UCLouvain

AGRO LOUVAIN

Faculté des bioingénieurs

Les gains de productivité agricole en Belgique

Une analyse microéconomique

Auteur : François Van de Casteele
Promoteur(s) : Prof. Bruno Henry de Frahan
Lecteur(s) : Prof. Frédéric Gaspart et M. Jean-Marie Bouquiaux
Année académique 2018-2019
Master de Bioingénieur en Sciences Agronomiques filière Economie Agricole et des Ressources Naturelles

REMERCIEMENTS

Cher lecteur,

Ce travail représente l'aboutissement de mes études de bioingénieur. Il m'a accompagné tout au long de cette année et m'a demandé beaucoup d'investissements dont ces pages sont aujourd'hui le fruit. A cet occasion, souhaite remercier tout particulièrement :

Mon promoteur, le Professeur Bruno Henry de Frahan pour ses conseils, son soutien, sa patience et son aide dans la réalisation de ce mémoire. Sa grande disponibilité a été un atout important pour moi. Sans lui, je n'aurais jamais pu réaliser ce travail de manière aussi efficace. Un tout tout grand merci à lui.

Mon papa, Yves Van de Casteele, pour son aide concrète au moment de finaliser ce mémoire.

Enfin, il me parait important de souligner les apports divers et positifs de Pascale Pattyn et tous les membres de la section d'économie rurale de l'UCLouvain ; Fabienne Delbrouck, responsable du service informatique ; ma famille et Elise pour le soutien apporté tout au long de ce travail.

RESUME

Ce travail est une étude des gains de productivité dans les fermes laitières, bovines et de grandes cultures flamandes et wallonnes au moyen d'une fonction de coût multi-intrants multi-produits de spécification symétrique généralisée de McFadden (SGM). Nous avons développé une méthode d'estimation d'une fonction de coût théoriquement cohérente et flexible dans tous ses arguments de spécification SGM augmentée (un terme de troisième ordre est ajouté aux produits) pour calculer les gains de productivité des fermes laitières. La méthode d'estimation de la fonction de coût multi-intrants multi-produits de spécification SGM standard développée dans un travail précédent (Klaasen 2018) a été utilisée pour calculer les gains de productivité des fermes de grandes cultures et bovines. Ces estimations sont faites à partie des bases de données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) européen. L'analyse révèle des différences importantes entre les deux régions et les différents types de ferme.

Dans une deuxième partie, nous identifions des déterminants potentiels des gains de productivité ainsi que des indicateurs environnementaux au moyen de coefficient de corrélation. Nos résultats pour les fermes de grandes cultures montrent que la spécialisation de la ferme est corrélée positivement avec les gains de productivité, ainsi que l'utilisation d'engrais et de pesticides par unité de surface.

Enfin, nous avons mis en place un test de convergence pour tester l'hypothèse de convergence absolue et de convergence de clubs entre les fermes. L'hypothèse de convergence absolue a été rejetée pour les deux régions dans le cas des fermes de grandes cultures ce qui n'est pas le cas de l'hypothèse de convergence de clubs. Pour les fermes bovines, l'hypothèse de convergence absolue n'est rejetée pour aucune des deux régions.

