



**HAL**  
open science

# La productivité dans le secteur du bâtiment : Diagnostic et rôle de la structure du marché

Abdoulaye Kané

► **To cite this version:**

Abdoulaye Kané. La productivité dans le secteur du bâtiment : Diagnostic et rôle de la structure du marché. Économie et finance quantitative [q-fin]. Université Paris Nanterre, 2022. Français. NNT : . tel-04107356

**HAL Id: tel-04107356**

**<https://cstb.hal.science/tel-04107356>**

Submitted on 26 May 2023

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

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

Copyright

Membre de l'université Paris Lumières

## **Abdoulaye Kané**

# **La productivité dans le secteur du bâtiment : Diagnostic et rôle de la structure du marché**

Thèse présentée et soutenue publiquement le 29/11/2022  
en vue de l'obtention du doctorat de Sciences économiques de l'Université Paris  
Nanterre  
sous la direction de Mme Nadine Levratto  
et de M. Jimmy Lopez

### **Jury :**

Rapporteuse :	Mme Flora Bellone	Professeure d'économie, Université Côte d'Azur
Rapporteur :	M. Fabien Tripier	Professeur d'économie, Université Paris Dauphine
Membre du jury :	Mme Mouchira Lahiani	Docteure en économie, Centre Scientifique et Technique du Bâtiment
Membre du jury :	M. Gilbert Cette	Professeur d'économie, NEOMA Business School
Membre du jury :	M. Saïd Souam	Professeur d'économie, Université Paris Nanterre



THÈSE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ PARIS NANTERRE

Opérée au sein du :

**laboratoire EconomiX - UMR 7235**

**École Doctorale 396 :**  
**Économie, organisation, société**

**Spécialité de doctorat : Sciences économiques**

Soutenue publiquement le 29/11/2022, par :

**Abdoulaye Kané**

---

**La productivité dans le secteur du bâtiment :**  
**Diagnostic et rôle de la structure du marché**

---

Devant le jury composé de :

**Saïd Souam**

Professeur d'économie, Université Paris Nanterre

**Flora Bellone**

Professeure d'économie, Université Côte d'Azur

**Fabien Tripier**

Professeur d'économie, Université Paris Dauphine

**Gilbert Cette**

Professeur d'économie, NEOMA Business School

**Nadine Levratto**

Directrice de recherche, Université Paris Nanterre

**Jimmy Lopez**

HDR en économie, Université Bourgogne Franche-Comté

**Mouchira Lahiani**

Docteure en économie, Centre Scientifique et Technique du Bâtiment

**Président**

**Rapporteure**

**Rapporteur**

**Examineur**

**Directrice de thèse**

**Co-Directeur de thèse**

**Invitée**



# Remerciements

J'aimerais tout d'abord remercier mes codirecteurs de thèse. Merci à Nadine Levratto pour son encadrement de haute qualité tout au long de ce travail de recherche. Sa disponibilité, ses conseils avisés ainsi que ses relectures minutieuses de chacun de mes chapitres m'ont permis sans doute d'être beaucoup plus précis dans la rédaction. Je remercie également mon deuxième directeur académique, Jimmy Lopez, pour ses remarques approfondies en matière de modélisation économique. Son suivi et son sens du détail en économétrie m'ont été d'une grande utilité.

Je souhaiterais exprimer ma gratitude à Mme Flora Bellone et MM. Fabien Tripier, Gilbert Cette et Saïd Souam pour avoir accepté de faire partie de mon jury et de consacrer de leur temps précieux à m'aider à améliorer ce travail de recherche.

Merci à Mouchira Lahiani, ma directrice professionnelle, ma conseillère, ma 'grande soeur' pour mon intégration au sein du Centre Scientifique et Technique du Bâtiment (CSTB) de Marne-la-Vallée. Sa connaissance pointue du secteur de la construction m'a permis de comprendre les spécificités du secteur.

J'adresse aussi mes remerciements à l'ensemble du personnel du CSTB et particulièrement à la Direction Économie et Ressources (DER). Chacun, directement ou indirectement, m'a soutenu dans ce projet de recherche.

Merci à Luc Tessier pour son aide sur les bases de données individuelles comptables. Grâce à sa pédagogie, mon initiation aux données CASD a été rapide.

Je tiens à remercier le laboratoire EconomiX de l'Université Paris Nanterre. Mon intégration au sein de cette unité de recherche s'est faite de la plus belle des manières. Plus particulièrement, mes pensées vont à l'endroit de mes sympathiques collègues de bureau : Mounir Amdaoud, Thibault Mirabel et Aurélien Quignon. Je n'oublie pas Frédéric Hammerer le responsable administratif du laboratoire pour sa disponibilité à l'égard des doctorants.

Sur le plan personnel, je tiens à remercier ma famille, en particulier mes parents qui m'ont toujours apporté leur soutien inconditionnel tout au long de mon parcours scolaire et universitaire. Merci à mes frères aînés Baba Kané et Ibrahim Kané pour leurs marques de considération à ma modeste personne. Merci à mon épouse qui a toujours cru en moi malgré les difficultés. Merci à mes ami(e)s et surtout à mon meilleur ami et frère Hamed Ismaël Lassissi pour ses encouragements.

# Résumé

Cette thèse étudie les facteurs qui influencent la productivité du secteur de la construction. Elle est motivée par un contexte de ralentissement de l'évolution du niveau de la productivité apparente du travail dans la construction européenne en général et française en particulier durant ces dernières décennies. Cette thèse contribue à la littérature sur la mesure de la productivité globale des facteurs et les déterminants de productivité dans le secteur de la construction. Le premier chapitre passe en revue plusieurs méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs dans la construction afin de montrer les spécificités du secteur. L'étude a été menée à la fois au niveau des données sectorielles et d'entreprises. Dans le deuxième chapitre, nous étudions l'impact des réglementations sur la productivité globale des facteurs. Il s'agit d'une étude à partir de données sectorielles dans les pays membres de l'organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Dans le troisième chapitre, nous nous intéressons aux déterminants de productivité (productivité du travail et productivité globale des facteurs) au sein des entreprises du secteur de la construction en France métropolitaine. Enfin, le dernier chapitre s'intéresse à l'hétérogénéité des entreprises de construction françaises métropolitaines en matière de productivité. L'intérêt est de combiner les facteurs individuels propres aux entreprises et les facteurs de localisation pour expliquer cette hétérogénéité.

**Mots clés :** Secteur de la construction ; Secteur français de la construction ; Productivité ; Productivité globale des facteurs ; Données sectorielles ; Données d'entreprises ; Données de panel ; Réglementation ; Hétérogénéité ; Modèle multiniveaux.

# Abstract

This thesis studies the factors that impact productivity in the construction sector. It is motivated by the context of a slowdown in the evolution of the level of apparent labor productivity in the European construction sector in general and in France in particular over the last decades. This thesis contributes to the literature on the measurement of total factor productivity and the determinants of productivity in French construction. The first chapter reviews several methods of calculating total factor productivity in construction to show the specificities of the sector. The study was conducted at both the sectoral and firm level. In the second chapter, we study the impact of regulation on total factor productivity in the construction sector. This is a study at the level of sectoral data in member countries of the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). The third chapter looks at the determinants of productivity (labor productivity and total factor productivity) in the construction sector in metropolitan France. Finally, the last chapter looks at the heterogeneity of construction firms in metropolitan France in terms of productivity. The interest is to combine individual factors specific to firms and location factors to explain this heterogeneity.

**Keywords:** Construction sector; French construction sector; Productivity; Total factor productivity; Sector data; Firm data; Panel data; Regulation; Heterogeneity; Multilevel model.



# Sommaire

<b>Remerciements</b>	<b>i</b>
<b>Résumé</b>	<b>ii</b>
<b>Abstract</b>	<b>iii</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
Un secteur atypique . . . . .	1
Un secteur fragmenté . . . . .	1
Une sur-représentation de petites firmes . . . . .	2
Un secteur intensif en main d'oeuvre et en sous-traitance . . . . .	3
Un secteur en mutation et une intensification des réglementations . . . . .	4
La productivité dans le Secteur de la construction . . . . .	6
La productivité apparente du travail . . . . .	6
La productivité globale des facteurs . . . . .	8
<b>1 Mesure de la productivité globale des facteurs : Application au cas du secteur de la construction</b>	<b>13</b>
1.1 Introduction . . . . .	14
1.2 Méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs . . . . .	15
1.2.1 Estimation par effets fixes . . . . .	16
1.2.2 Variables instrumentales et méthode des moments généralisés . . . . .	17
1.2.3 L'algorithme d'estimation d'Olley-Pakes (1996) . . . . .	18
1.2.4 L'algorithme d'estimation de Levinsohn-Petrin (2003) . . . . .	19
1.2.5 La méthode de Wooldridge (2009) . . . . .	19
1.2.6 La méthode Akerberg-Caves-Frazer (2015) . . . . .	20
1.2.7 La méthode par calibration . . . . .	21
1.2.8 Approche "Data Envelopment Analysis" . . . . .	21
1.3 Application sur données sectorielles . . . . .	23
1.3.1 Données . . . . .	23
1.3.2 Résultats d'estimation . . . . .	26
1.3.3 Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques . . . . .	28
1.3.4 Analyse des corrélations de la productivité globale des facteurs . . . . .	31
1.4 Application sur données d'entreprises . . . . .	32
1.4.1 Données . . . . .	32
1.4.2 Résultats d'estimation . . . . .	35
1.4.3 Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques . . . . .	37
1.4.4 Comparaison entre les méthodes de la productivité globale des facteurs . . . . .	38
1.5 Conclusion . . . . .	41

<b>2</b>	<b>Productivité globale des facteurs et réglementations dans le secteur de la construction : Une étude sur données sectorielles</b>	<b>61</b>
2.1	Introduction . . . . .	62
2.2	Revue de la littérature . . . . .	63
2.3	Données . . . . .	66
2.3.1	Indicateurs de production . . . . .	66
2.3.2	Les indicateurs de réglementation . . . . .	68
2.4	Évaluation de la productivité globale des facteurs . . . . .	70
2.4.1	Équation de productivité . . . . .	70
2.4.2	Résultats de la productivité globale des facteurs . . . . .	70
2.4.3	Analyse des résultats de la productivité globale des facteurs . . . . .	71
2.5	Impact des réglementations . . . . .	74
2.5.1	Équation estimée . . . . .	75
2.5.2	Impact du nombre de procédures . . . . .	75
2.5.3	Impact des indicateurs alternatifs spécifiques à la construction . . . . .	76
2.5.4	Simulation . . . . .	78
2.6	Conclusion . . . . .	80
<b>3</b>	<b>Les déterminants de la productivité dans le secteur de la construction : Cas des entreprises françaises</b>	<b>85</b>
3.1	Introduction . . . . .	86
3.2	Revue de la littérature et hypothèses . . . . .	88
3.2.1	Taille de la firme et productivité . . . . .	88
3.2.2	Âge de la firme et productivité . . . . .	89
3.2.3	Innovation et productivité . . . . .	91
3.2.4	Capital humain et productivité . . . . .	92
3.3	Analyse empirique . . . . .	93
3.3.1	Données . . . . .	93
3.3.2	Estimation de la productivité globale des facteurs . . . . .	97
3.3.3	Stratégie d'identification . . . . .	99
3.4	Résultats d'estimation . . . . .	100
3.4.1	Calibration et estimation des élasticités . . . . .	100
3.4.2	Résultats empiriques . . . . .	105
3.4.3	Estimation par maximum de vraisemblance d'un modèle à effets aléatoires . . . . .	109
3.5	Conclusion . . . . .	113
<b>4</b>	<b>L'hétérogénéité en matière de productivité des entreprises du secteur de la construction en France : Une analyse multiniveaux</b>	<b>117</b>
4.1	Introduction . . . . .	118
4.2	Modèle multiniveaux . . . . .	120
4.2.1	Description du modèle . . . . .	120
4.2.2	Équation multiniveaux . . . . .	121
4.3	Données . . . . .	122
4.3.1	Définition des variables . . . . .	122
4.3.2	Hétérogénéité de la productivité dans la construction française . . . . .	123
4.4	Présentation des résultats . . . . .	128
4.4.1	Modèles vides et augmentés . . . . .	128

4.4.2 Tests de robustesse . . . . .	130
4.5 Conclusion . . . . .	133
<b>Conclusion générale</b>	<b>139</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>142</b>
<b>Liste des tables</b>	<b>154</b>
<b>Liste des graphiques</b>	<b>156</b>

# Introduction générale

En 2019, le secteur de la construction au niveau mondial représentait 13% du produit intérieur brut (PIB) et 7% de la main-d'œuvre totale employée. Le marché mondial est dominé par les entreprises chinoises (21%), loin devant les entreprises américaines (15%) et très loin des françaises (3%)<sup>1</sup>. Nonobstant ce pourcentage qui paraît faible, l'importance du secteur dans l'économie française est loin d'être négligeable. Selon les données issues de l'institut national de la statistique et des études économiques (INSEE), la construction, en 2017, rassemblait 471 300 entreprises et employait 1 309 300 salariés en équivalent temps plein (ETP). Hors régime fiscal de la micro entreprise et micro entrepreneurs, elle comptait 354 700 entreprises qui réalisaient un chiffre d'affaires de 293 milliards d'euros et dégageaient une valeur ajoutée de 95 milliards d'euros. Les entreprises employaient plus de 1,3 million de salariés en ETP. Par ailleurs, les activités de ce secteur constituent un marché important pour les matériaux et les produits issus d'autres secteurs de l'économie, les industries manufacturières par exemple. Toutefois, pour mieux comprendre la construction, quelques éclaircissements relatifs à ses caractéristiques sont nécessaires.

## Un secteur atypique

La construction française dans son ensemble présente des caractéristiques qui, séparément, sont partagées par d'autres industries mais qui, combinées, lui sont spécifiques. La nature physique du produit est importante. Le produit final du secteur est destiné aux travaux neufs, il est grand, lourd et coûteux. En général, il est inamovible, de sorte qu'une fois construit, il est fixé sur place. La spécificité des biens produits et celle de leur processus de fabrication explique en partie la structure particulière du secteur.

## Un secteur fragmenté

Le secteur de la construction n'est pas un ensemble homogène. Pour l'analyser, il est impératif de préciser le sous-secteur auquel nous faisons allusion. En effet, il existe une grande variété de bâtiments et d'ouvrages fournis par le secteur allant des barrages aux canalisations d'eau, des immeubles de bureaux aux maisons, d'un nouveau complexe industriel à la réparation et à l'entretien d'une maison. Ainsi, le secteur de la construction comporte des entreprises ayant leur activité principale exercée (APE) dans trois divisions :

- la construction de bâtiments incluant la promotion immobilière (division 41),
- le génie civil (division 42),
- les travaux de construction spécialisés (division 43).

---

<sup>1</sup>Xerfi, « L'industrie mondiale de la construction », 2019, p. 7.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

**La construction de bâtiments y compris la promotion immobilière** comprend la construction générale de bâtiments de toute nature. Elle inclut les chantiers de construction neuve, les rénovations, les réparations, les extensions et les transformations, le montage de bâtiments préfabriqués ou de structures sur le site ainsi que la construction de nature temporaire. Elle comprend également les activités de promotion immobilière pour la construction de bâtiments et d'ouvrages de génie civil dès lors qu'elles réunissent les moyens financiers, techniques et humains nécessaires à la réalisation de projets immobiliers destinés ultérieurement à la vente.

**Le génie civil** comprend la construction d'ouvrages lourds tels que autoroutes, routes, ponts, tunnels, voies ferroviaires, champs d'aviation, ports et autres projets maritimes et fluviaux, systèmes d'irrigation, systèmes d'assainissement, installations industrielles, conduites et lignes électriques, installations sportives extérieures, etc. Ces travaux peuvent être réalisés pour compte propre ou pour le compte de tiers. Ils peuvent être sous-traités pour partie ou pour la totalité.

Selon l'INSEE, **les travaux de construction spécialisés** comprennent les activités liées à la construction de parties de bâtiments et d'ouvrages de génie civil ou la préparation à cette fin tels que le battage de pieux, la réalisation de fondations, le gros œuvre, le bétonnage, la maçonnerie, le pavage, le montage d'échafaudage, la toiture, etc. Le montage de structures d'acier est inclus. Ces travaux sont généralement sous-traités mais, en particulier dans le cas de travaux de réparation, ils sont aussi réalisés directement pour le propriétaire de l'ouvrage.

Du fait de cette structure fragmentée, les ratios économiques et financiers (l'intensité capitalistique, le taux de marge et le taux d'investissement) des entreprises dans la construction sont relativement dégradés. **L'intensité capitalistique** de la construction est globalement faible. Les immobilisations corporelles (bâtiments, terrains, installations, machines et matériel) s'élevaient à 75 100 euros par salarié en 2017, contre 205 800 euros pour l'ensemble des entreprises. Les travaux spécialisés et la construction de bâtiments ont une intensité capitalistique moins forte que la moyenne (36 200 euros et 68 900 euros) alors qu'elle est beaucoup plus élevée dans la promotion immobilière et le génie civil (448 200 euros et 204 400 euros). Cela s'explique par la nature des travaux réalisés, qui requièrent plus ou moins de moyens de production.

**Le taux de marge** et le **taux d'investissement** sont également plus faibles pour les entreprises de la construction que pour l'ensemble des entreprises (respectivement 18,8% contre 26,5% et 10,2% contre 19,0%). Conformément à l'intensité capitalistique, les entreprises de la construction de bâtiments et des travaux spécialisés présentent un taux de marge et un taux d'investissement plus faibles que la moyenne (6,8% et 16,2% ; 9,9% et 7,1%) alors que la promotion immobilière et le génie civil ont un taux de marge et un taux d'investissement plus élevés (51,4% et 23,7% ; 25,2% et 16,2%).

## Une sur-représentation de petites firmes

L'une des caractéristiques majeures de la construction est la répartition de la taille des entreprises. Dans la majorité des cas, les entreprises de la construction sont composées d'une seule unité légale. Seulement 4% (12 400 entreprises) sont organisées en groupes de sociétés. Celles-ci englobent au total 50 000 unités légales. Bien que très minoritaires en nombre, le poids de ces entreprises dans la construction est prépondérant : elles emploient 47% des salariés en équivalent temps plein, réalisent 57% du chiffre d'affaires et 51% de la valeur ajoutée. Nous adoptons ici la classification de l'INSEE qui, à travers le décret de 2008, distingue :

- les petites et moyennes entreprises (PME) qui, d'une part, occupent moins de 250 person-

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

nes, et d'autre part, ont un chiffre d'affaires annuel n'excédant pas 50 millions d'euros ou un total de bilan n'excédant pas 43 millions d'euros ;

- parmi elles, les micro-entreprises (MICRO) occupent moins de 10 personnes, et ont un chiffre d'affaires annuel ou un total de bilan n'excédant pas 2 millions d'euros ;
- les entreprises de taille intermédiaire (ETI) n'appartiennent pas à la catégorie des PME et, d'une part, occupent moins de 5 000 personnes, et d'autre part, ont un chiffre d'affaires annuel n'excédant pas 1 500 millions d'euros ou un total de bilan n'excédant pas 2 000 millions d'euros ;
- les grandes entreprises (GE) sont des entreprises non classées dans les catégories précédentes.

Selon l'INSEE (2019), sur un ensemble de 486 876 entreprises de la construction française, 462 383 étaient des micro-entreprises (environ 95%), 24 148 étaient des petites et moyennes entreprises (environ 5%) et 345 étaient des grandes entreprises et entreprises de taille intermédiaire. Cependant, si le marché est constitué majoritairement de micro-entreprises, le chiffre d'affaires et la valeur ajoutée des grandes firmes et firmes de taille intermédiaire sont les plus élevés, ce qui est conforme avec l'idée selon laquelle les grandes entreprises sont les mieux armées pour coordonner leurs actions (Simon, 1945), réaliser les économies d'échelles (Chandler, 1962) et compenser les pertes de marché (Williamson, 1975, 1985).

## Un secteur intensif en main d'œuvre et en sous-traitance

Dans ce secteur, un accent particulier est mis sur la main d'œuvre et les entreprises sont très intensives en travail. En effet, tandis que la productivité du secteur (ratio de la valeur ajoutée au nombre de salariés en équivalent temps plein) s'élevait à 67 500 euros en 2014, l'intensité capitalistique (ratio des immobilisations corporelles au nombre de salariés en équivalent temps plein) était de 44 800 euros. Le taux de valeur ajoutée en 2014 était de 32%, contre 8% et 0,1% pour le taux d'investissement et le taux de R&D respectivement<sup>2</sup>. Cette situation qui caractérise le secteur explique que la souplesse du marché passe généralement par la flexibilisation accrue de la main d'œuvre.

Le recours à la sous-traitance est au cœur du secteur. En 2014, le taux de sous-traitance était de 18% selon l'Insee. Dans l'univers du BTP, la sous-traitance fait référence, pour une entreprise, au fait de confier une partie de l'exécution d'un contrat à une autre entreprise. Cette organisation assure une totale indépendance des deux entreprises (l'entreprise principale et l'entreprise sous-traitante) puisqu'il s'agit d'une prestation de service. La sous-traitance va permettre de disposer d'une expertise sur un sujet précis, ce qui permettra à l'entreprise principale de candidater à des appels d'offres pour lesquels elle ne réunit pas toutes les compétences en interne. Pour l'entreprise sous-traitante, cette pratique assure une importante activité sur une période donnée, ce qui lui permet de participer à des chantiers qu'elle n'aurait pas pu forcément obtenir si elle avait candidaté seule. La sous-traitance est alors un bon moyen d'élargir sa clientèle.

Malgré les nombreux avantages liés à la pratique de la sous-traitance (optimisation de l'activité, activité complète et diminution des coûts), il existe toujours un risque que les travaux ne se déroulent pas comme convenu par les deux parties. Cela peut se ressentir au niveau des

---

<sup>2</sup>Source Insee Esane, année 2014.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

délais ou de la qualité du travail. Au-delà d'avoir des conséquences sur l'entreprise principale (si le sous-traitant effectue mal son travail), cet aspect de la sous-traitance se reporte également sur la société sous-traitée puisqu'elle s'expose à des risques de non-paiement. L'entreprise sous-traitante sera alors seule responsable de la situation et devra par la suite trouver une solution pour répondre aux attentes du client.

En plus de devoir adapter leurs outils de production à la spécificité de l'opération à laquelle elles participent, les entreprises du BTP doivent faire face à des aléas liés à la programmation, aux conditions géologiques et environnementales ou encore à des choix architecturaux. C'est pourquoi, dans certains pays, le secteur informel réalise une part importante des activités visant à compenser ces risques.

## **Un secteur en mutation et une intensification des réglementations**

Une autre caractéristique du secteur de la construction est son évolution au cours du temps. Le marché de la construction a changé pendant ces dernières années. Tandis que nous assistons à une relative baisse de la construction de nouveaux logements, la rénovation de logements anciens connaît une forte croissance. Par exemple, la rénovation de bâtiments utilitaires (bureaux, centres commerciaux, centres d'affaires, bâtiments d'industrie... ) gagne de plus en plus de terrain. Une autre mutation du secteur est sa digitalisation qui apparaît comme un enjeu majeur. Dans le but d'améliorer l'efficacité énergétique, le numérique est une formidable opportunité pour réduire l'empreinte environnementale des projets pendant la construction mais aussi tout au long de la vie du bâtiment. L'un des premiers éléments de digitalisation du secteur est le BIM (Building Information Modeling). Il est au cœur des processus car il intervient tout au long de la vie d'un projet. Le BIM existe depuis de plus de 20 ans et avait pour but de faciliter les échanges entre les différentes applications utilisées par les différents corps de métiers (architectes, bureaux d'étude, entreprise...). Aujourd'hui, le BIM est associé à la modélisation en 3D des maquettes, élément central et partagé d'un ouvrage. L'avancée technologique se poursuit et on parle désormais de BIM en 5D (pour le paramètre des coûts, analyse et suivi budgétaire), 6D (pour rendre la structure auto-suffisante et économe en énergie) et 7D (pour les informations de gestion globale des installations pour le cycle de vie complet, dimension importante pour les aspects maintenance/exploitation).

Enfin, la construction est fortement marquée par les normes qui régissent ses activités. En effet, ce secteur se caractérise par ses diverses réglementations qui touchent les entrepreneurs généraux de la construction. Dans un certain nombre de cas, ces réglementations sont imposées par le cadre législatif : par exemple celles qui se rapportent à la sécurité, l'hygiène et l'environnement (SHE) ; ou encore, les procédures à respecter dans le cadre de l'octroi de marchés publics. Il s'agit notamment des normes qui ont trait au contrôle de qualité du bâtiment<sup>3</sup>. Les normes présentent des avantages en termes de sécurité au travail. Des normes définies dans le détail et largement communiquées permettent à chacun de savoir ce qu'il peut faire pour améliorer la sécurité. Toutefois, la normalisation a aussi des implications organisationnelles, notamment une importance croissante du travail administratif. Le respect des normes ISO est ainsi imposé par de gros donneurs d'ordres (par exemple le secteur de la pétrochimie).

Les entrepreneurs doivent réformer leurs processus de travail et les diffuser à leur personnel au travers de manuels. Ils ont également à s'assurer que le travail se déroule effectivement selon les nouvelles procédures. Après un audit externe, ils peuvent obtenir la certification ISO

---

<sup>3</sup>Il s'agit des normes International Standardization Organization (ISO) 9000 et 14000 portant respectivement sur les bonnes pratiques et méthodes de travail en matière de management de la qualité et de l'environnement.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

requis. Lorsqu'un entrepreneur a obtenu une certification ISO, il l'utilise également à titre d'argument marketing. Pour un client, le certificat est attirant, car à travers de nombreuses descriptions et spécifications il garantit une certaine transparence sur le travail de l'entrepreneur (Debruyne, 2011). Au fur et à mesure que les clients se familiarisent avec les certifications ISO, ils tendent aussi à les exiger de la part des autres entrepreneurs. À travers la certification, ils ont l'impression qu'ils peuvent faire confiance à l'entrepreneur, puisque ce dernier est réputé offrir un bon management de la qualité et de l'environnement. Cela incite inévitablement les entreprises générales de plus petite taille à obtenir les certificats nécessaires (Xhauflair et al., 2006). Enfin, les organisations chargées de l'octroi et du suivi des certifications ISO mettent tout en œuvre pour donner de l'importance aux certificats. Elles améliorent leurs mesures et demandent aux entrepreneurs de maintenir le niveau. Elles assurent ainsi l'ancrage de l'ensemble du système.

Cependant, le respect des normes et les contrôles qu'elles nécessitent n'échappent pas au problème généralement lié aux démarches de qualité : la multiplication des activités administratives (rédaction de procédures, actualisation continue de la documentation, rapports de réunions, etc.). On assiste ainsi à une inflation de descriptions, d'analyses et de modalités de planification des processus de travail. Certains n'hésitent d'ailleurs pas à parler de bureaucratie de la qualité. Le contrôle des procédures de sécurité relève également de la responsabilité de l'entrepreneur. De surcroît, ce dernier doit continuellement se tenir au courant des renouvellements et des adaptations des procédures.

Ces différentes caractéristiques liées d'une part à l'hétérogénéité du secteur et des entreprises et à la lourdeur des normes d'autre part pourraient peser sur la productivité annuelle du secteur, qui n'a augmenté que de 1% depuis plus de vingt ans. Plus grave encore, une étude effectuée par Xerfi en 2019 montre que la productivité apparente du travail dans le secteur de la construction est en baisse dans de nombreux pays européens. Ce constat est particulièrement amer en France. Toutefois, quelques études, essentiellement des études d'ingénieurs menées majoritairement dans les pays anglo-saxons (Rojas et Aramvareekul, 2003; Goodrum et Haas, 2004; Moselhi et Khan, 2010, ...), ont tenté d'expliquer les raisons liées à ce déficit de productivité dans la construction.

Plusieurs indicateurs peuvent être examinés pour déterminer les performances de productivité d'une entreprise ou d'un secteur (la rentabilité, le taux de rendement, la productivité, ...). Toutefois, les indicateurs de performance habituels du marché tels que la rentabilité et le taux de rendement ne peuvent pas être utilisés pour évaluer avec précision la performance économique de l'entité concernée. En effet, les entreprises opèrent souvent sur des marchés où les prix et les coûts ne sont pas déterminés dans des conditions de concurrence. Il est possible que ces indicateurs financiers soient davantage une indication de distorsion plutôt que de performance. Dans ces circonstances, les indicateurs de niveau et d'évolution de la productivité seraient plus appropriés (De Valence et Abbott, 2015). En outre, la croissance de la productivité est le fondement de l'amélioration du revenu réel et du bien-être (Schreyer et Pilat, 2001). Une croissance lente de la productivité limite la croissance du revenu réel et augmente les risques de conflits sur la redistribution des revenus (Englander et Gurney, 1994). Par conséquent, les mesures du niveau et de la croissance de la productivité sont des indicateurs économiques particulièrement importants (Schreyer et Pilat, 2001).

La productivité peut être unifactorielle, c'est-à-dire partielle, (productivité apparente du travail ou productivité du capital) ou multifactorielle (productivité globale des facteurs). La productivité unifactorielle rapporte la production brute ou la valeur ajoutée brute à une catégorie



# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

particulière de facteur de production (travail par exemple). La productivité globale des facteurs (PGF) remonte aux travaux de Stigler (1947) et de Solow (1957). Son calcul intègre l'utilisation conjointe du travail, du capital et d'autres facteurs tels que les biens intermédiaires dans le processus de production. Elle est généralement définie comme la part de la production qui n'est expliquée par aucune variation des facteurs de production. La suite de la présentation distingue les travaux liés à la productivité apparente du travail de ceux concernant la productivité globale des facteurs.

## La productivité dans le Secteur de la construction

Les études concernant l'analyse de la productivité dans la construction sont relativement peu nombreuses et ont été influencées par la manière dont elle est étudiée dans l'ensemble de l'économie.

### La productivité apparente du travail

Au sein de la littérature sur la productivité de la main-d'œuvre, nous distinguons deux générations de travaux, ceux des précurseurs et les travaux relativement récents. Les premières études ont été menées aux Etats-Unis. Pour Cassimatis (1969), les gains de productivité du travail ont été compensés par la hausse des salaires. Selon l'auteur, les dépenses publiques dans les systèmes du transport et le renouvellement urbain offrent des opportunités de développement du secteur de la construction. Selon Ganesan (1984), la principale difficulté pour mesurer la productivité de la construction provient de sa structure fragmentée. L'auteur suggère de résoudre ce problème par l'adoption d'un niveau plus élevé d'agrégation sectorielle. D'autres recherches se sont pourtant confrontées à ce problème.

Ainsi, Stokes (1981) propose une analyse des causes de la baisse de la productivité dans la construction américaine qu'il explique par sept facteurs clés : une erreur de mesure de la production, une modification de la composition de la production, une variation du capital par travailleur, une évolution démographique de la main-d'œuvre, les économies d'échelle, une modification des réglementations et des changements régionaux. Cependant, son analyse n'explique que 25% de la baisse de productivité observée entre 1950 et 1978.

Le modèle de recherche causal de Shaddad et Pilcher (1984) complète l'étude de Stokes (1981) en montrant l'impact du contrôle de gestion sur la productivité au niveau chantier. Enfin, Hillebrandt (1984) montre qu'il existe une certaine corrélation entre la productivité du travail et la production ; elle a également souligné que la principale raison du manque d'études empiriques sur la productivité du secteur de la construction était le manque de données<sup>4</sup>.

Quelques études plus récentes effectuées dans divers pays ont fait suite à ces travaux américains. Certaines visent à identifier et à analyser les problèmes de productivité dans la construction. Ainsi, Loosemore (2014) a étudié l'amélioration de la productivité dans la construction australienne. Il aborde le sujet en recherchant les déterminants de la productivité du secteur de la construction en se focalisant sur la question de la sous-traitance. Le « Australian Industry Group » a constaté que la productivité de la construction australienne s'était améliorée rapidement dans les années 1990 ; au cours des années 2002 et 2008, cette productivité avait dépassé la moyenne nationale de l'ensemble de l'industrie. Les résultats indiquent que les principaux

---

<sup>4</sup>Horner et Whitehead (1985) ont contribué à l'analyse de la productivité du travail au niveau des sites de construction.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

déterminants de la productivité des sous-traitants sont : la qualité des relations avec les entrepreneurs principaux ; la possibilité d'une participation précoce à la conception du projet ; des pratiques transparentes en matière d'appels d'offres ; une administration et un contrôle des documents en pleine croissance ; la gestion de la conception ; les compétences en matière de gestion et de supervision de projet, notamment en matière de planification, d'ordonnancement et de coordination ; la gestion des risques et les relations industrielles.

Rivas et al. (2011) ont essayé d'identifier et de comprendre les facteurs qui influencent la productivité des projets de construction dans une entreprise chilienne. Du fait de la concurrence avec les autres participants mondiaux, les entreprises de construction chiliennes ont compris la nécessité d'améliorer leur productivité afin de soutenir le marché. L'étude a été menée sur la base de questionnaires administrés aux travailleurs internes et aux employés externes. Les principales conclusions indiquent que les indicateurs affectant la productivité de la construction étaient liés aux matériaux, aux outils, aux retouches, à l'équipement, à la disponibilité des camions et à la dynamique de motivation des travailleurs.

A ces recherches, s'ajoutent des études de gestion qui concernent surtout les techniques d'amélioration des conditions de travail sur un chantier de construction. Doloji (2008) a étudié l'impact de l'application du processus de hiérarchie analytique (AHP) à l'amélioration de la productivité apparente du travail dans la construction. L'auteur a identifié neuf catégories de facteurs qui influencent la productivité de la construction. La recherche visait à trouver une solution optimale pour accomplir un travail élargi de productivité concentrée sur divers projets de construction sélectionnés à Melbourne (Australie). Les résultats suggèrent que les principaux facteurs sont liés à la planification et à l'ordonnancement des tâches ainsi que sur la concentration accrue et le soutien de la direction à la réalisation de gains de productivité. L'étude conclut également que les coûts et les délais de tout projet dépendent fortement de la productivité du travail.

Dans la même veine, une étude de terrain a été effectuée à Montréal par Moselhi et Khan (2010) sur les chantiers de construction afin d'analyser les effets d'un ensemble de variables sur la productivité du travail quotidien et/ou à court terme. A l'aide d'un modèle de réseau neuronal, les deux auteurs évaluent l'impact de neuf facteurs sur la productivité du travail. Ces facteurs concernent la température, l'humidité relative, la vitesse du vent, les précipitations, la taille des équipes, la composition de l'équipe, la hauteur de travail, le type de travail et la méthode de construction employée. Les résultats montrent que, parmi les neuf paramètres étudiés, la température a eu l'impact le plus significatif sur la productivité suivie de près par la hauteur puis par le type de travail.

Enfin, aux Etats-Unis, Teizer et al. (2013) ont étudié l'impact du suivi de la localisation et de la visualisation des données à la fois sur les performances de sécurité et sur la productivité du travail des ferronniers au sein des chantiers de construction. Le but de l'article est d'abord de proposer une nouvelle approche afin d'intégrer le suivi de l'emplacement en temps réel. Ensuite, les auteurs ajoutent les technologies de visualisation des données immersives en trois dimensions pour la formation à la sécurité des travailleurs. Le champ d'application est limité aux tâches de montage d'acier exécutées par des ouvriers syndicaux dans un centre de formation intérieur. Pour ce faire, quelques ferronniers ont été suivis sur une période de formation de trois heures. Les résultats révèlent un gain de productivité grâce à la formation des ouvriers et mettent en évidence des problèmes de sécurité qui ne sont pas visibles en utilisant le programme d'entraînement normal.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

Certains auteurs ont cherché à montrer la place du digital (notamment la Modélisation sur les informations du bâtiment (BIM)) dans l'amélioration de la productivité de la construction. C'est dans cette optique que s'inscrit l'étude de Safa et al. (2016) qui ont étudié l'utilisation des machines à armature automatisée pour améliorer la productivité du travail et pour réduire la probabilité de survenue d'accidents associés au chantier d'armature. La méthode utilisée est l'ANFIS (Adaptive Neuro Fuzzy Inference System). Elle a été utilisée pour sélectionner les paramètres les plus influents de résistance au cisaillement des poutres mixtes. Les résultats obtenus montrent que ces machines peuvent éventuellement épargner du temps, de l'argent et des responsabilités économiques sans perte de productivité du travail.

Dans le but de comprendre les faibles niveaux de productivité dans la construction, Goodrum et Haas (2004) examinent les effets de la technologie de l'équipement sur la productivité du travail de 200 activités de construction de 1976 à 1998. Au cours de cette période, les changements dans la technologie de l'équipement sont mesurés à l'aide d'un indice technologique composé de cinq facteurs de changement technologique. Les résultats prouvent que les activités qui ont connu un changement de technologies ont obtenu des gains de productivité plus importants que celles qui n'ont pas connu de changement. Cette recherche révèle également que les changements dans l'énergie, le contrôle et la plage fonctionnelle sont significativement et positivement corrélés avec les améliorations de la productivité du travail.

Karimi et al. (2017) ont étudié l'impact de la disponibilité du travail sur la productivité des projets et le calendrier de construction. L'étude est menée sur 97 projets achevés de 2001 à 2014 aux États-Unis et au Canada. Tous les projets étaient réalisés et achevés entre 2007 et 2014. Les données utilisées dans le cadre de cette recherche ont été collectées à partir de la base de données « CII Benchmarking and Metrics » (CII BM&M). Les résultats de l'étude montrent une relation entre la disponibilité de la main-d'œuvre artisanale et la performance du projet, telle que mesurée par la productivité et le calendrier du projet.

Les indicateurs de productivité partielle tels que la productivité apparente du travail ont certains avantages. Ils sont faciles à calculer, évitent le problème de données limitées et sont intuitivement faciles à comprendre. Cependant, ils peuvent être trompeurs lorsqu'il s'agit d'analyser l'évolution de la productivité d'une entreprise ou d'une industrie. En effet, il est possible pour une entreprise d'augmenter sa productivité par rapport à un facteur de production au détriment de la réduction de productivité des autres facteurs de production. C'est pour contourner cette difficulté que de nombreuses recherches privilégient la productivité globale des facteurs.

## **La productivité globale des facteurs**

Bien qu'il existe quelques études sur la productivité globale des facteurs (PGF) dans le secteur de la construction, la littérature n'est pas aussi complète que dans d'autres industries en particulier l'industrie manufacturière. De plus, la plupart des études portant sur la PGF du secteur de la construction ont été effectuées aux États-Unis.

Dacy (1965) a peut-être été le premier à utiliser une fonction de production pour estimer les niveaux de productivité en phase chantier. Face à la difficulté de trouver une mesure de la production réelle dans la construction, Dacy procède à une modification de l'indice du coût des intrants. L'auteur a calculé la PGF de la construction américaine de 1947 à 1963 en estimant la production par heure en fonction des heures travaillées et du prix des matériaux. A partir de données issues du bureau des statistiques du travail (BLS), l'étude révèle des niveaux de productivité croissants pour six raisons principales : l'augmentation du capital par tête ; le

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

changement de la gamme de produits de construction ; le changement de la répartition géographique des constructions généralement vers l'ouest des Etats-Unis là où la productivité est censée être plus élevée ; l'augmentation de la part de l'entreprise dans le contrat de construction ; la baisse de l'âge moyen des travailleurs, en particulier dans les années d'après-guerre et l'introduction de nouvelles techniques de construction.

Dans la même optique, on trouve les travaux de Allen (1985) qui examine les sources du déclin de la productivité entre 1968 et 1978 dans les Etats américains en estimant une fonction de production Cobb-Douglas. Tout comme Dacy (1965), l'auteur s'intéresse à la phase chantier. Pour ce faire, elle attribue des poids à divers facteurs responsables du changement de productivité et instaure un nouveau déflateur pour le secteur de la construction américain. Ce déflateur, qui est un « Dodge Cost Index », ne repose ni sur la main-d'œuvre ni sur les indices de coût des matériaux, éliminant ainsi le biais systématique de surestimation du taux de croissance des prix. Selon ses résultats, la productivité aurait dû diminuer de 8,8% entre 1968 et 1978, ce qui correspond à 41% de la baisse observée. Le plus grand facteur explicatif de cette baisse est la réduction de l'intensité de la main-d'œuvre qualifiée résultant d'un changement dans la composition de la production. D'autres facteurs importants qui expliquent le déclin de productivité sont le nombre moyen d'employés par établissement, l'intensité du capital, le pourcentage de syndiqués et l'âge moyen des travailleurs. La différence entre le déflateur officiel et le nouveau déflateur proposé par Allen représente 51% supplémentaires de la baisse de la productivité, ne laissant que 8% du déclin inexplicé.

D'autres études ont utilisé des fonctions de coût pour estimer la PGF du secteur de la construction. Schriver et Bowlby (1985) ont examiné l'effet du changement de composition de la production sur le changement des coûts par pied carré de bâtiment. Les chercheurs partent du constat que les industries américaines ont connu des changements spectaculaires dans les processus de base au cours des 25 dernières années. Des avancées technologiques et managériales ont permis au secteur manufacturier par exemple d'augmenter régulièrement sa productivité et ses marges bénéficiaires. Cependant, de tels changements sont beaucoup moins observés dans la construction. C'est pourquoi ils utilisent une technique de régression multiple avec 180 260 enregistrements extraits des contrats de construction mensuels sur la période allant de 1972 à 1982. Les caractéristiques du bâtiment (étages, surface de plancher, type de charpente), l'emplacement dans une région métropolitaine ou non, le début de la construction en hiver ou non, le type d'utilisation finale et la situation géographique expliquent environ un tiers de l'augmentation du coût du bâtiment par pied carré constatée entre 1972 et 1982.

Au fil des années, des investigations ont également été menées dans d'autres pays<sup>5</sup>. Une étude a été menée à Hong-Kong par Chau et Walker (1988) afin de mesurer la PGF dans le secteur de la construction en phase chantier. En utilisant les données du département des services architecturaux (ASD) de Hong-Kong de 1970 à 1984, les auteurs estiment la production brute en fonction du nombre de salariés, du matériel, des équipements, et des frais généraux. Cependant, le problème de disponibilité de données les conduit à utiliser des proxys. Les indices de productivité sont estimés en fonction des indices de prix de la production, des indices de prix des intrants, de la part des valeurs des intrants individuels (travail, matériels, équipement et frais généraux tous exprimés en pourcentage du coût total) et du profit marginal moyen. Ce dernier a été calculé comme le profit total estimé écrit en fonction des dépenses totales de tous les travaux de construction dans une même année.

---

<sup>5</sup>Chau et Walker (1988), Chau et Lai (1994), Walker et Chau (1990) à Hong-Kong ; Tan (2000) à Singapour ; Briscoe (2006) au Royaume-Uni ; Guy et McLellan (2003) en Nouvelle-Zélande.

# INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

Les travaux susmentionnés ont permis de comprendre quelques causes du déclin de la productivité dans la construction. Toutefois, il s'agit essentiellement d'études d'ingénieurs relativement anciennes surtout dans le cadre du calcul de la PGF. Dès lors, beaucoup reste à faire pour mesurer, comparer et comprendre l'évolution de la productivité du secteur de la construction en général et la construction française en particulier. Tel est le but de mon sujet de recherche qui s'articule autour de quatre chapitres.

Le premier chapitre de la thèse intitulé "*Mesure de la productivité globale des facteurs : Application au cas du secteur de la construction*" vise à mesurer la PGF du secteur de la construction à la fois au niveau des secteurs et des entreprises françaises métropolitaines. Puisqu'il n'existe quasiment pas de littérature qui évalue la mesure de la PGF dans la construction, ce chapitre apporte donc plus d'informations sur le sujet. Pour ce faire, nous utilisons deux types de données : données sectorielles et données individuelles des entreprises françaises. Les données sectorielles regroupent un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE entre 1970 et 2017. Ces données sont issues de la base STAN (STructural ANalysis Database) édition 2016. Les données au niveau des firmes françaises proviennent du Fichier Approché des Résultats ESANE (FARE). Nous nous intéressons au sous-secteur "construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" entre 2009 et 2018. Pour mener à bien notre étude, nous avons passé en revue différentes méthodes de calcul de la PGF. Nous analysons ensuite empiriquement toutes ces méthodes afin de mettre en évidence les caractéristiques du secteur et privilégier une méthode de calcul de la PGF. Plusieurs résultats apparaissent. Tout d'abord, les rendements d'échelle sont décroissants dans le secteur de la construction (données sectorielles et d'entreprises) alors qu'ils sont croissants dans l'industrie manufacturière des pays de l'OCDE. De plus, l'intensité capitalistique est relativement faible dans la construction (tant au niveau sectoriel qu'au niveau des entreprises). Par ailleurs, même s'il existe peu de différences entre les méthodes d'estimation, nous considérons que la méthode Akerberg et al. (2015) peut être appropriée pour mesurer la PGF du secteur de la construction en raison de ses hypothèses et de ses résultats qui semblent être conformes aux spécificités du secteur. En outre, les élasticités obtenues par calibration (secteurs et entreprises) montrent que la construction est plus intensive en travail qu'en capital, ce qui est cohérent avec la réalité du secteur. Enfin, en utilisant la méthode Data envelopment analysis (DEA), nous remarquons que seule la construction américaine est proche de la frontière technologique, tandis que l'industrie manufacturière atteint ce niveau dans plusieurs pays. Au niveau des données d'entreprises, la méthode DEA montre qu'en moyenne, seules les grandes entreprises sont proches de la frontière technologique.

Le deuxième chapitre intitulé "*Productivité globale des facteurs et réglementations dans le secteur de la construction : Une étude sur données sectorielles*" étudie l'impact des réglementations sur la PGF du secteur de la construction en utilisant des données sectorielles. À notre connaissance, la littérature précédente sur la productivité de la construction se concentrait exclusivement sur la productivité du travail et a montré que celle-ci a diminué dans plusieurs pays européens durant ces dernières décennies. Ce chapitre complète cette littérature en utilisant une mesure de la PGF pour étudier le manque de croissance dans le secteur de la construction sur un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE de 1995 à 2015. Dans le même temps, la relation entre la réglementation et la productivité a fait l'objet de nombreuses études empiriques. Cependant, bien qu'elle soit répandue, une telle étude est absente dans un secteur fortement réglementé comme celui de la construction. Ce chapitre comble à nouveau cette seconde lacune en utilisant les indicateurs réglementaires du secteur de la construction provenant de "Doing Business Project" sur un sous-échantillon de 20 pays pour la période 2006-2015. Afin de souligner les caractéristiques distinctives du secteur de la construction, nous effectuons

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

une comparaison systématique avec l'industrie manufacturière. Tout d'abord, nous utilisons la méthode Akerberg et al. (2015) pour proposer une explication multifactorielle de l'absence de croissance de la productivité dans la construction : (i) la croissance moyenne de la PGF est proche de zéro, voire négative pour la plupart des pays dont la croissance moyenne est de -0,1% pour la construction contre 0,15% pour l'industrie manufacturière ; (ii) les contributions moyennes à la croissance du capital et des intrants intermédiaires sont positives mais faibles, respectivement de 0,05% et 0,90% par an, et beaucoup plus faibles que dans l'industrie manufacturière sur la même période (respectivement de 0,40% et 3,10% par an). Ensuite, l'étude de la convergence économique de 20 pays de l'OCDE entre 2006 et 2015 montre que le secteur de la construction atteint son état stationnaire beaucoup plus vite que l'industrie manufacturière (2,9% pour la construction contre 1,5% pour l'industrie manufacturière). Enfin, nous cherchons à savoir si les réformes des réglementations spécifiques au secteur de la construction pourraient stimuler sa productivité. En utilisant les indicateurs de réglementation de "Doing Business Report", nous trouvons un impact négatif et significatif du *nombre de procédures* requises pour construire un bâtiment sur la PGF, mais également sur la productivité du travail et l'intensité du capital (au seuil de 10%). Par contre, cet indicateur n'a aucun effet sur l'intensité des intrants intermédiaires. Nos résultats suggèrent que la réduction du fardeau réglementaire pourrait soutenir la productivité : un passage aux réglementations les plus légères entraînerait une augmentation de la PGF à long terme de 6% en moyenne.

Dans le troisième chapitre intitulé "*Les déterminants de productivité dans le secteur de la construction : Cas des entreprises françaises*", nous avons étudié les facteurs explicatifs de la productivité dans la construction française métropolitaine entre 2009 et 2018. Une abondante littérature a montré que la productivité apparente du travail a connu un ralentissement dans plusieurs pays développés dont la France et notamment la construction française. Ce chapitre contribue donc à la littérature sur les déterminants de la productivité dans la construction française, qui n'a reçu que très peu d'attention. Nous avons assemblé un panel non cylindré de 373 033 observations avec 62 252 unités légales issues du Fichier Approché des Résultats ESANE (FARE). Nous combinons ces données à celles de la déclaration annuelle de données sociales (DADS) et à l'enquête sur les liaisons financières entre sociétés (LIFI). En utilisant la méthode Akerberg et al. (2015) effectuée à travers une fonction de production de type Cobb-Douglas, nous soulignons des rendements d'échelle décroissants, une forte élasticité des biens intermédiaires et une faible élasticité du capital. A travers un modèle à effets aléatoires, nous avons montré une relation statistiquement significative en forme de U-inversé entre l'âge de l'entreprise et le niveau de la productivité apparente du travail, tandis que la relation est linéaire et décroissante avec le niveau de la PGF. Nous montrons ensuite que plus les entreprises sont engagées dans l'innovation et bien dotées en capital humain, plus leur productivité est élevée. Enfin, nos résultats ont montré que les filiales de groupes, quel que soit le niveau du contrôle exercé par la tête de groupe, sont moins productives que les entreprises indépendantes et que la structure financière appréciée par le ratio d'endettement détériore la productivité alors qu'un taux de rotation des actifs élevé tend à améliorer les performances. Ces résultats sont instructifs pour les dirigeants de grandes entreprises qui, au-delà de la gestion de leur propre entité, peuvent trouver utile de prêter attention aux petites entreprises indépendantes avec lesquelles ils travaillent. Ils présentent également un intérêt pour les décideurs publics qui pourraient adopter des mesures différenciées selon la position de l'entreprise au sein du secteur.

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

---

Enfin, le dernier chapitre intitulé "*L'hétérogénéité en matière de productivité des entreprises du secteur de la construction en France : Une analyse multiniveaux*" analyse l'hétérogénéité du secteur de la construction en matière de productivité. L'idée est de montrer l'intérêt de combiner les facteurs individuels d'entreprises avec les facteurs géographiques à travers un modèle multiniveaux afin d'expliquer cette hétérogénéité. Dans le chapitre précédent, nous avons considéré que la productivité d'une entreprise dépend de ses caractéristiques individuelles. Or, plusieurs études en économie géographique ont montré que le contexte dans lequel opèrent les entreprises agissent comme des facteurs de différenciation de la performance. Ce chapitre s'inscrit ainsi dans cette logique en mobilisant un panel non cylindré de 52 087 entreprises entre 2009 et 2015 pour un échantillon total de 263 588 observations en France métropolitaine. Nous reprenons les mêmes facteurs individuels issus du chapitre 3 (âge de l'entreprise, le capital humain, les immobilisations incorporelles, l'affiliation à un groupe, le ratio d'endettement et le taux de rotation des actifs). A ces variables, nous ajoutons des variables de localisations : la densité de l'emploi au niveau de la construction, le taux de chômage et l'indice de spécificité sectorielle. Nos résultats montrent que si les caractéristiques individuelles des entreprises sont importantes pour expliquer leur niveau de productivité, leur localisation intervient également dans une proportion significative pour expliquer les écarts observés. Au niveau des départements, l'effet s'élève à 12,33% pour la productivité du travail et à 7,12% pour la PGF. L'effet de localisation demeure robuste au niveau des zones d'emploi.

# Chapitre 1

## Mesure de la productivité globale des facteurs : Application au cas du secteur de la construction

### Sommaire

---

<b>1.1</b>	<b>Introduction</b>	<b>14</b>
<b>1.2</b>	<b>Méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs</b>	<b>15</b>
1.2.1	Estimation par effets fixes	16
1.2.2	Variables instrumentales et méthode des moments généralisés	17
1.2.3	L'algorithme d'estimation d'Olley-Pakes (1996)	18
1.2.4	L'algorithme d'estimation de Levinsohn-Petrin (2003)	19
1.2.5	La méthode de Wooldridge (2009)	19
1.2.6	La méthode Akerberg-Caves-Frazer (2015)	20
1.2.7	La méthode par calibration	21
1.2.8	Approche "Data Envelopment Analysis"	21
<b>1.3</b>	<b>Application sur données sectorielles</b>	<b>23</b>
1.3.1	Données	23
1.3.2	Résultats d'estimation	26
1.3.3	Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques	28
1.3.4	Analyse des corrélations de la productivité globale des facteurs	31
<b>1.4</b>	<b>Application sur données d'entreprises</b>	<b>32</b>
1.4.1	Données	32
1.4.2	Résultats d'estimation	35
1.4.3	Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques	37
1.4.4	Comparaison entre les méthodes de la productivité globale des facteurs	38
<b>1.5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>41</b>

---



## 1.1 Introduction

La productivité est généralement définie comme le rapport, en volume, entre une production et un ou plusieurs facteurs de production. De cette définition, il résulte que la productivité peut être uni-factorielle (productivité apparente du travail ou productivité du capital) ou multifactorielle (productivité globale des facteurs). La productivité uni-factorielle, notamment la productivité apparente du travail, est relativement simple à calculer et a fait l'objet de nombreux travaux. Si la productivité globale des facteurs (PGF) définie comme la part de la production qui ne s'explique pas par la quantité d'intrants utilisés dans la production ne soulève pas de difficulté conceptuelle particulière, sa mesure empirique est loin d'être une tâche aisée.

Le secteur de la construction n'échappe pas à ces difficultés. En effet, de nombreuses études, dont celle de Xerfi (2019) réalisée à partir de données sectorielles issues de la base OCDE, montrent que le secteur de la construction fait face à un problème de faible niveau de productivité. Cette faible performance au regard d'autres secteurs est observée en France ainsi que dans plusieurs pays d'Europe comme l'Italie, les Pays-Bas ou l'Allemagne. Toutefois, ces travaux mesurent uniquement la productivité apparente du travail dans la construction qui conduit à une fausse appréciation de la réalité car elle ne tient pas compte de la substitution entre facteurs de production au sein d'un secteur. Pour dépasser ces limites, le choix de la PGF est à privilégier. En effet, sur le plan conceptuel, la PGF (calculée en utilisant la production brute comme output) est l'indicateur le plus approprié pour mesurer l'évolution technique par branche d'activité, car elle tient pleinement compte du rôle des facteurs intermédiaires dans la production.

Depuis les années 1950, les auteurs cherchent à mesurer la PGF tant au niveau national qu'au niveau sectoriel. Parmi les principales recherches sur le sujet, on peut citer Stigler (1947), Solow (1957), Olley et Pakes (1996), Bartelsman et Doms (2000), Pavcnik (2002), Levinsohn et Petrin (2003), Akerberg, Benkard, Berry and Pakes (2007), Akerberg, Caves et Frazer (2015). A cette littérature s'ajoutent les méthodes de calcul « non paramétriques » de la PGF (Data Envelopment Analysis (DEA), indice de productivité de Malmquist, 1953) généralement appliquées sur données d'entreprises. Ces recherches ont, entre autres, montré que la mesure de la PGF est d'autant plus complexe à réaliser que le secteur d'activité est fragmenté. Tel est le cas du secteur de la construction qui fait l'objet de cette recherche.

L'objectif de ce chapitre est double. Premièrement, nous avons passé en revue plusieurs méthodes de calcul de la PGF qui vont des méthodes paramétriques, semi-paramétriques (appelées aussi méthodes des fonctions de contrôle) ou non paramétriques. Deuxièmement, nous analysons la structure du marché du secteur de la construction par une application empirique de ces méthodes. Pour ce faire, nous disposons de deux jeux de données. D'une part, nous utilisons des données sectorielles issues de la base STAN (STructural ANalysis Database) édition 2016 à la fois pour la construction et pour l'industrie manufacturière à travers un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE de 1970 à 2017. D'autre part, nous mobilisons des données au niveau des firmes françaises métropolitaines dans la construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels disponibles entre 2009 et 2018. Ces données sont issues du Fichier Approché des Résultats ESANE (FARE).

Nos résultats montrent que les rendements d'échelle sont décroissants dans la construction (tant au niveau sectoriel qu'au niveau des firmes) tandis qu'ils sont croissants dans l'industrie manufacturière (niveau sectoriel). Nous pouvons donc considérer que la production varie de façon moins importante que les facteurs de production utilisés dans la construction. L'interpréta-

tion économique sous-jacente serait le poids imposant des grandes entreprises sur les petites. Sans surprise, l'estimateur à effets fixes a des résultats différents des estimateurs semi-paramétriques. Le coefficient de l'intensité capitaliste est sous-estimé à la fois au niveau sectoriel (exceptée la méthode ACF) et au niveau des firmes. Au niveau sectoriel (respectivement au niveau des firmes), il sous-estime (respectivement surestime) la valeur absolue de l'effet d'échelle dans la construction. Quant au coefficient des intrants intermédiaires au niveau sectoriel, il est légèrement surestimé (respectivement légèrement sous-estimé) dans la construction (respectivement dans l'industrie manufacturière). Ce résultat est encore plus marqué au niveau de la firme.

Les élasticités calibrées (niveau sectoriel et au niveau des firmes) montrent que la construction est plus intensive en travail qu'en capital, ce qui est conforme avec la réalité du secteur. Cependant, le même constat dans l'industrie manufacturière est contre-intuitif. En ce qui concerne la méthode DEA, seuls les Etats-Unis ont un score d'efficacité moyenne égal environ à l'unité. Pour ce qui est de l'industrie manufacturière, l'Autriche, le Danemark, l'Allemagne, la Grèce, la Lettonie, le Luxembourg, le Mexique, la Norvège et les Etats-Unis sont proches de la frontière technologique. Au niveau des données d'entreprises, la méthode DEA montre qu'en moyenne, seules les grandes entreprises sont proches de la frontière technologique.

Nous montrons, à travers l'analyse des corrélations au niveau sectoriel, que les méthodes paramétriques et semi-paramétriques sont fortement corrélées (corrélation positive) dans la construction ainsi que dans la manufacture. La corrélation est plus faible entre les méthodes non-paramétriques et les autres quel que soit le type de secteur et le type de données. Le reste du chapitre est structuré comme suit. La section suivante fera un focus sur les méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs (PGF). Les sections 3 et 4 se concentrent sur la partie empirique au niveau du secteur et de l'entreprise respectivement. La section 5 conclut.

## 1.2 Méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs

Si les auteurs sont unanimes pour attribuer le terme « Productivité globale des facteurs (PGF) » aux travaux de Solow (1957), ils le sont moins quant à la mesure de celle-ci. Toutefois, la littérature commence généralement par une fonction de production. Suivant cette idée, je suppose une fonction de production Cobb-Douglas :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} \quad (1)$$

où  $Y_{it}$  représente la production brute de l'entité (firme, secteur ou pays)  $i$  au cours de la période  $t$  ;  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  and  $M_{it}$  représentent respectivement le capital physique, le travail et les biens intermédiaires (matériaux);  $A_{it}$  est le niveau d'efficacité neutre au sens de Hicks de l'entité  $i$  dans la période  $t$ . Les élasticités du travail, du capital et des matériaux sont respectivement représentées par  $\beta_l$ ,  $\beta_k$  and  $\beta_m$ . En linéarisant l'équation (1) et dans le but de comprendre la nature des rendements d'échelle<sup>1</sup>, nous divisons chaque variable par le travail. Ainsi, l'équation (1) dévient :

$$\ln \left( \frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = \beta_0 + \beta_k \ln \left( \frac{K_{it}}{L_{it}} \right) + (\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1) \ln L_{it} + \beta_m \ln \left( \frac{M_{it}}{L_{it}} \right) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

---

<sup>1</sup>Dans sa définition la plus simple, les rendements d'échelle représentent l'accroissement de l'efficacité résultant de l'accroissement des facteurs de production.

où  $\ln A_{it} = \beta_0 + \epsilon_{it}$ ;  $\beta_0$  mesure le niveau d'efficacité moyen entre les entités;  $\epsilon_{it}$  est le terme d'erreur.

En simplifiant l'écriture de l'équation (2), nous pouvons écrire :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

où  $y_{it} = \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)$ ;  $k_{it} = \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)$ ;  $m_{it} = \ln\left(\frac{M_{it}}{L_{it}}\right)$ ;  $\gamma = (\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ . Il convient de noter que  $\gamma$  fournit des informations sur la nature des rendements d'échelle.

$\epsilon_{it}$  peut être décomposé en une composante observable et inobservable, telles que :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + v_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

où  $v_{it}$  est la composante observable,  $\mu_{it}$  est la composante non observable et  $\beta_0 + v_{it}$  représente la productivité au niveau de l'entité.

En utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), nous pouvons estimer la PGF de la manière suivante :

$$\widehat{tfp}_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{v}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\gamma} l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} \quad (5)$$

Pour obtenir les niveaux de productivité, nous prenons l'exponentielle de  $\widehat{tfp}_{it}$ , c'est-à-dire,  $\widehat{TFP}_{it} = \exp(\widehat{tfp}_{it})$

Cependant, la méthode d'estimation par MCO est biaisée. En effet, l'estimation d'une fonction de production par les MCO suppose que les facteurs de production sont exogènes, c'est-à-dire déterminés indépendamment du niveau d'efficacité de l'entreprise. Or, Marschak et Andrews (1994) ont montré que les facteurs de production retenus dans la fonction de production ne sont pas choisis indépendamment, mais plutôt déterminés par les caractéristiques de l'entité (la firme dans leur étude), y compris son efficacité. Nous sommes par conséquent confrontés à un biais de simultanéité<sup>2</sup>.

Un second biais, dit de sélection, vient s'ajouter au précédent. En effet, la PGF est généralement estimée avec un panel cylindré en omettant toutes les entreprises qui entrent et sortent pendant la période d'échantillonnage (Olley et Pakes, 1996). Bien que certains économistes pensent que les entrées et sorties des entreprises sont implicitement prises en compte dans l'analyse (Fariñas et Ruano, 2005), l'omission de ces mouvements vient biaiser les estimateurs puisqu'il y a une forte probabilité de ne retenir que les entreprises les plus productives dans la mesure où les autres, moins compétitives, n'ont pas survécu. En somme, le biais de sélection fera que le terme d'erreur sera négativement corrélé au capital, ce qui entraînera un biais du coefficient associé à cette variable.

Pour toutes ces raisons, l'estimation par MCO d'une fonction de production fournira des coefficients incohérents. Pour surmonter ces problèmes, différentes méthodes d'estimation de la PGF ont été proposées.

### 1.2.1 Estimation par effets fixes

En supposant que la productivité est spécifique à l'entreprise mais invariable dans le temps, il est possible d'estimer la PGF en utilisant l'estimateur par effets fixes (Pavcnik, 2002 ; Levinsohn et Petrin, 2003) :

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + tfp_i + \mu_{it} \quad (6)$$

---

<sup>2</sup>Le choix des facteurs de production n'est pas sous le contrôle de l'économètre, mais déterminé par les choix individuels des entreprises (Griliches et Mairesse, 1995). Selon De Loecker (2007), ce biais de simultanéité est défini comme la corrélation entre le niveau des facteurs de production et le choc de productivité inobservé.

