

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

PROPAGATION DE CHOCS ENTRE ENTREPRISES : LE RÔLE DES
LIENS CLIENTS-FOURNISSEURS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

KARIM BOUSLAMA

JUILLET 2024

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier ma directrice de recherche Sophie Osotimehin pour tout l'effort qu'elle a consacré à ce mémoire, en organisant des rencontres régulières. Afin d'avancer dans ce mémoire, ses commentaires m'ont donné un grand élan et plein de dynamisme pour surmonter tous les obstacles auxquels j'ai été confronté au cours de mes recherches.

Je tiens aussi à remercier ma famille, pour leur appui constant et leur encouragement continu tout au long de ce défi.

Enfin, je veux dédier mes remerciements à mon colocataire qui était généreux avec ses conseils, dès que j'ai commencé mes études à la propédeutique de la maîtrise.

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---------------------------------------------------------------------|------|
| LISTE DES TABLEAUX | vi |
| LISTE DES FIGURES | viii |
| RÉSUMÉ | ix |
| INTRODUCTION | 1 |
| CHAPITRE I REVUE DE LITTÉRATURE | 5 |
| 1.1 Effets agrégés des chocs économiques | 5 |
| 1.2 Propagation des chocs dans les réseaux de production | 8 |
| CHAPITRE II PRÉSENTATION DES DONNÉES | 11 |
| 2.1 Assemblage de la base de données fournisseurs-clients | 11 |
| 2.1.1 Base d'Informations Entreprises | 12 |
| 2.1.2 Base Annexe clients | 12 |
| 2.1.3 Nettoyage des bases de données <i>Compustat</i> | 13 |
| 2.1.4 Fusion des deux bases de données | 14 |
| 2.2 Autres bases de données | 16 |
| 2.2.1 Présentation des bases de données complémentaires | 16 |
| 2.3 Construction des variables | 18 |
| 2.4 Présentation des variables construites | 19 |
| 2.4.1 Calcul des valeurs réelles | 19 |
| 2.4.2 La productivité globale des facteurs | 20 |
| 2.4.3 L'intensité des dépenses en capital | 22 |
| 2.5 La mesure d'exposition à des chocs | 22 |
| 2.6 Statistiques descriptives | 23 |
| 2.6.1 Distribution de la taille des entreprises | 23 |
| 2.6.2 Industries composant l'échantillon | 24 |

| | | |
|--------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|----|
| 2.6.3 | Données fondamentales des entreprises | 25 |
| 2.6.4 | Variables de l'étude | 28 |
| 2.6.5 | Analyse des mesures d'exposition aux chocs | 29 |
| CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE | | 32 |
| 3.1 | Choc d'offre : productivité globale des facteurs | 32 |
| 3.1.1 | Modèle du choc de la PGF subi par les fournisseurs | 32 |
| 3.1.2 | Modèle du choc de la PGF subi par les clients | 36 |
| 3.2 | Choc de demande : intensité des dépenses en capital | 38 |
| CHAPITRE IV RÉSULTATS | | 41 |
| 4.1 | Transmission du choc de productivité globale des facteurs | 41 |
| 4.1.1 | Effets en aval | 41 |
| 4.1.2 | Effets en amont | 44 |
| 4.2 | Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital | 46 |
| CHAPITRE V ROBUSTESSE | | 50 |
| 5.1 | Mesure alternative du choc de la productivité globale des facteurs | 50 |
| 5.1.1 | Mesure de la PGF avec la fonction " <i>Levpet</i> " | 50 |
| 5.1.2 | Mesure de la PGF avec la fonction " <i>Acfest</i> " | 52 |
| 5.2 | Statistiques descriptives et résultats | 53 |
| 5.2.1 | Statistiques descriptives | 53 |
| 5.2.2 | Résultats | 54 |
| CONCLUSION | | 58 |
| ANNEXE | | 61 |
| ANNEXE I ANALYSE DES DEUX BASES <i>Compustat</i> | | 61 |
| A.1 | L'importance de l'hétérogénéité des entreprises dans l'échantillon | 62 |
| A.2 | Compatibilité des deux bases <i>Compustat</i> | 63 |
| A.3 | Ajustement de l'échantillon pour l'étude du choc de la PGF | 63 |
| ANNEXE II MESURES DES CHOCS ET RÉSULTATS SUPPLÉMENTAIRES | | 65 |

| | | |
|------------|--------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| A.1 | Mesures alternatives de productivité | 65 |
| A.2 | Effets des chocs provenant du partenaire commercial principal | 65 |
| ANNEXE III | RÉSULTATS DANS DES MODÈLES SANS EFFETS FIXES | 67 |
| A.1 | Transmission du choc de productivité globale des facteurs : effets en aval | 67 |
| A.2 | Transmission du choc de productivité globale des facteurs : ef- fets en amont | 68 |
| A.3 | Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital . | 69 |
| ANNEXE IV | RÉSULTATS AVEC L'ÉCHANTILLON AGRANDI | 71 |
| A.1 | Transmission du choc de productivité globale des facteurs : ef- fets en aval | 71 |
| A.2 | Transmission du choc de productivité globale des facteurs : ef- fets en amont | 72 |
| A.3 | Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital . | 73 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|---------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 2.1 | Récapitulatif des variables construites 19 |
| 2.2 | Importance des industries dans l'échantillon 25 |
| 2.3 | Statistiques descriptives 26 |
| 2.4 | Tableau des corrélations des variables des entreprises avec la taille moyenne de leurs clients 28 |
| 2.5 | Statistiques descriptives des variables en 2013 28 |
| 2.6 | Tableau des statistiques descriptives des mesures d'exposition aux chocs entre 1987 et 2019 29 |
| 4.1 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i 42 |
| 4.2 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j 45 |
| 4.3 | Résultats des régressions du choc sur l'IDC subi par les clients de l'entreprise j 47 |
| 4.4 | Résultats des régressions du choc sur l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j 48 |
| 5.1 | Résultats de la régression de la fonction <i>Levpet</i> 51 |
| 5.2 | Résultats de la régression de la fonction <i>Acfest</i> 52 |
| 5.3 | Statistiques descriptives du logarithme de la PGF obtenus avec les trois méthodes 53 |
| 5.4 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i (mesuré par <i>Levpet</i>) 54 |
| 5.5 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j (mesuré par <i>Levpet</i>) 55 |

| | | |
|-----|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| 5.6 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i (mesuré par <i>Acfest</i>) | 56 |
| 5.7 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j (mesuré par <i>Acfest</i>) | 57 |
| 0.1 | Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le fournisseur principal J du client i | 66 |
| 0.2 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i | 67 |
| 0.3 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j | 68 |
| 0.4 | Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par les clients de l'entreprise j | 69 |
| 0.5 | Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j | 70 |
| 0.6 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i | 71 |
| 0.7 | Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j | 72 |
| 0.8 | Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par les clients de l'entreprise j | 73 |
| 0.9 | Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j | 74 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | | Page |
|--------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------|
| 2.1 | Histogramme de la distribution de la taille des entreprises | 24 |
| 2.2 | Évolution de la moyenne des ratios en rapport avec la taille et les dépenses en capital des entreprises entre 1987 et 2019. | 27 |
| 2.3 | Distribution de la mesure d'exposition aux chocs en aval | 30 |
| 2.4 | Distribution de la mesure d'exposition aux chocs en amont | 30 |
| 2.5 | Évolution des mesures d'exposition aux chocs entre 1987 et 2019 . | 31 |

RÉSUMÉ

L'objectif de ce mémoire est d'étudier l'effet de la propagation de deux chocs microéconomiques sur le taux de croissance des ventes des entreprises qui composent un réseau de production. Ces chocs sont sur la productivité globale des facteurs et l'intensité des dépenses en capital. Notre réseau de production est composé de 6 472 firmes opérant en Amérique du Nord. Ces firmes appartiennent à 19 industries, étudiées sur les 33 années couvrant la période de 1987 à 2019. Dans cette étude, nous régressons le taux de croissance des ventes des entreprises sur l'ensemble des chocs individuels subis en premier lieu par leurs fournisseurs, en second lieu par leurs clients.

Contrairement à la littérature, notre analyse montre qu'un choc sur la productivité globale des facteurs de l'ensemble des clients ou des fournisseurs d'une entreprise n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de l'entreprise. Cette constatation demeure valide lorsque le choc affecte le client principal de ladite entreprise ou son fournisseur principal.

Concernant le choc sur l'intensité des dépenses en capital, ses effets sont statistiquement significatifs, mais ils se manifestent avec un délai de deux ans. Dans ce cas, l'augmentation de l'intensité des dépenses en capital de tous les clients d'une entreprise d'un point de pourcentage entraîne une baisse de 0,38 point de pourcentage du taux de croissance de ses ventes.

Mots-clés : chocs microéconomiques, réseau de production, productivité globale des facteurs, intensité des dépenses en capital.

INTRODUCTION

Les relations d'échanges économiques peuvent être comprises comme se produisant à travers un réseau de production issu des firmes qui effectuent des opérations d'achat et de vente entre elles. Bien que ce type de structure donne à chaque entreprise l'opportunité de diversifier ses revenus et de choisir ses partenaires commerciaux selon des critères déterminés, cette structure peut les rendre vulnérables et exposées à tout choc qui touche chaque firme du réseau.

De nombreuses études s'intéressent à la transmission des chocs dans le réseau de production. Par exemple, Carvalho *et al.* (2021) étudient les effets du tremblement de terre qui s'est produit au Japon en 2011. Pour isoler le rôle que joue le réseau de production dans la propagation de l'effet du séisme, les auteurs considèrent également un modèle dans lequel les firmes du Japon n'ont pas de relations commerciales avec les firmes directement affectées par le choc. Les auteurs constatent que la baisse du PIB aurait été deux fois moins importante en l'absence de liens entre les entreprises. Ils en concluent que le réseau de production amplifie l'effet des chocs.

Dans ce mémoire, nous étudions le thème de la propagation des chocs à travers les réseaux de production constitués par des entreprises. Nous nous intéressons en particulier au choc sur le taux de croissance de la productivité globale des facteurs de production ainsi que sur l'intensité des dépenses en capital. Le premier choc survient lorsqu'un changement se produit au niveau de l'efficacité de la main-d'œuvre et du capital physique au sein d'une entreprise. Le deuxième choc que nous étudions survient quand une entreprise décide de modifier son niveau

d'investissement. Nous étudions comment ces deux chocs subis par les entreprises nord-américaines affectent le taux de croissance des ventes de leurs fournisseurs et de leurs clients.

Pour étudier cette question, nous avons recours à des données recueillies en fusionnant deux bases de données de *Compustat capital IQ*. Ces bases de données renferment les informations comptables des entreprises américaines et canadiennes cotées en bourse ainsi que la liste nominative de leurs clients. Ainsi, la base obtenue est constituée de données longitudinales annuelles, et couvre la période allant de 1987 à 2019. Cependant, on souligne que cette base de données n'est pas nécessairement représentative de l'ensemble des firmes en Amérique du Nord, puisque les établissements qu'on y retrouve sont tous cotés en bourse. En outre, nous avons ajouté les données relatives aux salaires moyens publiées par *Social Security Administration* et Statistique Canada, ainsi que les déflateurs des variables nominales tirés de *U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA)* et de F.R.E.D. De plus, nous avons converti les données comptables des firmes canadiennes avec le taux de change en dollars canadiens pour un dollar américain, extrait de F.R.E.D.

Nous formulons deux types d'équations. Le premier type d'équations inclut davantage de variables dont le rôle influence les ventes des entreprises, conformément aux résultats déjà trouvés dans la littérature. Le deuxième type renferme le minimum de variables explicatives. Bien que cette approche présente un risque de biais d'omission de variables, elle est cohérente avec notre objectif d'isoler la composante la plus importante du choc. Dans ces deux types d'équations, nous estimons l'effet des chocs sur le taux de croissance des firmes. Nous effectuons également des tests d'inadéquation statistique pour évaluer la possibilité d'omission de variables dans tous nos modèles.

D'après nos résultats, le choc sur le taux de croissance de la productivité globale

des facteurs des clients ou des fournisseurs d'une entreprise n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes. Ce constat reste valable, lorsque l'on considère uniquement l'effet du choc sur le client principal ou sur son fournisseur principal. En ce qui concerne le choc d'intensité des dépenses en capital, on trouve qu'il produit des effets deux ans après. Ainsi, l'augmentation de 1 point de pourcentage de l'intensité des dépenses en capital de l'ensemble des clients d'une entreprise conduit à une diminution de 0,38 point de pourcentage du taux de croissance des ventes de cette dernière.

Ce mémoire s'inscrit dans la littérature qui étudie les conséquences des chocs qui se produisent au niveau des firmes. Cette littérature connaît un regain d'intérêt, en particulier depuis la découverte de l'augmentation de la volatilité des ventes et des rendements boursiers des entreprises, selon Comin et Philippon (2005). Par ailleurs, la question des effets de la propagation du choc de la PGF a déjà été étudiée au niveau sectoriel dans la littérature, comme dans Acemoglu *et al.* (2016a). Dans ce contexte, les auteurs ont conclu que l'impact du choc sur la productivité globale des facteurs se transmet des fournisseurs vers les clients et non l'inverse.

Notre étude permet d'évaluer si les résultats obtenus par Acemoglu *et al.* (2016a) sont valides à un niveau plus granulaire, entre firmes nord-américaines. Ce mémoire contribue également à la littérature en considérant le choc d'intensité des dépenses en capital comme un proxy pour la transmission des chocs de demande. À notre connaissance, il n'existe aucun article examinant l'impact du choc sur l'intensité des dépenses en capital au sein d'un réseau de production. Nous examinons exclusivement des chocs de demande permanents, en laissant de côté les chocs transitoires, ce qui constitue une limite de notre travail.

Ce mémoire s'articule autour de six chapitres. Le premier chapitre recense la littérature en lien avec l'effet des chocs au niveau des entreprises. Le deuxième présente

les données utilisées ainsi que la procédure de construction de la base de données finale. Dans le troisième chapitre, on décrit les spécifications des équations empiriques ainsi que les chocs à analyser. Dans le quatrième chapitre, on discute les résultats des régressions et les mécanismes économiques sous-jacents. Une évaluation de la robustesse de nos résultats est l'objet du cinquième chapitre. Dans le dernier chapitre, on conclut en discutant des limites du travail et des pistes potentielles d'amélioration.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Dans ce chapitre, nous présentons la littérature analysant la propagation des chocs dans le réseau de production. Nous discutons également des types de chocs et leurs différents effets.

1.1 Effets agrégés des chocs économiques

La littérature sur la propagation des chocs à travers les réseaux de production tire son origine de l'article de Long et Plosser (1983). Cet article exploite un modèle multisectoriel de type *real business cycle* capable de reproduire un très grand nombre de caractéristiques du cycle économique documenté empiriquement. L'article en question conclut que les chocs technologiques qui affectent une seule industrie peuvent avoir des impacts qui s'étendent au niveau agrégé. Ainsi, à la lumière de cette conclusion, d'autres chercheurs se sont intéressés à préciser l'origine des fluctuations agrégées. S'agit-il d'un choc agrégé commun à toutes les entreprises ou secteurs dans le réseau ? Ou bien un choc idiosyncrasique spécifique à chaque secteur ?

D'un côté, en partant de l'hypothèse que les chocs tirent leur origine au niveau sectoriel, Horvath (2000) trouve un résultat semblable à Long et Plosser (1983). Même après les résultats de Horvath (2000), la question d'origine des chocs fait toute-

fois débat dans la littérature. En effet, Foerster *et al.* (2011) constatent qu'à la suite de la Grande modération¹, les effets des chocs sectoriels ont presque doublé, tandis que la principale source d'instabilité de la production industrielle provient des chocs agrégés. Dans cet article, les auteurs se concentrent sur l'impact initial du choc dans le réseau de production. Ils atteignent cet objectif en établissant des liens entre les secteurs de manière à éliminer la transmission intersectorielle des chocs.