TABLE DES MATIERES

Remerciements 1

Résumé 2

Table des matières 3

Table des figures 6

Table des tableaux 6

1. Introduction 7

1.1. Contexte et motivations 7

2. Revue de la littérature 9

2.1. Indicateurs de productivité et leur mesure 9

2.1.1. Définition 9

2.1.2. Facteurs influençant la hausse de la productivité 10

2.2. Littérature empirique des gains de productivité 12

2.3. Convergence 15

2.3.1. Introduction et définitions 15

2.4. Littérature empirique de la convergence 16

2.4.1. Tester la convergence par des régressions 16

2.4.2. Tester la convergence par les écarts-types 20

3. Cadre méthodologique 22

3.1. La méthode indicielle 22

3.2. La méthode par les fonctions de production 23

3.2.1. Propriétés de la fonction de production 24

3.3. La méthode par les fonctions de coût 25

3.3.1. Les propriétés de la fonction de coûts 26

3.4. La base de données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) européen 28

3.5. Application de la méthode par la fonction de coût 29

3.5.1. Préparation des données 30

3.5.2. Construction de l'indice de Törnqvist 30

3.5.3. Ajout des prix manquants 32

3.5.4. Schéma d'agrégation des données 33

3.5.5. Estimation de la fonction de coût 37

3.6. Calcul des indicateurs de productivité 37

3.7. Calcul des indicateurs environnementaux 39

3.8. Les méthodes économétriques 40

3.8.1. La procédure d'estimation 40
3.8.2. Traitement des valeurs aberrantes 41
3.8.3. Test de convergence 42
3.9. Régions étudiées 46
3.9.1. Comparaison des deux régions 46
4. Caractéristiques de la fonction de coût SGM 48
4.1. Mise en œuvre de la forme fonctionnelle SGM 48
4.2. Propriétés des fonctions de coûts et conditions imposées 50
4.2.1. Flexibilité 50
4.2.2. Séparabilité 51
4.2.3. Restrictions de symétrie et d'additivité 52
4.3. Conditions de monotonicité 52
4.3.1. Non-négativité des coûts marginaux pour la spécification SGM augmentée 52
4.3.2. Non-négativité des demandes en intrants $\boldsymbol{xlx}$ 55
4.3.3. Non-croissance des coûts totaux des intrants quasi-fixes 55
4.4. Conditions de courbure 56
4.4.1. Concavité de la fonction de coût par rapport aux prix des intrants 56
4.4.2. Convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants quasi-fixes 56
4.4.3. Convexité de la fonction de coût par rapport aux quantités de produits pour la spécification SGM standard 57
4.4.4. Convexité de tous les coûts marginaux par rapport aux quantités de produits pour la spécification SGM augmentée 57
5. Analyse des résultats 58
5.1. Restrictions théoriques 58
5.2. Significativité et qualité de l'ajustement des estimations 58
5.2.1. Fermes de grandes cultures 59
5.2.2. Fermes bovines 60
5.2.3. Fermes laitières 61
5.3. Test de Chow 61
5.4. Résultats des estimations et discussion 63
5.4.1. Fermes de grandes cultures 63
5.4.2. Fermes bovines 67
5.4.3. Fermes laitières 69
5.5. Déterminants potentiels sous-jacents aux gains de productivité 72
5.6. Convergence 77
6. Conclusions 80

6.1. Synthèse des résultats.....80
6.2. Limites et améliorations possibles.....82
7. Bibliographie 84
Résumé.....89

TABLE DES FIGURES

Figure 1 : Les trois manières d'améliorer la productivité..... 10
Figure 2 : Indice des prix de la vie dans les trois clubs de convergence identifiés et leur évolution dans le temps. 18
Figure 3 : Ecarts-types des niveaux de production de 1970 à 2005. 20
Figure 4 : écarts types des logarithmes de TFP de 1966 à 2001 21
Figure 5 : Schéma d'agrégation des intrants fixes pour les trois types de ferme 34
Figure 6 : Schéma d'agrégation des intrants variables pour les trois types de fermes 34
Figure 7 : Schéma d'agrégation des produits des fermes de type "crop" 35
Figure 8 : Schéma d'agrégation des produits des fermes de type "cattle" et "dairy". 36
Figures 9 et 10 : Moyenne des écart-types du taux de changement technique par année en Flandre et en Wallonie dans les fermes de grandes cultures. 79

TABLE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Indicateurs économiques liés à l'agriculture par sous régions pour l'année 2013 47
Tableau 2 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes de grandes cultures 59
Tableau 3 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes bovines 60
Tableau 4 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes laitières 61
Tableau 5 : résultats des tests de Chow pour chaque ferme et leur statistique F liimite associée 63
Tableau 6 : Résumé des indicateurs estimés pour les fermes de grandes cultures (résultats pondérés). 66
Tableau 7: Résumé des indicateurs estimés pour les fermes bovines (résultats pondérés). 68
Tableau 8: Résumé des indicateurs estimés pour les fermes laitières (résultats pondérés). 71
Tableau 9 : Résumé des corrélations des régressions linéaires pour le taux de diminution du coût 75
Tableau 10 : Résumé des corrélations des régressions linéaires pour le taux de changement technique 75
Tableau 11 : Résultats pour les *lot t regressions* 77
Tableau 12 : Résultats des tests de convergence des fermes bovines 79

