + \sum \delta_k \cdot \mathbb{I}_{\{i \in k\}} + \varepsilon_{i,t}$$

where  $t=2002/03$  or  $2004/05$  and  $TREAT_{it}^*$  is a categorical variable describing whether the firm participates in the JEI program, in the R&D tax credit program, or in both over the considered period. This model is estimated through multinomial logit maximum likelihood estimation over the 2004/05 period<sup>160</sup>, and through standard binary logit ML estimation for the 2002/03 period (over which only the R&D tax credit was available to firms). Marginal effects at the sample mean are reported in tables 4.2 to 4.4.

This estimation strategy amounts to use the interactions between each explanatory variable and the 2004/05 time dummy variable as potential instrumental variables for the participation in the JEI program once it has been launched, or to the revised R&D tax credit scheme.

<sup>159</sup>  $13\% \approx 0.37 \times 135 / (135 + 261)$ .

<sup>160</sup> Or through independent binary logit estimation for the JEI program on one hand, and the R&D tax credit program on the other hand, as robustness checks.

Appendix I focus on alternative specifications, such as multinomial probit models, which enable to relax the assumption of "independence of irrelevant alternatives".

#### 4.4.2 Impact of the Various Public Programs on Wages and Alternative Firm-Level Outcomes

As a second step of our empirical analysis, we check whether the specific attractiveness of the JEI program for entrepreneurial firms may be mostly related to their increased ability to offer attractive wage contracts to their skilled labor force (or to the entrepreneur himself). For that purpose, we investigate whether, first, JEI firms indeed experienced more favorable wage dynamics than non-JEI firms, and second the potential impact of the JEI and R&D tax credit on alternative outcomes.

This problem is a standard policy evaluation setting, in which the main endogeneity concern is related to self-selection biases of the population of participating firms. Due to the fact that the JEI eligibility criteria are either non-binding (most JEI firms are very small and very young) or not precisely observed (as in the case of the criterion related to R&D effort), the setting is not well suited for regression discontinuity types of estimates.

We rather relied mainly on instrumental variable estimates, using the dummy variable indicating the post-2004 period, eventually interacted with the lagged R&D indicators and additional control variables described above, and in particular with the firms' main industry, as IVs. The identification assumption motivating this IV strategy is similar to the one used in Rajan and Zingales [1998] : firms operating in R&D service industries might have been more "exposed" to the introduction of the JEI program or to the reform of the R&D tax credit scheme than high-tech firms whose main activity is however *not* R&D<sup>161</sup>.

We also propose standard matching estimators as a robustness check for our IV estimates.

#### IV estimation

The instrumental variable strategy involves a two-step estimation procedure. The first step consists in estimating predicted probabilities of selection in the CIR or JEI programs, which have been directly derived from the first step of our empirical analysis. These scores were estimated separately for the 2002/03 and the 2004/05 periods in order to take account of the temporal discontinuity, which amounts to estimate the model using the full set of interactions between the explanatory variables and the post-2004 dummy variable as instrumental variables<sup>162</sup>.

<sup>161</sup>This identifying assumption is very close to the assumption underlying standard difference-in-differences estimates.

<sup>162</sup>Tables 4.2 to 4.4 only report the estimates obtained for the 2004/05 period ; estimates obtained for the tax credit program over the 2002/03 period are available upon request. Indications of the strenght of the instrumental variables involved by our

The second step consists in estimating the (growth-rate) performance equations using the predicted values of participation in the various programs as explanatory variables :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Perf}_{it} = & \zeta_1 \cdot \hat{p}_{it}^{JEI} + \zeta_2 \cdot \hat{p}_{it}^{TaxC} + \zeta_3 \cdot \hat{p}_{it}^{JEI+TaxC} + \varphi \cdot \ln \text{Perf}_{i,t-1} \\ & + \alpha \cdot \text{Entr}'\text{ship}_{i,t-1} + \beta \cdot \text{R\&D act.}_{i,t-1} + \vartheta_1 \cdot \text{R\&D Tax Credit}_{i,t-1} + \vartheta_2 \cdot \text{R\&D Subsidy}_{i,t-1} \\ & + \gamma_1 \cdot \ln \text{EMP}_{i,t-1} + \gamma_2 \cdot \left( \frac{VA}{\text{Sales}_{i,t-1}} \right) + \gamma_3 \cdot \left( \frac{INV}{\text{Assets}_{i,t-1}} \right) + \sum \delta_k \cdot \mathbb{I}_{\{i \in k\}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4.2)$$

where  $t=2002/03$  or  $2004/05$ .

The OLS standard errors of the growth equation are however not consistent (see Lee [1981] and Pagan [1984]). A straightforward solution to this problem is to estimate the standard errors of the two-step estimators by bootstrap.

### Estimation based on propensity score nearest neighbor matching

We present estimates obtained through propensity score nearest neighbor matching as a robustness check. Indeed, the underlying identifying assumption in this estimation procedure is much stronger than for IV estimation : namely, that we observe all variables ensuring the conditional independence between performances and treatment (JEI or R&D tax credit programs).

$$\ln \text{Perf}_{i,04/05}^k, \ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'} \perp k, k' \mid X_{i,02/03}, \text{ where } k, k' \in \{\emptyset, JEI, TaxC, JEI + TaxC\}$$

Specifying performances in growth rates however enables to rely on a weaker identification assumption, provided the lagged performances eliminate the firms' unobserved fixed effect. More precisely, if :

$$\ln \text{Perf}_{i,04/05}^k, \ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'} \perp k, k' \mid X_{i,02/03}, \mathbf{u}_i, \text{ where } k, k' \in \{\emptyset, JEI, TaxC, JEI + TaxC\}$$

and

$$\begin{aligned} \mathcal{L} \left( \underbrace{\ln \text{Perf}_{i,04/05}^k - \ln \text{Perf}_{i,02/03}}_{\Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^k}, \underbrace{\ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'} - \ln \text{Perf}_{i,02/03}}_{\Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'}} \mid X_{i,02/03}, \mathbf{u}_i \right) \\ = \mathcal{L} \left( \Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^k, \Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'} \mid X_{i,02/03} \right) \end{aligned}$$

estimation procedure are reported in table J.1 of appendix J, using a standard linear probability model.



then :

$$\Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^k, \Delta \ln \text{Perf}_{i,04/05}^{k'} \perp k, k' \mid X_{i,02/03}, \text{ where } k, k' \in \{\emptyset, \text{JEI}, \text{TaxC}, \text{JEI} + \text{TaxC}\}$$

Control variables ensuring the conditional independence between performances and treatment (JEI or R&D tax credit programs) are those which might affect directly both the decision to apply to the various public programs and performances (e.g. productivity). We thus retain the control variables described for the first part of the empirical analysis : lagged indicators of R&D intensity, lagged indicators of "entrepreneurship", industry dummies, and additional lagged firm-level controls such as size, investment rate and the ratio of value added over sales. The remaining random variables which are assumed to be independent of treatment but still driving the self-selection into the various public programs (thus providing the identifying variability of this estimation strategy) may be related to managerial preferences, e.g. related to corporate income tax evasion (Joulfaian [2000]) : there is a widespread view across managers that applying to public programs managed by the tax administration (ACOSS for payroll taxes, fiscal administration for tax credit) may increase the risk of tax inspection (and fees) by the tax administration.

A nice feature of this matching estimation strategy is furthermore to allow straightforward computation of differentiated causal impacts on the various populations of treated (ATT), untreated (ATU) or total sample (ATE) firms, which are all reported in tables 4.6 and 4.8 below. Standard errors are computed by bootstrap in order to take into account that propensity scores are estimated.

## 4.5 Results

### 4.5.1 Self-selection in the JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs

#### JEI payroll tax cut program

Results obtained for the propensity scores associated to the JEI program are presented in tables 4.2 and 4.3. Larger firms apply more often, on average, to the JEI program, and this result is true whatever their age (in col. 2 and 4 of table 4.2, interaction between firm age and employment are barely significant). The most important result is however associated to the main indicator of entrepreneurship : firms which were smaller at birth, in particular created with one single employee (the entrepreneur himself) or two, apply more often to the payroll tax cut program, which is consistent with the prediction exposed above. This finding is confirmed by the marginal effects associated to all alternative indicators of entre-

preneurship : younger firms, as well as firms which are financially more autonomous (having a higher equity to debt ratio) are more likely to apply to the scheme. However these last two facts may be more related to sharp financing constraints faced by young independent firms in general, rather than to their "entrepreneurial" character.

Unsurprisingly, all indicators of R&D intensity are positively associated to participation. In particular, firms which were already involved in public programs, such as R&D subsidies or tax credit scheme, are more likely to apply, but there is no complementarity between these programs : the interaction dummy variables is always negatively significant.

Table 4.3 proposes robustness checks using alternative indicators of financial autonomy. All the previously described results are preserved, while alternative indicators of financial autonomy get the expected sign : significant and positive in the case of the share of internal financing ; significant and negative for the indicator of the cost of external finance. This last result is to be interpreted the following way : JEI firms pay on average a lower interest rate than the other non-participating firms, because they rely less on external (bank) financing<sup>163</sup>.

### **Comparison with the R&D tax credit program**

Results reported in table 4.4 enable to compare the selection processes associated to the JEI and R&D tax credit programs<sup>164</sup>. The main difference is associated to employment at birth : while JEI firms are more entrepreneurial (as shown in col. 1, or 3 and 4 of table 4.4), firms which choose to participate to the R&D tax credit program are not (col. 2 or 5 of table 4.4).

Consistent with this finding, we obtain a (six times) larger size effect for the R&D tax credit than for the JEI program. However, the indicators of financial autonomy and firm age are associated with a comparable marginal effect for the JEI program and the R&D tax credit program. Large marginal effects are associated to previous participation to the scheme, which is consistent with high persistence of participation to this program over time.

It is worth underlying that the existence of the category "JEI only" populated by a non-negligible fraction of firms is surprising, since it seems very likely that all JEI firms should benefit from a positive tax credit (at least  $5\% \times 0.75 \times \text{R\&D wages} \approx 3.8\%$  of R&D wages<sup>165</sup>). The fact that some firms

---

<sup>163</sup>Larger loans are riskier and involve a larger interest rate.

<sup>164</sup>See appendix I for results obtained with alternative specifications (multinomial or bivariate probit estimation).

<sup>165</sup>This back of the envelope calculation assumes a 25% rate for payroll taxes. In absence of the JEI program, the R&D tax credit would reimburse at least 5% of R&D wages.

TABLE 4.2 – Selection in the payroll tax cut program,  
Marginal effects  $\times 100$  reported

Dependent Var :	Applied to the JEI Program in 2004/05			
(mean=0.026)	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>ln EMP<sub>t-1</sub></b>	0.120** (0.045)	0.231*** (0.055)	0.116*** (0.044)	0.221*** (0.056)
<b>ln EMP<sub>t-1</sub> × 3 to 6 years old</b>	-	-0.010** (0.060)	-	-0.096** (0.058)
<b>ln EMP<sub>t-1</sub> × older than 6 years</b>	-	-0.155 (0.203)	-	-0.150 (0.209)
<b>ln EMP at creation</b>	-0.285*** (0.076)	-0.292*** (0.088)	-	-
<b>0/1 emp. at creation</b>	-	-	0.305*** (0.087)	0.314*** (0.102)
<b>Two employees at creation</b>	-	-	0.195*** (0.055)	0.205*** (0.047)
<b>Financial autonomy<sub>t-1</sub> (Equity/Debt)</b>	0.137*** (0.017)	0.139*** (0.019)	0.145*** (0.017)	0.147*** (0.019)
<b>Firms younger than 3 years 3 to 6 years old</b>	<i>ref</i> -0.371*** (0.067)	<i>ref</i> -0.287** (0.098)	<i>ref</i> -0.364*** (0.068)	<i>ref</i> -0.286** (0.097)
<b>Older than 6</b>	-1.292*** (0.155)	-1.075** (0.426)	1.301*** (0.150)	-1.092** (0.429)
<b>Share of skilled Workers<sub>t-1</sub></b>	0.780*** (0.187)	0.793*** (0.209)	0.801*** (0.185)	0.814*** (0.208)
<b>Tax credit in 2002/03</b>	14.082*** (1.502)	14.209*** (1.301)	14.128*** (1.402)	14.254*** (1.193)
<b>R&amp;D sub. in 2002/03</b>	8.908*** (0.367)	9.024*** (0.363)	9.019*** (0.393)	9.135*** (0.382)
<b>Both in 2002/03</b>	-0.375*** (0.032)	-0.381*** (0.042)	-0.383*** (0.031)	-0.390*** (0.042)
<b>Tax credit in 2001</b>	0.208*** (0.081)	0.218*** (0.098)	0.228*** (0.076)	0.240*** (0.096)
<b>R&amp;D sub. in 2001</b>	1.388*** (0.746)	1.418*** (0.793)	1.441*** (0.761)	1.471*** (0.812)
<b>Both in 2001</b>	0.227 (0.461)	0.248 (0.411)	0.220 (0.476)	0.241 (0.428)
<b>(VA/Sales)<sub>t-1</sub></b>	-0.253*** (0.078)	-0.259*** (0.089)	-0.269*** (0.084)	-0.275*** (0.095)
<b>(INV/Tot. Assets)<sub>t-1</sub></b>	0.196*** (0.033)	0.199*** (0.041)	0.205*** (0.034)	0.209*** (0.043)
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	0.047** (0.028)	0.050* (0.038)	0.042* (0.012)	0.044 (0.035)
<b>High-Tech. Services</b>	0.295*** (0.013)	0.300*** (0.026)	0.308*** (0.012)	0.313*** (0.024)
<b>Observations</b>	15284	15284	15284	15284

Note : Estimation by logit ML, marginal effects ( $\times 100$ ) at the sample mean reported. Standard errors are clustered at the industry (HT services, HT manufacturing and MHT manufacturing industries) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

TAB. 4.3 – Selection in the payroll tax cut program : Alternative financial indicators, Marginal effects at the sample mean  $\times 100$  reported

Dependent Var :	Applied to the JEI Program in 2004/05		
Mean :	0.026 (1)	0.026 (2)	0.030 (3)
<b>In EMP<sub>t-1</sub></b>	0.116*** (0.044)	0.089 (0.049)	0.058 (0.058)
<b>0/1 emp. at creation</b>	0.305*** (0.087)	0.307*** (0.089)	0.368*** (0.113)
<b>Two employees at creation</b>	0.195*** (0.055)	0.190*** (0.061)	0.127** (0.064)
<b>Financial autonomy<sub>t-1</sub> (Equity/Debt)</b>	0.145*** (0.017)	-	0.177*** (0.038)
<b>Internal finance<sub>t-1</sub> (Equity/Total Asset)</b>	-	0.249*** (0.038)	-
<b>Financial costs<sub>t-1</sub> (Int. Rate / Debt)</b>	-	-	-0.960*** (0.410)
<b>Firms younger than 3 years 3 to 6 years old</b>	<i>ref</i> -0.364*** (0.068)	<i>ref</i> -0.368*** (0.062)	<i>ref</i> -0.289** (0.112)
<b>Older than 6</b>	1.301*** (0.150)	-1.328*** (0.148)	-1.237*** (0.272)
<b>Share of skilled Workers<sub>t-1</sub></b>	0.801*** (0.185)	0.809*** (0.198)	0.967*** (0.236)
<b>Tax credit in 2002/03</b>	14.128*** (1.402)	14.727*** (1.441)	13.484*** (1.424)
<b>R&amp;D sub. in 2002/03</b>	9.019*** (0.393)	8.995*** (0.408)	7.765*** (0.631)
<b>Both in 2002/03</b>	-0.383*** (0.031)	-0.387*** (0.031)	-0.374*** (0.023)
<b>Tax credit in 2001</b>	0.228*** (0.076)	0.265*** (0.086)	0.234*** (0.039)
<b>R&amp;D sub. in 2001</b>	1.441*** (0.761)	1.497*** (0.798)	1.262*** (0.760)
<b>Both in 2001</b>	0.220 (0.476)	0.159 (0.440)	0.337 (0.538)
<b>(VA/Sales)<sub>t-1</sub></b>	-0.269*** (0.084)	-0.281*** (0.073)	-0.257** (0.125)
<b>(INV/Tot. Assets)<sub>t-1</sub></b>	0.205*** (0.034)	0.203*** (0.033)	0.202*** (0.034)
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	0.042* (0.012)	0.047** (0.027)	0.168*** (0.030)
<b>High-Tech. Services</b>	0.308*** (0.012)	0.313*** (0.009)	0.346*** (0.007)
<b>Observations</b>	15284	15314	11202

Note : Estimation by logit ML, marginal effects ( $\times 100$ ) at the sample mean reported. Standard errors are clustered at the industry (HT services, HT manufacturing and MHT manufacturing industries) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

do not think it is worth applying to this additional scheme is consistent with the findings of Takalo *et al.* [2007], which point out that application costs may be large.