L'équation (6) peut être estimée en niveau en utilisant l'estimateur intra-individuel ou en différence première fournissant des coefficients non biaisés tant que la productivité non observée  $tfp_i$  ne varie pas dans le temps. A cet égard, le biais de simultanéité est éliminé car nous ne disposons que de la variation intra-sectorielle dans l'échantillon. Il en va de même pour le biais de sélection car les décisions de sortie sont prises dans une période invariante.

Cependant, dans la pratique, l'estimateur à effets fixes sur une fonction de production conduit souvent à des estimations excessivement basses du coefficient du capital parce qu'il impose une exogénéité stricte des facteurs de production conditionnée par l'hétérogénéité des entreprises (Wooldridge, 2009). En termes économiques, cela signifierait que les facteurs de production ne peuvent pas être choisis en réponse à des chocs de productivité. Cette hypothèse ne tient probablement pas dans la pratique, surtout dans le secteur de la construction, qui a été confronté à un ralentissement de la croissance de la productivité au cours des dernières années et, donc, à une variation de la productivité dans le temps. Un autre estimateur est souvent proposé pour surmonter ces problèmes : l'estimateur des variables instrumentales et la méthode des moments généralisés (GMM).

### 1.2.2 Variables instrumentales et méthode des moments généralisés

Une méthode alternative pour obtenir des coefficients cohérents à travers une fonction de production consiste à instrumenter les facteurs qui causent le problème d'endogénéité. Contrairement à l'estimateur à effets fixes, l'estimateur à variable instrumentale (VI) ne repose pas sur une exogénéité stricte. Néanmoins, cette méthode requiert un certain nombre de conditions, notamment sur la ou les variables utilisées comme instruments externes. Premièrement, les instruments doivent être corrélés avec la ou les variables endogènes. Deuxièmement, les instruments ne peuvent pas entrer directement dans la fonction de production. Troisièmement, les instruments ne doivent pas être corrélés avec le terme d'erreur. La dernière hypothèse exclut l'existence d'une concurrence imparfaite sur le marché des facteurs si les prix de la production ou des facteurs sont utilisés comme instruments. Sous l'hypothèse d'un marché parfait, les prix des facteurs et de la production sont donc des choix naturels d'instruments pour la fonction de production.

Néanmoins, les prix des facteurs deviennent des instruments valables si et seulement si l'entreprise n'a pas de pouvoir de marché. En effet, dans le cas contraire, la firme fixera ses prix au moins en partie en fonction des quantités de facteurs et de sa productivité ce qui rend les prix endogènes. Ce problème d'endogénéité se posera même si nous utilisons le salaire moyen par travailleur (reflétant les conditions exogènes du marché du travail) car le salaire varie souvent en fonction de la qualification et de la qualité du travailleur.

D'autres instruments peuvent être pris en compte, tels que les conditions climatiques, les chocs exogènes sur le marché du travail ou des capitaux, indépendamment du pouvoir de marché de l'entreprise. Cependant, comme le soulignent Akerberg et al. (2007), même dans ce cas, l'approche par VI ne traite que de l'endogénéité des facteurs, mais pas de l'endogénéité de la production des entreprises. Si les choix d'instruments sont corrélés avec la production au niveau de l'entreprise, une production endogène invaliderait l'utilisation des instruments.

Certains auteurs retardent les intrants et les utilisent ensuite comme instruments. Cela biaise le coefficient du capital, qui est souvent non significatif. Pour remédier à cela, Blundell et Bond (1998) proposent l'estimateur des moments généralisés (GMM). Pour les auteurs, la mauvaise performance de l'estimateur par VI est due à la faiblesse des instruments utilisés pour l'identification. Il faut donc mettre les instruments en différences premières retardées dans les

équations de niveau pour obtenir des estimations fiables.

Malgré ce dernier avantage, la principale difficulté de l'adoption de cette méthode est de trouver un instrument valide pour instrumenter la PGF. En dehors de ces méthodes d'estimation paramétriques, nous disposons d'estimations semi-paramétriques qui nous donnent une variabilité temporelle de la PGF.

### 1.2.3 L'algorithme d'estimation d'Olley-Pakes (1996)

Cette méthode d'estimation semi-paramétrique résout le biais de simultanéité en considérant la décision d'investissement des entreprises comme un indicateur des chocs de productivité non observés. Le problème de sélection est résolu en incorporant une règle de sortie dans le modèle. Il s'agit d'un modèle dynamique du comportement des entreprises reposant sur deux hypothèses fondamentales :

- Une seule variable (variable d'état) n'est pas observée au niveau de l'entreprise. Il s'agit de la productivité, qui est également supposée évoluer comme un processus de Markov de premier ordre.
- La monotonie de la variable "investissement" de sorte que la fonction de demande d'investissement est inversible. Cela signifie que l'investissement est croissant en productivité. Un des corollaires de cette seconde hypothèse est que seules les valeurs positives de l'investissement sont acceptées.

En partant de la fonction de production Cobb-Douglas donnée par l'équation (4), la procédure d'estimation souligne que le capital est une variable d'état affectée uniquement par les valeurs actuelles et passées du niveau de productivité  $tfp_{it}$ . L'investissement est décrit comme suit :

$$I_{it} = K_{it-1} - (1 - \delta)K_{it} \text{ où } \delta \text{ est la dépréciation du capital.}$$

De même, les décisions d'investissement au niveau de l'entreprise peuvent être écrites comme une fonction du capital et de la productivité :  $i_{it} = i_t(k_{it}, tfp_{it})$  où la notation en minuscules fait référence à la transformation logarithmique des variables.

Puisque l'investissement est une fonction croissante de la productivité, conditionnelle au capital, la décision d'investissement peut être inversée, ce qui nous permet d'écrire la productivité non observée comme une fonction des variables observables :  $tfp_{it} = h_t(k_{it}, i_{it})$  où  $h_t(\cdot) = i_t^{-1}(\cdot)$ . En utilisant cette formule, l'équation (4) est réécrite comme suit :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + h_t(k_{it}, i_{it}) + \mu_{it} \quad (7)$$

Notons  $\varphi(k_{it}, i_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + h_t(k_{it}, i_{it})$

L'estimation de l'équation (7) est faite en deux étapes. La première étape consiste à estimer l'équation suivante en utilisant les MCO :

$$y_{it} = \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + \varphi(k_{it}, i_{it}) + \mu_{it} \quad (8)$$

où  $\varphi(k_{it}, i_{it})$  est approximé par un polynôme du troisième ordre dans l'investissement et le capital.

Dans la deuxième étape, où nous abordons le problème du biais d'attrition, nous identifions le coefficient du capital en estimant l'équation suivante :

$$y_{it} - \gamma l_{it} - \beta_m m_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + g(\varphi_{t-1} - \beta_k k_{t-1}) + \mu_{it} \quad (9)$$

où  $g(\cdot)$  est une fonction inconnue qui est à nouveau approximée par une expression polynomiale du troisième ordre en  $\varphi_{t-1}$  et  $k_{t-1}$ . La probabilité de survie est normalisée à 1. Le coefficient de capital peut alors être obtenu en appliquant les moindres carrés non linéaires à l'équation (9).

### 1.2.4 L'algorithme d'estimation de Levinsohn-Petrin (2003)

Comme la méthode Olley-Pakes (OP), la méthode Levinsohn-Petrin (LP) est également une estimation semi-paramétrique, mais les intrants intermédiaires sont utilisés comme proxy. En effet, la condition de monotonie de la méthode OP exige que l'investissement soit strictement croissant de la productivité. Cela implique que seules les observations avec un investissement positif peuvent être utilisées lors de l'estimation des équations (8) et (9), ce qui peut conduire à une perte d'efficacité significative en fonction des données disponibles. De plus, si les entreprises déclarent un investissement nul dans un nombre significatif de cas, cela jette un doute sur la validité de la condition de monotonie.

Pour éviter ces problèmes, la méthode d'estimation LP utilise les intrants intermédiaires comme proxy de la productivité non observée. Comme les entreprises déclarent généralement une utilisation positive des matières et de l'énergie chaque année, il est possible de conserver la plupart des observations. Cela implique également que la condition de monotonie est plus susceptible d'être respectée. L'algorithme d'estimation LP diffère de l'algorithme OP à deux égards. Premièrement, il utilise les intrants intermédiaires de préférence aux investissements comme un indicateur de la productivité non observée. Cela implique que les biens intermédiaires sont exprimés en termes de capital et de productivité, c'est-à-dire,  $m_{it} = i_t(k_{it}, tfp_{it})$ . En utilisant la condition de monotonie, les intrants intermédiaires sont strictement croissants de la productivité et sont également inversables :  $tfp_{it} = s_t(k_{it}, m_{it})$  où  $s_t(\cdot) = m_t^{-1}(\cdot)$ . L'équation (4) devient alors :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + s_t(k_{it}, m_{it}) + \mu_{it} \quad (10)$$

Deuxièmement, il existe une différence liée à la correction du biais de sélection. Bien que la méthode OP permette à la fois un panel non cylindré et l'incorporation de la probabilité de survie dans la deuxième étape de l'algorithme d'estimation, LP n'incorpore pas la probabilité de survie dans la deuxième étape.

A partir de 2009, de nouvelles techniques d'estimation de la fonction de production, encore plus robustes, sont apparues dans le but de corriger les méthodes OP et LP. Il s'agit notamment des méthodes de Wooldridge (2009) et Akerberg-Caves-Frazer (2015).

### 1.2.5 La méthode de Wooldridge (2009)

Wooldridge (2009) a proposé une mesure alternative aux méthodes OP et LP qui implique la minimisation simultanée des conditions de moments du premier et deuxième ordre. En utilisant le modèle LP, l'auteur suggère d'estimer tous les paramètres simultanément en utilisant les conditions de moment :

$$\begin{aligned} & E[mu_{it}|I_{it}] \\ & \xi_{it} + \mu_{it}|I_{it-1}] \\ = & E[ y_{it} - \gamma l_{it} - \Phi_t(k_{it}, m_{it})|I_{it} \\ & y_{it} - \beta_0 - \gamma l_{it} - \beta_k k_{it} - g(\Phi_{t-1}(k_{it-1}, m_{it-1}) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1})|I_{it-1}] = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

L'approche conjointe de Wooldridge (2009) présente plusieurs avantages. Premièrement, elle permet d'éviter le problème de dépendance fonctionnelle (problème d'identification du facteur travail). Deuxièmement, cette méthode favorise des gains d'efficacité potentiels et des calculs d'écart-types plus simples. Toutefois, l'approche conjointe présente également des inconvénients. En effet, cette méthode est probablement plus sujette aux erreurs de mesure que l'approche en deux étapes.

### 1.2.6 La méthode Akerberg-Caves-Frazer (2015)

Le principal argument de la méthode d'Akerberg, Caves et Frazer (ACF) est que le coefficient du travail peut ne pas être identifié dans les procédures d'estimation proposées par OP et LP. C'est ce que les auteurs appellent le "problème de dépendance fonctionnelle". En effet, les auteurs estiment que le travail peut être un argument de la fonction de demande de la variable proxy et, par conséquent, de la fonction de productivité non observée.

Ainsi, les auteurs adoptent le point de vue de la méthode LP en prenant les mêmes hypothèses de monotonie de la fonction proxy mais en incluant le travail :  $m_{it} = f_t(k_{it}, l_{it}, tfp_{it})$ . Une interprétation de cette hypothèse est que la fonction de production de la production brute est de type Léontief en ce qui concerne les intrants intermédiaires<sup>3</sup>.

Étant donné l'hypothèse de monotonie stricte, nous pouvons inverser la demande d'intrants intermédiaires  $tfp_{it} = f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ . Par conséquent, l'équation (4) dévient :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \mu_{it} = \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \mu_{it} \quad (12)$$

où  $\Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$

En utilisant la condition de moment de la première étape, nous avons :

$$E[\mu_{it}|I_{it}] = E[y_{it} - \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it})|I_{it}] = 0 \quad (13)$$

où  $I_{it}$  représente un ensemble d'informations. Nous notons que contrairement aux méthodes OP et LP, aucun coefficient n'est identifié dans la première étape. En somme, tous les coefficients sont estimés dans la deuxième étape en utilisant la condition de moment suivante :

$$E[\xi_{it} + \mu_{it}|I_{it-1}] = E[y_{it} - \beta_0 - \gamma l_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_m m_{it} - g(\Phi_{t-1}(k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \gamma l_{it-1} - \beta_m m_{it-1})|I_{it-1}] = 0 \quad (14)$$

où  $\Phi_{t-1}$  est remplacé par son estimation de la première étape. Les coefficients  $\gamma, \beta_k, \beta_m$  sont estimés par un processus Markov de premier ordre.

L'utilisation d'une fonction de production Cobb-Douglas avec des différences de productivité neutres au sens de Hicks ne permet pas d'identifier les biais de facteurs dans le changement technologique, d'autant que la valeur ajoutée ou les ventes sont généralement utilisées comme mesures de la production. Les techniques non paramétriques (calibration des élasticités et analyse d'enveloppement des données ou (DEA)) résolvent ce problème.

---

<sup>3</sup>Il existe une technologie caractérisée par une relation linéaire entre les intrants intermédiaires et la production, et ces intrants intermédiaires sont proportionnels à la production (Gandhi, Navarro et Rivers (2011)).

## 1.2.7 La méthode par calibration

Introduite par Solow (1956), l'idée de base de cette méthode est de calibrer les différentes élasticités des facteurs de production en utilisant deux hypothèses cruciales<sup>4</sup>:

- L'hypothèse de rendements d'échelle constants
- L'hypothèse d'un marché parfait, tant du travail que des biens et services.

Ainsi, avec ces deux hypothèses et pour autant que nous disposions d'informations sur les différents facteurs de production ainsi que sur la production, nous sommes en mesure de calculer l'équation (5).

Par calibration, les élasticités du travail ( $\beta_l$ ) et des intrants intermédiaires ( $\beta_m$ ) sont obtenues respectivement par le rapport entre le coût du travail et la valeur de la production, le rapport entre les intrants intermédiaires et la valeur de la production. En supposant des rendements constants, l'élasticité du stock de capital devient  $\beta_k = 1 - \beta_l - \beta_m$ . Enfin, nous utilisons la moyenne de chaque élasticité dans le temps.

La calibration des élasticités est particulièrement intéressante dans la mesure où elle permet de calculer la PGF de la manière la plus simple possible (aucune estimation n'est nécessaire). Toutefois, l'hypothèse de concurrence parfaite sur les marchés des produits et des intrants est une hypothèse forte, en particulier dans le secteur de la construction, qui tend vers une structure de marché imparfaite.

## 1.2.8 Approche "Data Envelopment Analysis"

L'approche "Data Envelopment Analysis (DEA)", également appelée estimation de frontière non-paramétrique, construit pour chaque observation une combinaison linéaire de toutes les autres observations (normalisées par la production) pour une comparaison explicite. Ici, aucune fonction de production particulière n'est supposée.

L'efficacité (productivité) est définie comme une combinaison linéaire de la production sur une combinaison linéaire de facteurs de production. Les poids des facteurs ( $u_l, u_k$ ) et la production ( $v_q$ ) sont choisis directement en maximisant l'efficacité (productivité) notée  $\theta$ . Les observations qui ne sont pas dominées sont étiquetées 100% efficaces. Il y a domination lorsqu'une autre entreprise, ou une combinaison linéaire d'entreprises, produit davantage de l'ensemble de la production avec le même agrégat de facteurs, en utilisant les mêmes poids pour agréger les facteurs.

Un programme de maximisation linéaire est résolu séparément pour chaque observation. Pour l'unité 1 (firme-année), dans le cas d'une production unique, le problème est le suivant :

$$\begin{aligned} \max_{v_q, u_l, u_k} \quad & \theta_1 = \left( \frac{v_q Q_1 + v^*}{u_l L_1 + u_k K_1} \right) & (15) \\ \text{Sous contrainte de :} \quad & \left( \frac{v_q Q_i + v^*}{u_l L_i + u_k K_i} \right) \leq 1; \quad i = 1, \dots, N. \\ & v_q, u_l + u_k > 0; \quad u_l, u_k > 0 \\ & v^* \geq 0 \end{aligned}$$

---

<sup>4</sup>Ces hypothèses peuvent être relâchées. Cependant, nous aurons besoin d'autres hypothèses pour calculer un coût d'usage du capital.



où  $v^* = 0$  lorsque les rendements sont constants.

L'efficacité de toutes les entreprises ne peut dépasser 100% lorsque les mêmes pondérations sont appliquées. Une normalisation est nécessaire pour définir correctement le programme de maximisation :  $u_l L_1 + u_k K_1 = 1$  et  $v^*$  est une variable de jeu supplémentaire pour permettre des rendements d'échelle variables. Lorsque les rendements d'échelle sont constants ( $v^* = 0$ ), la frontière de production est un rayon passant par l'origine dans l'espace des facteurs de production agrégés. En cas de rendements d'échelle variables, cette frontière est l'enveloppe linéaire par morceaux de tous les plans de production.

La mesure d'efficacité  $\theta_i$  peut être interprétée comme la différence de productivité entre l'unité  $i$  et l'unité la plus productive. Le score d'efficacité est compris entre 0 et 1. Un score d'efficacité de 1 signifie que l'entreprise est pleinement efficace. Les estimations de la productivité en niveau et en taux de croissance sont définies comme suit, respectivement :

$$\log A_{it}^{DEA} - \overline{\log A_t^{DEA}} = \log \theta_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^N \log \theta_{jt} \quad (16)$$

$$\log A_{it}^{DEA} - \log A_{it-1}^{DEA} = \log \theta_{it} - \log \theta_{it-1} \quad (17)$$

Le principal avantage de la méthode DEA est l'absence d'hypothèses de forme fonctionnelle ou de comportement des entreprises et aucune hypothèse de distribution n'est imposée au terme d'inefficacité. La technologie sous-jacente est totalement indéterminée et peut varier d'une entreprise à l'autre. Cependant, cette méthode présente de sérieuses limites dans la mesure où, premièrement, elle interprète tout écart par rapport au potentiel de production fixé comme de l'inefficacité. Cela signifie que tous les facteurs qui affectent la performance de l'entreprise sont considérés comme étant sous le contrôle de l'entreprise. La conséquence est que l'inefficacité estimée est biaisée en raison de facteurs exogènes tels que l'erreur de mesure (Kumbhakar et Lovell, 2000). La deuxième limite est qu'elle mesure l'inefficacité par rapport à l'unité la plus performante parmi les observations, ce qui rend son résultat susceptible d'être biaisé par des valeurs aberrantes (Coelli et al., 2005).

La section suivante teste empiriquement ces différentes méthodes.

## 1.3 Application sur données sectorielles

### 1.3.1 Données

Notre échantillon concerne deux secteurs d'activité (construction et industrie manufacturière) sur un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE au cours de la période 1970-2017 (cf. annexe 1). Le secteur de la construction dans la base de données STAN comprend tous les codes NAF de 41 à 43. Il s'agit de la construction de bâtiments et de la promotion immobilière (41), du génie civil (42) et des travaux de construction spécialisés (43).

Le secteur manufacturier comprend les sous-secteurs dont les codes NAF vont de 10 à 33. Nous comparons la construction à l'industrie afin d'en souligner les spécificités. Le choix de ce secteur de référence est justifié par la bonne connaissance de la productivité de ce secteur. Trois différentes sources de données ont été mobilisées.

Les données permettant de calculer la PGF proviennent de la base SStructural ANalysis (STAN). La nomenclature concernée est celle de International Standard Industrial Classification révision 4 (Isic Rev.4, SNA08, édition 2016). La base STAN comprend des mesures annuelles comparables de la production, de la valeur ajoutée et de ses composantes, de la main-d'œuvre, de l'investissement et du stock de capital, à partir de 1970, qui permettent aux utilisateurs de construire une large gamme d'indicateurs et de se concentrer sur des domaines tels que la croissance de la productivité, la compétitivité et le changement structurel global.

Le facteur travail est approximé par le nombre de personnes engagées (en milliers). La production brute, la valeur ajoutée brute, l'investissement brut et les intrants intermédiaires bruts sont mesurés en prix constants de 2005. Afin de comparer ces valeurs entre les pays et de calculer la PGF, la production brute, le capital et les intrants intermédiaires sont divisés par le nombre de personnes engagées de sorte à obtenir les intensités des facteurs et de production.

Le stock de capital a été calculé avec l'utilisation de la méthode des inventaires permanents proposée par Berlemann et Wesselhöft (2014) avec un taux de dépréciation du capital constant (cf. annexe 2). La présentation des données est complétée par l'analyse de la variance, la corrélation intra-individuelle et l'analyse univariée (cf. annexe 3).

Afin de procéder à des comparaisons internationales, nous utilisons les valeurs de parité de pouvoir d'achat (PPA) afin d'éliminer les différences de niveaux de prix entre les pays. Celles-ci proviennent à la fois de l'OCDE (PPA du PIB de 2005) et du Groningen Growth and Development Centre (PPA de Inklaar et Timmer, 2005 et 1997). Toutes ces PPA sont exprimées en monnaie nationale par dollar des États-Unis. Après une analyse de sensibilité (cf. annexe 4), nous optons pour les PPA 2005 du PIB global en dollars US. Ainsi, nous convertissons les valeurs en utilisant ces PPA ou, dit autrement, nous transformons légèrement l'équation (2) en incluant les PPA :

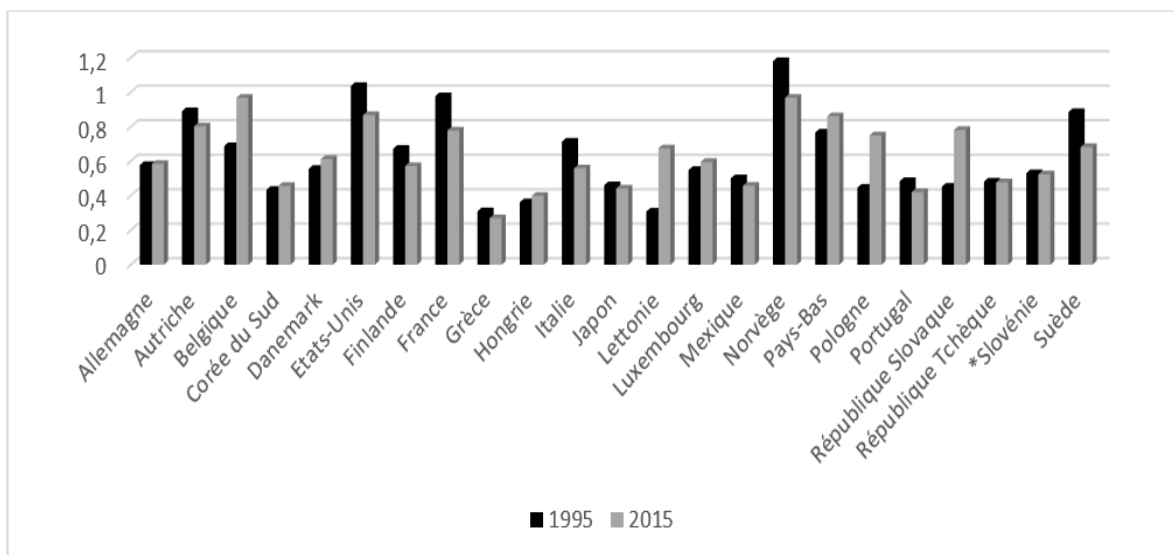
$$\ln \left( \frac{Y_{it}}{L_{it} \times ppp_{2005}} \right) = \beta_0 + \beta_k \ln \left( \frac{K_{it}}{L_{it} \times ppp_{2005}} \right) + (\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1) \ln L_{it} + \beta_m \ln \left( \frac{M_{it}}{L_{it} \times ppp_{2005}} \right) + \epsilon_{it} \quad (18)$$

Avant de procéder à l'estimation de l'équation 18, nous analysons les niveaux de productivité apparente du travail mesuré par le rapport de la valeur ajoutée en volume au nombre total de personnes employées. Ce rapport est corrigé par la PPA du PIB de 2005.

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

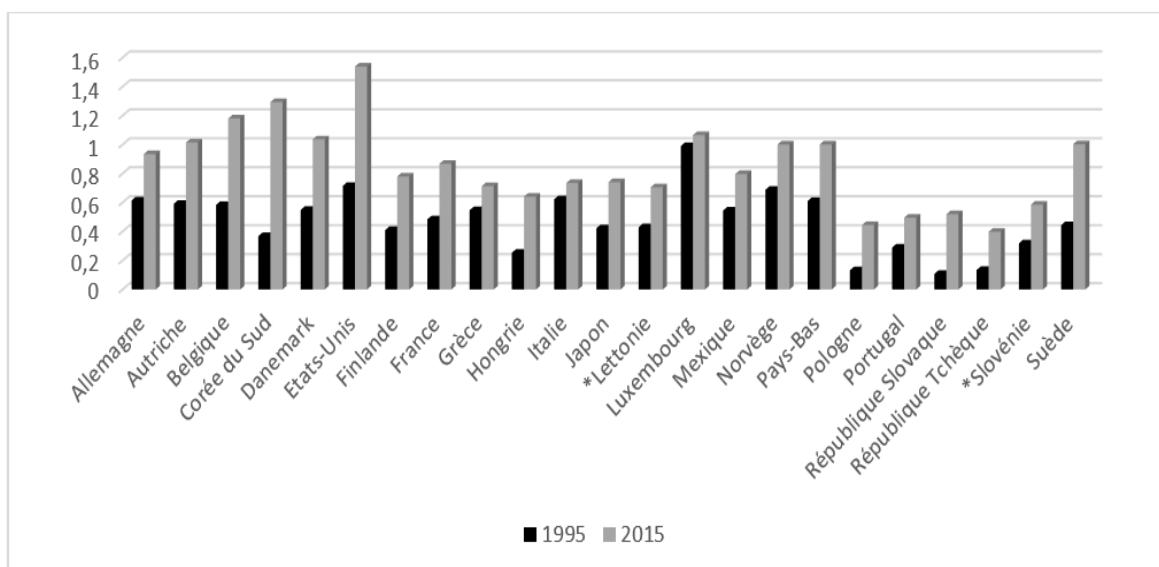
Les figures 1 et 2 ci-après montrent les niveaux de productivité apparente du travail au sein des deux secteurs durant les années 1995 et 2015. Les figures 3 et 4 nous renseignent sur la productivité moyenne du travail entre 1995 et 2015. Les années 1995 et 2015 sont retenues car disponibles dans la quasi-totalité des pays. Les pays marqués par un astérisque (Slovénie pour la construction; Slovénie et Lettonie pour l'industrie manufacturière) débutent en 2000.

Figure 1 – Évolution de la productivité du travail dans la construction



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Figure 2 – Évolution de la productivité du travail dans l'industrie manufacturière



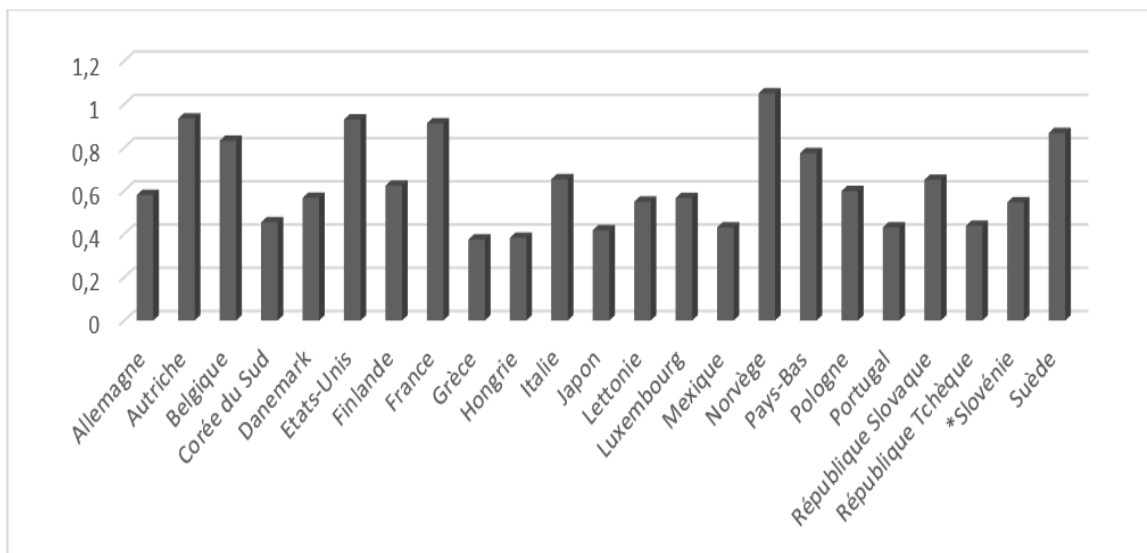
Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Sur les 23 pays étudiés, 13 ont connu une diminution de la productivité apparente du travail dans la construction, dont les États-Unis, la France, l'Italie, la Norvège, la Suède. A l'inverse,

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

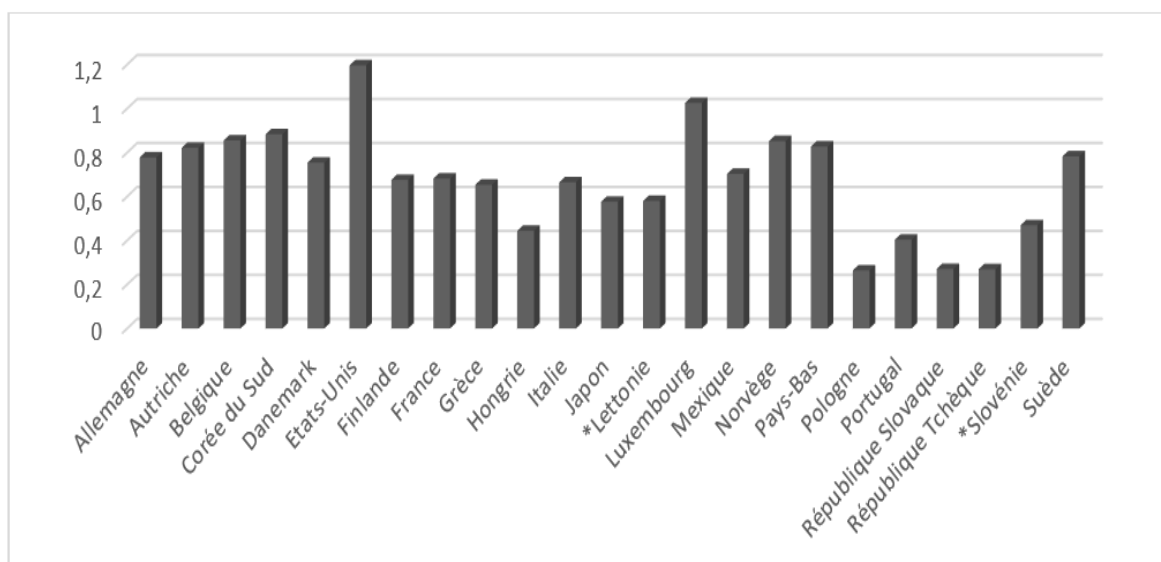
nous observons un gain de productivité dans l'industrie manufacturière de chaque pays sur le même laps de temps. Qu'en est-il de la productivité moyenne du travail au sein des deux secteurs ?

Figure 3 – Productivité moyenne du travail dans la construction



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Figure 4 – Productivité moyenne du travail dans l'industrie manufacturière



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Entre 1995 et 2015, en moyenne, la Norvège est le pays qui présente la plus forte productivité apparente du travail dans le secteur de la construction. Viennent ensuite l'Autriche, les Etats-Unis et la France. Ce classement est différent pour l'industrie manufacturière puisque les Etats-Unis occupent la première place.

### 1.3.2 Résultats d'estimation

L'estimateur de Wooldridge (2009) est utilisé comme méthode GMM. Son avantage est qu'il fournit une estimation cohérente et efficace des paramètres en utilisant l'approche GMM à une étape. Elle résout la corrélation sérielle potentielle, l'hétéroscédasticité ainsi que l'endogénéité due à la simultanéité et à l'attrition en utilisant les valeurs retardées comme instruments (Akerberg et al. (2015)).

Les méthodes de Olley et Pakes (1996), Levinsohn et Petrin (2003), Wooldridge (2009) et Akerberg, Caves et Frazer (2015) sont estimées à l'aide de la commande "prodest"<sup>5</sup> développée par Rovigatti et Mollisi (2018) qui a l'avantage de corriger les biais d'attrition et de simultanéité et permet également d'ajouter des variables de contrôle.

Nous désignons les estimateurs à effets fixes, Olley et Pakes, Levinsohn et Petrin, Wooldridge et Akerberg, Caves et Frazer respectivement par (FE), (OP), (LP), (WRDG) et (ACF). La méthode de calibration est désignée par (CM). Les résultats d'estimation de la fonction de production sont présentés dans les tableaux ci-dessous :

Table 1 – Estimation de la fonction de production dans le secteur de la construction

Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	FE	WRDG	OP	LP	ACF
$\gamma$	-0.0198** (0.0089788)	-0.0498*** (0.0057132)	-0.0499*** (0.0066897)	-0.0371*** (0.0106122)	-0.0211*** (1.47e-07)
$\beta_k$	0.0277*** (0.0074252)	0.0580*** (0.0211907)	0.0343*** (0.000918)	0.0305*** (0.0015575)	0.0264*** (1.47e-07)
$\beta_m$	0.767*** (0.0123549)	0.765*** (0.0066629)	0.762*** (0.0109274)	0.766*** (0.0011421)	0.765*** (1.62e-07)
N	714	689	712	714	714
Country FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2 – Estimation de la fonction de production dans l'industrie manufacturière

Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	FE	WRDG	OP	LP	ACF
$\gamma$	0.0558*** (0.0118385)	0.1231*** (0.0133323)	0.1323*** (0.0419895)	0.1370*** (0.0446727)	0.0761*** (1.96e-07)
$\beta_k$	0.1051*** (0.0111675)	0.0736** (0.0329562)	0.1096*** (0.00728)	0.1082*** (0.0008326)	0.1253*** (1.96e-07)
$\beta_m$	0.856*** (0.0145578)	0.879*** (0.0080925)	0.882*** (0.0779217)	0.861*** (0.0005528)	0.877*** (2.03e-07)
N	707	682	705	707	707
Country FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

<sup>5</sup>50 réplifications sont effectuées pour les méthodes semi-paramétriques et Wooldridge (2009). Nous utilisons l'investissement comme proxy dans la méthode Wooldridge (2009).

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

---

Note :  $\gamma$  = effet d'échelle =  $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\ln(Y/L)$  = logarithme de la production par travailleur ;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur ;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur ; N est le nombre d'observations ; Country FE et Year FE sont respectivement les effets fixes individuels et temporels.

Au regard des élasticités estimées, deux remarques importantes sont à signaler pour le secteur de la construction. Premièrement, quel que soit l'estimateur, la valeur de  $\gamma$  est négative, ce qui signifie que les rendements d'échelle sont décroissants. Autrement dit, la production varie moins que proportionnellement que les facteurs de production utilisés. Une interprétation de ce résultat peut être liée à la structure organisationnelle du secteur. En effet, les grandes firmes, bien que peu nombreuses, représentent une grande part de l'activité de la construction rendant ainsi la structure du marché plus ou moins oligopolistique.

Les résultats obtenus montrent également que l'élasticité du capital par salarié dans le processus de production est très faible, environ 0,03% pour les trois méthodes semi-paramétriques (Olley-Pakes, Levinsohn-Petrin et Akerberg-Caves-Frazer). Cette faible élasticité du capital n'est pas une surprise dans la mesure où la construction, conservant son caractère artisanal, est très intensive en main d'œuvre. De plus, les micro-firmes qui composent une large partie du secteur ont tendance à être moins intensives en capital que les grandes et, donc, possèdent peu d'actifs corporels. En ce qui concerne l'élasticité de l'intensité des biens intermédiaires, elle s'élève à plus de 0,75% quel que soit l'estimateur considéré.

Ces résultats contrastent avec ceux des estimations réalisées dans l'industrie manufacturière. D'abord, les rendements d'échelle sont croissants, bien que faibles. En outre, l'élasticité de l'intensité du capital dans la production par salarié n'est pas négligeable. Une augmentation de 10% du capital par salarié - toutes choses égales par ailleurs - entraîne une hausse d'environ 11% de la productivité du travail dans chacune des estimations, exceptée la méthode Wooldridge. Enfin, les biens intermédiaires par salarié expliquent une part considérable de la productivité apparente du travail (plus de 0,86%).

Contrairement aux autres estimateurs, l'estimateur "within" sous-estime les valeurs de  $\gamma$  en valeur absolue, quel que soit le secteur concerné. Le coefficient du capital par salarié ( $\beta_k$ ) est aussi faible comparés aux estimateurs OP et LP. Ces résultats s'apparentent aux conclusions effectuées par Van Beveren (2012).

Les résultats d'estimation OP, LP et ACF sont assez proches dans chaque secteur d'activité. Cependant, la valeur de  $\gamma$  en valeur absolue est plus faible avec la méthode ACF. Ce résultat est probablement lié au problème de dépendance fonctionnelle (problème d'identification du facteur travail) qui est reproché aux méthodes OP et LP.

La méthode de Wooldridge (2009) fournit le plus faible coefficient du capital dans l'industrie manufacturière (environ 0.07%) et le plus élevé dans la construction (environ 0.06%). Cette méthode pourrait être un bon estimateur pour calculer la PGF car elle repose sur une utilisation conjointe des méthodes OP et LP en une seule étape. Cependant, nous avons une perte d'information (25 observations en moins dans chaque secteur) du fait de l'utilisation des instruments retardés ce qui n'est pas le cas avec la méthode ACF qui estime également les élasticités en une seule étape.

Analysons à présent les résultats de calcul de la PGF à travers les méthodes par calibration et DEA.

### 1.3.3 Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques

Nous présentons les élasticités calibrées obtenues grâce à la méthode par calibration et par la méthode DEA. Les élasticités moyennes par pays et par année obtenues en utilisant la méthode par calibration sont présentées en annexe (cf. annexe 5). Compte tenu de la stabilité des élasticités moyennes par année, nous retenons ces dernières. En effet, il existe une forte variation des élasticités calibrées au sein des pays tandis qu'elles sont plus stables dans le temps. Le tableau 3 présente un récapitulatif des élasticités calibrées.

Table 3 – Élasticités calibrées sur données sectorielles

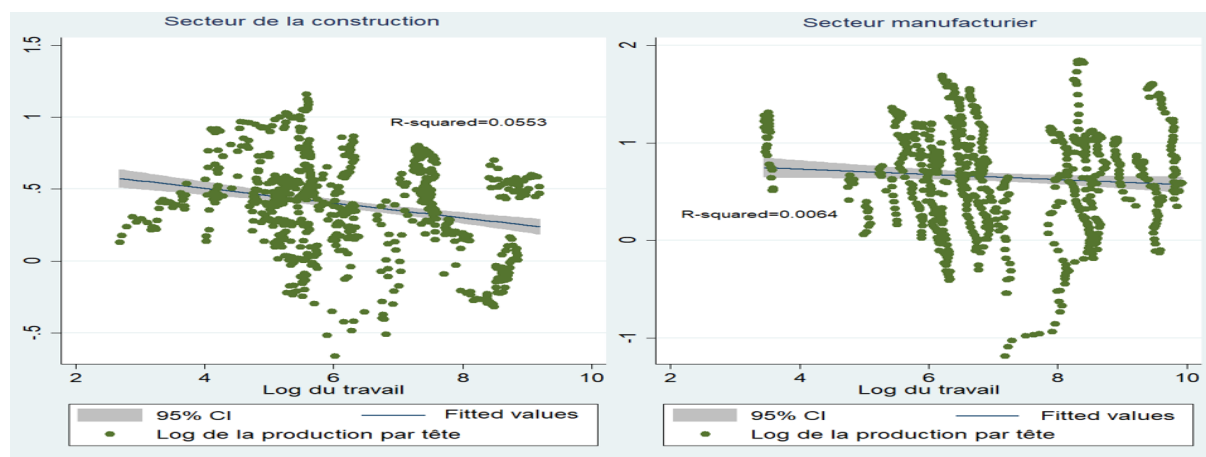
Secteur d'activité	$N$	Travail ( $\beta_l$ )	Capital ( $\beta_k$ )	Matériaux ( $\beta_m$ )
Construction	714	0.24	0.15	0.61
Manufacture	707	0.17	0.13	0.70

Source : Calculs de l'auteur à partir de la base STAN de l'OCDE édition 2016.

On remarque que le coefficient des biens intermédiaires dans la production est le plus élevé quel que soit le secteur (61% pour la construction et 70% pour l'industrie manufacturière). Ces résultats sont conformes à ceux des estimations présentées dans les tableaux 1 et 2. En outre, dans chacun des secteurs d'activité, l'élasticité du travail est supérieure à celle du capital. Ce résultat semble montrer que le coût de la main-d'oeuvre est supérieur au coût d'usage du capital dans chaque secteur. L'élasticité du travail est aussi plus élevée dans la construction (24%) que dans l'industrie manufacturière (17%), ce qui confirme l'idée selon laquelle le secteur de la construction est intensif en travail. C'est également le cas de l'élasticité du capital qui est contraire à l'intuition économique et en contradiction avec les résultats d'estimation présentés dans les tableaux 1 et 2. Ce contraste prouve que l'approche comptable de la productivité est difficilement applicable aux secteurs étudiés. Une explication de ce résultat pourrait être la forte substitution capital - travail dans le secteur de la construction contrairement à l'industrie manufacturière.

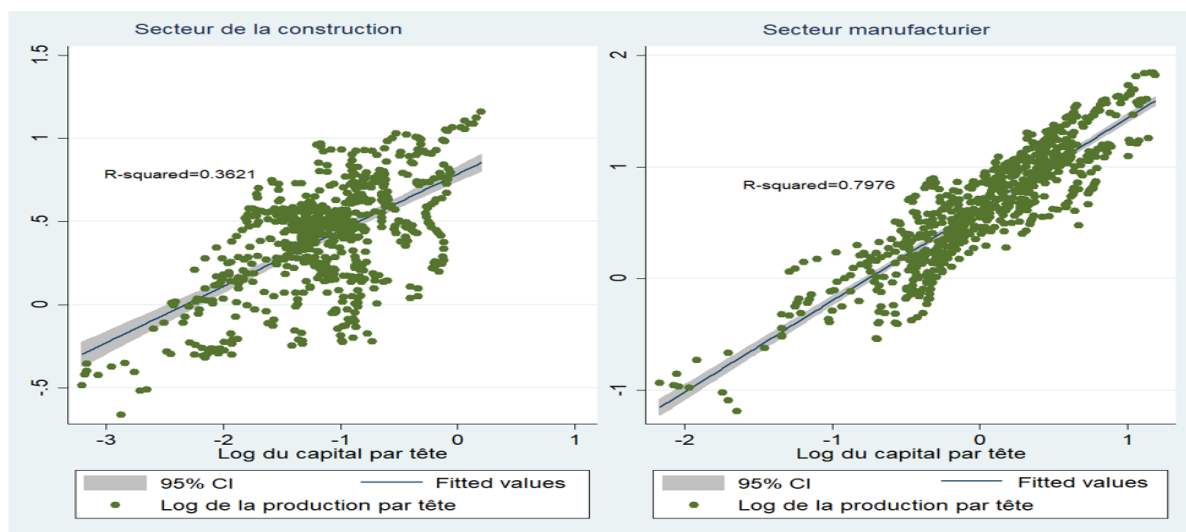
Focalisons-nous sur la relation qui existe entre la production et les différents inputs à partir des 3 graphiques suivants. Le but est de représenter graphiquement la part de chaque facteur de production dans la production totale.

Figure 5 – Relation entre la production et le travail



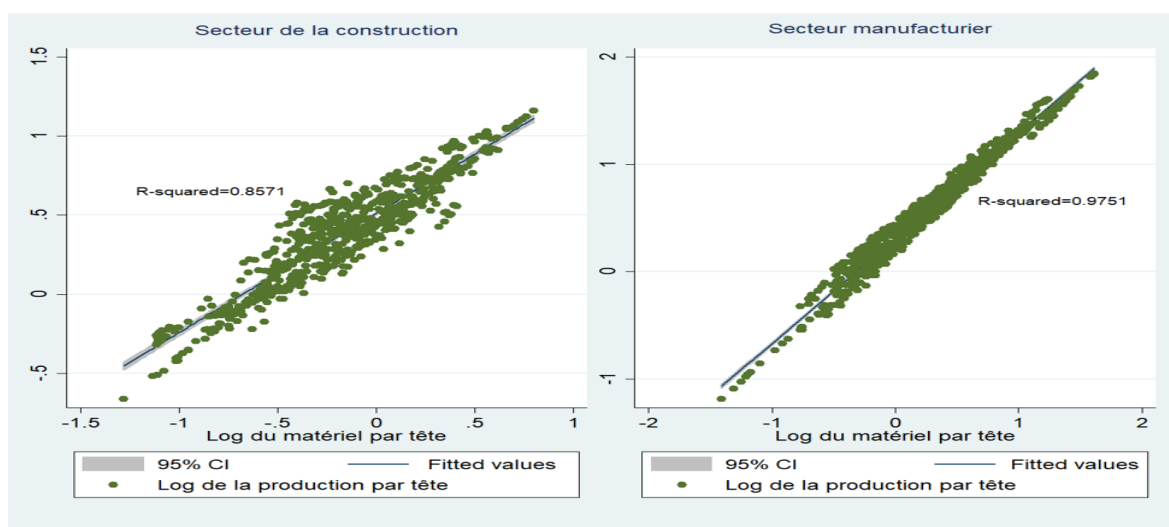
Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Figure 6 – Relation entre la production et le capital



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Figure 7 – Relation entre la production et les intrants intermédiaires



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

L'analyse bivariée précédente (figures 5, 6 et 7) représente, par un nuage de points, le logarithme de la production par salarié en fonction du logarithme de chaque input (travail, capital par salarié et matériels par salarié) à la fois dans le secteur de la construction et dans l'industrie manufacturière. Ils rendent compte d'une forte corrélation positive entre la productivité et les biens intermédiaires par salarié quel que soit le secteur analysé. Deux résultats découlent de cette analyse. Premièrement, la contribution du travail dans la production par salarié est faible dans les deux secteurs et notamment dans l'industrie où le coefficient de détermination avoisine à peine 0,6%. Deuxièmement, les graphiques rendent compte d'une faible corrélation positive entre la productivité et le capital par salarié dans le secteur de la construction avec un coefficient de détermination de 36,21% alors qu'il s'élève à 79,76% dans l'industrie manufacturière.



## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

La seconde méthode non-paramétrique que nous utilisons est la méthode Data Envelopment Analysis (DEA). Nous utilisons le modèle BCC (Banker et al. (1984)) qui suppose les rendements d'échelles variables (VRS model).

Table 4 – Scores d'efficacités moyennes par pays

Pays	Secteur	
	Construction	Manufacture
Autriche (AUT)	0.91	0.96
Belgique (BEL)	0.92	0.92
République Tchèque (CZE)	0.66	0.80
Danemark (DNK)	0.75	0.96
Finlande (FIN)	0.78	0.85
France (FRA)	0.91	0.89
Allemagne (GER)	0.71	0.97
Grèce (GRC)	0.69	0.97
Hongrie (HUN)	0.67	0.90
Italie (ITA)	0.90	0.92
Japon (JPN)	0.68	0.89
Corée du Sud (KOR)	0.71	0.93
Lettonie (LVA)	0.86	0.98
Luxembourg (LUX)	0.93	0.99
Mexique (MEX)	0.85	0.97
Pays-Bas (NLD)	0.89	0.94
Norvège (NOR)	0.98	0.96
Pologne (POL)	0.76	0.85
Portugal (PRT)	0.64	0.92
République Slovaque (SVK)	0.79	0.76
Slovénie (SVN)	0.80	0.86
Suède (SWE)	0.88	0.87
Etats-Unis (USA)	0.96	0.99

Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Les unités de décision efficaces (DMU) sont représentées par les différents pays. Pour des raisons de compacité, il ne sera pas possible d'afficher tous les scores d'efficacité pour chaque pays au cours de la période 1970 à 2016. Ainsi, nous retenons les scores moyens entre 1995 et 2015 pour les 23 pays dans chacun des 2 secteurs exceptée la Slovénie qui débute en 2000. Le tableau 4 montre que, seuls les Etats-Unis et la Norvège présentent un score d'efficacité moyenne égal environ à l'unité (0,96 et 0,98 respectivement) dans la construction. Cela signifie qu'en moyenne, entre 1995 et 2015 dans ces deux pays, ce secteur présente une efficacité technique totale et opère sur ou très près de la frontière de production.

Pour ce qui est de l'industrie manufacturière, l'Autriche, le Danemark, l'Allemagne, la Grèce, la Lettonie, le Luxembourg, le Mexique, la Norvège et les Etats-Unis présentent une efficacité technique totale au sens où les ressources sont utilisées au maximum de leur potentiel. En d'autres termes, et en moyenne, l'industrie manufacturière de ces pays opère sur ou très près de la frontière de production de 1995 à 2015.

Puisque différentes techniques de calcul de la PGF ont été adoptées, il nous faut maintenant nous interroger sur leur cohérence en examinant leur corrélation.

### 1.3.4 Analyse des corrélations de la productivité globale des facteurs

Les tableaux 5 et 6 montrent la corrélation de Spearman<sup>6</sup> entre les méthodes de calcul de la PGF à la fois dans la construction et dans l'industrie manufacturière.

Table 5 – Matrice de corrélation entre les PGF dans le secteur de la construction

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) $TFP_{FE}$	1.0000						
(2) $TFP_{WRDG}$	0.9555	1.0000					
(3) $TFP_{OP}$	0.9632	0.9942	1.0000				
(4) $TFP_{LP}$	0.9857	0.9878	0.9938	1.0000			
(5) $TFP_{ACF}$	0.9999	0.9572	0.9657	0.9872	1.0000		
(6) $TFP_{CM}$	0.8445	0.7591	0.7412	0.7869	0.8401	1.0000	
(7) $TFP_{DEA}$	0.5937	0.4490	0.4662	0.5142	0.5907	0.7121	1.0000

Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Table 6 – Matrice de corrélation entre les PGF dans l'industrie manufacturière

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) $TFP_{FE}$	1.0000						
(2) $TFP_{WRDG}$	0.9439	1.0000					
(3) $TFP_{OP}$	0.9229	0.9872	1.0000				
(4) $TFP_{LP}$	0.9279	0.9941	0.9969	1.0000			
(5) $TFP_{ACF}$	0.9666	0.9667	0.9761	0.9701	1.0000		
(6) $TFP_{CM}$	0.6200	0.4662	0.3751	0.4168	0.4454	1.0000	
(7) $TFP_{DEA}$	0.5252	0.3133	0.2692	0.2831	0.3852	0.8001	1.0000

Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

À l'exception des deux méthodes non-paramétriques (calibration et DEA), les quatre autres méthodes sont fortement corrélées entre elles. La relation est la plus élevée entre les trois méthodes semi-paramétriques (OP, LP et ACF). Elle s'élève à plus de 96% dans chaque secteur, ce qui est cohérent avec les travaux de Van Beveren (2012). La corrélation la plus forte dans la construction et dans l'industrie manufacturière se trouve, respectivement, entre les méthodes FE et ACF (0,9999) et entre les méthodes OP et LP (0,9969).

Les corrélations entre les méthodes non paramétriques et les autres méthodes sont plus faibles. En revanche, la corrélation entre la méthode par calibration (CM) et les autres méthodes dans la construction atteint un niveau relativement élevé entre 0.7412 (corrélation entre CM et OP) et 0.8445 (corrélation entre CM et FE). Au niveau de l'industrie manufacturière, elle varie entre 0.3751 (corrélation entre CM et OP) et 0.6200 (corrélation entre CM et FE).

Les plus faibles corrélations se trouvent entre la méthode DEA et les quatre méthodes d'estimation (FE, OP, LP et ACF). Parmi celles-ci, la plus forte dans la construction se situe entre DEA et FE (0.5937) et la plus faible entre DEA et WRDG (0.4490). Dans l'industrie, la plus forte s'élève à 0.5252 (corrélation entre DEA et FE) et la plus faible à 0.2692 (corrélation DEA et OP). La corrélation entre les deux méthodes non-paramétriques (DEA et CM) est de 0.7121 pour la construction et 0.8001 pour l'industrie manufacturière.

<sup>6</sup>Nous retenons la corrélation de Spearman car la relation entre les PGF n'est pas nécessairement linéaire.

Compte tenu des corrélations élevées entre la plupart des différentes méthodes, il n'est pas surprenant que certains résultats, notamment les méthodes paramétriques et semi-paramétriques, soient très similaires. Ainsi, pour représenter graphiquement la PGF, seules les méthodes comptable (calibration), LP et ACF seront retenues. En effet, la méthode intra-individuelle ne fournit pas de bonnes estimations pour le capital et puisque les méthodes WRDG, OP, LP et ACF sont assez proches, autant opter pour LP et ACF qui ont plus d'avantages (pas de perte d'informations due à l'utilisation des biens intermédiaires comme proxy de la productivité inobservée). Nous choisissons la méthode comptable au détriment de la méthode DEA pour analyser la pertinence de l'hypothèse des marchés parfaits. La présentation graphique de la PGF (niveau et évolution) dans les secteurs étudiés est disponible en annexe 6.

Dans cette section, nous avons passé en revue les méthodes de calcul de la productivité globale des facteurs dans le secteur de la construction en utilisant des données sectorielles issues de l'OCDE. A des fins de comparaison, nous avons mené la même analyse dans l'industrie manufacturière. Sans surprise, les deux secteurs se comportent différemment. Tandis que les méthodes d'estimation de la PGF (Effets fixes, Wooldridge, Olley-Pakes, Levinsohn-Petrin et Akerberg-Caves-Frazer) montrent que les rendements sont décroissants dans la construction, nous trouvons le résultat contraire pour l'industrie manufacturière. On note également que l'élasticité du capital par salarié est très faible dans la construction mais élevée dans l'industrie. Les méthodes non paramétriques révèlent que le secteur de la construction est un secteur à forte intensité de main-d'œuvre (approche comptable) et que, dans plusieurs pays, l'industrie manufacturière se situe à la frontière technologique ou en est très proche (méthode DEA). En résumé, le test de corrélation de Spearman montre que les méthodes d'estimation de la PGF sont fortement et positivement corrélées quel que soit le secteur étudié, alors que la corrélation s'estompe - surtout dans l'industrie manufacturière - entre ces méthodes et les méthodes non-paramétriques. Les deux méthodes non-paramétriques (calibration des élasticités et DEA) sont positivement corrélées dans chaque secteur.

Il s'agit maintenant de tester la robustesse des résultats obtenus à l'aide de données sectorielles en mobilisant des données individuelles d'entreprises.

## 1.4 Application sur données d'entreprises

Cette section repose sur des données d'entreprises françaises de la construction. Ce choix s'explique par trois raisons. La première est liée au poids économique du secteur dans l'économie française. Le secteur de la construction en France représente 8% du PIB et emploie plus de 1,3 millions de travailleurs en équivalent temps plein (ETP)<sup>7</sup>. La deuxième raison est liée au manque de littérature sur le calcul de la PGF dans la construction en général et la construction française en particulier. La troisième est celle de la disponibilité et la qualité des données.

### 1.4.1 Données

Nos données proviennent du fichier de résultats approximatifs Esane (FARE), qui contient des informations comptables provenant des déclarations fiscales. Le fichier FARE combine des données administratives obtenues à partir des déclarations annuelles de bénéficiaires que les entreprises font à l'administration fiscale, et des données sociales annuelles qui fournissent des informations sur les employés. Il contient également les données d'un échantillon d'entreprises

---

<sup>7</sup>INSEE : Les entreprises en France –Édition 2019.

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

interrogées par un questionnaire spécifique pour produire des statistiques structurelles sur les entreprises.

Les données couvrent les entreprises de France métropolitaine sur la période 2009-2018. Parmi les trois sous-secteurs du secteur de la construction (construction de bâtiments, y compris la promotion immobilière, génie civil et construction spécialisée), nous nous concentrons sur la construction de bâtiments et, plus précisément, sur le sous-secteur "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels (secteur 4120)" qui présente l'avantage d'être homogène en termes d'activité et composé d'entreprises recourant fortement au facteur travail.

Notre population est composée d'entreprises présentant des données renseignées au moins sur trois années successives. Pour des raisons statistiques, liées notamment à la transformation logarithmique des valeurs numériques, les entreprises sans salarié ont été supprimées de l'échantillon. Enfin, nous travaillons sur un panel non cylindré afin d'éviter tout biais de sélection.

Nous utilisons la production brute totale comme "output". Trois intrants sont mobilisés : le travail, le capital et les intrants intermédiaires. Le facteur travail est mesuré par le nombre de salariés en équivalent temps plein. Le stock de capital est approximé par les immobilisations corporelles brutes. L'investissement brut est directement fourni par le fichier FARE. Enfin, les intrants intermédiaires sont définis comme la différence entre la production brute totale et la valeur ajoutée au coût des facteurs.

Comme nous disposons de valeurs nominales, nous les déflatons à l'aide d'indices de prix dans le secteur français de la construction obtenus à partir de la base de données STAN édition 2020 (prix constants 2015) pour obtenir des valeurs réelles. Ces déflateurs couvrent la valeur ajoutée, la production, l'investissement, le capital et les intrants intermédiaires. Le tableau 7 présente les principales statistiques de la fonction de production.

Table 7 – Statistiques descriptives des variables de production

Variabes	N	Mean	Sd	Min	Max
Production réelle (€×1,000)	27 544	59.067	404.247	0.13	21 164.158
Valeur ajoutée réelle (€×1,000)	27 544	13.432	84.313	0.006	4 343.993
Emploi	27 544	19.195	101.866	1	4 635
Investissements réels (€×1,000)	27 544	0.646	4.641	0.001	437.016
Capital réel (€×1,000)	27 544	5.575	41.342	0.002	2 179.456
Matériaux réels (€×1,000)	27 544	0.457	3.225	0.001	166.266

Source : Fichier FARE

Ces indicateurs montrent que le nombre moyen d'employés par entreprise dans notre population est faible (l'emploi moyen s'élève à 19.195 employés) ce qui correspond à la situation du secteur qui compte une majorité de petites entreprises<sup>8</sup>. Ces statistiques révèlent également une forte hétérogénéité entre les entreprises. Tandis que le nombre minimum d'employés est de 1, le maximum s'élève à 4 635. Cette dispersion nous conduit à porter une attention particulière à la taille des entreprises en reprenant la classification établie par Baldwin et al. (2002) qui considèrent, en prenant comme référence le nombre de salariés, la typologie suivante :

- Micro-entreprise (MICRO) si le nombre d'employés est strictement inférieur à 20 ;

<sup>8</sup>L'INSEE, à travers les tableaux de l'économie française Édition 2018, montre que plus de 54% des entreprises de la construction française ont moins de 20 salariés.

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

- Petite entreprise (PE) si le nombre d'employés est compris entre 20 et 99 ;
- Moyenne entreprise (ME) si le nombre d'employés est compris entre 100 et 499 ;
- Grande entreprise (GE) si le nombre d'employés est au moins égal à 500.

Le tableau suivant montre que 84.10% de notre population compte moins de 20 employés et que 13.23% des entreprises qui la composent sont des PE. Les entreprises de taille moyenne représentent 2.23% du total, tandis que les GE sont très minoritaires (0.44%).

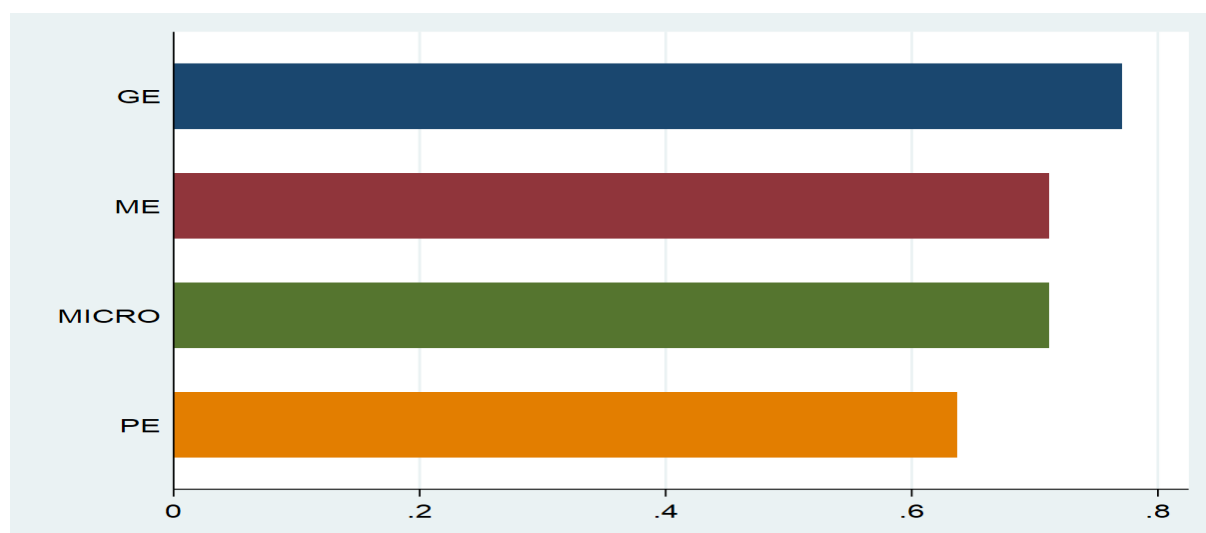
Table 8 – Proportion par taille

Taille de la firme	Nombre d'observations	Proportion (%)
MICRO	23 164	84.10
PE	3 645	13.23
ME	615	2.23
GE	120	0.44

Source : Fichier FARE

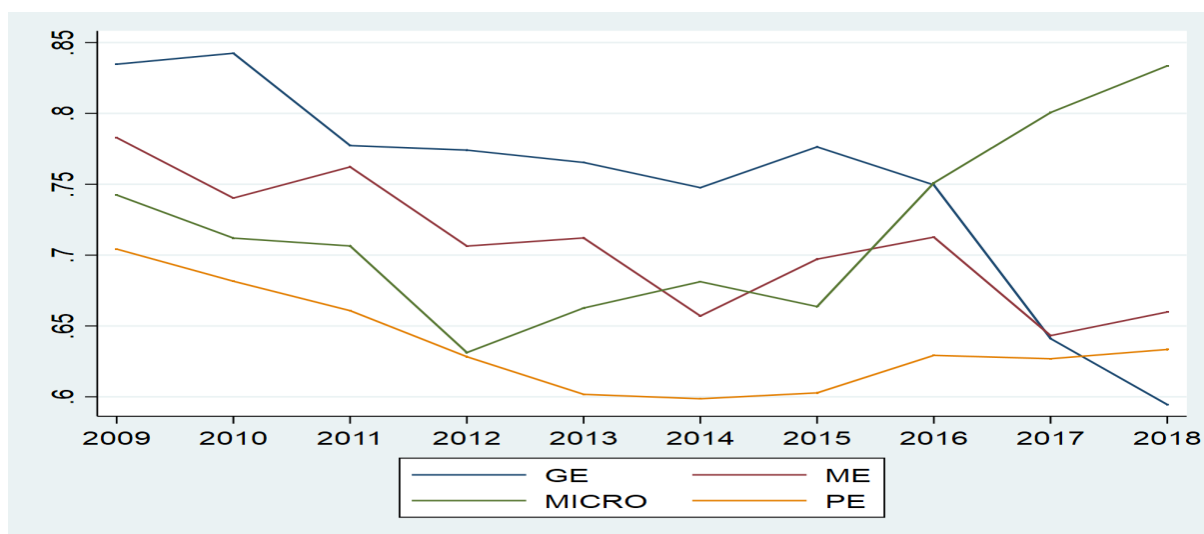
On remarque que, bien que peu nombreuses, les GE de la construction affichent de fortes performances économiques. Les graphiques suivants montrent les écarts de la productivité du travail mesurée par le ratio de la valeur ajoutée réelle au nombre d'employés en équivalent temps plein et de son évolution.