Un point de vue qui pourrait clore ce débat, est que le niveau auquel un choc a des répercussions dépend du type de choc lui-même. Veldkamp et Wolfers (2007) montrent qu'un choc agrégé sur les informations de productivité se propage et s'amplifie à travers le réseau de production sectoriel, à la différence d'un choc idiosyncrasique du même type.

Par ailleurs, Herskovic *et al.* (2020) considèrent les chocs au niveau des firmes dans le réseau de production. Cela contraste avec les articles mentionnés précédemment qui considèrent uniquement des chocs sectoriels. Cet article étudie l'effet de la propagation des chocs sur le taux de croissance des clients d'une firme. Ces chocs sont idiosyncrasiques, ce qui signifie qu'ils ne sont pas corrélés entre eux. De manière similaire, nous étudions l'effet de la transmission des chocs idiosyncrasiques sur le taux de croissance de la PGF et sur l'intensité des dépenses en capital des entreprises, affectant leurs partenaires commerciaux. En outre, Herskovic *et al.* (2020) indiquent que les entreprises à faible chiffre d'affaires ont tendance à être plus volatiles, une observation que nous avons également constatée dans nos données.

1. De 1985 à 2007, le PIB américain est devenu moins volatile. Selon Foerster *et al.* (2011), cela est dû à la diminution de la variance des chocs qui affectent l'industrie manufacturière, entraînant ainsi une réduction de sa part dans le PIB. Carvalho et Gabaix (2013) valident ce dernier point et précisent que cette diminution a débuté dès 1975. Selon eux, l'expansion du secteur financier a marqué la fin de cette période.

L'intérêt pour des chocs granulaires est lié aux articles d'Horvath (1998) ainsi que de Carvalho et Gabaix (2013). Dans l'article de Horvath (1998), l'auteur considère les chocs de productivité comme indépendants d'un secteur à l'autre. Sa conclusion s'oppose à l'idée d'une origine exclusivement microéconomique des chocs agrégés. Ainsi, il conclut à la présence d'autres facteurs macroéconomiques qui contribuent davantage dans l'explication des variations observées en économie, notamment celle du PIB et de l'emploi. Par ailleurs, Carvalho et Gabaix (2013) indiquent que les chocs au niveau des firmes ont affecté la macroéconomie pendant la période de Grande modération, ce qui implique la présence d'une corrélation entre les variations du PIB réel et ces chocs microéconomiques. En d'autres termes, ces chercheurs constatent que les tendances de la volatilité du PIB suivent celles des ventes des secteurs ainsi que des firmes. Dans le cadre de notre analyse sur les chocs de la PGF des entreprises, ces auteurs notent une volatilité récurrente atteignant son pic vers 1980.

De même, Gabaix (2011) motive l'étude des chocs au niveau des entreprises. Il considère un échantillon des 100 plus grandes entreprises Américaines aux États-Unis selon la base de leur chiffre d'affaires. La distribution de son échantillon se caractérise par des queues épaisses, une caractéristique qu'il associe à la granularité. Il montre qu'avec ce type de distribution, les chocs idiosyncrasiques de productivité affectent le PIB américain. Ainsi, les chocs granulaires parviennent à affecter le niveau macroéconomique. Plus précisément, l'auteur constate qu'un tiers de la volatilité du PIB entre les années 1950 et 2008 est imputable à des chocs de productivité parmi les firmes considérées. Ce résultat peut paraître surprenant vu le nombre d'entreprises américaines non prises en compte dans l'échantillon.

Dans notre étude, nous examinons la propagation des chocs sur la productivité et la demande dans un contexte microéconomique, contribuant ainsi au débat en cours sur l'origine de ces chocs.

1.2 Propagation des chocs dans les réseaux de production

Notre étude s'inscrit dans la littérature qui étudie la propagation des chocs au sein d'un réseau de production. Les chocs se divisent généralement en deux types : ceux qui se propagent en aval (des fournisseurs vers les clients) et ceux qui se propagent en amont (des clients vers les fournisseurs). Théoriquement, le sens de la propagation du choc dans le réseau dépend du type de choc, qu'il s'agisse d'un choc d'offre ou d'un choc de demande.

Selon Acemoglu *et al.* (2016a), les chocs d'offre, tels que les chocs de productivité, se propagent en aval dans le réseau de production (vers les clients). Selon ces auteurs, ceci s'explique par le fait que l'augmentation de la productivité d'une entreprise entraîne une réduction du prix de son produit, et donc une réduction des coûts pour les clients de cette entreprise. En conséquence, la production du client va augmenter.

L'ampleur des effets en aval et en amont des chocs d'offre dépend de la fonction de production utilisée dans les modèles. En effet, dans un modèle intégrant une fonction de production Cobb-Douglas, le choc sur la PGF se propage en aval, comme l'indique Acemoglu *et al.* (2016a). Cependant, dans un modèle qui comprend une fonction de production avec élasticité de substitution non unitaire, le choc sur la PGF se propage dans les deux sens, selon Luo et Villar (2023). Cela s'explique par le fait que la fonction Cobb-Douglas est un type de fonction présentant une élasticité de substitution constante et égale à 1.

Les chocs de demande sont liés à des facteurs qui se situent hors du réseau de production. La variation des importations d'autres pays constitue un exemple de choc de demande. Acemoglu *et al.* (2016a) indiquent que ce type de choc se propage principalement en amont (vers les fournisseurs) dans un réseau de production. Ces

auteurs expliquent cette théorie en indiquant que lorsque la demande pour un bien augmente, les entreprises vont accroître la quantité qu'elles produisent de ce bien. En conséquence, ces entreprises achètent davantage d'intrants auprès de leurs fournisseurs. Donc, le taux de croissance des ventes des fournisseurs augmente. D'après cet article, les prix des biens des fournisseurs sont peu affectés par les chocs de demande, contrairement aux chocs d'offre.

Acemoglu *et al.* (2016a) mettent à l'épreuve la théorie, en comparant les répercussions en amont et en aval de la propagation de chocs dans un réseau de secteurs américains, sur la période de 1991 à 2009. Les auteurs constatent que l'effet en aval du choc sur la productivité globale des facteurs sur la valeur ajoutée réelle des secteurs est quatre fois plus important de celui en amont.

Dans le cadre de l'étude des chocs sectoriels, Barauskaite et Nguyen (2020) utilisent la méthode des moindres carrés à deux étapes en instrumentant la PGF. Cette approche vise à résoudre les problèmes d'endogénéité associés à la mesure de la PGF. Ces chercheurs trouvent que l'effet de la propagation du choc sur le taux de croissance de la PGF en amont sur le taux de croissance de la valeur ajoutée réelle du secteur représente un sixième de celui en aval, entre 1958 et 2011. Cela confirme les résultats de Acemoglu *et al.* (2016a). De plus, Barauskaite et Nguyen (2020) concluent que ce choc se propage principalement en aval à travers le réseau de production. Par ailleurs, ces chercheurs expliquent que le choc multifactoriel sous-tend la lenteur de la reprise économique subséquente à la grande récession de 2008.

Acemoglu *et al.* (2016a) étudient la propagation du choc sur les dépenses gouvernementales, ainsi que le choc sur les importations de la Chine. Les auteurs analysent les effets de ces deux chocs en amont et en aval dans leur réseau de production. Ils trouvent que l'effet en amont du choc sur les importations chinoises est

statistiquement significatif, tandis que son effet en aval ne l'est pas. Pareillement, l'effet du choc en amont sur les dépenses gouvernementales est statistiquement significatif à la différence de son effet en aval.

Toutefois, il y a aussi des chocs qui se propagent dans les deux sens, comme les catastrophes naturelles. Carvalho *et al.* (2021) étudient le tremblement de terre qui a secoué le Japon en 2011 dans un réseau de production constitué de firmes japonaises. Les auteurs concluent que lorsque les clients d'une entreprise subissent un choc, cette entreprise en ressent les effets plus fortement que ses fournisseurs. Par ailleurs, le choc se propage en aval le long d'une chaîne de production constituée d'entreprises. Ainsi, les effets de ce choc sont statistiquement significatifs dans une chaîne de production.

Barrot et Sauvagnat (2016) examinent l'impact des 41 plus grandes catastrophes naturelles aux États-Unis survenues après 1978, telles que l'ouragan Katrina en 2005. Les auteurs étudient l'effet de la propagation de ces chocs en aval dans un réseau de production constitué d'entreprises américaines. Les auteurs concluent que les chocs de catastrophes naturelles entraînent une baisse de deux points de pourcentage au niveau de la croissance des ventes des clients des entreprises ayant subi le choc. Les auteurs ont développé un modèle alternatif à leur modèle principal. Ils constatent que l'ajout des effets fixes diminue l'effet du choc par rapport au modèle principal.

CHAPITRE II

PRÉSENTATION DES DONNÉES

Dans ce chapitre, nous décrivons toutes les bases de données principales et complémentaires utilisées. De même, nous passons en revue la procédure utilisée pour construire la base de données finale en énumérant les obstacles rencontrés. Nous présentons aussi les équations utilisées pour définir les variables servant à mesurer les effets des chocs. Enfin, nous documentons et discutons les statistiques descriptives correspondantes.

2.1 Assemblage de la base de données fournisseurs-clients

Les données sont extraites de *Compustat Capital IQ* qui relève de l'agence de notation américaine Standard & Poor's. Cette dernière fournit des données de bilan d'entreprises, collectées à partir des documents transmis par les entreprises au *Securities and Exchange Commission*. L'échantillon obtenu est composé des entreprises qui sont soit américaines, soit canadiennes. Peu importe leur origine, elles sont toutes cotées en bourse. En vue d'ensemble, les données extraites pour ce mémoire sont longitudinales, à fréquence annuelle, couvrant la période allant de 1976 à 2020.

2.1.1 Base d'Informations Entreprises

On a extrait deux bases de données de *Compustat-Capital IQ*. La première est *Fundamentals annual*¹, qui contient des informations comptables des entreprises opérant dans 19 secteurs économiques : leurs ventes, ainsi que d'autres données similaires. La base *Fundamentals annual* que nous avons extraite contient un nombre d'observations total de 505 319 étalés sur 41 781 entreprises uniques. Pour chaque entreprise, cette base contient un identifiant unique composé de six chiffres appelé *Global Company Key* ou *gvkey* en abrégé. Cet identifiant va permettre de fusionner avec les informations tirées d'une seconde base de données.

2.1.2 Base Annexe clients

La deuxième base qu'on a extraite s'appelle *Customer segments*², elle donne la liste des clients associés aux entreprises de la base *Fundamentals annual*, ainsi que la valeur des ventes aux clients listés par les entreprises. On trouve aussi dans cette base l'identifiant *gvkey* des entreprises fournisseurs, mais pas celui des clients. Il est ainsi important de savoir que les entreprises clientes figurant dans cette base, contrairement aux fournisseurs, peuvent provenir de n'importe quel pays du monde. Cette base de données que nous avons extraite contient 214 202 observations associées à 13 597 fournisseurs.

1. La base *Fundamentals annual* répertorie les données des entreprises :
https://wrds-www.wharton.upenn.edu/pages/get-data/compustat-capital-iq-standard-poors/compustat/north-america-daily/Fundamentals-annual/?saved_query=1146804

2. Dans la base *Customer segments* chaque fournisseur doit reporter au moins ses trois principaux clients, quel que soit le pourcentage de ventes générées par chacun d'eux :

https://wrds-www.wharton.upenn.edu/pages/get-data/compustat-capital-iq-standard-poors/compustat/historical-segments-daily/Customers-segments/?saved_query=918236

2.1.3 Nettoyage des bases de données *Compustat*

Avant de passer à la fusion des deux bases de données, nous signalons l'existence de trois inconvénients qu'on doit traiter.

Premièrement, Cohen et Frazzini (2008) et Atalay *et al.* (2011) soulignent que les fournisseurs recensés dans la base *Customer segments* ont le choix de ne pas divulguer les clients dont les ventes générées ne dépassent pas 10% de leurs revenus. Cela explique pourquoi certaines observations de la base de données ont des références comme "OTHER", "10 Customers" et "NOT REPORTED" au lieu des noms des clients. Ces observations représentent 30% de l'échantillon de la base de données *Customer segments*. Nous avons supprimé ces observations de l'échantillon.

Deuxièmement, les deux bases ont un problème d'observations dédoublées. Dans la base *Fundamentals annual*, pour un *gokey* unique d'une année donnée, des informations opérationnelles des entreprises, comme le nombre d'employés, par exemple, peuvent avoir des valeurs différentes pour plus d'une observation. En d'autres termes, le couple composé d'identificateurs d'entreprises et d'années ne garantit pas une observation spécifique. Le même problème survient également pour la base *Customer segments*. On trouve parfois le même couple fournisseur-client d'une année donnée avec des chiffres de ventes différents. Pour contourner ce problème, nous avons fait la moyenne de toutes ces observations par année dans les deux bases de données.

Troisièmement, dans certaines observations de la base *Customer segments*, les ventes d'un fournisseur excèdent son chiffre d'affaires de la même année. En outre, le montant qu'un seul client consacre à l'achat des biens de son fournisseur peut parfois représenter jusqu'à 361% des ventes totales du fournisseur au cours d'une

année donnée. Puisque la proportion de ces observations³ représente environ 20% de l'échantillon initial, nous avons décidé de les éliminer de notre base de données.

Dans notre quatrième annexe, nous avons plafonné les pourcentages de ces observations à une valeur de 100% et présenté les résultats obtenus en les intégrant dans notre échantillon.

2.1.4 Fusion des deux bases de données

Pour obtenir la base finale, on fusionne les bases de données initiales de deux façons. La première fusion combine les informations des entreprises de la base *Fundamentals annual* à la base *Customer segments*, pour chaque fournisseur d'une année spécifique. Cette fusion est la plus simple à effectuer en fonction des identifiants des fournisseurs.

À cause de l'inexistence d'identifiants pour les clients dans la base *Customer segments*, nous avons opté pour une seconde fusion qui s'appuie sur les chaînes de caractères qui composent les noms de clients. Ce processus génère des taux de similarité entre ces noms. Lorsque ces taux dépassent un seuil de 89%, les informations comptables des clients se transfèrent de la base *Fundamentals annual* à la base *Customer segments*. Cependant, un défi majeur avec ce type de fusion est que les noms des entreprises doivent être quasiment identiques, voire entièrement identiques, dans les deux bases de données. Ce critère pose problème, car il n'est pas toujours satisfait dans nos bases de données. Nous avons dû apporter des

3. Les ventes d'un fournisseur à son client peuvent dépasser le chiffre d'affaires total de ce dernier pour une année donnée dans deux scénarios : le premier scénario se produit lorsque les ventes déclarées par le fournisseur sont des ventes brutes non ajustées aux retours. Le deuxième scénario survient lorsque le fournisseur vend ses biens à un client unique tandis que ce dernier livre ces biens à d'autres clients.

ajustements aux noms de clients dans les deux bases de données en supprimant les suffixes tels que « INC », « LLC » et « CORP ». Nous ne retenons ainsi que les noms des entreprises, et ce, afin d'augmenter la précision des taux de similarité. On n'a pas supprimé le suffixe « CO », car il fait partie des noms de certaines entreprises comme dans "TIFFANY & CO".