#### **4.5.2 Analysis of the impact of both programs on the further development of young firms**

##### **Wage effects**

As a second step of our empirical analysis, we check whether the specific attractiveness of the JEI program for entrepreneurial firms may be mostly related to their increased ability to offer attractive wage contracts to their skilled labor force (or to the entrepreneur himself). So, we first investigate whether JEI firms indeed experienced more favorable wage dynamics than non-JEI firms. Results obtained are reported in tables 4.5 (IV estimates) and 4.6 (matching estimation).

Instrumental variables do not provide any significant impact of any program on the global employment dynamics, although matching estimators show evidence that tax credit may be favorable, and also the JEI program when it is associated with the R&D tax credit. However, more interestingly, the JEI program appears to be associated to significantly lower probability of gross exits, which we interpret as a significant impact on workforce stabilization. This finding is strongly supported by our two estimation strategies.

We also obtain that JEI firms experienced more favorable evolutions in terms of total wages than those benefitting from the R&D tax credit only. This finding is confirmed by matching estimators, either in the case of the JEI firms as compared to non-subsidized firms, or in the case of firms cumulating both the JEI and the R&D subsidy program as compared to firms benefitting from the R&D tax credit only. JEI firms also experienced decreases in labour taxes, especially in cases where the JEI program was associated to R&D tax credit. However, matching estimators show that the JEI payroll taxcuts for researchers also significantly (negatively) affected the total payroll taxes paid by "treated" JEI firms which did not applied to the R&D tax credit<sup>166</sup>. The impact of the R&D tax credit is as predicted : in absence of labour tax cuts, the increase in wages is of the same magnitude as the increase in labor taxes.

IV estimates also point that JEI firms also experienced a significantly more favorable evolution in terms of wage per employee than R&D tax credit applicants, while this is not true for total labor costs per employee. This means that payroll tax cuts enabled JEI firms to maintain more favorable wages per

<sup>166</sup>Researchers may represent a significant share of the total labor force of these structures.

TAB. 4.4 – Comparison of the payroll tax cut and the R&D tax credit programs, Marginal effects at the sample mean  $\times 100$  reported

Dependent Var :	Binary logit (ME)		Multinom. Logit MLE (ME, ref. : no public support)		
	JEI	Tax credit	JEI + Tax credit	JEI only	Tax credit only
Mean :	0.026 (1)	0.038 (2)	0.017 (3)	0.009 (4)	0.020 (5)
<b>In EMP<sub>t-1</sub></b>	0.116*** (0.044)	0.602*** (0.035)	0.052*** (0.011)	0.078*** (0.021)	0.429*** (0.025)
<b>0/1 emp. at creation</b>	0.305*** (0.087)	0.243*** (0.085)	0.115*** (0.026)	0.101*** (0.036)	0.061 (0.108)
<b>Two employees at creation</b>	0.195*** (0.055)	-0.067 (0.332)	0.053* (0.032)	0.139*** (0.013)	0.080 (0.302)
<b>Financial autonomy<sub>t-1</sub> (Equity/Debt)</b>	0.145*** (0.017)	0.224*** (0.027)	0.041*** (0.005)	0.092*** (0.011)	0.094*** (0.024)
<b>Firms younger than 3 years 3 to 6 years old</b>	<i>ref</i> -0.364*** (0.068)	<i>ref</i> -0.744*** (0.140)	<i>ref</i> -0.076*** (0.018)	<i>ref</i> -0.315*** (0.067)	<i>ref</i> -0.655*** (0.174)
<b>Older than 6</b>	-1.301*** (0.150)	-1.708*** (0.090)	-0.437*** (0.041)	-0.717*** (0.130)	-0.997*** (0.107)
<b>Share of skilled Workers<sub>t-1</sub></b>	0.801*** (0.185)	0.988*** (0.113)	0.272*** (0.028)	0.381*** (0.141)	0.354*** (0.097)
<b>Tax credit in 2002/03</b>	14.128*** (1.402)	43.039*** (3.879)	8.940*** (0.395)	3.639*** (0.896)	30.034*** (3.968)
<b>R&amp;D sub. in 2002/03</b>	9.019*** (0.393)	8.015*** (1.366)	2.652*** (0.281)	3.820*** (0.159)	3.014*** (0.597)
<b>Both in 2002/03</b>	-0.383*** (0.031)	-1.092*** (0.019)	-0.132*** (0.002)	-0.271*** (0.023)	-0.752*** (0.090)
<b>Tax credit in 2001</b>	0.228*** (0.076)	1.066*** (0.286)	0.105*** (0.012)	0.183 (0.172)	0.598* (0.343)
<b>R&amp;D sub. in 2001</b>	1.441*** (0.761)	1.725** (1.007)	0.180* (0.098)	1.292*** (0.310)	1.522** (0.641)
<b>Both in 2001</b>	0.220 (0.476)	-0.367 (0.368)	0.209* (0.114)	-0.098*** (0.041)	-0.526* (0.140)
<b>(VA/Sales)<sub>t-1</sub></b>	-0.269*** (0.084)	-0.715*** (0.125)	-0.090*** (0.003)	-0.135* (0.077)	-0.312*** (0.050)
<b>(INV/Tot. Assets)<sub>t-1</sub></b>	0.205*** (0.034)	0.274*** (0.064)	0.061*** (0.006)	0.119*** (0.024)	0.112** (0.057)
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	0.042* (0.012)	-0.122*** (0.030)	-0.069*** (0.004)	0.238*** (0.013)	0.121*** (0.033)
<b>High-Tech. Services</b>	0.308*** (0.012)	0.123*** (0.015)	0.047*** (0.003)	0.207*** (0.008)	0.076** (0.034)
<b>Observations</b>	15284	15284	261	135	312

Note : Estimation by binary or multinomial logit ML, marginal effects ( $\times 100$ ) at the sample mean reported. Standard errors are clustered at the industry (HT services, HT manufacturing and MHT manufacturing industries) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

employee while reducing at the same time the corresponding costs by the same order of magnitude as firms involved in the R&D tax credit scheme. These results are weakly confirmed by matching estimates (which suffer from a lack of accuracy).

Together, these findings tend to support the initial tested prediction, namely that the JEI program would be particularly attractive for entrepreneurial firms because of their increased ability to offer higher wage to their core workers, thus contributing to help stabilizing them within the firm. It is also confirmed by the fact that in the IV estimation, the main indicators of "entrepreneurship", namely employment at creation, obtain a consistent sign : more entrepreneurial firms are found to experience more favorable dynamics of wage (or total labor cost) per employee, although it is less the case for skilled workers.

### **Efficiency effects and impact on risk-taking**

In the first three columns of tables 4.7 and 4.8, we investigate whether both programs may have a short-term impact of the same order of magnitude on alternative outcomes such as investment, productivity, debt or group absorption (in the last columns). No significant impact is obtained for any program on these indicators ; IV and matching estimators are furthermore consistent on these aspects. This shows that the short term volume effect of either public program on the firms' R&D effort is likely to be very small, especially as compared to the wage effect described above.

Last, we investigate in the fourth columns of tables 4.7 and 4.8 whether the impact on the labor contracts of JEI firms had also consequences on the incentives of entrepreneurs to adopt riskier behaviors. The argument behind this assumption relies on the deformation of the entrepreneurs' objective function induced by the JEI program, and wage increases. In theory, entrepreneurs are limited liable. However, it is fairly common that they accept to be paid a sub-market salary at early stages of the firm. Being individually less finance constrained may induce entrepreneurs to choose more risky, uncertain or long-term projects.

This is indeed what is shown both by the IV and matching estimates. JEI firms are found to be more risky than non subsidized firms, and R&D tax credit only is akin of lowering the probability of bankruptcy (especially of JEI firms). Note also that this increased probability of bankruptcy can not be explained (primarily) by the observed increases in wages, since labor costs remained stable (due to the JEI payroll tax cuts).

TAB. 4.5 – Wage effects of R&D public support :  
IV estimators

Dependent Var :	$\Delta \ln$ <b>EMP<sub>it</sub></b>	<b>Dummy</b> <b>gross exits</b>	$\Delta \ln$ <b>WAGES<sub>it</sub></b>	$\Delta \ln$ <b>Lab.Tax<sub>it</sub></b>	$\Delta \ln$ $\left(\frac{\text{WAGES}}{\text{EMP}}\right)_{it}$	$\Delta \ln$ $\left(\frac{\text{Lab.Costs}}{\text{EMP}}\right)_{it}$
Mean :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>JEI only</b>	0.398 (0.324)	-0.598*** (0.279)	0.771** (0.384)	0.409 (0.441)	0.741*** (0.344)	0.038 (0.226)
<b>Tax Credit only</b>	-0.086 (0.129)	0.058 (0.111)	-0.109 (0.158)	-0.084 (0.176)	-0.069 (0.135)	-0.040 (0.086)
<b>JEI and Tax Credit</b>	0.090 (0.145)	-0.117 (0.135)	-0.025 (0.208)	-0.481*** (0.235)	-0.115 (0.181)	-0.177 (0.118)
<b>Lagged dep. var.</b>	-	-	-0.304*** (0.008)	-0.308*** (0.008)	-0.334*** (0.008)	-0.498*** (0.006)
<b>ln EMP<sub>t-1</sub></b>	-0.165*** (0.004)	0.164*** (0.003)	0.212*** (0.008)	0.218*** (0.008)	0.013*** (0.004)	0.074*** (0.003°)
<b>0/1 emp. at creation</b>	-0.061*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.003 (0.011)	0.022** (0.012)	0.067*** (0.008)	0.058*** (0.007)
<b>Two employees at creation</b>	-0.071*** (0.016)	0.037*** (0.035)	-0.017 (0.015)	-0.010 (0.017)	0.049*** (0.013)	0.039*** (0.011)
<b>Financial autonomy<sub>t-1</sub> (Equity/Debt)</b>	0.002 (0.005)	-0.004 (0.006)	0.025*** (0.005)	0.028*** (0.004)	0.037 (0.005)	0.016*** (0.004)
<b>Cohort 2002/04</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>Cohort 1999/02</b>	-0.099*** (0.014)	0.019*** (0.009)	-0.225*** (0.015)	-0.209*** (0.017)	-0.213*** (0.013)	-0.087*** (0.010)
<b>Cohort 1996/98</b>	-0.159*** (0.014)	0.047*** (0.009)	-0.323*** (0.015)	-0.324*** (0.017)	-0.286*** (0.013)	-0.115*** (0.010)
<b>Share of skilled Workers<sub>t-1</sub></b>	0.037*** (0.011)	-0.023*** (0.008)	0.083*** (0.013)	0.122*** (0.013)	0.066*** (0.010)	0.131*** (0.009)
<b>Tax credit at t - 1</b>	0.093 (0.087)	0.018 (0.071)	0.088 (0.101)	0.077 (0.116)	-0.027 (0.086)	-0.015 (0.057)
<b>R&amp;D sub. at t - 1</b>	0.127*** (0.029)	-0.037 (0.026)	0.066** (0.034)	0.068** (0.036)	-0.035 (0.025)	-0.038* (0.021)
<b>Both at t - 1</b>	0.020 (0.045)	-0.082** (0.041)	0.037 (0.047)	0.035 (0.053)	0.059 (0.041)	0.044 (0.030)
<b>(VA/Sales)<sub>t-1</sub></b>	-0.076*** (0.013)	0.022*** (0.010)	-0.218*** (0.019)	-0.203*** (0.019)	0.225*** (0.016)	0.024 (0.014)
<b>(INV/Tot. Assets)<sub>t-1</sub></b>	0.025*** (0.005)	-0.010*** (0.004)	0.031*** (0.006)	0.030*** (0.006)	0.017*** (0.005)	0.000 (0.004)
<b>2004/5 Time Dum.</b>	0.032 (0.008)	-0.005 (0.006)	-0.010 (0.008)	-0.020*** (0.009)	0.066*** (0.010)	-0.018*** (0.006)
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	-0.004 (0.015)	-0.002 (0.013)	0.038*** (0.015)	0.065*** (0.017)	0.074** (0.013)	0.039*** (0.010)
<b>High-Tech. Services</b>	-0.060*** (0.013)	0.051*** (0.012)	0.002 (0.013)	0.007 (0.014)	0.012 (0.011)	0.061*** (0.009)
<b>Observations</b>	23866	23866	23135	22950	23135	23135

Note : Estimation by OLS, using predicted probabilities of treatment estimated through multinomial logit MLE for 2004/05 (reported in table 4.4) or logit MLE (for R&D tax credit over 2002/03). Standard errors have been computed by bootstrap. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).



TAB. 4.6 – Wage effects of R&D public support :  
Matching estimators

Dependent Var :	$\Delta \ln$ $EMP_{it}$ (1)	Dummy gross exits (2)	$\Delta \ln$ $WAGES_{it}$ (3)	$\Delta \ln$ $Lab. Tax_{it}$ (4)	$\Delta \ln$ $\left(\frac{WAGES}{EMP}\right)_{it}$ (5)	$\Delta \ln$ $\left(\frac{Lab. Costs}{EMP}\right)_{it}$ (6)
<b>JEI vs. No Public Support in 2004/05</b>						
ATT	0.081 (0.095)	-0.080* (0.047)	0.247*** (0.110)	-0.312*** (0.126)	0.017 (0.081)	-0.068 (0.081)
ATU	0.128 (0.097)	-0.138*** (0.052)	0.262*** (0.125)	-0.060 (0.136)	0.017 (0.063)	-0.047 (0.066)
ATE	0.128 (0.096)	-0.136*** (0.051)	0.262*** (0.124)	-0.062 (0.134)	0.017 (0.063)	-0.047 (0.066)
Observations	13920	13920	13639	13500	13639	13639
<b>R&amp;D Tax Credit vs. No Public Support in 2004/05</b>						
ATT	0.177*** (0.060)	-0.007 (0.067)	0.186*** (0.070)	0.145** (0.078)	0.008 (0.054)	-0.000 (0.055)
ATU	0.460*** (0.104)	-0.053 (0.090)	0.299*** (0.129)	0.262*** (0.120)	-0.024 (0.082)	-0.035 (0.089)
ATE	0.454*** (0.102)	-0.052 (0.090)	0.296*** (0.127)	0.259*** (0.118)	-0.023 (0.080)	-0.035 (0.087)
Observations	14275	14275	13245	13083	13245	13245
<b>JEI and R&amp;D Tax Credit vs. R&amp;D Tax Credit Only in 2004/05</b>						
ATT	0.106 (0.085)	-0.023 (0.058)	0.145 (0.108)	-0.253*** (0.121)	0.077 (0.093)	-0.006 (0.084)
ATU	0.162* (0.083)	-0.116** (0.061)	0.196** (0.101)	-0.248** (0.139)	0.037 (0.062)	-0.061 (0.061)
ATE	0.138** (0.064)	-0.076 (0.046)	0.175*** (0.080)	-0.250*** (0.105)	0.053 (0.055)	-0.039 (0.052)
Observations	515	515	429	429	429	429
<b>JEI and R&amp;D Tax Credit vs. JEI Only in 2004/05</b>						
ATT	0.047 (0.105)	-0.012 (0.081)	0.090 (0.126)	0.013 (0.152)	0.100 (0.090)	0.085 (0.089)
ATU	0.225** (0.112)	-0.090 (0.071)	0.525*** (0.144)	0.509*** (0.187)	0.175 (0.101)	0.167 (0.100)
ATE	0.110 (0.086)	-0.040 (0.060)	0.257*** (0.102)	0.203* (0.129)	0.129 (0.071)	0.116 (0.071)
Observations	374	374	310	310	310	310

Note : The underlying propensity score corresponds to estimates presented in columns (3) to (5) in table 4.4 ; the treatment effect is estimated through matching with the nearest neighbour ; standard errors have been computed by bootstrap.