1. INTRODUCTION

1.1. CONTEXTE ET MOTIVATIONS

Dans ce mémoire, nous analysons les gains de productivité réalisés par les fermes bovines, laitières et de grandes cultures dans deux régions de Belgique, la Flandre et la Wallonie. Pour ce faire, nous estimons une fonction de coût multi-intrants multi-produits théoriquement cohérente par rapport à la forme fonctionnelle symétrique généralisée de McFadden (SGM). Pour les fermes de grandes cultures et bovines, nous estimons une fonction de coût de spécification SGM standard et pour les fermes laitières, nous avons développé une fonction de coût flexible dans tous ses arguments de spécification SGM augmentée (où des termes de troisièmes ordres sont ajoutés pour les produits de la fonction de coût). Les estimations réalisées permettent de dériver les fonctions de coûts totaux, de coûts marginaux et de coûts variables pour les différentes catégories de produits et de dériver les différentes fonctions de demandes en intrants pour les différentes catégories d'intrants. Ces fonctions sont obtenues au niveau individuel pour chaque ferme de l'échantillon. Nous sommes alors capables de construire des indicateurs de productivité basés sur ces estimations. Ensuite, nous avons implémenté un test de convergence pour deux indicateurs de productivité afin de voir s'il y a une convergence entre les fermes au niveau individuel. Les données que nous utilisons sont les données du Réseau d'Information Comptable Agricole européen (RICA), pour les années allant de 1989 à 2013.

L'intérêt de la méthodologie est qu'elle nous permet d'analyser la productivité des fermes au niveau individuel, là où, précédemment, les études de productivité se faisaient principalement au niveau des pays ou secteurs agricoles. Cela nous permet d'étudier l'hétérogénéité au niveau des gains de productivité qui existe entre les fermes, de déterminer des facteurs explicatifs de cette hétérogénéité et d'évaluer si les gains de productivité entre les différentes fermes tendent à converger ou diverger. Avoir les fonctions de coûts de chaque ferme permet également d'avoir des résultats plus précis géographiquement et, dans le cas de la Belgique, avoir des résultats au niveau provincial, convenant davantage pour la mise en place de politiques à un niveau plus local.

L'étude de la productivité est particulièrement importante, surtout à l'heure actuelle où nous faisons face à différents défis d'ordre climatique, démographique et écologique. Pour relever ces défis, une hausse de la productivité agricole dans une démarche plus respectueuse de la planète et de la biodiversité est indispensable. La hausse de productivité est définie comme la part de la croissance de la production qui n'est pas due à une hausse dans l'utilisation d'intrants. Elle peut être due à l'utilisation de nouvelles technologies, la réalisation d'économies d'échelles ou un usage plus efficace de la technologie, nous y reviendrons dans la partie 2 de ce travail. La hausse

de la productivité pourra faire baisser les prix des produits agricoles sur le marché, les rendant ainsi plus accessibles aux populations plus précaires. Les producteurs ne verront pas leur revenu baisser par cette baisse de prix étant donné qu'ils produiront plus.

Dans ce mémoire, nous répondrons à la question « Y a-t-il un ralentissement des gains de productivité dans le secteur agricole ? », nous identifierons également quels indicateurs économiques et environnementaux influencent la productivité des fermes en Belgique. Enfin, nous essaierons de déterminer s'il y a convergence ou divergence dans les gains de productivité agricole entre les fermes d'une même région.

Ce travail s'inscrit dans la continuité d'une série de travaux utilisant le même cadre théorique pour évaluer la productivité des fermes, parmi ces travaux, nous pouvons citer De Blander *et al.* (2011), Henry de Frahan *et al.* (2015) et Klaasen (2018) ainsi que Wieck & Heckelei (2007) et Henry de Frahan *et al.* (2011). Dans ce mémoire, par rapport aux travaux précédents, nous avons implémenté une fonction de coût de spécification SGM augmentée flexible dans tous ses arguments, ajouté des indicateurs environnementaux pour voir si les gains de productivité se font de manière respectueuse de l'environnement et mis en place un test de convergence.