Figure 8 – Moyenne globale de la productivité du travail par taille d'entreprises entre 2009 et 2018



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

Figure 9 – Évolution moyenne de la productivité du travail par taille d'entreprises



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

En moyenne, la productivité du travail des grandes entreprises est la plus élevée, suivie par celle des entreprises de taille moyenne et des micro-entreprises (figure 8). Les petites entreprises présentent la plus faible productivité moyenne du travail. Ces moyennes sur l'ensemble de la période cachent cependant des évolutions contrastées. En effet, la figure 9 montre que l'évolution de la productivité du travail est assez volatile, quelle que soit la taille de l'entreprise. De 2009 à 2016, les grandes entreprises présentent une productivité moyenne du travail élevée mais son niveau s'effondre à partir de cette date alors même que, depuis 2015, la productivité des micro-entreprises augmente.

## 1.4.2 Résultats d'estimation

Le tableau suivant montre les résultats des estimations de la fonction de production basées sur les méthodes présentées dans la section 2.

Table 9 – Estimation de la fonction de production

Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	FE	WRDG	OP	LP	ACF
$\gamma$	-0.0420*** (0.00443)	-0.0200*** (0.000712)	-0.0249*** (0.00168)	-0.0201*** (0.00123)	-0.0146*** (1.06e-06)
$\beta_k$	0.0395*** (0.00345)	0.0636*** (0.00226)	0.0518*** (0.00546)	0.0578*** (0.00369)	0.0455*** (1.05e-06)
$\beta_m$	0.819*** (0.00579)	0.776*** (0.000899)	0.783*** (0.00293)	0.796*** (0.00438)	0.797*** (5.80e-06)
N	27 544	22 760	27 544	275 44	27 544
ID	4 784	4 784	4 784	4 784	4 784
Firm FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

---

Note :  $\gamma$  = effet d'échelle =  $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\ln(Y/L)$  = logarithme de la production par travailleur, proxy de la productivité du travail;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur; N est le nombre d'observations; ID est le nombre d'unités légales; Firm FE et Year FE sont respectivement les effets fixes individuels et temporels.

Ces résultats inspirent d'abord deux commentaires généraux. Premièrement, quel que soit l'estimateur, la valeur de  $\gamma$  est négative, ce qui est conforme aux résultats obtenus sur données sectorielles. Ainsi, la production varie moins que les intrants utilisés par les entreprises du secteur étudié. Nous confirmons ainsi les résultats obtenus au niveau sectoriel, à savoir que les grandes entreprises, bien que peu nombreuses, dominent économiquement le secteur.

Deuxièmement, l'élasticité du capital par travailleur dans le processus de production est très faible, allant de 0,0395 (méthode à effets fixes) à 0,0636 (méthode de Wooldridge). Ce constat est similaire à celui effectué au niveau sectoriel. L'élasticité des biens intermédiaires par travailleur, supérieure à 0,77% dans chacune des estimations, explique l'essentiel de la productivité.

En comparant les méthodes d'estimation, nous constatons que l'élasticité du capital fournie par la méthode à effets fixes est toujours plus faible (en accord avec les données sectorielles exceptée la méthode ACF), tandis que l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur et la valeur absolue de l'effet d'échelle ( $\gamma$ ) restent élevées. Toutes ces remarques sont conformes à l'estimation effectuée sur l'ensemble du secteur de la construction en France métropolitaine (cf. annexe 7). La faible élasticité du capital est conforme aux attentes théoriques ainsi qu'aux conclusions de Van Beveren (2012). Précisons que l'estimateur à effets fixes surestime l'effet des intrants intermédiaires et l'effet d'échelle (en valeur absolue). Ce résultat diffère légèrement de celui obtenu sur données sectorielles pour lesquelles le modèle à effets fixes sous-estimait la valeur absolue de l'effet d'échelle.

Les résultats d'estimation des quatre autres méthodes (WRDG, OP, LP et ACF) sont assez similaires, notamment entre les méthodes OP et LP. Cependant, comme pour les estimations effectuées au niveau sectoriel, la valeur absolue de l'effet d'échelle obtenue par la méthode ACF est la plus faible (0,0146%). L'estimateur de Wooldridge (2009) fournit le coefficient de capital le plus élevé (0,0636%) en phase également avec les données sectorielles (0,0580%). L'estimation de la fonction de production sur l'ensemble du secteur confirme également ces conclusions (cf. annexe 7).

A la lumière de ces estimations, la méthode ACF peut être considérée comme étant un bon estimateur de la PGF pour la construction. Non seulement elle corrige les méthodes OP et LP en rendant le coefficient de travail dynamique, mais elle met également en évidence le rôle crucial des intrants intermédiaires dans le processus de production. L'utilisation des biens intermédiaires comme proxy de la productivité non observée est particulièrement intéressante pour le secteur de la construction, où les dépenses de location d'équipements et de machines sont très importantes. En outre, aucune quantité de travail ne peut remplacer le béton, l'asphalte, le bois et les autres matériaux nécessaires à la construction.

Les élasticités peuvent également être obtenues par calibration ou par la méthode DEA qui nécessitent aucune estimation de la fonction de production.

### 1.4.3 Résultats obtenus avec les méthodes non-paramétriques

Dans cette sous-section, nous présentons les résultats relatifs au calcul de la PGF par la méthode de calibration des élasticités et par la méthode DEA. Le tableau 10 présente les résultats de la calibration des différentes élasticités.

Table 10 – Élasticités calibrées sur données d'entreprises

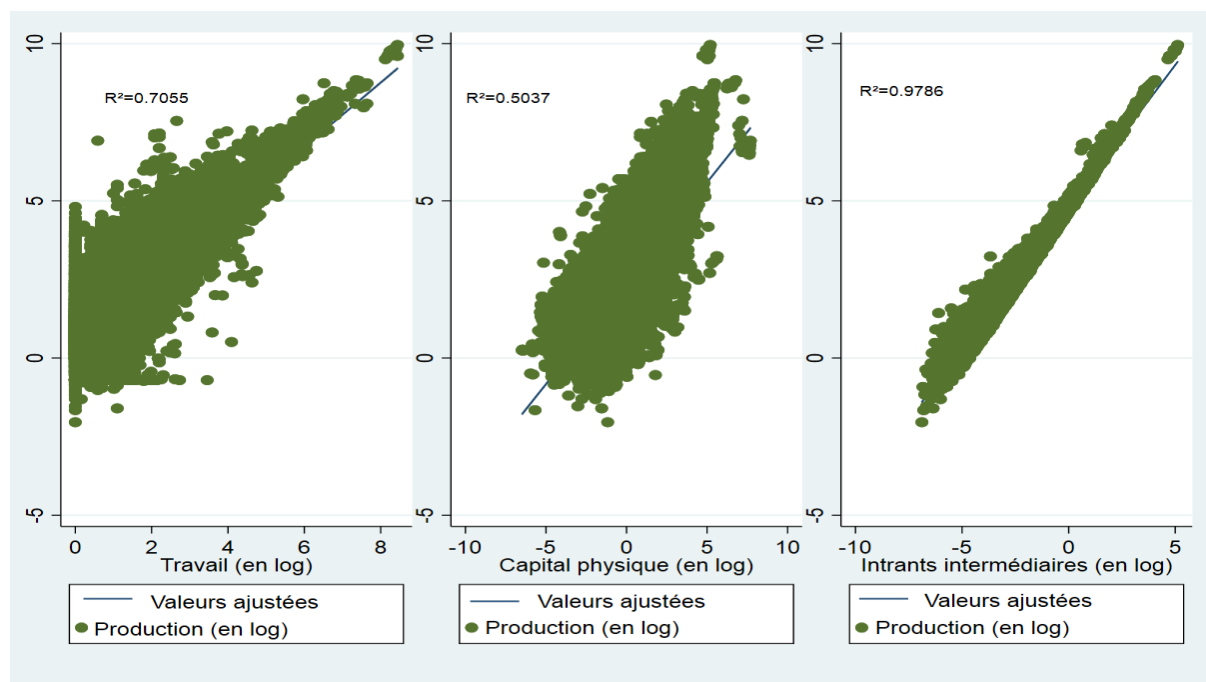
$N$	Travail ( $\beta_l$ )	Capital ( $\beta_k$ )	Matériaux ( $\beta_m$ )
27 544	0.21	0.14	0.65

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

La méthode par calibration des élasticités a l'avantage de montrer que le travail (21%) explique mieux la production que le capital (14%) dans le secteur de la construction. Les biens intermédiaires (65%) contribuent le plus à la production, ce qui est cohérent avec les résultats obtenus par les méthodes d'estimation. Ces résultats sont très similaires à ceux des données sectorielles (24% pour le travail, 15% pour le capital et 61% pour les matériaux). Bien que la méthode par calibration nécessite des hypothèses fortes, en l'occurrence l'hypothèse de marchés parfaits, elle fournit des résultats cohérents avec la réalité du secteur.

Sur la base de ces résultats, nous représentons la relation entre la production et chaque facteur de production (travail, capital et matériaux) comme le montre la figure ci-dessous. La corrélation relativement faible entre le stock de capital et la production attire notre attention. Le stock de capital explique 50,37% de la production, tandis que le travail et les matériaux expliquent respectivement 70,55% et 97,86% de la production.

Figure 10 – Relation entre la production et les facteurs de production



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE



La méthode DEA utilisée est identique à celle effectuée sur les données sectorielles (Banker et al. (1984)) qui suppose des rendements d'échelle variables. Nous adoptons l'approche DEA orientée vers les intrants car elle permet de déterminer dans quelle mesure l'utilisation des intrants d'une entreprise pourrait être réduite s'ils étaient utilisés efficacement en conservant le même niveau de production. Les unités de décision effectives (DMU) sont représentées par les différentes unités légales. Puisqu'il est difficile de présenter le score d'efficacité ou la productivité ( $\theta$ ) de chacune des 4 784 unités légales pour une année donnée, nous présenterons l'efficacité moyenne par taille.

Table 11 – Scores d'efficacités moyennes par taille

Taille \ Année	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
MICRO	0.49	0.49	0.50	0.49	0.49	0.48	0.47	0.50	0.51	0.50
PE	0.55	0.55	0.56	0.55	0.54	0.53	0.53	0.53	0.54	0.55
ME	0.78	0.76	0.78	0.77	0.77	0.75	0.76	0.76	0.76	0.78
GE	0.90	0.89	0.90	0.91	0.90	0.89	0.89	0.88	0.88	0.89

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Selon le tableau 11, les scores d'efficacités sont décroissants de la taille des firmes. En d'autres termes, plus la taille de l'entreprise augmente, plus son score d'efficacité est élevé. Seules les grandes entreprises ont un score moyen égal environ à l'unité. En d'autres termes, toutes les grandes entreprises ont une efficacité technique totale. Cela signifie également qu'en moyenne, toutes les grandes entreprises du secteur opèrent sur ou très près de la frontière de production de 2009 à 2018. Les grandes entreprises utilisent donc leurs ressources au maximum de leur potentiel. Ces résultats sont cohérents avec le constat que, malgré leur petit nombre, les grandes entreprises représentent un poids élevé dans le secteur.

#### 1.4.4 Comparaison entre les méthodes de la productivité globale des facteurs

Dans cette sous-section, nous comparons les différentes méthodes de calcul de la PGF à travers des statistiques descriptives et un test de corrélation. Les méthodes paramétriques, stochastiques et la méthode par calibration des élasticités ont été normalisées de sorte qu'elles soient comparables à la méthode DEA. Le tableau suivant fournit une statistique descriptive des méthodes de PGF.

Table 12 – Statistiques sommaires des méthodes de la PGF

Méthodes	N	Mean	Sd	Min	Max
Effets fixes	27 544	0.103	0.035	0	1
Wooldridge (2009)	27 544	0.131	0.04	0	1
Olley et Pakes (1996)	27 544	0.125	0.038	0	1
Levinsohn et Petrin (2003)	27 544	0.117	0.038	0	1
Ackerberg, Caves et Frazer (2015)	27 544	0.115	0.037	0	1
Méthode par calibration	27 544	0.165	0.092	0	1
Data Analysis Envelopment	27 544	0.507	0.2	0.132	1

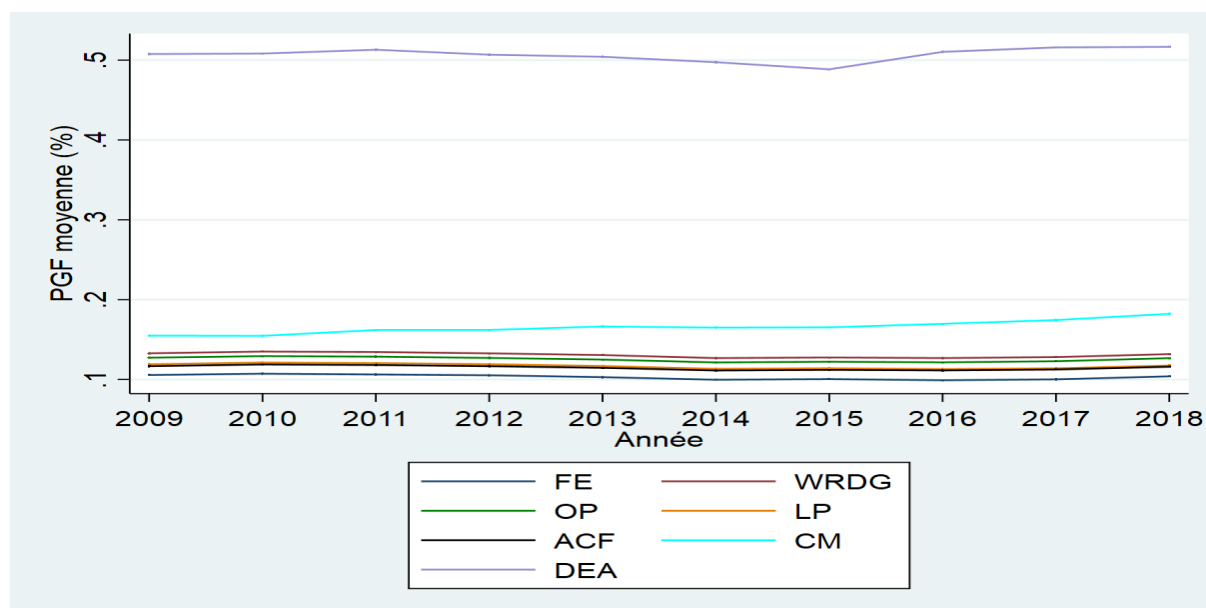
Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Le tableau 12 montre que les PGF obtenues par les méthodes d'estimation (FE, WRDG, OP, LP et ACF) sont très similaires. La PGF moyenne pour ces 5 estimateurs se situe entre 0,103 (estimateur FE) et 0,131 (estimateur WRDG). Les différents écarts types sont également très proches, environ 0,04 dans chaque cas. Les méthodes non paramétriques (méthodes par calibration des élasticités et DEA) ont des PGF moyennes légèrement plus élevées (0,165 et 0,507 respectivement).

A partir des niveaux de productivité, il est possible de représenter la productivité moyenne du secteur par année en fonction de chaque estimateur. La figure 11 montre l'évolution moyenne de la productivité globale des facteurs dans la construction française entre 2009 et 2018 en mobilisant toutes les méthodes utilisées. Il apparaît que la PGF du secteur français de la construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels affiche une tendance plutôt stable quelle que soit la méthode. Nous ajoutons également que les méthodes d'estimation sont assez similaires, notamment les méthodes semi-paramétriques (OP, LP et ACF). La méthode DEA a une évolution moyenne plus élevée que les autres. La méthode de calibration est légèrement supérieure aux autres. Un graphique similaire par taille d'entreprise pour chaque méthode est également disponible en annexe 8. Mais qu'en est-il de la corrélation entre ces méthodes ?

Figure 11 – Évolution moyenne totale de la productivité globale des facteurs



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

Le tableau 13 montre la corrélation de rang de Spearman entre les méthodes de calcul de la PGF. Il existe une forte relation positive entre les méthodes d'estimation (plus de 92%), ce qui est cohérent avec les travaux de Van Beveren (2012). La corrélation la plus forte est celle entre les méthodes OP et WRDG (0,9942), suivie par la corrélation entre LP et ACF (0,9937). La corrélation entre les méthodes OP et LP est de 0,9930. En revanche, les corrélations entre les méthodes non paramétriques (méthodes DEA et de calibration) et les autres méthodes sont relativement faibles, voire négatives avec la méthode de calibration.

CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS :  
APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

---

Nous avons une corrélation négative entre la méthode de calibration et les autres méthodes. Cependant, cette corrélation négative est moins forte. La corrélation la plus élevée et la plus faible (en valeur absolue) se situe entre les méthodes CM et FE (0,3569) et entre les méthodes CM et WRDG (0,1165), respectivement.

La méthode DEA est positivement corrélée avec les méthodes stochastiques (WRDG, OP, LP et ACF) à plus de 32%. La corrélation entre les méthodes DEA et FE est relativement moins importante (0,2379). La corrélation la plus élevée (plus de 41%) se trouve entre les deux méthodes non paramétriques (DEA et CM).

Table 13 – Matrice de corrélation entre les PGF

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) $TFP_{FE}$	1.0000						
(2) $TFP_{WRDG}$	0.9283	1.0000					
(3) $TFP_{OP}$	0.9564	0.9942	1.0000				
(4) $TFP_{LP}$	0.9595	0.9909	0.9930	1.0000			
(5) $TFP_{ACF}$	0.9563	0.9806	0.9891	0.9937	1.0000		
(6) $TFP_{CM}$	-0.3569	-0.1165	-0.1641	-0.2314	-0.2605	1.0000	
(7) $TFP_{DEA}$	0.2379	0.3965	0.3773	0.3283	0.3232	0.4190	1.0000

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

## 1.5 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était de calculer la productivité globale des facteurs (PGF) dans le secteur de la construction, afin de rendre compte de l'ampleur de l'éventuel déficit de productivité apparente du travail au cours de ces dernières années dans de nombreux pays membres de l'OCDE. Pour ce faire, nous avons passé en revue et appliqué différentes méthodes de calcul de la PGF allant de la calibration des élasticités aux méthodes non-paramétriques en passant par les méthodes semi-paramétriques. Nos estimations ont d'abord été réalisées sur des données sectorielles concernant un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE de 1970 à 2017 et, dans une optique de comparaison, nous avons comparé la construction à l'industrie manufacturière. Afin de compléter cette analyse, nous avons également réalisé une analyse microéconomique en mobilisant des données d'entreprises françaises opérant dans le secteur de la construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels au cours de la période 2009-2018.

Ces analyses nous permettent de dégager plusieurs conclusions. Premièrement, les résultats de nos estimations, tant au niveau sectoriel qu'au niveau des firmes, révèlent une relative convergence des méthodes puisque nous observons peu de différences au niveau des élasticités. Elles rendent majoritairement compte de l'existence de rendements d'échelle décroissants probablement liés à la structure organisationnelle de ce secteur dominé par les grandes entreprises. Sur données sectorielles, la corrélation entre les méthodes est positive et s'élève à plus de 0,95 entre les méthodes paramétriques et semi-paramétriques. Quelques divergences apparaissent cependant sur données d'entreprises, les corrélations entre les méthodes non paramétriques (méthode DEA et méthode par calibration des élasticités) et les autres sont faibles et deviennent même négatives avec la méthode par calibration.

Ensuite, la comparaison des méthodes nous a permis de montrer que, tant au niveau sectoriel qu'au niveau des firmes, l'estimateur de Wooldridge (2009) se distingue des autres approches dans la mesure où il conduit à une estimation statistiquement significative du capital. Au contraire, mais conformément à la littérature, l'estimateur à effets fixes fournit un coefficient du capital plus faible, excepté par rapport à la méthode ACF sur données sectorielles. Ce dernier tend également à surestimer (respectivement sous-estimer) la valeur absolue de l'effet d'échelle au niveau des firmes (respectivement au niveau sectoriel) et à surestimer le coefficient des intrants intermédiaires quel que soit le type de données. L'analyse de la cohérence et de la robustesse des résultats dégagés nous amène à considérer que la méthode d'Akerberg et al. (2015) est à privilégier car elle corrige les méthodes OP et LP et ne perd pas d'informations par rapport à la méthode WRDG.

Le recours à des méthodes non paramétriques d'estimation de la PGF nous a également permis de mettre en évidence deux caractéristiques majeures du secteur de la construction en France. D'une part, ce dernier se révèle en effet fortement intensif en main-d'œuvre (au niveau des secteurs et des firmes). D'autre part, et ce point est révélé par l'utilisation de la méthode DEA, il apparaît que toutes les grandes entreprises opèrent sur ou très près de la frontière de production de 2009 à 2018.

Enfin, la comparaison avec l'industrie montre des écarts qui reflètent l'organisation productive de chaque secteur puisque, conformément à l'idée de gains de productivité liés à l'accroissement de la taille des entreprises, les estimations sur données de l'industrie manufacturière donnent des résultats plus convergents.

Cette recherche contribue à la littérature sur plusieurs plans. Elle permet de nuancer le tableau d'une faiblesse particulière du secteur de la construction en France par rapport à d'autres pays de l'OCDE qui repose sur des études proposant des statistiques descriptives ou l'examen de la seule productivité apparente du travail. Nous montrons aussi que les comparaisons de productivité, dans un secteur présentant des formes organisationnelles très différentes selon les pays, doivent rendre compte de ces dernières et que, dans ce cas, la productivité apparente du travail n'est pas un bon proxy de la productivité globale des facteurs. En dépit de sa plus forte complexité, cette dernière doit donc être mobilisée pour les travaux comparatifs. Notre contribution est enfin d'ordre méthodologique. En effet, nous avons montré que le choix de la méthode de calcul de la PGF appropriée est fortement conditionné par les caractéristiques du secteur et des entreprises considérés. Pour le secteur français de la construction, la méthode ACF devra désormais être privilégiée.

Notre analyse présente cependant certaines faiblesses. En effet, si l'analyse sectorielle nous a permis de proposer une comparaison entre les secteurs de la construction et de l'industrie manufacturière, nous n'avons pas pu conduire ce même exercice sur données individuelles. Cela pourra faire l'objet de futures recherches.

## Annexes

### Annexe 1 : Début et fin de période d'analyse pour chaque pays

Table 14 – Début et fin de période par pays pour chaque secteur

Pays	Construction		Manufacture	
	Début	Fin	Début	Fin
Autriche (AUT)	1976	2016	1976	2016
Belgique (BEL)	1995	2016	1995	2016
République Tchèque (CZE)	1993	2016	1993	2016
Danemark (DNK)	1970	2016	1970	2016
Finlande (FIN)	1975	2016	1975	2016
France (FRA)	1978	2016	1978	2015
Allemagne (GER)	1991	2016	1991	2016
Grèce (GRC)	1995	2016	1995	2016
Hongrie (HUN)	1995	2016	1995	2015
Italie (ITA)	1970	2015	1970	2015
Japon (JPN)	1994	2016	1994	2016
Corée du Sud (KOR)	1970	2015	1970	2015
Lettonie (LVA)	1995	2016	2000	2016
Luxembourg (LUX)	1995	2016	1995	2016
Mexique (MEX)	1993	2016	1993	2016
Pays-Bas (NLD)	1970	2016	1970	2016
Norvège (NOR)	1970	2017	1970	2017
Pologne (POL)	1995	2016	1995	2016
Portugal (PRT)	1995	2015	1995	2015
République Slovaque (SVK)	1995	2015	1995	2015
Slovénie (SVN)	2000	2016	2000	2016
Suède (SWE)	1993	2015	1993	2015
États-Unis (USA)	1970	2016	1970	2016

Source : OCDE, STAN database 2016 ed.

### Annexe 2 : Méthode d'inventaire permanent de Berlemann et Wesselhöft (2014)

L'idée de base de la méthode d'inventaire permanent est d'interpréter le stock de capital de l'économie comme un inventaire. Le point de départ est le suivant : le stock de capital net au début de la période courante  $t$ ,  $K_t$ , peut être écrit comme une fonction du stock de capital net au début de la période précédente  $t-1$ ,  $K_{t-1}$ , de l'investissement brut à la période précédente,  $I_{t-1}$  et du taux de dépréciation du capital constant  $\delta$  :  $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_{t-1}$

La mise en œuvre empirique de cette méthode a inspiré plusieurs approches parmi lesquelles l'approche unifiée proposée par Berlemann et Wesselhöft (2014). Leur méthode consiste à concilier trois méthodes : l'approche stationnaire, l'approche du déséquilibre et l'approche par séries temporelles synthétiques. Les auteurs suivent la procédure employée par De La Fuente et Domenech (2000) en calculant le stock de capital initial  $K_{t_0}$  à partir des investissements  $I_{t_0}$ ,

le taux de croissance à long terme des investissements  $g_I$  et le taux de dépréciation du capital  $\delta$ :

$$K_{t_0} \approx I_{t_0}/(g_I + \delta)$$

Cependant, cette approche diffère de la procédure de De La Fuente et Domenech (2000) sur deux aspects. Premièrement, Berlemann et Wesselhöft (2014) n'utilisent pas de filtre (filtre HP) pour estimer la valeur de l'investissement initial. Pour éviter la perte d'information sur l'investissement, les auteurs suivent plutôt l'idée de Nehru et Dhareshwar (1993) pour dériver la valeur d'investissement initiale  $I_{t_0}$  à partir d'une approche de régression. Ils utilisent donc toute la série chronologique des investissements, allant du temps  $t-1$  à  $T$ . Pour ce faire, les auteurs effectuent la régression de la série chronologique du logarithme des investissements  $\ln(I_{i,t})$  pour tout pays  $i$  au temps  $t$ . Ainsi, l'équation estimée à l'aide de la méthode OLS est la suivante :  $\ln I_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \epsilon_{i,t}$

Ensuite, il faut calculer la valeur ajustée de l'investissement à la période  $t_0$  en utilisant les paramètres estimés  $\alpha_i$  et  $\beta_i$ , c'est-à-dire :

$$\ln(\widehat{I}_{t_0}) = \alpha_i + \beta_i t_0$$

Après avoir transformé la valeur ajustée à l'aide de la fonction exponentielle, on utilise la première valeur, donc la valeur ajustée, de cette série chronologique pour calculer le stock de capital initial à la période  $t_0$ .

Deuxièmement, l'approche unifiée s'écarte de De La Fuente et Domenech (2000) dans la manière de calculer le taux de croissance des investissements  $g_I$ . Au lieu d'utiliser la moyenne de la série chronologique de l'investissement (ou des sous-échantillons de la série), les auteurs utilisent le paramètre estimé de  $\beta_i$  de l'approche de régression comme mesure de la croissance tendancielle de l'investissement.

Nous nous inspirons de cette approche unifiée mais en faisant une hypothèse sur le taux de dépréciation du capital. En effet, compte tenu de la structure du marché de la construction (à faible capital fixe), nous considérerons un taux d'amortissement constant ( $\delta = 10\%$ ). Il s'agit d'un taux raisonnable et qui est souvent utilisé dans la littérature conformément aux travaux de Bergeaud et al. (2016). De plus, les autres méthodes avec Kamps (2006) à leur tête fondent leurs hypothèses sur les schémas de dépréciation du capital via les données américaines fournies par le Bureau américain d'analyse économique.

### Annexe 3 : Compléments de présentation des données

Les tableaux présentés ont été réalisés à partir des données de la base STAN de l'OCDE édition 2016.

Table 15 – Analyse de la variance via les effets fixes séparés pays et années

Variables	Secteur de la construction	Industrie manufacturière
	R <sup>2</sup> ajusté	R <sup>2</sup> ajusté
Production par tête (en log)	0.8297	0.8838
Travail (en log)	0.9814	0.9927
Capital par tête (en log)	0.8368	0.8495
Matériels par tête (en log)	0.8258	0.8847

CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS :  
APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Table 16 – Corrélations intra-individuelle dans le secteur de la construction

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
(1) Log de la production par tête	1.0000			
(2) Log du travail	0.2094***	1.0000		
(3) Log du capital	0.3719***	0.1391***	1.0000	
(4) Log des matériels par tête	0.9617***	0.2426***	0.3443***	1.0000
Observations	714	714	714	714

Table 17 – Corrélations intra-individuelle dans l'industrie manufacturière

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
(1) Log de la production par tête	1.0000			
(2) Log du travail	0.5250***	1.0000		
(3) Log du capital	0.7496***	0.3883***	1.0000	
(4) Log des matériels par tête	0.9747***	0.5040***	0.6993***	1.0000
Observations	707	707	707	707

Table 18 – Statistiques descriptives dans la construction

	N	Mean	Sd	Min	Max
Production par tête	714	1.554	0.491	0.514	3.307
Travail	714	1 307.053	1 869.273	14.735	9 861
Capital par tête	714	0.426	0.317	0.04	2.93
Matériels par tête	714	0.921	0.364	0.278	2.339

Table 19 – Statistiques descriptives dans la manufacture

	N	Mean	Sd	Min	Max
Production par tête	707	2.165	1.076	0.305	6.33
Travail	707	3 061.793	4 315.079	31.8	20 547
Capital par tête	707	1.159	0.603	0.114	3.428
Matériels par tête	707	1.603	0.832	0.246	5.034

Nous représentons ensuite la moyenne des différents facteurs de production dans chaque pays pour les deux secteurs. Afin d'éviter l'écrasement de l'échelle, nous représentons la moyenne du facteur travail sur une échelle différente. Les unités en sont en milliers.



# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 12 – Moyenne des facteurs de production dans le secteur de la construction

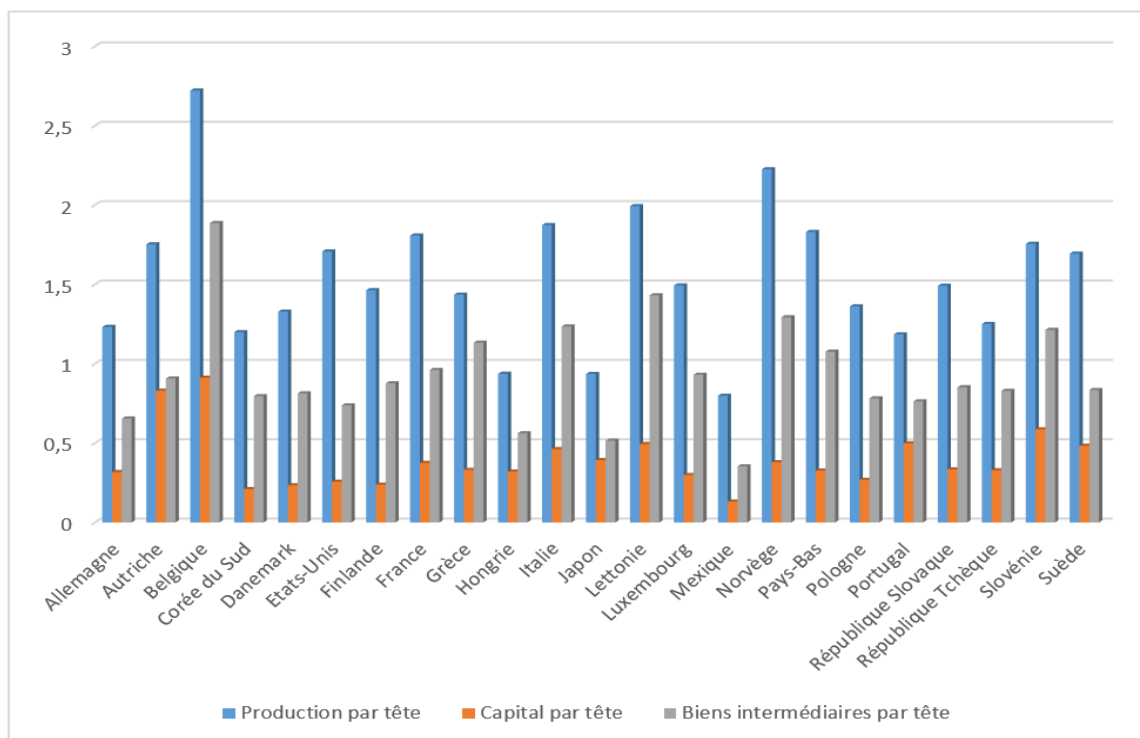
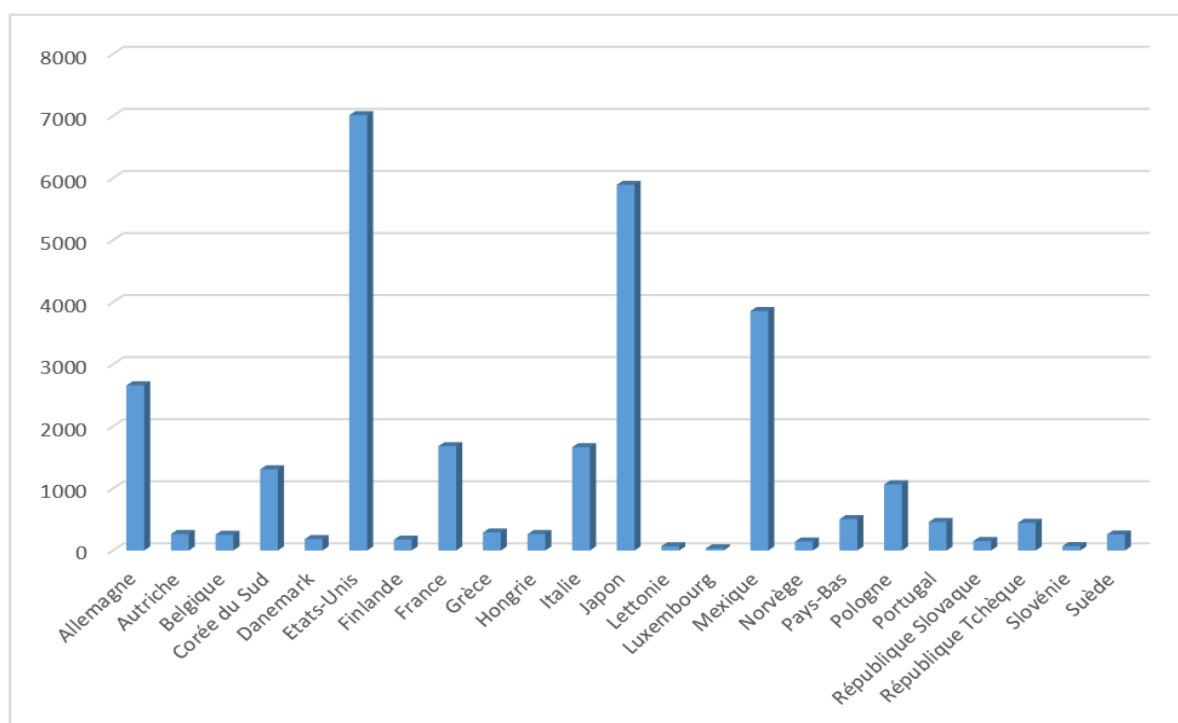


Figure 13 – Nombre moyen d’employés dans le secteur de la construction



## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 14 – Moyenne des facteurs de production dans l'industrie manufacturière

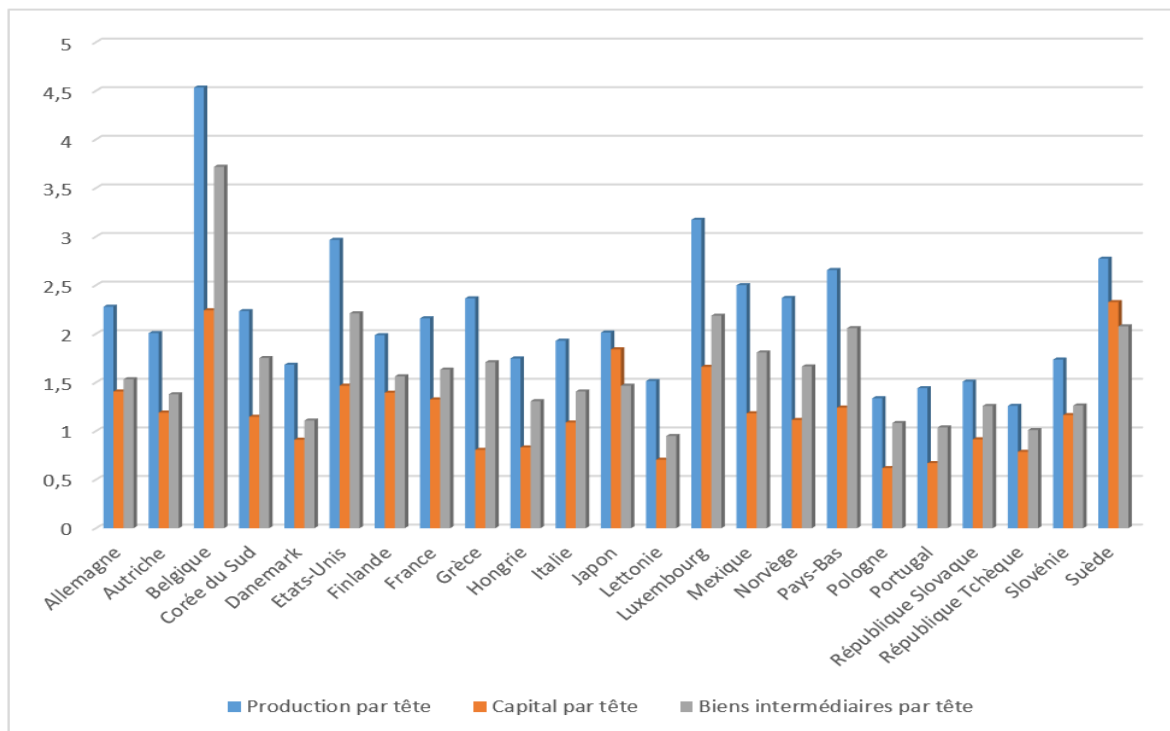
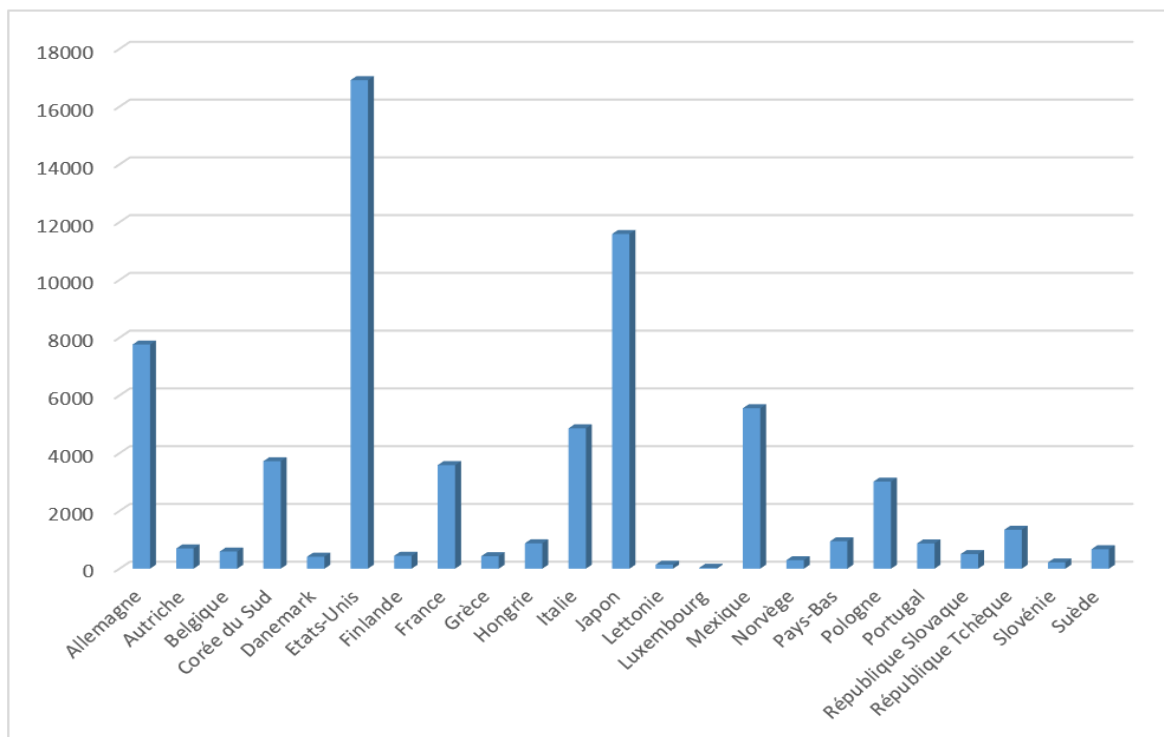


Figure 15 – Nombre moyen d'employés dans l'industrie manufacturière



#### Annexe 4 : Analyse de sensibilité de la parité du pouvoir d'achat

Nous faisons ici référence à trois sources de PPA dont chacune est exprimée en monnaie nationale par dollar américain. Les PPA du PIB<sup>9</sup> de 2005 sont issues des dépenses nominales et réelles dans chaque pays :

$$\text{Dépenses nominales} = \sum \left( \frac{EXP_i}{XR_i} \right) ; \text{Dépenses réelles} = \sum \left( \frac{EXP_i}{TXR_i} \right)$$

où  $EXP_i$  est la dépense nationale (part du PIB consommée) du pays  $i$  ;  $XR_i$  est le taux de change du pays  $i$  (Monnaie nationale par rapport au dollar américain) et  $TXR_i$  est la monnaie nationale du pays divisée par le niveau de prix moyens de l'ensemble des pays membres de l'OCDE. Ensuite, la PPA est obtenue en faisant le rapport des dépenses nominales aux dépenses réelles. Enfin, les niveaux d'agrégation sont calculés pour chaque pays jusqu'au PIB.

Les PPA de la production de Inklaar et Timmer<sup>10</sup> de 2005 concernent un échantillon de 35 industries dans 42 pays. Les auteurs réexaminent l'effet Penn<sup>11</sup> sur la base d'une nouvelle configuration de PPA pour la production industrielle. Pour ce faire, une approche Geary-Khamis (GK) augmentée<sup>12</sup> a été utilisée sur les prix des produits finis, des exportations et des importations.

Inklaar et Timmer (2014) utilisent des prix relatifs entre chaque pays et les Etats-Unis de sorte que la PPA soit divisée par le taux de change. Ainsi, pour obtenir les PPA proprement dites, nous multiplions ces prix relatifs par le taux de change de 2005 entre chaque pays et les Etats-Unis.

Les PPA de Inklaar et Timmer<sup>13</sup> de 1997 sont des PPA par pays, par secteur d'activité et par type de biens (PPA de la production, PPA du capital et PPA des biens intermédiaires). A travers la base de données GGDC Productivity Level, Inklaar et Timmer (2008) fournissent des comparaisons de la production, des intrants et de la productivité à un niveau sectoriel détaillé pour un ensemble de trente pays de l'OCDE.

La méthodologie suivie est basée sur Jorgenson et al. (1987), mais comprend un certain nombre de raffinements tels que l'utilisation de la production sectorielle et des mesures des intrants qui excluent les flux intra-industriels ; l'application d'indices multilatéraux ; l'utilisation des prix relatifs à la production du côté de la production et l'utilisation de l'approche ex ante pour la mesure des prix du capital.

Afin de rendre les PPA comparables, les PPA de l'année 1997 ont été corrigées en 2005. L'analyse de sensibilité des PPA est représentée par les graphiques 16 et 17 ci-dessous. Il s'agit des ratios de PPA selon différentes configurations provenant de l'OCDE et de Groningen Growth and Development Centre.

---

<sup>9</sup>Purchasing Power Parities for GDP and related indicators from OECD.

<sup>10</sup>Productivity Level Database 2005 Benchmark from Groningen Growth and Development Centre.

<sup>11</sup>L'effet Penn montre que les prix du PIB par rapport au taux de change augmentent avec le revenu par habitant.

<sup>12</sup>Il s'agit d'un modèle qui étend le Système GK augmenté proposé par Feenstra et al. (2009) en incluant les prix de référence pour les importations, les exportations et les biens intermédiaires.

<sup>13</sup>Productivity Level Database 1997 Benchmark from Groningen Growth and Development Centre.

# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 16 – Ratios de PPA dans le secteur de la construction

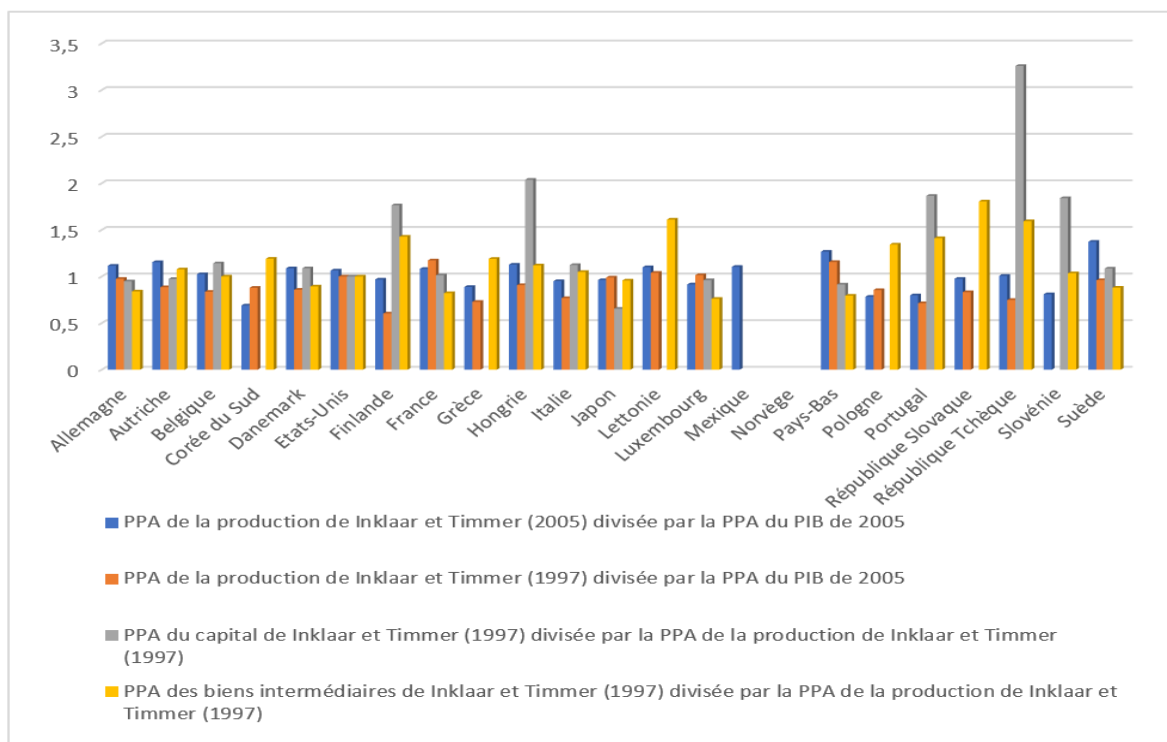
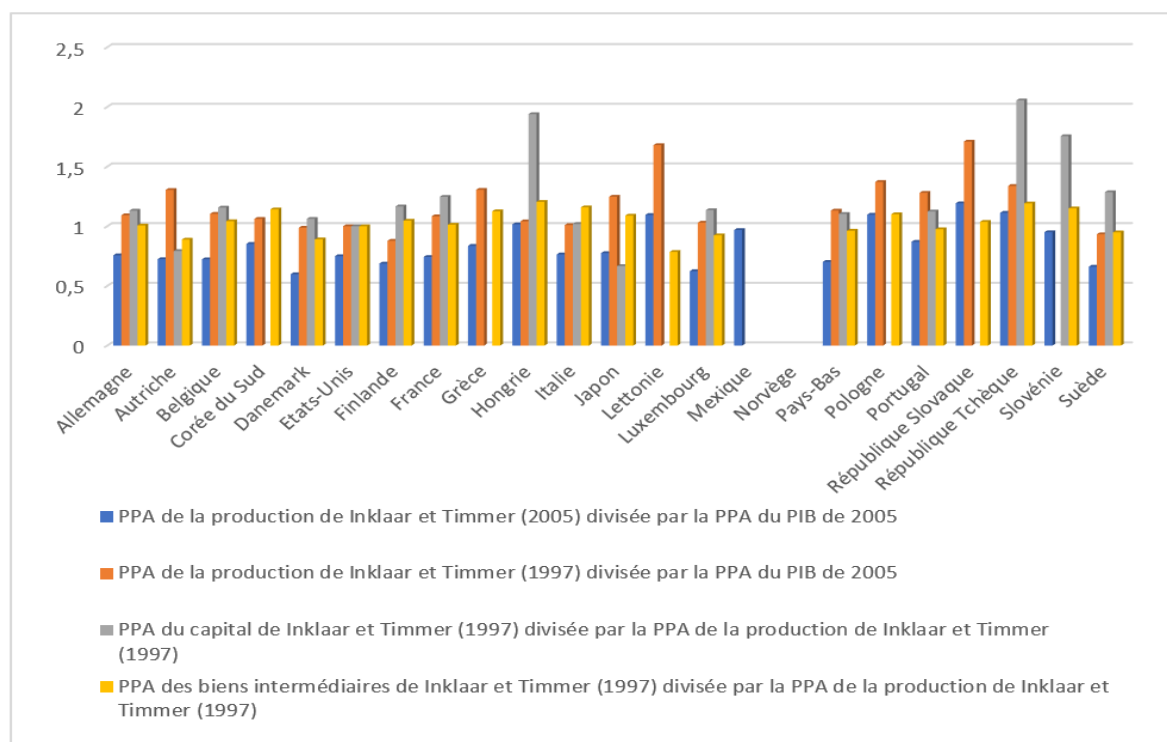


Figure 17 – Ratios de PPA dans l'industrie manufacturière



Pour analyser la sensibilité des PPA, nous avons représenté les ratios des trois types de PPA à la fois pour le secteur de la construction et l'industrie manufacturière. Ces ratios sont

## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

calculés comme suit : les PPA de la production de Inklaar et Timmer (2005 et 1997 corrigées) sont divisées par notre PPA de référence : la PPA du PIB de 2005.

Ensuite, les ratios de PPA de Inklaar et Timmer (1997) sont obtenus en divisant les PPA des facteurs de production (capital et biens intermédiaires) par la PPA de la production.

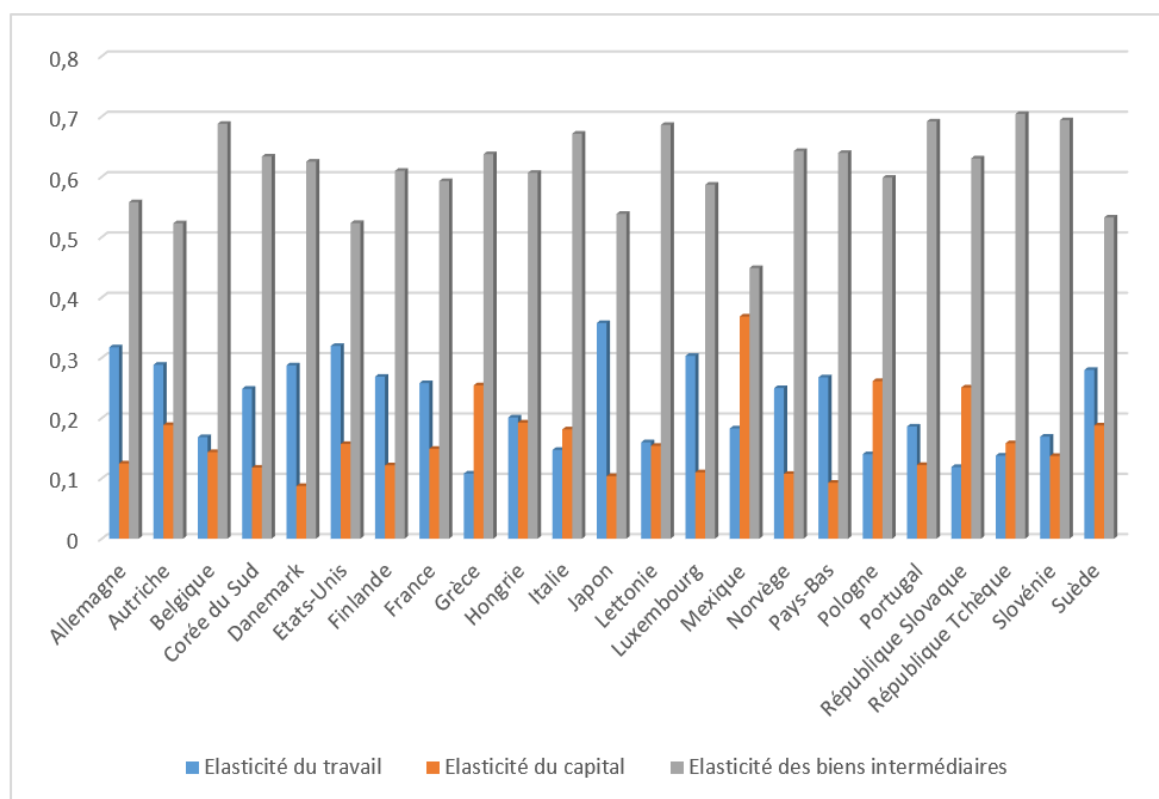
Les PPA de Inklaar et Timmer (2005) sont des PPA de la production. Par conséquent, estimer la productivité globale des facteurs en utilisant ces PPA revient à diviser uniquement la production par tête par celles-ci. Le capital par tête et les biens intermédiaires par tête seront divisés par la PPA du PIB de 2005. Cette configuration n'est pas intéressante car la logique voudrait que nous ayons des PPA de Inklaar et Timmer (2005) à la fois pour le capital et pour les biens intermédiaires, ce qui n'est pas le cas.

Les PPA de Inklaar et Timmer (1997) ont l'avantage d'être bien détaillées car donnant à la fois des PPA de la production et celles des intrants. Cependant, elles comportent de nombreuses valeurs manquantes. C'est dans cette optique que nous optons pour les PPA du PIB de 2005 disponibles pour les 23 pays de notre échantillon. Par ailleurs, pour une question d'harmonisation des données et de compatibilité vis-à-vis de nos données OCDE, l'utilisation des PPA du PIB de 2005 est souhaitable.

### Annexe 5 : Calibration des élasticités

Les graphiques présentés ont été réalisés à partir des données de la base STAN de l'OCDE édition 2016.

Figure 18 – Élasticités moyennes par pays dans le secteur de la construction



# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 19 – Élasticités moyennes par années dans le secteur de la construction

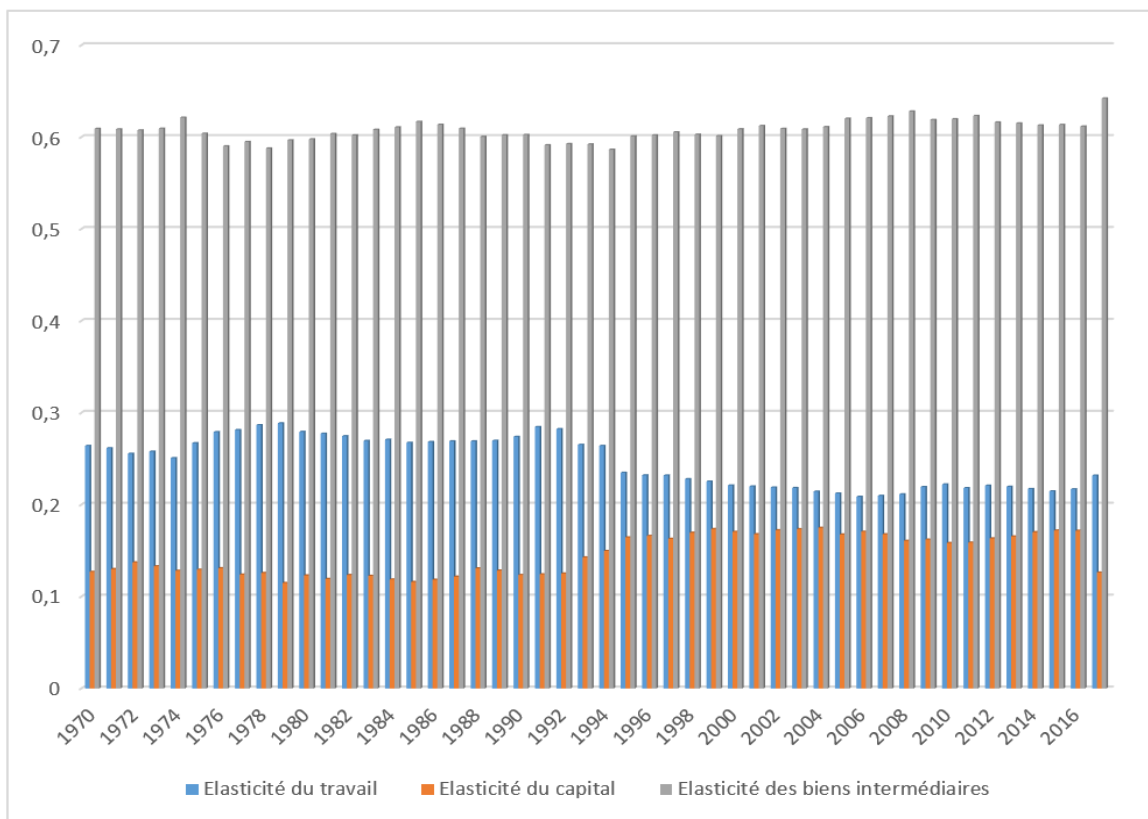


Figure 20 – Élasticités moyennes par pays dans le secteur manufacturier

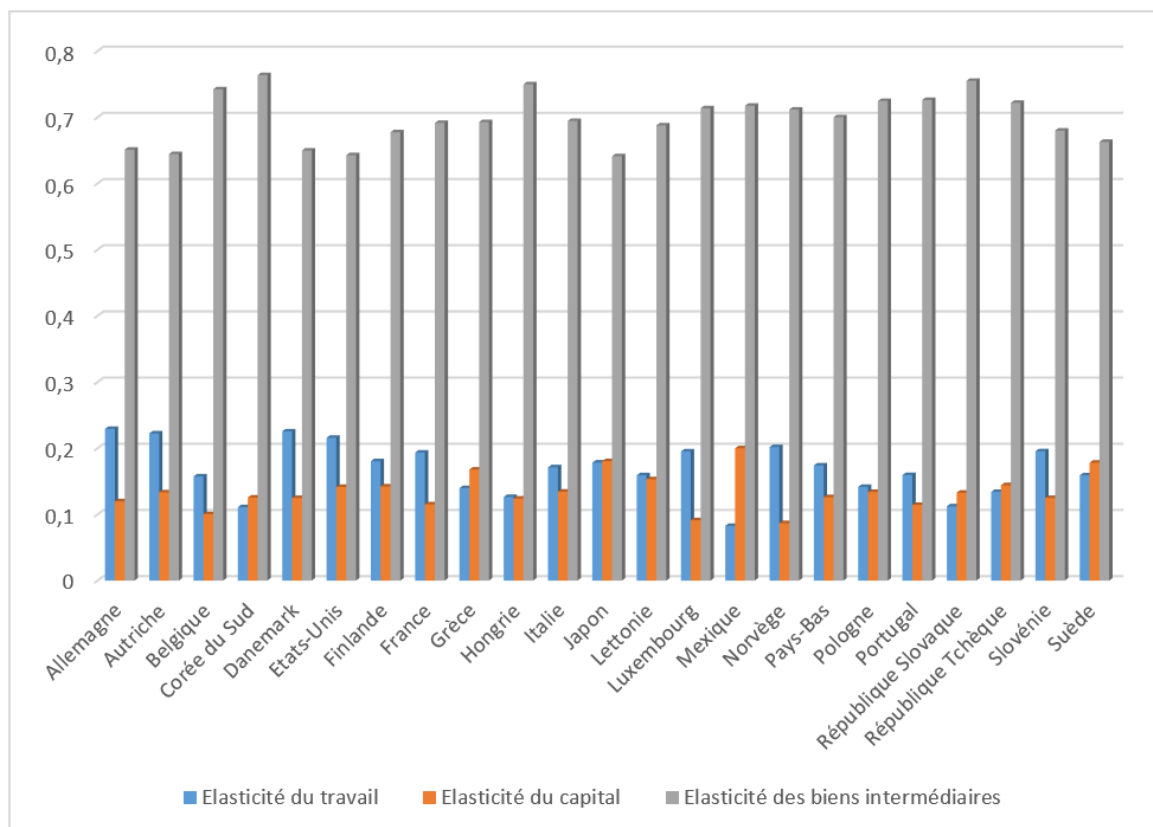
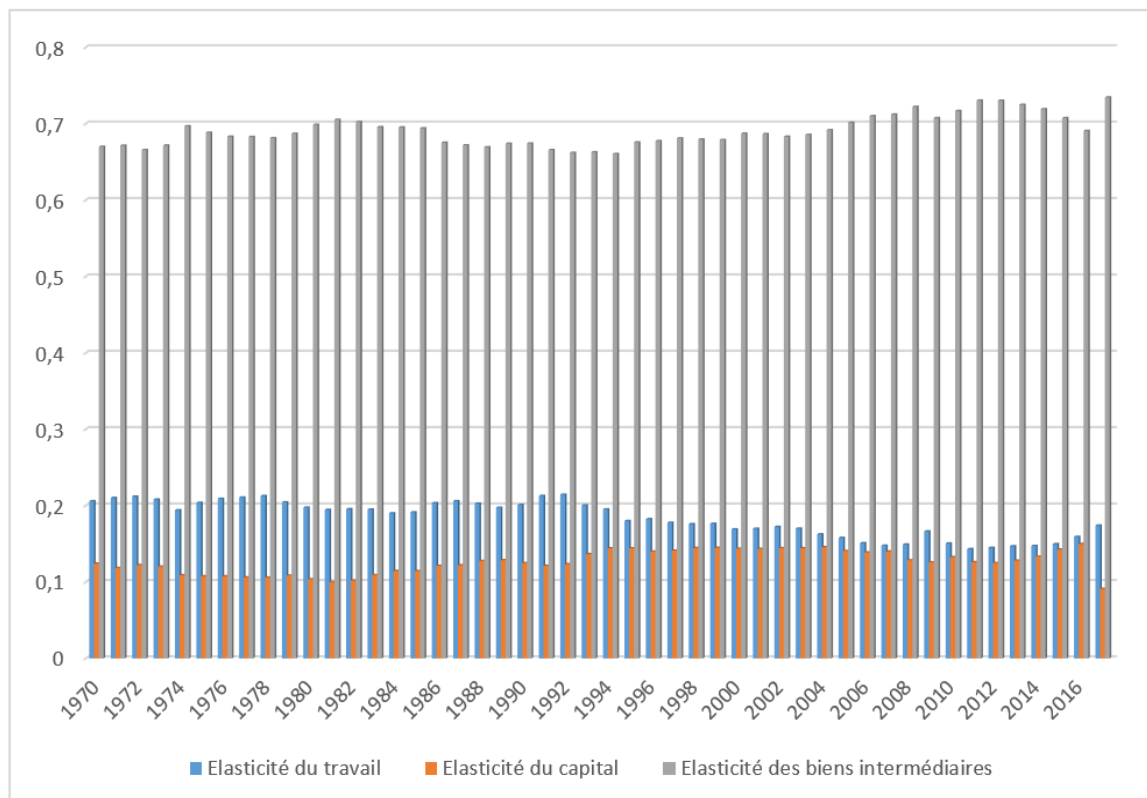


Figure 21 – Élasticités moyennes par années dans le secteur manufacturier



## Annexe 6 : Représentation graphique de la productivité globale des facteurs

Cette annexe présente les résultats d’une représentation graphique de la PGF. D’une part, les niveaux, les ratios ainsi que la croissance de la PGF sont représentés à travers les trois méthodes retenues. Conformément aux niveaux et ratios de productivité apparente du travail, l’année 2015 sera choisie pour la période de comparaison. La procédure de calcul du ratio est la même. Il s’agit du rapport du niveau de la PGF de chaque pays à la PGF des Etats-Unis. Le taux de croissance est calculé de 2005 à 2015 dans le but d’avoir des périodes uniformes pour tous les pays.