On souligne que les correspondances ayant un taux de similarité inférieur à 89% sont souvent erronées avec cette méthode. Cela se produit lorsque des noms extraits des deux bases se rapprochent, mais ne correspondent pas. Toutefois, pour agrandir la taille de notre échantillon, nous avons ajouté après un traitement manuel les observations ayant un taux de similarité entre 80% et 89%. Ce choix est davantage justifié dans la mesure où un des principaux facteurs qui affectent les taux de similarité, notamment ceux situés entre 80% et 89% est la non-uniformisation des dénominations des entreprises dans les différentes bases. À titre illustratif, les entreprises dénommées "CONNER PERIPHERALS" et "HENRY SCHEIN INC" dans une base sont dénommées respectivement "CONNER PERI" et "SCHEIN (HENRY) INC" dans l'autre base. On s'est inspiré de l'article de Cohen et Frazzini (2008) qui ont utilisé une procédure similaire avec les données de *Compustat* et celles de *CRSP*.

On souligne que le taux de similarité ne constitue pas un outil permettant de simplifier cette tâche. Par exemple, le taux de similarité entre le nom des entreprises "INTEL" et "WINTEL" est de 89%, tandis que celui entre les entreprises "SITA" et "ITA" est de 81.6%. Cela montre que le taux de similarité ne classe pas les types d'erreurs de manière cohérente, même lorsqu'il s'agit d'une différence aussi minime qu'une lettre supplémentaire au début du nom d'une entreprise.

La base de données que nous avons finalement obtenue suite aux fusions, contient un nombre d'observations total de 41 912 étalées sur 5 611 entreprises uniques et

couvre la période allant de 1987 jusqu'à 2019. Comme nous avons perdu beaucoup d'observations suite à ces deux fusions, nous présentons des statistiques détaillant le nombre d'observations retenues après chaque fusion dans notre première annexe. Cette annexe détaille également la procédure de nettoyage des données que nous avons suivie avant de mesurer l'effet du choc sur la PGF.

2.2 Autres bases de données

2.2.1 Présentation des bases de données complémentaires

Puisque les données concernant les salaires et les frais de personnel dans *Compustat* ne sont pas disponibles pour la majorité des observations, nous avons extrait les données les salaires moyens des individus aux États-Unis à partir de *Social Security Administration*⁴. Cette démarche a déjà été effectuée par İmrohoroğlu et Tüzel (2014), qui utilisent aussi la base *Fundamentals annual*. La base de données contenant des salaires moyens sera fusionnée avec les données de *Compustat* des firmes américaines. Puisque ces données sont basées sur toute l'économie américaine, nous les avons intégrées aux données des entreprises américaines. On a pris aussi les données des revenus des particuliers canadiens⁵ à partir de Statistique Canada. Cette base est fusionnée avec les données de *Compustat* des firmes

4. Les données proviennent d'un recensement qui fournit le salaire moyen annuel aux États-Unis, sans prendre en considération les facteurs pouvant l'influencer : <https://www.ssa.gov/oact/cola/awidevelop.html>

5. Nous avons extrait la moyenne des salaires à l'échelle nationale pour toutes les personnes âgées de 16 ans et plus :

<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/en/tv.actionpid=1110023901&pickMembers%5B0%5D=1.1&pickMembers%5B1%5D=2.1&pickMembers%5B2%5D=3.1&pickMembers%5B3%5D=4.4&cubeTimeFrame.startYear=1976&cubeTimeFrame.endYear=2020&referencePeriods=19760101%2C20200101>

canadiennes.

Le téléchargement de ces deux bases de données secondaires est crucial afin de mesurer la valeur ajoutée des différentes entreprises dans notre échantillon, ce qui est une étape importante pour calculer leur PGF. On note que ces deux bases de données sont en fréquence annuelle et couvrent la période de 1987 à 2019. De même, on a extrait les données du taux de change en dollars canadiens pour un dollar américain⁶, à partir de F.R.E.D dans le but de convertir les données des entreprises canadiennes en dollars américains. Ces données sont aussi en fréquence annuelle et couvrent la période de 1987 à 2019.

Puisque les valeurs fournies par la base de données de *Compustat* sont nominales plutôt que réelles, nous avons extrait trois déflateurs spécifiquement pour les variables à l'étude. Les bases de données qui fournissent les déflateurs sont de fréquence annuelle et couvrent la période de 1987 à 2019.

La variable de la valeur ajoutée est ajustée en fonction du déflateur du produit intérieur brut. On l'extrait de la base *GDP Implicit Price Deflator in United States*⁷ pour les entreprises américaines et de la base *National Accounts : National Accounts Deflators : Gross Domestic Product : GDP Deflator for Canada* pour les entreprises canadiennes⁸. Ces deux variables sont extraites de F.R.E.D.

Nous avons adopté la démarche de İmrohoroğlu et Tüzel (2014) afin d'extraire les

6. Les données de taux de change sont non désaisonnalisées :

<https://fred.stlouisfed.org/series/DEXCAUS>

7. L'année 2015 est prise comme référence pour les données de cette base :

<https://fred.stlouisfed.org/series/USAGDPDEFAISMEI>

8. L'année 2015 est prise comme référence pour les données de cette base :

<https://fred.stlouisfed.org/series/CANGDPDEFAISMEI>

deux déflateurs suivants de la banque de données *U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA)*. Le déflateur de production brute, utilisé pour déterminer la valeur des ventes réelles, est tiré de deux bases⁹. Ces deux bases fournissent ce déflateur pour chaque industrie américaine. Quant au déflateur du stock du capital et des dépenses investies dans le capital, on a extrait la base d'indices des prix pour l'investissement privé¹⁰. Cet indice de prix est basé sur toute l'économie américaine et n'est pas déterminé par industrie.

À défaut d'avoir des déflateurs spécifiques pour les données canadiennes, nous avons utilisé ceux conçus pour les données américaines afin de corriger l'ensemble des ventes, ainsi que le stock du capital et les dépenses investies dans le capital.

2.3 Construction des variables

Le tableau 2.1 présente les variables que nous avons construites et qui sont intégrées dans nos équations de régression.

9. Ces deux bases de données sont indexées sur l'année 2012 :

<https://apps.bea.gov/iTable/reqid=150&step=2&isuri=1&categories=gdpindexyJhcHBpZCI6MTUwLCJzdGVwcyI6WzEsMiwzXSwiZGF0YSI6W1siY2F0ZWdvcmlscyIsIkdkcHhJbmQiXSxbIIRhYmxlX0xpc3QiLCIxOCJdXX0=>

https://apps.bea.gov/iTable/reqid=147&step=2&_gl=1*19z3imp*_ga*MzU5MTI5MDcwLjE3MDUyMDQyOTE.*_ga_J4698JNNFT*MTcwNTIwNDI5MS4xLjEuMTcwNTIwNDY4Mi42LjAuMA..eyJhcHBpZCI6MTQ3LCJzdGVwcyI6WzIsNTF0dFJkYXRhIjpbWyJUYWJsZV9MaXN0IiwMTgiXV19

10. Les données de cette base sont indexées sur l'année 2012 :

<https://apps.bea.gov/iTable/reqid=19&step=2&isuri=1&categories=survey#eyJhcHBpZCI6MTk5InN0ZXBzIjpbMSwyLDNdLCJkYXRhIjpbWyJjYXRlZ29yaWVzIiwuU3VydmV5II0sWyJOSVBBXRhYmxlX0xpc3QiLCIxNDQiXV19>

TABLEAU 2.1 – Récapitulatif des variables construites

| | Variable | Description |
|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| PGF_t | Productivité globale des facteurs | Cette mesure évalue l'efficacité des facteurs de production d'une entreprise. |
| IDC_t | Intensité des dépenses en capital | Cette mesure estime la proportion des dépenses consacrées à l'investissement dans le capital physique par rapport aux ventes de l'entreprise. |
| $P_{ij,t}$ | Mesure d'exposition à des chocs | Cette mesure évalue l'exposition des entreprises aux chocs affectant leurs partenaires commerciaux. Elle est calculée en fonction de la proportion des achats entre deux entreprises par rapport au chiffre d'affaires de l'une. |
| $\Delta \ln \text{ventes}_{i,t}$ | Taux de croissance des ventes | Cette mesure évalue en pourcentage la croissance des ventes de l'entreprise entre l'année en cours et l'année précédente |

2.4 Présentation des variables construites

2.4.1 Calcul des valeurs réelles

Comme nous l'évoquions précédemment, nous avons besoin des valeurs réelles de toutes les variables des équations pour déterminer les effets que nos chocs auront sur le taux de croissance des ventes des entreprises. Nous avons calculé les valeurs réelles des variables en question en suivant cette équation :

$$VR_{i,t} = \frac{VN_{i,t}}{D_t} \quad (2.1)$$

Dans cette équation, VR représente la valeur réelle de la variable de l'entreprise i à l'année t et VN est la valeur nominale de la variable. Le terme D est le déflateur qu'on va utiliser selon la catégorie de la variable choisie.

Les variables de notre base à déflater sont les ventes des entreprises, leur stock de capital et leurs dépenses en capital, correspondant respectivement aux variables *sales*, *property plant and equipment*, et *capital expenditures* dans la base de données. Ainsi, nous divisons la variable des ventes par le déflateur de production brute, tandis que les variables des dépenses en capital et du stock de capital sont divisées par l'indice des prix de l'investissement fixe privé. La variable de la valeur ajoutée que nous mesurons est divisée par le déflateur du produit intérieur brut.

2.4.2 La productivité globale des facteurs

Pour mesurer la PGF des entreprises, on a besoin de leur valeur ajoutée. Cependant, notre base de données ne fournit pas cette variable. Donc, nous avons suivi la démarche présentée dans İmrohoroğlu et Tüzel (2014) pour mesurer la valeur ajoutée des entreprises dans notre échantillon.

On commence tout d'abord par le calcul des dépenses totales des entreprises :

Dépenses totales = chiffre d'affaires - revenu d'exploitation avant amortissement

Par la suite, on calcule les frais de personnel comme suit :

Frais de personnel = nombre d'employés en milliers \times salaires moyens \times 1000

Après ces deux étapes, on passe au calcul des coûts des matériaux :

Coût des matériaux = dépenses totales - frais de personnel

On arrive finalement à la valeur ajoutée :

$Y_{i,t}$ = Valeur ajoutée = chiffre d'affaires - coût des matériaux

Afin de mesurer la PGF, nous nous sommes inspirés de l'équation de Solow (1957), que nous présentons comme suit :

$$\ln PGF_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \left(\frac{1}{3}\right) \ln K_{i,t} - \left(\frac{2}{3}\right) \ln L_{i,t} \quad (2.2)$$

La variable $PGF_{i,t}$ représente la productivité globale des facteurs d'une entreprise i pour l'année t . $Y_{i,t}$ est la valeur ajoutée de cette entreprise, $K_{i,t}$ correspond à son stock de capital et $L_{i,t}$ correspond à son travail. Ces deux dernières variables proviennent de la base *Fundamentals annual*, elles correspondent aux variables *property plant and equipment* et *employees*.

Pour rendre la procédure de construction du choc sur la PGF plus simple, on a pris l'hypothèse que la variable de la PGF est exogène, sachant que cette hypothèse est forte. Dans ce contexte, Acemoglu *et al.* (2016a) expliquent que la PGF est vue comme moins exogène que les autres variables, car on a toujours obtenu sa mesure de manière indirecte, notamment par la méthode de résidu de Solow¹¹, où la part du capital est d'un tiers et celle du travail est de deux tiers. Ainsi, toute erreur de mesure au niveau des facteurs de production, due à la variabilité de l'effort physique et de la mise en œuvre du capital, se répercute sur la mesure de la PGF. Il est plausible que les parts des facteurs de production varient parmi toutes les entreprises de l'échantillon, un aspect que nous n'avons pas considéré. Tous ces éléments constituent des limites dans notre étude.

Afin d'évaluer la robustesse de nos résultats, nous avons également mesuré la productivité globale des facteurs en utilisant deux fonctions : *acfest* et *levpet*, pré-

11. Dans le résidu de Solow, les parts du travail et du capital sont déterminées par la part de ses deux facteurs de production dans le revenu total.

sentées respectivement par Akerberg *et al.* (2015) et Levinsohn et Petrin (2003). Dans le cinquième chapitre, nous présentons les résultats des régressions avec ces deux mesures.

2.4.3 L'intensité des dépenses en capital

On présente ci-dessous l'équation avec laquelle on mesure la variable d'intensité des dépenses en capital des entreprises ci-dessous :

$$IDC_{i,t} = \frac{DC_{i,t}}{ventes_{i,t}} \quad (2.3)$$

La variable DC représente les dépenses en capital de la firme i pour l'année t . On divise cette variable par les ventes de la firme i de la même année. Ces deux variables proviennent de la base de données *Fundamentals annual*. Elles correspondent aux variables *capital expenditures* et *sales*.

2.5 La mesure d'exposition à des chocs

Comparée aux autres entreprises composant un réseau de production, chaque entreprise n'a pas le même rôle et n'a pas la même importance dans ledit réseau. En effet, toute entreprise a des relations spécifiques et bien déterminées avec chacune des autres entreprises que renferme ce réseau. C'est la raison pour laquelle Herskovic *et al.* (2020) intègrent dans leur modèle un indicateur mesurant la sensibilité de chaque entreprise aux chocs qui se propagent dans leur réseau de production. Nous allons suivre cette approche en intégrant la mesure d'exposition aux chocs à notre modèle. De même, Acemoglu *et al.* (2015) utilisent cette mesure dans un réseau d'industries.

Dans le contexte d'un modèle de réseau de production, où les fournisseurs subissent des chocs, la mesure d'exposition aux chocs concrétise l'importance de chaque

fournisseur pour son client. Cette mesure est représentée par le ratio des achats du client auprès de son fournisseur par rapport au chiffre d'affaires du client à une période donnée.

Nous nous sommes inspirés de Herskovic *et al.* (2020) pour définir la mesure d'exposition aux chocs comme suit :

$$P_{ij,t} = \frac{ventes_{ij,t}}{ventes_{i,t}} \times 100 \quad (2.4)$$

La mesure d'exposition aux chocs en aval est représentée par le ratio entre les ventes d'un fournisseur j à son client i et le chiffre d'affaires total du fournisseur durant l'année t .

Pour mesurer les effets d'un choc qui se propage en amont, on définit la mesure d'exposition d'un fournisseur au choc comme suit :

$$P_{ji,t} = \frac{ventes_{ij,t}}{ventes_{j,t}} \times 100 \quad (2.5)$$

La mesure d'exposition au choc en amont, est représentée par la proportion des ventes d'un fournisseur j à son client i par rapport au chiffre d'affaires total du client durant l'année t .

2.6 Statistiques descriptives

Dans cette section, on essaie de nous familiariser plus avec les variables dans la base de données et leurs caractéristiques.