The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

ATT : average treatment effect on the treated, ATU : average treatment effect on the untreated, ATE : average treatment effect.

TAB. 4.7 – Risk-taking effects of R&D public support :  
IV estimators

Dependent Var :	$\Delta \ln$ <b>INV</b> <sub>it</sub>	$\Delta \ln$ $\left(\frac{VA}{EMP}\right)$ <sub>it</sub>	$\Delta \ln$ <b>DEBT</b> <sub>it</sub>	<b>Proba.</b> <b>bankrupt.</b>	<b>Group</b> <b>absorp.</b>
Mean :	-0.537 (1)	0.065 (2)	0.118 (3)	0.060 (4)	0.063 (5)
<b>JEI only</b>	0.974 (0.712)	0.336 (0.332)	-1.300 (0.847)	-0.004 (0.211)	-0.032 (0.230)
<b>Tax Credit only</b>	0.485 (0.332)	0.151 (0.151)	0.527 (0.438)	-0.331*** (0.155)	-0.242 (0.173)
<b>JEI and Tax Credit</b>	0.156 (0.404)	0.254 (0.204)	-0.350 (0.465)	-0.210** (0.112)	-0.093 (0.125)
<b>Lagged dep. var.</b>				-	-
<b>ln EMP</b> <sub>t-1</sub>	-0.679*** (0.017)	0.051*** (0.004)	0.417*** (0.011)	0.017*** (0.002)	0.036*** (0.003)
<b>0/1 emp.</b> <b>at creation</b>	0.104*** (0.033)	0.066*** (0.009)	0.011 (0.024)	-0.024*** (0.009)	-0.014 (0.009)
<b>Two employees</b> <b>at creation</b>	0.054 (0.048)	0.055*** (0.014)	-0.060** (0.032)	-0.008 (0.019)	-0.013 (0.0012)
<b>Financial autonomy</b> <sub>t-1</sub> <b>(Equity/Debt)</b>	0.072*** (0.013)	0.002 (0.004)	0.035*** (0.008)	-0.020*** (0.002)	0.007*** (0.002)
<b>Cohort 2002/04</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>Cohort 1999/02</b>	0.162*** (0.037)	-0.054*** (0.013)	-0.178*** (0.017)	-0.004 (0.010)	-0.018 (0.011)
<b>Cohort 1996/98</b>	0.252*** (0.037)	-0.071*** (0.013)	-0.272*** (0.018)	-0.019 (0.011)	-0.038*** (0.012)
<b>Share of skilled</b> <b>Workers</b> <sub>t-1</sub>	-0.178*** (0.034)	0.105*** (0.012)	0.057*** (0.016)	-0.007 (0.006)	0.020*** (0.005)
<b>Tax credit at t - 1</b>	-0.098 (0.229)	-0.155 (0.101)	0.008 (0.267)	0.177*** (0.071)	0.144** (0.080)
<b>R&amp;D sub. at t - 1</b>	-0.002 (0.090)	-0.044 (0.030)	0.275*** (0.088)	0.049** (0.026)	0.072*** (0.031)
<b>Both at t - 1</b>	-0.073 (0.130)	-0.042 (0.049)	0.034 (0.106)	-0.049 (0.038)	-0.054 (0.046)
<b>(VA/Sales)</b> <sub>t-1</sub>	-0.116*** (0.041)	-0.072*** (0.019)	-0.367*** (0.025)	-0.048*** (0.009)	-0.051*** (0.009)
<b>(INV/Tot. Assets)</b> <sub>t-1</sub>	-0.117*** (0.018)	0.000 (0.005)	-0.020*** (0.008)	0.003 (0.003°)	0.004 (0.003)
<b>2004/5 Time Dum.</b>	-0.124*** (0.022)	-0.026*** (0.007)	-0.299*** (0.014)	-	-
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	0.020 (0.047)	0.077** (0.014)	-0.067*** (0.028)	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.011)
<b>High-Tech. Services</b>	-0.149*** (0.039)	0.039** (0.013)	0.027 (0.022)	0.001 (0.009)	-0.005 (0.009)
<b>Observations</b>	17107	22947	23849	15284	15284

Note : Estimation by OLS, using predicted probabilities of treatment estimated through multinomial logit MLE for 2004/05 (reported in table 4.4) or logit MLE (for R&D tax credit over 2002/03). Standard errors have been computed by bootstrap.

The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

TAB. 4.8 – Risk-taking effects of R&D public support :  
Matching estimators

Dependent Var :	$\Delta \ln$ INV <sub>it</sub> (1)	$\Delta \ln$ $\left(\frac{VA}{EMP}\right)_{it}$ (2)	$\Delta \ln$ DEBT <sub>it</sub> (3)	Proba. bankrupt. (4)	Group absorp. (5)
<b>JEI vs. No Public Support in 2004/05</b>					
ATT	-0.408 (0.251)	0.064 (0.127)	-0.033 (0.221)	0.148*** (0.051)	-0.022 (0.047)
ATU	-0.234 (0.300)	-0.025 (0.111)	0.094 (0.288)	0.137** (0.079)	0.069 (0.060)
ATE	-0.236 (0.297)	-0.024 (0.110)	0.093 (0.286)	0.137** (0.078)	0.069 (0.060)
Observations	8911	12376	13905	13920	14275
<b>R&amp;D Tax Credit vs. No Public Support in 2004/05</b>					
ATT	-0.139 (0.183)	-0.080 (0.083)	0.002 (0.183)	-0.038 (0.035)	0.032 (0.034)
ATU	-0.165 (0.215)	0.083 (0.075)	0.646*** (0.139)	0.028 (0.040)	0.028 (0.037)
ATE	-0.164 (0.210)	0.079 (0.074)	0.632*** (0.137)	0.026 (0.040)	0.028 (0.036)
Observations	10300	13120	14254	14275	14275
<b>JEI and R&amp;D Tax Credit vs. R&amp;D Tax Credit Only in 2004/05</b>					
ATT	-0.042 (0.251)	0.270 (0.143)	0.072 (0.264)	0.018 (0.034)	0.081 (0.059)
ATU	-0.148 (0.293)	0.005 (0.163)	0.234 (0.216)	-0.055** (0.024)	-0.017 (0.059)
ATE	-0.103 (0.203)	0.110 (0.117)	0.164 (0.174)	-0.023 (0.023)	0.025 (0.046)
Observations	459	405	515	515	515
<b>JEI and R&amp;D Tax Credit vs. JEI Only in 2004/05</b>					
ATT	0.362 (0.352)	-0.004 (0.173)	0.096 (0.253)	-0.149*** (0.070)	0.066 (0.059)
ATU	0.034 (0.303)	-0.105 (0.214)	0.327 (0.231)	-0.143*** (0.045)	0.135* (0.084)
ATE	0.251 (0.272)	-0.041 (0.142)	0.178 (0.199)	-0.147*** (0.054)	0.091* (0.052)
Observations	337	278	374	374	374

*Note* : The underlying propensity score corresponds to estimates presented in columns (3) to (5) in table 4.4 ; the treatment effect is estimated through matching with the nearest neighbour. Standard errors have been computed by bootstrap.

The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

ATT : average treatment effect on the treated, ATU : average treatment effect on the untreated, ATE : average treatment effect.

## **4.6 Concluding Remarks**

Our empirical investigation aimed at testing the following assumptions : First, entrepreneurs accept to be paid a sub-market salary in the early age of their venture in order to decrease the wage burden to be financed by their entrepreneurial firm, and therefore to decrease the risk faced by outside investors. Second, public support to these entrepreneurial firms might therefore primarily induce wage effect, as an adjustment of internal wages to their (outside) market level. Last, public intervention altering these wage contracts might alter the incentives of the entrepreneur to choose more or less risky projects.

We used detailed (and exhaustive) firm level information about two public programs : the first one (JEI, payroll tax cuts on the wages of researchers and technical workers) has potentially direct consequences on the firms' wage contracts (and is more attractive for ventures that want to insure higher wages to their core workers), whereas the second (R&D tax credit) does not. From an empirical point of view, our dataset is unique, since we rely on information about the exhaustive universe of (young) firms which were active in the high-tech service and manufacturing industries over the 2002-2005 period, with complementary information on previous and later stages of their life cycle between 2001 and 2007. We found that young firms applying to the JEI program are indeed on average more "entrepreneurial" than applicants to the R&D tax credit program, for example. We showed that firms which benefitted from this JEI program experienced first and foremost more favorable wage dynamics in the short term, which were conducive to the stabilization of their high-skilled workforce. The JEI program also provided incentives to choose riskier strategies, which ended up in higher bankruptcy rates. We obtained no short term volume effect on the firms' R&D effort, and no aggregate effect on the firm creation rates.

The consequences in terms of public policy are twofold : first, selection of firms into the various public programs (i.e. attractiveness of the latter for firms) depends on their potential impact on the structure of incentive contracts within firms. Second, the efficiency of public programs depends crucially on their potential impact on incentive constraints of the firm's internal contracts and in particular on their consequences on the efficiency of risk-sharing.

Our work could be precised along several lines : first, the analysis of the process of application to the different public programs and their dynamic (across time) interaction could be fruitfully deepened. Also, the impact of the both programs in the longer term remains an open question, in particular on later turnover of the skilled workforce. Do entrepreneurs and their outside financiers endogeneize these kind of programs afterwards, thus reducing the impact on wages ?

# H

## Public support to R&D in 2004/05

Table H.1 report estimates of the rate of subsidy over the population of firms for which R&D expenditures were observed (either in the administrative R&D tax credit files or in the R&D survey conducted yearly by the French ministry for research). These descriptive statistics may therefore suffer from selection biases that are difficult to assess, but do provide orders of magnitude of public support to young R&D performing firms.

TAB. H.1 – *Descriptive statistics about public support to firm R&D effort in the (business) service industry, in 2004/05*

Alternative targeted programs, 2004/2005 (in percent of <i>internal</i> R&D expenditures)		JEI only	R&D TC only	JEI and R&D TC	Neither JEI nor R&D TC
<b>JEI program</b>	Share of firms	100	0	100	0
	JEI Tax Cuts / R&D Exp., median	47	0	15	0
<b>R&amp;D Tax Credit</b>	Share of firms	0	100	100	0
	Tax Credit / R&D Exp., median	0	31	18	0
<b>R&amp;D Subsidies</b>	Share of firms	44	24	56	1
	Annualized Sub. / R&D Exp., median	30	23	18	37
<b>JEI, R&amp;D Tax Credit or R&amp;D Subsidies</b>	Share of firms	100	100	100	1
	Annualized Sub. / R&D Exp., median	49	43	53	37

*Note* : These descriptive statistics are sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2005), and the R&D survey of the French ministry for research. The sample was here restricted to potentially eligible firms operating in the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) for which we were able to evaluate an R&D effort (either from the R&D survey, the R&D tax credit or the OSEO files).



# I

## Further Insights about Selection in the Various Public Programs

Multinomial logit estimation of participation in the JEI or R&D tax credit programs relies on the questionable assumption of "independence of irrelevant alternatives" (IAA). We investigate in this appendix whether this (tractable) specification is rejected by the data.

Table I.1 reports estimates obtained using alternative specifications, in particular multinomial probit and bivariate probit estimation ; table I.2 presents the corresponding odds-ratios (between participation in the R&D tax credit program and no public support).

- The IAA assumption can be tested in checking that the odds-ratios remain stable when the set of choices is altered. The introduction of the JEI program after 2004 provides such a temporal variability in the set of choices. However, the R&D tax credit also experienced a large change in terms of its eligibility conditions<sup>167</sup>, such that it is unclear whether the evolution of the odds ratios is attributable to the non-relevance of the IAA assumption or to the R&D tax credit reform.
- It is reassuring to obtain similar odds-ratios, marginal effects and predicted probabilities with both the multinomial logit and multinomial probit specifications. The latter does not rely on the IAA assumption and is the most flexible specification (though less tractable in bootstrap procedures).
- It is unlikely that the true decision process is well modeled by the bivariate probit specification, i.e. that the decisions to participate in the JEI and R&D tax credit programs are taken simultaneously. This is due to interactions between the two schemes : benefiting from the JEI program lowers the amount of R&D expenditures which is eligible to the R&D tax credit program. However, descriptive statistics presented in table I.3 do not provide clear insights about the possible sequentiality of the participation choices, and the corresponding nested model to be estimated. More precisely, sequentiality of choices (1/ JEI, 2/ R&D tax credit) is most probably affected by dynamic effects. The adequate analysis of these aspects would require a longer time serie and is let for future research.

---

<sup>167</sup>The modification of the scheme described in section 4.2 altered the eligibility conditions rather than the amount of financial support devoted to each firm.