D’autre part, seules les PGF obtenues avec la méthode ACF seront calculées en niveau et en ratio avec les trois configurations de PPA. L’idée est de confirmer la sensibilité des PGF due à l’utilisation du type de PPA.

Les figures 22, 23, 24 et 25 montrent respectivement les niveaux et les ratios de PGF au cours de l’année 2015 dans les deux secteurs étudiés. Tous les graphiques présents dans cette annexe ont été réalisés à partir des données de la base STAN de l’OCDE édition 2016.

# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 22 – Niveaux de la PGF dans le secteur de la construction en 2015

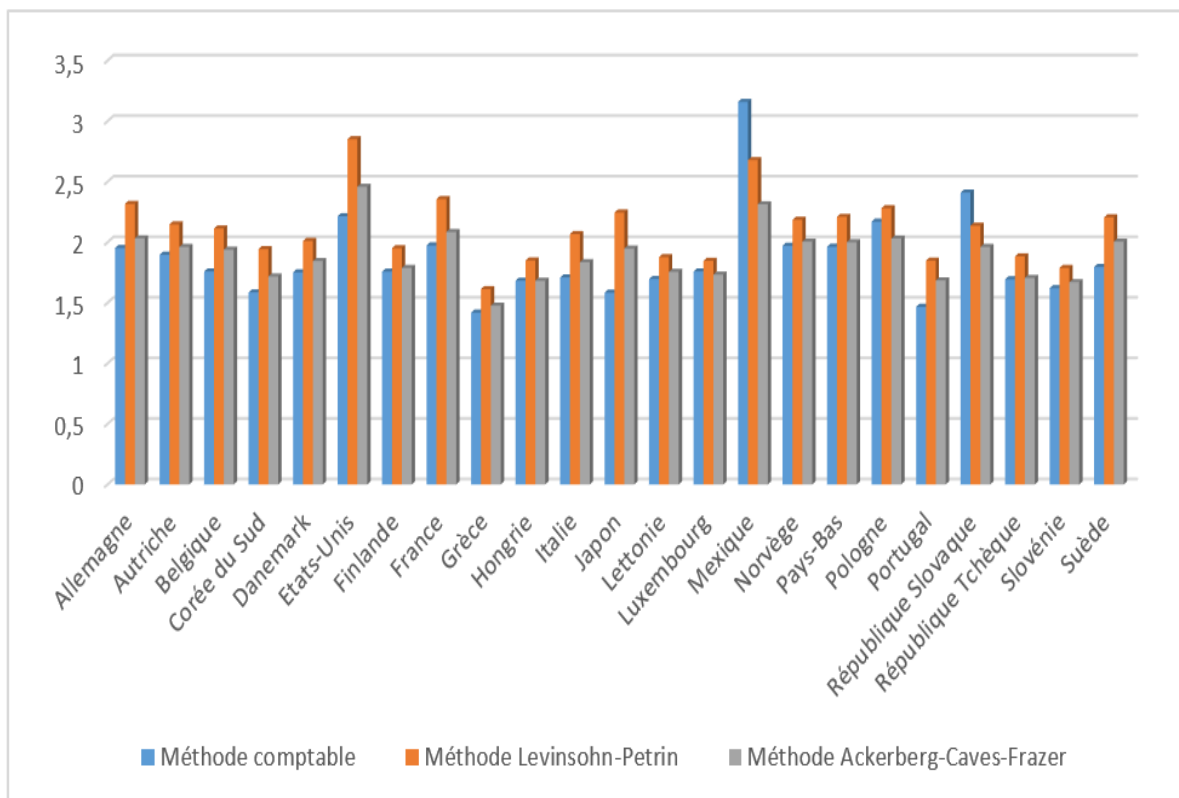
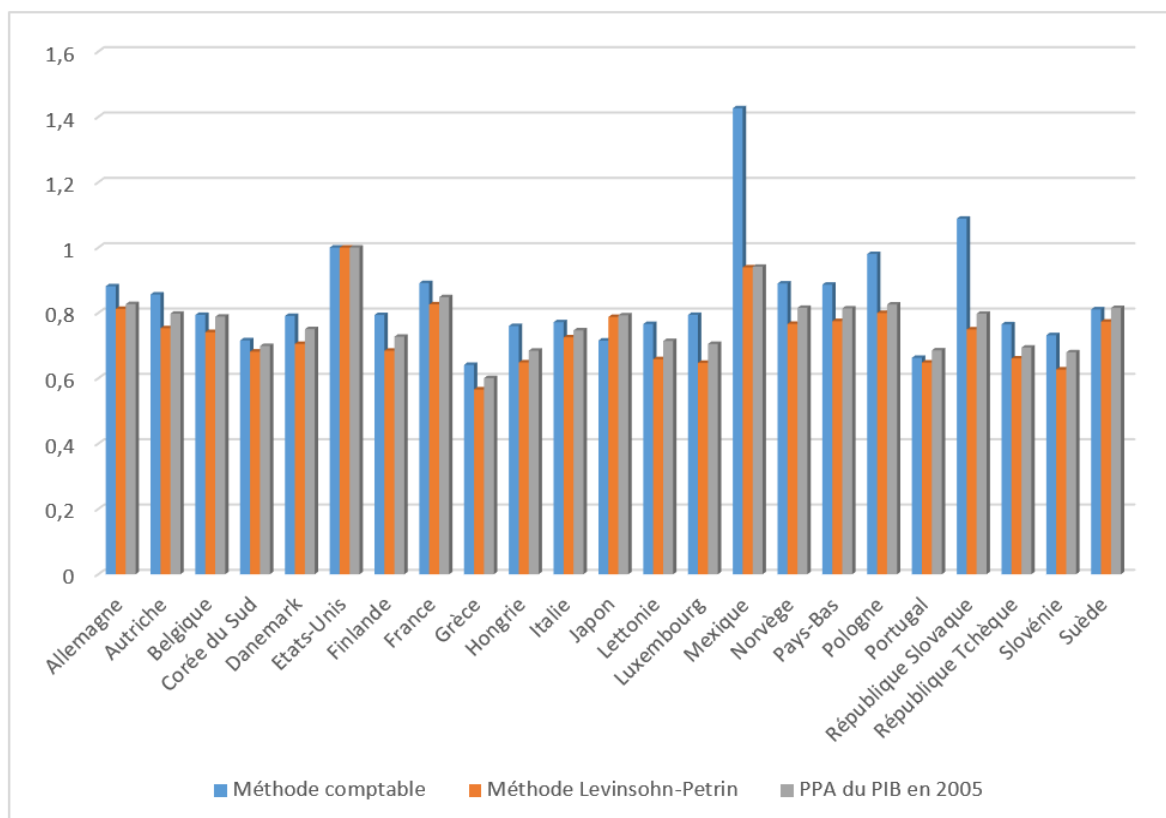


Figure 23 – Ratios de la PGF dans le secteur de la construction en 2015





# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 24 – Niveaux de la PGF dans l'industrie manufacturière en 2015

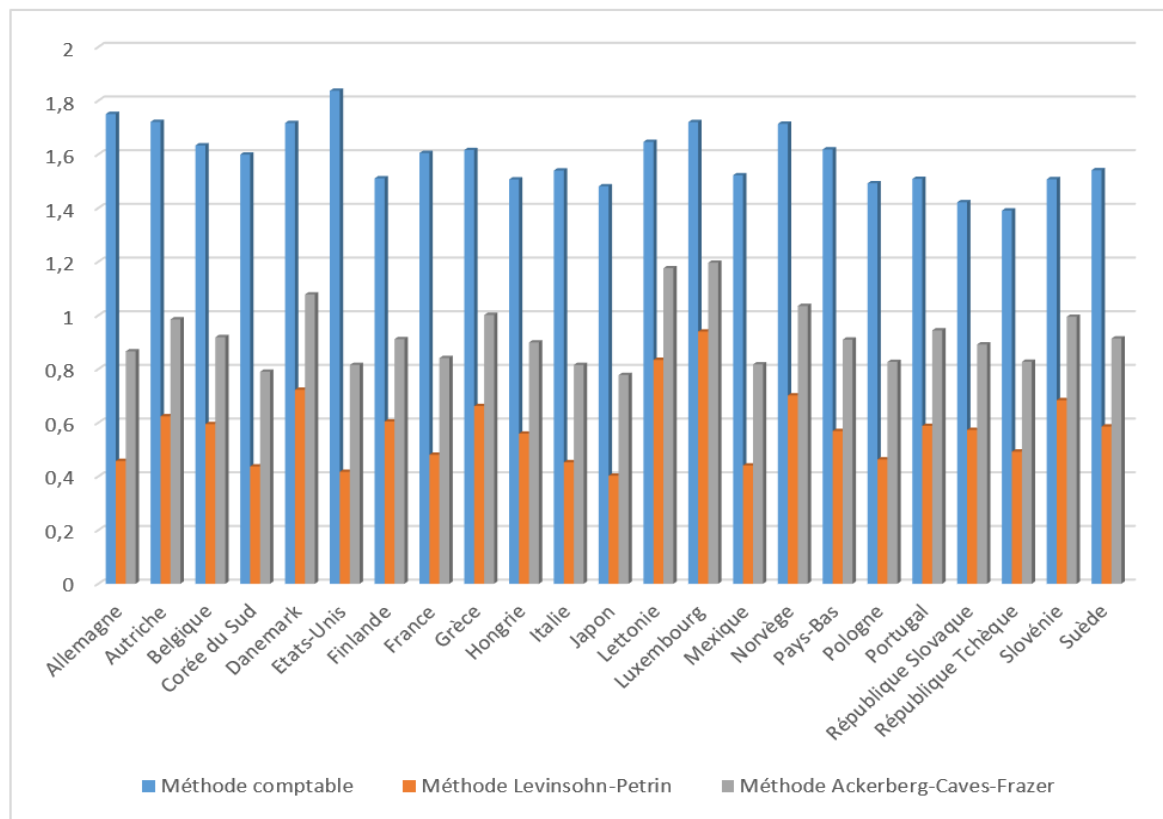
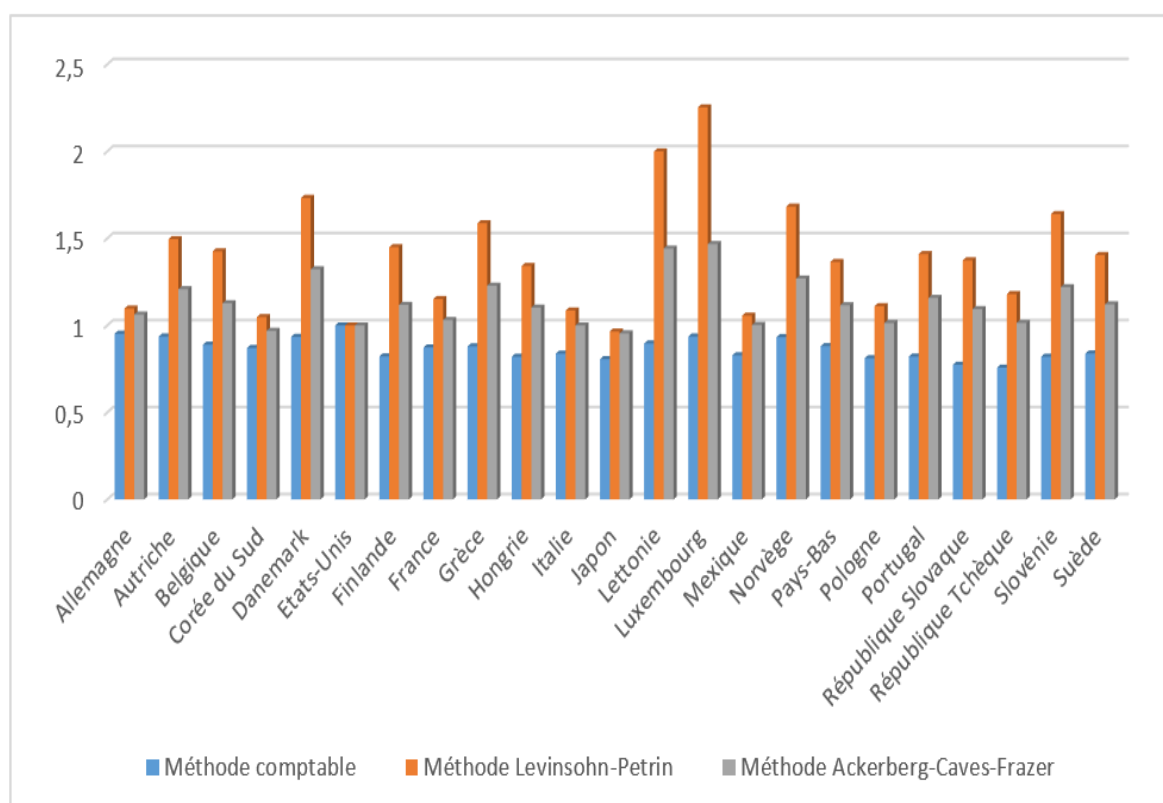


Figure 25 – Ratios de la PGF dans l'industrie manufacturière en 2015



CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS :  
APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 26 – Taux de croissance moyen de la PGF dans la construction entre 2005 et 2015

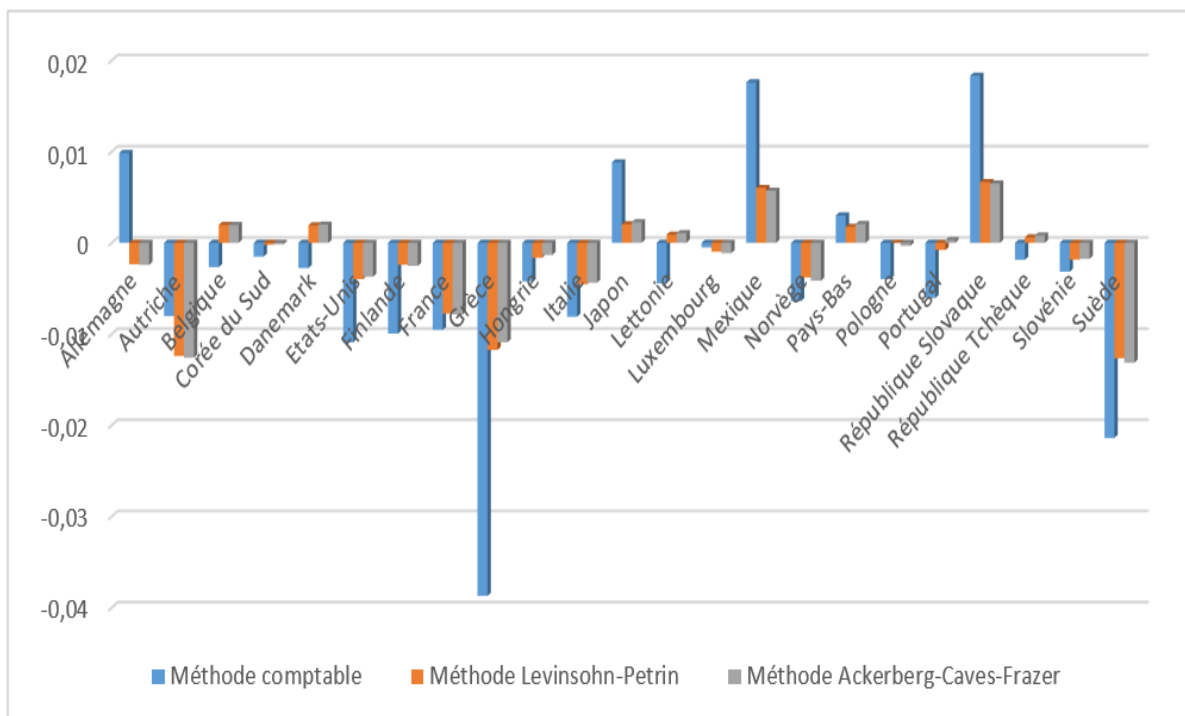
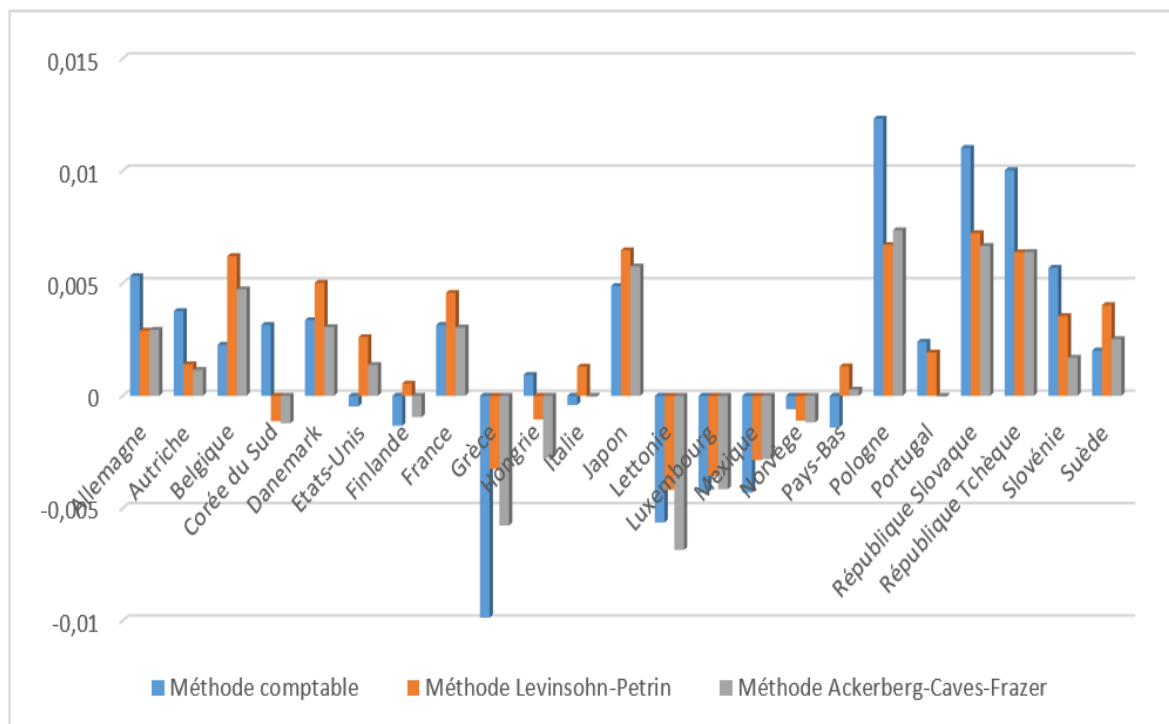


Figure 27 – Taux de croissance moyen de la PGF dans la manufacture entre 2005 et 2015



## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Hormis les taux de croissance moyen, nous représentons également les niveaux et ratios de PGF obtenus à travers la méthode ACF en utilisant les 3 types de PPA. L'idée des quatre graphiques qui suivent (graphiques 28, 29, 30 et 31) est de tester la sensibilité de la méthode ACF qui est, de notre point de vue, la plus robuste à travers les différentes configurations de PPA. L'année 2015 est toujours choisie comme référence.

Figure 28 – Niveaux de PGF dans la construction en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer

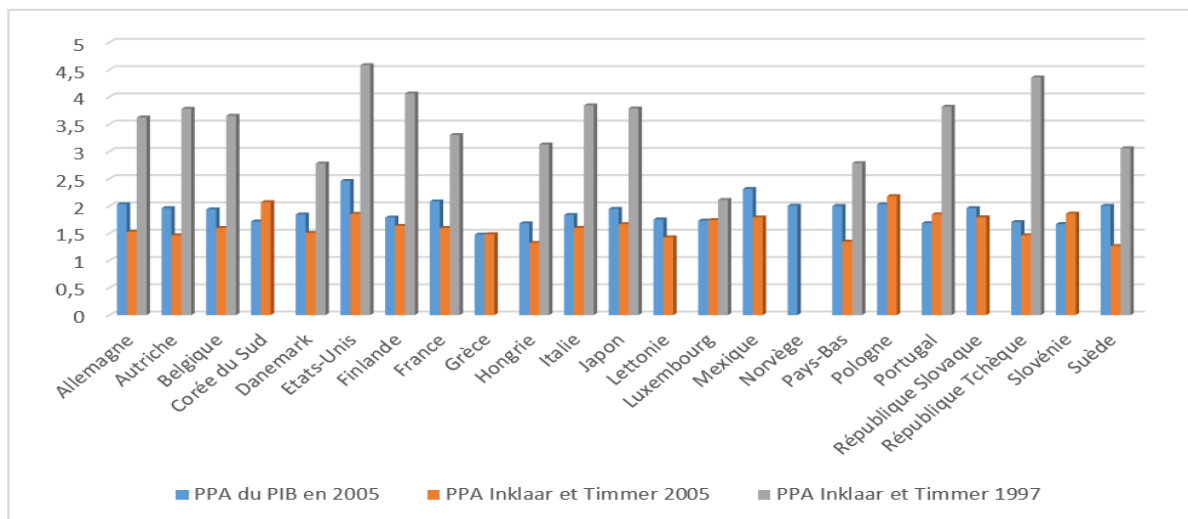
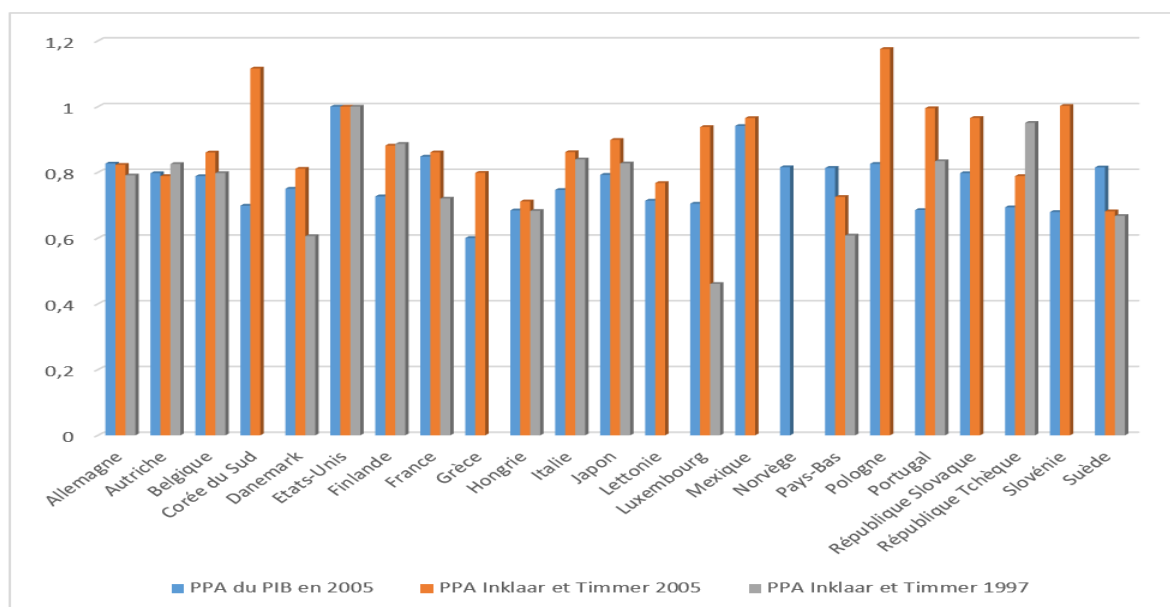


Figure 29 – Ratios de PGF dans la construction en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer



## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 30 – Niveaux de PGF dans la manufacture en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer

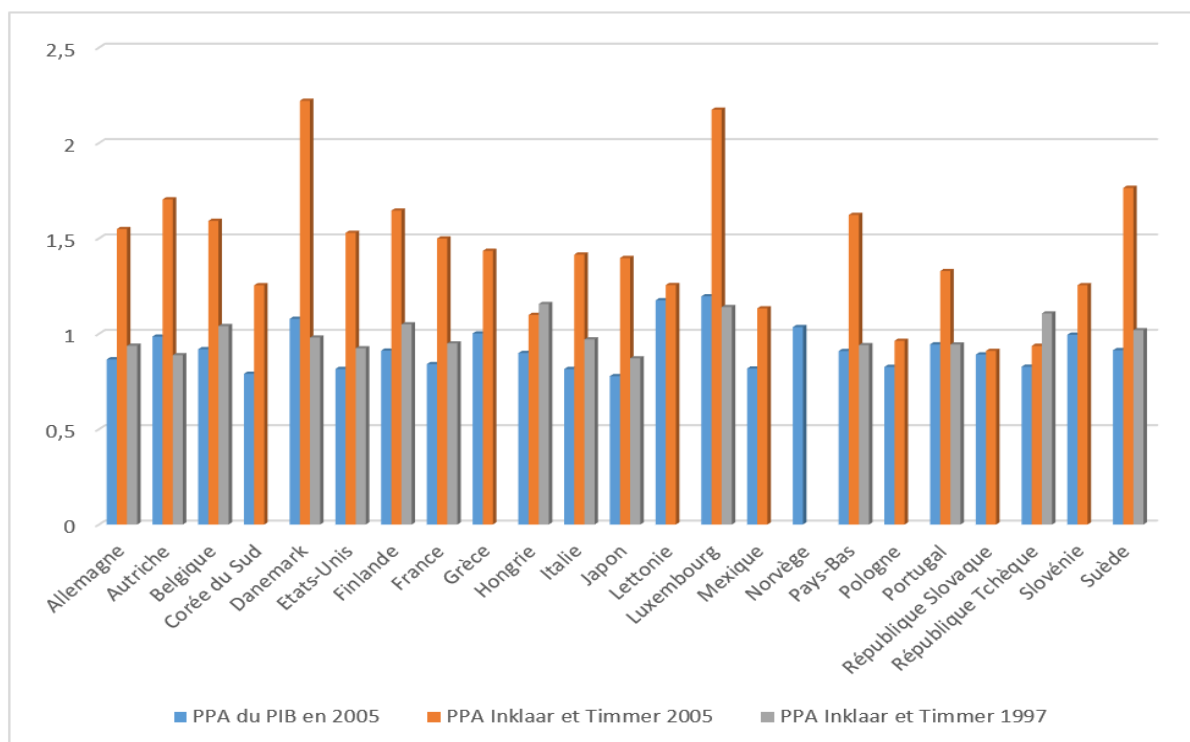
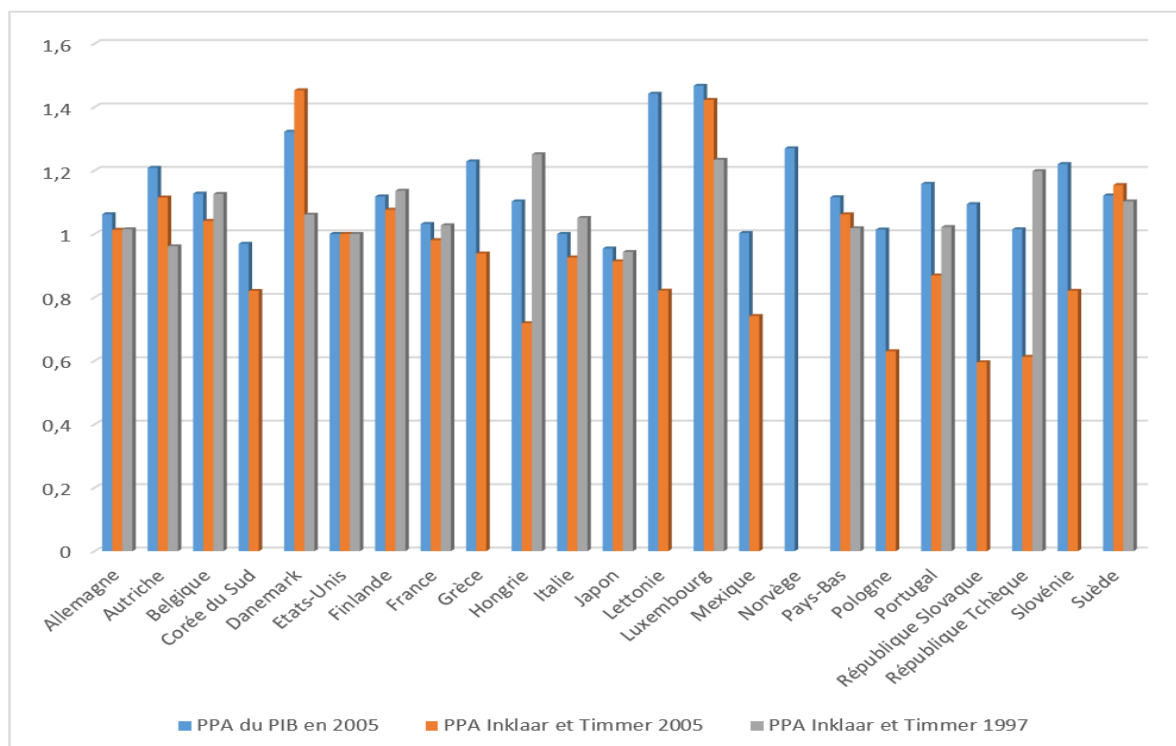


Figure 31 – Ratios de PGF dans la manufacture en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer



## CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Nous avons retenu la PGF obtenue grâce à la méthode Akerberg-Caves-Frazer avec la prise en compte de la PPA du PIB de 2005. Ainsi, l'objectif des graphiques 32 et 33 ci-après est de montrer l'évolution de la PGF dans les 23 pays de notre échantillon tout en faisant une fixation sur la crise économique de 2008. La période d'échantillonnage va de 1995 à 2015.

Figure 32 – Évolution du niveau de la PGF dans la construction de 1995 à 2015

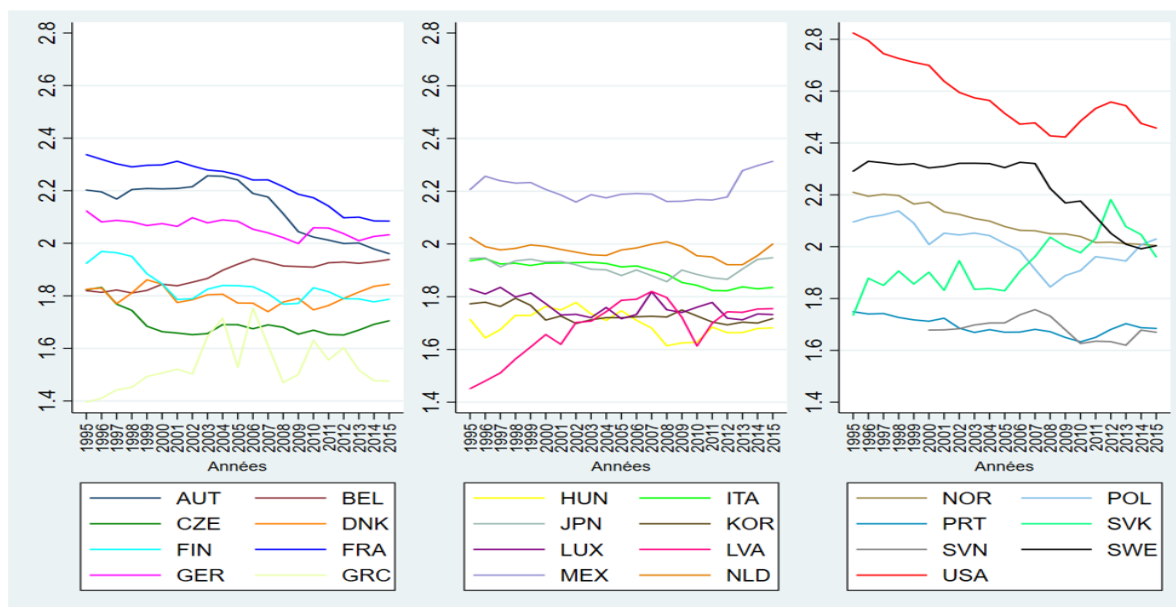
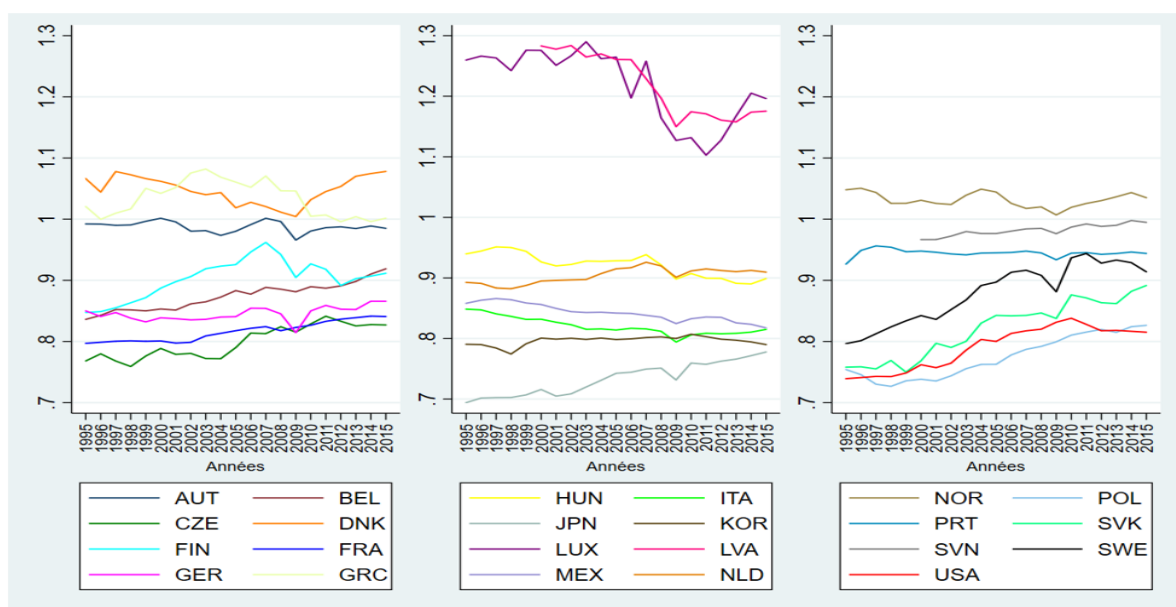


Figure 33 – Évolution du niveau de la PGF dans l'industrie manufacturière de 1995 à 2015



La remarque majeure à soulever est la réponse du secteur de la construction face à la crise économique de 2008. La PGF est très peu affectée par la crise dans la majeure partie des pays contrairement au secteur manufacturier. Cela n'est guère surprenant dans la mesure où il s'agit de la PGF et non de la productivité apparente du travail ; si bien que les entreprises ont pu opérer une substitution entre les facteurs de production. Il est fort probable que le manque

d'investissement en construction pendant la crise soit compensé par l'embauche de nouveaux salariés.

L'hétérogénéité du secteur peut également l'avoir protégé du choc. En d'autres termes, un faible niveau de la PGF dans le « gros œuvre » n'entraîne pas forcément une baisse de la PGF dans les activités de « second œuvre » et vice-versa.

Enfin, le secteur de la construction peut s'apparenter à un secteur de « refuge » en période de crise économique. Les investisseurs peuvent s'orienter vers la construction afin de protéger leur épargne.

### Annexe 7 : Estimation de la fonction de production dans l'ensemble de la construction française

Table 20 – Estimation de la fonction de production

Variable dépendante : $\ln(Y/L)$	FE	WRDG	OP	LP	ACF
$\gamma$	-0.0520*** (0.00143)	-0.0239*** (0.000192)	-0.0296*** (0.000527)	-0.0281*** (0.000474)	-0.0107*** (7.20e-06)
$\ln(K/L)$	0.0578*** (0.00105)	0.0757*** (0.000686)	0.0707*** (0.00258)	0.0691*** (0.00364)	0.0560*** (7.20e-06)
$\ln(M/L)$	0.773*** (0.00193)	0.704*** (0.000322)	0.723*** (0.00115)	0.730*** (0.00452)	0.747*** (7.20e-06)
N	481 348	403 994	481 348	481 348	481 348
ID	77 354	77 354	77 354	77 354	77 354
Firm FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

### Annexe 8 : Niveau et évolution de la productivité globale des facteurs par taille d'entreprise

Quelle que soit la méthode utilisée, les grandes entreprises présentent systématiquement une moyenne globale et une variation moyenne de la PGF plus élevées que les petites. On note aussi que la moyenne globale et la variation moyenne de la PGF sont proportionnelles à la taille de l'entreprise lorsque les méthodes FE, CM et DEA sont utilisées. Cependant, avec les méthodes LP et ACF, les micro-entreprises présentent une variation moyenne de la PGF supérieure à celle des entreprises de taille moyenne durant les dernières années, et même identique à celle des grandes entreprises en 2018 avec la méthode ACF. Les figures suivantes illustrent ces différences.

# CHAPITRE 1. MESURE DE LA PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS : APPLICATION AU CAS DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION

Figure 34 – Niveau globale de la PGF par taille des entreprises



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

Figure 35 – Variation moyenne de la PGF par taille des entreprises



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

## Chapitre 2

# Productivité globale des facteurs et réglementations dans le secteur de la construction : Une étude sur données sectorielles

### Sommaire

---

<b>2.1</b>	<b>Introduction</b>	<b>62</b>
<b>2.2</b>	<b>Revue de la littérature</b>	<b>63</b>
<b>2.3</b>	<b>Données</b>	<b>66</b>
2.3.1	Indicateurs de production	66
2.3.2	Les indicateurs de réglementation	68
<b>2.4</b>	<b>Évaluation de la productivité globale des facteurs</b>	<b>70</b>
2.4.1	Équation de productivité	70
2.4.2	Résultats de la productivité globale des facteurs	70
2.4.3	Analyse des résultats de la productivité globale des facteurs	71
<b>2.5</b>	<b>Impact des réglementations</b>	<b>74</b>
2.5.1	Équation estimée	75
2.5.2	Impact du nombre de procédures	75
2.5.3	Impact des indicateurs alternatifs spécifiques à la construction	76
2.5.4	Simulation	78
<b>2.6</b>	<b>Conclusion</b>	<b>80</b>

---



## 2.1 Introduction

La question du lien entre réglementation et productivité a été le sujet de nombreuses études empiriques (Dufour et al., 1998 ; Nicoletti and Scarpetta, 2003 ; Conway et al., 2006 ; Crafts, 2006). La majorité des recherches concluent qu'une diminution de l'intensité de la réglementation a un effet dynamisant l'activité car elle stimule la concurrence entre les firmes et génère des gains de productivité. Cela passe notamment par des efforts croissants de la part des firmes dans les activités de recherche et développement (Bourlès et al., 2013 ; Ciriaci et al., 2016) qui augmentent l'efficacité de leur processus de production de manière directe ou indirecte.

Bien que régulièrement abordée dans le domaine de l'industrie et, dans une moindre mesure, des services, cette question reste insuffisamment traitée dans le secteur de la construction. Pourtant, le poids économique de ce dernier est important et justifierait une analyse. Il représente 5,4% du Produit Intérieur Brut (PIB) et 6,3% de l'emploi total de l'Union Européenne (UE). Au niveau des pays de l'organisation de coopération et de développement économique (OCDE), la construction représente en moyenne 6,47% du PIB<sup>1</sup>. Les activités de ce secteur constituent un marché important pour les matériaux et les produits issus d'autres secteurs de l'économie, les industries manufacturières par exemple.

Malgré des évolutions techniques et organisationnelles visibles, le secteur de la construction connaît un déficit de productivité au cours de ces dernières années. Ainsi, sur la période 2001-2018, la productivité apparente du travail (valeur ajoutée brute par heure travaillée à prix constants) a chuté de près de 20% dans le secteur de la construction français. Ce même mouvement est observé dans d'autres pays européens tels que l'Allemagne, le Royaume Uni, l'Espagne ou l'Italie qui ont connu une baisse de la productivité du travail sur la même période<sup>2</sup>.

Plusieurs facteurs expliquent ce ralentissement. La raison la plus souvent mise en avant concerne le manque d'investissement en recherche et développement, et l'insuffisante place du numérique dans ce secteur intensif en travail. C'est le cas des travaux de Someya (1992) ; Sew et Meng (2007) et Kraatz et Sanchez (2014) qui montrent ainsi le rôle clé des dépenses en R&D sur la performance du secteur. Un autre élément explicatif est la structure fragmentée de la population des entreprises. La construction se subdivise en effet en quatre sous-secteurs hétérogènes : la construction de bâtiment, la promotion immobilière, le génie civil et les travaux de construction spécialisés. Cette hétérogénéité et cette fragmentation ne permettent pas d'apprécier précisément la performance globale de la construction (Ganesan, 1984).

Une autre raison, principalement évoquée par les représentants de la profession, est le poids des normes qui régissent les activités du secteur. En effet, l'industrie du bâtiment se caractérise par ses diverses réglementations que tout acteur du secteur doit respecter avant la phase de mise en œuvre du bâtiment. A titre d'exemple, nous pouvons mentionner la réglementation thermique RT 2012, le plan local d'urbanisme (PLU), la réglementation des toitures, la réglementation de la charpente, etc. Les normes touchant les activités de construction pourraient ainsi d'une part renchérir le coût des intrants et, aussi, constituer un obstacle à la concurrence dans la mesure où seules les grandes entreprises seraient en mesure de les respecter alors que les PME seraient plutôt empêchées d'accéder à certains marchés. Ce chapitre se penche sur cette question que nous abordons de manière empirique en privilégiant la productivité globale des facteurs comme indicateur d'intérêt, ce qui distingue notre démarche des quelques travaux antérieurs sur le sujet.

---

<sup>1</sup>OECD Annual National Accounts Database [SNA] (2006).

<sup>2</sup>XerfilMCI (2019).

Nous analysons l'existence et l'ampleur de la relation entre la réglementation et la PGF au sein du secteur de la construction dans le cadre d'une comparaison internationale réalisée sur la base d'une estimation de la productivité globale des facteurs (PGF). Nous utilisons des données sectorielles pour la construction et l'industrie manufacturière sur un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE entre 1970 et 2017. Reposant sur la méthode Akerberg, Caves et Frazer (2015), nos estimations montrent que la réglementation mesurée par le nombre de procédures requises pour construire un bâtiment exerce une influence négative et significative sur la PGF dans le secteur de la construction. Ce résultat est robuste à différentes spécifications du modèle et aux tests de robustesse. En revanche, nous ne trouvons aucun effet significatif de la réglementation sur la productivité du travail ou la PGF de l'industrie manufacturière, ce qui confirme la validité de notre test placebo.

Le reste du chapitre sera structuré comme suit. La section 2 passera en revue le lien entre réglementations et productivité. Les différentes sources de données seront présentées dans la section 3. La section 4 évalue la PGF à la fois dans le secteur de la construction et dans le secteur manufacturier. La section 5 montrera les résultats d'estimation de l'impact des réglementations sur la PGF. La section 6 conclut.

## 2.2 Revue de la littérature

La réglementation peut être définie comme un ensemble d'indications, de lois, de prescriptions, de règles et règlements, et d'autres textes juridiques régissant une activité. Elle peut répondre aux préoccupations d'intérêt public sur les défaillances du marché, les conditions de monopole, les externalités et le problème d'asymétrie d'informations. La réglementation peut aussi favoriser la concurrence dans certaines industries en s'assurant que le pouvoir de marché dans les segments de monopoles naturels n'est pas utilisé de manière abusive et en favorisant des mesures incitatives vis-à-vis des acteurs du marché.

Cependant, les cadres réglementaires n'agissent pas toujours ainsi et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, certaines réglementations peuvent s'éloigner de leurs objectifs d'intérêt public d'origine, entraînant la protection de groupes d'intérêts spéciaux. Deuxièmement, les réglementations (et leur mise en œuvre) entraînent parfois des coûts qui dépassent leurs avantages escomptés, ce qui conduit à ce que l'on appelle « la défaillance institutionnelle ». Troisièmement, l'évolution de la demande et du progrès technique peuvent rendre obsolète la conception des réglementations.

Une réglementation inappropriée peut ainsi affecter la productivité d'une économie. En effet, les normes peuvent influencer la productivité des entreprises et/ou des secteurs existant(e)s en modifiant leur incitation à investir, l'adoption des technologies disponibles sur le marché et leur incitation à innover. Ensuite, les règles peuvent augmenter les coûts d'entrée, freiner la pression concurrentielle et entraver la réaffectation des ressources entre les secteurs produisant différents biens et services et, dans chaque secteur, entre les entreprises ayant des productivités différentes.

De plus, un manque de compétitivité peut entraîner une hausse des prix. Ce mécanisme peut générer des externalités dans les secteurs en aval en augmentant les coûts des intrants intermédiaires, en particulier dans les industries de services où la concurrence à l'importation est limitée. Enfin, la réglementation peut également avoir des effets différenciés sur les secteurs et entreprises en fonction des facteurs technologiques et commerciaux ainsi que leur position par rapport aux techniques de production frontalière.

Plusieurs études empiriques, effectuées tant au niveau sectoriel qu'au niveau des entreprises, se sont intéressées au lien entre réglementations et productivité. Parmi celles-ci nous pouvons citer l'article de Nicoletti et Scarpetta (2003) qui analyse l'impact des réformes réglementaires pro-concurrentielles et des politiques de privatisation sur la productivité multifactorielle (PMF). A cet effet, les auteurs mobilisent un panel de 18 pays de l'OCDE et 23 secteurs d'activités (manufacturiers et de service) sur la période 1984-1998. En régressant la PMF à la fois sur les indicateurs de réglementations et de privatisation à l'échelle de l'économie et sur les indicateurs de libéralisation à l'entrée, les auteurs constatent que les réformes promouvant la gouvernance privée et la concurrence ont tendance à stimuler la productivité. Dans le secteur manufacturier par exemple, les gains d'une baisse des barrières à l'entrée sont d'autant plus importants qu'un pays est éloigné du leader technologique. Par conséquent, une réglementation limitant l'entrée peut entraver l'adoption des technologies, peut-être en réduisant les pressions concurrentielles, les retombées technologiques ou l'entrée de nouvelles entreprises disposant de hautes technologies. En revanche, la privatisation et la libéralisation de l'entrée sur le marché ont un impact positif sur la productivité dans tous les secteurs d'activités.

Dans la même lignée, Conway et al. (2006) étudient le lien entre les réglementations anti-concurrentielles du marché des produits et la diffusion internationale des chocs de productivité sur un échantillon beaucoup plus large. Les auteurs décrivent un modèle de productivité du travail basé sur Aghion et Griffith (2005). Dans ce modèle, la croissance de la productivité du travail dans un pays ou dans un secteur donné dépend de sa capacité à suivre le rythme de la croissance du pays ayant le plus haut niveau de productivité du travail (la productivité du leader) en innovant ou en procédant à des transferts de technologie. Cette possibilité est affectée par l'environnement politique dans les pays ou secteurs suiveurs. Les résultats montrent qu'une réglementation restrictive du marché des produits ralentit le processus d'ajustement via lequel des chocs de productivité positifs se diffusent à travers les frontières et de nouvelles technologies sont incorporées dans le processus de production. De plus, dans tous les pays inclus dans leur étude, l'effet néfaste des réglementations anticoncurrentielles est plus important dans les secteurs qui produisent ou utilisent de façon intensive les technologies de l'information et de la communication.

A la fois au niveau des secteurs et des entreprises, Arnold et al. (2008) relient les divergences de productivité entre les pays de l'OCDE aux différences d'intensité des réglementations sur le marché des produits de 1998 à 2004. Au niveau sectoriel, leurs résultats suggèrent que, en particulier dans les pays d'Europe continentale, la réglementation a ralenti la croissance dans les secteurs utilisateurs des technologies de l'information et de la communication (TIC). En ce qui concerne les secteurs hors TIC, l'impact de la réglementation serait non-significatif. Au niveau des firmes, l'effet de la réglementation sur la croissance de la productivité se transmet principalement à travers des obstacles à l'allocation des ressources vers les entreprises les plus dynamiques et efficaces. L'allocation des ressources au sein de chaque industrie est moins efficace dans les pays ayant une réglementation plus rigide dans les secteurs des services. Ces estimations montrent aussi que la réglementation des services réduit la croissance de la productivité dans les secteurs « utilisateur des TIC », avec un effet particulièrement prononcé sur les entreprises qui sont proches de la frontière technologique. Autrement dit, la réglementation nuit surtout aux entreprises les plus efficaces tant sur le marché national et international.

En utilisant des données de l'EU-KLEMS, Inklaar et al. (2008) effectuent une étude au niveau sectoriel de l'impact de la réglementation sur la PGF dans le secteur de services. Les auteurs mesurent la PGF comme le résidu provenant d'une estimation de la croissance de la production avec l'utilisation des facteurs tels le travail (ajusté en fonction de la composition

du travail), les services financiers (ajustés en fonction de la composition des actifs) et les biens intermédiaires. Ils contrôlent les caractéristiques inobservées par les effets fixes pays et secteurs et utilisent des variables de réglementation ordinaires telles que les charges réglementaires et les barrières à l'entrée spécifiques à l'industrie. Leurs résultats d'estimation ne prouvent aucun impact significatif de la réglementation sur la croissance de la PGF. Seul le secteur « des postes et télécommunications » subirait un impact négatif et significatif.

D'autres recherches s'intéressant davantage à la notion de frontière de technologie ont également été réalisées. Ainsi, Havik et al. (2008) analysent l'impact de la réglementation sur la PGF sur la période allant de 1980 à 2004 pour un panel de 10 pays (9 pays européens plus les États-Unis) et 28 secteurs. L'effet de la réglementation des marchés de produits, mesurée par l'indicateur REGIMPACT<sup>3</sup>, n'apparaît pas significatif quand l'ensemble des secteurs de l'économie est considéré dans la régression. En revanche, la seule prise en compte du secteur manufacturier révèle un impact positif de la réglementation sur la productivité et cet impact est d'autant plus important qu'on se rapproche de la frontière. Le résultat est inversé dans le cas des secteurs des services : la réglementation a un impact négatif d'autant plus fort que l'on est proche de la frontière.

Toujours dans cette optique d'analyse à la frontière des technologies, Bourlès et al. (2010) ont analysé l'impact des réglementations anti-concurrentielles sur la croissance de la productivité multifactorielle. L'étude porte sur 15 pays de l'OCDE et 20 secteurs entre 1984 et 2007 au sein des secteurs non manufacturiers qui fournissent des biens intermédiaires (secteurs en amont) aux secteurs manufacturiers (secteurs en aval). Les auteurs prennent en compte les indicateurs synthétiques réglementaires construits sur la base des indicateurs élémentaires de réglementation non manufacturière. Ces indicateurs relatifs aux réglementations anti-concurrentielles sont ceux de REGIMPACT et l'indicateur de restriction à la concurrence dans les services financiers construit par De Serres et al. (2006). En utilisant un modèle neo-Schumpéterien à correction d'erreur, les auteurs montrent que la réglementation anti-concurrentielle dans les secteurs en amont réduit la croissance de la productivité des secteurs manufacturiers. Cet effet est d'autant plus fort que les pays sont proches de la frontière technologique.

Sur la base cette littérature, nous remarquons que l'effet des réglementations sur la productivité est mitigé selon le type de secteur étudié et les données dont on dispose. Qu'en est-il du cas de la construction connue pour ses nombreuses procédures administratives ? Une forte intensité réglementaire va-t-elle à l'encontre de la productivité ou, au contraire, la stimule-t-elle ? Ces questions sont abordées ici de manière empirique.

---

<sup>3</sup>Les indicateurs REGIMPACT de l'OCDE mesurent l'impact du cadre réglementaire dans les secteurs de l'énergie, des communications et des transports sur un certain nombre d'industries qui utilisent la production de ces secteurs comme intrants intermédiaires.

## 2.3 Données

### 2.3.1 Indicateurs de production

Les données permettant de calculer la productivité globale des facteurs (PGF) proviennent de la base Structural ANalysis (STAN). La nomenclature concernée est celle de International Standard Industrial Classification révision 4 (Isic Rev.4, SNA08, édition 2016). Il s'agit des mêmes données sectorielles que celles utilisées dans le chapitre 1 (un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE sur la période 1970-2017 comprenant le secteur de la construction et l'industrie manufacturière). L'annexe 1 du chapitre 1 présente la liste des pays et des périodes. Cependant, il existe de nombreuses valeurs manquantes avant 1995. Dès lors, pour comparer les changements entre pays, nous limitons notre analyse à la période 1995-2015.

Le facteur travail est toujours mesuré par le nombre de personnes engagées. La production brute, la valeur ajoutée brute, l'investissement brut et les intrants intermédiaires bruts mesurés en prix constants 2005 sont divisés par le facteur travail. Ces valeurs sont ensuite divisées par les parités du pouvoir d'achat (PPA) du PIB de 2005.

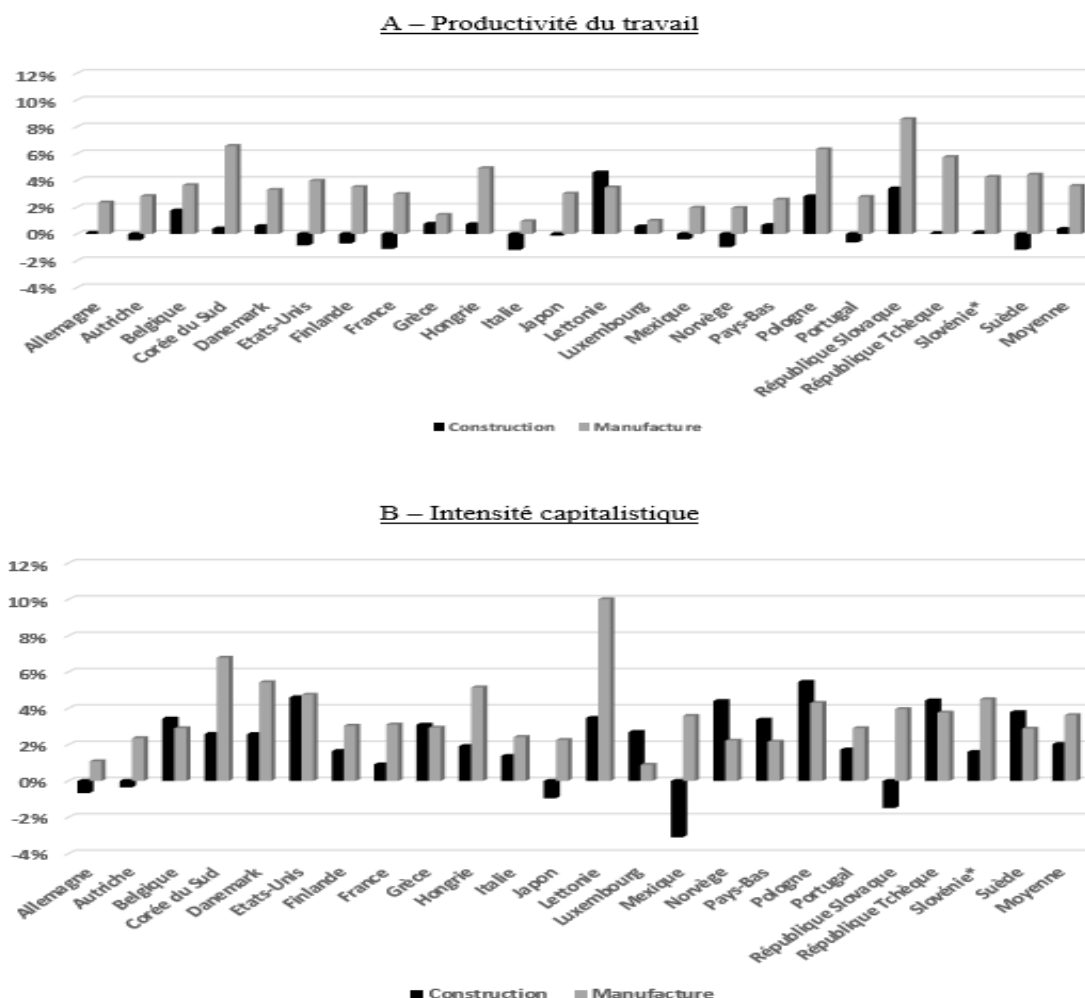
Le stock de capital productif est calculé à partir de l'investissement brut en utilisant la méthode de l'inventaire perpétuel. Selon cette méthode, le stock de capital net de la période suivante peut être écrit comme une fonction du stock de capital net de la période courante, de l'investissement brut de la période courante et du taux de dépréciation du capital. Nous utilisons la méthode unifiée proposée par Berlemann et Wesselhöft (2014) mais en adoptant un taux de dépréciation du capital constant ( $\delta = 10\%$ ). Les annexes 2 et 4 du chapitre 1 fournissent des détails supplémentaires sur notre calcul du stock de capital et sur les PPA.

Le graphique 1 montre la croissance annuelle moyenne de la productivité du travail et de l'intensité capitaliste entre 1995 et 2015 pour les deux secteurs. La dynamique de la productivité du travail dans ces secteurs est très différente. En moyenne, la productivité du travail dans la construction est assez stable (la croissance annuelle moyenne est de 0,4%), alors qu'elle a augmenté de 3,6% par an dans l'industrie manufacturière. La faible croissance de la productivité du travail dans la construction est observée dans la plupart des pays : (i) la croissance de la productivité du travail est plus faible dans la construction que dans l'industrie manufacturière pour tous les pays sauf la Lettonie ; et (ii) la croissance moyenne dans la construction est même négative pour 10 pays, alors que ce n'est jamais le cas dans l'industrie manufacturière.

Les observations concernant l'intensité capitaliste sont assez différentes. La croissance moyenne de l'intensité du capital a augmenté de 2% dans le secteur de la construction au cours de la période considérée. Toutefois, cette croissance est inférieure à celle de l'industrie manufacturière, qui est de 3,6%. Par conséquent, les variations de l'intensité capitaliste ne peuvent guère expliquer à elles seules la faible croissance de la productivité du travail dans la construction ; mais il est difficile de conclure si elles peuvent ou non expliquer la différence de croissance de la productivité du travail entre les secteurs. Pour répondre à cette question, il faut analyser la PGF des deux secteurs.

## CHAPITRE 2. PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS ET RÉGLEMENTATIONS DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : UNE ÉTUDE SUR DONNÉES SECTORIELLES

Figure 1 – Croissance annuelle moyenne de la productivité et de l'intensité capitalistique sur la période 1995-2015



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Note: La Slovaquie est marquée d'un astérisque car ses informations commencent en 2000.

L'analyse descriptive est complétée par l'intensité des intrants intermédiaires et par la croissance moyenne de l'emploi (cf. annexe A). L'intensité des intrants intermédiaires est également plus faible dans la construction que dans l'industrie manufacturière et a augmenté dans les deux secteurs, mais plus rapidement dans ce dernier (1,1% contre 3,5%). En ce qui concerne la croissance annuelle moyenne de l'emploi, nous montrons une forte différence dans la dynamique des deux secteurs : alors que le nombre de travailleurs diminue de 0,88% par an en moyenne dans l'industrie manufacturière, il augmente de 0,68% dans le secteur de la construction.

Dans le but d'estimer la PGF, il est également intéressant d'analyser la corrélation entre la productivité du travail et l'intensité des facteurs de production. Dans les deux secteurs, le niveau de la productivité du travail en 2005 est fortement corrélé à l'intensité du capital (les coefficients de corrélation sont de 0,63 et 0,72 pour la construction et l'industrie manufacturière respectivement) et à l'intensité des facteurs intermédiaires (0,47 et 0,77 pour la construction et

l'industrie manufacturière respectivement)<sup>4</sup>. C'est également le cas concernant la corrélation entre la croissance moyenne de la productivité du travail et celle de l'intensité des intrants intermédiaires (0,60 pour la construction et 0,79 pour l'industrie manufacturière). Cependant, la corrélation entre les croissances moyennes de la productivité du travail et de l'intensité capitaliste, qui est de 0,44 pour l'industrie, n'est pas significative pour la construction (avec une valeur de 0,12). Ce dernier point peut être lié à la faible intensité capitaliste dans le secteur et à la pratique dans ce secteur de louer des machines coûteuses.

### 2.3.2 Les indicateurs de réglementation

Les données portant sur les réglementations proviennent de trois sources : les bases de données de « Doing Business », de l'OCDE et de « Economic Freedom » du Fraser Institute. La base de données Doing Business (DB) à travers l'indicateur « Dealing With Construction Permits » enregistre, par le biais d'une enquête, le nombre de procédures pour obtenir un permis de construire un entrepôt, le délai des procédures (exprimé en nombre de jours), le coût des procédures (exprimé en pourcentage de la valeur de l'entrepôt) et l'indice de contrôle de la qualité du bâtiment. Nous nous intéressons principalement aux trois premiers indicateurs car le dernier, l'indice de contrôle de la qualité du bâtiment, n'est disponible que sur deux périodes.

Est considérée comme procédure toute interaction des employés, des directeurs ou de toute partie agissant au nom de l'entreprise de construction avec des parties externes, y compris les agences gouvernementales. A cela s'ajoutent les notaires, le registre foncier, le cadastre, les sociétés de services publics et les inspecteurs publics, l'embauche d'inspecteurs privés externes et d'experts techniques si nécessaire.

La durée totale de toutes les procédures est enregistrée en jours civils. Il s'agit de la durée médiane qui, selon les experts locaux, est nécessaire pour mener à bien une procédure dans la pratique. On suppose que le temps minimum requis pour chaque procédure est d'une journée, sauf pour les procédures qui peuvent être entièrement réalisées en ligne, pour lesquelles le temps requis est enregistré comme une demi-journée. Il est supposé que l'entreprise respecte toutes les exigences en matière de construction et leur séquence, selon les besoins.