Ce travail s'articule de la façon suivante : tout d'abord, nous allons définir les différentes notions liées à la productivité et à la convergence pour ensuite passer en revue la littérature empirique sur ces sujets. Ensuite, nous présentons le cadre méthodologique de ce travail, il comprend une discussion des différentes méthodes permettant de mesurer la productivité, une introduction de la base de données que nous allons utiliser, une description de la routine que nous allons appliquer avec le logiciel Stata permettant l'estimation des fonctions de coût, une description des différents indicateurs de productivité et environnementaux, une explication des différentes méthodes économétriques que nous allons utilisées comprenant le test de convergence et une brève description des régions étudiées. La partie quatre de ce travail est consacrée à la description de la fonction de coût SGM standard et augmentée ainsi que ses propriétés. La partie cinq est consacrée à l'analyse des résultats. Nous commençons par rappeler les restrictions théoriques que nous imposons, nous validons ensuite notre modèle et décrivons les résultats que nous obtenons pour les différents types de ferme des différentes régions. Nous posons ensuite une série d'hypothèse *ex-ante* sur les déterminants potentiels de la productivité et vérifions si ces hypothèses tiennent. Nous présentons ensuite les résultats que nous obtenons pour notre test de convergence. Dans la conclusion, nous reviendrons sur les résultats principaux de ce travail et proposons des pistes d'amélioration pour d'éventuelles prochaines recherches.

2. REVUE DE LA LITTERATURE

2.1. INDICATEURS DE PRODUCTIVITE ET LEUR MESURE

Le but de cette partie est de résumer ce que l'on peut trouver dans la littérature sur la productivité et les gains de productivité dans le secteur agricole.

Augmenter la productivité dans l'agriculture est un des défis futurs essentiels dans un monde où la population dépassera les 9 milliards de personnes en 2050. L'Organisation des Nations Unis pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) note dans son dernier rapport de 2018 que cela doit se faire de manière plus responsable vis-à-vis de l'environnement que ce que nous faisons actuellement. Il devient alors apparent que pour augmenter ces gains de productivité, il faut en connaître les différents composants et causes qui les influencent.

Dans cette partie, nous allons d'abord parler de comment se font les mesures de productivité ainsi que développer différentes méthodes de calcul de la productivité, ensuite nous analyserons différentes études empiriques sur les gains de productivité dans l'agriculture.

2.1.1. Définition

Latruffe, en 2010, a publié pour l'OCDE un rapport ayant pour but de faire une revue de la littérature au niveau de la compétitivité, de la production et de l'efficacité. De nombreux termes et concepts y sont clarifiés. Nous nous baserons en partie sur ce rapport pour cette partie.

La productivité est définie comme étant l'habilité des intrants à produire un produit. Elle peut être mesurée de manière partielle, le nombre de produits par rapport à un seul intrant, mais cela ne prend pas en compte la substitution de facteurs ou la substitution de produits. Un autre moyen de mesurer la productivité est d'utiliser la mesure de la *Total Factor Productivity* (TFP) qui est calculée par un ratio composé de l'agrégation de tous les produits Φ divisés par l'agrégation de tous les intrants Θ :

$$TFP = \frac{\Phi}{\Theta}$$

Une hausse de la TFP signifie donc qu'il y a une hausse dans la quantité de la production qui ne provient pas d'une augmentation dans l'utilisation d'intrants. De fait, la TFP permet de rendre compte d'effets joints de nombreux facteurs telles que les nouvelles technologies, l'éducation, l'organisation de la production…

2.1.2. Facteurs influençant la hausse de la productivité

La hausse de la productivité dans les entreprises est calculée par rapport à une référence : dans les données en coupe transversale, les entreprises sont comparées entre elles pour une même période. Dans ce cas, une entreprises va augmenter sa productivité en comparaison avec d'autres entreprises. Dans les données en séries temporelles, une seule entreprise est considérée sur plusieurs périodes de temps. Dans ce cas-là, celle-ci pourra augmenter sa productivité de manière indépendante aux autres fermes.

Dans la figure suivante, nous observons une fonction de production qui décrit le nombre de produits *y*, pour un nombre d'intrants *x*

utilisés, avec une certaine technologie. OF est la frontière de production de la technologie, cela représente la production maximale possible avec cette technologie.

Par cette figure, nous décrivons trois manières d'améliorer la productivité :