TAB. I.1 – Comparison of the payroll tax cut and the R&D tax credit programs,  
Marginal effects at the sample mean  $\times 100$  reported

Dependent Var :	Multinom. logit est. (ME, ref. no public support)			Multinom. probit est. (ME, ref. no public support)			Biv. probit est. (ME, ref. no public support)		
	JEI+Tax credit (1)	JEI only (2)	Tax credit only (3)	JEI+Tax credit (4)	JEI only (5)	Tax credit only (6)	JEI+Tax credit (7)	JEI only (8)	Tax credit only (9)
In EMP <sub>t</sub>	0.078** (0.014)	0.111** (0.016)	0.441** (0.033)	0.069** (0.011)	0.133** (0.018)	0.563** (0.036)	0.082** (0.016)	0.117** (0.035)	0.589** (0.086)
0/1 emp. at creation	0.150** (0.022)	0.117** (0.041)	0.057 (0.114)	0.139** (0.049)	0.151** (0.055)	-0.004 (0.095)	0.083** (0.029)	0.242** (0.080)	0.205 (0.233)
Two employees at creation	0.091** (0.028)	0.194** (0.055)	0.058 (0.299)	0.062** (0.021)	0.224** (0.095)	-0.023 (0.329)	0.041 (0.071)	0.190 (0.259)	-0.062 (0.376)
Financial autonomy <sub>t</sub> (Equity/Debt)	0.054** (0.007)	0.106** (0.014)	0.102** (0.026)	0.051** (0.005)	0.128** (0.012)	0.129** (0.024)	0.050** (0.012)	0.133** (0.033)	0.163** (0.079)
Firms younger than 3 years 3 to 6 years old	-0.105** (0.011)	-0.149** (0.014)	-0.427** (0.058)	-0.104** (0.011)	-0.183** (0.019)	-0.447** (0.074)	-0.091** (0.031)	-0.172** (0.080)	-0.518** (0.184)
Older than 6	-0.303** (0.016)	-0.401** (0.040)	-0.435** (0.060)	-0.331** (0.014)	-0.482** (0.050)	-0.494** (0.073)	-0.222** (0.043)	-0.607** (0.099)	-0.736** (0.176)
Share of skilled Workers <sub>t-1</sub>	0.330** (0.020)	0.426** (0.149)	0.373** (0.120)	0.364** (0.024)	0.501** (0.154)	0.459** (0.130)	0.231** (0.056)	0.630** (0.142)	0.709** (0.277)
Tax credit in 2002/03	13.579** (3.325)	5.122** (1.497)	33.731** (2.877)	15.013** (2.263)	5.358** (1.620)	33.602** (2.704)	17.594** (1.974)	2.951** (0.790)	31.921** (2.793)
R&D sub. in 2002/03	3.721** (0.201)	5.938** (0.153)	4.010** (0.396)	3.935** (0.339)	7.091** (0.059)	4.277** (0.603)	4.546** (0.866)	6.741** (1.326)	5.159** (1.165)
Both in 2002/03	-0.163** (0.012)	-0.318** (0.025)	-0.815** (0.065)	-0.121** (0.011)	-0.352** (0.013)	-0.940** (0.077)	-0.133** (0.023)	-0.307** (0.052)	-1.002** (0.096)
VA/Sales) <sub>t-1</sub>	-0.114** (0.009)	-0.146* (0.076)	-0.315** (0.051)	-0.125** (0.009)	-0.196* (0.104)	-0.513** (0.066)	-0.110** (0.033)	-0.213** (0.082)	-0.611** (0.192)
(INV/Tot. Assets) <sub>t-1</sub>	0.067** (0.006)	0.120** (0.020)	0.106** (0.042)	0.060** (0.009)	0.142** (0.019)	0.109** (0.051)	0.056** (0.014)	0.149** (0.040)	0.188** (0.078)
Med-Tech Man. Ind. High-Tech Man. Ind.	ref (0.002)	ref (0.011)	ref (0.050)	ref (0.002)	ref (0.003)	ref (0.052)	ref (0.066)	ref (0.224)	ref (0.395)
High-Tech. Services	0.053** (0.010)	0.213** (0.017)	0.059 (0.074)	0.069** (0.011)	0.265** (0.004)	0.048 (0.062)	0.063 (0.041)	0.216* (0.115)	0.005 (0.353)
Observations	261	135	312	261	135	312	261	135	312

Note : Estimation by multinomial logit ML (col. 1 to 3), multinomial probit ML (col. 4 to 6) or bivariate probit ML (col. 7 to 9) estimation. Marginal effects ( $\times 100$ ) at the sample mean reported. Standard errors are clustered at the industry (HT services, HT manufacturing and MHT manufacturing industries) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification). The difference with table 4.4 is that participation in R&D tax credit or subsidy program in 2001 were not included as controls to allow comparison with regression explaining participation to the R&D tax credit program in 2003.



TAB. I.2 – *Odds-Ratio between R&D Tax Credit and no public support with alternative specifications and sets of choices*

Average Odds-ratios	Tax Credit only/ No public support (1)	Tax Credit / No public support (2)	Public support / No public support (3)
<b>Bin. Logit estimated over 2002/03</b>	0.434	0.434	0.434
<b>Bin. Logit estimated over 2004/05</b>	0.097	0.097	0.097
<b>Mult. Logit estimated over 2004/05</b>	0.061	0.182	0.212
<b>Mult. Probit estimated over 2004/05</b>	0.061	0.174	0.202
<b>Biv. Probit estimated over 2004/05</b>	0.045	0.130	0.148

Note : Average odds-ratios corresponding to binary logit estimation (lines 1 and 2) or to the multivariate specifications reported in table I.1.

TAB. I.3 – *Dynamic transitions in terms of program participation between 2002/03 and 2004/05*

Participation in 2004/05 :	No public support	JEI only	Tax Credit only	JEI + Tax Credit
<b>No Tax Credit in 2002/03</b>	14,419	85	140	61
<b>Tax Credit in 2002/03</b>	157	50	172	200

Note : The sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).



## J

# Evidence about the strength of IVs

Table J.1 provides evidence about the strength of instrumental variables proposed in the main part of the text, using a simple linear probability model as a robustness check (alternative to the more sophisticated, non-linear specifications presented in tables 4.2 to 4.4). Several interactions are highly significant, especially in the case of the JEI program, but also in the case of the R&D tax credit program.

TAB. J.1 – Selection in the payroll tax cut and the R&D tax credit programs :  
towards instrumental variables

<i>Coef. × 100</i> <i>reported</i>	<b>Linear Probability Models</b> <b>2002/3-2004/5</b>	
	<b>JEI</b>	<b>Tax credit</b>
Dependent Var :		
Mean :	0.017	0.037
	(1)	(2)
<b>Med-Tech Man. Ind.</b>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
<b>High-Tech Man. Ind.</b>	-0.907*	1.170***
	(0.414)	(0.216)
<b>High-Tech. Services</b>	0.745*	1.013***
	(0.372)	(0.134)
<b>2004/5 Time Dum.</b>	1.166***	0.207***
	(0.129)	(0.036)
<b>HT Man. × 2004/5</b>	-0.653	-0.349
	(0.906)	(0.272)
<b>HT Serv. × 2004/5</b>	-1.986***	-0.455**
	(0.230)	(0.151)
<b>Skills × HT Man. × 2004/5</b>	3.079	2.421***
	(1.710)	(0.544)
<b>Skills × HT Serv. × 2004/5</b>	2.848***	-0.335**
	(0.312)	(0.098)
<b>Inv. × HT Man. × 2004/5</b>	0.823**	0.146
	(0.240)	(0.141)
<b>Inv. × HT Serv. × 2004/5</b>	1.136***	-0.010
	(0.146)	(0.142)
<b>Observations</b>	23866	23866

*Note* : Estimation by OLS over the 2002/3-2004/5 period. All controls reported in table 4.4 are also included in the regressions, but not reported. Standard errors are clustered at the industry (HT services, HT manufacturing and MHT manufacturing industries) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research, OSEO agency) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003), and the files consisting in the yearly mandatory employer reports of each worker's hours and gross earnings subject to payroll taxes (DADS). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to potentially eligible firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification).

## K

# **Analysis of the impact on firm destruction and creation at the industry level**

Table K.1 below provides detailed descriptive statistics about the JEI program and shows that a large fraction of JEI firms were newly created : one third of applicants in 2004, and half of new applicants in 2005. Furthermore, in certain industries (software consultancy and supply, research and experimental development on natural sciences, i.e. biotechnologies), JEI firms represent a sizeable share of total industry births. It is then natural to investigate whether the JEI program had an impact of industry level firm creation rates.

This question is investigated at the industry level in table K.2 using a standard instrumental variable strategy directly transposed from the main specification of the firm level analysis. Column 1 shows that identification of the impact of the JEI program relies primarily on industry and time dimension ; however, identification of the impact of R&D tax credit at the industry level is not insured. Columns 3a and 4a replicate the analysis of the impact on bankruptcies and show that the aggregate effect on total industry level bankruptcies remain positive and significant, which constitutes a robustness check of the firm level analysis. Columns 5a to 6b investigate the potential impact of the JEI (and R&D tax credit) program(s) on firm creation, eventually weighted by employment at creation. This analysis could by nature only be conducted at the industry level, but no significant impact is obtained.

TAB. K.1 – Detailed descriptive statistics  
about the JEI program

Firms which entered the JEI programme in 2004 (flow)						
Industries :	Firms created in 2003/2004			Firms created before 2003/2004		
	Nb. Firms	Share of JEI Firms	Share of ind. creations	Nb. Firms	Share of JEI Firms	Share of ind. creations
721Z Computer Consultancy	38	9.29	0.6	63	7.65	
722A Software Consultancy and Supply	48	11.74	3.5	126	15.29	
722C Other Software Consultancy and Supply	<i>n.a.</i>	-	-	151	18.33	
731Z Research and Experimental Development on Natural Sciences	77	18.83	11.2	143	17.35	
741G Business and Management Consultancy Activities	15	3.67	0.1	36	4.37	
742C Engineering and Technical Studies	48	11.74	0.7	88	10.68	
Other	188	45.97	-	223	26.87	
<b>Total</b>	<i>+/-</i> 414	100	-	830	100	

Firms which entered the JEI programme in 2005 (flow)						
Industries :	Firms created in 2004/2005			Firms created before 2004/2005		
	Nb. Firms	Share of JEI Firms	Share of ind. creations	Nb. Firms	Share of JEI Firms	Share of ind. creations
721Z Computer Consultancy	18	8.41	0.3	28	13.59	
722A Software Consultancy and Supply	20	9.35	4.1	24	11.65	
722C Other Software Consultancy and Supply	44	20.56	2.1	46	22.33	
731Z Research and Experimental Development on Natural Sciences	23	10.75	12.5	13	6.31	
741G Business and Management Consultancy Activities	<i>n.a.</i>	-	-	9	4.37	
742C Engineering and Technical Studies	29	13.55	0.9	16	7.77	
748K Other Business Activities n.e.c.	9	4.21	0.1	<i>n.a.</i>	-	
Other	71	33.18	-	73	34.93	
<b>Total</b>	<i>+/-</i> 214	100	-	<i>+/-</i> 209	100	

Note : These descriptive statistics are sourced from the original administrative files (ACOSS) matched with the French business registers (Sirene files) in order to retrieve the information about firm age and main industry.

TAB. K.2 – Industry level regressions  
over the 2000/05 period

Dependent Variable :	First Stage			Second Stage					
	In JEI Firms (+1)	In R&D SMEs	In R&D TC	In Firm Bankruptcies	In Young Firm Bankruptcies	In Firm Bankruptcies	In Young Firm Bankruptcies	In Firm Creations	In Firm Creations Weighted
Mean :	0.358 (1)	1.968 (2)	-	2.186 (3a)	2.014 (4a)	2.186 (3b)	2.014 (4b)	2.853 (5)	2.655 (6)
In(JEI Firms)	-	-	-	0.520* (0.310)	0.594** (0.308)	0.728 (0.805)	1.036 (1.533)	0.097 (0.233)	-1.143 (0.797)
In(R&D Tax Credit SMEs)	-	-	-	-0.440 (1.279)	-	-0.440 (1.279)	0.084 (1.059)	-	-
Lagged dep. var.	-	-	-	0.482*** (0.088)	0.424*** (0.087)	0.464*** (0.132)	0.465*** (0.165)	0.620*** (0.060)	0.117* (0.068)
In(Nb Firms) <sub>t-1</sub>	0.000 (0.000)	0.041 (0.186)	0.521*** (0.139)	0.581** (0.279)	0.598*** (0.151)	0.581** (0.279)	0.462 (0.364)	0.527*** (0.127)	0.725** (0.302)
In(Nb Firms) × POST	0.284 (0.230)	0.214 (0.293)	-0.324 (0.271)	-0.405 (0.434)	-0.587** (0.302)	-0.405 (0.434)	-0.399 (0.619)	-0.039 (0.153)	0.022 (0.702)
In(Tot. Emp.) <sub>t-1</sub>	0.000 (0.000)	0.624*** (0.156)	-0.219* (0.127)	0.023 (0.703)	-0.253* (0.152)	0.023 (0.703)	-0.825 (0.862)	-0.249** (0.109)	0.089 (0.350)
In(Tot. Emp.) × POST	-0.035 (0.149)	-0.248 (0.234)	0.225 (0.232)	0.255 (0.322)	0.400 (0.278)	0.255 (0.322)	-0.018 (0.862)	-0.018 (0.136)	0.298 (0.655)
In(R&D/Emp) <sub>t-1</sub>	0.000 (0.000)	0.184** (0.065)	-0.011 (0.028)	0.106 (0.343)	-0.012 (0.034)	0.106 (0.343)	-0.286 (0.412)	0.005 (0.019)	0.049 (0.142)
In(R&D/Emp) × POST	0.098* (0.043)	0.010 (0.081)	-0.066 (0.070)	-0.101 (0.153)	-0.093 (0.082)	-0.101 (0.153)	-0.008 (0.193)	-0.028 (0.036)	1.395* (0.828)
In(Cap/Emp) <sub>t-1</sub>	0.000 (0.000)	0.254 (0.273)	-0.767*** (0.190)	-0.685** (0.327)	-0.734*** (0.225)	-0.685** (0.327)	-0.932** (0.468)	-0.104 (0.117)	-0.741** (0.380)
In(Cap/Emp) × POST	0.376* (0.153)	-0.065 (0.442)	0.341 (0.333)	0.340 (0.405)	0.291 (0.386)	0.340 (0.405)	0.297 (0.630)	-0.016 (0.272)	1.395* (0.828)
R&D Consultancy	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
High-Tech Ind. × POST	-2.784*** (0.638)	-0.503 (0.623)	-	-	-	-	-	-	-
Med-Tech Ind. × POST	-3.163*** (0.456)	-1.160** (0.430)	-	-	-	-	-	-	-
Observations	387	387	249	249	249	249	249	359	350

Note : Estimation performed by 2SLS estimation ; standard errors are clustered at the industry\*POST (2004) level. The estimation sample is sourced from the original administrative files (ACOSS, French Ministry for Research) matched with the French business registers (Sirene files), the fiscal files of the French tax administration (FICUS 2002 to 2003). All of these files are exhaustive, i.e. cover the entire population of the French private firms. The estimation sample was restricted to firms operating either the high-tech service industries (721Z, 722A, 722C, 731Z, 741G and 742C in the French NAF classification) or in the manufacturing high- or medium-high industries (OECD classification). All regressions include industry dummies ; all second stage regressions include industry specific time trends, allowing for a break in 2004. Estimates obtained for firm creation rates introducing both JEI and R&D tax credit as (endogenous) explanatory variables are not reported, because of weak IVs problems.





# **Conclusion générale**

Dans un contexte où la nécessité d'innover est au cœur des préoccupations, à la fois des entreprises et des pouvoirs publics, cette thèse avait pour objectif de contribuer à la compréhension des déterminants du comportement d'innovation des entreprises et des conditions d'efficacité des interventions publiques dans ce domaine.

Les quatre contributions proposées, essentiellement empiriques, montrent qu'en ce domaine, il est important de considérer deux dimensions jusqu'ici peu prises en compte dans la littérature :

- l'organisation et la structure des incitations au sein des entreprises,
- l'hétérogénéité entre entreprises, en particulier selon leur efficacité ou leur niveau technologique.

Dans le premier chapitre de la thèse, nous proposons une modélisation des déterminants de l'organisation des entreprises qui met en jeu la localisation et la nature de l'information disponible pour prendre les décisions d'adoption de nouvelles technologies. Dans le modèle proposé, les entreprises délèguent l'autorité à des managers, i.e. "décentralisent" la structure de l'entreprise, afin de tirer profit de l'avantage informationnel dont ces derniers disposent. Comme les objectifs du manager et du principal (propriétaire de l'entreprise) ne sont cependant pas parfaitement alignés, cette délégation d'autorité induit des coûts pour le principal. Le modèle prédit qu'à mesure que l'information publiquement disponible augmente, les entreprises devraient moins fréquemment déléguer l'autorité, alors qu'*a contrario*, les entreprises qui sont à la frontière technologique et qui ne peuvent s'inspirer de l'expérience d'aucune autre entreprise devraient être plus fréquemment décentralisées. De plus, les entreprises qui opèrent dans des environnements fortement hétérogènes et les entreprises jeunes devraient plus fréquemment choisir des structures décentralisées. Ces prédictions sont intuitives mais nouvelles, et n'avaient jamais été étudiées empiriquement.

Les corrélations obtenues sur les données de trois enquêtes indépendantes (mais disponibles uniquement sous forme de coupes transversales) confortent largement les prédictions théoriques ; seul le résultat relatif à l'âge des entreprises semble un peu moins robuste.