Le coût total de toutes les procédures est calculé en pourcentage de la valeur de l'entrepôt concerné par le permis de construire (supposé égal à 50 fois le revenu par habitant). Seuls les coûts officiels sont enregistrés. Tous les frais liés à l'accomplissement des procédures pour construire légalement un entrepôt sont enregistrés, y compris ceux liés à l'obtention des autorisations d'utilisation du sol et des autorisations de conception avant construction, à la réception des inspections avant, pendant et après la construction, à l'obtention des raccordements aux services publics et à l'enregistrement de l'entrepôt au registre de la propriété.

Ces indicateurs sont disponibles pour un sous-échantillon de notre base de données sur la productivité couvrant 20 pays sur la période 2006-2015. Il s'agit des 23 pays utilisés précédemment lors du calcul de la PGF exceptés le Mexique, le Japon et les Etats-Unis car les informations relatives à nos variables d'intérêt ne sont pas disponibles pour ces pays. Il faut noter également que les données du Luxembourg commencent en 2007. La figure 2 montre les premières et dernières valeurs des trois indicateurs pour tous les pays. La persistance est une caractéristique de ces indicateurs, mais il y a quelques changements qui peuvent permettre d'identifier l'impact de ces réglementations sur la productivité. Le nombre de procédures a changé pour 12 pays, la durée totale de toutes les procédures pour 15 pays et le coût total de

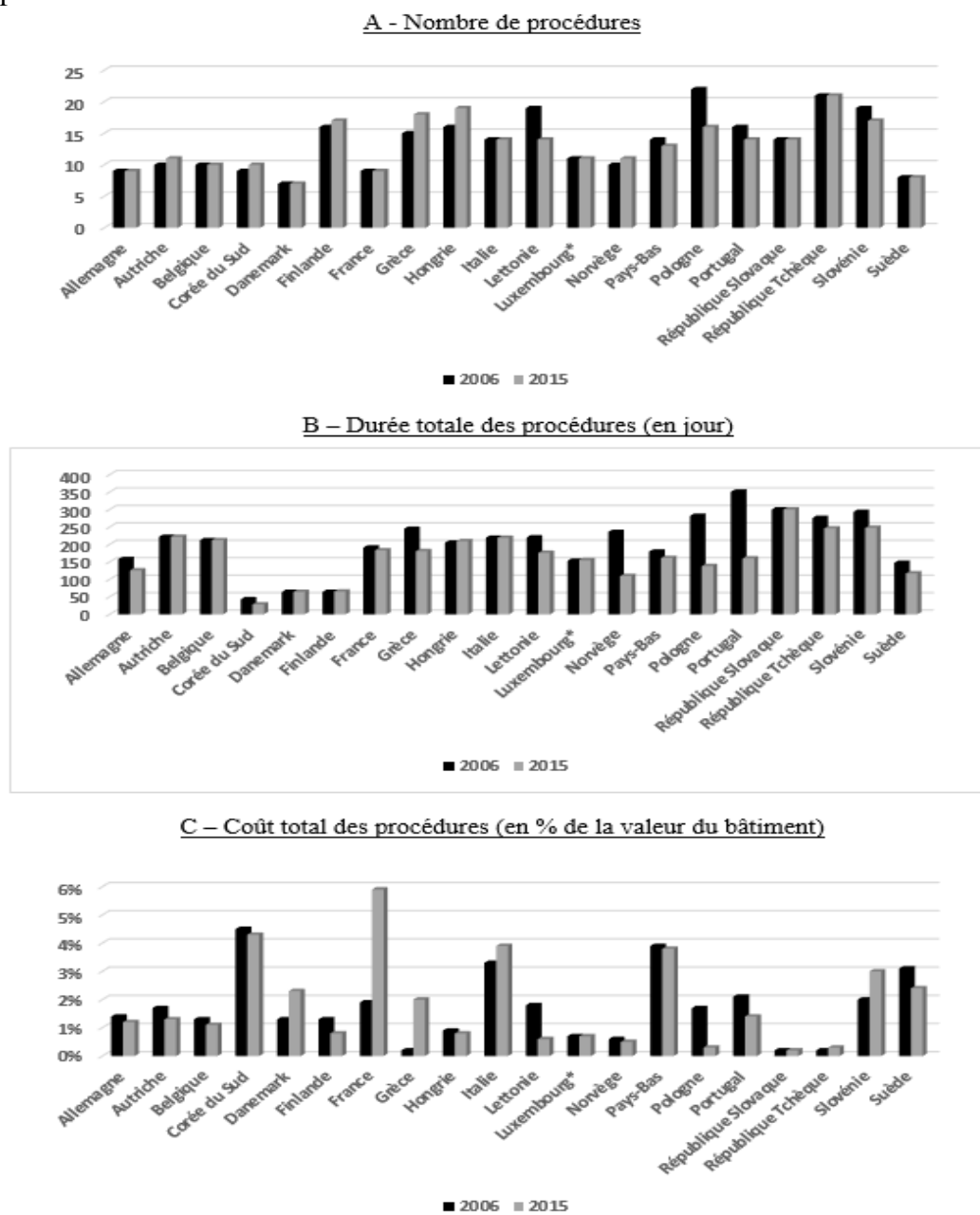
---

<sup>4</sup>L'année 2005 est choisie car les variables brutes sont en prix constants de 2005.

## CHAPITRE 2. PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS ET RÉGLEMENTATIONS DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : UNE ÉTUDE SUR DONNÉES SECTORIELLES

toutes les procédures ont changé pour tous les pays à l'exception de la République slovaque, avec une forte variation dans de nombreux pays.

Figure 2 – Indicateurs Doing Business relatives aux formalités à accomplir pour construire un entrepôt



Source : Banque Mondiale

Ces mesures réglementaires spécifiques sont utilisées comme des approximations de l'ensemble des réglementations du secteur de la construction. Par conséquent, l'impact estimé d'un indicateur ne doit pas être attribué entièrement à ces réglementations spécifiques, car une partie de l'impact peut provenir d'autres réglementations non observées de la construction qui leur sont corrélées. De plus, les réglementations de la construction peuvent être corrélées avec les réglementations d'autres pays. Afin d'éviter ce potentiel biais d'omission, nous introduisons dans les équations estimées cinq autres réglementations provenant de la base «Economic Freedom » et un indicateur fourni par l'OCDE. Les données «Economic Freedom » mesurent le



degré de liberté économique d'un pays. Les indicateurs agrégés de cette base de données sont placés sur une échelle allant de 0 (Moins de liberté) à 10 (Plus de liberté). L'indicateur provenant de l'OCDE est la réglementation en énergie, transport et communications (ETCR).

Nos principales spécifications estimées présentées dans la section 5 n'incluent que l'indicateur «Freedom to Trade Internationally» de l'Institut Fraser car ayant des effets les plus robustes sur la PGF du secteur de la construction. Cet indicateur englobe les taxes (les recettes provenant des taxes commerciales, le taux tarifaire moyen et l'écart-type des taux tarifaires), les barrières commerciales réglementaires (les barrières commerciales non tarifaires et les coûts de mise en conformité à l'importation et à l'exportation), le taux de change du marché noir ainsi que le contrôle de la circulation des capitaux et des personnes (les restrictions à la propriété et aux investissements étrangers, le contrôle des capitaux et la liberté de visite des étrangers).

## 2.4 Évaluation de la productivité globale des facteurs

### 2.4.1 Équation de productivité

Nous supposons la même fonction de production Cobb-Douglas que celle utilisée dans le chapitre 1 :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} \quad (1)$$

où  $Y_{it}$  représente la production brute du pays  $i$  au cours de la période  $t$ ,  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  et  $M_{it}$  représentent respectivement le capital physique, le travail et les biens intermédiaires (matériaux);  $A_{it}$  est le niveau d'efficacité neutre au sens de Hicks de l'entité  $i$  dans la période  $t$ . Les élasticités du travail, du capital et des matériaux sont respectivement représentées par  $\beta_l$ ,  $\beta_k$  and  $\beta_m$ . Nous divisons chaque variable à la fois par le travail et par la parité du pouvoir d'achat du PIB de 2005. Ensuite, nous linéarisons l'équation (1) :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où  $\ln A_{it} = \beta_0 + \omega_{it} + \epsilon_{it}$ ;  $\beta_0$  mesure le niveau d'efficacité moyen entre les pays; le terme d'erreur  $\epsilon_{it}$  n'est pas observable. En revanche,  $\omega_{it}$  représente le choc de productivité qui est observé ou prévisible;  $y_{it} = \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it} \times PPP}\right)$ ;  $k_{it} = \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it} \times PPP}\right)$ ;  $m_{it} = \ln\left(\frac{M_{it}}{L_{it} \times PPP}\right)$ ;  $\gamma = (\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ .

Conformément aux recommandations du chapitre 1, l'équation (2) est estimée en utilisant la méthode ACF (Ackerberg et al., 2015) :

$$\widehat{tfp}_{it} = \hat{\beta}_0 + \omega_{it} + \hat{\epsilon}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\gamma} l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} \quad (3)$$

### 2.4.2 Résultats de la productivité globale des facteurs

Le tableau 1 montre les résultats de l'estimation de l'équation 2 pour les deux secteurs étudiés sur l'ensemble de l'échantillon (23 pays) de 1970 à 2017. Le tableau 2 montre la part moyenne des facteurs de production dans les dépenses totales (l'approche par calibration des élasticités). Il existe deux points cruciaux concernant le secteur de la construction. Premièrement, les rendements d'échelle sont légèrement décroissants dans la construction, alors qu'ils sont modérément croissants dans l'industrie manufacturière. Cette situation peut être une conséquence de la structure organisationnelle du secteur. Les grandes entreprises étant si grandes qu'elles dressent des barrières à la concurrence.

## CHAPITRE 2. PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS ET RÉGLEMENTATIONS DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : UNE ÉTUDE SUR DONNÉES SECTORIELLES

Deuxièmement, l'élasticité de l'intensité du capital est très faible. Une augmentation de 100% de l'intensité du capital, toutes choses étant égales par ailleurs, entraînera une augmentation de la productivité du travail de seulement 3%. Dans le chapitre 1, nous avons montré que cette faible élasticité du capital n'est pas une surprise puisque la construction est très intensive en travail. Cependant, l'élasticité estimée du capital est bien inférieure à sa part de 15% dans les dépenses totales (tableau 2), alors que l'élasticité estimée du capital et la part dans les dépenses sont très proches dans l'industrie manufacturière.

Contrairement à l'intensité du capital, l'élasticité estimée de l'intensité des intrants intermédiaires de 0,77 est supérieure à leur part de 61% dans les dépenses totales de la construction (tableau 2). Ces différences entre les élasticités estimées et les parts observées peuvent s'expliquer par les imperfections du marché et le recours important dans ce secteur à la location de machines et d'équipements. Elles soulignent la nécessité d'utiliser des élasticités estimées plutôt que des valeurs calibrées pour évaluer la PGF du secteur de la construction.

Table 1 – Estimation de la fonction de production

Secteur	N	$\gamma$	$\beta_m$	$\beta_k$
Construction	714	-0.0211*** (1.47e-07)	0.765*** (1.62e-07)	0.0264*** (1.47e-07)
Manufacture	707	0.0761*** (1.96e-07)	0.877*** (2.03e-07)	0.1253*** (1.96e-07)

Note : Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Où N est le nombre d'observations;  $\gamma$ =effet d'échelle= $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur. Nous avons introduit les effets fixes pays et années dans les estimations afin de tenir compte de différentes sources d'hétérogénéité ainsi que d'éventuels biais d'omission.

Table 2 – Parts moyennes des facteurs de production dans les dépenses totales

Secteur	N	Travail	Capital	Biens intermédiaires
Construction	714	0.24	0.15	0.61
Manufacture	707	0.17	0.13	0.70

Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

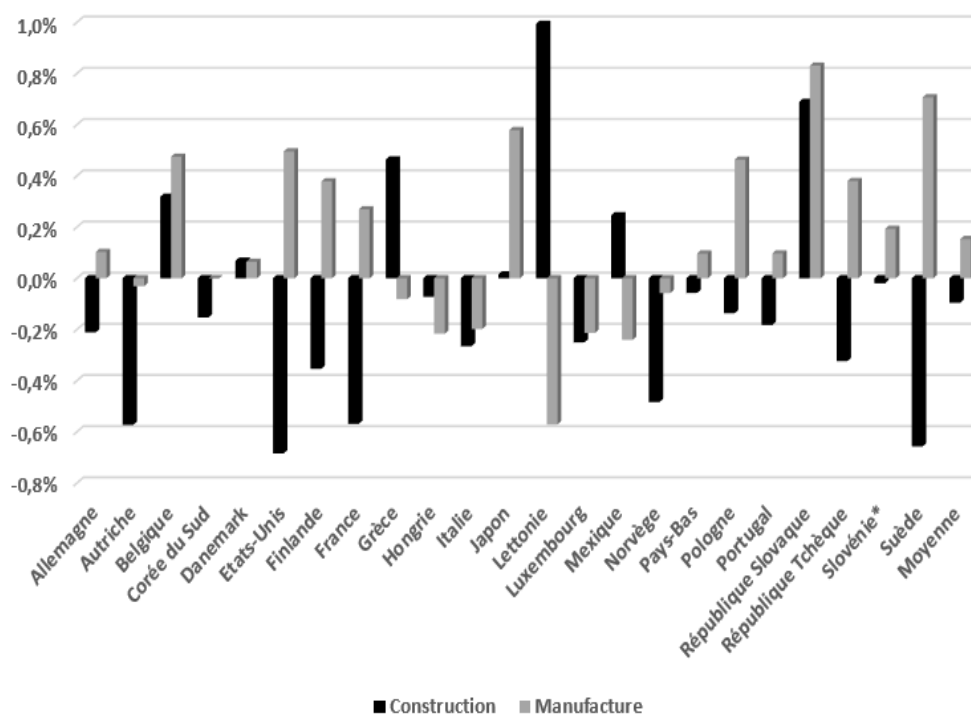
### 2.4.3 Analyse des résultats de la productivité globale des facteurs

La figure 3 montre la croissance moyenne de la PGF sur la période 1995-2015 pour chaque pays et dans chaque secteur. Cette figure peut être comparée à la figure 1 qui se concentre sur la croissance de la productivité du travail. La différence de PGF entre les pays est corrélée à la différence de productivité du travail, en particulier pour la construction avec un coefficient de corrélation de 0,81, contre 0,55 pour l'industrie manufacturière. La figure 3 montre également un manque de croissance de la PGF dans la construction, avec une croissance annuelle négative de -0,1% en moyenne sur l'ensemble de l'échantillon. Toutefois, il convient de noter que la croissance de la PGF est également très faible dans l'industrie manufacturière, avec une croissance annuelle moyenne sur l'ensemble de l'échantillon de 0,15% seulement. Ainsi, nous

## CHAPITRE 2. PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS ET RÉGLEMENTATIONS DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : UNE ÉTUDE SUR DONNÉES SECTORIELLES

devons évaluer les différentes contributions des facteurs de production à la croissance de la production brute pour bien comprendre les changements au sein du secteur de la construction.

Figure 3 – Croissance moyenne de la PGF entre 1995 et 2015



Source : Calculs de l'auteur à partir de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

A partir des résultats d'estimation de la fonction de production (tableau 1) et des différents taux de croissance calculés, nous analysons les contributions de la PGF, des intensités du capital, des intrants intermédiaires et de la main-d'œuvre à la croissance de la production brute par travailleur entre 1995 et 2015 pour les deux secteurs. Le total des contributions, qui est égal à la croissance de la production brute par travailleur, est beaucoup plus élevé dans l'industrie que dans la construction, avec 3,6% et 0,84% par an, respectivement. Ces croissances sont principalement expliquées par les contributions de l'intensité des intrants intermédiaires (en moyenne 3,1% dans l'industrie et 0,9% dans la construction).

Pour la construction, la somme des contributions des autres facteurs est en moyenne négative. La contribution moyenne du travail est négligeable (-0,01%) et la contribution de l'intensité en capital est très faible (0,05%). On trouve sensiblement les mêmes résultats pour le facteur travail dans l'industrie manufacturière. Mais la contribution de l'intensité du capital est de 0,4%.

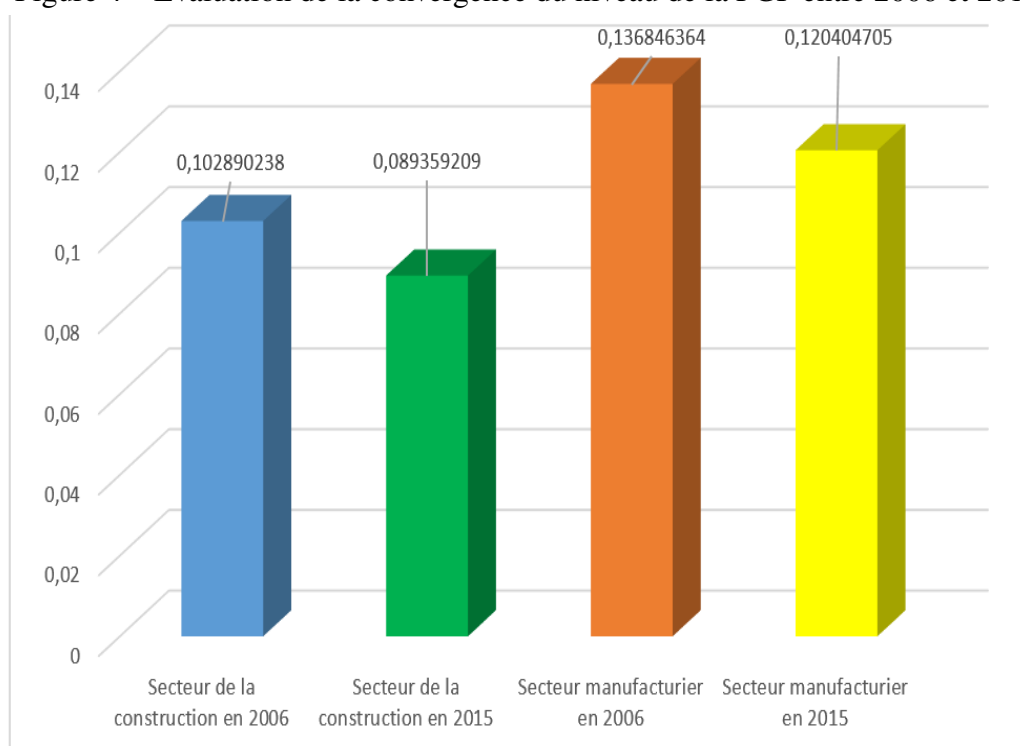
Ces résultats soulignent que les différences les plus importantes entre la dynamique du secteur de la construction et celle de l'industrie manufacturière proviennent de l'intensité du capital et des intrants intermédiaires. C'est la raison pour laquelle nous estimons également l'impact des réglementations sur les intensités de facteurs (cf. annexe B).

Nous terminons l'analyse de la PGF avec l'étude de la convergence économique. En utilisant notre échantillon réduit disponible entre 2006 et 2015, nous évaluons l'état de convergence économique des 20 pays dans chaque secteur. L'objectif est de représenter le coefficient de variation (rapport de l'écart-type à la moyenne) des niveaux de PGF en début et fin d'année

dans les deux secteurs pour ensuite en déduire s'il existe ou pas une diminution du niveau de la PGF entre ces deux dates.

Le graphique 4 rend compte d'une diminution de l'écart de PGF (mesuré par le coefficient de variation de la PGF) dans chaque secteur entre 2006 et 2015. Nous pouvons donc affirmer qu'il existe une convergence économique au sein des 20 pays de notre échantillon commun dans chaque secteur. En d'autres termes, les secteurs de la construction et manufacturier de chacun des 20 pays l'OCDE convergent vers leur état stationnaire à long terme. Néanmoins, cet écart est faible. Entre 2006 et 2015, nous passons, approximativement, de 10% à 9% dans la construction contre 14% à 12% dans l'industrie manufacturière.

Figure 4 – Évaluation de la convergence du niveau de la PGF entre 2006 et 2015



Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier de l'OCDE, STAN database 2016 ed.

Suivant les travaux de Mankiw et al. (1992) qui ont testé la convergence absolue (convergence de tous les pays vers un même état stationnaire) du modèle de Solow, nous effectuons une vérification empirique de la convergence. Il s'agira d'estimer l'équation suivante :

$$(\ln pgf_{j2015} - \ln pgf_{j2006}) = \theta_0 + \theta_1 \ln pgf_{j2006} \quad (4)$$

Où  $\ln pgf_{j2015}$  est le logarithme de la PGF dans le secteur  $j$  (avec  $j =$  construction ou manufacture) en 2015;  $\ln pgf_{j2006}$  désigne le logarithme de la PGF dans le secteur  $j$  en 2006 et  $\theta_1$  renvoie au coefficient de convergence. Ce coefficient doit être négatif et significatif pour qu'on ait convergence absolue.

Le tableau 3 fournit les résultats d'estimation de ce test. Nous constatons que le coefficient  $\theta_1$  est significatif (au seuil de 10% pour le secteur de la construction et 5% dans l'industrie manufacturière) et est négatif dans chaque secteur. Il existe donc une convergence absolue au niveau des 20 pays de l'OCDE de notre échantillon dans chaque secteur.

Table 3 – Vérification empirique de la convergence absolue de Solow

Secteur	Constante ( $\theta_0$ )	$\ln pgf_{2006}$	R <sup>2</sup>	Observation
Construction	0.13 (0.08)	-0.25* (0.12)	0.1861	20
Manufacture	-0.006 (0.008)	-0.14** (0.06)	0.2836	20

Niveau de significativité : \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.001.  
et les valeurs entre parenthèses sont les écart-types.

Nous pouvons alors calculer la vitesse de convergence ( $\beta$ ). En effet, par identification nous pouvons écrire (à partir de la linéarisation de l'équation dynamique fondamentale d'accumulation du capital par tête) :

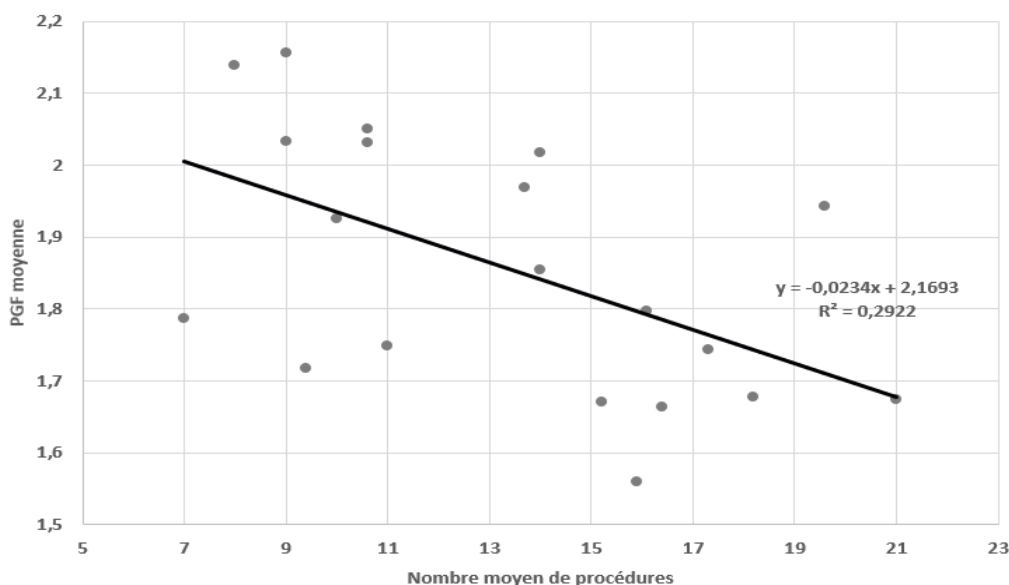
$$-(1 - e^{-\beta t}) = \theta_1 \Rightarrow \beta = -\frac{\ln(1 + \theta_1)}{t} \quad (5)$$

Avec  $t=10$  ans;  $\theta_1 = -0.25$  pour l'industrie de la construction et  $\theta_1 = -0.14$  pour l'industrie manufacturière. Par résolution, les valeurs de  $\beta$  sont respectivement de 2.9% pour le secteur de la construction et de 1.5% pour l'industrie manufacturière. Ainsi, le secteur de la construction atteint son état stationnaire beaucoup plus vite que l'industrie manufacturière.

## 2.5 Impact des réglementations

Cette section estime l'effet des indicateurs de réglementation sur la PGF. Nous le supposons négatif conformément à la figure 5 qui montre une relation négative entre le nombre moyen de procédures et la PGF moyenne. Cependant, cet effet doit être confirmé par des estimations tenant compte de l'hétérogénéité individuelle, des facteurs communs non observés et d'autres variables qui peuvent être corrélées avec les réglementations de la construction.

Figure 5 – Relation entre le nombre de procédures et la PGF de la construction



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la Banque Mondiale.

### 2.5.1 Équation estimée

Nous estimons un modèle intra-individuel sur notre échantillon réduit (les 23 pays utilisés lors du calcul de la PGF exceptés le Mexique, le Japon et les Etats-Unis pays) entre 2006 et 2015.

L'équation estimée pour analyser l'impact des réglementations sur la PGF est la suivante :

$$\ln PGF_{cons_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln proc_{it} + \sum_k \alpha_k x_{it}^k + \delta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (6)$$

Où  $\ln PGF_{cons_{it}}$  est le logarithme de la PGF du secteur de la construction dans le pays  $i$  au cours de la période  $t$ , notre variable d'intérêt  $\ln proc_{it}$  renvoie au nombre de procédures (en log),  $x_{it}^k$  sont les variables de contrôle,  $\delta_i$  et  $\delta_t$  sont respectivement les effets fixes pays et temporels et  $\mu_{it}$  est le terme d'erreur.

Les variables de contrôle sont les diverses autres réglementations, comme mentionné dans la section 3.2, et la PGF de l'industrie manufacturière. Le rôle des variables de contrôle est de maîtriser un éventuel choc économique. Nous introduisons la PGF de l'industrie manufacturière car, si un choc économique affecte le pays, tous les secteurs y compris la construction seront affectés. Cependant, cela peut également modifier les réglementations car le gouvernement peut réagir à ce choc économique en les modifiant. Si tel est le cas, cela induira une endogénéité dans la variable explicative (biais d'omission). La prise en compte de la PGF du pays comme variable explicative permettrait de tenir compte de ce choc, mais la PGF du pays inclut le secteur de la construction, ce qui serait une nouvelle source d'endogénéité.

De plus, la PGF du secteur des services est assez difficile à mesurer. Ainsi, le choc du pays est pris en compte à travers la PGF la mieux mesurée, celle du secteur industriel. Puisque cette dernière tient compte d'un éventuel choc économique, nous ne nous attendons pas à ce que son coefficient estimé corresponde uniquement au véritable impact direct de la PGF de l'industrie.

### 2.5.2 Impact du nombre de procédures

Le tableau 4 montre l'impact estimé du nombre de procédures requises pour construire un entrepôt sur la PGF. Pris séparément avec ou sans variables de contrôle, le nombre de procédures a un impact significatif et négatif (colonnes 1 et 2). En termes d'interprétation économique, nous pouvons noter que le niveau de la PGF diminue dans la construction lorsque les formalités augmentent. L'intensification des procédures administratives dans le secteur ralentirait ses performances économiques car il existe probablement des barrières à l'entrée pour les nouvelles entreprises. Comme il y a peu de concurrence dans le secteur, il y a peu d'incitation à améliorer l'efficacité. Cela entraîne une baisse de la productivité en raison de la non-réaffectation des ressources.

On montre également un effet négatif et significatif du nombre de procédures à la fois sur la productivité apparente du travail et sur l'intensité capitalistique de la construction. Toutefois, cet effet disparaît lorsque nous utilisons l'intensité des intrants intermédiaires comme variable expliquée (cf. annexe B). Les résultats des estimations utilisant d'autres variables de contrôle sont présentés en annexe C. L'impact du nombre de procédures est robuste à l'ensemble des variables de contrôle.

Une intensification de la "liberté commerciale" a un impact positif et significatif sur la PGF de la construction (colonne 2), ce qui va dans le sens des résultats précédents. Lorsque

les intensités de facteurs sont utilisées comme variables dépendantes, la variable "Freedom to Trade Internationally" n'a un effet significatif (au seuil de 5%) que sur la productivité apparente du travail (cf. annexe B).

Le tableau 4 montre que la PGF de l'industrie manufacturière a un effet positif et significatif sur la PGF de la construction, mais moins significatif (colonne 2). Il en va de même pour la relation entre les intensités de capital des deux secteurs avec une significativité beaucoup plus élevée (cf. annexe B).

Le nombre de procédures n'a aucun effet significatif sur la PGF du secteur industriel (colonnes 3 et 4). Ce test placebo et les résultats d'estimation incluant la PGF de l'industrie (colonne 2) confirment notre hypothèse d'exogénéité conditionnelle : le nombre de procédures ne prend pas en compte d'autres facteurs spécifiques au pays.

Table 4 – Estimation de l'impact du nombre de procédures sur la PGF

Variable dépendante : $\ln PGF$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.13*** (0.04)	-0.10*** (0.04)	-0.04 (0.03)	-0.03 (0.03)
$\ln PGF_{manuf}$		0.18* (0.11)		
$\ln PGF_{cons}$				0.09* (0.05)
<i>Freedom to Trade Internationally</i>		0.06*** (0.02)		-0.01 (0.01)
N	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.22	0.28	0.17	0.18

Les écarts-types sont indiquées entre parenthèses. \*\*\*, \*\*, \* indiquent, respectivement, la signification statistique au niveau de 1, 5 et 10%.

Note :  $\ln PGF_{cons}$  et  $\ln PGF_{manuf}$  sont, respectivement, la PGF (en log) du secteur de la construction et industriel.

### 2.5.3 Impact des indicateurs alternatifs spécifiques à la construction

Cette partie détaille les résultats précédents. Ainsi, le tableau 5 montre les résultats des estimations lorsque nous utilisons l'ensemble des réglementations du secteur de la construction. La durée totale des procédures requises pour construire un entrepôt n'a pas d'effet significatif sur la PGF de la construction (colonnes 2 et 5), tandis que le coût total des procédures a un impact légèrement significatif (colonnes 3 et 6) qui disparaît lorsque les trois indicateurs sont introduits simultanément (colonnes 7 et 8). Ces résultats peuvent être expliqués par la difficulté de mesurer la durée et le coût des procédures. Il est important de souligner que l'effet du nombre de procédures reste robuste si bien que nous le retenons comme indicateur approprié de la réglementation spécifique à la construction.

Table 5 – Impact des réglementations alternatives sur la PGF de la construction

Variable dépendante : $\ln PGF_{cons}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.13*** (0.04)			-0.10*** (0.04)			-0.10*** (0.04)	-0.08* (0.04)
<i>Durée des procédures (log)</i>		-0.02 (0.02)			-0.01 (0.01)		-0.008 (0.02)	-0.002 (0.01)
<i>Coût des procédures (log)</i>			-0.01** (0.005)			-0.008* (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.005)
$\ln PGF_{manuf}$				0.18* (0.11)	0.21* (0.11)	0.19* (0.11)		0.18 (0.11)
<i>Freedom to Trade Internationally</i>				0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)		0.06*** (0.02)
N	200	200	200	200	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.22	0.18	0.20	0.28	0.25	0.26	0.23	0.28

Note : Les effets fixes temporels ont été introduits dans chaque spécification.



Le tableau 6, disponible en annexe C, montre l'impact des autres indicateurs de "Economic Freedom" (Taille de l'État, Systèmes légaux et droits de propriété, Maîtrise de l'inflation et la Régulation) et de la réglementation de l'énergie, des transports et des communications (ETCR) sur la PGF de la construction. Bien que d'autres variables de contrôle soient introduites, le nombre de procédures reste significatif. La taille de l'État ainsi que la maîtrise de l'évolution des niveaux de prix impactent significativement et positivement la PGF de la construction. Plus un État est fort (passant par sa capacité à maîtriser le niveau de l'inflation), plus ses institutions sont fortes et plus ses secteurs d'activité sont performants. Ce résultat confirme l'idée de la théorie néo-institutionnelle qui, dans son approche économique, considère que l'institution peut influencer la performance économique. North (1990) explique que l'existence des institutions peut réduire l'incertitude en structurant la vie quotidienne, et peut baisser aussi les « coûts de transaction » pendant les processus des échanges et de la production, donc joue un rôle important sur la performance économique.

Concernant le lien entre l'indicateur ETCR et la PGF, il convient de noter que l'effet peut être à la fois positif ou négatif puisqu'il est indirect. En effet, si les réglementations dans les secteurs de l'énergie, du transport et de la communication passent par les coûts de distribution des fluides, ceux-ci se renchérissent. Par conséquent, seules les entreprises efficaces sont aptes à faire face à ces coûts. Ainsi, la performance économique des entreprises au sein des secteurs de l'énergie, du transport et de la communication sera impactée à la baisse. L'effet indirect négatif peut se propager aux autres secteurs de l'économie dont la construction. Cet impact négatif entre réglementations et performance économique va dans le sens d'une grande partie de la littérature (Schumpeter, 1942 ; Romer, 1990 ; Segerstrom et al., 1990 ; Grossman et Helpman, 1991 ; Aghion et Howitt, 1992).

Le lien positif entre ETCR et la PGF de la construction ici observé peut s'expliquer par le fait qu'une intensification des réglementations dans les secteurs de l'énergie, du transport et de la communication peut stabiliser les prix, ce qui pourrait réduire les coûts et améliorer la qualité de l'approvisionnement dans le secteur de la construction. La littérature managériale (Machlup, 1967 ; Porter 1991) conforte cette idée. En réduisant les imperfections des marchés liées aux asymétries d'informations, la réglementation contribue à améliorer la performance économique des entreprises.

#### 2.5.4 Simulation

Cette sous-section vise à effectuer une simulation des gains de productivité au cours de l'année 2015 grâce à une simplification des règles. La simulation est effectuée en faisant la différence entre le logarithme du « nombre de procédures » de chaque pays et le logarithme du plus petit « nombre de procédures » (correspondant au Danemark avec 7 procédures) le tout multiplié par l'effet du même indicateur (colonne 2 du tableau 4 ou colonne 4 du tableau 5). Le Danemark ne sera donc pas représenté dans la simulation car son gain de productivité sera fixé à 0. L'année 2015 est choisie afin de faciliter la comparaison.

La simulation est donnée par l'équation suivante :

$$\ln PGF gain_i = (\ln proc_i - \ln proc_{Danemark}) \times 0,1 \quad (7)$$

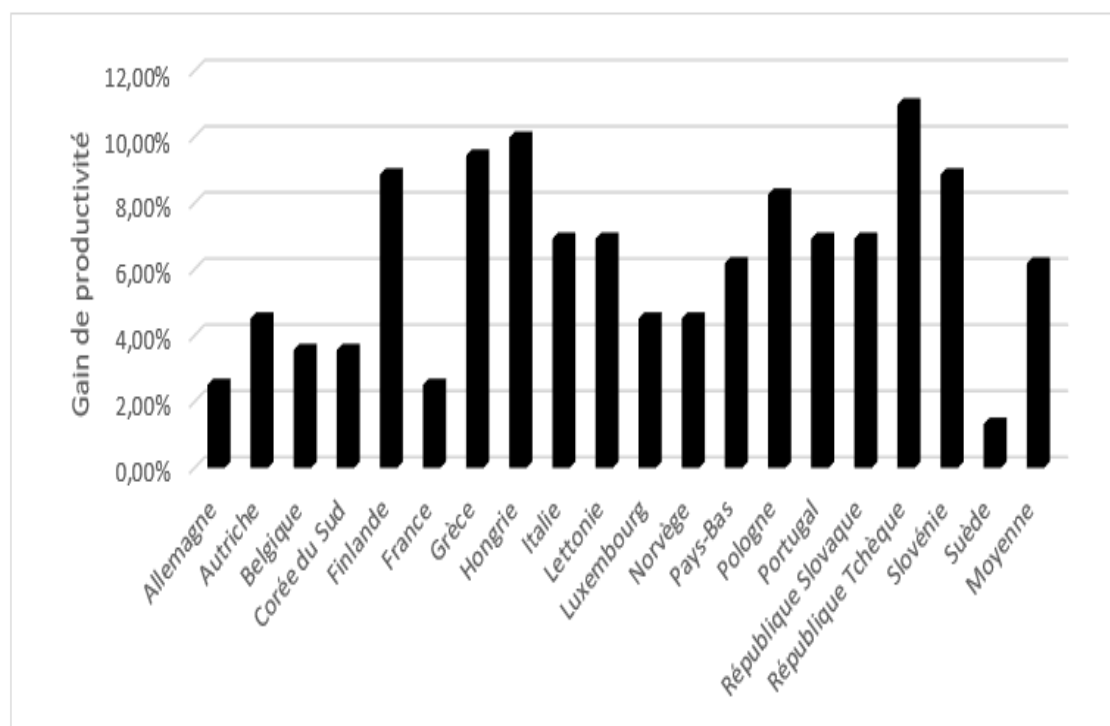
## CHAPITRE 2. PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS ET RÉGLEMENTATIONS DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : UNE ÉTUDE SUR DONNÉES SECTORIELLES

Où  $\ln PGF_{gain_i}$  correspond au logarithme du gain de la PGF dans le pays  $i$  en 2015;  $\ln proc_i$  est le logarithme du nombre de procédures dans le pays  $i$  en 2015;  $\ln proc_{Danemark}$  est le logarithme du nombre de procédures du Danemark en 2015 et 0,1 renvoie à l'effet positif du nombre de procédures sur la PGF de l'industrie de la construction (colonne 2 du tableau 4 ou colonne 4 du tableau 5).

Les résultats de la simulation sont représentés sur le graphique 6. La différence d'effets entre les pays provient de leurs niveaux de réglementation "excédentaire" en 2015. Passer de 9 procédures à 7 pour la France ou pour l'Allemagne occasionnerait un gain de productivité de 2%. La République Tchèque, qui possède le plus grand nombre de procédures dans le secteur de la construction (21 procédures), gagnerait plus de 11% de productivité

Les gains moyens de PGF sont de 6,2%. Toutefois, il faut interpréter ce résultat comme des gains, à long terme, de réformes qui peuvent être très ambitieuses dans certains pays. Il est également important de noter que le nombre de procédures n'est qu'un indicateur du niveau des barrières réglementaires dans la construction. Ainsi, ces gains de PGF devraient correspondre à des réformes de réglementations de la construction, et pas seulement à une réforme du nombre de procédures.

Figure 6 – Gains de la PGF grâce à un passage aux "pratiques les plus légères" en 2015



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'OCDE et de la banque mondiale.

## 2.6 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était d'étudier l'impact des réglementations sur la productivité globale des facteurs (PGF) dans le secteur de la construction. Pour ce faire, nous avons composé un panel non cylindré de 23 pays de l'OCDE dans deux secteurs d'activités, la construction et l'industrie manufacturière, sur la période 1970-2017.

L'analyse empirique réalisée nous a permis de mettre en évidence plusieurs résultats. Après avoir calculé la PGF en utilisant la méthode ACF, nous avons remarqué, d'une part, un déficit de croissance de cet indicateur, et d'autre part, la faible contribution de l'intensité du capital dans la construction, ces deux éléments la différenciant du secteur industriel. Nos estimations nous ont également amené à souligner la faible élasticité de l'intensité du capital dans la construction qui est bien inférieure à sa part de 15% dans les dépenses totales. Cette différence entre les élasticités estimées et les parts observées peut s'expliquer par les imperfections du marché et le recours important de ce secteur à la location de locaux d'entreposage et de matériel ou d'équipements. Cette situation plaide en faveur de l'utilisation des élasticités estimées plutôt que des valeurs calibrées pour évaluer la PGF, et appelle la réalisation d'analyses supplémentaires pour mieux comprendre cette spécificité.

Nous avons aussi effectué une analyse économétrique qui nous a conduit à rendre compte d'une influence négative et significative du "nombre de procédures" nécessaires pour construire un bâtiment sur la PGF du secteur de la construction. Le test placebo effectué a prouvé que les normes et règles spécifiques au secteur de la construction sont exogènes dans la mesure où nous n'avons observé aucun impact du "nombre de procédures" sur la PGF de l'industrie. D'un point de vue économique, l'empilement de règles tend à dégrader les performances des entreprises par leur impact négatif sur la productivité apparente du travail et l'intensité capitalistique. Il semblerait donc que, toutes choses égales par ailleurs, la réduction du nombre de règles pourrait améliorer la situation du secteur dans sa globalité via un effet positif sur la productivité (+6% en moyenne).

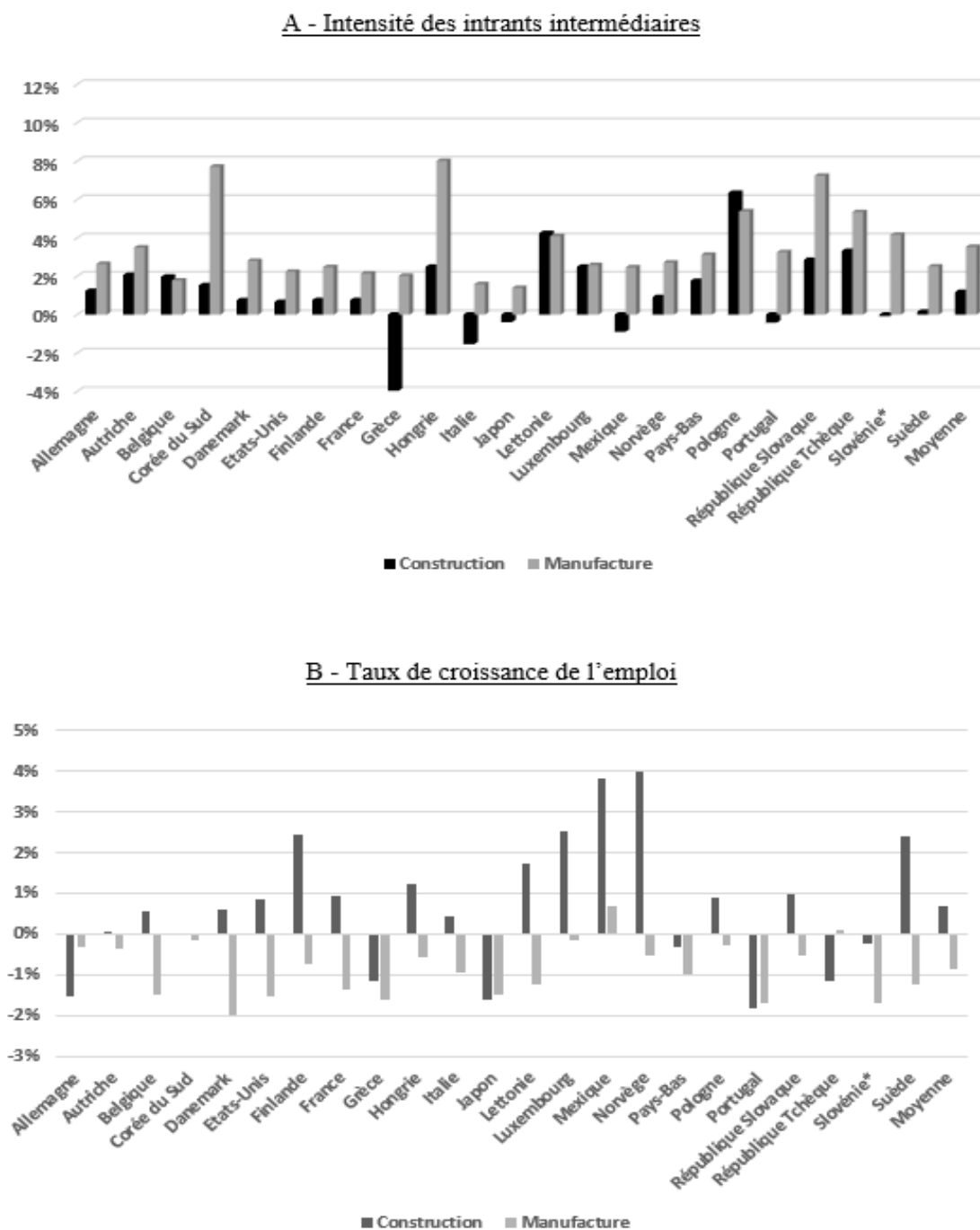
Le contexte du secteur de la construction nous appelle à la prudence en matière de recommandations. Il serait en effet abusif, voire risqué, de considérer qu'une simple réduction de la réglementation réglerait automatiquement le problème de performance économique du secteur. A cela, il y a deux raisons. Premièrement, bien que l'augmentation du nombre de procédures ait un effet négatif sur la productivité du secteur de la construction, ces procédures administratives font partie intégrante du secteur au sens où un grand nombre d'entre elles garantit la qualité, la durabilité et la sécurité des bâtiments. Deuxièmement, nous recommandons aux entreprises de mettre l'accent sur les formations liées aux réglementations, aux processus d'harmonisation des normes et des certifications afin que les salariés soient en conformité avec la réglementation, assurent les activités de construction en toute sécurité et répondent aux besoins du marché en terme de qualité.

Beaucoup reste à faire pour analyser plus en profondeur cette question. D'une part, notre étude ne prend pas en compte les indicateurs de réglementation liés à l'environnement. Il est possible que ceux-ci impactent positivement la performance du secteur de la construction confirmant ainsi l'hypothèse de Porter (1991) selon laquelle une réglementation environnementale stricte peut impacter positivement la productivité des firmes. D'autre part, bien que facilitant la comparaison internationale, les données sectorielles ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des entreprises. Il serait donc intéressant de refaire une telle étude au niveau des firmes.

## Annexes

### Annexe A : Intensité des intrants intermédiaires et dynamique du travail entre 1995 et 2015

Figure 7 – Intensité des intrants intermédiaires et dynamique de l’emploi



Source : Calculs de l’auteur à partir de l’OCDE, STAN database 2016 ed.

## Annexe B : Impact des réglementations sur les intensités de facteurs

Table 6 – Impact du nombre de procédures sur la productivité du travail

Variable dépendante : $\ln(VA/L)$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.57** (0.22)	-0.44** (0.19)	-0.22 (0.16)	-0.04 (0.03)
$\ln(VA/L)_{manuf}$		0.32** (0.12)		
$\ln(VA/L)_{cons}$				0.29*** (0.08)
<i>Freedom to Trade Internationally</i>		0.16** (0.07)		0.06 (0.07)
N	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.28	0.40	0.52	0.58

Note :  $\ln(VA/L)$  est la productivité apparente du travail; les indices *cons* et *manuf* renvoient, respectivement, à la construction et à l'industrie manufacturière.

Table 7 – Impact du nombre de procédures sur l'intensité capitalistique

Variable dépendante : $\ln(K/L)$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.61* (0.31)	-0.58* (0.31)	-0.03 (0.25)	0.20 (0.21)
$\ln(K/L)_{manuf}$		0.95*** (0.17)		
$\ln(K/L)_{cons}$				0.35*** (0.07)
<i>Freedom to Trade Internationally</i>		-0.003 (0.05)		0.05 (0.04)
N	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.50	0.67	0.74	0.83

Note :  $\ln(K/L)$  est l'intensité capitalistique.

Table 8 – Impact du nombre de procédures sur l'intensité des intrants intermédiaires

Variable dépendante : $\ln(II/L)$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.47 (0.43)	-0.42 (0.44)	-0.10 (0.18)	0.04 (0.17)
$\ln(II/L)_{manuf}$		0.004 (0.25)		
$\ln(II/L)_{cons}$				0.001 (0.08)
<i>Freedom to Trade Internationally</i>		0.13 (0.10)		0.16** (0.06)
N	200	200	200	200
R <sup>2</sup>	0.21	0.23	0.57	0.61

Note :  $\ln(II/L)$  est l'intensité des intrants intermédiaires.

**Annexe C : Impact des réglementations alternatives sur la productivité globale des facteurs du secteur de la construction**

Table 9 – Effet des réglementations alternatives sur la PGF de la construction

Variable dépendante : $\ln(PGF)_{cons}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Nombre de procédures (log)</i>	-0.08* (0.04)	-0.10** (0.04)	-0.08 (0.05)	-0.10** (0.04)	-0.15*** (0.05)
<i>Durée des procédures (log)</i>	-0.01 (0.02)	-0.008 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.009 (0.02)	-0.005 (0.02)
<i>Coût des procédures (log)</i>	0.001 (0.006)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.003 (0.005)
<i>Taille de l'État</i>	0.02** (0.008)				
<i>Systèmes légaux</i>		-0.005 (0.01)			
<i>Maîtrise de l'inflation</i>			0.02* (0.01)		
<i>Régulation</i>				-0.002 (0.008)	
<i>ETCR</i>					0.02** (0.01)
N	200	200	200	200	190
R <sup>2</sup>	0.25	0.23	0.24	0.23	0.25

# Chapitre 3

## Les déterminants de la productivité dans le secteur de la construction : Cas des entreprises françaises

### Sommaire

---

<b>3.1</b>	<b>Introduction</b>	<b>86</b>
<b>3.2</b>	<b>Revue de la littérature et hypothèses</b>	<b>88</b>
3.2.1	Taille de la firme et productivité	88
3.2.2	Âge de la firme et productivité	89
3.2.3	Innovation et productivité	91
3.2.4	Capital humain et productivité	92
<b>3.3</b>	<b>Analyse empirique</b>	<b>93</b>
3.3.1	Données	93
3.3.2	Estimation de la productivité globale des facteurs	97
3.3.3	Stratégie d'identification	99
<b>3.4</b>	<b>Résultats d'estimation</b>	<b>100</b>
3.4.1	Calibration et estimation des élasticités	100
3.4.2	Résultats empiriques	105
3.4.3	Estimation par maximum de vraisemblance d'un modèle à effets aléatoires	109
<b>3.5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>113</b>

---



### 3.1 Introduction

La productivité au sens large (uni-factorielle ou multifactorielle) est l'un des indicateurs économiques les plus utilisés pour mesurer la performance économique d'un pays ou d'une entreprise. Elle évalue l'efficacité avec laquelle les ressources sont transformées en produits et services, et permet de suivre l'évolution d'une nation et/ou d'une entreprise et de savoir où elle se situe par rapport aux années précédentes. La productivité reflète donc la santé financière de l'entité concernée.

Historiquement, les gains de productivité les plus forts ont coïncidé avec les périodes de très forte croissance économique. Selon Paul Krugman<sup>1</sup>, prix Nobel d'économie, « La productivité n'est pas tout, mais à long terme, elle est presque tout. La capacité d'un pays à améliorer son niveau de vie au fil du temps dépend presque entièrement de sa capacité à augmenter sa production par travailleur. ».

En outre, une performance améliorée de la productivité permet à une entreprise de diminuer ses coûts de production, de vendre davantage ses produits à meilleur prix et d'accroître relativement sa capacité concurrentielle. En effet, les gains de productivité se traduisent par :

- des augmentations plus rapides des salaires réels pour les travailleurs, ce qui peut entraîner une hausse de leur pouvoir d'achat ;
- des baisses de prix relatifs pour les consommateurs, ce qui peut conduire aussi à une amélioration du pouvoir d'achat ;
- une hausse des profits pour les entreprises, ce qui peut favoriser l'investissement ;
- un accroissement des recettes fiscales pour les gouvernements, ce qui peut favoriser les dépenses publiques et donc l'investissement et le bien-être de la population

Certaines études au niveau des données d'entreprises étendent le rôle de la productivité. C'est le cas notamment de l'étude effectuée par Esteve-Pérez et al. (2018) qui montre que la productivité est source de rentabilité et de survie des entreprises. En mobilisant un échantillon de 4546 firmes provenant de l'industrie manufacturière espagnole entre 1993 et 2009, les auteurs montrent que les entreprises les plus productives présentent un risque de sortie nettement inférieur à celui de leurs homologues moins productives.

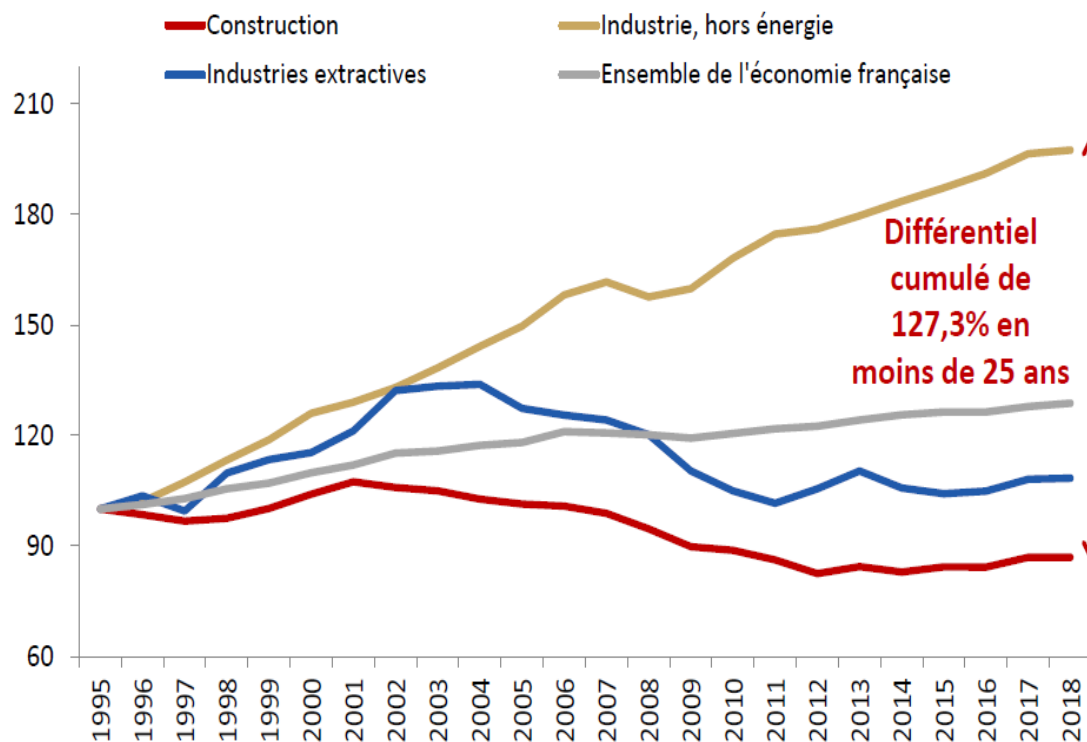
La productivité joue donc un rôle clé pour comprendre la façon dont les actions humaines (à l'échelon micro-économique et/ou macro-économique) contribuent au progrès, au développement et à la croissance économique.

Cependant, dès le début des années 2000, c'est-à-dire bien avant la crise économique de 2008, la productivité apparente du travail a connu un ralentissement dans plusieurs pays développés dont la France (Bergeaud et al. (2016, 2017); Cette et al. (2016, 2017)). Le constat est particulièrement inquiétant dans le secteur français de la construction comme le montre la figure 1.

---

<sup>1</sup>Krugman P (1994) The age of diminishing expectations: US economic policy in the 1990s, p 11.

Figure 1 – Évolution de la productivité apparente du travail en France



Valeur ajoutée brute par heure travaillée (à prix constants) par secteur en France  
Unité : indice base 100 en 1995 (période 1995-2018) / Source : Xerfi d'après OCDE Stat

La faible productivité du secteur de la construction en France contraste avec sa contribution à la valeur ajoutée. Il représentait en effet 148 milliards d'euros hors taxes en 2019 (Fédération française du bâtiment), soit plus de 12% de la valeur ajoutée brute totale du pays entre 2005 et 2019 (Eurostat, Mars 2021).

Bien qu'il existe de nombreuses études portant sur les déterminants de la productivité au niveau des firmes<sup>2</sup>, peu d'entre elles s'intéressent spécifiquement à la construction française. En analysant les effets de la crise économique de 2008 sur la productivité globale des facteurs (PGF), Guillou et Nesta (2015) montrent que certains facteurs, notamment la taille de la firme et le taux d'investissement, sont positivement et statistiquement corrélés à la PGF des entreprises françaises en général et celles de la construction française en particulier. Néanmoins, il ne s'agit pas d'une étude consacrée spécifiquement aux déterminants de la productivité dans le secteur de la construction en France.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser les facteurs explicatifs de la productivité (productivité apparente du travail et PGF) dans le secteur de la construction en France métropolitaine entre 2009 et 2018. Conformément à la littérature, nous utilisons quelques indicateurs clés tels que la taille de la firme, l'âge de la firme, les dépenses de R&D et le capital humain. A ces variables, nous ajoutons le ratio d'endettement, le taux de rotation des actifs et les liaisons financières entre firmes visant à identifier les groupes de sociétés opérant en France et à déterminer leur

<sup>2</sup>Dvoutěy et Blažková (2021) ; Martins et Oliveira (2008) ; Bigsten et Gebreeyesus (2007) ; Pakes et Griliches (2007) ; Clark et Griliches (2007).

contour.

Nous avons estimé une fonction de production de type Cobb-Douglas en utilisant la méthode Akerberg et al. (2015) et nous utilisons un modèle à effets aléatoires comme stratégie d'identification. Nos résultats montrent une relation statistiquement significative en forme de U inversé entre l'âge de l'entreprise et le niveau de la productivité apparente du travail, alors que la relation est linéairement décroissante avec le niveau de la PGF. Les dépenses de R&D approximées par les immobilisations incorporelles, la proportion des cartes et le taux de rotation des actifs des entreprises impactent significativement et positivement la productivité (productivité du travail et PGF). L'effet des entreprises sous le contrôle minoritaire et/ou majoritaire d'une tête de groupe est mitigé. Il est négatif et significatif sur l'ensemble de l'échantillon et est positif et significatif sur les entreprises de moyenne ou grande taille. Par contre, le taux d'endettement a un impact négatif et significatif sur le niveau de productivité.

La suite du chapitre s'organise de la façon suivante. La section 2 présente les études antérieures qui analysent le lien entre quelques indicateurs et la productivité. Dans la section 3, nous présentons les données et la stratégie d'identification. La section 4 montre les différents résultats d'estimation incluant l'analyse de robustesse. La section 5 apporte des éléments de conclusion.

## 3.2 Revue de la littérature et hypothèses

Cette section présente les différents déterminants de la productivité des entreprises identifiés à partir d'une revue de la littérature.

### 3.2.1 Taille de la firme et productivité

La relation entre la taille de l'entreprise et la productivité remonte aux travaux de Schumpeter (1942) qui considère :

- i) qu'il existe une relation positive entre l'innovation et le pouvoir de monopole ;
- ii) que les grandes entreprises sont plus innovantes, et par ricochet, plus productives que les petites entreprises.

Plusieurs études empiriques (Van Ark et Monnikhof (1996) ; Baldwin et al. (2002a,b)) confirment la supériorité productive des grandes entreprises. Ainsi, Van Ark et Monnikhof (1996) montrent qu'en 1987, la production brute par employé dans les usines manufacturières américaines de 0 à 9 employés représentait 62% de celle de l'ensemble des unités de fabrication, tandis que la production brute par employé dans les usines de 500 employés ou plus représentait 126% de celle de l'ensemble des usines de fabrication. Les données relatives à l'industrie manufacturière canadienne suggèrent une relation similaire ou même plus forte qu'aux États-Unis.

En effet, Baldwin et al. (2002a,b) établissent des comparaisons entre les industries manufacturières canadiennes et américaines en utilisant la valeur ajoutée par employé comme mesure de la productivité. Au Canada, la productivité dans les usines de plus de 500 employés représentait 147% de la moyenne de l'industrie, tandis qu'elle représentait 67% dans les usines de moins de 100 employés. Aux États-Unis, les usines de plus de 500 employés ont des niveaux de productivité de 137%, contre 69% pour les entreprises de moins de 100 employés.

Certaines études s'intéressent spécifiquement à la relation entre la productivité globale des facteurs (PGF) et la taille des firmes. A partir de micro-données longitudinales des pays développés, Bartelsman et Doms (2000) montrent que les niveaux de productivité sont très dispersés et très persistants. La croissance de la productivité, en revanche, est moins dispersée et beaucoup plus instable. Les entreprises à forte productivité bénéficient de taux de croissance élevés de la production et la réaffectation des ressources entre les usines améliore fortement l'efficacité de l'économie globale.

A partir de données sur l'industrie manufacturière canadienne et américaine, Lee et Tang (2001) constatent que les entreprises de plus de 500 employés et celles de 100 à 500 employés sont respectivement 17% et 15% plus productives que les entreprises de moins de 100 employés au Canada. Le constat est presque le même au niveau des États-Unis (18% et 15% pour les entreprises de plus de 500 employés et de 100 à 500 employés respectivement).

Van Biesebroeck (2005) aborde le sujet en mobilisant neuf pays de l'Afrique sub-saharienne (Burundi, Cameroun, Cote d'Ivoire, Ethiopie, Ghana, Kenya, Tanzanie, Zambie et Zimbabwe). L'auteur révèle que les entreprises employant 100 travailleurs ou plus sont plus productives, ce qui est conforme aux résultats des pays développés. Cependant, les grandes entreprises connaissent également une croissance plus rapide et améliorent leur productivité plus rapidement, en fonction d'autres covariables ou des performances antérieures. En définitive, les grandes entreprises restent grandes, et les entreprises les plus productives restent au sommet de la distribution. Au contraire, les petites entreprises et moins productives ont beaucoup de mal à progresser dans la distribution de la taille ou de la productivité.

Toutefois, d'autres études (Dhawan (2001) aux États-Unis ; Nieto et Santamaría (2010) en Espagne) trouvent une corrélation négative entre la taille de la firme et la productivité. Dhawan (2001) suppose que les petites firmes atteignent une productivité plus élevée en raison de leur structure organisationnelle plus légère, ce qui leur permet d'agir rapidement dans des conditions de marché changeantes et d'exploiter les opportunités de marché émergentes.

Sur la base de ce premier facteur de productivité, nous formulons l'hypothèse suivante :

**Hypothèse 1 :** *La taille de l'entreprise exerce une relation positive sur la productivité.*

### 3.2.2 Âge de la firme et productivité

La littérature a également accordé une importante attention à l'âge de l'entreprise comme déterminant de la productivité. Généralement, l'âge joue un effet positif et le niveau de productivité des jeunes entreprises est inférieur au niveau moyen. En revanche, le taux de croissance de leur productivité est supérieur à la moyenne, ce qui va dans le sens d'un effet positif de l'expérience.

Jensen et al. (2001) analysent les niveaux de la PGF de différentes cohortes d'âge au sein de l'industrie manufacturière américaine de 1963 à 1992. Ils constatent que les nouveaux arrivants présentent des niveaux de productivité plus élevés que les anciens. Ils observent également une augmentation des niveaux de productivité au fil du temps. Dans l'ensemble, cela conduit à une convergence des niveaux de productivité entre les différentes cohortes d'âge et, plus particulièrement, au bout de cinq à dix ans pour les cohortes entrantes.

En utilisant un modèle semi-paramétrique, Huergo et Jaumandreu (2004) étudient l'impact de l'âge des entreprises et des innovations sur la croissance de la PGF. L'étude repose sur un échantillon de 2 300 entreprises opérant dans l'industrie manufacturière en Espagne entre 1990 et 1998. Leurs résultats montrent que les entreprises qui viennent d'entrer sur le marché ont

des taux de croissance de la productivité élevés au début, puis la croissance diminue progressivement pour se stabiliser à un certain niveau qui diffère selon les secteurs.