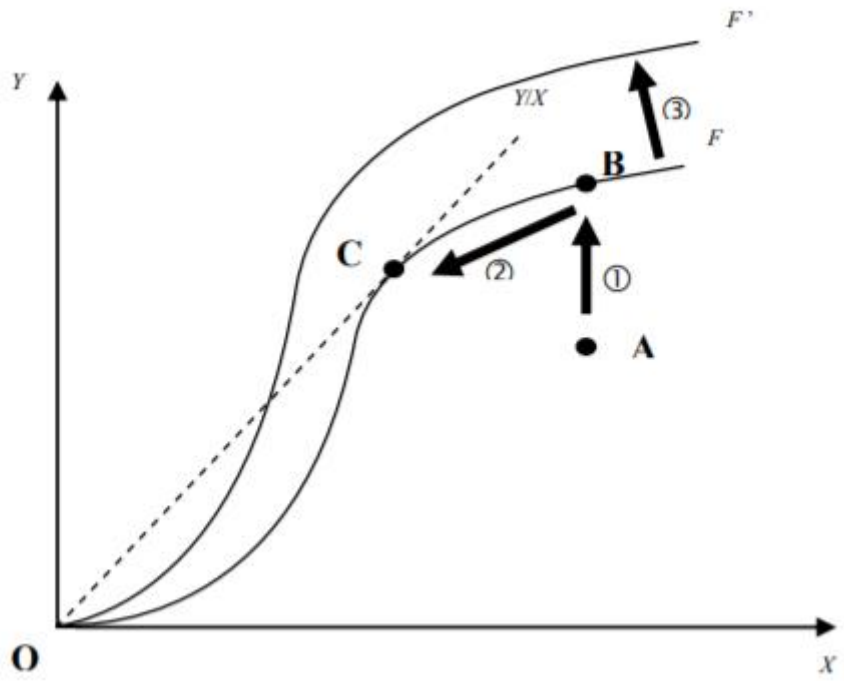


Figure 1 : Les trois manières d'améliorer la productivité
Source : Latruffe (2010) inspiré par Coelli et al. (2005)

En améliorant l'efficacité

L'amélioration de la productivité peut être due à une utilisation plus efficace de la technologie. Par exemple, dans la figure ci-avant, l'entreprise A pourrait avoir une production plus élevée par rapport à son utilisation en intrants. Elle utilise sa technologie de manière non totalement efficace. Dans la figure, cette utilisation plus

efficace de la technologie est représentée par ① : l'entreprise augmente sa production en maintenant son utilisation en intrants stable. Elle peut également augmenter son efficacité par un mouvement horizontal vers la frontière de production. Dans ce cas, elle augmentera sa production tout en utilisant moins d'intrants. Les entreprises produisant sur la frontière de production sont dites « techniquement efficaces » dans leur utilisation en intrants. Pour les entreprises proposant plusieurs produits et utilisant plusieurs intrants, il est dit que celles-ci sont efficaces dans leur manière d'utiliser les intrants si la baisse d'un seul intrant nécessite une hausse d'un seul autre intrant pour garder le même niveau de production ou entraîne une baisse de au moins un produit (Lovell,1993).

Coelli *et al.* (2005) notent que productivité et efficacité sont parfois utilisées de manière identique dans la littérature.

En exploitant des économies d'échelle

Un autre moyen d'augmenter la productivité pour une entreprise est d'exploiter les économies d'échelle. Un moyen d'identifier les économies d'échelle est de travailler sur l'élasticité d'échelle qui est calculée comme le ratio de la hausse proportionnelle en produits par la hausse proportionnelle en intrants. De manière visuelle, on peut identifier ce ratio comme la pente de la frontière de production, le point de la productivité maximum possible étant la tangente à la frontière de production passant par l'origine. Par exemple, l'entreprise B est techniquement efficace, mais peut encore réaliser des économies d'échelle. Ces économies sont traduites par le mouvement ② sur la figure, qui suit la frontière de production *f*. De là, on peut conclure qu'une entreprise peut être techniquement efficace mais continuer à augmenter sa productivité en exploitant des économies d'échelle. Etant donné que changer l'échelle d'une production est difficile à réaliser de manière rapide, les résultats de l'efficacité technique et de la productivité d'une entreprise peuvent donner lieu à des interprétations de court et long termes (Coelli *et al.* 2005).

En adoptant des nouvelles technologies

Une troisième possibilité d'amélioration de la productivité se fait par le changement technologique. Cette possibilité n'est possible qu'entre deux périodes. Le progrès technologique se passe lorsque qu'une nouvelle technologie, permettant une plus haute frontière de production, est adoptée. Dans la figure 1, il est représenté par le mouvement ③, une toute nouvelle frontière de production est alors tracée. Ce progrès implique que l'entreprise peut produire plus à un niveau d'intrants égal au précédent. Notons que des progrès technologiques négatifs sont également possibles, par exemple, si les compétences des travailleurs diminuent, on observera un glissement de la frontière de production vers le bas.