2.6.1 Distribution de la taille des entreprises

Selon la figure 2.1, l'échantillon est composé essentiellement d'entreprises de petite taille, sachant que plus la taille de la firme est grande, moins il y a d'entreprises ap-

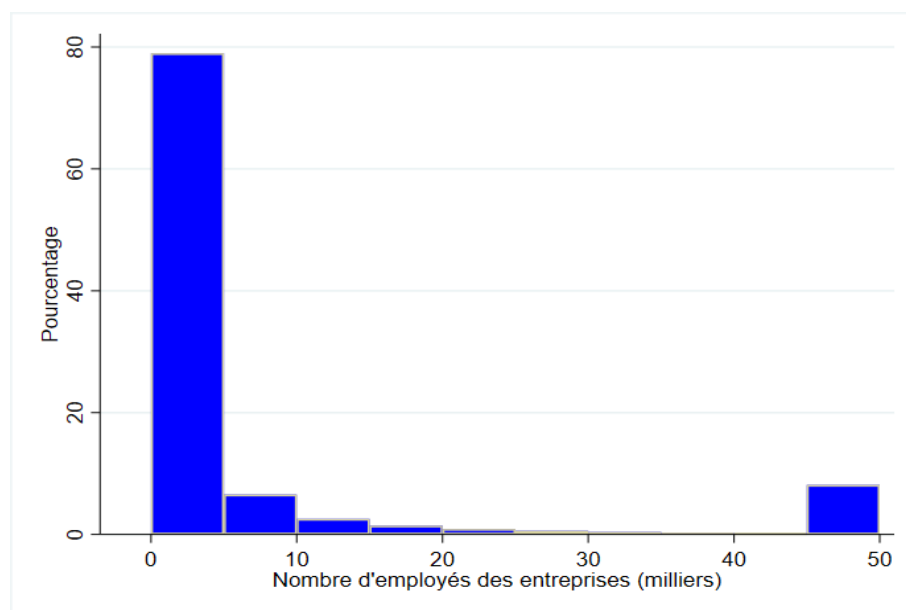


FIGURE 2.1 – Histogramme de la distribution de la taille des entreprises

Le dernier rectangle représente les entreprises ayant un nombre d'employés supérieur à 44 999.

partenant à ce groupe. En particulier, le premier rectangle associé aux entreprises employant moins de 5 000 personnes correspond à environ de 80% de l'échantillon.

2.6.2 Industries composant l'échantillon

Notre échantillon contient 19 secteurs d'industries listés au tableau 2.2. Le secteur de l'industrie manufacturière représente la plus grande partie de l'échantillon, suivi du secteur du commerce de détail et celui de l'information. Par ailleurs, certains secteurs sont peu représentés, dont les services d'enseignement et un ensemble de services variés regroupés sous la variable « autres services ». Ces deux dernières catégories représentent seulement 0.06% de l'échantillon total.

TABLEAU 2.2 – Importance des industries dans l'échantillon

| Industrie | Pourcentage |
|-----------------------------------------------------|-------------|
| Fabrication | 36.92 |
| Commerce de détail | 13.46 |
| Industrie de l'information | 10.53 |
| Commerce de gros | 9.59 |
| Non mentionné/Manquant | 8.63 |
| Finance & assurances | 6.52 |
| Extraction minière, extraction de pétrole & de gaz | 3.73 |
| Services publics | 2.75 |
| Transport | 2.33 |
| Services professionnels, scientifiques & techniques | 1.72 |
| Non classable | 1.32 |
| Soins de santé | 1.12 |
| Services d'hébergement & de restauration | 0.72 |
| Services administratifs | 0.44 |
| Services immobiliers | 0.39 |
| Construction | 0.11 |
| Arts, loisirs & jardins zoologiques | 0.11 |
| Agriculture, pêche & chasse | 0.09 |
| Autres services | 0.04 |
| Services d'enseignement | 0.02 |

Note : Le tableau indique le nombre d'entreprises dans chaque industrie rapporté au nombre total d'entreprises.

2.6.3 Données fondamentales des entreprises

Le tableau 2.3 renferme des statistiques descriptives des données comptables des entreprises dans notre échantillon pour l'année 2013. Cette année a été choisie

TABLEAU 2.3 – Statistiques descriptives

| Variable | Moyenne | Écart-types | Valeur Minimale | Valeur Maximale |
|--------------------------------------------|---------|-------------|-----------------|-----------------|
| Chiffre d'affaires ¹ | 23.39 | 117.49 | 0.01 | 3680 |
| Dépenses en capital ¹ | 1.86 | 15.54 | 0 | 496.91 |
| Stock de capital ¹ | 11.54 | 81.47 | 0 | 2694.27 |
| Nombre d'employés ² | 6.01 | 28.05 | 0 | 863.80 |
| Nombre d'employés des clients ² | 89.39 | 109.47 | 0 | 863.24 |
| Nombre de clients ³ | 3.55 | 3.56 | 1 | 17 |

¹ Mesuré en millions de dollars.

² Mesuré en milliers.

³ Mesuré en unités.

spécifiquement pour présenter les données comptables afin d'avoir des conditions comparables, sans récession, dans la région dont sont issues les entreprises. En outre, on constate trois points importants : premièrement, la valeur du stock de capital de l'entreprise moyenne représente environ la moitié de son chiffre d'affaires. Deuxièmement, une entreprise donnée dépense en moyenne 16% de la valeur de son stock de capital pour acquérir du nouveau capital, ainsi que pour l'entretien requis pour pallier la dépréciation. Troisièmement, le nombre d'employés des entreprises représente 6.72% de celui de leurs clients cette année-là. Cela s'explique par le fait que les entreprises ne divulguent que leurs clients les plus importants dans les données que nous utilisons.

Ainsi, nous présentons l'évolution de la moyenne de ces parts au fil du temps dans la figure 2.2. La courbe en pointillés rouges qui représente le rapport entre les dépenses en capital et le stock de capital se distingue par sa volatilité, présentant cinq pics majeurs, répartis sur les 32 années constituant notre échantillon. Pendant

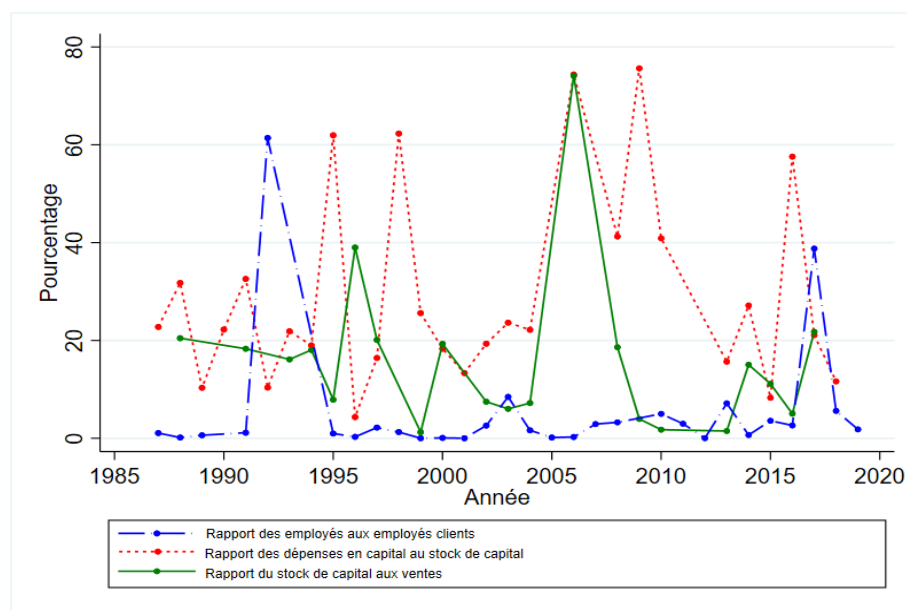


FIGURE 2.2 – Évolution de la moyenne des ratios en rapport avec la taille et les dépenses en capital des entreprises entre 1987 et 2019.

la crise financière de 2008, cette courbe enregistre une baisse notable de 50% de sa valeur. De manière similaire, la courbe en vert représentant le rapport entre le stock de capital et les ventes a également connu un déclin durant cette crise. Ce déclin a requis plus que cinq ans pour se rétablir. Enfin, la courbe en tirets bleus, qui représente le rapport entre le nombre d'employés des entreprises et celui de leurs clients, présente seulement deux pics majeurs : un en 1993 et un en 2017. La courbe demeure relativement stable, entre ces deux périodes.

Le tableau 2.4 présente les corrélations des variables des entreprises avec la taille moyenne de leurs clients pour la période de 1987 à 2019. D'après ce tableau, le nombre d'employés des fournisseurs est faiblement corrélé positivement avec le nombre moyen d'employés de leurs clients. Cela suggère que les fournisseurs déterminent le choix de leurs clients, possiblement sans égard à leur taille.

TABLEAU 2.4 – Tableau des corrélations des variables des entreprises avec la taille moyenne de leurs clients

| Variable | Nombre moyen d'employés des clients |
|-----------------------------------|-------------------------------------|
| Chiffre d'affaires | 0.08 |
| Stock de capital | 0.05 |
| Dépenses en capital | 0.06 |
| Nombre d'employés des entreprises | 0.14 |

2.6.4 Variables de l'étude

TABLEAU 2.5 – Statistiques descriptives des variables en 2013

| Variable | Moyenne | Écarts-types | Valeur Minimale | Valeur Maximale |
|------------------------------------------------|---------|--------------|-----------------|-----------------|
| $\Delta \ln \text{ventes}^{\text{entreprise}}$ | 0.12 | 0.46 | -1.88 | 6.46 |
| $\Delta \ln \text{ventes}^{\text{client}}$ | 0.02 | 0.20 | -1.88 | 1.47 |
| $\Delta \ln \text{PGF}^{\text{entreprise}}$ | -0.10 | 0.45 | -3.70 | 2.86 |
| $\Delta \ln \text{PGF}^{\text{client}}$ | -0.01 | 0.22 | -2.22 | 2.62 |
| $\text{IDC}^{\text{entreprise}}$ | 0.13 | 0.70 | 0 | 19.95 |
| $\text{IDC}^{\text{client}}$ | 0.10 | 0.24 | 0 | 4.43 |

Note : Le terme abrégé IDC fait référence à l'intensité de dépenses en capital.

Note : Le terme abrégé PGF fait référence à la productivité global des facteurs.

Le tableau 2.5 présente quatre statistiques descriptives des mesures de performances des entreprises et de leurs clients pour l'année 2013. Les variables associées aux fournisseurs ont le plus grand écart-type et témoignent d'une grande volatilité, comme l'indique également la différence entre les valeurs minimales et maximales des variables. Le taux de croissance de vente des fournisseurs est en moyenne six fois plus important que celui des clients. Cette constatation s'ac-

corde avec celle tirée du tableau 2.3, qui indique que les fournisseurs sont de taille inférieure à leurs clients. Malgré ces différences, toutes les entreprises de notre échantillon investissent en moyenne quasiment la même proportion de leur chiffre d'affaires en capital.

2.6.5 Analyse des mesures d'exposition aux chocs

TABLEAU 2.6 – Tableau des statistiques descriptives des mesures d'exposition aux chocs entre 1987 et 2019

| VARIABLES | Moyenne | Écarts-types | Valeur Minimale | Valeur Maximale | P25 | P50 | P75 |
|-----------|---------|--------------|-----------------|-----------------|------|------|-----|
| P_{ij} | 1.87 | 6.91 | 0.01 | 96.67 | 0.04 | 0.17 | 0.8 |
| P_{ji} | 18.79 | 17.89 | 0.01 | 99.91 | 8.37 | 14 | 23 |

Note : Le terme P_{ij} fait référence à la mesure d'exposition aux chocs qui se propagent en aval, du fournisseur à son client.

Note : Le terme P_{ji} fait référence à la mesure d'exposition aux chocs qui se propagent en amont, du client à son fournisseur.

Le tableau 2.6 présente les statistiques descriptives des mesures d'exposition aux chocs en amont et en aval de 1987 à 2019. Les Figures 2.3 et 2.4 présentent respectivement la distribution de la mesure d'exposition aux chocs qui se propagent en aval et en amont. Le tableau 2.6 indique que le 75^e percentile de la mesure d'exposition aux chocs en aval est de 0,8%. De plus, le premier rectangle dans la figure 2.3 montre que plus de 90% des entreprises ont une mesure d'exposition de 1%, soutenant ainsi la constatation antérieure. En outre, moins de 5% des entreprises dans notre échantillon ont une mesure d'exposition aux chocs en aval comprise entre 15% et 100%, selon la même figure. Ces observations sont éparpillées de telle façon qu'on ne peut pas les distinguer dans le graphique. On constate que les clients préfèrent diversifier leurs fournisseurs.

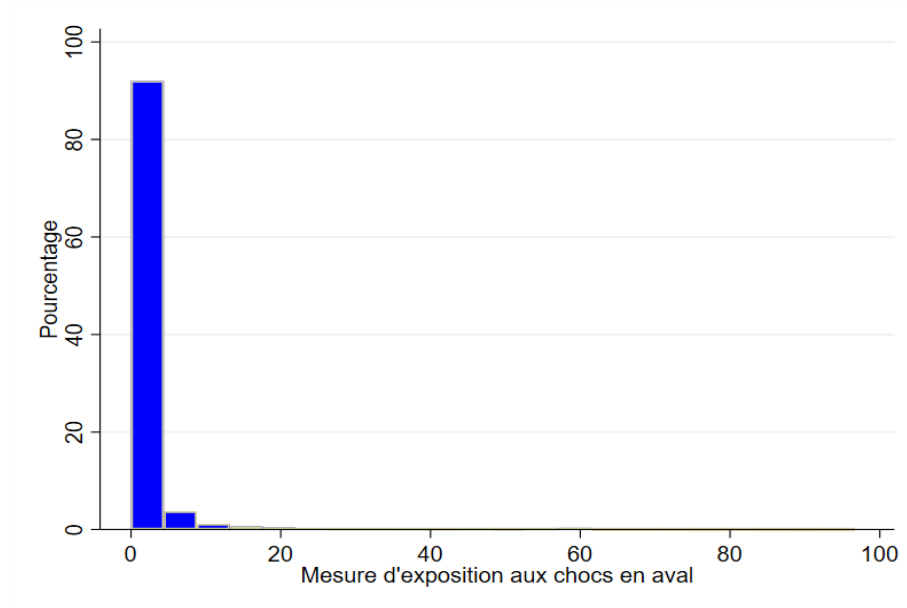


FIGURE 2.3 – Distribution de la mesure d'exposition aux chocs en aval

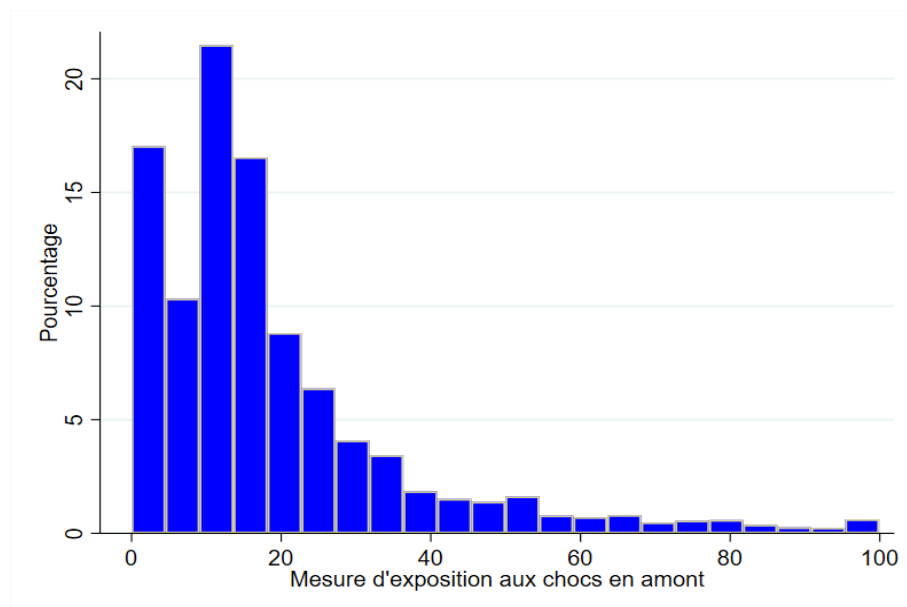


FIGURE 2.4 – Distribution de la mesure d'exposition aux chocs en amont

Par ailleurs, la moyenne de la mesure de l'exposition aux chocs en amont est dix fois plus importante que celle de la mesure de l'exposition aux chocs en aval. Les 25^e, 50^e et 75^e percentiles présentés dans le tableau 2.6 sont également plus élevés que ceux de la mesure de l'exposition aux chocs en aval. Selon la figure 2.4, il y a une relation négative entre l'ampleur de la mesure d'exposition aux chocs en amont et le nombre d'entreprises qui la détiennent.