La contribution essentielle de ce premier chapitre est donc de montrer qu'il existe des déterminants organisationnels de l'innovation, en relation avec les mécanismes de traitement de l'information qui sont essentiels à cette activité. Une forme organisationnelle inadaptée devient un obstacle de plus en plus important aux activités d'innovation de l'entreprise à mesure que son niveau général de compétence technologique augmente. Un enseignement de ce chapitre est qu'il est crucial de prendre empirique-

---

ment en compte cette forme d'hétérogénéité entre entreprises (distance à la frontière technologique) afin d'être à même de mettre en évidence ces relations entre organisation et activités d'innovation, et plus généralement afin d'analyser les comportements d'innovation des entreprises.

Nous avons appliqué cet enseignement dans le second chapitre afin d'analyser les relations entre innovation (domestique) et intensité de la concurrence internationale. Nous avons tiré profit de sources statistiques très détaillées décrivant la structure de production des entreprises industrielles françaises, ainsi que leur effort d'innovation, afin d'analyser leurs stratégies de portefeuille de produits en réponse à la pression concurrentielle exercée par les pays à bas coûts. Nous obtenons que cette forme de concurrence s'avère effectivement être un facteur favorisant des réallocations de production plus fréquentes et plus importantes, pour l'ensemble de la population d'entreprises. Toutefois, seules les entreprises les plus productives sont en mesure de répondre à cette pression concurrentielle par un véritable effort d'innovation, ce qui est susceptible d'expliquer leurs meilleures performances en termes de survie mises en évidence dans la littérature (Bernard *et al.* [2006]). Nos analyses contribuent donc à la compréhension des phénomènes micro-économiques qui sont à l'origine des phénomènes de réallocations et de spécialisations internationales observés à un niveau agrégé. Elles suggèrent que le biais vers le travail qualifié associé à la spécialisation productive des pays développés pourrait être engendré pour partie par des coûts fixes (en termes de R&D) d'entrée sur de nouveaux segments de marché, et non exclusivement par des choix de processus de production requérant une main-d'œuvre plus qualifiée. Elles suggèrent également que ce biais vers la qualification pourrait être principalement engendré par des mécanismes de sélection des entreprises capables de répondre à l'intensification de la concurrence internationale par un effort d'innovation accru.

Le troisième chapitre de la thèse présente une contribution à l'analyse des effets incitatifs du système de brevets selon les deux principaux types de comportement d'innovation définis dans le *Manuel d'Oslo* [1992, 1997, 2005] : comportements d'innovation de produit d'une part, et d'innovation de procédé d'autre part. Une modélisation structurelle du comportement de recherche, d'innovation et de dépôt de brevet permet de préciser les différents problèmes d'endogénéité et de sélection potentiellement rencontrés, afin de les traiter par les méthodes économétriques appropriées. Un apport de cette approche est qu'elle permet d'estimer l'impact de ce dispositif à la fois, de façon standard, sur

la "marge intensive" - l'intensité de l'effort d'innovation des entreprises engagées dans les deux types d'activité d'innovation - mais aussi sur la "marge extensive" - la part des entreprises qui décident de s'engager dans ces activités d'innovation. Nous obtenons qu'en moyenne, les brevets accroissent les incitations privées à innover au travers d'un canal spécifique, et biaisé vers les innovations de produit et les activités de R&D, contre les activités d'innovations de procédés. Pour autant, comme nous l'avons mentionné plus haut, du fait de la source statistique utilisée, seules les entreprises déjà bien établies ont été considérées. Un prolongement important de ce travail consisterait à examiner si le système des droits de propriété industrielle (voire d'autres types d'interventions publiques) affectent la probabilité que les technologies nouvelles sont-elles mises en œuvre *via* la création d'entreprises nouvelles, plutôt que par des entreprises établies.

De fait, le dernier chapitre de la thèse traite plus spécifiquement de l'activité d'innovation de ces très jeunes entreprises, en proposant d'évaluer deux dispositifs publics ciblés récemment introduit (dispositif JEI) ou réformé (Crédit d'Impôt - Recherche). Il met en lumière que, bien que les conditions d'éligibilité à ces deux dispositifs soient identiques (voire moins restrictives dans le cas du CIR), l'attractivité des deux dispositifs auprès de cette population de très jeunes entreprises est différente (en défaveur du CIR). L'explication la plus plausible de ce phénomène réside dans la principale différence entre ces deux dispositifs, c'est-à-dire dans leurs modes de calcul et de transfert respectifs<sup>168</sup>, et dans les effets de répartition interne induits au sein des structures entrepreneuriales concernées. Cette hypothèse est étayée par un faisceau de régularités empiriques, en particulier le fait que le surcroît d'attractivité du dispositif JEI auprès des entreprises entrepreneuriales est associé à une dynamique salariale plus favorable, et à une plus grande prise de risque se traduisant dans des taux de défaillance à court terme plus élevés. Une compréhension plus fine des mécanismes à l'œuvre nécessiterait un effort de modélisation accru (en cours), ainsi que le suivi statistique de ces entités sur une plus longue période.

De nombreux prolongements de ce travail doctoral sont envisageables, et ont pu être suggérés ci-dessus ou dans le corps du texte de la thèse. L'approfondissement de l'analyse des déterminants organisationnels de l'innovation semble être un programme de recherche particulièrement prometteur.

---

<sup>168</sup>Transfert d'un forfait calculé au prorata des dépenses de R&D dans le cas du CIR ; allègements de charges salariales accordés pour une catégorie spécifique de personnel dans le cas du dispositif JEI.

---

Les contributions théorique et empirique de la thèse, en particulier présentées dans les chapitres 1 et 4, suggèrent qu'il existe une correspondance entre les différents processus d'apprentissage et d'accumulation d'information (et de compétences) qui ont lieu au sein des entreprises, et leur structure en termes d'organisation interne. Dans un projet de recherche en cours<sup>169</sup>, nous nous proposons d'approfondir l'analyse en considérant cette fois les problèmes potentiels de d'appropriation et de hold-up de la connaissance internes aux différents types d'organisation, et de leurs conséquences sur la nature et l'intensité des activités d'innovation des entreprises. Un certain nombre de travaux récents ont posé les premiers jalons sur cette voie. Puga et Treffer [2002] argumentent que les contrats relatifs à la *production de connaissance* sont par nature incomplets, puisque cette dernière modifie l'ensemble informationnel des agents. Ceci engendre un problème d'appropriation, puisque le principal risque toujours de voir l'agent quitter l'entreprise en emportant avec lui la connaissance produite de façon conjointe. Thoenig et Verdier [2003] considèrent une situation de hold-up symétrique : si l'agent effectue l'action correcte du point de vue de la maximisation du profit de l'organisation (e.g. il engage un effort réel de production de connaissance), alors le principal est incité à nier la réalité cet effort et à ne pas en dédommager l'agent<sup>170</sup>.

Par ailleurs, la littérature économique a montré qu'au-delà des *flux* de production de connaissances nouvelles, le *stock* de connaissances technologiques d'une entreprise est un déterminant crucial de ses performances (Cohen et Levinthal [1990], Adams et Jaffe [1996]). Bien plus, de façon générale, le stock de connaissances utilisé par une entreprise est souvent beaucoup plus large que celui qui est engendré par ses seules activités d'innovation, fussent-elles informelles : les entreprises utilisent également les compétences incorporées dans leurs salariés ou dans leur organisation, et ces aspects sont également susceptibles d'avoir un impact significatif sur leurs performances, innovantes et productives.

Un enjeu important du projet de recherche en cours est d'examiner, théoriquement et empiriquement, si les aspects organisationnels pertinents pour comprendre les performances innovantes des entreprises ne s'étendent pas à la structuration de ces flux d'informations de différentes natures en stock de connaissance (par des stratégies de "*knowledge management*" - gestion de la connaissance). Un autre projet de recherche complémentaire a pour ambition de mettre au jour les conditions de l'initialisation de ces processus d'accumulation des connaissances au sein des structures entrepreneuriales (Grant [1996]).

---

<sup>169</sup>En collaboration avec Eve Caroli et Mathias Thoenig.

<sup>170</sup>Les stratégies de gestion des connaissances consistent à inciter, dans ce contexte, l'agent à effectuer malgré tout l'action qui maximise le profit de l'entreprise.



# Table des figures

1	Evolution de l'effort de R&D en France entre 1981 et 2005 (dépenses intérieures de R&D / PIB) . . . . .	3
2	Dépenses intérieures brutes de R&D (DIRD), en pourcentage du PIB, 2005 . . . . .	4
3	Cartographie schématique des principaux dispositifs publics de soutien à la R&D privée en France . . . . .	14
1.1	Hétérogénéité et décentralisation . . . . .	40
1.2	Proximité à la frontière et décentralisation . . . . .	41
1.3	Age et décentralisation . . . . .	43
2.1	Northern and Southern Penetration Indices and Firms' Main Activity Share . . . . .	77
2.2	Low-Cost ("Southern") Country and High-Tech ("Northern") Country Penetration Indices Across Firms' Main Industries (2004) . . . . .	85
2.3	Variation of Northern and Southern Penetration Indices over the 1999-2004 Period . . . . .	86
2.4	Low-Cost Competition and High-Tech Competition Price-Based Indices Across Firms' Main Industries (2004) . . . . .	87
3.1	Profils sectoriels de comportements d'innovation . . . . .	127
3.2	Dépôts de brevets et jugement porté sur les DPI, par industrie . . . . .	128
3.3	Distributions prédites (non conditionnelles) des valeurs des innovations de produit, procédé, et de prime de brevet au sein de l'échantillon d'estimation . . . . .	136
3.4	Distributions prédites (conditionnelles et non conditionnelles) de la prime de brevet au sein de l'échantillon d'estimation . . . . .	137
F.1	Distribution prédite (non conditionnelle) de la prime de brevet et des résidus généralisés associés à l'équation de dépôt de brevet au sein de l'échantillon d'estimation . . . . .	154
4.1	Number of firms benefiting from the JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs, in the population of firms eligible to the JEI program and by main industry . . . . .	171
4.2	JEI payroll tax cut and R&D tax credit programs, in the population of firms eligible to the JEI program and by firm age . . . . .	172





# Liste des tableaux

1.1	Statistiques Descriptives (Enquête COI, 1994-1997)	39
1.2	Déterminants de la décentralisation (Enquête COI)	42
1.3	Déterminants de la décentralisation : Mesures alternatives d'hétérogénéité (Enquête COI)	48
1.4	Déterminants de la décentralisation : Mesures de décentralisation alternatives (Enquête Reponse)	53
1.5	Déterminants de la décentralisation en Grande-Bretagne (Enquête WERS)	55
2.1	Descriptive Statistics	92
2.2	International Competition and Activity Switching	94
2.3	International Competition and Activity Switching : IV Evidence	96
2.4	International Competition and Activity / Product Switching (cont.)	97
2.5	International Competitive Pressure and Firms' Innovative Effort	99
2.6	International Competitive Pressure and Firms' Innovative Effort (Cont.)	101
2.7	International Competition and Patent Applications	102
2.8	Export Unit Values	104
C.1	Northern and Southern Countries (2004)	107
D.1	International Competition and Year-to-Year Activity Switching	109
D.2	International Competition and Activity / Product Switching : TFP as Levinsohn-Petrin	110
3.1	Dépôt de brevet et comportement d'innovation	129
3.2	Estimation de la forme réduite	134
3.3	Estimation du modèle structurel	139
3.4	Effets marginaux (sur les variables endogènes) d'un choc exogène sur l'efficacité des DPI	141
E.1	Comportement d'innovation, par industrie	148
E.2	Dépôts de brevets et jugements porté sur les DPI, par industrie	148
E.3	Efforts d'innovation	149
E.4	Autres variables explicatives	149
G.1	Estimation de la forme réduite incorrectement spécifiée (estimateurs non convergents, à comparer à la table 3.2)	160
G.2	Estimation du modèle structurel incorrectement spécifié (estimateurs non convergents, à comparer à la table 3.3)	161
4.1	Descriptive statistics : estimation sample, 2004/05	177
4.2	Selection in the payroll tax cut program, Marginal effects $\times$ 100 reported	183

4.3	Selection in the payroll tax cut program : Alternative financial indicators, Marginal effects at the sample mean $\times$ 100 reported . . . . .	184
4.4	Comparison of the payroll tax cut and the R&D tax credit programs, Marginal effects at the sample mean $\times$ 100 reported . . . . .	186
4.5	Wage effects of R&D public support : IV estimators . . . . .	188
4.6	Wage effects of R&D public support : Matching estimators . . . . .	189
4.7	Risk-taking effects of R&D public support : IV estimators . . . . .	190
4.8	Risk-taking effects of R&D public support : Matching estimators . . . . .	191
H.1	Descriptive statistics about public support to firm R&D effort in the (business) service industry, in 2004/05 . . . . .	193
I.1	Comparison of the payroll tax cut and the R&D tax credit programs, Marginal effects at the sample mean $\times$ 100 reported . . . . .	196
I.2	Odds-Ratio between R&D Tax Credit and no public support with alternative specifications and sets of choices . . . . .	197
I.3	Dynamic transitions in terms of program participation between 2002/03 and 2004/05 . . . . .	197
J.1	Selection in the payroll tax cut and the R&D tax credit programs : towards instrumental variables . . . . .	200
K.1	Detailed descriptive statistics about the JEI program . . . . .	202
K.2	Industry level regressions over the 2000/05 period . . . . .	203

# **Bibliographie**

- [1956] Abramovitz, M. (1956), "Resources and Output Trends in the United States since 1870", *American Economic Review*, 46, 5-23.
- [1995] Acemoglu, D. (1995), "Reward structures and the allocation of talent", *European Economic Review*, 39, 17-33.
- [2003] Acemoglu, D., Aghion, P., Griffith, R. et Zilibotti, F. (2003), "Vertical Integration and Technology : Theory and Evidence", *mimeo MIT*.
- [2007] Acemoglu, D., Aghion, P., Lelarge, C. , Van Reenen, J. et Zilibotti, F. (2007), "Technology, Information and the Decentralization of the Firm", *Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1759-1799.
- [2006] Acemoglu, D., Aghion, P., Lelarge, C. , Van Reenen, J. et Zilibotti, F. (2006), "Technology, Information and the Decentralization of the Firm", *NBER Working Paper*, n°12206.
- [2003] Acemoglu, D., Aghion, P. et Zilibotti, F. (2003), "Distance to Frontier and Vertical Integration", *Journal of the European Economic Association, Papers and Proceedings*, vol. 1, 630-638.
- [2006] Acemoglu, D., Aghion, P. et Zilibotti, F. (2006), "Distance to Frontier, Selection and Economic Growth", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, 37-74.
- [1999] Acemoglu, D. et Zilibotti, F. (1999), "Information Accumulation in Development", *Journal of Economic Growth*, 4, 5-38.
- [1996] Adams, J. et Jaffe, A. (1996), "Bounding the Effects of R&D : an Investigation using Matched Establishment-Firm Data", *RAND Journal of Economics*, 27(4), 700-21.
- [2005] Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R. et Howitt, P. (2005), "Competition and Innovation : An Inverted U Relationship", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(2), pp. 701-728.
- [2004] Aghion, P., Blundell, R., Griffith, R., Howitt, P. et Prantl, S. (2004), "Firm Entry, Innovation and Growth : Theory and Micro Evidence", *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- [2005] Aghion, P. Burgess, Redding, S. et Zilibotti, F. (2005), "Entry Liberalization and Inequality in Industrial Performance", *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3), 291-302.
- [2004] Aghion, P. et Cohen, E. (2004), "Education et Croissance", *Rapport du CAE*, Paris, La Documentation Française.
- [2001] Aghion, P., Harris, C., Howitt, P., et Vickers, J. (2001), "Competition, Imitation and Growth with Step-by-Step Innovation", *Review of Economic Studies*, 68, 467-492.
- [1992] Aghion, P. et Howitt, P. (1992), "A Model of Growth Through Creative Destruction", *Econometrica*, 60, 323-351.
- [1998] Aghion, P. et Howitt, P. (1998), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press.
- [2006] Aghion, P. et Howitt, P. (2006), "Joseph Schumpeter Lecture - Appropriate Growth Policy : a Unifying Framework", *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3).
- [1994] Aghion, P. et Tirole, J. (1994), "The Management of Innovation," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 1185-1209.
- [1997] Aghion, P. et Tirole, J. (1997), "Formal and Real Authority in Organizations," *Journal of Political Economy*, 105, 1-29.
- [2005] Allanson, P. and C. Montagna (2005), "Multiproduct Firms and Market Structure : an Explorative Application to the Product Life Cycle", *International Journal of Industrial Organization*.
- [1996] Angrist, J., Imbens, G., Rubin, D., "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), pp. 444-455.