Brouwer et al. (2005) étudient le lien entre l'âge de la firme et la productivité (productivité apparente du travail et PGF) de 6 300 entreprises manufacturières néerlandaises entre 1994 et 1999. Ils montrent que les jeunes entreprises ont de faibles niveaux de productivité. Cependant, pour survivre et rattraper les entreprises établies sur le marché, elles doivent s'efforcer d'accroître leur performance, principalement par le biais de processus d'apprentissage et d'effets de sélection. Les auteurs argumentent que les entreprises qui survivent sur une longue période doivent être productives au risque de se voir éjecter du marché.

Dans l'optique d'analyser la relation entre la productivité du travail et l'âge de l'entreprise, Coad et al. (2013) s'intéressent aux entreprises manufacturières espagnoles de 3 employés ou plus entre 1998 et 2006 qui composent un échantillon de 62 259 firmes. Il ressort de leur étude que les entreprises s'améliorent avec l'âge, car les entreprises vieillissantes ont des niveaux de productivité en constante augmentation, des bénéfices plus élevés, une plus grande taille, des ratios d'endettement plus faibles et des ratios de capitaux propres plus élevés que les jeunes. En outre, les entreprises plus âgées sont mieux à même de convertir la croissance des ventes en bénéfices ultérieurs et en croissance. Cependant, les auteurs montrent également que la performance des entreprises se détériore avec l'âge. Autrement dit, les entreprises les plus âgées ont des taux de croissance de la productivité plus faibles et semblent également moins capables de convertir la croissance de l'emploi en croissance des ventes, des bénéfices et de la productivité.

Alon et al. (2018) utilisent des données d'enquête du Bureau du recensement des États-Unis qui englobent l'ensemble du secteur des entreprises non agricoles. Sur la période 1996-2012, les auteurs montrent que la relation entre l'âge de l'entreprise et la croissance de la productivité est décroissante et convexe. Les amplitudes sont importantes mais s'estompent rapidement. La réaffectation entraîne principalement une croissance plus élevée de la productivité des jeunes entreprises. Leurs résultats suggèrent un effet cumulatif de 3,1% sur la productivité globale.

Des relations non linéaires ont également été constatées par certains auteurs qui ont examiné la question. Nous avons vu précédemment que l'âge est généralement corrélé positivement au niveau de la productivité. Pourtant, des analyses sur les entreprises australiennes (Palangkaraya et al., 2009), espagnoles (Coad et al., 2013) et croates (Pervan et al., 2017) révèlent un degré élevé d'inertie en termes de productivité : les entreprises plus anciennes sont en moyenne moins productives, car les avantages de leurs connaissances cumulées sur tous les aspects cruciaux de l'entreprise sont dépassés par leur inertie, leur inflexibilité et leur rigidification dues aux règles, aux routines et à la structure organisationnelle acquises.

Conformément à cette littérature, nous pouvons supposer :

**Hypothèse 2 :** *Les entreprises plus âgées présentent un niveau de productivité plus élevé que les autres.*

### 3.2.3 Innovation et productivité

La relation entre l'activité d'innovation des entreprises et leur productivité a été largement traitée par la littérature<sup>3</sup> L'idée générale sous-jacente est l'existence d'un effet positif du processus d'innovation sur la productivité, car les nouveaux processus sont souvent introduits afin de réduire les coûts de production en économisant les intrants les plus coûteux.

Outre les effets directs sur la productivité, les innovations peuvent également avoir des effets indirects, comme lorsqu'une amélioration initiale de la productivité entraîne une réduction de prix qui, si la demande est suffisamment sensible au prix, conduit à une augmentation plus que proportionnelle des ventes, ce qui peut créer des améliorations supplémentaires de la productivité en présence de rendements d'échelle.

Parmi les études empiriques qui se sont penchées sur ce sujet, l'article de Crépon et al. (1998) est incontournable. En utilisant un modèle structurel, les auteurs mobilisent 4 164 entreprises françaises actives entre 1986 et 1990. Les résultats montrent que l'innovation (part des ventes innovantes) a un effet positif et significatif sur la productivité (valeur ajoutée par travailleur).

Dans le même ordre d'idée, Janz et al. (2003) utilisent le revenu des ventes de produits innovants par employé pour mesurer l'impact de l'innovation sur le chiffre d'affaires par salarié. De 1998 à 2000, les auteurs analysent 352 firmes allemandes et 206 firmes suédoises dans l'industrie manufacturière. Ils montrent un lien positif et statistiquement significatif entre l'innovation et la productivité du travail dans les deux pays.

A partir d'un panel de 2 300 firmes espagnoles observées sur une période de 9 ans (1990-1998), Huergo et Jaumandreu (2004) montrent que le processus d'innovation a également un effet positif et significatif sur le taux de croissance de la PGF. Toutefois, l'effet positif décline ensuite et devient négatif après 3 ans sans nouvelle innovation.

Griffith et al. (2006) analysent la relation entre innovation (innovation de produit et de procédé) et la productivité du travail dans 4 pays européens (France (3 625 firmes), Allemagne (1 123 firmes), Espagne (3 588 firmes) et Royaume-Uni (1 904 firmes)) entre 1998 et 2000. A l'exception de l'Allemagne, les auteurs prouvent que l'innovation de produit a un effet positif et significatif sur la productivité. Par contre, l'innovation de procédé n'a d'effet significatif qu'en France et cet effet est faible.

Toujours au niveau des firmes françaises, Mairesse et Robin (2009) mobilisent trois types d'échantillons (3 524 firmes manufacturières de 1998 à 2000, 4 955 firmes manufacturières de 2002 à 2004 et 3 599 firmes du secteur des services de 2002 à 2004) pour étudier l'effet des innovations de produit et de procédé sur la valeur ajoutée par travailleur. A l'aide d'un modèle de maximum de vraisemblance, les auteurs montrent un effet positif et significatif de l'innovation de produit sur la productivité du travail quel que soit le type d'échantillon. Par contre, l'innovation de procédé a un faible effet négatif et significatif uniquement au niveau des firmes manufacturières entre 2002 et 2004.

Coad et al. (2016) analysent l'effet des obstacles à l'innovation liés au financement, aux connaissances, à la demande, à la structure du marché et à la réglementation sur les performances économiques des entreprises. Les auteurs utilisent à la fois des techniques de régression quantile et des estimateurs d'appariement sur un panel du Community Innovation Survey

---

<sup>3</sup>Griliches et Mairesse (1995) ; Crépon et al. (1998) ; Griliches (1998) ; Mairesse et al. (2005) ; Griffith et al. (2006) ; Duguet (2006) ; Hall et al. (2009) ; Mairesse et Robin (2009) ; Hall (2011) ; Mohnen et Hall (2013) ; Mohnen (2019).

britannique de 2002 à 2010 fusionné avec une base de données sur la structure des entreprises. Leurs résultats montrent que le manque de personnel qualifié entrave surtout les entreprises à forte productivité.

A partir de ces travaux, nous retenons l'hypothèse suivante :

**Hypothèse 3** : *Les entreprises les plus engagées dans l'innovation sont plus productives que les autres.*

### 3.2.4 Capital humain et productivité

Plusieurs recherches se sont intéressées à la relation entre le capital humain et la productivité. Le terme "capital humain" trouve son origine dans les travaux de Schultz (1961) et Becker (1964) qui désignent par ce terme l'ensemble des aptitudes physiques comme intellectuelles, de la main-d'œuvre susceptibles d'exercer un effet favorable sur la production économique. Les modèles théoriques du capital humain montrent que la connaissance ainsi que les compétences augmentent directement la productivité et la capacité de l'économie à adopter de nouvelles technologies. Tout comme les dépenses de R&D, le capital humain peut être intégré directement dans la fonction de production (Mankiw et al. (1992)) ou utilisé comme déterminant de productivité (Lucas Jr (1988); Romer (1990)).

A partir des données de 98 pays disponibles de 1960 à 1985, Barro (1991) montre que le capital humain initial (représenté par les taux de scolarisation en 1960) est positivement corrélé au taux de croissance du PIB réel par habitant. Par ailleurs, les pays où le capital humain est plus élevé ont également des taux de fécondité plus faibles et des ratios d'investissement physique par rapport au PIB plus élevés.

Afin de vérifier la cohérence du modèle de croissance de Solow avec la variation internationale du niveau de vie, Mankiw et al. (1992) considèrent trois échantillons de pays de 1960 à 1985. Les auteurs utilisent le pourcentage de la population en âge de travailler qui fréquente l'école secondaire comme indicateur du taux d'accumulation du capital humain. Ils montrent que le capital humain influence de manière positive le niveau de vie. Ils en concluent que l'introduction du capital humain dans le modèle de Solow augmente sa performance.

Engelbrecht (1997) étend les études de Coe et Helpman (1995) en introduisant une variable de capital humain. Il constate que l'inclusion du capital humain, mesuré comme le nombre moyen d'années de scolarité de la population de plus de 25 ans réduit le coefficient de R&D national et étranger<sup>4</sup>. En outre, un effet étonnamment faible du capital humain sur la PGF est observé. Cependant, à partir d'une analyse complète des bases de données existantes sur le capital humain, De la Fuente et Doménech (2000) ont conclu que la mauvaise qualité des données expliquerait ce résultat contre-intuitif.

Les études précédentes qui examinent la relation entre le capital humain et la productivité se heurtent à une limite : le capital humain demande du temps et des moyens pour exercer son effet, ce qui complique la réalisation d'études empiriques. Crook et al. (2011) contournent ces difficultés en réalisant une méta-analyse de 66 études et examinent trois modérateurs suggérés par la théorie basée sur les ressources<sup>5</sup>. L'étude montrant que le capital humain est fortement lié à la performance, les auteurs suggèrent que les gestionnaires devraient investir dans des

---

<sup>4</sup>Les données utilisées sont celles de Barro et Lee (1993).

<sup>5</sup>Il s'agit de (a) les conceptions d'études transversales par rapport aux études longitudinales, (b) le capital humain spécifique à l'entreprise par rapport au capital humain général, et (c) les mesures de la performance opérationnelle par rapport à la performance globale de l'entreprise.

programmes qui augmentent et retiennent le capital humain spécifique à l'entreprise.

A partir de cette littérature, nous formulons notre dernière hypothèse :

**Hypothèse 4** : *Dans le secteur de la construction, l'intensité en capital humain améliore la performance de l'entreprise.*

### 3.3 Analyse empirique

#### 3.3.1 Données

Diverses sources de données ont été utilisées dans ce chapitre. Les données liées aux facteurs de production dans la construction française proviennent du fichier FARE. Il s'agit des données individuelles comptables qui unifient des enquêtes annuelles d'entreprise (EAE) au système unifié de statistique d'entreprise s'appuyant sur les déclarations fiscales (SUSE). Ces données ont l'avantage de faciliter l'analyse du système productif sous différents angles : production, facteurs de production, compte de résultat et bilan, performances économiques des entreprises, etc.

Nous mobilisons les données du secteur de la construction en France métropolitaine de 2009 à 2018. Pour atténuer le biais de sélection, nous travaillons sur un panel non cylindré<sup>6</sup> qui couvre un échantillon de 373 033 observations avec 62 252 unités légales. Comme il est d'usage, nous excluons toutes les unités légales qui ont zéro salarié, ce qui permet d'éviter la sur-représentation des auto-entrepreneurs dans un secteur déjà abondant en micro-entreprises. Ensuite, nous nous assurons qu'une unité légale est renseignée au moins sur 3 ans consécutifs.

Six échantillons sont constitués :

- secteur de la construction dans son ensemble (*Secteur F*),
- sous-secteur "Promotion immobilière" (*Secteur 4110*),
- sous-secteur "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" (*Secteur 4120*),
- génie civil (*Secteur 42*),
- travaux de construction spécialisés (*Secteur 43*) et
- construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels et travaux de construction spécialisés exceptés les travaux de démolition et les installations électriques (échantillon cible).

Nous utilisons la production brute totale comme "output" plutôt que la valeur ajoutée car le rôle des intrants intermédiaires est pleinement reconnu, ce qui n'est pas le cas lorsqu'on utilise la valeur ajoutée. Par ailleurs, la productivité multifactorielle (PMF) utilisant les inputs travail, capital et biens intermédiaires est l'outil le plus approprié pour mesurer le changement technologique par entreprise<sup>7</sup>. De plus, notre échantillon est relativement important. Cette précision permet de contourner les difficultés posées par l'utilisation de la PMF mobilisant les inputs travail, capital et biens intermédiaires. Le facteur travail est mesuré par le nombre

---

<sup>6</sup>Ackerberg et al. (2015).

<sup>7</sup>Schreyer et Pilat (2001).



### CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

de salariés en équivalent temps plein. Le stock de capital est approximé par les immobilisations corporelles brutes. Nous mesurons les intrants intermédiaires par la différence entre la production brute totale et la valeur ajoutée au coût des facteurs.

Les variables de production étant des valeurs nominales, nous les déflatons à l'aide d'indices de prix du secteur français de la construction obtenus à partir de la base de données STAN édition 2020 (prix constants 2015) pour obtenir des valeurs réelles. Ces déflateurs sont appliqués à la valeur ajoutée, la production, l'investissement, le capital et les intrants intermédiaires.

La variable relative à la taille de la firme peut être appréhendée selon la classification de l'INSEE. Cependant, appliquer une telle classification reposant sur le nombre de salariés, du chiffre d'affaires et du bilan réduit le nombre d'entreprises de moyenne ou grande taille dans un secteur composé majoritairement de micro-firmes. Par conséquent, nous adoptons la classification de l'OCDE<sup>8</sup> :

- Micro-entreprises (MICRO) si le nombre d'employés est strictement inférieur à 10 ;
- Petites entreprises (PE) si le nombre d'employés est compris entre 10 et 49 ;
- Moyennes entreprises (ME) si le nombre d'employés est compris entre 50 et 249 ;
- Grandes entreprises (GE) si le nombre d'employés est au moins égal à 250 employés.

Le tableau suivant montre la proportion de chaque taille au sein de notre échantillon :

Table 1 – Proportion par taille

Taille de l'entreprise	Observations	Proportion (%)
MICRO	265 898	71.28
PE	99 042	26.55
ME	7 546	2.02
GE	547	0.15

Source : Calculs de l'auteur à partir du Fichier FARE

Le tableau 1 montre que 71,28% de notre échantillon a moins de 10 employés et 26,55% sont de petites entreprises. Les entreprises de taille moyenne et les grandes entreprises sont très peu représentées (2,02% et 0,15% respectivement).

Puisque la taille sera incorporée dans l'estimation de la PGF, l'inclure comme facteur explicatif de cette même PGF entraînera de l'endogénéité. Ainsi, après estimation de la PGF, nous la représenterons graphiquement en fonction de la taille des entreprises. L'indicateur "Âge de la firme" est une variable continue qui est calculée en faisant la différence entre les années disponibles pour chaque firme et sa date de création. Suivant l'analyse de Crass et Peters (2014), nous approximons l'innovation par les immobilisations incorporelles<sup>9</sup>. Par convention, nous supposons ici que le fonds de commerce comptablement inclus dans les immobilisations

---

<sup>8</sup>Source : Statistiques structurelles d'entreprises CITI Rév. 4.

<sup>9</sup>L'utilisation du dispositif d'enquêtes sur l'innovation ou Community Innovation survey (CIS) comme mesure de l'innovation dans la construction est contraignante. En effet, les entreprises de la construction sont très peu représentées car l'enquête s'intéresse aux entreprises de plus de 10 salariés qui sont minoritaires dans ce secteur.

### CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

incorporelles est égal à zéro. Ce choix est légitime car la valeur d'une entreprise du secteur vaut plus par son équipement et son chiffre d'affaires que par sa notion liée au commerce.

Les catégories socioprofessionnelles provenant du panel DADS "Panel des Déclarations Annuelles de Données Sociales" au niveau des postes, nous permettent de calculer le stock de capital humain. Ensuite, pour chaque unité légale, nous calculons la proportion moyenne des différentes catégories socioprofessionnelles pour chaque année en suivant la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles des emplois salariés des employeurs privés et publics (PCS-ESE). La PCS-ESE sert aux employeurs des secteurs privés et publics pour codifier la profession de leurs salariés dans les enquêtes statistiques ou déclarations et formulaires administratifs. Au sein de cette nomenclature, nous nous intéressons aux catégories suivantes :

- cadres et professions intellectuelles supérieures (désignée par *cadre*),
- professions intermédiaires (désignée par *profinter*),
- employés (désignée par *employe*),
- ouvriers (cette profession est notre variable de référence et est désignée par *ouvrier*)

Les PCS-ESE disponibles dans l'échantillon sont réparties comme suit:

Table 2 – Proportion des catégories socioprofessionnelles

PCS-ESE	Observations	Proportion (%)
Cadres	10 438	2.80
Professions intermédiaires	26 749	7.17
Employés	31 951	8.57
Ouvriers	303 894	81.47

Source : Calculs de l'auteur à partir de DADS

Sans surprise, les ouvriers dominent dans le secteur de la construction française (plus de 80%) alors que la proportion de cadres y est très faible. Le ratio d'endettement est calculé en faisant le rapport des dettes de l'entreprise à son passif total. Le but est de mesurer la solvabilité de l'entreprise et d'analyser son effet sur la PGF.

Le taux de rotation des actifs est obtenu en divisant le total des ventes (biens et services) par l'actif total. Ce taux permet d'analyser la part des revenus tirés de chaque euro investi dans l'actif total. Nous contrôlons notre modèle par le degré de dépendance d'une entreprise vis-à-vis d'une autre car ce dernier peut influencer sa performance économique. En effet, les performances des entreprises diffèrent selon qu'elles sont totalement indépendantes ou sous le contrôle (minoritaire ou majoritaire) d'une tête de groupe.

La base LIFI (Liaisons financières entre sociétés) nous permet de repérer trois catégories d'entreprises : indépendantes (*independant*), sous contrôle (minoritaire ou majoritaire) d'une tête de groupe (*controle*) et les têtes de groupe (*tg*). Pour chaque catégorie, la variable vaut 1 si la proposition est vérifiée et 0 sinon. Les entreprises indépendantes serviront de référence conformément à leur forte proportion :

## CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

Table 3 – Proportion par statut de liaison financière

Statut de liaison	Observations	Proportion (%)
Tête de groupe	9 027	2.42
Entreprise sous contrôle	77 074	20.66
Entreprises indépendantes	286 932	76.92

Source : Calculs de l'auteur à partir de l'enquête LIFI

Le tableau 3 rend compte de la domination des entreprises indépendantes au sein de la construction française entre 2009 et 2018. Les entreprises contrôlées par une tête de groupe représentent 20,66% de notre échantillon.

Le tableau 4 présente les statistiques descriptives des variables utilisées pour l'ensemble du secteur. Il montre que le nombre moyen d'employés dans l'échantillon est très faible (l'emploi moyen s'élève à 10,615 employés<sup>10</sup>). Nous pouvons également remarquer que le secteur de la construction en France métropolitaine est assez hétérogène. Le minimum et maximum de chaque variable sont très éloignés et l'écart-type est souvent supérieur à la moyenne.

Table 4 – Statistiques descriptives

Variables	N	Mean	Sd	Min	Max
Production réelle par tête (€×1,000)	373 033	1.713	1.738	0.011	128.33
Production réelle par tête (en log)	373 033	0.362	0.544	-4.519	4.855
Valeur ajoutée réelle par tête (€×1,000)	373 033	0.646	0.428	0.0003	37.233
Valeur ajoutée réelle par tête (en log)	373 033	-0.551	0.472	-8.248	3.617
Emploi	373 033	10.615	33.455	1	4 635
Emploi (en log)	373 033	1.701	1.061	0	8.441
Investissements réels par tête (€×1,000)	373 033	0.060	0.247	7.10e-06	67.233
Investissements réels par tête (en log)	373 033	-3.898	1.517	-11.856	4.208
Intensité capitaliste (€×1,000)	373 033	0.405	1.425	0.0001	266.897
Intensité capitaliste (en log)	373 033	-1.499	1.060	-8.807	5.587
Biens intermédiaires réels par tête (€×1,000)	373 033	0.011	0.015	0.00006	1.191
Biens intermédiaires réels par tête (en log)	373 033	-4.826	0.705	-9.686	0.175
Immobilisations incorporelles par tête (€×1,000)	373 033	3.954	118.291	0	54 592.84
Immobilisations incorporelles par tête (en log)	257 365	0.207	1.815	-8.006	10.908

Source : Fichier FARE

<sup>10</sup>Selon l'INSEE, plus de 54% des entreprises ont moins de 20 salariés.

Le tableau suivant résume les variables explicatives utilisées et leur source.

Table 5 – Récapitulatif des indicateurs utilisées

Variable	Proxy	Source
Âge de l'entreprise	Différence entre années et dates de création	Fichier FARE
Innovation	Immobilisations incorporelles	Fichier FARE
Capital humain	Catégories Socioprofessionnelles	DADS
Ratio d'endettement	Rapport de la dette au passif	Fichier FARE
Taux de rotation des actifs	Rapport des ventes à l'actif	Fichier FARE
Statut de l'entreprise	Indépendantes, Contrôlées et Tête de groupe	Enquête LIFI

### 3.3.2 Estimation de la productivité globale des facteurs

Nous supposons une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Où  $i$  est la firme concernée et  $t$  l'indice temporel;  $\beta_0$  mesure le niveau d'efficacité moyen entre les firmes;  $\omega_{it}$  représente le choc de productivité observable et  $\epsilon_{it}$  (le terme d'erreur) n'est pas observable.

$y_{it} = \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)$  = logarithme de la production brute par tête;  $k_{it} = \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)$  = logarithme du capital réel par tête;  $m_{it} = \ln\left(\frac{M_{it}}{L_{it}}\right)$  = logarithme des intrants intermédiaires par tête;  $\gamma = (\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$  = effet d'échelle.

La PGF est estimée comme suit :

$$\widehat{pgf}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\gamma} l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} \quad (2)$$

Il existe plusieurs méthodes pour calculer la PGF. Elles vont des méthodes paramétriques (par exemple, effets fixes ; variables instrumentales ; méthode généralisée des moments de Blundell et Bond, 1999) aux méthodes semi-paramétriques ou stochastiques (par exemple, Olley et Pakes, 1996 ; Levinsohn et Petrin, 2003 ; Akerberg, Caves et Frazer, 2015) en passant par des méthodes non paramétriques (par exemple, calibration des élasticités ; Data Envelopment Analysis). Le choix de la méthode dépend de la question de recherche.

En supposant l'exogénéité stricte des régresseurs, la méthode par effets fixes fournit des coefficients non biaisés. Toutefois, en raison de cette hypothèse, l'estimateur fournit généralement un coefficient de capital très faible (Van Beveren, 2012 ; Kané, 2022). Contrairement à l'estimateur à effets fixes, l'estimateur des variables instrumentales ou la méthode de Blundell et Bond (1999) ne repose pas sur une exogénéité stricte. Néanmoins, cette méthode requiert un certain nombre de conditions, notamment sur la ou les variables utilisées comme instruments externes.

L'idée générale des méthodes Olley et Pakes (OP) et Levinsohn et Petrin (LP) est que, sous certaines hypothèses statistiques et théoriques, les décisions optimales en matière d'intrants peuvent être inversées pour permettre essentiellement à un économètre d'"observer" les chocs de productivité non observés. Alors que la méthode OP résout le biais de simultanéité entre les facteurs de production et les chocs de productivité non observés en utilisant les investissements comme proxy (hypothèse de monotonie stricte), la méthode LP utilise les intrants intermédiaires pour contrôler le choc de productivité non observé.

L'utilisation des intrants intermédiaires comme indicateur du choc de productivité non observé présente un certain nombre d'avantages. Premièrement, d'un point de vue théorique, il est plus facile de vérifier la condition de monotonie (c'est-à-dire que les intrants intermédiaires sont une fonction strictement croissante de la productivité non observée). Deuxièmement, dans la pratique, les données d'investissement peuvent être irrégulières. Par exemple, au niveau des données d'entreprise, nous constatons souvent un investissement nul. Ceci jette un doute sur la condition de monotonie. Troisièmement, un autre avantage important de l'utilisation de la méthode LP est lié à la critique de Griliches et Mairesse (1998). Dans la méthode LP, l'hypothèse sur les décisions d'investissement des entreprises exclut toute variable inobservable spécifique à l'entreprise (autre que le choc de productivité) affectant la demande d'investissement. Cela exclut, par exemple, les coûts d'ajustement du capital non observés qui varient d'une entreprise à l'autre, ainsi que les chocs non observés spécifiques à l'entreprise sur les prix de l'investissement. Enfin, l'utilisation des biens intermédiaires comme proxy de la productivité non observée est particulièrement importante pour le secteur de la construction, où les dépenses en location d'équipement et de machines sont très importantes.

De nouvelles techniques d'estimation de la fonction de production, encore plus robustes, sont apparues pour corriger les méthodes OP et LP. Il s'agit notamment des méthodes de Wooldridge (2009) et d'Akerberg, Caves et Frazer (2015). Wooldridge (2009) a proposé une approche alternative aux méthodes OP et LP en minimisant simultanément leurs conditions de moments de première et seconde étapes. En utilisant le modèle LP, Wooldridge a pu estimer tous les paramètres simultanément en utilisant les conditions de moment. Cette méthode a l'avantage de traiter le problème de la dépendance fonctionnelle (problème d'identification du facteur travail) et de fournir des calculs d'erreur standard plus simples. Toutefois, cette méthode demande plus de temps en pratique et est probablement plus sujette aux erreurs que l'approche en deux étapes.

Akerberg, Caves et Frazer (2015) soutiennent que même si les hypothèses de monotonie sont valides, les méthodes OP et LP présentent un problème de dépendance fonctionnelle dans la première étape. Plus précisément, les auteurs soutiennent que les procédures OP et LP identifient correctement le coefficient du travail uniquement sous trois conditions spécifiques :

1. erreur d'optimisation i.i.d. dans le travail (pas dans les intrants intermédiaires ou dans l'investissement) ;
2. des chocs i.i.d. sur le prix du travail ou de la production après le choix des intrants intermédiaires (ou de l'investissement) mais avant le choix du facteur travail ;
3. dans le contexte de l'OP, le travail est non-dynamique et choisi à  $t - b$  en fonction de  $\omega_{it-b}$  tandis que l'investissement est choisi à la date  $t$ .

De plus, dans la pratique, la dépendance fonctionnelle n'est pas prise en compte. Pour surmonter ce problème, les auteurs considèrent le facteur travail comme un argument de la fonction de productivité non observée. Plus précisément, le modèle permet l'existence de chocs exogènes, corrélés, non observés et spécifiques à l'entreprise sur le prix du travail, ou de coûts d'ajustement non observés et spécifiques à l'entreprise sur le facteur travail. Il permet également au facteur travail d'avoir des effets dynamiques (par exemple, des coûts d'embauche ou de licenciement) de manière plus générale. Une fois ces critiques prises en compte, les auteurs partent du même point de vue que celui de la méthode LP en considérant le même proxy mais en incluant le facteur travail :  $m_{it} = f_t(k_{it}, l_{it}, \omega_{it})$ . Une interprétation de cette hypothèse est

que la fonction de production est de type Leontief dans les intrants intermédiaires, c'est-à-dire que les intrants intermédiaires sont proportionnels à la production (voir par exemple Gandhi, Navarro et Rivers, 2011). Étant donné l'hypothèse de monotonie stricte, nous pouvons inverser la demande d'intrants intermédiaires, si bien que l'on obtient :  $\omega_{it} = f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ .

L'équation (1) dévient :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \epsilon_{it} = \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

où  $\Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \gamma l_{it} + \beta_m m_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$

En utilisant la condition de moments du premier ordre, nous obtenons :

$$E[\epsilon_{it}|I_{it}] = E[y_{it} - \Phi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it})|I_{it}] = 0 \quad (4)$$

où  $I_{it}$  représente un ensemble d'informations. Nous notons que contrairement aux méthodes OP et LP, aucun coefficient n'est identifié dans la première étape. Tous les coefficients sont estimés dans la seconde étape en utilisant la condition de moment suivante :

$$E[\xi_{it} + \epsilon_{it}|I_{it-1}] = E[y_{it} - \beta_0 - \gamma l_{it} - \beta_k k_{it} - \beta_m m_{it} - g(\Phi_{t-1}(k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \gamma l_{it-1} - \beta_m m_{it-1})|I_{it-1}] = 0 \quad (5)$$

où  $\Phi_{t-1}$  est remplacé par son estimation de la première étape. Les coefficients  $\gamma, \beta_k, \beta_m$  sont estimés par un processus de Markov de premier ordre.

Suivant cette littérature, le modèle ACF serait plus adapté aux caractéristiques du secteur de la construction. En effet, tout en corrigeant les méthodes OP et LP, cette méthode met l'accent sur l'importance des intrants intermédiaires qui, nous l'avons montré, sont cruciaux pour le secteur. De plus, contrairement à la méthode de Wooldridge (2009), la méthode ACF est moins sujette aux erreurs de mesure. Ainsi, pour obtenir les différentes élasticités, nous estimons l'équation (1) via la méthode ACF en incluant des effets fixes départementaux, sous-secteurs (code NAF du secteur) et années. S'il existe des méthodes non-paramétriques qui ont l'avantage de ne pas imposer de forme fonctionnelle à la fonction de production, elles reposent sur des hypothèses fortes qui sont inappropriées à la construction (l'hypothèse d'un marché parfait pour la calibration des élasticités et un modèle déterministe pour la méthode DEA). Par la suite, nous comparerons nos résultats d'estimation avec ceux obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires et par la calibration des élasticités qui est effectuée de la manière suivante :

- $\beta_l = \text{Masse salariale} / (\text{Masse salariale} + \text{Investissements corporels} + \text{Intrants intermédiaires en valeur nominale})$
- $\beta_k = \text{Investissements corporels} / (\text{Masse salariale} + \text{Investissements corporels} + \text{Intrants intermédiaires en valeur nominale})$
- $\beta_m = \text{Intrants intermédiaires en valeur nominale} / (\text{Masse salariale} + \text{Investissements corporels} + \text{Intrants intermédiaires en valeur nominale})$

### 3.3.3 Stratégie d'identification

Nous analysons l'effet des déterminants de productivité dans le secteur de la construction français via l'estimateur des moindres carrés généralisés à effets aléatoires. Ce choix s'appuie

sur des arguments avancés dans la littérature. Selon Baltagi (2008), le modèle à effets aléatoires est une spécification appropriée lorsque l'on tire  $N$  individus au hasard dans une grande population. Dans ce cas, un modèle à effets fixes va entraîner une importante perte de degrés de liberté. Pour l'auteur, il est préférable d'utiliser le modèle à effets aléatoires lorsque la période d'étude est relativement courte et comporte un grand nombre d'individus. Nous sommes justement dans une telle configuration avec 62 252 unités légales sur une période de 10 ans.

Notons également que, selon Nerlove et Balestra (1996), la population consiste en une infinité de décisions que chaque individu peut prendre. Ce point de vue est cohérent avec les effets aléatoires. Par ailleurs, tandis que Mundlak (1978) affirme que l'estimateur à effets aléatoires suppose une exogénéité stricte de toutes les variables explicatives avec les effets aléatoires, Hausman et Taylor (1981) montrent que les régresseurs peuvent être corrélés avec les effets individuels et affirment que le modèle à effets aléatoires a l'avantage de généraliser les inférences au-delà de l'échantillon utilisé.

Cette recommandation est confortée par Bell et Jones (2015). Pour ces auteurs, l'estimateur à effets aléatoires est presque toujours préférable. Ils montrent en effet que la principale critique faite au modèle, à savoir la corrélation entre les covariables et le résidu, est facilement résolue lorsque l'on utilise la formulation within-between, appelée modèle hybride. Pour les auteurs, l'effet de contexte est crucial. Il faut donc le modéliser explicitement et ceci nécessite l'utilisation du modèle à effets aléatoires qui analyse et sépare explicitement les composantes internes et externes d'un effet. Le modèle évalue également comment ces effets varient dans le temps et l'espace plutôt que de supposer l'hétérogénéité connue dans le modèle à effets fixes. A ces arguments s'ajoute celui de Deaton (2010) pour qui l'hétérogénéité n'est pas un problème technique qui nécessite une solution économétrique, mais consiste plutôt à essayer de comprendre ce qui se passe.

Ces arguments nous conduisent donc à choisir l'estimateur à effets aléatoires. Cependant, dans une optique de comparaison, nous montrerons également les résultats obtenus par les MCO et par l'estimateur intra-individuel.

L'équation à estimer est donnée par la relation suivante :

$$\begin{aligned} \ln pgf_{it} = & \theta_0 + \theta_1 \ln old_{it} + \theta_2 rd_{it} + \theta_3 cadre_{it} + \theta_4 profinter_{it} \\ & + \theta_5 employe_{it} + \theta_6 tg_{it} + \theta_7 controle_{it} + \theta_8 debt_{it} \\ & + \theta_9 rotation_{it} + \delta_{area} + \delta_{sub-sector} + \delta_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

Où  $\ln pgf_{it}$  est le logarithme de la PGF dans la firme  $i$  au cours de la période  $t$ ;  $\ln old$  est l'âge de la firme (en logarithme);  $rd$  renvoie aux immobilisations incorporelles par salarié;  $cadre$  renvoie aux cadres;  $profinter$  renvoie aux professions intermédiaires;  $employe$  concerne les employés;  $tg$  équivaut aux têtes de groupe;  $controle$  concerne les entreprises sous contrôle (majoritaire ou minoritaire) d'une tête de groupe;  $debt$  est le ratio d'endettement;  $rotation$  est le taux de rotation des actifs;  $\delta_{area}$ ,  $\delta_{sub-sector}$ ,  $\delta_t$  sont respectivement les effets fixes géographiques (départements), sous-secteurs du secteur de la construction et temporels.

## 3.4 Résultats d'estimation

### 3.4.1 Calibration et estimation des élasticités

Le tableau 6 fournit les parts moyennes des facteurs de production de notre l'échantillon dans les dépenses totales (calibration des élasticités) :

Table 6 – Parts moyennes des facteurs de production dans les dépenses totales

Variables	Construction totale	Promotion immobilière	Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels	Génie civil	Travaux de construction spécialisés	Échantillon cible
$\beta_l$	0.29	0.23	0.25	0.24	0.29	0.28
$\beta_k$	0.04	0.06	0.03	0.04	0.04	0.04
$\beta_m$	0.67	0.71	0.72	0.72	0.67	0.68
N	373 033	2 444	20 513	9 418	340 658	204 322

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Note :  $\beta_l$ ,  $\beta_k$  et  $\beta_m$  correspondent respectivement à la part des dépenses salariales, des investissements et des intrants intermédiaires dans les dépenses totales; N est le nombre d'observations.

D'après les résultats du tableau 6, l'élasticité des intrants intermédiaires est toujours la plus élevée indépendamment du type d'échantillon. Cette élasticité est encore plus élevée dans la construction de bâtiments et dans le génie civil (72% dans chacun des deux sous-secteurs). Ce résultat montre toute l'importance des biens intermédiaires (énergie et matériaux par exemple) dans le processus de production.

L'élasticité du capital est très faible<sup>11</sup> dans chaque échantillon (4% dans plusieurs échantillons) surtout dans la "construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" où elle s'élève à 3%. La plus forte part des dépenses d'investissements se trouve au niveau de la promotion immobilière (6%). Le constat d'une faible dépense d'investissements dans la construction française a été déjà réalisé par Ferrand (2021) qui montre que, depuis le début des années 2000, le taux d'investissement du secteur est inférieur à 10% du PIB. Ce taux ne semble cependant pas exceptionnellement bas et se rapproche de celui des États-Unis ou de la zone euro (Ibid.).

Cependant, la part du travail dans les dépenses de production du secteur de la construction dans son ensemble est de 29% contre 23% dans le génie civil (la plus faible). Cette conclusion est en phase avec l'idée selon laquelle la construction dans son ensemble ainsi que tous ses sous-secteurs sont très intensifs en travail. Les différentes élasticités obtenues dans les "travaux de construction spécialisés" et au niveau de "l'échantillon cible" sont proches de celles obtenues sur l'ensemble du secteur. Cela s'explique par la place importante qu'occupent ces activités dans l'ensemble du secteur.

Afin de mettre en évidence l'influence des hypothèses qui sous-tendent cette méthode (marché parfait et rendements constants), les élasticités calibrées obtenues sont comparées à celles provenant de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et de la méthode Akerberg et al. (2015). Les tableaux 7 et 8 ci-après nous apportent plus de précision à ce sujet.

<sup>11</sup>Cette remarque a été déjà exprimée dans le premier chapitre à la fois au niveau des données sectorielles et d'entreprises.



Table 7 – Estimation de la fonction de production par les MCO

Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	Construction totale	Promotion immobilière	Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels	Génie civil	Travaux de construction spécialisés	Échantillon cible
$\gamma$	-0.0351*** (0.000276)	-0.0244*** (0.00677)	-0.0264*** (0.00104)	-0.0458*** (0.00159)	-0.0359*** (0.000290)	-0.0353*** (0.000374)
$\beta_k$	0.0492*** (0.000384)	0.0252*** (0.00432)	0.0393*** (0.00148)	0.0491*** (0.00228)	0.0509*** (0.000401)	0.0485*** (0.000516)
$\beta_m$	0.707*** (0.000756)	0.731*** (0.00595)	0.772*** (0.00183)	0.720*** (0.00459)	0.698*** (0.000824)	0.712*** (0.00101)
N	373 033	2 444	20 513	9 418	340 658	204 322
R <sup>2</sup>	0.910	0.916	0.956	0.926	0.901	0.913
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Note :  $\gamma$  = effet d'échelle =  $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\ln(Y/L)$ =logarithme de la production par travailleur;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur; N est le nombre d'observations; Area FE, Sub-sector FE et Year FE sont respectivement les effets fixes départementaux, sous-secteurs du secteur de la construction et temporels.

Table 8 – Estimation de la fonction de production par la méthode ACF

Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	Construction totale	Promotion immobilière	Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels	Génie civil	Travaux de construction spécialisés	Échantillon cible
$\gamma$	-0.0148*** (6.11e-08)	-0.00418*** (9.92e-08)	-0.00617*** (8.14e-08)	-0.0255*** (9.51e-08)	-0.0157*** (8.82e-08)	-0.0151*** (5.53e-08)
$\beta_k$	0.0695*** (8.31e-06)	0.0454*** (8.98e-06)	0.0595*** (9.90e-06)	0.0693*** (9.34e-08)	0.0712*** (8.58e-06)	0.0688*** (8.32e-06)
$\beta_m$	0.727*** (7.14e-08)	0.751*** (8.70e-08)	0.792*** (7.13e-08)	0.740*** (8.30e-08)	0.718*** (5.66e-08)	0.732*** (4.85e-08)
N	373 033	2 444	20 513	9 418	340 658	204 322
ID	62 252	430	3 689	1 367	56 995	34 448
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Note :  $\gamma$  = effet d'échelle =  $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\ln(Y/L)$ =logarithme de la production par travailleur;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur; N est le nombre d'observations; ID est le nombre d'unités légales; Area FE, Sub-sector FE et Year FE sont respectivement les effets fixes départementaux, sous-secteurs du secteur de la construction et temporels.

### CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

Les résultats obtenus par la méthode des MCO (tableau 7) montrent que les rendements d'échelle sont décroissants à la fois dans l'ensemble du secteur de la construction et quel que soit le sous-secteur considéré. Cette déséconomie d'échelle est beaucoup plus visible dans le génie civil (-0,0458) et plus faible au sein de la promotion immobilière (-0,0244) ainsi qu'au niveau de la construction de bâtiments (-0,0264). Ce résultat montre que la production varie de façon moins importante que la variation des facteurs de production utilisés. Ceci signifie que plus on produit et plus il est coûteux de produire une unité supplémentaire au sein de la construction française. Par ailleurs, comme souligné dans le chapitre 1, nous pouvons lier cette déséconomie d'échelle à la structure organisationnelle du marché de la construction.

En effet, en microéconomie, les déséconomies d'échelle sont les désavantages en termes de coûts que les entreprises accumulent en raison de l'augmentation de la taille ou de la production si bien que la production de biens et de services s'effectue à un coût unitaire plus élevé. Dès lors, les grandes entreprises, bien qu'elles soient peu nombreuses, s'imposent sur le marché français de la construction. Nous sommes donc dans un marché où peu d'entreprises (grandes ou moyennes) possèdent un certain pouvoir de marché et où un grand nombre de micro ou petites entreprises subissent le poids de ces géants : le marché de la construction française s'apparente à une situation d'oligopole avec une frange concurrentielle.

L'élasticité de l'intensité du capital est relativement faible. Le plus fort coefficient est observé au niveau des travaux de construction spécialisés (5,09%). Ces élasticités avoisinent 4%, à l'exception de la promotion immobilière (2,52%). Ces résultats ne sont pas très différents de ceux obtenus par calibration. L'élasticité des biens intermédiaires par employé représente la plus grande part (plus de 69% dans chaque cas). Le sous-secteur "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" présente la part la plus élevée (77,2%).

La méthode ACF (tableau 8) met en évidence les limites des MCO. Tout d'abord, les rendements d'échelle restent décroissants, mais dans une proportion moindre. La déséconomie d'échelle reste toujours plus forte dans le génie civil, mais elle s'élève à présent à -2,55% contre -4,58% avec les MCO. Les sous-secteurs "promotion immobilière" et "construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" disposent toujours de plus faibles déséconomies d'échelles (respectivement -0,00418 et -0,00617). Cependant, nous pouvons remarquer la faiblesse de ces valeurs. Les MCO ont donc surestimé la valeur de l'effet d'échelle. Ensuite, le coefficient de l'intensité du capital est nettement meilleur quel que soit l'échantillon considéré. Il est approximativement de 7% dans la construction totale alors que nous obtenions environ 5% avec les MCO. Ce résultat confirme l'idée selon laquelle l'utilisation des MCO ou d'un modèle à effets fixes conduit à une sous-estimation de l'élasticité du capital (Akerberg et al., 2015; Van Beveren, 2012 et Kané, 2022).

Le même constat est fait au niveau des intensités des intrants intermédiaires. Elles sont nettement supérieures à celles obtenues avec les MCO. Toutefois, indépendamment de la méthode choisie, le sous secteur "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" présente la plus forte élasticité des intrants intermédiaires (72%, 77,2% et 79,2% par calibration, MCO et ACF respectivement). Ce résultat s'inscrit dans la logique des spécificités de ce sous-secteur d'activité. En effet, la construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels comprend à la fois les entreprises générales de construction prenant la responsabilité globale de la construction d'un bâtiment et la transformation ou la rénovation de structures résidentielles existantes. De ce fait, les travaux peuvent être sous-traités pour partie ou pour la totalité, ce qui nécessite l'apport de plusieurs biens intermédiaires tels que les services, les matériaux de construction ou même l'énergie qui vont de pair avec les activités de rénovation des bâtiments.

Après avoir estimé et analysé la fonction de production, nous nous intéressons à l'évolution des productivités moyennes par sous-secteurs, taille, statut de liaison financière et catégorie socioprofessionnelle. Les graphiques représentés dans l'annexe 1 montrent que toutes les évolutions moyennes sont assez volatiles quelle que soit la productivité concernée. Cependant, la volatilité s'estompe lorsque nous représentons la PGF moyenne dans chacune des principales activités de la construction.

En moyenne, la productivité (travail et PGF) de la promotion immobilière est supérieure de celle des autres sous-secteurs. L'écart est beaucoup plus visible lorsqu'il s'agit de la productivité de la main d'oeuvre. Les grandes entreprises ont une productivité moyenne du travail généralement élevée jusqu'en 2015, date à partir de laquelle la productivité moyenne du travail des micro-entreprises augmente et ce jusqu'en 2018. Ainsi, en moyenne, la productivité du travail des micro-entreprises dépasse légèrement celle des grandes entreprises. Par contre, l'inverse est vrai dans le cadre de la PGF moyenne.

Qu'il s'agisse de l'évolution moyenne de la productivité du travail ou de la PGF, les entreprises qui sont têtes de groupe surclassent les indépendantes et les filiales. Ici encore, l'écart est plus net au niveau de la productivité du travail. Ensuite, nous constatons que la PGF moyenne des entreprises indépendantes est un peu au dessus de celle des entreprises sous contrôle minoritaire et/ou majoritaire d'une tête de groupe. L'inverse est vrai pour la productivité moyenne du travail.

Les cadres ont toujours une productivité moyenne élevée indépendamment du type de productivité, même si l'écart est beaucoup visible au niveau de la productivité du travail. Viennent ensuite les professions intermédiaires, les employés et, enfin, les ouvriers. Dès lors, plus les qualifications du salarié sont élevées, plus la productivité moyenne de l'entreprise est forte. Ceci est conforme à l'idée selon laquelle les employés qualifiés donnent à une entreprise la capacité non seulement de développer de nouveaux processus, mais aussi d'absorber les connaissances acquises par d'autres entreprises (Cohen et Levinthal, 1990).

### 3.4.2 Résultats empiriques

Le tableau 9 montre les résultats obtenus à travers trois méthodes d'estimation. La variable dépendante prend deux formes : la productivité apparente du travail en logarithme ( $\ln pt$ ) et la PGF en logarithme ( $\ln pgf$ ). Les colonnes 2, 3 et 4 renvoient respectivement aux modèles MCO, à effets fixes et à effets aléatoires lorsque la productivité apparente du travail est la variable dépendante. Les colonnes 5, 6 et 7 renvoient respectivement aux mêmes modèles lorsque la PGF représente la variable expliquée. De plus, nous introduisons la variable "âge" élevée au carré afin de tenir compte d'une possible non linéarité de l'influence de cette variable. Autrement dit, l'effet de l'âge pourrait être positif (respectivement négatif) jusqu'à un certain seuil, puis devenir négatif (respectivement positif) par la suite. Les effets fixes sous-secteurs de la construction française (correspondant aux effets fixes au niveau de l'activité principale exercée), départementaux (correspondant aux 96 départements français) et temporels sont inclus dans chaque spécification.

CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

Table 9 – Estimation de la stratégie d'identification

Variables	<i>lnpt</i>			<i>lnpgf</i>		
	MCO	Effets fixes	Effets aléatoires	MCO	Effets fixes	Effets aléatoires
<i>lnold</i>	0.07*** (0.00389)	0.04*** (0.00720)	0.03*** (0.00491)	-0.01*** (0.00139)	-0.01** (0.00235)	-0.02*** (0.00167)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.02*** (0.000805)	-0.03*** (0.00410)	-0.01*** (0.00120)	-0.001*** (0.000288)	-0.01*** (0.00132)	-0.001*** (0.000403)
<i>cadre</i>	0.10*** (0.00557)	0.001 (0.00433)	0.01*** (0.00426)	0.03*** (0.00190)	0.001 (0.00130)	0.004*** (0.00129)
<i>profinter</i>	0.04*** (0.00336)	-0.003 (0.00259)	0.002 (0.00257)	0.01*** (0.00111)	-0.0002 (0.000775)	0.001 (0.000768)
<i>employe</i>	0.03*** (0.00313)	-0.005** (0.00222)	-0.0002 (0.00222)	0.004*** (0.00107)	-0.002** (0.000727)	-0.001 (0.000721)
<i>lnrd</i>	0.03*** (0.000594)	0.14*** (0.00308)	0.07*** (0.00133)	0.0032*** (0.000198)	0.0220*** (0.000821)	0.0120*** (0.000469)
<i>tg</i>	0.03*** (0.00535)	-0.006 (0.0117)	0.001 (0.00921)	0.004** (0.00185)	-0.003 (0.00427)	0.002 (0.00332)
<i>controle</i>	-0.03*** (0.00203)	. (.)	-0.03*** (0.00450)	-0.01*** (0.000688)	. (.)	-0.004*** (0.00152)
<i>debt</i>	-0.02* (0.00996)	-0.01* (0.00431)	-0.01* (0.00490)	-0.01* (0.00406)	-0.002* (0.00147)	-0.003* (0.00172)
<i>rotation</i>	-0.01*** (0.00300)	0.01** (0.00376)	0.01** (0.00268)	0.001** (0.000564)	0.002** (0.00103)	0.002** (0.000997)
Observations	254 468	254 468	254 468	254 468	254 468	254 468

Écart-types entre parenthèses. \*, \*\*, \*\*\* significatif au seuil de 10, 5 et 1%.

Les résultats obtenus par les MCO surestiment les effets des variables quel que soit le type de la variable dépendante. L'estimateur à effets fixes confirme le choix de notre stratégie d'identification (modèle à effets aléatoires). Il est corrélé aux effets individuels, d'où l'omission de la variable *controle*, ce qui confirme les arguments de Hausman et Taylor (1981) qui ont montré que certaines variables peuvent être corrélées avec les effets individuels. Toutefois, il convient de noter que les résultats des modèles à effets fixes et aléatoires sont, dans l'ensemble, assez proches.

### CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

L'annexe 1 a montré que les grandes entreprises ont une PGF moyenne supérieure à celle des autres entreprises, même si la productivité moyenne du travail des micro-entreprises augmente entre 2015 et 2018. Notre première hypothèse est donc vérifiée : la taille de l'entreprise exerce une relation positive sur la productivité.

L'effet de l'âge sur la productivité est différente selon la variable dépendante. Premièrement, nous trouvons une relation statistiquement significative en forme de U inversé entre l'âge de l'entreprise et le niveau de la productivité apparente du travail (colonne 4). Ce résultat signifie que plus l'entreprise est âgée, plus sa productivité du travail est élevée jusqu'à un certain seuil, et devient décroissante par la suite. Ce constat est particulièrement visible au niveau des micro et petites entreprises, de la construction de bâtiments excluant la promotion immobilière, de la construction spécialisée et de l'échantillon cible qui prend en compte la "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" et les "travaux de construction spécialisés" exceptés les travaux de démolition et les installations électriques (cf. annexes 2 et 3).

Ce résultat va dans le sens de la littérature. A travers des données d'enquête au niveau des entreprises (16 556 entreprises) de 32 pays d'Europe de l'Est et d'Asie centrale entre 2011 et 2016, Kordalska et Olczyk (2020) montrent que le vieillissement des entreprises influence significativement la productivité du travail, mais que cette relation est parabolique plutôt que linéaire. Cette relation non linéaire a une explication économique. En effet, au cours de la première période d'activité de l'entreprise sur un marché, sa productivité est soutenue par l'expérience croissante et l'effet d'apprentissage par la pratique (Arrow, 1971), mais à mesure que l'entreprise vieillit, sa productivité diminue en raison de l'inertie et de la rigidité croissantes (Barron et al., 1994; Hannan et Freeman, 1984). De même, Coad et al. (2013) trouvent que les entreprises manufacturières espagnoles de 3 employés ou plus entre 1998 et 2006 deviennent plus efficaces avec l'âge. Selon les auteurs, les entreprises vieillissantes ont des niveaux de productivité en constante augmentation, des bénéfices plus élevés, une plus grande taille, des ratios d'endettement plus faibles et des ratios de capitaux propres plus élevés. Notre deuxième hypothèse est confirmée.

Cependant, nos résultats montrent également qu'il existe une relation décroissante entre l'âge des entreprises et leur niveau de PGF (colonne 7). Contrairement à la productivité apparente du travail, ce résultat est linéaire et persistant surtout au niveau des micro et petites entreprises, de la construction spécialisée et de l'échantillon cible (cf. annexes 2 et 3). Notre résultat s'apparente à ceux trouvés par Jensen et al. (2001). En analysant les niveaux de PGF de différentes cohortes d'âge au sein de l'industrie manufacturière américaine entre 1963 et 1992, les auteurs constatent que les nouveaux arrivants affichent des niveaux de productivité plus élevés que les anciennes entreprises. Entre 2001 et 2010, Du et Temouri (2015) ont étudié le lien entre la croissance de la PGF et les entreprises à forte croissance dans l'industrie manufacturière et le secteur des services du Royaume-Uni. Ils montrent également que l'âge de l'entreprise influence négativement la croissance de la PGF indépendamment du secteur (industrie manufacturière et/ou secteur des services) et de la spécification.

Nos estimations rendent également compte d'une relation positive et significative entre la proportion des cadres et la productivité (colonnes 4 et 7), notamment au niveau des micro et petites entreprises, de la construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels et de la construction spécialisée (cf. annexes 2 et 3). Les cadres du secteur de la construction ont la responsabilité technique et souvent financière de la direction d'un ou plusieurs chantiers ou participent à la conduite de ces derniers. Ils sont également chargés de coordonner l'affectation des moyens consacrés aux différents chantiers selon l'avancement des travaux et de veiller au

respect du planning. A cet égard, ils sont hautement qualifiés et souvent expérimentés, ce qui augmente leur productivité. Nos résultats sont en phase avec l'analyse de Kordalska et Olczyk (2020) qui trouvent une relation significative et positive entre la productivité du travail et la part des employés ayant un diplôme universitaire (compétence du travailleur). Ce résultat confirme l'hypothèse 4 et va dans le sens de la littérature. Zhi et al. (2003) fournissent des preuves d'un effet significatif et négatif de la proportion de travailleurs étrangers (non qualifiés) sur la croissance de la PGF des entreprises du secteur de la construction du Singapour entre 1984 et 1998. Les professions intermédiaires et les employés semblent n'avoir aucun effet significatif sur la productivité.

Sans surprise, la R&D approximée par les immobilisations incorporelles exerce un effet significatif et positif sur la productivité des entreprises de la construction française, confirmant ainsi l'hypothèse 3. Ce résultat s'inscrit dans la suite logique des précédentes études effectuées au niveau de l'industrie manufacturière (Crépon et al., 1998; Janz et al., 2003; Mairesse et Robin, 2009) et des services (Crépon et al., 1998; Mairesse et Robin, 2009). Les quelques études qui ont été consacrées au secteur de la construction sont parvenues aux mêmes conclusions. Zhi et al. (2003) montrent que les dépenses de R&D par million de contrats attribués influencent positivement et significativement (au seuil de 10%) la croissance de la PGF dans le secteur de la construction du Singapour. En mobilisant les données de 14 entreprises (pour un total de 112 observations) du secteur de la construction en Europe entre 2007 et 2014, Nica et al. (2017) montrent une relation positive entre les indicateurs d'innovation (dépenses de R&D et la valeur des brevets) et le niveau de productivité apparente du travail.

Les variables de contrôle introduites dans l'équation à estimer permettent de préciser notre analyse. En principe, l'affiliation à un groupe d'entreprises, donnant accès aux poches profondes du groupe, rend une entreprise financièrement limitée et moins vulnérable à la dissuasion d'entrée et aux pratiques prédatrices des entreprises rivales (Cestone et Fumagalli, 2005). Sur cette base, l'affiliation à un groupe pourrait avoir un avantage stratégique important en terme de performance. Cependant, les choses ne sont pas si simples, comme le montrent nos résultats. En effet, lorsqu'une entreprise n'est pas autonome et se trouve sous le contrôle (minoritaire et/ou majoritaire) d'une tête de groupe, son niveau de productivité diminue. En d'autres termes, une entreprise filialisée dans la construction française affiche un faible niveau de productivité.

Ce résultat, à priori contradictoire avec une stratégie d'intégration, est pourtant conforme à d'autres travaux empiriques (Hamelin, 2011 et Cho, 2018). En analysant l'influence de la distance de contrôle d'une entreprise sur sa performance entre 1999 et 2007, Hamelin (2011) confirme que les entreprises contrôlées ont, en moyenne, une performance financière (rendement des capitaux propres) plus faible lorsque le rendement de l'actif de l'entreprise est introduit comme variable de contrôle. Sur la base des données d'enquête sur la période 2006-2015, Cho (2018) montre que la contribution des entreprises coréennes affiliées à des grands groupes d'entreprises aux variations de la productivité globale diminue depuis 2007, avec une baisse de 2,4% pour la productivité du travail et 3,6% pour la PGF en 2015.

Le lien négatif entre les entreprises contrôlées et la productivité trouve son explication logique dans les arguments avancés par Shleifer et Vishny (1997). Les auteurs soutiennent que l'effet négatif découle du fait que les grands actionnaires représentent leurs propres intérêts, qui ne coïncident pas nécessairement avec ceux des autres investisseurs de l'entreprise, ni avec ceux des employés et des cadres. Ainsi, pour maximiser son propre bien-être, le grand investisseur peut donc redistribuer la richesse de manière inefficace.

Toutefois, le lien entre les entreprises contrôlées et la productivité peut être positif conformément à l'intention première de l'idée d'affiliation (cf. annexes 2 et 3). C'est le cas notamment de l'étude de Hamelin (2011) lorsque la variable dépendante est le rendement de l'actif de l'entreprise. Nous ne trouvons aucun effet significatif entre les têtes de groupe et la productivité, même s'il existe un effet significatif et positif avec les MCO et lorsque nous menons l'analyse par taille et par sous-secteurs (cf. annexes 2 et 3).

La structure financière joue également un rôle dans l'explication de la productivité. Bien que certaines études soulignent l'importance de l'utilisation de la dette pour investir dans des technologies modernes afin de soutenir la croissance et donc la productivité (Capitanio et al., 2009 ; Dvouletý et Blažková, 2019 ; Špička et Machek, 2015), nos résultats montrent qu'un recours plus important à l'endettement est corrélé à un niveau de la productivité. Ce résultat s'explique par le fait qu'une proportion élevée de dettes peut conduire à une détresse financière due au paiement d'intérêts élevés (Frank et Goyal, 2009), et à des décisions managériales dans le but de restreindre les nouveaux investissements et le développement technologique, ce qui augmente généralement le besoin de sources de financement externes. Notre résultat est en phase avec d'autres études empiriques. Par exemple, Blažková et al. (2020) ont montré que l'endettement élevé des entreprises agro-alimentaires en République tchèque est un obstacle à la croissance de leur productivité. Dvouletý et Blažková (2021) confirment également cet effet négatif de l'endettement sur le niveau de la PGF de l'économie tchèque.

La relation entre le taux de rotation des actifs des entreprises et leur niveau de productivité est positive. Ce résultat est assez intuitif dans la mesure où la rotation des actifs mesure l'utilisation des actifs des entreprises et la génération de revenus à partir de ces derniers. Par conséquent, toute augmentation de cet indicateur va entraîner une productivité plus élevée des entreprises et peut également servir de prédiction pour la productivité future (Fairfield et Yohn, 2001). Le lien positif et significatif entre le taux de rotation des actifs des entreprises et leur performance correspond à la fois à la théorie générale de l'économie des entreprises (Mankiw et al., 2016) et à d'autres études empiriques (Beinabaj et al., 2013; Dvouletý et Blažková, 2021).

### **3.4.3 Estimation par maximum de vraisemblance d'un modèle à effets aléatoires**

Comme mentionné précédemment, le principal inconvénient de la méthode à effets aléatoires est l'hypothèse de non auto-corrélation entre le résidu et les variables explicatives. Dès lors, si cette hypothèse ne tient pas, les estimations sont inconsistantes. Afin de confirmer la robustesse de nos effets estimés, nous utilisons le modèle à effets aléatoires avec l'estimateur du maximum de vraisemblance. En effet, raisonner au maximum de vraisemblance, c'est inférer comme valeur d'un paramètre  $\theta$  la valeur  $\theta^*$  qui rend cette vraisemblance maximale. Autrement dit, on fait l'hypothèse que les données observées sont celles que le modèle avait le plus de chance de générer. Le modèle à effets aléatoires utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance est donc plus robuste que le modèle standard à effets aléatoires. Par ailleurs, selon Breusch (1987), un avantage de cette approche est que l'algorithme garantit la convergence de la fonction de vraisemblance vers un maximum local. L'auteur soutient que l'estimation par maximum de vraisemblance d'un modèle à effets aléatoires permet de vérifier facilement la possibilité de multiples maxima locaux de la fonction de vraisemblance et peut donner une indication immédiate de l'absence de maximum local satisfaisant la condition de non-négativité des composantes de la variance.



### CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

Notre modèle à effets aléatoires utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance est conforme à la procédure proposée par Breusch (1987) :

$$Y_{it} = \mu + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}, \quad (7)$$

où  $\mu$  est la constante aléatoire;  $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$  et  $\eta_{it} \sim N(0, \sigma^2)$  sont conjointement et sériellement indépendants. Le modèle sous forme matricielle s'écrit comme suit :

$$y = l_{NT}\mu + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2\Omega), \quad (8)$$

où  $l_{NT}$  est un vecteur  $NT$  par 1.  $\sigma^2\Omega$  est la matrice de covariance des perturbations. Soit  $P_0 = (NT)^{-1}l_{NT}l'_{NT}$  et  $Q_0 = I - P_0$ ;  $P_W = T^{-1}(I_N \otimes l_T l'_T)$  et  $Q_W = I - P_W$ ;  $Q_b = Q_0 - Q_W = P_W - P_0$ .  $P$  et  $Q$  sont des matrices symétriques idempotentes et  $P_0 P_W = P_0$ .

En utilisant ces différentes notations,  $\Omega$ , l'une des composantes de la matrice de covariance des perturbations de l'équation (8) devient :

$$\begin{aligned} \Omega &= I_{NT} + (T\sigma_\alpha^2/\sigma^2)P_W \\ &= Q_W + \theta^{-1}P_W \end{aligned} \quad (9)$$

où  $\theta = \sigma^2/(\sigma^2 + T\sigma_\alpha^2)$ .

Nous notons que  $\theta$  est une fonction univoque de  $\sigma_\alpha^2$ , et la condition de faisabilité  $\infty > \sigma_\alpha^2 \geq 0$  est équivalente à  $0 < \theta \leq 1$ .

Par la suite, nous simplifions la notation de  $l_{NT}$  en  $l$ ; et en utilisant l'équation (8), on a :

$$\varepsilon = y - l\mu - X\beta$$

Après substitution de l'expression de  $l$  en fonction de  $\Omega$  et  $\theta$  dans l'expression de  $\varepsilon$ , nous obtenons la log-vraisemblance suivante :

$$L(\mu, \beta, \sigma^2, \theta) = C - \frac{NT}{2} \log \sigma^2 + \frac{N}{2} \log \theta - \frac{1}{2} \sigma^{-2} \varepsilon' \Omega^{-1} \varepsilon \quad (10)$$

Les différentes élasticités sont obtenues en appliquant les conditions d'optimalité de premier ordre sur l'équation (10).

Le tableau 10 ci-après fournit les résultats d'estimation par maximum de vraisemblance du modèle à effets aléatoires. Les effets fixes départements, sous-secteurs et années ont été introduits dans chacune des deux spécifications. Il en ressort une très forte stabilité de l'ensemble de nos coefficients quelle que soit la variable dépendante. L'effet de certains indicateurs sur le niveau de la PGF des entreprises est nettement visible. Il s'agit notamment de la part des professions intermédiaires et des employés. Tandis qu'il existe une relation significative (au seuil de 10%) et positive entre la part des professions intermédiaires et le niveau de la PGF, le lien est négatif avec la part des employés. L'effet du taux de la dette et du taux de rotation des actifs s'apprécient également (significativité au seuil de 1%).

CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

Table 10 – Analyse de robustesse

Variables	Variable dépendante :	
	<i>lnpt</i>	<i>lnpgf</i>
<i>lnold</i>	0.03*** (0.00352)	-0.02*** (0.00115)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.01*** (0.000944)	-0.001*** (0.000317)
<i>cadre</i>	0.01*** (0.00357)	0.004*** (0.00115)
<i>profinter</i>	0.002 (0.00234)	0.001* (0.000753)
<i>employe</i>	-0.0004 (0.00213)	-0.001* (0.000687)
<i>lnrd</i>	0.07*** (0.000798)	0.01*** (0.000261)
<i>tg</i>	0.0003 (0.00862)	0.002 (0.00294)
<i>controle</i>	-0.03*** (0.00444)	-0.004*** (0.00157)
<i>debt</i>	-0.01*** (0.000779)	-0.003*** (0.000251)
<i>rotation</i>	0.01*** (0.000504)	0.002*** (0.000163)
Observations	254 468	254 468
Log-vraisemblance	-74 085.378	210 828.46

Écart-types entre parenthèses. \*, \*\*, \*\*\* significatif au seuil de 10, 5 et 1%.

## CHAPITRE 3. LES DÉTERMINANTS DE LA PRODUCTIVITÉ DANS LE SECTEUR DE LA CONSTRUCTION : CAS DES ENTREPRISES FRANÇAISES

---

Au terme de cette analyse, nous pouvons résumer nos résultats dans le tableau suivant.

Table 11 – Récapitulatif des résultats empiriques

Hypothèse	Expression de l'hypothèse	Signe attendu	Signe obtenu
H1	La taille de l'entreprise exerce une relation positive sur la productivité.	Positif	Positif
H2	Les entreprises plus âgées présentent un niveau de productivité plus élevé que les autres.	Positif	Positif et négatif
H3	Les entreprises les plus engagées dans l'innovation sont plus productives que les autres.	Positif	Positif
H4	Dans le secteur de la construction, l'intensité en capital humain améliore la performance de l'entreprise.	Positif	Positif

### 3.5 Conclusion

Ce chapitre avait pour objectif de mettre en évidence les déterminants de la productivité du travail et de la productivité globale des facteurs (PGF) dans la construction en utilisant des données individuelles d'entreprises françaises métropolitaines. Aborder la question de la productivité au niveau de la firme permet de mettre en évidence l'hétérogénéité au sein du secteur non seulement du point de vue de la classe de taille ou du type d'activité mais en observant aussi les caractéristiques et stratégies internes des entreprises.

Afin de mener à bien cette tâche, nous avons, dans un premier temps, calculé la variable à expliquer, à savoir la productivité apparente du travail et la PGF de chaque entreprise. Pour ce faire, nous avons estimé une fonction de production de type Cobb-Douglas en utilisant différentes méthodes pour, finalement retenir la méthode Akerberg et al. (2015). Cela nous a permis de calculer les deux indicateurs de productivité dont nous avons identifié les déterminants à partir de quatre hypothèses issues de la littérature. Nous avons ainsi montré que plus les entreprises sont de grande taille, âgées, engagées dans l'innovation et bien dotées en capital humain, plus leur productivité est élevée. Nos hypothèses ont ainsi été confirmées quel que soit l'indicateur retenu même si, pour l'âge, un effet non linéaire a été mis en évidence.

Les variables de contrôle introduites dans l'équation à estimer ont permis d'enrichir l'analyse proposée. En effet, nos résultats ont montré que les filiales de groupes, quel que soit le niveau du contrôle exercé par la tête de groupe, sont moins productives que les entreprises indépendantes. Ce résultat peut s'expliquer par un taux d'intégration plus faible dans les filiales qui recourent davantage à la sous-traitance ou à la cotraitance, notamment avec les sociétés sœurs ou filles du groupe auxquelles elles appartiennent. Nous avons également montré que la structure financière appréciée par le ratio d'endettement détériore la productivité alors qu'un taux de rotation des actifs élevé qui se traduit par une meilleure capacité de l'entreprise à utiliser ses ressources de façon efficace et efficiente tend à en améliorer les performances.

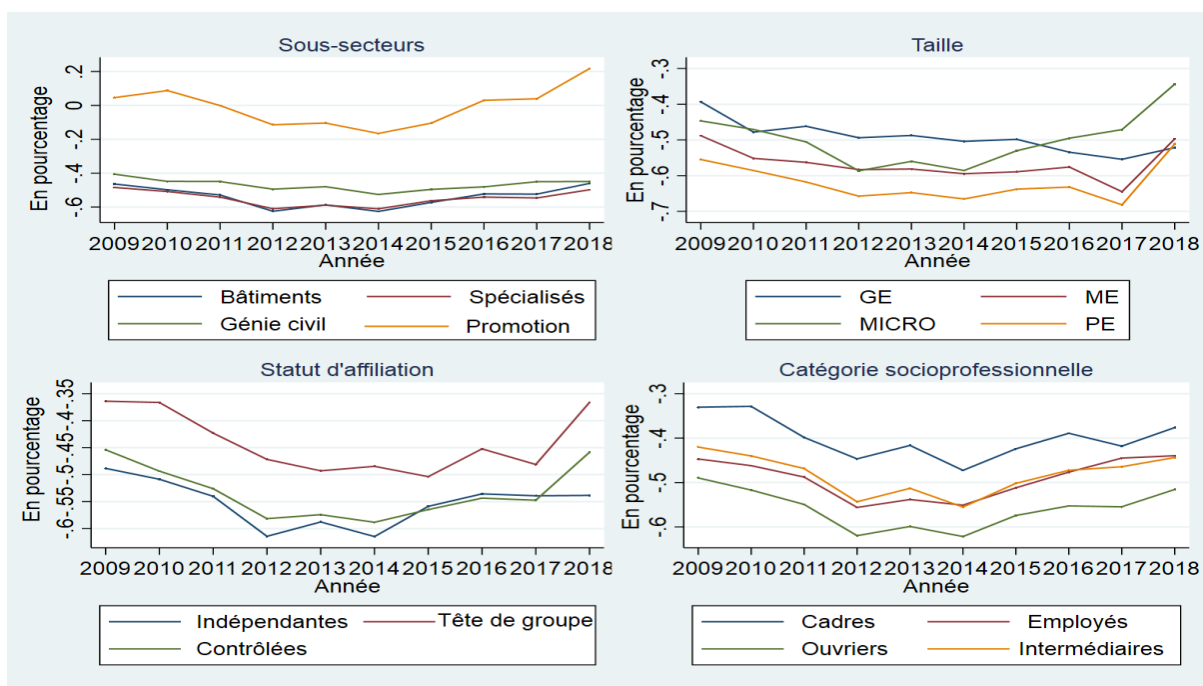
Il apparaît ainsi que le trend sectoriel ne suffit pas à capter l'ensemble des caractéristiques d'un secteur et de son évolution. La structure et l'organisation des entreprises interviennent également pour en expliquer la diversité interne. Notre analyse empirique a mis en évidence une importante hétérogénéité au sein des entreprises françaises de la construction qui se distinguent aussi bien du point de vue de leurs caractéristiques structurelles que de leur management. On peut déduire des résultats obtenus que les grandes entreprises leaders de la construction qui, souvent de grande dimension, établies de longue date, à relativement forte intensité en R&D et à niveau de capital humain élevé ont néanmoins besoin des petites entreprises indépendantes qui, plus fortement intégrées, se révèlent également plus productives. Dans ce cas, la structure bimodale de la distribution par taille aurait pour conséquence un renforcement de la position des « majors » du secteur.

Ce résultat est porteur d'enseignements pour les chefs de grandes entreprises qui, au-delà du management de leur propre entité peuvent trouver un intérêt à prêter attention aux entreprises plus petites et indépendantes avec lesquelles ils travaillent. Il présente également un intérêt pour les décideurs publics qui pourraient adopter des mesures différenciées selon la position au sein du secteur des entreprises ciblées par les politiques publiques mises en œuvre.

## Annexes

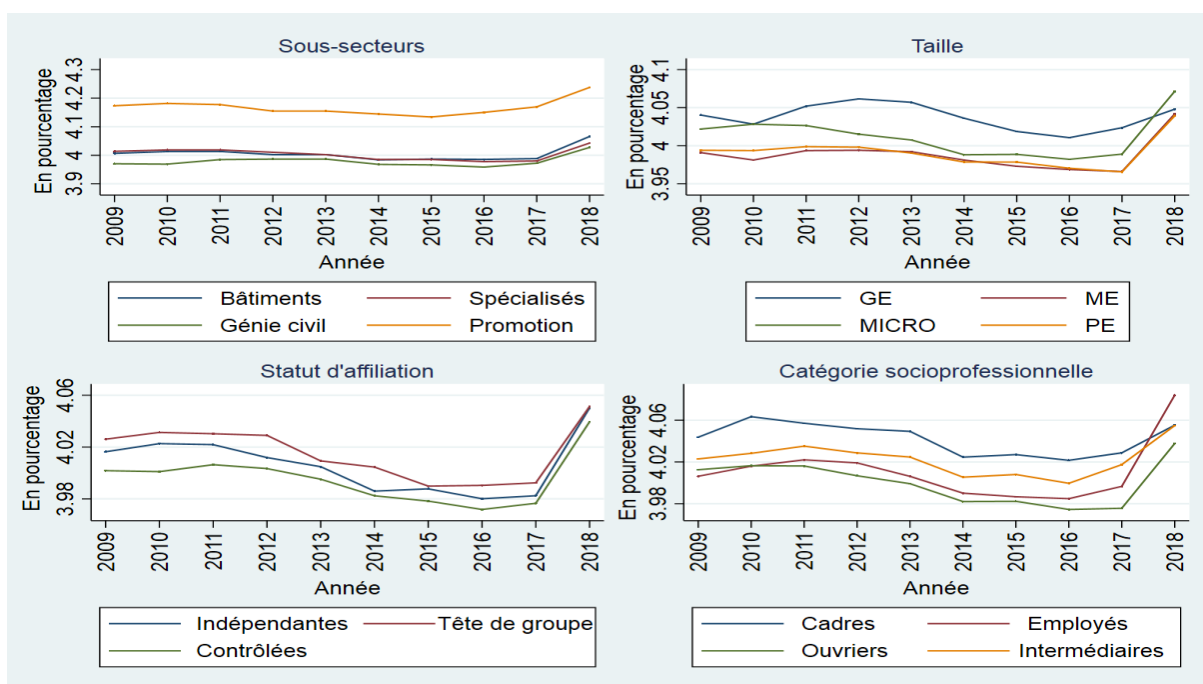
### Annexe 1 : Évolution moyenne de la productivité du travail et de la PGF

Figure 2 – Évolution moyenne de productivité du travail



Sources : Calculs de l'auteur à partir des Fichiers FARE, DADS et LIFI

Figure 3 – Évolution moyenne de la PGF



Sources : Calculs de l'auteur à partir des Fichiers FARE, DADS et LIFI

Annexe 2 : Résultats d'estimation par taille

Figure 4 – Analyse par taille avec la productivité du travail

Variable dépendante : <i>lnpt</i>	(1) Micro	(2) PE	(3) ME	(4) ME+GE
<i>lnold</i>	0.0325*** (0.00580)	0.0364*** (0.0109)	-0.0285 (0.0394)	-0.0356 (0.0394)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.00503*** (0.00157)	-0.00142 (0.00223)	0.00776 (0.00728)	0.00899 (0.00711)
<i>cadre</i>	0.0190** (0.00792)	0.0144*** (0.00456)	-0.00402 (0.0113)	-0.00162 (0.0102)
<i>profinter</i>	0.00892** (0.00441)	0.00153 (0.00283)	-0.0100 (0.00723)	-0.00892 (0.00683)
<i>employe</i>	-0.00367 (0.00292)	0.00561* (0.00300)	0.00153 (0.0121)	-0.000632 (0.0113)
<i>lnrd</i>	0.0825*** (0.00152)	0.0225*** (0.00156)	0.0318*** (0.0100)	0.0266*** (0.00964)
<i>tg</i>	0.101*** (0.0208)	0.0686*** (0.00933)	0.156*** (0.0331)	0.155*** (0.0328)
<i>controle</i>	0.0111 (0.00810)	0.0564*** (0.00522)	0.132*** (0.0295)	0.134*** (0.0293)
<i>debt</i>	-0.00644 (0.00393)	-0.0261 (0.0190)	-0.453*** (0.109)	-0.444*** (0.103)
<i>rotation</i>	0.00950** (0.00373)	0.00586 (0.00404)	0.0300* (0.0174)	0.0277* (0.0168)
<i>Constante</i>	-0.288*** (0.0691)	-0.549*** (0.0419)	-0.537*** (0.168)	-0.500*** (0.160)
Observations	158 292	88 306	7 340	7 870
Nombre de ID	32 773	16 170	1 340	1 388
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI

Ecarts-types robustes entre parenthèses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Figure 5 – Analyse par taille avec la PGF

Variable dépendante : <i>lnpgf</i>	(1) Micro	(2) PE	(3) ME	(4) ME+GE
<i>lnold</i>	-0.0136*** (0.00193)	-0.0211*** (0.00411)	-0.0146 (0.0151)	-0.0138 (0.0142)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.000702 (0.000511)	0.000180 (0.000831)	-0.00122 (0.00267)	-0.00108 (0.00251)
<i>cadre</i>	0.00457** (0.00231)	0.00324** (0.00150)	-0.00217 (0.00269)	-0.00186 (0.00246)
<i>profinter</i>	0.00389*** (0.00130)	-5.14e-05 (0.000989)	-0.00252 (0.00189)	-0.00221 (0.00180)
<i>employe</i>	-0.00155 (0.000950)	-6.41e-05 (0.00107)	-0.000342 (0.00288)	-0.000637 (0.00268)
<i>lnrd</i>	0.00986*** (0.000470)	-0.000927* (0.000563)	0.000321 (0.00334)	-0.000679 (0.00310)
<i>tg</i>	0.0196*** (0.00713)	0.000520 (0.00374)	0.0242** (0.0108)	0.0237** (0.0107)
<i>controle</i>	0.00117 (0.00251)	-0.00404** (0.00188)	0.0250** (0.00991)	0.0266*** (0.00986)
<i>debt</i>	-0.00237 (0.00153)	-0.00780 (0.00526)	-0.123*** (0.0260)	-0.120*** (0.0246)
<i>rotation</i>	0.00374*** (0.00139)	0.00194 (0.00126)	0.0163*** (0.00606)	0.0161*** (0.00593)
<i>Constante</i>	4.094*** (0.0229)	4.089*** (0.0161)	4.100*** (0.0675)	4.097*** (0.0649)
Observations	158 292	88,306	7 340	7 870
Nombre de ID	32 773	16 170	1 340	1 388
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI

Ecarts-types robustes entre parenthèses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Annexe 3 : Résultats d'estimation par sous-secteurs

Figure 6 – Analyse par sous-secteurs avec la productivité du travail

Variable dépendante : <i>lnpt</i>	(1) Promotion immobilière	(2) Construction de bâtiments	(3) Génie civil	(4) Constructions spécialisées	(5) Echantillon cible
<i>lnold</i>	0.191 (0.148)	0.107*** (0.0269)	-0.0202 (0.0496)	0.0225*** (0.00494)	0.0328*** (0.00660)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.0418 (0.0327)	-0.0247*** (0.00641)	-0.00147 (0.0102)	-0.00548*** (0.00121)	-0.00780*** (0.00160)
<i>cadre</i>	-0.00506 (0.0626)	0.0500*** (0.0176)	0.00495 (0.0139)	0.00887** (0.00434)	0.00973* (0.00564)
<i>profinter</i>	-0.0898 (0.0552)	0.0229* (0.0123)	0.0224** (0.0104)	0.000238 (0.00265)	0.00527 (0.00331)
<i>employe</i>	-0.0860 (0.0573)	0.0210 (0.0145)	0.0403** (0.0187)	-0.00146 (0.00215)	-0.00231 (0.00279)
<i>lnrd</i>	0.0826*** (0.0206)	0.0718*** (0.00658)	0.0582*** (0.00847)	0.0721*** (0.00136)	0.0705*** (0.00172)
<i>tg</i>	0.367*** (0.113)	0.148*** (0.0335)	-0.0296 (0.0426)	-0.00984 (0.00917)	-0.0121 (0.0112)
<i>controle</i>	0.390*** (0.102)	0.103*** (0.0212)	-0.0369 (0.0247)	-0.0502*** (0.00460)	-0.0495*** (0.00590)
<i>debt</i>	0.0100 (0.0860)	-0.0391 (0.0353)	-0.317*** (0.0454)	-0.00791* (0.00450)	-0.00641 (0.00412)
<i>rotation</i>	0.213*** (0.0407)	0.00881** (0.00430)	0.0211 (0.0184)	0.00573** (0.00274)	0.00406* (0.00219)
<i>Constante</i>	0.716** (0.301)	-0.561*** (0.0706)	0.156 (0.153)	-0.304*** (0.0388)	-0.429*** (0.0327)
Observations	2 032	13 363	7 818	231 255	142 642
Nombre de ID	370	2 422	1 152	39 229	24 358
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Ecarts-types robustes entre parenthèses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Figure 7 – Analyse par sous-secteurs avec la PGF

Variable dépendante : <i>lnpgf</i>	(1) Promotion immobilière	(2) Construction de bâtiments	(3) Génie civil	(4) Constructions spécialisées	(5) Echantillon cible
<i>lnold</i>	-0.00202 (0.0544)	0.00227 (0.00800)	-0.00278 (0.0211)	-0.0171*** (0.00169)	-0.0147*** (0.00220)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>	-0.00931 (0.0111)	-0.00516*** (0.00190)	-0.00580 (0.00430)	-0.000234 (0.000409)	-0.000696 (0.000528)
<i>cadre</i>	0.0105 (0.0205)	0.00779* (0.00444)	0.000409 (0.00366)	0.00286** (0.00135)	0.00245 (0.00158)
<i>profinter</i>	-0.0113 (0.0182)	0.00772*** (0.00275)	0.00559* (0.00292)	0.000398 (0.000820)	0.00145 (0.000955)
<i>employe</i>	-0.00655 (0.0189)	0.00378 (0.00351)	0.00177 (0.00499)	-0.00150** (0.000729)	-0.00110 (0.000921)
<i>lnrd</i>	-0.00135 (0.00739)	0.00905*** (0.00184)	0.00642** (0.00256)	0.00796*** (0.000413)	0.00773*** (0.000510)
<i>tg</i>	0.107** (0.0419)	0.0357*** (0.00905)	-0.00523 (0.0133)	-0.00158 (0.00331)	0.000325 (0.00385)
<i>controle</i>	0.109*** (0.0380)	0.0456*** (0.00642)	-0.0179** (0.00825)	-0.00939*** (0.00156)	-0.00414** (0.00196)
<i>debt</i>	-0.0622 (0.0432)	-0.00866 (0.00952)	-0.117*** (0.0126)	-0.00272* (0.00161)	-0.00198 (0.00134)
<i>rotation</i>	0.0712*** (0.0109)	0.00379** (0.00170)	0.0116** (0.00586)	0.00227** (0.000999)	0.00151** (0.000742)
<i>Constante</i>		4.065*** (0.0224)	4.212*** (0.0568)	4.101*** (0.0141)	4.110*** (0.0118)
Observations	2 032	13 363	7 818	231 255	142 642
Nombre de ID	370	2 422	1 152	39 229	24 358
Area FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Sub-sector FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Year FE	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI

Ecarts-types robustes entre parenthèses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Note : ID est le nombre d'unités légales; Area FE, Sub-sector FE et Year FE sont respectivement les effets fixes départementaux, sous-classes du secteur de la construction et temporels.

## Chapitre 4

# L'hétérogénéité en matière de productivité des entreprises du secteur de la construction en France : Une analyse multiniveaux

### Sommaire

---

<b>4.1</b>	<b>Introduction</b>	<b>118</b>
<b>4.2</b>	<b>Modèle multiniveaux</b>	<b>120</b>
4.2.1	Description du modèle	120
4.2.2	Équation multiniveaux	121
<b>4.3</b>	<b>Données</b>	<b>122</b>
4.3.1	Définition des variables	122
4.3.2	Hétérogénéité de la productivité dans la construction française	123
<b>4.4</b>	<b>Présentation des résultats</b>	<b>128</b>
4.4.1	Modèles vides et augmentés	128
4.4.2	Tests de robustesse	130
<b>4.5</b>	<b>Conclusion</b>	<b>133</b>

---



## 4.1 Introduction

Les différences de performance, importantes et persistantes, entre les entreprises d'un même secteur d'activité ont été signalées dans les modèles de dynamique industrielle proposés par Jovanovic (1982), Hopenhayn (1992), Ericson et Pakes (1995), Melitz (2003). Il ressort de ces travaux que la trajectoire de croissance des entreprises est déterminée dans une large mesure par les différences de productivité. Des analyses empiriques portant sur divers secteurs, pays et périodes ont confirmé cette approche (Caves (1998); Bartelsman et Doms (2000); Haltiwanger (2000); Foster et al. (2001); Farinas et Ruano (2005)). La plupart des travaux précédemment mentionnés s'appuient sur les caractéristiques individuelles et parfois sectorielles pour expliquer la disparité des entreprises.

Inspirées par l'économie géographique, d'autres études abordent le sujet en cherchant à identifier et mesurer l'influence du contexte sur la performance de l'entreprise. Elles reposent sur l'idée que plus les dotations d'une région sont importantes, plus les entreprises locales s'en trouvent avantagées (Krugman, 1991; Baldwin et Okubo, 2006; Melitz et Ottaviano, 2008; Rodríguez-Pose et Tselios, 2009). Nous explorons donc cette voie dans ce chapitre qui s'interroge sur l'influence exercée par le contexte local sur la productivité des entreprises opérant dans le secteur de la construction.

A la différence de nombreux modèles empiriques qui introduisent la localisation comme variable de contrôle, nous nous appuyons ici sur des recherches focalisant sur cette dimension géographique et, qui, pour l'explorer, mobilisent une approche dite multiniveaux. Elle consiste à introduire dans une même équation des variables de natures différentes (individuelles et locales) traitées simultanément ce qui permet de mesurer l'influence des facteurs individuels et des caractéristiques locales.

C'est le cas de Fazio et Piacentino (2010) qui étudient la variabilité spatiale de la productivité de la main-d'œuvre des PME italiennes au cours de l'année 2005. Leurs résultats suggèrent qu'il est important de tenir compte à la fois du milieu et de son évolution pour comprendre la variabilité de la productivité du travail. Dans la même veine, Raspe et van Oort (2011) proposent une analyse sur la base de données d'enquête portant sur 2009 entreprises du secteur manufacturier et des services aux Pays-Bas en 2005. Les auteurs établissent un lien entre la productivité des entreprises et les contextes spatiaux à forte intensité de connaissances dont l'origine réside dans le jeu des externalités d'agglomération qui vient renforcer les performances des entreprises. L'une des principales contributions au sujet est proposée par Aiello et al. (2014) qui analysent dans quelle mesure les caractéristiques des entreprises manufacturières italiennes et les facteurs régionaux affectent l'hétérogénéité de la PGF. A partir de données couvrant la période 2004-2006, ils montrent que la dotation régionale en infrastructures, l'efficacité de l'administration locale et les investissements en R&D exercent un effet positif sur la performance des entreprises. Ces résultats sont étendus aux secteurs par Aiello et al. (2015).

Le cas spécifique de l'innovation est étudié par Srholec (2015) à l'aide de données macro et micro-économiques tirées de la quatrième enquête communautaire sur l'innovation (CIS 2002-2004). Il montre comment les conditions nationales affectent la propension des entreprises à coopérer en matière d'innovation dans leur pays ou à l'étranger. Les résultats indiquent de fortes différences entre les pays. Les entreprises opérant dans des pays où l'infrastructure de recherche est moins développée sont plus susceptibles de coopérer avec des partenaires étrangers.

## CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

---

Aiello et Ricotta (2016) analysent l'hétérogénéité de la PGF<sup>1</sup> d'un échantillon d'entreprises manufacturières opérant dans sept pays de l'union européenne (Autriche, France, Allemagne, Hongrie, Italie, Espagne et Royaume-Uni) en 2008. Les résultats montrent que l'hétérogénéité de la PGF est à 85% due à des caractéristiques propres à l'entreprise et que l'effet de la localisation dans les différentes régions européennes, net de l'effet pays, explique environ 5% de l'hétérogénéité de la PGF des entreprises. Un approfondissement de cette approche au cas des banques coopératives italiennes entre 2006 et 2011 est proposé par Aiello et Bonanno (2018). Leurs résultats montrent un effet local plus fort puisque, dans ce cas, les caractéristiques des marchés locaux expliquent près du tiers de l'hétérogénéité des banques.

L'explication de l'hétérogénéité en matière de productivité a également été analysée en dehors de l'espace européen. C'est le cas notamment de l'étude réalisée par Amara et Thabet (2019) sur des entreprises manufacturières tunisiennes entre 1998 et 2004. Ils montrent que les caractéristiques individuelles (âge, taille, intensité capitalistique, capital humain, R&D,...) de l'entreprise et le contexte régional ont un effet important à la fois sur la productivité globale des facteurs<sup>2</sup> et sur la productivité du travail.

Si les recherches précédemment mentionnées couvrent une importante variété de secteurs industriels et, dans une moindre mesure, les activités financières, aucune analyse n'a été consacrée au secteur de la construction alors qu'il représente une large partie de l'activité et de la production, que l'hétérogénéité des entreprises qui le composent est extrêmement forte et qu'il est fréquemment cité pour sa contribution négative à l'évolution de la productivité nationale. Ce chapitre vise à combler ce manque. A partir d'une base de données unique contenant les données comptables de 52 087 entreprises du secteur de la construction sur la période 2009-2015, soit 263 588 observations, nous développons un modèle multiniveaux à l'échelle des 96 départements et des 304 zones d'emploi de France métropolitaine.

Nous reprenons les mêmes facteurs individuels que ceux issus du chapitre 3 (âge de la firme, le capital humain, les immobilisations incorporelles, l'affiliation à un groupe, le ratio d'endettement et le taux de rotation des actifs) auxquels nous ajoutons des variables locales : la densité de l'emploi au niveau de la construction, le taux de chômage et l'indice de spécificité sectorielle. Nos résultats montrent que si les caractéristiques individuelles des entreprises sont importantes pour expliquer leur niveau de productivité apparente du travail et productivité globale des facteurs, leur localisation intervient également dans une proportion significative pour expliquer les écarts observés. Au niveau des départements, l'effet s'élève à 12,33% pour la productivité du travail et à 7,12% pour la PGF. L'effet de localisation demeure robuste au niveau des zones d'emploi (ZE).

La suite du chapitre s'organise comme suit. La section 2 présente le modèle multiniveaux, la section 3 décrit les données et la section 4 présente et discute les résultats. La section 5 conclut.

---

<sup>1</sup>La PGF a été calculée via la méthode Levinsohn et Petrin (2003).

<sup>2</sup>Elle est dans ce cas calculée à partir de la méthode Olley et Pakes (1996)

## 4.2 Modèle multiniveaux

### 4.2.1 Description du modèle

Les données de panel au niveau des entreprises sont un exemple de structure hiérarchique, avec des observations répétées dans le temps imbriquées dans les entreprises qui sont aussi imbriquées dans des zones géographiques. Plus précisément, les entreprises opèrent dans un contexte socio-économique qui affecte de manière significative leur performance économique (Levratto et Garsaa, 2016 ; Abdel Fattah et al., 2020). En effet, les entreprises opérant sur le même territoire partagent le même environnement externe ; par conséquent, elles sont susceptibles de se ressembler davantage que les entreprises opérant dans des zones géographiques différentes. Ainsi, le problème économétrique sous-jacent sera la violation de l'hypothèse de l'indépendance des écart-types à l'origine de coefficients estimés biaisés. L'approche multiniveaux permet de contourner cette difficulté puisqu'elle contrôle la dépendance spatiale et corrige les écart-types des variables en modélisant à la fois les effets fixes (l'approche est intéressée par des moyennes) et aléatoires (l'approche est intéressée par des variances).

Une analyse multiniveaux est généralement conduite en plusieurs étapes (Bressoux, 2008). Elle consiste en premier lieu en l'estimation d'un modèle ne contenant aucune variable explicative (modèle vide). Ce modèle compare le pourcentage de variance de la variable dépendante expliqué par le niveau individuel au pourcentage de variance expliqué par le niveau agrégé. Il est similaire à une ANOVA à effets aléatoires. Cette étape permet de juger de la pertinence du recours à la modélisation multiniveaux en examinant comment la variance de la variable dépendante se distribue entre les différents niveaux considérés. La part de variance expliquée par chaque niveau se calcule ensuite en rapportant sa variance à la variance totale, ce qui correspond au coefficient de corrélation intra-classe (ICC).

L'ICC représente la part de variance inter-groupes dans la variance totale : il mesure donc le degré de similitude des individus qui appartiennent à une même macro-unité. Un ICC faible signifie une forte ressemblance entre les individus et permettra de conserver les méthodes économétriques classiques. Par contre, lorsque l'ICC prend une valeur élevée, la significativité des variances et le test de ratio de vraisemblance (LR test) permettent de juger de la pertinence d'une modélisation multiniveaux. Ceci revient à comparer le modèle vide à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à travers le LR test. Sous l'hypothèse nulle, il n'existe pas de constante aléatoire dans le modèle. En d'autres termes, si l'hypothèse nulle n'est pas vérifiée, alors le modèle multiniveaux est utilisé à la place des MCO. On passe ainsi à la seconde étape de l'analyse qui correspond à un modèle à constantes aléatoires consistant à introduire des variables individuelles fixes. La modélisation multiniveaux permet aussi de comparer la part de variance expliquée par chaque modèle relativement au modèle vide pour mesurer le gain explicatif du modèle incrémenté.

Les modèles multiniveaux permettent de s'affranchir de deux types d'erreurs : i) l'erreur écologique qui consiste à interpréter au niveau individuel les résultats d'une modélisation effectuée à un niveau agrégé et ii) l'erreur atomiste qui conduit à ignorer le contexte dans lequel évolue l'individu et à étendre à la dimension du contexte un ensemble d'effets individuels. Ces modèles permettent d'explorer les effets de contexte en distinguant la variabilité au niveau individuel de la variabilité inter-groupes. Ainsi, ils permettent de mesurer les effets de composition dans la variabilité de la variable expliquée entre les différents groupes constitués en comparant la variance de niveau groupe avant et après introduction des caractéristiques individuelles. Ils permettent également de déterminer si les variations inter-groupes repérées concernent tous les

individus composant les groupes ou seulement certains d'entre-eux. Ils mesurent enfin si les caractéristiques contextuelles expliquent la variabilité inter-groupes. Les coefficients du niveau 1 (constantes et/ou pentes) peuvent varier selon les unités de niveau 2 ; cette variation faisant elle-même l'objet d'une modélisation, elle est alors expliquée par des variables se rapportant aux unités de niveau 2.

Conformément à la littérature du modèle multiniveaux sur données de panel (Steele, 2008; Aiello et Bonanno, 2018), nous utilisons une hiérarchie à trois niveaux. La dimension temporelle représente le niveau 1 du modèle ; les entreprises observées représentent le niveau 2 de la structure ; puisque les entreprises opèrent dans différentes zones géographiques françaises, celles-ci vont représenter le niveau 3 de la hiérarchie.

### 4.2.2 Équation multiniveaux

La spécification basique d'un modèle multiniveaux peut être exprimée comme suit :

$$y_{tij} = \beta_{0ij} + e_{tij} \quad (1)$$

où  $y_{tij}$  est un vecteur de la mesure de la productivité de la  $i$ -ème entreprise opérant dans la  $j$ -ème zone géographique à la période  $t$  (avec  $t = 2009, \dots, 2015$ ;  $i = 1, \dots, 52087$  et  $j = 1, \dots, p$ ). Le terme d'erreur équivaut à  $e_{tij}$ .

Puisque le terme  $\beta_{0ij}$  varie selon les entreprises et les zones géographiques, il est décomposé en une constante  $\gamma_{000}$  et en variations aléatoires au niveau des entreprises  $\mu_{0ij}$  et géographique  $\mu_{00j}$ . L'équation (1) dévient alors :

$$y_{tij} = \gamma_{000} + \mu_{0ij} + \mu_{00j} + e_{tij} \quad (2)$$

Lorsqu'elle ne comporte aucune variable explicative, l'équation (2) est appelée modèle vide. Le modèle multiniveaux augmenté est obtenu en intégrant au modèle vide des variables explicatives au niveau de l'entreprise ( $X_{ktij}$ , où  $k$  est le nombre de covariables) et au niveau géographique ( $G_{htij}$ , où  $h$  est le nombre de covariables locales).

Ainsi, la spécification économétrique finale devient :

$$y_{tij} = \gamma_{000} + \sum_{k=1}^r \beta_k X_{ktij} + \sum_{h=1}^s \theta_h G_{htij} + \mu_{0ij} + \mu_{00j} + e_{tij} \quad (3)$$

A partir de l'équation (3), nous décomposons la variance de la variable expliquée ( $y_{tij}$ ) en trois composantes : la variance du terme d'erreur  $e_{tij}$  qui équivaut à la variance intra-groupe ( $\sigma_e^2$ ), la variance de  $\mu_{00j}$  qui renvoie à la variance entre groupes des zones géographiques ( $\sigma_{\mu_j}^2$ ) et la variance de  $\mu_{0ij}$  correspondant à la variance entre les groupes au niveau de l'entreprise ( $\sigma_{\mu_i}^2$ ).

A partir de ces variances, nous calculons la corrélation intra-classe (ICC). Elle représente la proportion de variance sous-jacente à chaque niveau de la hiérarchie du modèle et explique dans quelle mesure l'hétérogénéité de la variable dépendante peut être attribuée à chaque niveau. La corrélation intra-classe à un niveau donné est calculée comme le rapport entre la variance à ce niveau et la variance totale :

$$ICC_i = \frac{\sigma_{\mu_i}^2}{\sigma_{\mu_j}^2 + \sigma_{\mu_i}^2 + \sigma_e^2} \text{ au niveau des entreprises}$$

$$ICC_j = \frac{\sigma_{\mu_j}^2}{\sigma_{\mu_j}^2 + \sigma_{\mu_i}^2 + \sigma_e^2} \text{ au niveau local}$$

$$ICC_t = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_{\mu_j}^2 + \sigma_{\mu_i}^2 + \sigma_e^2} \text{ au niveau temporel}$$

L'équation (3) est appliquée à une base de données d'entreprises et locales présentée dans la section suivante.

## 4.3 Données

### 4.3.1 Définition des variables

Les données utilisées dans ce chapitre sont identiques à celles utilisées dans le chapitre 3 (fichier FARE, DADS et LIFI). Nous reprenons donc les mêmes variables explicatives individuelles (âge de l'entreprise, le capital humain, les immobilisations incorporelles, l'affiliation à un groupe, le ratio d'endettement et le taux de rotation des actifs) au sein du secteur de la construction en France métropolitaine. La classification par taille est identique à celle faite dans le chapitre précédent. La PGF est toujours mesurée en utilisant la méthode Akerberg et al. (2015)<sup>3</sup>. Les statistiques descriptives sur les variables de production et les résultats d'estimation de la fonction de production sont disponibles en annexes A et B.

A la différence du chapitre 3, nos données vont de 2009 à 2015 pour des raisons de disponibilité des données contextuelles. Au total, nous disposons de 52 087 entreprises pour 263 588 observations. Trois variables de niveau 3 (niveau départemental) sont incluses dans l'équation. Il s'agit de la densité en entreprises de la construction française définie par le nombre de salariés du secteur rapporté à la superficie du département en logarithme (*lndens*) ; du taux de chômage par département (*txchomage*) et de l'indice de spécificité sectoriel (*indsect*). Ces variables locales sont fournies par l'Insee et sont détaillées en annexe A. La densité permet de caractériser le rôle de l'activité économique d'une zone et d'apprécier les effets d'agglomération externe (Levratto et Garsaa, 2016). Le taux de chômage est un indicateur de santé financière de la zone géographique capable d'englober les caractéristiques de l'offre et de la demande. Il constitue ce qu'on appelle la propension locale à générer de la richesse (Levratto et Garsaa, 2016).

Conformément à Kubrak (2013), nous considérons ici l'indice de spécificité sectoriel qui compare l'importance d'un secteur d'activités dans la zone d'étude et dans l'ensemble du territoire. Il est généralement défini par :  $r_i^k = \frac{X_i^k/X_i}{X^k/X}$  où  $i$  correspond à la zone géographique (départements) ;  $k$  équivaut aux secteurs (précisément à la nomenclature d'activité française du secteur de la construction) ;  $X_i^k$  = Emploi du sous-secteur  $k$  dans la zone  $i$  ;  $X^k$  = Emploi total dans le sous-secteur  $k$  ;  $X_i$  = Emploi total dans la zone  $i$  et  $X$  renvoie à l'emploi total.

Cependant, la valeur maximale de cet indicateur dépend de la taille de la zone, ce qui peut être gênant quand on travaille sur une unité spatiale de grande taille par rapport au territoire de référence. Pour pallier ce problème, on choisit de comparer la zone non plus à l'ensemble du territoire, mais au reste du territoire. Ainsi, un indice de spécificité sectoriel modifié est préféré. Il s'écrit :  $\tilde{r}_i^k = \frac{X_i^k/X_i}{(X^k - X_i^k)/(X - X_i)} = indsect$ .

---

<sup>3</sup>Voir les chapitres précédents pour plus d'informations sur la méthode.

### 4.3.2 Hétérogénéité de la productivité dans la construction française

L'objectif de cette sous-section est de faire apparaître les disparités de productivité par sous-secteurs de la construction, par taille et par département. En examinant les tableaux 1 et 2, on observe que la productivité du travail et la PGF moyennes sur l'ensemble de l'échantillon sont de 0,637 et 53,846 respectivement. A l'exception des travaux spécialisés, les autres sous-secteurs ont une productivité moyenne du travail supérieure à la moyenne de l'ensemble du secteur. Au niveau de la PGF, seule la promotion immobilière est au dessus de la moyenne générale.

Une hétérogénéité analogue existe au niveau de la taille des entreprises. Il apparaît que les micro-entreprises affichent une productivité moyenne de la main d'oeuvre supérieure à celle de l'échantillon global, tandis que celle des grandes entreprises coïncide avec la productivité moyenne du travail de la construction française dans son ensemble. Il en est de même pour les PGF moyennes : les micro et les grandes entreprises affichent des PGF moyennes supérieures à celle de l'ensemble du secteur de la construction. Les dispersions autour de la moyenne (exprimées en écart-type), le minimum et maximum, le premier et dernier percentile des productivités sont également très hétérogènes qu'elles soient appréciées en fonction de l'activité principale ou de la taille. Ces différences en fonction de la taille s'expliquent par le niveau d'intégration plus élevé dans les petites entreprises qui, de plus, comportent moins de personnel de service et de soutien.

L'analyse de la distribution des productivités à travers les fonctions de densité, disponible en annexe C, complète cette sous-section. Il en résulte que, bien que les distributions diffèrent selon le sous-secteur et la taille, toutes les fonctions de densité révèlent une asymétrie positive en cohérence avec la combinaison des théories néo-schumpétériennes et néo-classiques, où la PGF est conçue comme un indicateur de la technologie produite par quelques entreprises innovantes de premier plan. Ce point a été analysé par Aiello et Ricotta (2016).

Les productivités moyennes dans la construction française sont également très hétérogènes sur toute l'étendue du territoire français. Les cartes suivantes (figures 1, 2, 3 et 4) représentent cette différence. Les cartes 1 et 2 renvoient respectivement à la productivité moyenne du travail et à la PGF moyenne entre 2009 et 2015 ; les figures 3 et 4 représentent respectivement les taux de croissance moyens de la productivité du travail et de la PGF. Elles rendent compte du niveau plus élevé des indicateurs de productivité (travail et PGF) dans les métropoles françaises, notamment en Île-de-France, Marseille, Lyon, Bordeaux, Toulouse, Strasbourg et également dans la partie Nord du pays.

La dynamique des taux de croissance moyens est également très différente selon les territoires. La croissance moyenne de la productivité du travail est élevée dans le Sud, le Nord, le département de Corse et un peu dans le Grand Ouest ; celle de la PGF est plus élevée à Paris, dans le Nord-Ouest, le Nord-Est et dans le Centre-Nord.

Ces résultats s'expliquent par la bulle immobilière qui s'est développée au cours de la période faisant suite à la crise des années 2007-2009. La politique de crédit facile stimulée par les faibles taux d'intérêt a augmenté la demande de logements et stimulé la construction de locaux professionnels ce qui a entraîné l'ensemble de la filière.

Table 1 – Statistiques descriptives sur la productivité du travail

	N	Mean	Sd	Min	Max	P1	P99	Skewness	Kurtosis
<b>Ensemble de la construction</b>	263 588	0.637	0.399	0	27.233	0.152	1.889	15.446	782.261
<b>Sous-secteurs :</b>									
Promotion immobilière	1 728	1.371	1.842	0.006	37.233	0.055	6.837	9.034	133.119
Construction de bâtiments	14 310	0.661	0.493	0.005	14.275	0.113	2.529	7.312	107.162
Génie civil	6 725	0.712	0.673	0.01	16.375	0.172	2.867	10.865	173.866
Travaux spécialisés	240 825	0.629	0.345	0	29.319	0.158	1.781	11.451	574.335
<b>Taille :</b>									
Micro-entreprises	187 785	0.665	0.445	0.001	37.233	0.137	2.043	15.027	698.31
Petites entreprises	70 131	0.567	0.241	0	13.985	0.214	1.333	7.74	230.627
Moyennes entreprises	5 315	0.591	0.184	0.019	3.137	0.233	1.139	1.818	15.967
Grandes entreprises	357	0.637	0.191	0.215	1.56	0.311	1.212	1.123	5.202

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Table 2 – Statistiques descriptives sur PGF

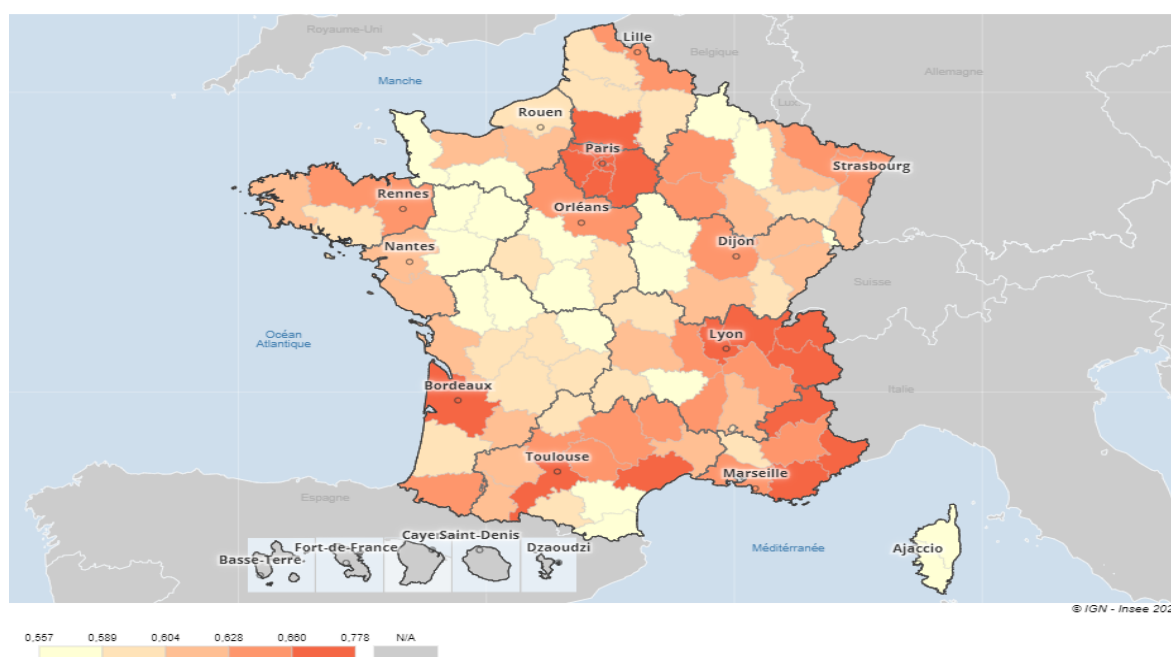
	N	Mean	Sd	Min	Max	P1	P99	Skewness	Kurtosis
<b>Ensemble de la construction</b>	263 588	53.846	11.427	15.627	861.213	36.423	92.34	6.744	201.604
<b>Sous-secteurs :</b>									
Promotion immobilière	1 728	65.458	25.582	17.643	467.824	28.427	146.659	4.263	46.128
Construction de bâtiments	14 310	53.673	9.939	21.249	189.571	35.017	87.38	2.357	18.651
Génie civil	6 725	52.36	10.411	20.699	200.016	36.696	93.301	3.429	26.423
Travaux spécialisés	240 825	53.814	11.327	15.627	861.213	36.515	91.649	6.958	217.217
<b>Taille :</b>									
Micro-entreprises	187 785	54.291	11.991	15.627	467.824	35.656	95.968	4.525	64.31
Petites entreprises	70 131	52.75	9.978	16.039	861.213	39.214	80.863	16.705	945.687
Moyennes entreprises	5 315	52.482	7.377	23.136	210.476	40.257	72.416	5.493	98.172
Grandes entreprises	357	55.393	6.865	36.929	75.053	43.259	71.941	0.516	2.744

Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE



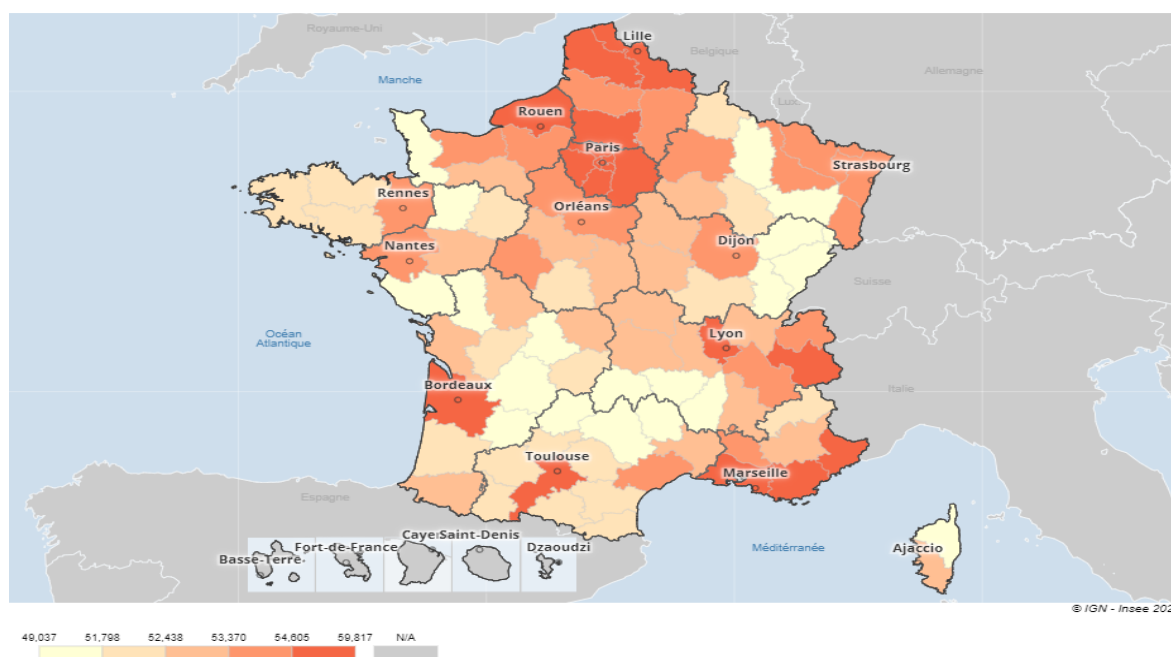
## CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

Figure 1 – Répartition de la productivité moyenne du travail entre 2009 et 2015



Sources : Cartographie de l'auteur à partir du fichier FARE et de l'INSEE

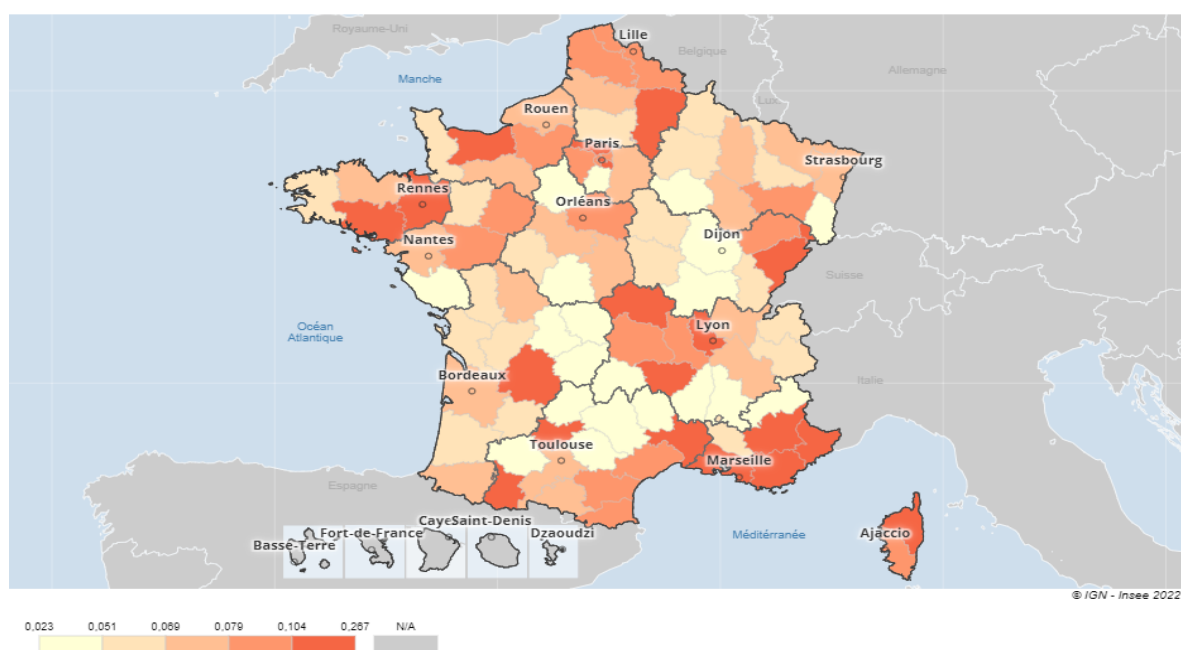
Figure 2 – Répartition de la PGF moyenne entre 2009 et 2015



Sources : Cartographie de l'auteur à partir du fichier FARE et de l'INSEE

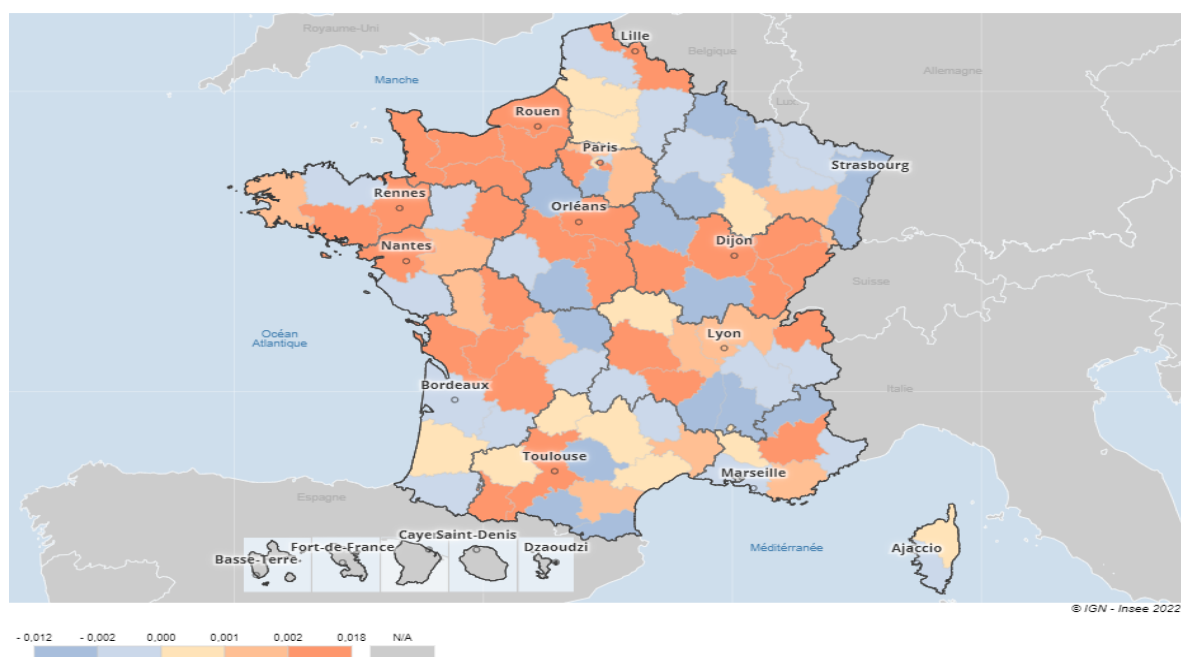
## CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

Figure 3 – Croissance moyenne de la productivité du travail entre 2009 et 2015



Sources : Cartographie de l'auteur à partir du fichier FARE et de l'INSEE

Figure 4 – Croissance moyenne de la PGF entre 2009 et 2015



Sources : Cartographie de l'auteur à partir du fichier FARE et de l'INSEE

## 4.4 Présentation des résultats

### 4.4.1 Modèles vides et augmentés

Dans la sous-section précédente, nous avons mis en évidence l'existence d'une hétérogénéité en matière de productivité par sous-secteurs de la construction française, par taille et par localisation. Nous en analysons l'origine au moyen de la méthode multiniveaux qui permet d'intégrer l'hétérogénéité non observée dans le modèle en tenant compte de la structure hiérarchique des données. Le tableau 3 montre les résultats de nos estimations au niveau des 96 départements français. Dans les modèles augmentés (colonnes 3 et 5), nous avons introduit les effets fixes sectoriels. Les colonnes 2 et 3 concernent la productivité apparente du travail tandis que les colonnes 4 et 5 renvoient à la PGF. Le test du ratio de vraisemblance des deux modèles vides (colonnes 2 et 4) est significativement différent de zéro, ce qui confirme l'utilisation du modèle multiniveaux. Les caractéristiques départementales spécifiques non prises en compte représentent 12,33% (respectivement 7,72%) de la productivité apparente du travail (respectivement de la PGF). Les années expliquent 41,50% (respectivement 31,52%) de l'hétérogénéité de la productivité du travail (respectivement de la PGF). Les caractéristiques spécifiques à l'entreprise représentent 46,17% (respectivement 60,76%) de la productivité apparente du travail (respectivement de la PGF). Le pourcentage important de l'hétérogénéité expliquée par le niveau départemental confirme que la productivité d'une entreprise s'explique par une combinaison de facteurs individuels et locaux.

Le tableau 3 présente également les résultats obtenus en utilisant les variables de niveau 3 (densité de l'emploi dans la construction française, le taux de chômage au niveau des départements et l'indice de spécificité sectoriel). L'effet de chacune de ces variables sur la productivité est conforme aux attentes économiques. La densité d'emploi (*Indens*) affecte négativement le niveau de la productivité de la construction française. En d'autres termes, les externalités d'agglomération ne favorisent pas la performance économique des entreprises du secteur. Les études montrent, en général, que la densité a une influence positive sur la productivité pour compenser l'augmentation des coûts. Toutefois, il se peut que les inconvénients de l'agglomération (augmentation des coûts immobiliers et du salaire) éliminent les avantages d'une productivité plus élevée, rendant ainsi la relation négative (Glaeser et Mare, 2001). Le niveau de productivité est négativement corrélé au taux de chômage local. Puisque le taux de chômage peut être utilisé comme un indicateur de la demande, l'effet négatif confirme la relation keynésienne entre l'emploi et la demande de biens de consommation. Une baisse de la demande locale résultant d'une diminution du niveau d'emploi suite à un ajustement à la baisse du niveau de production des entreprises de construction situées dans la même zone tend à décourager la productivité du secteur. Ce résultat est similaire à celui de Levratto et Garsaa (2016) pour les entreprises industrielles. La spécificité des activités économiques du secteur de la construction au sein des départements français influence positivement la performance des entreprises. On confirme ici l'existence d'effets externes d'agglomération positifs.

L'effet des variables individuelles d'entreprises est conforme à celui du chapitre 3 avec quelques changements mineurs. Nous trouvons une relation en forme de U-inversé entre l'âge des entreprises et la productivité du travail, une relation linéaire et strictement décroissante entre la même variable explicative et le niveau de la PGF, un lien positif entre la proportion des cadres et la productivité, un lien positif entre les dépenses de R&D approximées par les immobilisations incorporelles et la productivité, un impact négatif du ratio d'endettement sur le niveau de la productivité et enfin une relation positive entre le taux de rotation des actifs et la

CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

productivité. Ces résultats confirment ceux du chapitre précédent. Cependant, contrairement à ce dernier, nous trouvons à présent une relation positive et statistiquement significative entre la proportion des professions intermédiaires et le niveau de la productivité. Les entreprises qui ont le statut de tête de groupe et les filiales sont plus efficaces que les entreprises indépendantes.

Table 3 – Modèle multiniveaux au niveau des départements

Variables	<i>lnpt</i>		<i>lnpgf</i>	
	Modèle vide	Modèle augmenté	Modèle vide	Modèle augmenté
<i>Constante</i>	-0.571*** (0.00169)	-1.098*** (0.0358)	3.972*** (0.00068)	4.041*** (0.0126)
<i>lnold</i>		0.02*** (0.00409)		-0.02*** (0.00143)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>		-0.002 (0.00108)		-0.001*** (0.000378)
<i>cadre</i>		0.02*** (0.00406)		0.01*** (0.00142)
<i>profinter</i>		0.01*** (0.00257)		0.002*** (0.0009)
<i>employe</i>		-0.0004 (0.00225)		-5.11e-05 (0.000787)
<i>lnrd</i>		0.04*** (0.0009)		0.003*** (0.000315)
<i>tg</i>		0.193*** (0.00961)		0.02*** (0.00337)
<i>controle</i>		0.154*** (0.00514)		0.01*** (0.00181)
<i>debt</i>		-0.01*** (0.000721)		-0.002*** (0.000252)
<i>rotation</i>		0.01*** (0.000567)		0.003*** (0.000198)
<i>Indens</i>		-0.115*** (0.00155)		-0.01*** (0.000544)
<i>txchomage</i>		-0.05*** (0.000848)		-0.01*** (0.000297)
<i>indsect</i>		0.01*** (0.00148)		0.001*** (0.000520)
Observations	263 588	180 746	263 588	180 746
<b>Groupes</b>				
Entreprises	52 087	36 681	52 087	36 681
Départements	96	96	96	96
<b>Variance</b>				
Entreprise	0.102	0.091	0.019	0.015
Département	0.027	0.045	0.002	0.001
Année	0.092	0.058	0.01	0.007

CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

<b>ICC(%)</b>				
Entreprise	46.17	46.86	60.76	64.21
Département	12.33	23.38	7.72	6.17
Année	41.50	29.76	31.52	29.62
Log vraisemblance	-112 998.84	-43 824.89	168 774	145 811.7
LR test	1.1e+05***	98 951.05***	1.6e+05***	1.1e+05***

La section suivante consistera à vérifier la robustesse de nos résultats d'estimation en optant pour une maille géographique beaucoup plus fine.

#### 4.4.2 Tests de robustesse

Nous complétons l'analyse de l'influence du contexte local sur la productivité de la firme par la prise en compte d'une maille spatiale plus fine que le département. A cette fin, nous choisissons de travailler à l'échelle de la zone d'emploi.

Selon l'INSEE, une zone d'emploi (ZE) est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. Calculée selon des critères socio-économiques, la ZE est beaucoup plus pertinente et adaptée aux études locales que le département. Le zonage choisi est celui de 2010 car nos données géographiques sont liées à ce découpage. Les trois variables de contexte précédentes sont incluses dans le modèle multiniveaux au niveau des ZE : la densité (*lndens*) au niveau de la ZE; le taux de chômage dans la ZE (*txchomage*) et l'indice de spécificité sectoriel au niveau de la ZE (*indsect*). Les données sur les 304 zones d'emploi, le taux de chômage dans la ZE et la superficie des ZE proviennent de l'Insee.

Les deux modèles vides (colonnes 2 et 4) du tableau 4 confirment l'importance de l'effet de contexte mais à un niveau moindre que lorsque les départements sont utilisés comme niveau 3 du modèle multiniveaux. En effet, en remplaçant les départements par les ZE, l'effet géographique passe de 12,33% à 5,13% pour la productivité du travail et de 7,72% à 2,95% pour la PGF. Cependant, cet effet de contexte est robuste quelle que soit la variable dépendante. Les caractéristiques locales restent cruciales pour expliquer les écarts de productivité entre les entreprises du secteur. Les tests du ratio de vraisemblance confirment l'utilisation du modèle multiniveaux quelle que soit la variable dépendante.

Dans les modèles augmentés, les mêmes effets fixes sectoriels au niveau des sous-classes (NAF rév. 2, 2008 - Niveau 5) du secteur de la construction ont été introduits. L'effet de localisation est plus élevé et représente 16,18% pour la productivité du travail contre 4,83% pour la PGF. Toutes les variables individuelles (niveau 2) et locales (niveau 3) conservent à la fois leur signe et leur significativité, même si la significativité diminue pour certaines variables (on passe de 1% à 5% pour la variable "âge" lorsque la productivité du travail est la variable dépendante ; de 1% à 5% pour la proportion de cadres, de professions intermédiaires et pour l'indice de spécificité sectoriel lorsque la PGF est la variable dépendante). Nos résultats sont donc robustes à ce changement de variable de niveau 3.

CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE MULTINIVEAUX

Table 4 – Modèle multiniveaux au niveau des zones d'emploi

Variables	<i>lnpt</i>		<i>lnpgf</i>	
	Modèle vide	Modèle augmenté	Modèle vide	Modèle augmenté
<i>Constante</i>	-0.569*** (0.00169)	-0.832*** (0.0338)	3.972*** (0.00068)	4.025*** (0.0122)
<i>lnold</i>		0.01** (0.00413)		-0.03*** (0.00144)
<i>ln<sup>2</sup>old</i>		-0.004*** (0.00108)		-0.001*** (0.000379)
<i>cadre</i>		0.02*** (0.00410)		0.005** (0.00142)
<i>profinter</i>		0.01*** (0.00261)		0.002** (0.000901)
<i>employe</i>		0.001 (0.00228)		3.85e-05 (0.000787)
<i>lnrd</i>		0.04*** (0.000883)		0.003*** (0.000314)
<i>tg</i>		0.150*** (0.00938)		0.02*** (0.00335)
<i>controle</i>		0.111*** (0.00487)		0.02*** (0.00177)
<i>debt</i>		-0.01*** (0.000732)		-0.002*** (0.000253)
<i>rotation</i>		0.01*** (0.000578)		0.003*** (0.000199)
<i>Indens</i>		-0.116*** (0.00136)		-0.01*** (0.000469)
<i>txchomage</i>		-0.03*** (0.000715)		-0.01*** (0.000246)
<i>indsect</i>		0.005*** (0.00111)		0.001** (0.000361)
Observations	263 588	180 746	263 588	180 746
<b>Groupes</b>				
Entreprises	52 087	36 882	52 087	36 882
Zone d'emploi	304	304	304	304
<b>Variance</b>				
Entreprise	0.119	0.097	0.021	0.016
Zone d'emploi	0.011	0.030	0.001	0.001
Année	0.091	0.057	0.01	0.008
<b>ICC(%)</b>				

CHAPITRE 4. L'HÉTÉROGÉNÉITÉ EN MATIÈRE DE PRODUCTIVITÉ DES  
ENTREPRISES DU SECTEUR DE LA CONSTRUCTION EN FRANCE : UNE ANALYSE  
MULTINIVEAUX

---

Entreprise	53.90	52.58	65.86	65.79
Zone d'emploi	5.13	16.18	2.95	4.83
Année	40.97	31.24	31.19	29.38
Log vraisem- blance	-112 892.43	-45 068.669	168 833.42	145 791.09
LR test	1.1e+05***	95 778.55***	1.6e+05***	1.1+05***

## 4.5 Conclusion

Ce chapitre a analysé l'hétérogénéité de la productivité dans le secteur de la construction en France métropolitaine en utilisant les facteurs individuels d'entreprises et de localisation. Nous avons utilisé des données disponibles entre 2009 et 2015. La stratégie d'identification adoptée est un modèle multiniveaux qui considère les années comme le premier niveau du modèle, les entreprises constituent le deuxième niveau dans la hiérarchie des données et les départements représentent le troisième niveau. Les différentes activités du secteur sont considérées comme des effets fixes de contrôle.

Nos résultats ont mis en évidence une forte hétérogénéité en matière de productivité dans la construction française au niveau des départements, des sous-secteurs de la construction et de la taille des entreprises. Ceci nous conduit à analyser la part de l'hétérogénéité de la productivité due aux spécificités des entreprises et celle qui dépend de la localisation géographique. Pour ce faire, nous avons considéré les données de 52 087 entreprises qui, traitées à partir d'un modèle multiniveaux, nous ont permis de dégager deux résultats.

Premièrement, l'hétérogénéité de la productivité est fortement affectée par des facteurs spécifiques à l'entreprise. En effet, dans les modèles vides, la proportion de la variabilité de la productivité du travail et de la PGF apportée par le deuxième niveau (niveau départemental) de notre structure hiérarchique est de 46,17% et de 60,76% respectivement. L'indice de corrélation intra-classe du premier niveau (niveau temporel) du modèle est également élevé. Ils sont de 41,5% et 31,52% pour la productivité du travail et la PGF respectivement.

Deuxièmement, le rôle du contexte géographique (niveau 3 du modèle) s'est révélé particulièrement important. Nous avons montré que 12,33% (respectivement 7,72%) de la variabilité de la productivité de la main d'oeuvre (respectivement de la PGF) est attribuable aux caractéristiques des départements. Les résultats sont robustes à la prise en compte des zones d'emploi comme troisième niveau du modèle.

Malgré leur capacité à rendre compte de l'influence du contexte local et de l'environnement de l'entreprise, les modèles multiniveaux comportent certaines limites qui en atténuent la portée. En effet, nous avons montré dans ce chapitre, comme dans le précédent, que les facteurs qui influencent la productivité, quel que soit l'indicateur retenu, sont si nombreux et interdépendants qu'une approche économétrique ne permet pas de les traiter simultanément ou de les contrôler. Les variables latentes non prises en compte dans les spécifications font que les effets nets dégagés sont, en réalité, des effets joints et non absolus ce qui tend à minorer l'importance du rôle de la localisation comme déterminant de la performance.

Malgré cette relative faiblesse, les perspectives offertes par ce type de méthode sont nombreuses. Elles ouvrent en effet la voie à l'analyse d'autres formes de disparités spatiales en rapport avec les performances ou les trajectoires de croissance des entreprises. Ces analyses soulèvent également la question de la manière dont les caractéristiques locales peuvent être décrites, de préférence à une maille spatiale fine, ce qui requiert des données localisées encore relativement rares.



## Annexes

### Annexe A : Statistiques descriptives

Table 5 – Description des variables de production

Variabiles	N	Mean	Sd	Min	Max
Production réelle par tête (€×1,000)	263 588	1.663	1.621	0.011	128.33
Production réelle par tête (en log)	263 588	0.342	0.531	-4.519	4.855
Valeur ajoutée réelle par tête (€×1,000)	263 588	0.637	0.399	0.0003	37.233
Valeur ajoutée réelle par tête (en log)	263 588	-0.559	0.461	-8.248	3.617
Emploi	263 588	10.611	32.352	1	4 635
Emploi (en log)	263 588	1.714	1.053	0	8.441
Investissements réels par tête (€×1,000)	263 588	0.058	0.266	7.10e-06	67.233
Investissements réels par tête (en log)	263 588	-3.926	1.510	-11.856	4.208
Intensité capitalistique (€×1,000)	263 588	0.396	1.513	0.0001	266.897
Intensité capitalistique (en log)	263 588	-1.515	1.050	-8.807	5.587
Biens intermédiaires réels par tête (€×1,000)	263 588	0.010	0.014	0.00006	1.191
Biens intermédiaires réels par tête (en log)	263 588	-4.855	0.694	-9.686	0.175
Immobilisations incorporelles par tête (€×1,000)	263 588	3.760	132.832	0	54 592.844
Immobilisations incorporelles par tête (en log)	182 879	0.166	1.804	-7.717	10.908

Source : Fichier FARE

Table 6 – Description des variables locales

Variabiles	N	Mean	Sd	Min	Max
$lndens_{dep}$	263 588	-6.805	1.318	-9.208	1.604
$lndens_{ze}$	263 588	-5.849	1.355	-9.077	1.869
$txchomage_{dep}$	263 588	9.357	1.780	4.9	15.3
$txchomage_{ze}$	263 588	9.359	2.043	4.4	18.2
$indsect_{dep}$	263 588	1.223	1.249	0.002	147.962
$indsect_{ze}$	263 588	1.333	1.562	0.002	129.159

Source : INSEE

Note :  $lndens_{dep}$ ,  $txchomage_{dep}$  et  $indsect_{dep}$  sont respectivement le logarithme de la densité en entreprises de la construction française par département, le taux de chômage par département et l'indice de spécificité sectoriel par département. L'indice  $ze$  renvoie à la zone d'emploi.

## Annexe B : Estimation de la fonction de production

Table 7 – Estimation de la fonction de production par la méthode ACF

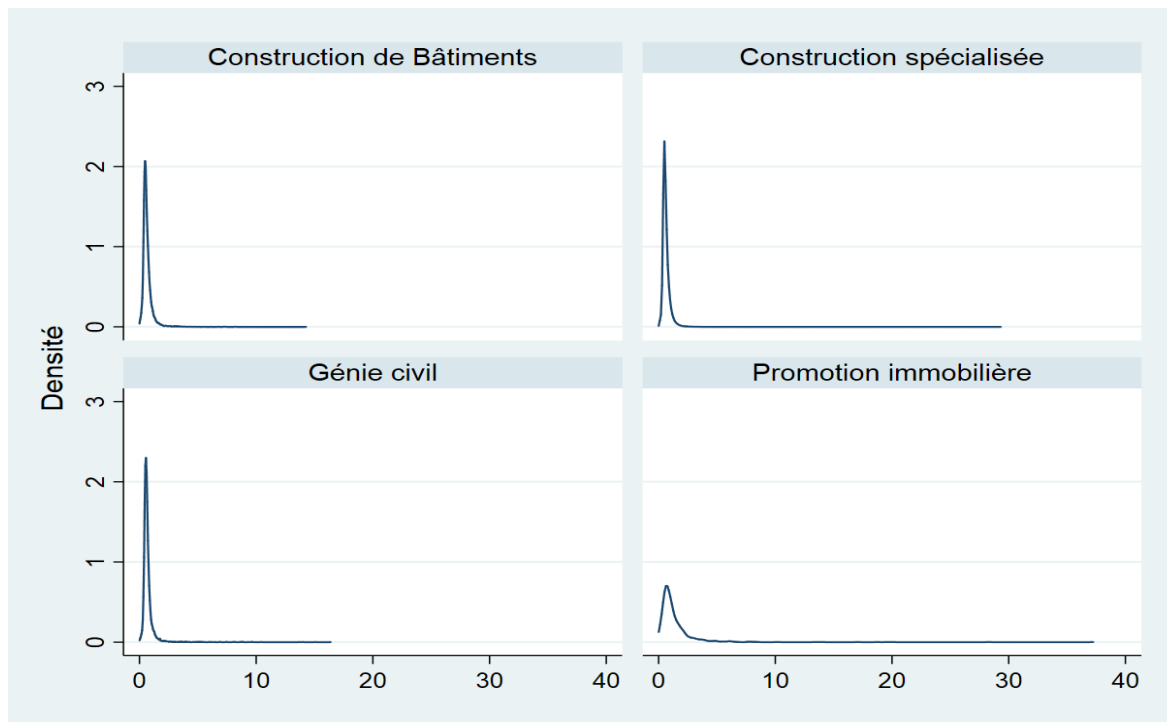
Variable dépendante: $\ln(Y/L)$	Secteur de la construction dans son ensemble
$\gamma$	-0.0143*** (8.29e-08)
$\beta_k$	0.0703*** (9.19e-06)
$\beta_m$	0.720*** (9.51e-08)
N	263 588
ID	52 087
Area FE	OUI
Sub-sector FE	OUI
Year FE	OUI

Les écarts types robustes sont entre parenthèses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Note :  $\gamma$  = effet d'échelle =  $(\beta_l + \beta_k + \beta_m - 1)$ ;  $\ln(Y/L)$  = logarithme de la production par travailleur;  $\beta_k$  est l'élasticité du capital par travailleur;  $\beta_m$  est l'élasticité des intrants intermédiaires par travailleur; N est le nombre d'observations; ID est le nombre d'unités légales; Area FE, Sub-sector FE et Year FE sont respectivement les effets fixes départementaux, sous-secteurs du secteur de la construction et temporels.

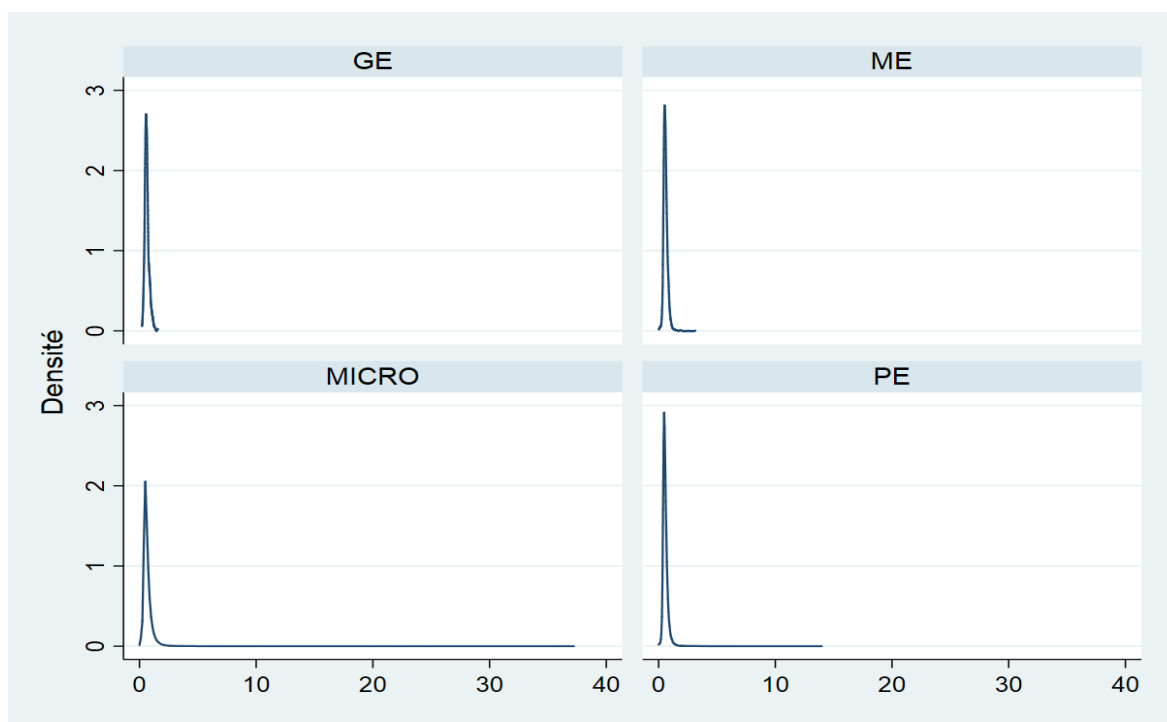
### Annexe C : Distribution des productivités

Figure 5 – Distribution de la productivité du travail par sous-secteurs



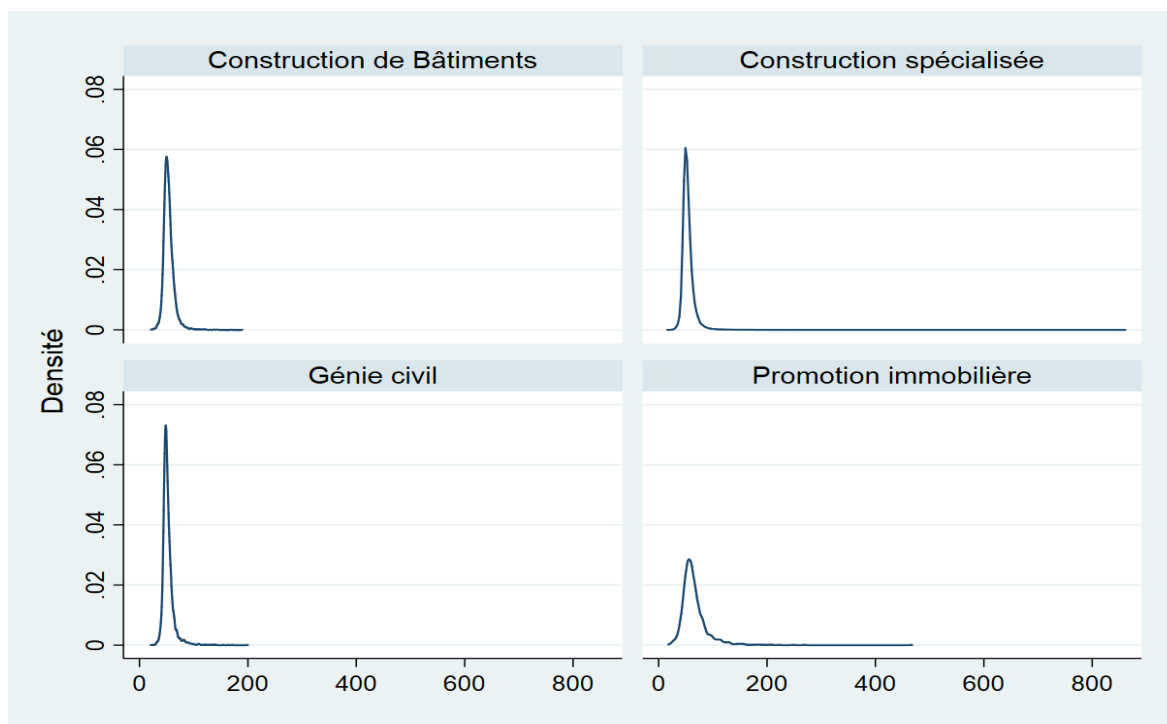
Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Figure 6 – Distribution de la productivité du travail par taille



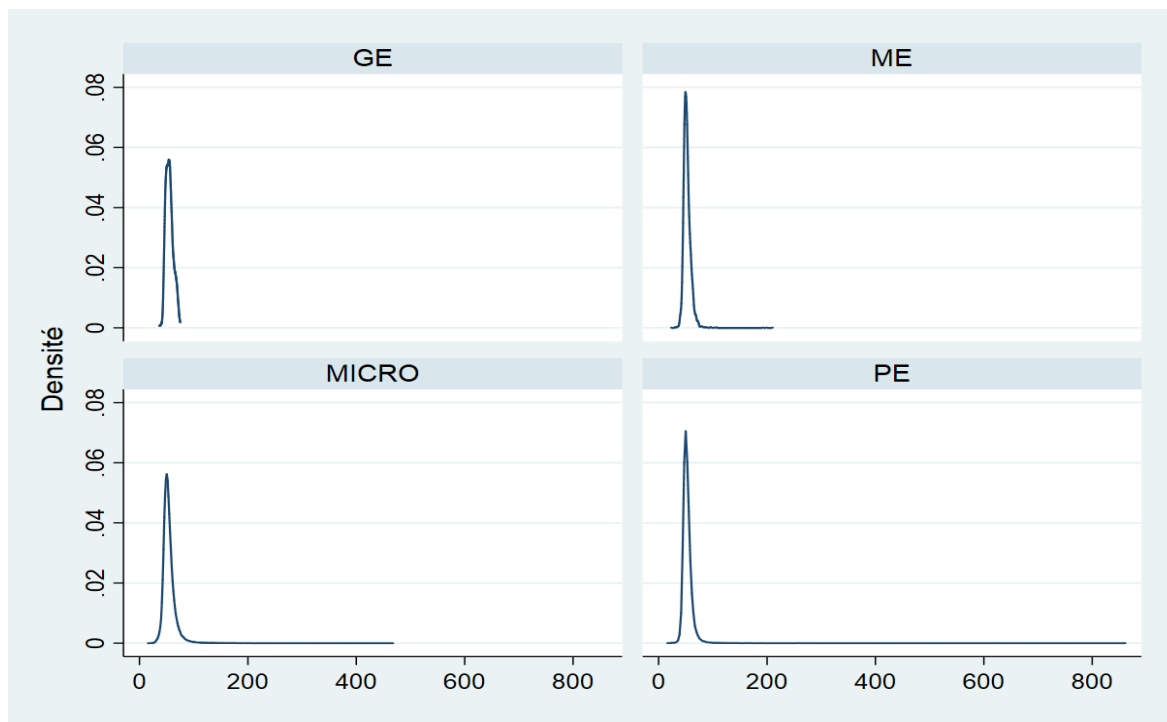
Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Figure 7 – Distribution de la PGF par sous-secteurs



Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE

Figure 8 – Distribution de la PGF par taille



Source : Calculs de l'auteur à partir du fichier FARE



# Conclusion générale

Le secteur européen de la construction, en particulier le secteur français, a connu un ralentissement des niveaux de productivité au cours des dernières décennies. Si l'importance du secteur est reconnu dans presque toutes les économies européennes, les études qui s'intéressent à sa performance économique restent relativement peu nombreuses. Afin de combler le besoin en connaissance, notre thèse porte sur l'analyse économique de sa performance et plus particulièrement sur la productivité appréciée tant au niveau du secteur que des entreprises. Notre contribution à la littérature porte ainsi sur les méthodes mobilisées et le domaine d'application.

Au delà de la productivité apparente du travail, un accent particulier est mis sur la productivité globale des facteurs (PGF). C'est ainsi que dans le premier chapitre, nous avons passé en revue plusieurs méthodes de mesure de la PGF adaptées au secteur de la construction. L'objectif était, d'une part, de mesurer la PGF qui est une métrique beaucoup plus complète que la productivité du travail mais qui est peu utilisée dans la construction, et, d'autre part, de mettre en évidence les spécificités du secteur. La réalisation de la recherche a principalement reposé sur deux bases de données. Premièrement, des données sectorielles de la base *Structural Analysis (STAN)* de l'OCDE, qui comprend un panel non cylindré de 23 pays entre 1970 et 2017. Deuxièmement, des données au niveau des entreprises françaises métropolitaines provenant du *Fichier Approché des Résultats ESANE (FARE)* disponibles sur la période 2009-2018. Nous nous sommes spécifiquement intéressés au sous-secteur "Construction de bâtiments résidentiels et non résidentiels" car il a l'avantage d'être fortement intensif en travail et représentatif de l'ensemble du secteur.

Le chapitre 1 a tout d'abord montré un contraste entre la construction et l'industrie. Qu'il s'agisse des données sectorielles ou d'entreprises, les rendements d'échelle sont décroissants dans le secteur de la construction tandis qu'ils sont croissants au niveau de l'industrie manufacturière. Autrement dit, l'amplitude de la variation de la production est moins importante que celle de la variation des facteurs de production utilisés dans la construction. Une analyse approfondie de ce résultat nous a amené à considérer que les grandes entreprises, relativement peu nombreuses, ont un poids important dans ce secteur, ce qui correspond à une structure du marché de type oligopolistique. Ensuite, l'intensité capitalistique est apparue relativement faible dans la construction (tant au niveau sectoriel qu'au niveau des entreprises) et les élasticités calibrées ont montré que le secteur est plus intensif en travail qu'en capital. Par ailleurs, en utilisant la méthode DEA, nous remarquons que seule la construction américaine est proche de la frontière d'efficience, tandis que l'industrie manufacturière atteint ce niveau dans plusieurs pays. Au niveau des données d'entreprises, nous avons montré que l'efficacité des firmes est proportionnelle à la taille. Enfin, ce chapitre a démontré la supériorité de la méthode Akerberg et al. (2015) qui semble bien s'apparenter aux caractéristiques économiques du secteur de la construction.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

---

Dans le chapitre 2, nous avons étudié l'impact des réglementations sur la PGF de la construction des pays de l'OCDE. En complément des études précédentes sur le sujet généralement réalisées par des ingénieurs et ciblées sur un pays, nous avons innové en réalisant une étude sur données sectorielles avec plusieurs pays et dans une optique de comparaison avec l'industrie manufacturière. Les résultats du chapitre 2 ont montré que la croissance moyenne de la PGF dans la construction entre 1995 et 2015 est plus faible (-0,1%) que celle de l'industrie manufacturière (0,15%). De plus, les différences fondamentales entre la croissance de la construction et celle de l'industrie manufacturière se situent principalement au niveau des contributions de l'intensité des facteurs (intensité capitaliste et intensité des intrants intermédiaires). Dans ce contexte, l'impact de la réglementation sur la PGF de la construction des pays de l'OCDE estimé sur un panel de 20 pays entre 2006 et 2015 a mis en évidence un effet négatif et significatif du nombre de procédures requises pour construire un bâtiment sur la productivité de la construction. Cette conclusion s'est révélée robuste à différentes spécifications du modèle. La diminution du nombre de procédures pourrait ainsi contribuer à l'accroissement de la productivité mais avec un risque possible sur la qualité des bâtiments.

Dans le chapitre 3, nous avons étudié les déterminants de la productivité dans les entreprises françaises de la construction entre 2009 et 2018. Mettant en évidence la décroissance des rendements d'échelle et la faible élasticité de l'intensité du capital, ce chapitre nous a permis de souligner le rôle des caractéristiques structurelles des entreprises et des stratégies adoptées sur le niveau et la variation de la productivité. Nous avons ainsi montré que plus les entreprises sont de grande taille, âgées, engagées dans l'innovation et bien dotées en capital humain, plus leur productivité est élevée. Nos hypothèses ont été confirmées même si, pour l'âge, un effet mitigé a été mis en évidence. Nous avons également montré que les filiales de groupes sont moins productives que les entreprises indépendantes.

L'analyse a été complétée par le chapitre 4 qui a cherché à éclairer l'hétérogénéité du secteur en matière de productivité à l'aide d'un modèle multiniveaux. A notre connaissance, il n'existe pas d'autre étude de ce type pour le secteur de la construction. Elle confirme l'intérêt de combiner les facteurs individuels et géographiques pour expliquer la diversité des performances des entreprises en ce sens que 12,33% (respectivement 7,72%) de la variabilité de la productivité de la main d'oeuvre (respectivement de la PGF) est attribuable aux caractéristiques des départements. Ces résultats sont robustes à la prise en compte des zones d'emploi. La densité en emploi, le taux de chômage et l'indice de spécificité sectorielle apparaissent ainsi comme facteurs explicatifs de la productivité.

Il ressort de ces résultats trois principales recommandations de politiques publiques. Il nous semble important de souligner que, même si nos résultats ont montré que l'intensification du nombre de procédures a un effet négatif sur la productivité du secteur de la construction, ces démarches administratives font partie intégrante du fonctionnement du secteur en garantissant la sécurité et la durabilité des biens construits. Il ne saurait donc être question de considérer que toutes les réglementations, ou presque, devraient être allégées ou supprimées. D'abord, nous recommandons aux entreprises de mettre l'accent sur les formations liées aux réglementations afin que les salariés soient en conformité avec la réglementation, assurent les activités de construction en toute sécurité et puissent répondre aux besoins du marché en terme de qualité. Ensuite, nous recommandons de mettre l'accent sur le processus d'harmonisation des normes et des certifications pour tenir compte de l'hétérogénéité du secteur. Enfin, les politiques publiques pourraient être mieux orientées pour augmenter les investissements en R&D, attirer plus de capital humain et réduire la dette des entreprises afin de stimuler la productivité.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

---

Malgré la nouveauté et les apports de cette recherche, quelques limites sont à mentionner. Dans le premier chapitre, nous avons comparé le secteur de la construction et l'industrie manufacturière des pays membres de l'OCDE. Par contre, au niveau des données d'entreprises, nous sommes limités uniquement au secteur de la construction, ce qui empêche de mener les comparaisons à leur terme. L'enrichissement de la base de données pourra y remédier dans de futurs travaux. Dans le chapitre 2, deux principales limites existent. D'une part, notre étude ne prend pas en compte les indicateurs de réglementation liés à l'environnement qui peuvent impacter positivement la performance du secteur de la construction confirmant ainsi l'hypothèse de Porter (1991). D'autre part, bien que facilitant la comparaison internationale, les données sectorielles ne prennent pas en compte la spécificité des entreprises. Il serait donc intéressant de refaire la même étude en utilisant des données au niveau des firmes. Pour des raisons de validité externe, les chapitres 3 et 4 pourraient être étendus à d'autres pays européens. Nous pourrions ainsi mener à l'avenir une analyse micro-internationale.



# Bibliographie

- Abdel Fattah, L., Arcuri, G., Garsaa, A., and Levratto, N. (2020). Firm financial soundness and knowledge externalities: A comparative regional analysis. *Papers in Regional Science*, 99(5):1459–1486. Publisher: Wiley Online Library.
- Akerberg, D., Benkard, C. L., Berry, S., and Pakes, A. (2007). Econometric tools for analyzing market outcomes. *Handbook of econometrics*, 6:4171–4276. Publisher: Elsevier.
- Akerberg, D. A., Caves, K., and Frazer, G. (2015). Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica*, 83(6):2411–2451.
- Aghion, P. and Griffith, R. (2005). *Competition and Growth. Reconciling Theory and Evidence*. The MIT Press, Cambridge MA.
- Aghion, P. and Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 323–351.
- Aiello, F. and Bonanno, G. (2018). Multilevel empirics for small banks in local markets. *Papers in Regional Science*, 97(4):1017–1037. Publisher: Wiley Online Library.
- Aiello, F., Pupo, V., and Ricotta, F. (2014). Explaining total factor productivity at firm level in Italy: Does location matter? *Spatial Economic Analysis*, 9(1):51–70. Publisher: Taylor & Francis.
- Aiello, F., Pupo, V., and Ricotta, F. (2015). Firm Heterogeneity in TFP, sectoral innovation and location. Evidence from Italy. *International Review of Applied Economics*, 29(5):579–607. Publisher: Taylor & Francis.
- Aiello, F. and Ricotta, F. (2016). Firm heterogeneity in productivity across Europe: evidence from multilevel models. *Economics of Innovation and New Technology*, 25(1):57–89. Publisher: Taylor & Francis.
- Allen, S. G. (1985). Why construction industry productivity is declining. *The Review of Economics and statistics*, pages 661–669. Publisher: JSTOR.
- Alon, T., Berger, D., Dent, R., and Pugsley, B. (2018). Older and slower: The startup deficit's lasting effects on aggregate productivity growth. *Journal of Monetary Economics*, 93:68–85. Publisher: Elsevier.
- Amara, M. and Thabet, K. (2019). Firm and regional factors of productivity: a multilevel analysis of Tunisian manufacturing. *The Annals of Regional Science*, 63(1):25–51. Publisher: Springer.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Arnold, J. M., Nicoletti, G., and Scarpetta, S. (2008). Regulation, allocative efficiency and productivity in OECD countries: industry and firm-level evidence. *OECD Economic Department Working Papers*. Publisher: OECD.
- Arrow, K. J. (1971). The economic implications of learning by doing. In *Readings in the Theory of Growth*, pages 131–149. Springer.
- Baldwin, J. R., Jarmin, R. S., and Tang, J. (2002a). *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication: comparaison Canada/États-Unis*. Statistique Canada.
- Baldwin, J. R., Jarmin, R. S., and Tang, J. (2002b). The trend to smaller producers in manufacturing: A Canada/US comparison. *Statistics Canada, Analytical Studies-Economic Analysis, Series 1F0027MIE*.
- Baldwin, R. E. and Okubo, T. (2006). Heterogeneous firms, agglomeration and economic geography: spatial selection and sorting. *Journal of economic geography*, 6(3):323–346. Publisher: Oxford University Press.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data*, volume 4. Springer.
- Banker, R. D., Charnes, A., and Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9):1078–1092. Publisher: INFORMS.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2):407–443. Publisher: MIT Press.
- Barro, R. J. and Lee, J.-W. (1993). International comparisons of educational attainment. *Journal of monetary economics*, 32(3):363–394.
- Barron, D. N., West, E., and Hannan, M. T. (1994). A time to grow and a time to die: Growth and mortality of credit unions in New York City, 1914–1990. *American Journal of Sociology*, 100(2):381–421. Publisher: University of Chicago Press.
- Bartelsman, E. J. and Doms, M. (2000). Understanding productivity: Lessons from longitudinal microdata. *Journal of Economic literature*, 38(3):569–594.
- Becker, G. S. (1964). Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. *National Bureau of Economic Research*. Publisher: NBER.
- Beinabaj, M. H., Soleimani, M., and Rashidi, M. (2013). The relationship between total asset turnover and productivity indicators of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Advances in Environmental Biology*, 7(8):1648–1653. Publisher: American-Eurasian Network for Scientific Information.
- Bell, A. and Jones, K. (2015). Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data. *Political Science Research and Methods*, 3(1):133–153. Publisher: Cambridge University Press.
- Bergeaud, A., Cette, G., and Lecat, R. (2016). Productivity trends in advanced countries between 1890 and 2012. *Review of Income and Wealth*, 62(3):420–444.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Bergeaud, A., Cette, G., and Lecat, R. (2017). Total factor productivity in advanced countries: A long-term perspective. *International Productivity Monitor*, page 6. Publisher: Centre for the Study of Living Standards.
- Berlemann, M. and Wesselhöft, J.-E. (2014). Estimating aggregate capital stocks using the perpetual inventory method. *Review of Economics*, 65(1):1–34.
- Bigsten, A. and Gebreeyesus, M. (2007). The small, the young, and the productive: Determinants of manufacturing firm growth in Ethiopia. *Economic Development and Cultural Change*, 55(4):813–840. Publisher: The University of Chicago Press.
- Blažková, I., Dvoutěý, O., and Machek, O. (2020). What drives total factor productivity and its growth in post-communist countries? The case of the Czech food industry. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*. Publisher: Emerald Publishing Limited.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1):115–143. Publisher: Elsevier.
- Bourlès, R., Cette, G., Lopez, J., Mairesse, J., and Nicoletti, G. (2010). Do product market regulations in upstream sectors curb productivity growth? Panel data evidence for OECD countries. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Bourlès, R., Cette, G., Lopez, J., Mairesse, J., and Nicoletti, G. (2013). Do product market regulations in upstream sectors curb productivity growth? Panel data evidence for OECD countries. *Review of Economics and Statistics*, 95(5):1750–1768. Publisher: The MIT Press.
- Bressoux, P. (2008). Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales. *Bruxelles, De Boeck*.
- Breusch, T. S. (1987). Maximum likelihood estimation of random effects models. *Journal of Econometrics*, 36(3):383–389. Publisher: Elsevier.
- Brouwer, P., De Kok, J., and Fris, P. (2005). Can firm age account for productivity differences. *EIM SCALES-paper N*, 200421:1–49. Publisher: Citeseer.
- Capitanio, F., Coppola, A., and Pascucci, S. (2009). Indications for drivers of innovation in the food sector. *British Food Journal*. Publisher: Emerald Group Publishing Limited.
- Cassimatis, P. J. (1969). Economics of the construction industry. *The National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine*.
- Caves, R. E. (1998). Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of economic literature*, 36(4):1947–1982. Publisher: JSTOR.
- Cestone, G. and Fumagalli, C. (2005). The strategic impact of resource flexibility in business groups. *RAND Journal of Economics*, pages 193–214. Publisher: JSTOR.
- Cette, G., Corde, S., and Lecat, R. (2017). Stagnation of productivity in France: a legacy of the crisis or a structural slowdown? *Economie et Statistique*, 494(1):11–36. Publisher: Persée-Portail des revues scientifiques en SHS.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Cette, G., Fernald, J., and Mojon, B. (2016). The pre-Great Recession slowdown in productivity. *European Economic Review*, 88:3–20.
- Chandler, A. D. (1962). *Strategy and structure: Chapters in the history of the industrial empire*.
- Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research*, 2(6):429–444. Publisher: Elsevier.
- Chau, K. W. and Walker, A. (1988). The measurement of total factor productivity of the Hong Kong construction industry. *Construction management and economics*, 6(3):209–224.
- Cho, D. (2018). *Business Groups and Declining Allocative Efficiency in Korea*. Publisher: Korea Development Institute.
- Ciriaci, D., Moncada-Paternò-Castello, P., and Voigt, P. (2016). Innovation and job creation: a sustainable relation? *Eurasian Business Review*, 6(2):189–213. Publisher: Springer.
- Clark, K. B. and Griliches, Z. (2007). *19. Productivity Growth and R&D at the Business Level: Results from the PIMS Data Base*. University of Chicago Press.
- Coad, A., Pellegrino, G., and Savona, M. (2016). Barriers to innovation and firm productivity. *Economics of Innovation and New Technology*, 25(3):321–334. Publisher: Taylor & Francis.
- Coad, A., Segarra, A., and Teruel, M. (2013). Like milk or wine: Does firm performance improve with age? *Structural Change and Economic Dynamics*, 24:173–189. Publisher: Elsevier.
- Coe, D. T. and Helpman, E. (1995). International r&d spillovers. *European economic review*, 39(5):859–887. Publisher: Elsevier.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., and Battese, G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. springer science & business media.
- Cohen, W. M. and Levinthal, D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. *Administrative science quarterly*, pages 128–152. Publisher: JSTOR.
- Conway, P., De Rosa, D., Nicoletti, G., and Steiner, F. (2006). Regulation, competition and productivity convergence. *OECD Publishing*. Publisher: OECD Economics Department working paper.
- Crafts, N. (2006). Regulation and productivity performance. *Oxford Review of Economic Policy*, 22(2):186–202. Publisher: Oxford University Press.
- Crass, D. and Peters, B. (2014). Intangible assets and firm-level productivity. *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, (14-120).
- Crawford, P. and Vogl, B. (2006). Measuring productivity in the construction industry. *Building Research & Information*, 34(3):208–219. Publisher: Taylor & Francis.
- Crook, T. R., Todd, S. Y., Combs, J. G., Woehr, D. J., and Ketchen Jr, D. J. (2011). Does human capital matter? A meta-analysis of the relationship between human capital and firm performance. *Journal of applied psychology*, 96(3):443. Publisher: American Psychological Association.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Crépon, B., Duguet, E., and Mairessec, J. (1998). Research, Innovation And Productivity [Ty: An Econometric Analysis At The Firm Level. *Economics of Innovation and new Technology*, 7(2):115–158. Publisher: Taylor & Francis.
- Dacy, D. C. (1965). Productivity and price trends in construction since 1947. *The Review of Economics and Statistics*, pages 406–411. Publisher: JSTOR.
- De La Fuente, A. and Domenech, R. (2000). Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make? *Economics Department Working Paper*, (262).
- De Serres, A., Kobayakawa, S., Sløk, T., and Vartia, L. (2006). Regulation of financial systems and economic growth.
- de Valence, G. and Abbott, M. (2015). A review of the theory and measurement techniques of productivity in the construction industry. *Measuring Construction*, pages 221–239.
- Deaton, A. (2010). Instruments, randomization, and learning about development. *Journal of economic literature*, 48(2):424–55.
- Debruyne, M. (2011). La certification, substitut ou complément de la confiance dans les relations entre agents économiques? *La Revue des sciences de gestion*, (6):47–57.
- Dhawan, R. (2001). Firm size and productivity differential: theory and evidence from a panel of US firms. *Journal of economic behavior & organization*, 44(3):269–293. Publisher: Elsevier.
- Doloi, H. (2008). Application of AHP in improving construction productivity from a management perspective. *Construction Management and Economics*, 26(8):841–854. Publisher: Taylor & Francis.
- Du, J. and Temouri, Y. (2015). High-growth firms and productivity: evidence from the United Kingdom. *Small business economics*, 44(1):123–143. Publisher: Springer.
- Dufour, C., Lanoie, P., and Patry, M. (1998). Regulation and productivity. *Journal of Productivity Analysis*, 9(3):233–247. Publisher: Springer.
- Duguet, E. (2006). Innovation height, spillovers and TFP growth at the firm level: Evidence from French manufacturing. *Economics of Innovation and New technology*, 15(4-5):415–442. Publisher: Taylor & Francis.
- Dvouletý, O. and Blažková, I. (2019). The impact of public grants on firm-level productivity: Findings from the Czech food industry. *Sustainability*, 11(2):552. Publisher: Multidisciplinary Digital Publishing Institute.
- Dvouletý, O. and Blažková, I. (2021). Exploring firm-level and sectoral variation in total factor productivity (TFP). *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*.
- Engelbrecht, H.-J. (1997). International R&D spillovers, human capital and productivity in OECD economies: An empirical investigation. *European Economic Review*, 41(8):1479–1488. Publisher: Elsevier.
- Englander, A. S. and Gurney, A. (1994). La productivité dans la zone de l'OCDE: les déterminants à moyen terme. *Revue Économique de l'OCDE*, pages 53–119. Publisher: Éditions de l'OCDE.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Ericson, R. and Pakes, A. (1995). Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work. *The Review of economic studies*, 62(1):53–82. Publisher: Wiley-Blackwell.
- Esteve-Pérez, S., Pieri, F., and Rodriguez, D. (2018). Age and productivity as determinants of firm survival over the industry life cycle. *Industry and Innovation*, 25(2):167–198. Publisher: Taylor & Francis.
- Fairfield, P. M. and Yohn, T. L. (2001). Using asset turnover and profit margin to forecast changes in profitability. *Review of accounting Studies*, 6(4):371–385. Publisher: Springer.
- Farinas, J. C. and Ruano, S. (2005). Firm productivity, heterogeneity, sunk costs and market selection. *International Journal of Industrial Organization*, 23(7-8):505–534. Publisher: Elsevier.
- Fazio, G. and Piacentino, D. (2010). A spatial multilevel analysis of Italian SMEs' productivity. *Spatial Economic Analysis*, 5(3):299–316. Publisher: Taylor & Francis.
- Feenstra, R. C., Heston, A., Timmer, M. P., and Deng, H. (2009). Estimating real production and expenditures across nations: a proposal for improving the penn world tables. *The Review of Economics and Statistics*, 91(1):201–212.
- Ferrand, D. (2021). Les mutations de l'investissement dans le bâtiment. *Constructif*, (2):62–67. Publisher: Fédération Française du Bâtiment.
- Foster, L., Haltiwanger, J. C., and Krizan, C. J. (2001). Aggregate productivity growth: lessons from microeconomic evidence. In *New developments in productivity analysis*, pages 303–372. University of Chicago Press.
- Frank, M. Z. and Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important? *Financial management*, 38(1):1–37. Publisher: Wiley Online Library.
- Gandhi, A., Navarro, S., and Rivers, D. (2011). Does value added overstate productivity dispersion? Identification and estimation of the gross output production function. Technical report, Mimeo, University of Wisconsin-Madison.
- Ganesan, S. (1984). Construction productivity. *Habitat International*, 8(3-4):29–42. Publisher: Elsevier.
- Glaeser, E. L. and Mare, D. C. (2001). Cities and skills. *Journal of labor economics*, 19(2):316–342.
- Goodrum, P. M. and Haas, C. T. (2004). Long-term impact of equipment technology on labor productivity in the US construction industry at the activity level. *Journal of construction engineering and management*, 130(1):124–133. Publisher: American Society of Civil Engineers.
- Griffith, R., Huergo, E., Mairesse, J., and Peters, B. (2006). Innovation and productivity across four European countries. *Oxford review of economic policy*, 22(4):483–498.
- Griliches, Z. (1998). Introduction to "R&D and Productivity: The Econometric Evidence". In *R&D and productivity: The econometric evidence*, pages 1–14. University of Chicago Press.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Griliches, Z. and Mairesse, J. (1995). Production functions: the search for identification. *NBER working paper*.
- Griliches, Z. and Mairesse, J. (1998). Econometrics and economic theory in the 20th century. Technical report, working paper Production functions: the search for identification.
- Grossman, G. M. and Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers, and growth. *European economic review*, 35(2-3):517–526. Publisher: Elsevier.
- Guillou, S. and Nesta, L. (2015). La crise de 2008 et la productivité totale des facteurs des entreprises françaises. *Revue de l'OFCE*, 142(6):55–74. Publisher: OFCE.
- Hall, B. H. (2011). Innovation and productivity. Technical report, National bureau of economic research.
- Hall, B. H., Lotti, F., and Mairesse, J. (2009). Innovation and productivity in SMEs: empirical evidence for Italy. *Small business economics*, 33(1):13–33. Publisher: Springer.
- Haltiwanger, J. (2000). Aggregate growth: what have we learned from microeconomic evidence? Publisher: OECD.
- Hamelin, A. (2011). Small business groups enhance performance and promote stability, not expropriation. Evidence from French SMEs. *Journal of Banking & Finance*, 35(3):613–626. Publisher: Elsevier.
- Hannan, M. T. and Freeman, J. (1984). Structural inertia and organizational change. *American sociological review*, pages 149–164. Publisher: JSTOR.
- Hausman, J. A. and Taylor, W. E. (1981). Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica: Journal of the Econometric society*, pages 1377–1398. Publisher: JSTOR.
- Havik, K., McMorrow, K., Röger, W., and Turrini, A. (2008). *The EU-US total factor productivity gap: An industry perspective*. European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- Hillebrandt, P. M. (1984). *Analysis of the British construction industry*. Springer.
- Hopenhayn, H. A. (1992). Entry, exit, and firm dynamics in long run equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 1127–1150. Publisher: JSTOR.
- Horner, R. and Whitehead, M. R. (1985). Production analysis applied to work improvement. In *Proceedings*, volume 79, page 431. Thomas Telford Limited at The Institution of Civil Engineers.
- Huergo, E. and Jaumandreu, J. (2004). Firms' age, process innovation and productivity growth. *International Journal of Industrial Organization*, 22(4):541–559. Publisher: Elsevier.
- Inklaar, R. and Timmer, M. P. (2008). Ggdc productivity level database: International comparisons of output, inputs and productivity at the industry level. Technical report, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- Inklaar, R. and Timmer, M. P. (2014). The relative price of services. *Review of Income and Wealth*, 60(4):727–746.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Inklaar, R., Timmer, M. P., and van Ark, B. (2008). Data for Productivity Measurement in Market Services: An International Comparison. *International Productivity Monitor*.
- Janz, N., Lööf, H., and Peters, B. (2003). Firm level innovation and productivity-is there a common story across countries? *Centre for European Economic Research*. Publisher: ZEW Discussion Paper.
- Jensen, J. B., McGuckin, R. H., and Stiroh, K. J. (2001). The impact of vintage and survival on productivity: Evidence from cohorts of US manufacturing plants. *Review of Economics and Statistics*, 83(2):323–332. Publisher: MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals . . . .
- Jorgenson, D. W., Kuroda, M., and Nishimizu, M. (1987). Japan-us industry-level productivity comparisons, 1960–1979. *Journal of the Japanese and International Economies*, 1(1):1–30.
- Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pages 649–670. Publisher: JSTOR.
- Kamps, C. (2006). New estimates of government net capital stocks for 22 oecd countries, 1960–2001. *IMF staff papers*, 53(1):120–150.
- Kané, A. (2022). Measurement of total factor productivity: Evidence from french construction firms. *EconomiX Working Papers 2022-9*, University of Paris Nanterre, EconomiX.
- Karimi, H., Taylor, T. R., and Goodrum, P. M. (2017). Analysis of the impact of craft labour availability on North American construction project productivity and schedule performance. *Construction management and economics*, 35(6):368–380. Publisher: Taylor & Francis.
- Kordalska, A. and Olczyk, M. (2020). What fosters firm-level labour productivity in Eastern European and Central Asian countries? *Bank i Kredyt*, 51:91–120.
- Kraatz, J. A. and Sanchez, A. X. (2014). *R&D investment and impact in the global construction industry*. Routledge.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of political economy*, 99(3):483–499. Publisher: The University of Chicago Press.
- Kubrak, C. (2013). Concentration et spécialisation des activités économiques: des outils pour analyser les tissus productifs locaux. *Document de travail Insee, E*, pages 213–1.
- Kumbhakar, S. and Lovell, K. (2000). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, New York.
- Lee, F. C. and Tang, J. (2001). Multifactor productivity disparity between Canadian and US manufacturing firms. *Journal of Productivity Analysis*, pages 115–128. Publisher: JSTOR.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2):317–341.
- Levratto, N. and Garsaa, A. (2016). Does the employment growth rate depend on the local context? an analysis of French industrial establishments over the 2004-2010 period. *Revue d'économie industrielle*, (153):47–89. Publisher: De Boeck Supérieur.



## BIBLIOGRAPHIE

---

- Loosemore, M. (2014). Improving construction productivity: a subcontractor's perspective. *Engineering, Construction and Architectural Management*. Publisher: Emerald Group Publishing Limited.
- Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1):3–42. Publisher: Elsevier.
- Machlup, F. (1967). Theories of the firm: Marginalist, behavioral, managerial. *The American economic review*, 57(1):1–33. Publisher: JSTOR.
- Mairesse, J., Mohnen, P., Kremp, E., and KREMP, E. (2005). The importance of R&D and innovation for productivity: A reexamination in light of the French innovation survey. *Annales d'Economie et de Statistique*, pages 487–527. Publisher: JSTOR.
- Mairesse, J. and Robin, S. (2009). Innovation and productivity: a firm-level analysis for French Manufacturing and Services using CIS3 and CIS4 data (1998-2000 and 2002-2004). *Paris: CREST-ENSAE*. Publisher: Citeseer.
- Mankiw, N. G., Romer, D., and Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2):407–437. Publisher: MIT Press.
- Mankiw, N. G., Taylor, M. P., and Ashwin, A. (2016). *Business economics*. Cengage Learning Hampshire.
- Marschak, J. and Andrews, W. H. (1944). Random simultaneous equations and the theory of production. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, pages 143–205.
- Martins, M. F. O. and Oliveira, T. (2008). Determinants of information technology diffusion: A study at the firm level for Portugal. *Electronic Journal of Information Systems Evaluation*, 11(1). Publisher: Citeseer.
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *econometrica*, 71(6):1695–1725. Publisher: Wiley Online Library.
- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. (2008). Market size, trade, and productivity. *The review of economic studies*, 75(1):295–316. Publisher: Wiley-Blackwell.
- Mohnen, P. (2019). R&D, innovation and productivity. *The Palgrave Handbook of Economic Performance Analysis*, pages 97–122. Publisher: Springer.
- Mohnen, P. and Hall, B. H. (2013). Innovation and productivity: An update. *Eurasian Business Review*, 3(1):47–65. Publisher: Springer.
- Moselhi, O. and Khan, Z. (2010). Analysis of labour productivity of formwork operations in building construction. *Construction Innovation*. Publisher: Emerald Group Publishing Limited.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pages 69–85. Publisher: JSTOR.
- Nehru, V. and Dhareshwar, A. (1993). Sources, methodology and results. *Revista de análisis económico*, 8(1):37–59.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Nerlove, M. and Balestra, P. (1996). Formulation and estimation of econometric models for panel data. In *The econometrics of panel data*, pages 3–22. Springer.
- Nica, A.-M., Stancu, I., and Stancu, D. (2017). Innovation. An instrument for development of companies. *Amfiteatru Economic*, 19(45):509. Publisher: Bucharest Academy of Economic Studies, Faculty of Commerce.
- Nicoletti, G. and Scarpetta, S. (2003). Regulation, productivity and growth: Oecd evidence. *Economic policy*, 18(36):9–72.
- Nieto, M. J. and Santamaría, L. (2010). Technological collaboration: Bridging the innovation gap between small and large firms. *Journal of small business management*, 48(1):44–69. Publisher: Wiley Online Library.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge university press.
- Olley, G. S. and Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6):1263–1297. Publisher: [Wiley, Econometric Society].
- Pakes, A. and Griliches, Z. (2007). *3. Patents and R&D at the Firm Level: A First Look*. University of Chicago Press.
- Palangkaraya, A., Stierwald, A., and Yong, J. (2009). Is firm productivity related to size and age? The case of large Australian firms. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 9(2):167–195. Publisher: Springer.
- Pervan, M., Pervan, I., and Ćurak, M. (2017). The influence of age on firm performance: evidence from the Croatian food industry. *Journal of Eastern Europe Research in Business and Economics*, 2017(1):1–10.
- Porter, M. E. (1991). America's green strategy", scientific american, april, p. 168.
- Raspe, O. and van Oort, F. G. (2011). Firm heterogeneity, productivity and spatially bounded knowledge externalities. *Socio-Economic Planning Sciences*, 45(1):38–47. Publisher: Elsevier.
- Richardson, D. (2014). *Productivity in the construction industry*. Australia Institute Canberra, ACT.
- Rivas, R. A., Borcherdig, J. D., González, V., and Alarcón, L. F. (2011). Analysis of factors influencing productivity using craftsmen questionnaires: case study in a Chilean construction company. *Journal of Construction Engineering and Management*, 137(4):312–320. Publisher: American Society of Civil Engineers.
- Rodríguez-Pose, A. and Tselios, V. (2009). Education and income inequality in the regions of the European Union. *Journal of Regional Science*, 49(3):411–437. Publisher: Wiley Online Library.
- Rojas, E. M. and Aramvareekul, P. (2003). Labor productivity drivers and opportunities in the construction industry. *Journal of management in engineering*, 19(2):78–82. Publisher: American Society of Civil Engineers.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2):S71–S102. Publisher: The University of Chicago Press.
- Rovigatti, G. and Mollisi, V. (2018). Theory and practice of total-factor productivity estimation: The control function approach using Stata. *The Stata Journal*, 18(3):618–662.
- Safa, M., Shariati, M., Ibrahim, Z., Toghroli, A., Baharom, S. B., Nor, N. M., and Petkovic, D. (2016). Potential of adaptive neuro fuzzy inference system for evaluating the factors affecting steel-concrete composite beam's shear strength. *Steel Compos Struct*, 21(3):679–688.
- Schreyer, P. and Pilat, D. (2001). Measuring productivity. *OECD Economic studies*, 33(2):127–170. Publisher: Citeseer.
- Schriver, W. R. and Bowlby, R. L. (1985). Changes in productivity and composition of output in building construction, 1972-1982. *The Review of Economics and Statistics*, pages 318–322. Publisher: JSTOR.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1):1–17. Publisher: JSTOR.
- Schumpeter, J. A. (1942). Capitalism. *Socialism and democracy*, 3:167. Publisher: New York.
- Segerstrom, P. S., Anant, T. C., and Dinopoulos, E. (1990). A Schumpeterian model of the product life cycle. *The American Economic Review*, pages 1077–1091. Publisher: JSTOR.
- Sew, G. S. and Meng, C. C. (2007). Bridging the gap between R&D and construction industry. *Master Builders (1st Quarter)*, pages 54–68.
- Shaddad, M. Y. I. and Pilcher, R. (1984). The influence of management on construction system productivity—towards a conceptual system causal research model. In *Proceedings of the 4th CIB W65 International Symposium on Organisation and Management of Construction*, volume 2, pages 613–627.
- Shleifer, A. and Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The journal of finance*, 52(2):737–783. Publisher: Wiley Online Library.
- Simon, H. A. (1945). *Theory of Games and Economic Behavior*.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1):65–94.
- Someya, S. (1992). *The role of R&D in construction firms*. PhD Thesis, Massachusetts Institute of Technology.
- Srholec, M. (2015). Understanding the diversity of cooperation on innovation across countries: multilevel evidence from Europe. *Economics of Innovation and New Technology*, 24(1-2):159–182. Publisher: Taylor & Francis.
- Steele, F. (2008). Multilevel models for longitudinal data. *Journal of the Royal Statistical Society: series A (statistics in society)*, 171(1):5–19. Publisher: Wiley Online Library.
- Stokes, H. K. (1981). An examination of the productivity decline in the construction industry. *The Review of Economics and Statistics*, pages 495–502. Publisher: JSTOR.

## BIBLIOGRAPHIE

---

- Tan, W. (2000). Total factor productivity in Singapore construction. *Engineering, construction and architectural management*.
- Teizer, J., Cheng, T., and Fang, Y. (2013). Location tracking and data visualization technology to advance construction ironworkers' education and training in safety and productivity. *Automation in Construction*, 35:53–68. Publisher: Elsevier.
- Van Ark, B. and Monnikhof, E. (1996). Size distribution of output and employment: a data set for manufacturing industries in five oecd countries, 1960s-1990. *Documents de travail du Département des Affaires économiques de l'OCDE*. Publisher: OECD.
- Van Beveren, I. (2012). Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of economic surveys*, 26(1):98–128.
- Van Biesebroeck, J. (2005). Firm size matters: Growth and productivity growth in African manufacturing. *Economic Development and cultural change*, 53(3):545–583. Publisher: The University of Chicago Press.
- Walker, A. and Chau, K. W. (1990). *Hong Kong: property, construction and the economy*. Royal Institution of Chartered Surveyors.
- Williamson, O. E. (1975). Markets and hierarchies: analysis and antitrust implications: a study in the economics of internal organization. *University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship*.
- Williamson, O. E. (1985). Assessing contract. *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1(1):177–208. Publisher: JSTOR.
- Wong, J. H., Rashidi, A., and Arashpour, M. (2020). Evaluating the impact of building information modeling on the labor productivity of construction projects in Malaysia. *Buildings*, 10(4):66. Publisher: MDPI.
- Wooldridge, J. M. (2009). On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. *Economics letters*, 104(3):112–114.
- XerfilMCI (2019). Une étude exclusive sur la productivité et les principaux gisements actuels dans la construction. *BATIMAT OBSERVATOIRE DE LA CONSTRUCTION TECH*, 3.
- Xhaufclair, V., Deflandre, D., and De Schampheleire, J. (2006). Le secteur de la construction vu par les entrepreneurs. *Courrier hebdomadaire du CRISP*, 1917(12):5–52.
- Xue, X., Shen, Q., Wang, Y., and Lu, J. (2008). Measuring the productivity of the construction industry in China by using DEA-based Malmquist productivity indices. *Journal of Construction engineering and Management*, 134(1):64–71. Publisher: American Society of Civil Engineers.
- Zhi, M., Hua, G. B., Wang, S. Q., and Ofori, G. (2003). Total factor productivity growth accounting in the construction industry of Singapore. *Construction management and economics*, 21(7):707–718.
- Špička, J. and Machek, O. (2015). Change in the production efficiency of European specialized milk farming. *Agricultural Economics*, 61(1):1–13.

# Liste des tables

1	Estimation de la fonction de production dans le secteur de la construction . . . . .	26
2	Estimation de la fonction de production dans l'industrie manufacturière . . . . .	26
3	Élasticités calibrées sur données sectorielles . . . . .	28
4	Scores d'efficacités moyennes par pays . . . . .	30
5	Matrice de corrélation entre les PGF dans le secteur de la construction . . . . .	31
6	Matrice de corrélation entre les PGF dans l'industrie manufacturière . . . . .	31
7	Statistiques descriptives des variables de production . . . . .	33
8	Proportion par taille . . . . .	34
9	Estimation de la fonction de production . . . . .	35
10	Élasticités calibrées sur données d'entreprises . . . . .	37
11	Scores d'efficacités moyennes par taille . . . . .	38
12	Statistiques sommaires des méthodes de la PGF . . . . .	38
13	Matrice de corrélation entre les PGF . . . . .	40
14	Début et fin de période par pays pour chaque secteur . . . . .	43
15	Analyse de la variance via les effets fixes séparés pays et années . . . . .	44
16	Corrélation intra-individuelle dans le secteur de la construction . . . . .	44
17	Corrélation intra-individuelle dans l'industrie manufacturière . . . . .	45
18	Statistiques descriptives dans la construction . . . . .	45
19	Statistiques descriptives dans la manufacture . . . . .	45
20	Estimation de la fonction de production . . . . .	59
1	Estimation de la fonction de production . . . . .	71
2	Parts moyennes des facteurs de production dans les dépenses totales . . . . .	71
3	Vérification empirique de la convergence absolue de Solow . . . . .	74
4	Estimation de l'impact du nombre de procédures sur la PGF . . . . .	76
5	Impact des réglementations alternatives sur la PGF de la construction . . . . .	77
6	Impact du nombre de procédures sur la productivité du travail . . . . .	82
7	Impact du nombre de procédures sur l'intensité capitalistique . . . . .	82
8	Impact du nombre de procédures sur l'intensité des intrants intermédiaires . . . . .	83
9	Effet des réglementations alternatives sur la PGF de la construction . . . . .	84
1	Proportion par taille . . . . .	94
2	Proportion des catégories socioprofessionnelles . . . . .	95
3	Proportion par statut de liaison financière . . . . .	96
4	Statistiques descriptives . . . . .	96
5	Récapitulatif des indicateurs utilisées . . . . .	97
6	Parts moyennes des facteurs de production dans les dépenses totales . . . . .	101
7	Estimation de la fonction de production par les MCO . . . . .	102
8	Estimation de la fonction de production par la méthode ACF . . . . .	103

9	Estimation de la stratégie d'identification . . . . .	106
10	Analyse de robustesse . . . . .	111
11	Récapitulatif des résultats empiriques . . . . .	112
1	Statistiques descriptives sur la productivité du travail . . . . .	124
2	Statistiques descriptives sur PGF . . . . .	125
3	Modèle multiniveaux au niveau des départements . . . . .	129
4	Modèle multiniveaux au niveau des zones d'emploi . . . . .	131
5	Description des variables de production . . . . .	134
6	Description des variables locales . . . . .	134
7	Estimation de la fonction de production par la méthode ACF . . . . .	135

# Liste des graphiques

1	Évolution de la productivité du travail dans la construction . . . . .	24
2	Évolution de la productivité du travail dans l'industrie manufacturière . . . . .	24
3	Productivité moyenne du travail dans la construction . . . . .	25
4	Productivité moyenne du travail dans l'industrie manufacturière . . . . .	25
5	Relation entre la production et le travail . . . . .	28
6	Relation entre la production et le capital . . . . .	29
7	Relation entre la production et les intrants intermédiaires . . . . .	29
8	Moyenne globale de la productivité du travail par taille d'entreprises entre 2009 et 2018 . . . . .	34
9	Évolution moyenne de la productivité du travail par taille d'entreprises . . . . .	35
10	Relation entre la production et les facteurs de production . . . . .	37
11	Évolution moyenne totale de la productivité globale des facteurs . . . . .	39
12	Moyenne des facteurs de production dans le secteur de la construction . . . . .	46
13	Nombre moyen d'employés dans le secteur de la construction . . . . .	46
14	Moyenne des facteurs de production dans l'industrie manufacturière . . . . .	47
15	Nombre moyen d'employés dans l'industrie manufacturière . . . . .	47
16	Ratios de PPA dans le secteur de la construction . . . . .	49
17	Ratios de PPA dans l'industrie manufacturière . . . . .	49
18	Élasticités moyennes par pays dans le secteur de la construction . . . . .	50
19	Élasticités moyennes par années dans le secteur de la construction . . . . .	51
20	Élasticités moyennes par pays dans le secteur manufacturier . . . . .	51
21	Élasticités moyennes par années dans le secteur manufacturier . . . . .	52
22	Niveaux de la PGF dans le secteur de la construction en 2015 . . . . .	53
23	Ratios de la PGF dans le secteur de la construction en 2015 . . . . .	53
24	Niveaux de la PGF dans l'industrie manufacturière en 2015 . . . . .	54
25	Ratios de la PGF dans l'industrie manufacturière en 2015 . . . . .	54
26	Taux de croissance moyen de la PGF dans la construction entre 2005 et 2015 .	55
27	Taux de croissance moyen de la PGF dans la manufacture entre 2005 et 2015 .	55
28	Niveaux de PGF dans la construction en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer . . . . .	56
29	Ratios de PGF dans la construction en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer . . . . .	56
30	Niveaux de PGF dans la manufacture en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer . . . . .	57
31	Ratios de PGF dans la manufacture en 2015 via la méthode Akerberg-Caves-Frazer . . . . .	57
32	Évolution du niveau de la PGF dans la construction de 1995 à 2015 . . . . .	58
33	Évolution du niveau de la PGF dans l'industrie manufacturière de 1995 à 2015 .	58

34	Niveau globale de la PGF par taille des entreprises . . . . .	60
35	Variation moyenne de la PGF par taille des entreprises . . . . .	60
1	Croissance annuelle moyenne de la productivité et de l'intensité capitalistique sur la période 1995-2015 . . . . .	67
2	Indicateurs Doing Business relatives aux formalités à accomplir pour construire un entrepôt . . . . .	69
3	Croissance moyenne de la PGF entre 1995 et 2015 . . . . .	72
4	Évaluation de la convergence du niveau de la PGF entre 2006 et 2015 . . . . .	73
5	Relation entre le nombre de procédures et la PGF de la construction . . . . .	74
6	Gains de la PGF grâce à un passage aux "pratiques les plus légères" en 2015 . .	79
7	Intensité des intrants intermédiaires et dynamique de l'emploi . . . . .	81
1	Évolution de la productivité apparente du travail en France . . . . .	87
2	Évolution moyenne de productivité du travail . . . . .	114
3	Évolution moyenne de la PGF . . . . .	114
4	Analyse par taille avec la productivité du travail . . . . .	115
5	Analyse par taille avec la PGF . . . . .	115
6	Analyse par sous-secteurs avec la productivité du travail . . . . .	116
7	Analyse par sous-secteurs avec la PGF . . . . .	116
1	Répartition de la productivité moyenne du travail entre 2009 et 2015 . . . . .	126
2	Répartition de la PGF moyenne entre 2009 et 2015 . . . . .	126
3	Croissance moyenne de la productivité du travail entre 2009 et 2015 . . . . .	127
4	Croissance moyenne de la PGF entre 2009 et 2015 . . . . .	127
5	Distribution de la productivité du travail par sous-secteurs . . . . .	136
6	Distribution de la productivité du travail par taille . . . . .	136
7	Distribution de la PGF par sous-secteurs . . . . .	137
8	Distribution de la PGF par taille . . . . .	137