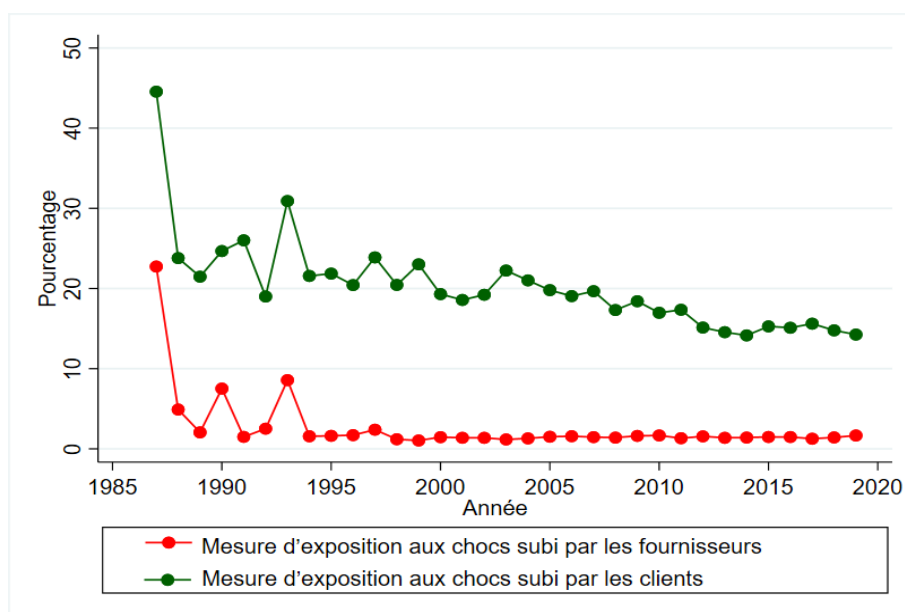


FIGURE 2.5 – Évolution des mesures d'exposition aux chocs entre 1987 et 2019

La première observation, datant de 1987, ne représente que 34 entreprises pour les deux mesures, ce qui constitue environ 4% du nombre moyen d'entreprises par année dans notre échantillon.

La figure 2.5 présente l'évolution des mesures d'exposition aux chocs entre 1987 et 2019. Ces courbes présentent deux pics simultanés en 1990 et en 1993. Après le pic de 1993, la courbe de la mesure d'exposition aux chocs subis par les clients demeure stable au fil des années, tandis que l'autre a progressivement diminué depuis 1993, ayant perdu 50% de sa valeur sur 26 ans.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre est consacré à la description de notre modèle de base. Ensuite, nous éliminons certaines variables dans les spécifications du modèle pour une meilleure appréciation de l'effet des chocs sur le taux de croissance des ventes des entreprises. Notre objectif consiste à étudier les variations de ce taux, aussi bien pour les fournisseurs que pour les clients des entreprises affectées par les chocs.

3.1 Choc d'offre : productivité globale des facteurs

3.1.1 Modèle du choc de la PGF subi par les fournisseurs

On s'intéresse dans un premier temps à l'impact d'une hausse du taux de croissance de la productivité globale des facteurs des entreprises sur le taux de croissance des ventes de leurs clients. Nous nous attendons à observer un effet positif sur les ventes des clients.

Dans un marché concurrentiel, le choc sur la PGF se propage dans le réseau lorsqu'un fournisseur trouve un moyen d'améliorer ses produits. Cela entraîne une baisse des prix de ces biens, favorisant la propagation des chocs d'offre vers les ventes des clients. Cela découle du mécanisme de transmission des chocs d'offre évoqué par Acemoglu *et al.* (2016a), que nous avons présenté dans le premier

chapitre. Si le fournisseur ne réduit pas ses prix à la suite de l'augmentation de sa PGF, alors l'effet ne sera pas transmis au client.

Dans un marché non concurrentiel avec un pouvoir de marché des entreprises, l'augmentation du taux de croissance de la PGF d'une entreprise l'amènera à augmenter le prix de son bien pour accroître ses rentes. Ses clients, à leur tour, vont augmenter les prix de leurs biens afin de maintenir leur marge bénéficiaire, les rendant moins compétitifs sur leurs marchés respectifs. En conséquence, le taux de croissance des ventes des clients diminuera.

Nous incorporons dans notre cadre d'analyse les taux de croissance des ventes et de la PGF retardés, en nous inspirant du modèle présenté dans Acemoglu *et al.* (2016a) :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{ventes}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \sum_{j=1}^n (\Delta \ln \text{PGF}_{j,t-1} \times P_{ij,t-1}) + \beta_2 \times \Delta \ln \text{PGF}_{i,t-1} + \\ & \beta_3 \times \Delta \ln \text{ventes}_{i,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Cette équation permet d'examiner l'effet d'un changement du taux de croissance de la PGF du fournisseur j , survenu en $t - 1$, sur son client i à l'année t . On construit la première variable explicative avec la mesure d'exposition au choc P_{ij} , qui est une mesure du degré d'importance du fournisseur pour le client en $t - 1$. On utilise cette variable pour pondérer le choc sur le taux de croissance de la PGF qui est aussi survenu en $t - 1$. En sommant tous ces chocs isolés et pondérés des n fournisseurs, on obtient la première variable explicative. Les deuxième et troisième variables explicatives sont le taux de croissance de la PGF du client et son taux de croissance des ventes retardées d'une année. Le coefficient α_{st} représente un terme d'interaction entre les effets fixes industrie et les effets fixes année. Ainsi, le terme α_{st} sert à contrôler la relation de l'effet des variations communes à chaque secteur.

Dans la littérature, une approche fréquemment adoptée consiste à appliquer un retard d'une période sur la mesure d'exposition aux chocs dans les équations simulant un réseau de production, comme dans Acemoglu *et al.* (2016a) et Barauskaite et Nguyen (2020). Nous privilégions cette approche, puisque nous étudions le choc sur la PGF, comme ces articles. Cette méthode rapproche notre modèle de la réalité en se basant sur l'hypothèse que les chocs nécessitent du temps pour se propager au sein d'un réseau de production. En revanche, Herskovic *et al.* (2020) étudient les effets d'un choc sur la taille des entreprises, en ignorant l'application du retard sur la mesure d'exposition au choc. En plus, nous avons suivi l'approche de Acemoglu *et al.* (2016a) en décalant d'une année les variables explicatives représentant les chocs que nous étudions dans le but de réduire au minimum le problème d'endogénéité.

En intégrant des effets fixes à notre modèle, notre approche s'inspire de Gradzewicz (2020). Il justifie son intégration des effets fixes année dans son modèle principal par le fait que ces derniers « contrôlent le cycle économique » (Gradzewicz, 2020, p.18). Nous avons incorporé dans notre modèle le terme d'interaction entre l'année et l'industrie afin de contrôler les chocs sur les entreprises dans des circonstances particulières à leurs industries respectives, ainsi que l'année durant laquelle elles ont subi le choc.

Comparativement à Acemoglu *et al.* (2016a), les données à notre disposition ne permettent pas d'associer simultanément les clients et les fournisseurs d'une firme donnée, ce qui empêche notre équation de contrôler pour les effets de transmission en amont (c'est-à-dire, de l'entreprise à son fournisseur). De plus, contrairement à Carvalho *et al.* (2021), la structure de notre banque de données ne permet pas de vérifier la propagation horizontale associée aux répercussions sur un client indirect dans le réseau, désignant ainsi le client d'un autre client.

Dans un modèle empirique alternatif, nous simplifions en omettant le taux de croissance de la PGF du client ainsi que son taux de croissance des ventes retardé d'une année. Cette approche nous permet de nous focaliser davantage sur l'impact du choc sur la PGF du fournisseur.

Ainsi, l'équation (3.1) sera transformée comme suit :

$$\Delta \ln ventes_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{j,t-1} \times P_{ij,t-1}) + \alpha_{st} + \epsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

Cette équation vise à expliquer la variation du taux de croissance des ventes du client i en fonction des chocs sur les taux de croissance de la PGF de l'année précédente, lesquels proviennent de ses fournisseurs. Ces chocs sont pondérés par la mesure d'exposition au choc $P_{ij,t-1}$. Les effets fixes sont représentés par α_{st} .

Pour la troisième spécification du modèle, nous considérons uniquement le fournisseur principal de chaque client. Le fournisseur principal est celui qui encaisse une part des revenus du client, allouée à l'achat d'intrants, supérieure à celle attribuée à tout autre fournisseur. De même, on tient compte du taux de croissance de la PGF du client, ainsi que son taux de croissance des ventes, retardés d'une année.

Ainsi, nous considérons la spécification correspondante suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \ln ventes_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \Delta \ln PGF_{J,t-1} + \beta_2 \times \Delta \ln PGF_{i,t-1} + \\ & \beta_3 \times \Delta \ln ventes_{i,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.3)$$

Dans cette équation, on régresse le taux de croissance des ventes de l'entreprise i sur les variables qui représentent le choc sur le taux de croissance de la PGF subi par son fournisseur principal J , son taux de croissance de la PGF, ainsi que son taux de croissance des ventes. Toutes les variables explicatives sont retardées d'une année.

Pour vérifier si le choc sur la PGF du fournisseur principal a un impact positif et significatif sur le taux de croissance des ventes de son client, on estime la relation suivante :

$$\Delta \ln \text{ventes}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta \ln \text{PGF}_{J,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{i,t} \quad (3.4)$$

Dans notre deuxième annexe, nous présentons la variable de productivité de la main-d'œuvre comme mesure alternative à la PGF. Ainsi, nous comparons de manière concise l'effet du choc sur ces deux mesures de productivité. De plus, nous présentons dans cette annexe les résultats d'une équation de régression, où le choc sur l'intensité des dépenses en capital se propage en aval dans le réseau de production.

3.1.2 Modèle du choc de la PGF subi par les clients

Après avoir passé en revue la littérature dans le premier chapitre, nous anticipons que la propagation en amont d'un choc sur la PGF aura un impact positif sur les ventes des clients. Cette anticipation est étayée par l'explication de Acemoglu *et al.* (2016a), qui stipulent qu'un choc sur la productivité d'une entreprise a un effet modéré sur les prix de son fournisseur. Donc, on prévoit que l'effet de ce choc en amont sera moins important que celui en aval, en accord avec les résultats de cet article.

Dans un marché non concurrentiel où les entreprises ont un pouvoir de marché, une entreprise choisira d'augmenter les prix de ses biens après avoir subi un choc sur le taux de croissance de sa PGF. Cela n'aura aucun effet sur les ventes de ses fournisseurs.

Dans cette section, nous estimons un modèle alternatif, où le choc sur le taux de croissance de la PGF se propage en amont, soit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \sum_{i=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} \times P_{ji,t-1}) + \beta_2 \times \Delta \ln PGF_{j,t-1} + \\ & \beta_3 \times \Delta \ln \text{ventes}_{j,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (3.5)$$

Dans cette équation, la première variable explicative est le taux de croissance de la PGF du client i et la mesure d'exposition au choc P_{ji} . Cette variable explicative est décalée d'une année. Les deuxième et troisième variables explicatives sont le taux de croissance de la PGF du fournisseur et son taux de croissance des ventes retardées d'une année. Le coefficient α_{st} représente le terme d'interaction entre les effets fixes industrie et les effets fixes année.

Par ailleurs, nous estimons aussi des variations similaires de l'équation (3.1) que nous avons présentées précédemment. Ainsi, nous allons omettre les taux de croissance des ventes et de la PGF du fournisseur j .

Ceci se traduit par l'équation :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \sum_{i=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} \times P_{ji,t-1}) \\ & + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (3.6)$$

De même, nous construisons la spécification du modèle dans lequel le choc sur la PGF est subi par le client principal de chaque entreprise. Nous prenons également en compte les taux de croissance de la PGF du fournisseur, ainsi que son taux de croissance des ventes, retardés d'une année. Le modèle devient :

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times \Delta \ln PGF_{I,t-1} + \beta_2 \times \Delta \ln PGF_{j,t-1} + \\ & \beta_3 \times \Delta \ln \text{ventes}_{j,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (3.7)$$

Dans cette équation, on régresse le taux de croissance de vente de l'entreprise j sur les variables qui représentent l'effet du choc de la PGF subi par son client

principal I , son taux de croissance de la PGF et son taux de croissance des ventes, retardés d'une année.

Nous considérons aussi une version du modèle qui utilise seulement le taux de croissance de la PGF du client principal pour chaque fournisseur comme variable explicative :

$$\Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta \ln \text{PGF}_{I,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \quad (3.8)$$

3.2 Choc de demande : intensité des dépenses en capital

Nous avons également voulu étudier l'effet de la transmission des chocs de demande sur le taux de croissance des ventes des firmes en utilisant l'intensité des dépenses en capital comme proxy pour ce type de choc.

Lorsqu'une entreprise augmente son ratio de dépenses en capital par rapport aux ventes, cela pourrait signifier qu'elle prévoit une augmentation de la demande de ses produits. Par conséquent, son besoin d'approvisionnement en matières premières va augmenter :

Si les fournisseurs de cette entreprise opèrent dans l'industrie des biens, Davis et Kahn (2008) indiquent qu'une prévision de l'augmentation de la demande de leurs produits les amène à réagir en constituant des stocks prévisionnels. Ainsi, les fournisseurs vendent ces stocks prévisionnels lorsque leurs clients subissent le choc. En revanche, dans les secteurs dont les produits sont intangibles, la production des fournisseurs croît d'une manière proportionnelle afin de répondre à la demande accrue.

Ainsi, on s'attend à un effet positif sur le taux de croissance de vente des fournisseurs. Ceci est étayé sur la constatation de Kahn *et al.* (2002) qui soulignent que les ventes ne demeurent pas stables en présence d'informations sur la demande

du marché. De plus, Acemoglu *et al.* (2016a) indiquent que les fournisseurs des entreprises affectées par un choc de demande sont incités à produire davantage afin que leurs clients puissent satisfaire la demande pour leurs produits. Ainsi, le choc sur l'intensité de dépenses en capital agit comme un proxy d'un choc de demande, quel que soit le secteur d'activité des entreprises.

Notre analyse ne prendra pas en compte toutes les nuances concernant les secteurs auxquels les entreprises opèrent, ce qui constitue ainsi une limite de notre travail.

On souligne que la variable de l'intensité des dépenses en capital risque de présenter de problèmes d'endogénéité. Il s'agit d'une variable de choix influencée par les décisions des entreprises visant à maximiser leurs profits dans des marchés et des circonstances particuliers. Un bon angle pour poursuivre ce travail sera d'étudier ce choc dans un modèle de régression des moindres carrés à deux étapes en instrumentant la variable d'intensité de dépenses en capital. Cette approche a été adoptée par Barauskaite et Nguyen (2020) pour étudier le choc sur la PGF. Néanmoins, nous choisissons de traiter l'intensité de dépenses en capital comme exogène pour approximer les effets des chocs de demande sur les fournisseurs.