- 
- [2005] Antràs, P.(2005), "Incomplete Contracts and the Product Cycle", *American Economic Review*, 95, pp. 1054-73.
- [2005] Arora A., Ceccagnoli, M. et Cohen, W. (2003, 2005), "R&D and the Patent Premium", *NBER Working Paper*, W9431, à paraître dans le *International Journal of Industrial Organization*.
- [1994] Arora et Gambardella (1994), "Evaluating Technological Information and Utilizing It", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 24.
- [1962] Arrow, K. (1962), "Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention", in NBER, *The Rate and Direction of Innovative Activity : Economic and Social Factors*, Princeton University Press.
- [2004] Artus, P. et Cette, G. (2004), *Productivité et croissance*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, Paris, La Documentation Française.
- [2006] Askenazy, P., Thesmar, D. et Thoenig, M. (2006), "On the Relation Between Organizational Practices and New Technologies : The Role of (Time Based) Competition", *Economic Journal*, janvier, pp. 128-154.
- [1988] d'Aspremont C., et Jaquemin, A. (1988), "Cooperative and Non Cooperative R&D in Duopoly with Spillovers". *American Economic Review*, vol. 78, pp. 1133-1197.
- [2006] Aubert, P., Caroli, E. et Roger, M. (2006), "New Technologies, Workplace Organization and the Structure of the Workforce : Firm-Level Evidence," *Economic Journal*, vol. 116, pp. 73-93.
- [2008] Aw, B.Y., Roberts, M. and D.Y. Xu (2008), "R&D Investment, Exporting, and the Evolution of Firm Productivity", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 98(2), 451-456.
- [1992] Baily, M. N., Hulten, C., et Campbell, D. (1992), "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants", *Brooking Papers on Economic Activity : Microeconomics*, pp. 187-267.
- [1999] Baker, G., Gibbons, R. et Murphy, K. (1999), "Informal Authority in Organizations," *Journal of Law, Economics, and Organization*, 15, 56-73.
- [2003] Baker, G. et Hubbard, T. (2003), "Make Versus Buy In Trucking : Asset Ownership, Job Design and Information", *American Economic Review*, 93, 551-72.
- [2004] Baker, G. et Hubbard, T. (2004), "Contractibility and Asset Ownership : On Board Computers and Governance in US Trucking," *Quarterly Journal of Economics*, 119, 1443-79.
- [2006] Baldwin, R.E. and F. Robert-Nicoud (2006), "Trade and Growth with Heterogenous Firms", NBER Working Paper No. 12326.
- [1992] Baron, D. et Besanko, D. (1992), "Information, Control, and Organizational Structure", *Journal of Economics and Management Strategy*, 1, 237-275.
- [2001] Baron, J., Hannan, M., Burton, D. (2001), "Labor Pains : Change in Organizational Models and Employee Turnover in Young, High-Tech Firms", *American Journal of Sociology*, 106(4), pp. 960-1012.
- [1999] Baron, J., Hannan, M., Burton, D. (1999), "Building the Iron Cage : Determinants of Managerial Intensity in the Early Years of Organizations", *American Sociological Review*, 64(4), pp. 527-547.
- [2000] Bartelsman, E. J. et Doms, M. (2000), "Understanding Productivity : Lessons from Longitudinal Microdata", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVIII, pp. 569-594.
- [1990] Bates, T. (1990), "Entrepreneur Human Capital Inputs and Small Business Longevity", *Review of Economics and Statistics*, 72(4), pp. 551-559.
- [2003] Bernard, A.B., Eaton, J., Jensen, J.B., and S. Kortum (2003), "Plants and productivity in international trade", *American Economic Review*, 93, pp. 1268-1290.

- [1999] Bernard, A.B. and J.B. Jensen (1999), "Exceptional Exporter Performance : Cause, Effect, or Both ?", *Journal of International Economics*, 47, pp. 1-25.
- [2006] Bernard, A.B., J.B. Jensen and P. K. Schott (2006), "Survival of the Best Fit : Exposure to Low-Wage Countries and the (Uneven) Growth of U.S. Manufacturing Plant". *Journal of International Economics*, vol 68, 219-237
- [2007a] Bernard, A.B., J.B. Jensen and P. K. Schott (2007), "Firms in international trade". *Journal of Economic Perspectives*, forthcoming.
- [2007b] Bernard, A.B., J.B. Jensen and P. K. Schott (2007), "Falling Trade Costs, Heterogeneous Firms and Industry Dynamics", NBER working Paper no 9639.
- [2007] Bernard, A., et Koerte, P. (2007), "Strategic responses to multiple dimensions of low-cost country competition"
- [2006a] Bernard, A.B., S.J. Redding and P. K. Schott (2006), "Multi-Product Firms and Product Switching", CEPR Working Paper, 5708.
- [2006b] Bernard, A.B., S.J. Redding and P. K. Schott (2006), "Multi-Product Firms and Trade Liberalization", NBER Working Paper No. 12782.
- [2006c] Bernard, A.B., S.J. Redding and P. K. Schott (2006), "Products and productivity", CEPR Working Paper, 5708.
- [2007] Bernard, A.B., S.J. Redding and P. K. Schott (2007), "Comparative advantage and Heterogeneous Firms", *Review of Economic Studies*, 74, 31-66.
- [2007] Bertrand, M. (2004), "From Invisible Handshake to Invisible Hand ? How Import Competition Changes the Employment Relationship", *Journal of Labor Economics*, 22(4), 723-765.
- [2003] Bertrand, M., and Schoar, A. (2003), "Managing with Style : The Effect of Managers on Firm Policies", *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp. 1169-1208.
- [2007] Bessen, J. et Hunt, R. (2007), "An Empirical Look at Software Patents", *Journal of Economics & Management Strategy*, vol. 16(1), 157-189.
- [2002] Bessen, J. et Maskin, E. (2002), "Sequential Innovation, Patents and Imitation". *MIT Working Paper*, Department of Economics.
- [1995] Billingsley, P. (1995, 1986), *Probability and Measure*, New York : Wiley and Sons.
- [2001] Black, S. et Lynch, L. (2001), "How to Compete : The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity," *Review of Economics and Statistics*, 83, 434-445.
- [2004] Blanes, V. and Busom, I. (2004), "Who participates in R&D subsidy programs ? The case of Spanish manufacturing firms", *Research Policy*, 33, pp. 1459-1476.
- [2008] Bloom, N., Draca M. and J. Van Reenen (2008), "Trade Induced Technical Change ? The Impact of Chinese Imports on Technical Change", *mimeo*, LSE.
- [2004] Bloom, N., Schankerman, M. et Van Reenen, J. (2004), "Technological Spillovers and Product Market Rivalry", *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 675.
- [1999] Blundell, R., Griffith, R. et Van Reenen, J., "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms", *Review of Economic Studies*, 66, 529-554.
- [1995] Blundell, R., Griffith, R. and J. Van Reenen (1995), "Dynamic Count Data Models of Technological Innovation", *Economic Journal*, 105, 333-344.
- [1994] Bolton, P., et Dewatripont, M. (1994), "The Firm as a Communication Network," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 809-839.

- 
- [2004] Bond, S., Harhoff D. and J. Van Reenen (2004), "Investment, R&D and Financial Constraints in Britain and Germany", CEP Discussion Papers 0595, *Annales d'Economie et Statistiques*, forthcoming.
- [2000] Boone J. (2000), "Competitive Pressure : the Effects on Investments in Product and Process Innovation", *Rand Journal of Economics*, 31/3.
- [2005] Bourlès, R. et Cette, G. (2005), "A comparison of structural productivity levels in the major industrialised countries", *Banque de France, Notes d'études et de recherche*, n°33.
- [2004] Bouwens, J., et Van Lent, L. (2004), "Assessing the performance of profit center managers," mimeo, University of Tilburg.
- [1998] Boyer, R. et Didier, M. (1998), *Innovation et croissance*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, Paris, La Documentation Française.
- [2006] Brambilla, I. (2006), "Multinationals, Technology, and the Introduction of Varieties of Goods", NBER Working Paper No. 12217.
- [2001] Branstetter, L. et Sakakibara, M. (2001), "Do Stronger Patents Induce More Innovation?", *RAND Journal of Economics*, vol 32, n°1, 77-100.
- [1999] Brémaud, P. (1999), *Markov Chains : Gibbs Field, Monte Carlo Simulation and Queues*, Springer Verlag, New York.
- [2002] Bresnahan, T., Brynjolfsson, E. et Hitt, L. (2002), "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor : Firm-level Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 117, 339-376.
- [2004] Broda, C. and D. Weinstein, "Variety Growth and World Welfare", *American Economic Review, P&P*, 94(2), pp. 139-144.
- [2002] Brodaty, T., Crépon, B. et Fougère, D. (2002), "Les méthodes micro-économétriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi", mimeo CREST.
- [1999] Brouwer, E. et Kleinknecht, A. (1999), "Innovative output, and a firm's propensity to patent. An exploration of CIS micro data", *Research Policy*, vol. 28, 615-624.
- [2007] Bustos, P. (2007), "Multilateral Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading : Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinean Firms", *CREI and Pompeu Fabra University mimeo*.
- [1995] Caballero R., Engel E. and J. Haltiwanger (1995), "Plant-Level Adjustment and Aggregate Investment in Dynamics", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- [1993] Caballero R. and A. Jaffe (1993), "How High are the Giants' Shoulders : an Empirical Assessment of Knowledge Spillovers and Creative Destruction in a Model of Economic Growth", NBER Working Paper No. 4370.
- [2001] Caroli, E. et Van Reenen, J. (2001), "Skill Biased Organizational Change," *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1448-1492.
- [2002] Cassiman, B., et Veugelers, R. (2002), "R&D Cooperation and Spillovers : Some Empirical Evidence from Belgium", *American Economic Review*, 92(4), 1169-1184.
- [2005] Cassiman, B., et Veugelers, R. (2005), "R&D Cooperation between Firms and Universities. Some Empirical Evidence from Belgian Manufacturing", *International Journal of Industrial Organization*, 23, 355-379.
- [2006] Cassiman, B., et Veugelers, R. (2006), "In search of Complementarity in Innovation Strategy : Internal R&D, Cooperation in R&D and External Technology Acquisition", *Management Science*, 52(1).

- [1982] Caves, R. (1982), *Multinational Enterprise and Economic Analysis*, Cambridge : Cambridge University Press.
- [1998] Clerides, S., Lach, S. and J. Tybout (1998), "Is learning by exporting important ? Microdynamic evidence from Colombia, Mexico, and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 903-947.
- [1998] Cockburn, I., et Henderson, R. (1998), "Absorptive Capacity, Coauthoring Behavior and the Organization of Research in Drug Discovery", *Journal of Industrial Economics*, 46, 157-182.
- [1996] Cohen, W. et Klepper, S. (1996), "A Reprise of Size and R&D", *Economic Journal*, vol. 106(437), 925-51.
- [1990] Cohen, W. et Levinthal, D. (1990), "Absorptive Capacity : A new perspective on learning and innovation", *Administrative Science Quarterly*, 35, 128-152
- [2000] Cohen W., Nelson R. et J. Walsh (2000), "Protecting their Intellectual Assets : Appropriability Conditions and Why Firms Patent or Not ?", *NBER Working Paper*, n°7552.
- [2002] Cohen W., Nelson R. et J. Walsh (2002), "Links and Impacts : the Influence of Public Research on Industrial R&D", *Management Science*, 48(1), 1-23.
- [2004] Colombo, M. et Delmastro, M. (2004), "Delegation of Authority in business organizations : An empirical test," *Journal of Industrial Economics*, 52, 53-80.
- [2007] Costantini, J. and M. Melitz (2007), "The Dynamics of Firm-Level Adjustment to Trade Liberalization", forthcoming in Helpman, E., D. Marin, and T. Verdier, *The Organization of Firms in a Global Economy*, Harvard University Press, 2008
- [2004] Crépon, B., Heckel, T., et Riedinger, N. (2004), "Computerization, Organizational Change and Productivity : Microeconomic Evidence for France," mimeo, INSEE.
- [1999] Crépon, B. et Iung, N. (1999), "Innovation, Emploi et Performances", *Document de Travail de la DESE*, G9904.
- [1997] Crépon, B. et Duguet, E. (1997), "Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood and simulated maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity", *Journal of Econometrics*, vol. 79(1), 355-378.
- [1996] Crépon, B., Duguet, E. et Kabla, I. (1996), "A moderate support to schumpeterian conjectures from various innovations measures", in Kleinknecht, A. éd., *Determinants of Innovation : the message from new indicators*, Mac Millan Press, Londres.
- [1998] Crépon, B., Duguet, E. et Mairesse, J. (1998), "Research Investment, Innovation and Productivity : an Econometric Analysis", *Economics of Innovation and New Technology*, 7(2), 115-158.
- [2004] Crépon, B. et Duhautois, R. (2004), "Ralentissement de la productivité et réallocations d'emplois : deux régimes de croissance", *Economie et Statistique*, n° 367, p. 69-82.
- [2000] Cressy, R. (2000), "Credit rationing or entrepreneurial risk aversion ? An alternative explanation for the Evans and Jovanovic finding", *Economics Letters*, 66, pp. 235-240.
- [1999] Cully, M., O'Reilly, A., Woodland, S. et Dix, G. (1999), *Britain at Work*, London : Routledge.
- [2000] David, P., Hall, B. et Toole, A. (2000), "Is public R&D a complement or a substitute for private R&D ? A review of the econometric evidence", *Research Policy*, vol. 29, 497-529.
- [1987] Dearden, J. (1987), "Measuring profit center managers," *Harvard Business Review*, 65, 84-88.
- [2002] Dessein, W. (2002), "Authority and Communication in Organizations," *Review of Economic Studies*, 69, 811-838.