Afin de mesurer l'effet en question, on va utiliser cette équation :

$$\Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \sum_{i=1}^n (IDC_{i,t-1} \times P_{j,i,t-1}) + \beta_2 \times \sum_{i=1}^n (IDC_{i,t-2} \times P_{j,i,t-2}) + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \quad (3.9)$$

Dans cette équation, on régresse le taux de croissance de vente de l'entreprise i sur les deux variables explicatives qui représentent les chocs individuels sur l'intensité des dépenses en capital de ses clients. La première variable explicative est retardée d'une année et la deuxième est retardée de deux années. Le coefficient α_{st} représente le terme d'interaction entre les effets fixes industrie et les effets fixes

année.

Nous considérons également une spécification similaire à celle de l'équation (3.8) en ne gardant que le client principal de chaque entreprise :

$$\Delta \ln \text{ventes}_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \times IDC_{I,t-1} + \alpha_{st} + \epsilon_{j,t} \quad (3.10)$$

À l'issue de chaque spécification de nos modèles, nous effectuons un test RESET-Ramsey afin d'évaluer s'il y a un problème d'inadéquation statistique provenant de l'omission de variables. Nous estimons finalement ces modèles sans les effets fixes afin d'apprécier les conséquences de l'omission de ceux-ci sur les coefficients de nos variables explicatives d'intérêt. Nous présentons ces résultats dans notre troisième annexe.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Ce chapitre est dédié à la présentation et à l'interprétation de nos résultats. Nous comparons les résultats des différentes variantes du modèle et les rapportons également à ceux de la littérature afin d'en déduire les points de concordance ou de discordance.

4.1 Transmission du choc de productivité globale des facteurs

4.1.1 Effets en aval

Nous commençons par étudier les effets de la propagation du choc sur le taux de croissance de la PGF en aval dans le réseau de production (vers les clients). Dans la première colonne du tableau 4.1, nous présentons notre première spécification du modèle, déduite de l'équation (3.1).

Selon ce modèle, une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance de la PGF de tous les fournisseurs de l'entreprise i conduit à une diminution de son taux de croissance des ventes l'année d'après de 0,11 point de pourcentage. Toutefois, cet effet n'est pas statistiquement significatif. Dans ce présent modèle, l'augmentation du taux de croissance des ventes de l'année antérieure de l'entreprise i a un effet négatif sur son taux de croissance des ventes de l'année courante.

TABLEAU 4.1 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{j,t-1} * P_{ij,t-1})$ | -0.0011 (0.001) | -0.0019 (0.0012) | | |
| $\Delta \ln PGF_{J,t-1}$ | | | -0.0015 (0.0065) | 0.0032 (0.007) |
| $\Delta \ln PGF_{i,t-1}$ | -0.012 (0.009) | | -0.015 (0.013) | |
| $\Delta \ln ventes_{i,t-1}$ | -0.044*** (0.012) | | -0.0317 (0.019) | |
| Constante | 0.14 (0.08) | 0.27** (0.095) | 0.278*** (0.048) | 0.3*** (0.051) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.06 | 0.05 | 0.08 | 0.07 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.741 | 0.000 | 0.000 |
| Nombre d'observations | 7318 | 9850 | 3302 | 3851 |

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par i , son fournisseur par j et son fournisseur principal par J .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 1%. En revanche, l'augmentation du taux de croissance retardé de la PGF de l'entreprise i n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année courante. La valeur p du test RESET à savoir 0, est inférieure à 0,05. Par conséquent, on rejette l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle, au seuil de 5%.

Afin d'isoler l'effet du choc sur le taux de croissance de la PGF des fournisseurs, nous avons omis les variables du taux de croissance de la PGF et de vente de

l'entreprise i dans le deuxième modèle, comme indiqué dans l'équation (3.2). Selon ce modèle, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance de la PGF de tous les fournisseurs de l'entreprise i conduit à une diminution de son taux de croissance des ventes de 0,19 point de pourcentage l'année suivante. Cependant, cet effet n'est pas statistiquement significatif. La valeur p du test RESET de ce modèle est de 0,741, ce qui est supérieure à 0,05. Ainsi, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle.

On ne peut pas comparer directement les résultats de Acemoglu *et al.* (2016a) avec les nôtres, car ils ont normalisé leurs chocs. Nous pouvons seulement évaluer si le choc en aval sur le taux de croissance de la PGF a un effet positif ou négatif, ainsi que si cet effet est statistiquement significatif ou non. Ainsi, il est surprenant de constater que le choc sur le taux de croissance de la PGF de tous les fournisseurs d'une entreprise a un effet statistiquement non significatif sur le taux de croissance des ventes de cette dernière dans notre modèle. En revanche, Acemoglu *et al.* (2016a) constatent que le choc en question a un effet positif et statistiquement significatif sur le taux de croissance de la production dans un réseau de secteurs.

Dans la troisième colonne du tableau 4.1, on présente une autre spécification du premier modèle, où le choc est subi uniquement par le fournisseur principal J de l'entreprise i . Ainsi, l'effet d'un choc sur le taux de croissance de la PGF de l'entreprise J n'est pas statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de son client i l'année suivante. De plus, l'augmentation des taux de croissance des ventes et de la PGF retardés de l'entreprise i n'a pas un effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année en cours. La valeur p du test RESET est de 0, ce qui est inférieure à 0,05 : on rejette donc l'hypothèse nulle stipulant l'absence de variables omises dans ce modèle, au seuil de 5%.

D'après la quatrième colonne du tableau 4.1, on va omettre l'effet direct de la PGF et du taux de croissance des ventes de l'entreprise i du modèle précédent, comme spécifié dans l'équation (3.4). L'effet d'un choc sur le taux de croissance de la PGF de l'entreprise J n'est pas statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de son client i l'année suivante. Par ailleurs, La valeur p du test RESET de ce modèle est de 0, ce qui est inférieure à 0,05. On rejette l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle, au seuil de 5%.

4.1.2 Effets en amont

Nous présentons dans le tableau 4.2 quatre modèles où le choc se propage en amont (vers les fournisseurs) dans le réseau de production. Le modèle figurant dans la première colonne de ce tableau explique les variations dans le taux de croissance des ventes de l'entreprise j par le taux de croissance de ses ventes, son taux de croissance de la PGF, ainsi que les taux de croissance de la PGF de ses clients. Toutes les variables explicatives dans ce modèle sont retardées d'une année. Ce modèle est déduit de l'équation (3.5).

L'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance de la PGF des clients de l'entreprise j conduit à une diminution de son taux de croissance des ventes de 0,07 point de pourcentage l'année suivante. Pourtant, cet effet n'est pas statistiquement significatif. En outre, l'augmentation du taux de croissance des ventes de l'année antérieure de l'entreprise i a un effet positif sur son taux de croissance des ventes de l'année courante. Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 1%. L'augmentation du taux de croissance de la PGF de l'entreprise i n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année courante. En outre, la valeur p du test RESET pour ce modèle est de 0. On rejette donc l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans

TABLEAU 4.2 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | -0.0007 (0.0006) | -0.0005 (0.0006) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | -0.0015 (0.013) | -0.0121 (0.015) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | 0.003 (0.007) | | -0.004 (0.006) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.045*** (0.013) | | 0.082*** (0.013) | |
| Constante | 0.202*** (0.05) | 0.28 (0.179) | 0.11 (0.05) | 0.416** (0.16) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.08 | 0.04 | 0.07 | 0.04 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.364 | 0.008 | 0.761 |
| Nombre d'observations | 7816 | 14098 | 6682 | 11027 |

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par j , son client par i et son client principal par I .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

ce modèle au seuil de 5%.

On va omettre les taux de croissance de la PGF et de vente de l'entreprise j dans le modèle présenté dans la deuxième colonne du tableau 4.2. Ainsi, l'augmentation de 1 point de pourcentage de la PGF de tous les clients de l'entreprise j conduit à une diminution de son taux de croissance de ses ventes de 0,05 point de pourcentage l'année suivante. Toutefois, cet effet n'est pas statistiquement significatif. La valeur p du test RESET de ce modèle est de 0,364, ce qui est supérieure à 0,005. Donc, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle stipulant l'absence de variables omises

dans ce modèle.

Dans la troisième colonne de ce tableau, on présente une autre spécification du premier modèle, dans lequel le choc sur le taux de croissance de la PGF affecte uniquement le client principal I de l'entreprise j . Ainsi, l'augmentation du taux de croissance de la PGF du client principal de l'entreprise j n'a pas un effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes l'année suivante. En outre, l'augmentation du taux de croissance retardé des ventes de l'entreprise j a des effets négatifs sur son taux de croissance des ventes de l'année en cours. Cet effet est statistiquement significatif, à un niveau de 1%. En revanche, l'augmentation du taux de croissance retardé de la PGF de l'entreprise j n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année courante. La valeur p du test RESET de 0,008 est inférieure à 0,05. En conséquent, on rejette l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle au seuil de 5%.

On va omettre l'effet direct de la PGF de l'entreprise j et sa valeur retardée du taux de croissance des ventes dans le dernier modèle du tableau 4.2. L'effet d'un choc sur le taux de croissance de la PGF de l'entreprise I n'est pas statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de son fournisseur j l'année suivante. En outre, la valeur p du test RESET de ce modèle est de 0,761 : on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle stipulant l'absence de variables omises dans ce modèle.

4.2 Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital

Dans le tableau 4.3, nous étudions l'effet d'un choc positif sur l'intensité des dépenses en capital des entreprises sur le taux de croissance des ventes de leurs fournisseurs, tel que spécifié dans l'équation (3.9). Selon ce modèle, l'augmentation de

TABLEAU 4.3 – Résultats des régressions du choc sur l'IDC subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
|--------------------------------------------|----------------------------------|
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-1} * P_{j,i,t-1})$ | 0.0027 (1.78) |
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-2} * P_{j,i,t-2})$ | -0.0038* (-2.41) |
| Constante | 0.172 (0.96) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui |
| R^2 | 0.014 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 |
| Nombre d'observations | 11723 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client sont représentés par j et i respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

l'intensité des dépenses en capital des entreprises, n'a pas un effet statistiquement significatif sur le taux de croissance de vente de leur fournisseur j l'année suivante. Cependant, les effets de ce choc surviennent après deux ans : l'augmentation de 1 point de pourcentage de l'intensité des dépenses en capital des entreprises i entraîne une diminution de 0,38 point de pourcentage du taux de croissance des ventes de leur fournisseur j . Cet effet est statistiquement significatif au seuil de 10%. En outre, la valeur moyenne du terme d'exposition au choc subi par les clients dans le réseau est de 18.79%, ce qui signifie que suite à une augmentation de 1 point de pourcentage de l'intensité des dépenses en capital d'un client de

l'entreprise moyenne dans notre échantillon, le taux de croissance des ventes de cette dernière diminue de 0,069 point de pourcentage après deux ans (on multiplie 18,79 par 0,0038 points de pourcentage pour obtenir cette dernière mesure). La valeur p du test RESET à savoir 0 est inférieure à 0,05. Donc, on rejette l'hypothèse nulle qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle, au seuil de 5%.

TABLEAU 4.4 – Résultats des régressions du choc sur l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln \text{ventes}_{j,t}$ |
|---------------------------------------|-----------------------------------------|
| $\text{IDC}_{I,t-1}$ | -0.0187 (-0.53) |
| Constante | 0.289* (2.03) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui |
| R^2 | 0.05 |
| Valeur p du test RESET | 0.002 |
| Nombre d'observations | 11709 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client principal sont représentés par j et I respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

Dans le tableau 4.4, on étudie l'effet du choc sur l'intensité des dépenses en capital lorsqu'il est subi uniquement par le client principal de l'entreprise j , comme indiqué dans l'équation (3.10). L'augmentation de l'intensité des dépenses en capital de ce client n'a pas un effet statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de son fournisseur j , l'année d'après. La valeur p du test RESET est de 0,002, ce qui est inférieure à 0,05. Par conséquent, on rejette l'hypothèse nulle

qui stipule l'absence de variables omises dans ce modèle au seuil de 5%.

CHAPITRE V

ROBUSTESSE

5.1 Mesure alternative du choc de la productivité globale des facteurs

5.1.1 Mesure de la PGF avec la fonction "*Levpet*"

La fonction *Levpet* de Stata, présentée dans Levinsohn et Petrin (2003), estime un modèle empirique simulant une fonction de production Cobb-Douglas. Dans cette équation de régression, la valeur ajoutée¹ de l'entreprise est estimée en fonction du nombre d'employés en tant que variable explicative, ainsi que du capital et des coûts des matériaux en tant que variables proxys². Le logarithme de la productivité de l'entreprise est incorporé dans le terme résiduel de cette équation de régression. Les coefficients de régression et la mesure de productivité seront déterminés par la méthode du bootstrap : l'équation de régression est estimée 50 fois, avec un échantillon différent à chaque itération.

Les auteurs de Levinsohn et Petrin (2003) justifient cette approche en appuyant sur le fait que les chocs de productivité ont un impact significatif sur la variable

1. Dans cette fonction, nous avons la flexibilité de choisir la variable dépendante parmi deux options : soit le revenu total de l'entreprise, soit sa valeur ajoutée. Si nous considérons le revenu total de l'entreprise comme variable dépendante, la fonction n'identifie qu'un seul des trois régresseurs. Dans ce cas, un coefficient de régression nul est attribué aux deux autres régresseurs.

explicative ainsi que sur les variables proxy, ce qui peut aboutir à une estimation plus précise des coefficients de régression.

TABLEAU 5.1 – Résultats de la régression de la fonction *Levpet*

| VARIABLE EN LOGARITHME | Valeur ajoutée |
|----------------------------|-------------------|
| Nombre d'employés | 0.53*** (0.02) |
| Valeur du stock de capital | 0.4*** (0.02) |
| Coût des matériaux | 0 (0.00) |
| Nombre d'observations | 23566 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Le tableau 5.1 présente les résultats de la régression obtenus suite à l'exécution de la fonction *Levpet*. Les coefficients de régression des variables du nombre d'employés et de la valeur du stock de capital sont statistiquement significatifs au niveau de 1%. La variable des coûts des matériaux utilisés dans la production est attribuée un coefficient de régression de zéro, ce qui signifie qu'elle n'a pas été identifiée par la fonction *Levpet*. On note que les valeurs de la PGF obtenues avec cette fonction sont en niveau. Comme dernière étape, on les transforme en logarithme.

2. La fonction est conçue pour être utilisée avec une de ces quatre proxies : le coût d'électricité, le coût du carburant, les coûts des matériaux et la valeur du stock de capital. Nous avons choisi les coûts des matériaux comme deuxième proxy car nous avons déjà calculé le coût des matériaux lors de notre démarche pour mesurer la PGF.

5.1.2 Mesure de la PGF avec la fonction "*Acfest*"

La fonction *Acfest* présentée dans Akerberg *et al.* (2015) estime aussi un modèle empirique simulant une fonction de production Cobb-Douglas. Nous avons opté pour la fonction *Acfest* en raison de l'argument avancé par Akerberg *et al.* (2015) qui affirment que la fonction qu'on a présentée précédemment présente des difficultés d'identification des coefficients. La fonction *Acfest* requiert les mêmes variables³ que *Levpet* et exige l'ajout d'une quatrième variable explicative, à savoir le nombre d'années d'exercice des entreprises. Afin de déterminer les coefficients de régression et la mesure de productivité, l'équation de régression est estimée 100 fois avec la méthode du bootstrap.

TABLEAU 5.2 – Résultats de la régression de la fonction *Acfest*

| VARIABLE EN LOGARITHME | Revenu total |
|----------------------------|-------------------|
| Valeur du stock de capital | 0.08 (0.14) |
| Nombre d'années d'exercice | -0.27 (0.2) |
| Coûts des matériaux | 0.96*** (0.52) |
| Nombre d'employés | 0.01 (0.43) |
| Nombre d'observations | 19628 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

3. On a choisi les fonctions *Acfest* et *Levpet* puisqu'elles n'exigent pas l'utilisation de beaucoup de variables, contrairement aux fonctions introduites dans les articles Olley et Pakes (1996) et Wooldridge (2009).

Le tableau 5.2 présente les résultats de la régression obtenus suite à l'exécution de la fonction *Acfest*. Selon ce tableau, toutes les variables explicatives ont été identifiées. Le coefficient de régression de la variable de coût des matériaux est le seul à être statistiquement significatif dans cette équation de régression, et ce, à un niveau de 1%. Après l'estimation de cette équation de régression, nous avons procédé à la conversion des valeurs de la PGF obtenues en logarithme.

5.2 Statistiques descriptives et résultats

5.2.1 Statistiques descriptives

TABLEAU 5.3 – Statistiques descriptives du logarithme de la PGF obtenus avec les trois méthodes

| Variable | Moyenne | Écart-types | Valeur Minimale | Valeur Maximale |
|-----------------------|---------|-------------|-----------------|-----------------|
| PGF | 0.05 | 0.75 | -10.22 | 7.15 |
| PGF _{Levpet} | 0.09 | 0.79 | -10.37 | 7.09 |
| PGF _{Acfest} | -0.75 | 0.55 | -7.81 | 2.05 |

Le tableau 5.3 présente les statistiques descriptives du logarithme de la PGF obtenues avec les trois méthodes utilisées dans notre étude. D'après ce tableau, les moyennes des valeurs de la PGF se rapprochent, étant centrées autour de zéro. Les statistiques descriptives de la fonction *Acfest* se distinguent : la moyenne de la PGF est négative et son écart-type est le plus petit. De plus, les valeurs maximale et minimale indiquent que l'intervalle englobant les valeurs du logarithme de la PGF obtenues avec *Acfest* est le plus étroit.

5.2.2 Résultats

TABLEAU 5.4 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i (mesuré par $Levpet$)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{j,t-1} * P_{ij,t-1})$ | -0.002 (0.0017) | -0.0033 (0.0018) | | |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | | | -0.0039 (0.007) | -0.0071 (0.008) |
| $\Delta \ln PGF_{i,t-1}$ | -0.014 (0.008) | | -0.011 (0.012) | |
| $\Delta \ln ventes_{i,t-1}$ | -0.031* (0.012) | | -0.088*** (0.018) | |
| Constante | 0.391*** (0.098) | 0.505*** (0.103) | 0.248 (0.172) | 0.269 (0.199) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.074 | 0.056 | 0.092 | 0.076 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.412 | 0.000 | 0.038 |
| Nombre d'observations | 7148 | 9594 | 3253 | 3821 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par i , son fournisseur par j et son fournisseur principal par J .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

D'après le tableau 5.4, le choc sur le taux de croissance de la PGF en aval a un effet statistiquement non significatif sur le taux de croissance des ventes de l'entreprise i l'année suivante. Ces résultats sont conformes à ceux présentés dans le tableau 4.1.

Selon le tableau 5.5, l'effet en amont du choc sur le taux de croissance de la PGF est négatif et statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de

TABLEAU 5.5 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j (mesuré par $Levpet$)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | -0.002*** (0.0006) | -0.0031*** (0.0007) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | -0.043** (0.014) | -0.051*** (0.015) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | -0.025** (0.007) | | -0.036*** (0.008) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.039*** (0.011) | | 0.049*** (0.011) | |
| Constante | 0.5227 (0.336) | 0.509** (0.174) | -0.027 (0.048) | 0.675*** (0.186) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.08 | 0.052 | 0.079 | 0.043 |
| Valeur p du test RESET | 0.003 | 0.114 | 0.021 | 0.517 |
| Nombre d'observations | 7840 | 13939 | 6845 | 11034 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par j , son client par i et son client principal par I .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

l'entreprise j , l'année d'après. Ce constat demeure valide pour les quatre modèles.

Ces résultats contredisent ceux obtenus dans le chapitre précédent.

Selon le tableau 5.6, le choc en aval sur le taux de croissance de la PGF a un effet statistiquement non significatif sur le taux de croissance des ventes de l'entreprise i l'année d'après. Ce résultat est conforme à celui constaté dans le tableau 4.1.

D'après le tableau 5.7, l'effet en amont du choc sur la PGF varie selon les modèles. Dans le deuxième modèle, une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance de la PGF de tous les clients de l'entreprise j conduit à une diminution

TABLEAU 5.6 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i (mesuré par $Acfest$)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{j,t-1} * P_{ij,t-1})$ | 0.0005 (0.001) | 0.0001 (0.001) | | |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | | | 0.019 (0.011) | 0.008 (0.012) |
| $\Delta \ln PGF_{i,t-1}$ | -0.584*** (0.071) | | -0.649*** (0.095) | |
| $\Delta \ln ventes_{i,t-1}$ | 0.0132 (0.013) | | 0.0115 (0.018) | |
| Constante | 0.175 (0.091) | 0.31** (0.098) | 0.055 (0.127) | 0.11 (0.132) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.068 | 0.053 | 0.101 | 0.073 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.219 | 0.000 | 0.086 |
| Nombre d'observations | 7371 | 9617 | 3619 | 4231 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par i , son fournisseur par j et son fournisseur principal par J .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

de 1,1 points de pourcentage de son taux de croissance des ventes l'année suivante. Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 10%. Ce résultat diffère de celui présenté dans le tableau 4.2, où cet effet n'est pas statistiquement significatif. En revanche, l'effet du choc sur le taux de croissance de la PGF en amont est statistiquement non significatif dans les autres modèles.

TABLEAU 5.7 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j (mesuré par *Acfest*)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | -0.0086 (0.004) | -0.011* (0.004) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | -0.193 (0.139) | 0.056 (0.105) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | 0.041** (0.014) | | 0.02 (0.015) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.048*** (0.011) | | 0.065*** (0.012) | |
| Constante | -0.7 (0.374) | 0.283 (0.195) | -0.835* (0.337) | -0.297 (0.17) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.078 | 0.035 | 0.108 | 0.054 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.247 | 0.000 | 0.143 |
| Nombre d'observations | 8866 | 14127 | 7497 | 10997 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par j , son client par i et son client principal par I .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

CONCLUSION

Nous avons analysé dans ce mémoire les effets de deux catégories de chocs transmis dans un réseau de production. Nous avons tenté de déterminer si nous pouvions reproduire les mêmes conclusions obtenues dans la littérature à partir de données industrielles en utilisant un réseau de production plus granulaire, constitué d'entreprises. Également, nous avons voulu observer les effets des chocs étudiés sur le taux de croissance des ventes des entreprises selon leurs catégories. Il s'agit d'un choc d'offre et d'un proxy de choc de demande. Pour cela, nous avons utilisé une base de données composée d'entreprises américaines et canadiennes, sur une période de 33 ans.

Pour étudier les effets des chocs et afin d'interpréter les résultats obtenus, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaire. Nous avons considéré plusieurs spécifications du réseau de production, dont le fondement repose sur la mesure d'exposition aux chocs qui affectent les entreprises. Ainsi, nous avons utilisé la mesure d'exposition au choc pour pondérer les chocs des partenaires commerciaux de toutes les entreprises dans ledit réseau. Nous avons aussi examiné une spécification dans laquelle nous incluons seulement le choc subi par le partenaire commercial principal des entreprises.

Dans l'ensemble, les effets du choc sur le taux de croissance de la PGF dans notre échantillon diffèrent de ceux obtenus dans la littérature. Selon nos résultats, l'augmentation du taux de croissance de la PGF des partenaires commerciaux d'une entreprise n'a pas d'effet significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année suivante. Cette constatation reste valable, que le choc soit subi par le

client ou le fournisseur principal de l'entreprise.

Par ailleurs, l'impact du choc en amont sur l'intensité des dépenses en capital sur le taux de croissance des ventes des entreprises se manifeste après deux ans. Dans ce contexte, le choc en question entraîne une diminution du taux de croissance des ventes des entreprises.

Selon le test d'inadéquation statistique qu'on a effectué, la plupart des spécifications de notre modèle qui étudient le choc sur le taux de croissance de la PGF ne sont pas rejetées au seuil de 5%. Les spécifications qui renferment ce choc comme variable explicative unique ne concordent pas avec ce constat. Par ailleurs, les spécifications qui étudient le choc sur l'intensité des dépenses en capital ne sont pas rejetées au seuil de 5%.

Dans un contexte général, notre mémoire enrichit la littérature contemporaine sur la propagation de chocs, plus spécifiquement ceux qui se propagent dans un réseau de production de firmes. Par ailleurs, nous avons surtout analysé et traité le choc sur la productivité globale des facteurs qui a été bien étudié aussi en littérature au niveau sectoriel, ainsi que le choc sur l'intensité de dépenses en capital qui est peu étudié.

Au cours de notre étude, nous avons détecté plusieurs limitations notables. Les deux bases de données principales utilisées fournissent un échantillon composé exclusivement d'entreprises cotées en bourse. Ainsi, notre échantillon n'est pas nécessairement représentatif de l'ensemble des entreprises de l'économie. De plus, les structures de ces bases de données ne permettent pas de créer un réseau qui donne lieu à une propagation horizontale des chocs. En d'autres termes, cela nous empêche d'observer si les effets de ces chocs s'estompent ou s'aggravent au fur et à mesure qu'ils se propagent dans le réseau, vers les clients et les fournisseurs indirects des entreprises qui ont subi le choc. Par ailleurs, la plupart des données

issues des bases de données complémentaires ne sont pas spécifiques à des secteurs particuliers, mais sont générales. En outre, nous n'avons pas trouvé de déflateurs spécifiques pour les entreprises canadiennes, ce qui nous a conduit à utiliser ceux conçus pour les firmes américaines. Tous ces facteurs ont certainement réduit la pertinence de nos résultats.

Notre analyse pourrait être améliorée et servir de base pour avancer dans cette voie de recherche. À titre d'exemple, on peut envisager une variable telle que l'intensité des dépenses en recherche et développement (R&D), dont l'impact sur la croissance des ventes des secteurs a été démontré par Comin et Philippon (2005). En raison d'un nombre limité d'observations disponibles pour les dépenses en recherche et développement des entreprises, nous avons choisi de ne pas l'étudier afin d'éviter des résultats imprécis.

ANNEXES

ANNEXE I

ANALYSE DES DEUX BASES *Compustat*

A.1 L'importance de l'hétérogénéité des entreprises dans l'échantillon

Herskovic *et al.* (2020) ont utilisé les mêmes bases de données de *Compustat* que nous utilisons. Dans ces bases de données, les entreprises ne sont pas obligées de déclarer leurs clients dont les achats représentent moins d'un dixième de leur chiffre d'affaires. Les auteurs ont supprimé les observations pour lesquelles ce seuil n'est pas atteint. Ils justifient cela par le fait qu'ils veulent éviter une divergence entre les données et leur modèle, car ce dernier prend en compte l'ensemble des relations entre les entreprises, sans limitation sur la proportion d'achat.

La raison principale pour laquelle nous ne suivons pas leur approche repose sur l'idée que la variabilité dans l'intensité des relations fournisseur-client est nécessaire pour observer la propagation des chocs au sein du réseau de production. En effet, chaque entreprise est unique dans la combinaison de ses différentes caractéristiques, dont son taux de croissance des ventes, son nombre d'employées, ce qui la distingue au sein du réseau de production. De plus, le réseau de production sera plus proche de la réalité si chaque entreprise entretient simultanément des relations importantes et d'autres moins importantes avec différentes entreprises. Ceci nous permet de voir de près les différentes répercussions des chocs sur les divers clients et fournisseurs connectés à l'entreprise en question. Une dernière raison justifiant notre choix, tient à l'intérêt d'avoir un échantillon de plus grande taille pour avoir des résultats plus pertinents.

A.2 Compatibilité des deux bases *Compustat*

En fusionnant les deux bases de données de *Compustat*, on a perdu des observations. Dans un premier temps, nous avons fait la fusion avec *Customer Segments* et la base *Fundamentals Annual* en se basant sur les entreprises fournisseurs. Dans un second temps, nous avons répété le même exercice en se basant cette fois sur les entreprises clientes.

Commençant par la première fusion, où la base *Fundamentals Annual* est combinée avec la base *Customer Segments*, qui contient les informations sur les couples fournisseurs-clients. On constate que 15 observations de la base *Customer Segments* n'ont pas trouvé celles qui leur correspondent dans la base *Fundamentals Annual*, ce qui est une bonne nouvelle de point de vue de la rétention d'observations. De l'autre côté, plus que la moitié des observations de la base *Fundamentals Annual* n'ont pas trouvé leur correspondant. On obtient ainsi, un échantillon de 214 187 observations couvrant la période de 1976 à 2020.

Nous avons fusionné la base obtenue suite à cette première étape avec la base *Customer Segments* en se basant sur les noms des entreprises clientes. Cela a abouti à une perte de 12 années d'observations de notre échantillon. Ainsi, le nouvel horizon temporel couvert s'étend de 1987 à 2019. Cet échantillon final contient 41 912 observations. Cela correspond à 19.56% des observations de la base *Customer Segments* et 8.29% des observations de la base *Fundamentals Annual*.

A.3 Ajustement de l'échantillon pour l'étude du choc de la PGF

Dans le cadre de l'étude du choc sur la PGF, on a éliminé des observations afin de prévenir tout biais potentiel dans nos résultats. Tout d'abord, on a supprimé les observations figurant en 2008, et ce, pour éliminer la mesure biaisée de la tech-

nologie du cycle, puisque la crise financière qui s'est produite durant cette année représente un gros choc comparé aux autres chocs qui ont eu lieu en Amérique du Nord. Ensuite, on a exclu les entreprises du secteur financier, car leur rendement ne dépend pas de la PGF, en éliminant les firmes correspondant à ce secteur. Le nettoyage des bases de données est une procédure très commune dans la littérature, qu'on voit à titre d'exemple dans Gabaix (2011).

Après cette procédure, seulement un cinquième des observations de l'échantillon est disponible pour estimer les équations de régression dans lesquelles les fournisseurs subissent le choc en aval sur le taux de croissance de la PGF. Ceci est dû au fait que certains clients n'apparaissent qu'une seule fois dans l'échantillon, tandis que d'autres ont des valeurs de vente manquantes, ce qui nous empêche de calculer leur taux de croissance des ventes. Quant au modèle dans lequel les clients subissent le choc sur la PGF en amont, on retient un tiers des observations de l'échantillon pour estimer les équations de régression correspondantes. Cela s'explique par le fait que les fournisseurs ont un plus grand nombre de valeurs mesurables pour le taux de croissance des ventes par rapport aux clients.

ANNEXE II

MESURES DES CHOCS ET RÉSULTATS SUPPLÉMENTAIRES

A.1 Mesures alternatives de productivité

La productivité du travail représente une mesure alternative de productivité à défaut d'avoir la PGF. Nous évaluons ici la sensibilité des résultats à l'utilisation de cette mesure de productivité : l'augmentation du taux de croissance de la productivité du travail de tous les clients ou les fournisseurs d'une entreprise n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes l'année suivante. Ce constat demeure valide lorsque nous examinons l'effet d'un choc sur le taux de croissance de la productivité du travail subi par le client ou le fournisseur principal d'une entreprise. Ces résultats ne concordent pas avec ceux de Acemoglu *et al.* (2016a), qui constatent que l'impact de la propagation des chocs de productivité, est statistiquement significatif.