- 
- [1977] Dixit, A., et Stiglitz, J. (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67, pp. 297-308.
- [2000] Duguet, E. (2000), "Les subventions à la R&D : complément ou substitut au financement privé ?", *Etude pour le SESSI*.
- [2004] Duguet, E. (2004), "Are R&D subsidies a substitute or a complement to privately funded R&D ? Evidence from France using propensity score methods for non experimental data". *Revue d'Economie Politique*, 114(2), march-avril, 263-292 (<http://ssrn.com/paper=421920>).
- [2006] Duguet, E. (2006), "Innovation height, spillovers and TFP growth at the firm level : Evidence from French manufacturing", *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 15(4), 415-422.
- [1998] Duguet, E. et Kabla, I. (1998), "Appropriation Strategy and the Motivations to Use the Patent System in France : An Econometric Analysis at the Firm Level", *Annales d'Economie et de Statistique*, n°49-50, 290-327 (<http://www.adres.polytechnique.fr/ANCIENS/index.htm#1998>).
- [2006] Duguet, E. et C. Lelarge (2006), "Does Patenting Increase the Private Incentives to Innovate ? A Microeconomic Analysis", *Document de Travail du CREST*, 2006-09.
- [2005] Duguet, E. et MacGarvie, M. (2005), "How well do Patent Citations Measure Knowledge Flows ? Evidence from French Innovation Surveys", *Economics of Innovation and New Technology*, 14(5), p. 375-393.
- [2004] Duguet, E. et Monjon, S. (2004), "Is Innovation Persistent at the Firm Level ? An Econometric Examination Comparing the Propensity Score and Regression Methods", *Cahiers de la MSE*, 2004.75.
- [2002] Duhautois, R. (2002), "Les réallocations d'emploi en France sont-elles en phase avec le cycle ?", *Economie et Statistique*, n° 351, pp. 87-103.
- [2005] Dutt, P. and D. Traca (2005), "Trade and the Skill-bias - It's not how much, but with whom, you trade", *mimeo*, INSEAD.
- [2005] Eaton, J., Kortum, S., and F. Kramarz, (2005), "Anatomy of International Trade : Evidence from French Firms", *Crest mimeo*.
- [2002] Eaton, J. and S. Kortum, (2002), "Technology, geography and trade", *Econometrica* 70, 1741-1779.
- [2006] Eckel, C. and J. Neary (2006), "Multi-Product Firms and Flexible Manufacturing in the Global Economy", CEPR Discussion Paper No. 5941.
- [2001] Encaoua, D. et Crampes, C. (2001), "Micro-économie de l'innovation", in *L'encyclopédie de l'innovation*.
- [2000] Encaoua, D. et Ulph, D. (2000), "Catching-up or Leapfrogging ? The effects of competition on innovation and growth", *mimeo* EUREQua.
- [2007] Eurostat / OECD (2007), *Manual on Business Demography Statistics*, Luxembourg : Office for Official Publications of the European Communities.
- [1989] Evans, D. and Jovanovic, B. (1989), "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 97(4), pp. 808-827.
- [2007] Feenstra, R. and H. Ma (2007), "Optimal Choice of Product Scope for Multiproduct Firms under Monopolistic Competition", NBER Working Paper No. 13703.
- [1987] Flam, H. and E. Helpman (1987), "Vertical Differentiation and North-South Trade", *American Economic Review*, 77, 810-22.

- [2007] Fontagné, L., Gaulier G. and Zignago S. (2007), "Specialisation across Varieties within Products and North-South Competition", CEPII working paper no 2007-06.
- [2000] Foster, L., Haltiwanger, J. et Krizan, C.J. (2000), "Aggregate Productivity Growth : Lessons from Microeconomic Evidence" in *New Developments in Productivity Analysis* (Dean, E., Harper, M. et Hulten, C., ed.), Chicago, University of Chicago Press.
- [2005] Foster, L., Haltiwanger, J. et Syverson, C. (2005), "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency : Selection on Productivity or Profitability ?", *NBER Working Paper*, 11555.
- [2004] Galia, F. et Legros, D. (2004), "Complementarities between obstacles to Innovation : Evidence from France", *Research Policy*, 33, p. 1185-1199.
- [1995] Gambardella, A. (1995), *Science and Innovation : The U.S. Pharmaceutical Industry during the 1980's*, Cambridge : Cambridge University Press.
- [2000] Garicano, L. (2000), "Hierarchies and the Organization of Knowledge in Production," *Journal of Political Economy*, 108, 874-904.
- [1991] Geanakoplos, J. et Milgrom, P. (1991), "A Theory of Hierarchies Based on Limited Managerial Attention," *Journal of the Japanese and International Economies*, 5, 205-225.
- [2003] Gersbach, H., et Schmutzler, A. (2003), "Endogenous Spillovers and Incentive to Innovate", *Economic Theory*, 21, 59-79.
- [1952] Gerschenkron, A. (1952), "Economic Backwardness in Historical Perspective", in Hoselitz, B. (ed.), *The Progress of Underdeveloped Areas*, Chicago : University of Chicago Press, 3-29.
- [1989] Geweke, J. (1989), "Efficient Simulation from the Multivariate Normal Distribution Subject To Linear Inequality Constraints and the Evaluation of Constraint Probabilities", *Duke University Working Paper*.
- [1982] Gilbert, R. et Newbery, D. (1982), "Preemptive Patenting and the Persistence of Monopoly", *American Economic Review*, 72.
- [1997] Ginarte J. et Parks, W. (1997), "Intellectual Property Rights and Economic Growth", *Contemporary Economic Policy*, vol. XV, 51-61.
- [1998] Ginnarte, J. et Parks, W. (1998), "Determinants of Patent Rights : A Cross-National Study". *Research Policy*, 26, 283-301.
- [2006] Gonzalez, L. et Picart, C. (2006), "Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)", *Document de travail de l'INSEE-DESE*, 2006/15.
- [1991] Gouriéroux, C. et Monfort, A. (1991), "Simulation Based Inference in Models with Heterogeneity", *Annales d'Economie et de Statistiques*, vol. 20/21, 69-107.
- [1995] Gouriéroux, C. et Monfort, A. (1995), *Statistics and Econometric models*, Cambridge University Press (ISBN 0521405513).
- [1985] Gouriéroux C., Monfort A., Renault, E. et Trognon, A. (1985), "Moindres Carrés Asymptotiques", *Annales de l'INSEE*, vol. 58, 91-122.
- [1987] Gouriéroux C., Monfort A., Renault, E. et Trognon, A. (1987), "Generalized Residuals", *Journal of Econometrics*, 34, 5-31.
- [1986] Grabowsky, H. et Vernon, J. (1986), "Longer Patents for Lower Imitation Barriers : The 1984 Drug Act", *AEA Papers and Proceedings*, 195-198.
- [1996] Grant, R. (1996), "Toward a Knowledge-Based Theory of the Firm", *Strategic Management Journal*, 17.

- 
- [1999] Greenan, N., et Mairesse, J. (1999), "Organizational Change in French Manufacturing : What Do We Learn From Firm Representatives and From Their Employees," *NBER Working Paper*, 7285.
- [2000] Griffith, R. (2000), "How Important is Business R&D for Economic Growth and Should the Government Subsidise It ?", *Briefing Note* No. 12, The Institute for Fiscal Studies.
- [2006] Griffith, R., Harrison, R. et Van Reenen, J. (2006), "How Special is the Relationship : Using the Impact of US R&D Spillovers on British Firms as a Test of Technology Sourcing", *American Economic Review*, 96(5), 1859-1875.
- [2004] Griffith, R., Redding, S. et Van Reenen, J. (2004), "Mapping the Two Faces of R&D : Productivity in a Panel of OECD Countries", *Review of Economics and Statistics*, 86(4), p. 883-895.
- [1958] Griliches, Z. (1958), "Research Cost and Social Returns : Hybrid Corn and Related Innovations", *Journal of Political Economy*, 66, 419-431.
- [1964] Griliches, Z. (1964), "Research Expenditures, Education, and the Aggregate Agricultural Production Function", *American Economic Review*, 54, 961-674.
- [1996] Griliches, Z. (1996), "The Discovery of the Residual : A Historical Note", *Journal of Economic Literature*, XXXIV, 1324-1330.
- [1989] Grossman, G. and E. Helpman (1989), "Product Development and International Trade", *Journal of Political Economy*, 97, 1261-83.
- [1991a] Grossman, G. and E. Helpman (1991), "Quality Ladders and Product Cycle", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 557-586.
- [1991b] Grossman, G. and E. Helpman (1991), "Quality Ladders in the Theory of Growth", *Review of Economic Studies*, 58(1), pp. 43-61.
- [1991c] Grossman, G. and E. Helpman (1991), "Endogeneous Product Cycles", *Economic Journal*, 101, 1214-1229.
- [1991d] Grossman, G. and E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press.
- [1994] Grossman, G. et Helpman, E. (1994), "Endogenous Innovation in the Theory of Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8, 23-44.
- [2003] Guellec, D. et Martinez, C. (2003), "Overview of Recent Trends in Patent Regimes in the United States, Japan and Europe" in *Patents Innovation and Economic Performance, Proceedings of the OECD Conference on IPR, Innovation and Economic Performance*, Août 2003, OECD.
- [2005] Guiso, L., Pistaferri, L. and Schivardi, F. (2005), "Insurance within the Firm", *Journal of Political Economy*, 113(5), 1054-1087.
- [2004] Guiso, L. and Schivardi, F. (2004), "Learning to be an Entrepreneur", *mimeo*.
- [2007] Gustasson, P. and P. Segerstrom (2007), "North-South Trade with Increasing Product Variety", *mimeo*.
- [1996] Hajivassiliou, V., Mc Fadden, D. et Ruud, P. (1996), "Simulation of multivariate normal rectangle probabilities and their derivatives. Theoretical and computational results", *Journal of Econometrics*, 72, 85-134.
- [1993] Hajivassiliou, V. et Borsh-Supan, A. (1993), "Smooth Unbiased Multivariate Probability Simulators for Maximum Likelihood Estimation of Limited Dependent Variable Models", *Journal of Econometrics*, vol. 58 (3), 347-368.
- [2000] Hall, B. et Van Reenen, J. (2000), "How effective are fiscal incentives for R&D ? A review of the evidence", *Research Policy*, vol. 29, 449-469.

- [2008] Hall, R. and Woodward, S. (2008), "The Burden of the Nondiversifiable Risk of Entrepreneurship", *NBER Working Paper*, no. 14219.
- [2001] Hall, B. et Ziedonis, R. (2001), "The Patent Paradox Revisited : an Empirical Study of Patenting in the U.S. Semiconductor Industry, 1979-1995", *Rand Journal of Economics*, 32, 101-128.
- [2005] Hallak, J. and P. Schott (2005), "Estimating cross country differences in product quality", *mimeo*.
- [2006] Hallak, J. (2006), "Product Quality and the Direction of Trade", *Journal of International Economics*, 68, 238-265.
- [1994] Hart, O. and Moore, J. (1994), "A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital", *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 841-879.
- [2005] Hart, O. et Moore, J. (2005), "On the Design of Hierarchies : Coordination versus Specialization," *Journal of Political Economy*, 113, 675-702.
- [1981] Hausman, J. et Taylor, W. (1981), "Panel data and unobservable individual effects," *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- [1979] Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, 153-161.
- [1999] Heckman, J., Lalonde, R. et Smith, J. (1999), "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs", in O. Ashenfelter and D. Card, Chapter 31, *Handbook of Labor Economics*, vol. IV, pp. 1865-2073.
- [2002] Hellmann, T. (2002), "When Do Employees Become Entrepreneurs ?", *Stanford Graduate School of Business WP no 1770*.
- [1994] Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D. and Rosen, H. (1994), "Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints", *RAND Journal of Economics*, 25(2), pp. 334-347.
- [1999] Howitt, P. (2004), "Croissance endogène, productivité et politique économique : rapport de situation", *Observateur International de la Productivité*, 8.
- [1998] Hubbard R. (1998), "Capital market imperfections and investment", *Journal of Economic Literature*, 34, 193-225.
- [2005] Hummels, D. and P.J. Klenow (2005), "The Variety and Quality of a Nation's Exports", *American Economic Review*, 95, 704-23.
- [2004] Klette, T. J. and S. Kortum (2004), "Innovating Firms and Aggregate Innovation", *Journal of Political Economy*, 112, 986-1017.
- [1997] Ichniowski, C., Prenushi, G., et Shaw, K. (1997), "The effects of Human Resource Management : A Study of Steel Finishing Lines," *American Economic Review*, 87, 291-313.
- [2008] Imbens, G. and Lemieux, T. (2008), "Regression Discontinuity Designs : a Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142(2), pp. 615-635.
- [2002] INSEE (2002), *Innovation : de l'idée à la performance*, Actes du 8ème séminaire de la Direction des Statistiques d'Entreprises.
- [2006] INSEE (2006), *L'Economie française*, édition 2006.
- [1986] Jaffe, A. (1986), "Technological Opportunity and Spillovers from Firms' Patents, Profit, and Market Value," *American Economic Review*, 76, 984-1001.
- [2004] Jaffe, A. et Sanyal, P. (2004), "Peanut Butter Versus the New Economy : Does the Increased Rate of Patenting Signal More Invention or Just Lower Standards ?", [http://people.brandeis.edu/~ajaffe/sanyal\\_jaffe\\_apr7.pdf](http://people.brandeis.edu/~ajaffe/sanyal_jaffe_apr7.pdf).

- 
- [2002] Janod, V. (2002), "Changements Organisationnel, Qualification et Croissance," PhD Dissertation, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- [2004] Janod, V. et Saint-Martin, A. (2004), "Measuring Work Reorganization and its Impact on Firm Performance : an Estimate on French Manufacturing Firms over 1995-1999", *Labour Economics*, Vol. 11, Issue 6, pp. 785-798.
- [1976] Jensen M, Meckling W. (1976), "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, pp. 305-360.
- [1992] Jensen, M. et Meckling, W. (1992), "Specific and General Knowledge, and Organizational Structure", in *Contract Economics*, Lars, W. et Wijkander, H. (ed.), Oxford : Blackwell.
- [1990] Jorde, T. et Teece, D. (1990), "Innovation and Cooperation : Implications for Competition and Antitrust", *Journal of Economic Perspectives*, 4 :3 (Summer), 75-96.
- [2000] Joulfaian, D. (2000), "Corporate Income Tax Evasion and Managerial Preferences", *Review of Economics and Statistics*, 82(4), pp. 698-701.
- [1994] Jovanovic, B. et MacDonald, G. (1994), "Competitive Diffusion", *Journal of Political Economy*, 102(1).
- [1992] Kamien, M.I., Muller, E., et Zang, I (1992), "Research Joint Ventures and R&D Cartels", *American Economic Review*, 82, 1293-1306.
- [2005] Kaplan, S., Sensoy, B. and Strömberg, P. (2005), "What are Firms ? Evolution from Birth to Public Companies", *CEPR Discussion Paper*, no. 5224.
- [1994] Keane, M. (1994), "A Computationally Efficient Practical Simulation Estimator for Panel Data", *Econometrica*, 62 (1), 95-116.
- [2002] Keller, W. (2002), "Geographic localization of international technology diffusion", *American Economic Review*, 92, 120-142.
- [1956] Kendrick, J.(1956) "Productivity Trends : Capital and Labor", *Review of Economics and Statistics*, 38, 248-57.
- [2008] Keuschnigg, C. (2008), "Tax Policy for Venture Capital Backed Entrepreneurship", *mimeo*, University of St.Gallen.
- [2003] Keuschnigg, C. (2003), "Public Policy and Venture Capital Backed Innovation", *mimeo*, University of St.Gallen.
- [2007] Keuschnigg, C. and Nielsen, S. (2007), "Public Policy, Start-up Entrepreneurship, and the Market for Venture Capital", in Parker, S. (ed.), *The Life Cycle of Entrepreneurial Ventures*, International Handbook Series on Entrepreneurship, vol. 3, Springer Verlag.
- [2004] Keuschnigg, C. and Nielsen, S. (2004), "Start-ups, venture capitalists, and the capital gains tax" *Journal of Public Economics*, 88, pp. 1011-1042.
- [1979] Kihlstrom, R. and Laffont, J-J. (1979), "A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation Based on Risk Aversion", *Journal of Political Economy*, 87(4), pp. 719-748.
- [2000] Klette, T., Moen, J., et Griliches, Z. (2000), "Do subsidies to commercial R&D reduce market failures ? Microeconomic evaluation studies", *Research Policy*, 29, 471-495.
- [2004] Kocoglu, Y. et Mairesse, J. (2004), "An Exercise in the Measurement of R&D Capital and its Contribution to Growth : a Comparison between France and the United States, and with ICT", papier présenté à la 28ème conférence de l'International Association for Research in Income and Wealth, Août 2004.
- [1993] Krishna, K. (1993), "Auctions with Endogenous Valuations : the Persistence of Monopoly Revisited", *American Economic Review*, 83(1), 147-160.