A.2 Effets des chocs provenant du partenaire commercial principal

D'après le tableau 0.1, l'augmentation de 1 point de pourcentage de l'intensité des dépenses en capital du fournisseur principal J de l'entreprise i engendre une augmentation du taux de croissance des ventes de cette dernière de 0,097 point de pourcentage l'année suivante. Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 1%.

TABLEAU 0.1 – Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le fournisseur principal J du client i

| | (1) $\Delta \ln \text{ventes}_{i,t}$ |
|---------------------------------------|-----------------------------------------|
| IDC $_{J,t-1}$ | 0.097*** (0.006) |
| Constante | 0.17 (0.185) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui |
| R^2 | 0.07 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 |
| Nombre d'observations | 8293 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son fournisseur principal sont représentées par i et J respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

ANNEXE III

RÉSULTATS DANS DES MODÈLES SANS EFFETS FIXES

A.1 Transmission du choc de productivité globale des facteurs : effets en aval

TABLEAU 0.2 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ |
| $\sum_{i=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | -0.0015 (0.001) | -0.0009 (0.001) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | -0.0051 (0.007) | 0.007 (0.007) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | -0.018* (0.008) | | -0.038** (0.012) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.136*** (0.011) | | 0.134*** (0.017) | |
| Constante | 0.041*** (0.003) | 0.074*** (0.003) | 0.029*** (0.003) | 0.039*** (0.004) |
| Effets fixes année \times industrie | Non | Non | Non | Non |
| R^2 | 0.02 | 0 | 0.02 | 0 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.391 | 0.000 | 0.613 |
| Nombre d'observations | 7318 | 9850 | 3302 | 3851 |

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par i , son fournisseur par j et son fournisseur principal par J .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

Selon les modèles présentés dans le tableau 0.2, l'effet en aval du choc sur le taux de croissance de la PGF est statistiquement non significatif sur le taux de croissance des ventes de l'entreprise i , l'année d'après. Ces résultats concordent avec nos résultats antérieurs présentés dans le tableau 4.1.

A.2 Transmission du choc de productivité globale des facteurs : effets en amont

TABLEAU 0.3 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
| $\sum_{i=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | 0.00001 (0.0005) | 0.0001 (0.0006) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | 0.019 (0.012) | 0.01 (0.014) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | 0.002 (0.006) | | -0.011* (0.005) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.158*** (0.011) | | 0.151*** (0.011) | |
| Constante | 0.06*** (0.003) | 0.107*** (0.004) | 0.043*** (0.003) | 0.073*** (0.003) |
| Effets fixes année \times industrie | Non | Non | Non | Non |
| R^2 | 0.03 | 0 | 0.03 | 0 |
| Valeur p du test RESET | 0.000 | 0.155 | 0.000 | 0.000 |
| Nombre d'observations | 8203 | 14771 | 6674 | 11022 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représentée par j , son client par i et son client principal par I .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

Selon le tableau 0.3, le choc en amont sur le taux de croissance de la PGF n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le taux de croissance des ventes de l'en-

treprise j l'année suivante. Ce résultat est cohérent avec celui présenté dans le tableau 4.2.

A.3 Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital

TABLEAU 0.4 – Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln \text{ventes}_{j,t}$ |
|--------------------------------------------|-----------------------------------------|
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-1} * P_{j,i,t-1})$ | 0.0018* (2.02) |
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-2} * P_{j,i,t-2})$ | -0.0001 (-1.02) |
| Constante | 0.047*** (16.73) |
| Effets fixes année \times industrie | Non |
| R^2 | 0 |
| Valeur p du test RESET | 0.008 |
| Nombre d'observations | 16151 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client sont représentés par j et i respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

D'après le modèle présenté dans le tableau 0.4, l'augmentation de l'intensité des dépenses en capital des clients de l'entreprise j de 1 point de pourcentage engendre l'augmentation de son taux de croissance des ventes de 0,18 point de pourcentage l'année suivante. Cet effet est statistiquement significatif au niveau de 10%. Ce

résultat diffère de celui présenté dans le tableau 4.3, où l'effet de ce choc n'est pas statistiquement significatif.

L'effet du choc sur l'intensité des dépenses en capital n'est pas statistiquement significatif après deux ans, à la différence de celui constaté dans le corps du mémoire.

TABLEAU 0.5 – Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
|---------------------------------------|----------------------------------|
| IDC $_{I,t-1}$ | 0.044** (0.013) |
| Constante | 0.077*** (0.003) |
| Effets fixes année \times industrie | Non |
| R^2 | 0.001 |
| Valeur p du test RESET | 0.016 |
| Nombre d'observations | 11758 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client principal sont représentés par j et I respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

D'après le tableau 0.5, lorsque le client principal de l'entreprise j décide d'augmenter l'intensité de ses dépenses en capital de 1 point de pourcentage, cela conduit à une augmentation du taux de croissance des ventes de cette dernière de 0,044 point de pourcentage l'année suivante. Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 5%. Ce résultat ne concorde pas avec celui présenté dans le tableau 4.4, où l'effet de ce choc n'est pas statistiquement significatif.

ANNEXE IV

RÉSULTATS AVEC L'ÉCHANTILLON AGRANDI

A.1 Transmission du choc de productivité globale des facteurs : effets en aval

TABLEAU 0.6 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les fournisseurs de l'entreprise i

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ | $\Delta \ln ventes_{i,t}$ |
| $\sum_{j=1}^n (\Delta \ln PGF_{j,t-1} * P_{ij,t-1})$ | -0.00001 (0.00001) | 0.0001 (0.0001) | | |
| $\Delta \ln PGF_{J,t-1}$ | | | -0.0061 (0.007) | -0.0108 (0.0085) |
| $\Delta \ln PGF_{i,t-1}$ | -0.007 (0.008) | | -0.014 (0.01) | |
| $\Delta \ln ventes_{i,t-1}$ | -0.037*** (0.01) | | -0.082*** (0.016) | |
| Constante | 0.165** (0.062) | 0.283** (0.086) | 0.317*** (0.089) | 0.278* (0.117) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.07 | 0.04 | 0.09 | 0.07 |
| Valeur p du test RESET | 0.016 | 0.000 | 0.002 | 0.019 |
| Nombre d'observations | 8996 | 12160 | 4177 | 5019 |

Note : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise est représenté par i , son fournisseur par j et son fournisseur principal par J .

PGF représente la productivité globale des facteurs.

Selon le tableau 0.6, le choc en aval sur le taux de croissance de la PGF n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le taux de croissance des clients. Ce résultat est en accord avec celui présenté dans le tableau 4.1.

A.2 Transmission du choc de productivité globale des facteurs : effets en amont

TABLEAU 0.7 – Résultats des régressions du choc sur la PGF subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ | $\Delta \ln ventes_{j,t}$ |
| $\sum_{i=1}^n (\Delta \ln PGF_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | 0.00002 (0.0002) | 0.00007 (0.0003) | | |
| $\Delta \ln PGF_{I,t-1}$ | | | -0.01 (0.007) | -0.016* (0.008) |
| $\Delta \ln PGF_{j,t-1}$ | -0.023 (0.013) | | -0.02 (0.012) | |
| $\Delta \ln ventes_{j,t-1}$ | 0.019 (0.019) | | -0.002 (0.012) | |
| Constante | 0.065 (0.313) | 0.212 (0.262) | 0.25*** (0.042) | 0.11 (0.299) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R^2 | 0.07 | 0.02 | 0.06 | 0.02 |
| Valeur p du test RESET | 0.139 | 0.732 | 0.398 | 0.005 |
| Nombre d'observations | 9050 | 15806 | 7678 | 12300 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client sont représentés par j et i respectivement.

PGF représente la productivité globale des facteurs.

D'après les trois premiers modèles du tableau 0.7, le choc en amont sur le taux de croissance de la PGF n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le taux de croissance de l'entreprise j l'année suivante. Cette constatation concorde avec les

résultats correspondants dans le tableau 4.2. Selon le dernier modèle du tableau 0.7, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de croissance de la PGF du client principal de l'entreprise j conduit à une diminution de son taux de croissance des ventes l'année d'après de 0,016 point de pourcentage. Cet effet est statistiquement significatif à un niveau de 10%, contrairement au résultat présenté dans la dernière colonne du tableau 4.2.

A.3 Transmission du choc de l'intensité des dépenses en capital

TABLEAU 0.8 – Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par les clients de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln \text{ventes}_{j,t}$ |
|-------------------------------------------|-----------------------------------------|
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-1} * P_{ji,t-1})$ | -0.0007 (-1.19) |
| $\sum_{j=1}^n (IDC_{i,t-2} * P_{ji,t-2})$ | -0.0001 (0.11) |
| Constante | 0.345* (2.09) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui |
| R^2 | 0.016 |
| Valeur p du test RESET | 0.025 |
| Nombre d'observations | 14243 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client sont représentés par j et i respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

D'après le modèle présenté dans le tableau 0.8, l'effet de l'augmentation de l'intensité des dépenses en capital des clients d'une entreprise n'est pas statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes. Cette constatation reste valide, que le choc ait eu lieu depuis un an ou deux. Ainsi, ce résultat ne concorde pas avec celui présenté dans le tableau 4.3.

TABLEAU 0.9 – Résultats des régressions du choc de l'IDC subi par le client principal I de l'entreprise j

| | (1) $\Delta \ln \text{ventes}_{j,t}$ |
|---------------------------------------|-----------------------------------------|
| $\text{IDC}_{I,t-1}$ | -0.0004 (-0.04) |
| Constante | 0.21 (0.66) |
| Effets fixes année \times industrie | Oui |
| R^2 | 0.02 |
| Valeur p du test RESET | 0.032 |
| Nombre d'observations | 12517 |

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

L'entreprise et son client principal sont représentés par j et I respectivement.

IDC représente l'intensité des dépenses en capital.

Selon le tableau 0.9, l'augmentation de l'intensité des dépenses en capital du client principal I de l'entreprise j n'a pas d'effet statistiquement significatif sur son taux de croissance des ventes de l'année suivante. Ainsi, ce résultat est cohérent avec celui constaté dans le tableau 4.4.

RÉFÉRENCES

- Acemoglu, D., Akcigit, U. et Kerr, W. (2016a). Networks and the Macroeconomy : An Empirical Exploration. *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), 273–335
- Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H. et Price, B. (2016b). Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S141–S198
- Acemoglu, D., Ozdaglar, A. et Tahbaz-Salehi, A. (2015). Systemic Risk and Stability in Financial Networks. *American Economic Review*, 105(2), 564–608
- Ackerberg, D. A., Caves, K. et Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451
- Ahern, K. R. et Harford, J. (2014). The Importance of Industry Links in Merger Waves : The Importance of Industry Links in Merger Waves. *The Journal of Finance*, 69(2), 527–576
- Asker, J., Collard-Wexler, A. et De Loecker, J. (2011). Productivity Volatility and the Misallocation of Resources in Developing Economies. *CEPR Discussion Paper No. DP8469*.
- Atalay, E., Hortaçsu, A., Roberts, J. et Syverson, C. (2011). Network Structure of Production. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(13), 5199–5202
- Barauskaite, K. et Nguyen, A. D. M. (2020). Intersectoral Network-Based Channel of Aggregate TFP Shocks. *International Journal of Finance & Economics*, 27(4), 3897–3910

- Barrot, J.-N. et Sauvagnat, J. (2016). Input Specificity and the Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1543–1592
- Bigio, S. et La’O, J. (2016). Financial Frictions in Production Networks. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*(22212).
- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. et Terry, S. J. (2018). Really Uncertain Business Cycles. *Econometrica*, 86(3), 1031–1065
- Boehm, C. E., Flaaen, A. et Pandalai-Nayar, N. (2019). Input Linkages and the Transmission of Shocks : Firm-Level Evidence from the 2011 Tōhoku Earthquake. *The Review of Economics and Statistics*, 101(1), 60–75
- Canada, S. (2022). Revenu des particuliers selon le groupe d’âge, le sexe et la source de revenu, Canada, provinces et certaines régions métropolitaines de recensement. Type : dataset. Récupéré de <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1110023901>
- Carvalho, V. et Gabaix, X. (2013). The Great Diversification and its Undoing. *American Economic Review*, 103(5), 1697–1727
- Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y. U. et Tahbaz-Salehi, A. (2021). Supply Chain Disruptions : Evidence from the Great East Japan Earthquake. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 1255–1321
- Cohen, L. et Frazzini, A. (2008). Economic Links and Predictable Returns. *The Journal of Finance*, 63(4), 1977–2011

- Comin, D. et Philippon, T. (2005). The Rise in Firm-Level Volatility : Causes and Consequences. *NBER Macroeconomics Annual*, 20, 167–201
- Davis, S. J. et Kahn, J. A. (2008). Interpreting the Great Moderation : Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels. *Journal of Economic Perspectives*, 22(4), 155–180
- De Mel, S., McKenzie, D. et Woodruff, C. (2012). Enterprise Recovery Following Natural Disasters. *The Economic Journal*, 122(559), 64–91
- Foerster, A. T., Sarte, P.-D. G. et Watson, M. W. (2011). Sectoral Versus Aggregate Shocks : A Structural Factor Analysis of Industrial Production. *Journal of Political Economy*, 119(1), 1–38.
- Gabaix, X. (2011). The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 79(3), 733–772
- Gradzewicz, M. (2020). How do Firms Respond to Demand and Supply Shocks ? (344), 43.
- Guo, X. (2020). Identifying Aggregate Shocks with Micro-level Heterogeneity : Financial Shocks and Investment Fluctuation. Publisher : Bank of Canada
- Herskovic, B., Kelly, B., Lustig, H. et Van Nieuwerburgh, S. (2020). Firm Volatility in Granular Networks. *Journal of Political Economy*, 128(11), 4097–4162
- Horvath, M. (1998). Cyclicalities and Sectoral Linkages : Aggregate Fluctuations from Independent Sectoral Shocks. *Review of Economic Dynamics*, 1(4), 781–808
- Horvath, M. (2000). Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 45(1), 69–106

- İmrohoroğlu, A. et Tüzel, Ş. (2014). Firm-Level Productivity, Risk, and Return. *Management science*, 60(8), 2073–2090.
- Ingram, B. F., Kocherlakota, N. R. et Savin, N. (1994). Explaining Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 34(3), 415–428
- Kahn, J. A., McConnell, M. M. et Perez-Quiros, G. (2002). On the Causes of the Increased Stability of the US Economy. *Economic Policy Review*, 8(1).
- Kramarz, F., Martin, J. et Mejean, I. (2020). Volatility in the Small and in the Large : The Lack of Diversification in International Trade. *Journal of International Economics*, 122, 103276
- Levinsohn, J. et Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341
- Long, J. B. et Plosser, C. I. (1983). Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 91(1), 39–69
- Luo, S. et Villar, D. (2023). Propagation of Shocks in an Input-Output Economy : Evidence from Disaggregated Prices. *Journal of Monetary Economics*, 137, 26–46.
- Manjón, M. et Mañez, J. (2016). Production Function Estimation in Stata Using the Akerberg–Caves–Frazer Method. *The Stata Journal : Promoting Communications on Statistics and Stata*, 16(4), 900–916
- Olley, G. S. et Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263
- Rebelo, S. (2005). Real Business Cycle Models : Past, Present and Future. *Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 217–238

- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.
- Veldkamp, L. et Wolfers, J. (2007). Aggregate Shocks or Aggregate Information? Costly Information and Business Cycle Comovement. *Journal of Monetary Economics*, 54, 37–55
- Wooldridge, J. M. (2009). On estimating Firm-Level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables. *Economics Letters*, 104(3), 112–114