- [1981] Lee, L. (1981), "Simultaneous equation models with discrete and censored dependent variables," in Manski, C., and D. McFadden (eds), *Structural Analysis of Discrete Data and Econometric Applications*, Cambridge MA : MIT Press, 346-364.
- [1977] Leland H. et Pyle D. (1977), "Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation", *Journal of Finance*, vol. 32 (2), 371- 387.
- [2008] Lelarge, C., Sraer, D., et Thesmar, T. (2008), "Credit Constraint and Entrepreneurship : Evidence from a French Loan Guarantee Program", forthcoming in J. Lerner and A. Schoar (ed.), *International Differences in Entrepreneurship*, University of Chicago Press [<http://www.nber.org/books/lern08-2/>].
- [2008] Lelarge, C. (2008), "Innovation and IPRs in a Panel of OECD Countries", à paraître dans OECD, *Innovation performance in firms - First findings from a cross-country analysis of innovation survey microdata and research agenda*, Paris
- [2006a] Lelarge, C. (2006), "Les entreprises industrielles françaises sont-elles à la frontière technologique ?", *Revue Economique*, vol. 57(3).
- [2006b] Lelarge, C. (2006), "Les entreprises industrielles françaises sont-elles à la frontière technologique ?", INSEE, Document de travail de la DESE, G2006/11.
- [2005] Lentz, R. et Mortensen, D. (2005), "An Empirical Model of Growth Through Product Innovation", *NBER Working Paper* No 11546.
- [2001] Lerner, J. (2001), "150 Years of Patent Office Practice", Paper prepared for the Conference on the Law, Economics and History of Intellectual Property, Haas School of Business, Berkeley, California (<http://emlab.berkeley.edu/users/bhall/ipconf/lerner.pdf>)
- [1998] Lerner, J. et Merges, R. (1998), "The Control of Biotechnological Alliances : An Empirical Examination of the Biotechnology Industry," *Journal of Industrial Economics*, 46, 125-156.
- [2002] Lerner, J. (2002), "When Bureaucrats Meet Entrepreneurs : the Design of Effective Public Venture Capital Programmes", *Economic Journal*, 112, pp. F73-F84.
- [2007] Lerner, J. et Zhu, F. (2007), "What is the Impact of Patent Shifts ? Evidence from Lotus vs. Borland", *NBER Working Paper*, 11168.
- [1987] Levin R., Klevorick A., Nelson R. et Winter, S. (1987), "Appropriating the Returns to Industrial R&D", *Brookings Papers on Economic Activity*, 783-820.
- [2003] Levinsohn, J. and A. Petrin (2003), "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341
- [2008] Lokshin, B., and Mohnen, P. (2008), "Wage effects of R&D tax incentives : Evidence from the Netherlands", *UNU-MERIT Working Paper*, no 2008-034.
- [2006] MacGarvie, M. (2006), "Do Firms Learn from International Trade ?", *Review of Economics and Statistics*, 88(1), 46-60.
- [2002] MacKinsey Global Institute (2002), "Reaching Higher Productivity Growth in France and Germany," *MGI Reports*, <http://www.mckinsey.com/knowledge/mgi/europe/index.asp>
- [1983] Maddala, G. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs, n°3, Cambridge University Press.
- [2002] Mairesse, J. et Mohnen, P. (2002), "To Be or Not to Be Innovative : An Exercise in Measurement", OCDE, *STI Review*, n° 27.
- [2004] Mairesse, J. et Mulkay, B. (2004), "L'Effet du Crédit d'Impôt Recherche sur la R&D en France", *Revue d'Economie Politique*, Nov. - Déc.

- 
- [2006] Mayer, T. and S. Zignago (2006), "Notes on CEPII's distances measures", *CEPII Working Paper*.
- [2003] Melitz, M. (2003), "The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity", *Econometrica*, 71, 1695-1725.
- [1995] Melumad, N., Mookherjee, D., et Reichelstein, S. (1995), "Hierarchical Decentralization of Incentive Contracts," *Rand Journal of Economics*, 26, 654-672.
- [1989] Merchant, K. (1989), *Rewarding Results : Motivating Profit Center Managers*, Cambridge : Harvard Business School Series in Accounting and Control.
- [1992] Milgrom, P. et Roberts, J. (1992), *Economics, Organization and Management*, New Jersey : Prentice Hall.
- [2006] Miravete, E. et Pernias, J. (2006), "Innovation Complementarities and Scales of Production", *Journal of Industrial Economics*.
- [2006] Modigliani F., Miller M. (1958), "The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment", *American Economic Review*, 48, pp. 261-297.
- [2003] Monjon, S. et Walbroeck, P. (2003), "Assessing Spillovers from Universities to Firms : Evidence from French Firm-level Data", *International Journal of Industrial Organization*, 21 (9), 1255- 1270.
- [1995] Montagna, C. (1995), "Monopolistic Competition with Firm-Specific Costs", *Oxford Economic Papers*, 47, pp. 318-328.
- [2005] Mookherjee, D. (2005), "Decentralization, Hierarchies and Incentives : A Mechanism Design Approach," *Journal of Economic Literature*, forthcoming.
- [2003] Moser, P. (2003), "How Do Patent Laws Influence Innovation? Evidence from Nineteenth-Century World Fairs", *NBER Working Paper*, w9909.
- [1986] Moulton, B. (1986), "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates", *Journal of Econometrics*, 32.
- [1961] Mundlak, Y. (1961), "Aggregation over time in distributed lag models", *International Economic Review*, vol. 2, 154-163.
- [1984] Myers, S. et Majluf, N. (1984), "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
- [1993] Nadiri, I. (1993), "Innovations and Technological Spillovers", *NBER Working Paper*, 4423.
- [1996] Nickell, S. (1996), "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy*, 104, 724-746.
- [2001] Nickell, S., Nicolitsas, D. et Patterson, M. (2001), "Does Doing Badly Encourage Managerial Innovation?," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3, 5-28.
- [2006] Nocke, V. and S. Yeaple (2006), "Globalization and endogenous firm scope", *NBER Working Paper No. 12322*
- [1969] Nordhaus, W. (1969), *Invention, Growth and Welfare*, Cambridge : MIT Press.
- [1992, 1997, 2005] OCDE (1992,1997,2005), *Manuel d'Oslo. La mesure des activités scientifiques et technologiques. Principes directeurs proposés pour le recueil et l'interprétation des données sur l'innovation technologique*.
- [2002] OCDE (2002), "Les changements en cours du cycle économique", in *Perspectives économique de l'OCDE*, 71.

- [2002] OECD (2002), *Frascati Manual : Proposed Standard Practice for Surveys on Research and Experimental Development*, Paris : OECD, 6th ed.
- [2003] OCDE/DSTI (2003), "STAN Indicators".
- [2003] OCDE/DSTI (Hatzichronoglou, T., 2003), "Révision des classifications des secteurs et des produits de haute technologie", *Document de Travail* 1997/2.
- [2004] OCDE (2004), *Compendium Statistique 2004 de la science et de la technologie*.
- [2005] OCDE (2005), *L'OCDE en chiffres 2005*.
- [2005] OCDE (2005), *Main Science and Technology Indicators*.
- [2009] OCDE (2009), *Innovation performance in firms - First findings from a cross-country analysis of innovation survey microdata and research agenda*, OCDE : Paris
- [1984] Pagan A. (1984), "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors", *International Economic Review*, 25(1), 221-247.
- [1986] Pakes, A. (1986), "Patents as Options : Some Estimates of the Value of Holding European Patent Stocks". *Econometrica*, Vol. 54 (4), 755-84.
- [1986] Pakes, A. et Schankerman, M. (1986), "Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries During the Post-1950 Period", *Economic Journal* (December), 1052-1076.
- [2004] Picart, C. (2004), "Le tissu productif : renouvellement à la base et stabilité au sommet", *Economie et Statistique*, no 371.
- [2006] Picart, C. (2006), "Les gazelles en France", Note INSEE/DESE/D3E/MSE, 02-06/G230/CP/CE.
- [1990] Pisano, G. (1990), "The R&D Boundaries of the Firm : an Empirical Analysis", *Administrative Science Quarterly*, 35, 153-176.
- [1980] Porter M. (1980), "Competitive Strategy", The Free Press.
- [1985] Porter M. (1985), "Competitive Advantage", The Free Press.
- [1979] Porter, M. (1979), "How Competitive Forces Shape Strategy", *Harvard Business Review*, 1979(2).
- [1961] Posner, M. (1961), "International trade and technological change", *Oxford Economic Papers*, vol. 13, 232-341.
- [1997] Power, L. (1997), "The Missing Link : Technology, Investment, and Productivity", *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 300-313.
- [2002] Puga, D. et Treffer, D. (2002), "Knowledge Creation and Control in Organizations", *NBER Working Paper* No. W9121.
- [1997] Qiu, L.D. (1997), "On the Dynamic Efficiency of Bertrand and Cournot Equilibria", *Journal of Economic Theory*, 75, 213-229.
- [1993] Radner, R. (1993), "The Organization of Decentralized Information Processing," *Econometrica*, 61, 1109-1146.
- [1992] Radner, R. et Van Zandt, T. (1992), "Information Processing in Firms and Returns to Scale," *Annales d'Economie et de Statistique*, 25/26, 265-298.
- [1998] Rajan, R. and Zingales, L. (1998), "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88(3), pp. 559-586.
- [2001] Rajan, R. et Zingales, L. (2001), "The Firm as a Dedicated Hierarchy : A Theory of the Origin and Growth of Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 116, 805-851.



- 
- [2006] Rajan, R. et Wulf, J. (2006), "The Flattening Firm : Evidence from Panel Data on the Changing Nature of Corporate Hierarchies," *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, 759-773.
- [1983] Reinganum, J. (1983), "Uncertain Innovation and the Persistence of Monopoly", *American Economic Review*, 73, 741-748.
- [1989] Reinganum, J. (1989), "The Timing of Innovation : Research, Development and Diffusion", in *Handbook of Industrial Organization*, eds. R. Schmalensee et R. Willig, vol. 1, Elsevier.
- [1988] Rivers, D. et Vuong, Q. (1988), "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models," *Journal of Econometrics*, 39, 347-366.
- [1997] Roberts, M. et Tybout, J. (1997), "The decision to export in Colombia : an empirical model of entry with sunk costs", *American Economic Review*, 87, 545-563.
- [1990] Romer, P. (1990), "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98, 71-102.
- [1994] Romer, P. (1994), "The Origins of Endogenous Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8, 3-22.
- [2005] Sabirianova, Svejnar et Terrell (2005), "Distance to the efficiency frontier and FDI spillovers", *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3), 576-586.
- [1986] Sah, R. et Stiglitz, J. (1986), "The Architecture of Economic Systems : Hierarchies and Polyarchies," *American Economic Review*, 76, 716-727.
- [1999] Sakakibara, M. et Branstetter, L. (1999), "Do Stronger Patents Induce More Innovation ? Evidence from the 1988 Japanese Patent Law Reforms", *NBER Working Paper W7066*.
- [1984] Salant, S (1984), "Preemptive Patenting and the Persistence of Monopoly : Comment", *American Economic Review*, 74(1), 247-250.
- [2005] Salomon, R. et Shaver, J.M. (2005), "Learning by Exporting : New Insights from Examining Firm Innovation", *Journal of Economics and Management Strategy*, 14(2), 431-460.
- [2004] Sapir, A. *et al.* (2004), *An Agenda for a Growing Europe. The Sapir Report*, Oxford University Press.
- [2006] Savignac, A. (2006), *Le Financement des Entreprises Innovantes*, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université de Paris 1 - Panthéon - Sorbonne.
- [1998] Schankerman, M. (1998), "How Valuable is Patent Protection ? Estimates by Technology Field", *RAND Journal of Economics*, vol. 29 n°1, 77-107.
- [1981] Schankerman, M. (1981), "The Effects of Double-Counting and Expensing on the Measured Returns to R&D", *Review of Economics and Statistics*, 63(3), 454-458
- [1998] Scherer, F. (1998), "The Size Distribution of Profits from Innovation", *Annales d'Economie et de Statistique*, n°49/50, 495-516.  
(<http://www.adres.polytechnique.fr/ANCIENS/index.htm#1998>).
- [2004] Schott, P. (2004), "Across-Product versus Within-Product Specialization in International Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 119, 647-678.
- [1934] Schumpeter, J. (1934), *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA : Harvard University Press.
- [1942] Schumpeter, J. (1942), *Capitalisme, Socialisme et Démocratie*, Payot.
- [2008] Serrano-Velarde, N. (2008), "How Do Firms React to R&D Subsidies ? Evidence from Regression Discontinuity Design", *mimeo*, European University Institute.

- [1992] Shaw, G. (1992), "Policy Implications of Endogenous Growth Theory", *The Economic Journal*, 102, 611-621.
- [2003] Siebert, R. (2003), "The Introduction of New Product Qualities by Incumbent Firms : Market Proliferation versus Cannibalization", *WZB Working Paper SPII 2003-11*.
- [1986] Smith, R. and R. Blundell (1986), "An Exogeneity Test for a Simultaneous Tobit Model with an Application to Labor Supply", *Econometrica*, 54, 679-685.
- [1957] Solow, R. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
- [2008] Spulber, D. (2008), "Entrepreneurs in the Theory of the Firm", *mimeo*, Communication at the 2008 AEA Annual Meetings in New Orleans, in the session : "Entrepreneurship : Toward Useful Microtheory."
- [2003] Stein, J. (2003), "Agency, Information and Corporate Investment", in Constantinides, G., M Harris, M., and R. Stulz (ed.), *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier.
- [2007] Takalo, T., Tanayama, T., and Toivanen, O. (2007), "Evaluating Innovation Policy : a Structural Treatment Effect Model of R&D Subsidies", *mimeo*, Helsinki School of Economics.
- [2007] Tanayama, T. (2007), *Allocation and Effects of R&D Subsidies : Selection, Screening, and Strategic Behavior*, Helsinki School of Economics, PhD Dissertation.
- [2000] Thesmar, D. et Thoenig, M. (2000), "Creative Destruction and Firm Organization Choice", *Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1209-1238.
- [2003] Thoenig, M. et Verdier, T. (2003), "A Theory of Defensive Skill-Biased Innovation and Globalization", *American Economic Review*, 93, 709-728.
- [1988] Tirole, J. (1988), *Théorie de l'Organisation Industrielle*, Economica et *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press.
- [2002] Tybout, J., (2002), "Plant and Firm Level Evidence on "New" Trade Theories", NBER Working paper 8418.
- [1996] van Reenen, J. (1996), "The Creation and Capture of Rents : wages and innovation in a panel of UK companies", *Quarterly Journal of Economics*, 111(1), pp. 195-226.
- [1998] van der Vaart, A. (1998), *Asymptotic Statistics*, Cambridge : Cambridge University Press.
- [1966] Vernon R. (1966), "International Investment and International Trade in the Product Cycle", *Quarterly Journal of Economics*, 80, 190-207.
- [1985] Vickers, J. (1985), "Pre-Emptive Patenting, Joint ventures, and the Persistence of Oligopoly", *International Journal of Industrial Organization*, 3(3), 261-273.
- [1980] White, H. (1980), "A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.
- [1988] Williamson O. (1988), "Corporate Finance and Corporate Governance", *Journal of Finance*, 43, pp. 567-591.
- [2002] Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge : MIT Press.
- [1992] Young, A. (1992), "A Tale of Two Cities : Factor Accumulation and Technical Change in Hong Kong and Singapore", *NBER Macroeconomics Annual*.