2.2. LITTERATURE EMPIRIQUE DES GAINS DE PRODUCTIVITE

Une question très régulièrement traitée par la littérature ces dernières années est de savoir s'il y a ou non un ralentissement dans les gains de productivité au cours de ces dernières décennies. La question est très discutée et les opinions diffèrent fortement selon les auteurs.

Une remarque que nous souhaitons faire est que Alston, dans un article de 2018, revient sur une série de problèmes non encore résolus dans l'étude de la productivité. Par exemple, il note que deux bases de données peuvent fournir des estimations qui diffèrent fortement. Ainsi, il estime une fonction de coût de type translog en utilisant une base de données de l'InSTePP (*International Science and Technology Practice and Policy*) et réalise ensuite les mêmes estimations mais avec une base de données du Département de l'Agriculture Américaine (USDA). Il obtient alors des taux de changement technique très différents (les données de l'InSTePP rapportant ainsi un taux deux fois plus rapide que les données de l'USDA) et des différences marquées dans le changement technique biaisé en facteurs.

L'article, de Leetmaa, Arnade & Kelch (2004), avait pour but d'évaluer les conséquences de la réforme de la PAC de 1992 mise en application entre 1993 et 1995. Ils ont principalement étudié l'efficacité et le changement technique et ont découvert que le changement technique en Europe augmentait à une vitesse moins élevée qu'auparavant. Ils notent que la réforme de la PAC de 1992 a peut-être ralenti les gains de productivité en Europe.

Fuglie (2010) a évalué les indices de productivité liés à la terre et au travail afin de se rendre compte de l'évolution de la productivité entres les différentes régions et pays d'Europe de l'Ouest. Il a utilisé les données annuelles de la FAO sur les intrants et produits liés à l'agriculture de 1961 à 2007. Il a trouvé que la productivité liée au travail augmente à un rythme annuel moyen de 4.14%. Il note cependant qu'il y a une forte hétérogénéité entre les pays. Les résultats montrent que s'il y a eu un ralentissement au niveau des gains de productivité liés au travail, celui-ci a probablement eu lieu dans les années 80 et pas plus récemment. Par rapport à la productivité liée au travail, la productivité liée à la terre a augmenté à un rythme annuel plus réduit de 1.6% en moyenne.

Il a ensuite examiné les taux de croissance à long termes en TFP et leur a appliqué deux tests, un test de différence de moyenne de l'échantillon et un test de coefficient de tendance. Les deux tests se sont traduits par la même conclusion, aucun ralentissement dans les gains de productivité n'est observé. Il note cependant qu'il existe une grande hétérogénéité entre les différentes régions étudiées et que la TFP a diminué dans certaines d'entre elles.

Ezcurra *et al.* (2010) évaluent la productivité agricole à travers les différentes régions de l'Europe au moyen d'une fonction de production. Ils ont utilisé les bases de données régionales de « Cambridge Econometrics » pour les années allant de 1990 à 2000 et ont considéré ces données pour 99 régions de l'Europe. Afin de pouvoir analyser des variables explicatives, ils ont également utilisé les données d'Eurostat d'enquête sur la structure des exploitations agricoles.

Ils découvrent que la répartition spatiale de la productivité agricole et son évolution sont très complexes. Le nord de l'Europe observe des résultats, dans l'ensemble, plus élevés que le sud de l'Europe. Ils découvrent également que le principal moteur de la hausse de la productivité est la baisse de l'emploi agricole. Ils notent que les régions ayant les niveaux de productivité les plus faibles sont celles ayant la plus grande proportion de aires géographiques défavorisées (*Least Favored Area, LFA*) et que les régions montrant des niveaux de productivité élevés sont les régions avec les plus hauts niveaux de développement économique.

Dans un article, Minviel & Latruffe (2014) ont analysé l'impact des subsides sur la l'efficacité technique des fermes. Ils ont découvert que si tous les subsides reçus par les agriculteurs sont agrégés, il est alors plus probable que les subsides aient un effet négatif sur l'efficacité technique de la ferme. En revanche, dans le cas où les subsides sont isolés, les subsides d'aide à l'investissement sont alors positivement corrélés à l'efficacité technique de la ferme.

Ils notent également que les subsides publics peuvent avoir un impact positif pour les agriculteurs au niveau de leur efficacité technique, s'ils sont utilisés de manière à améliorer les capacités productives de la ferme, que ce soit par le remplacement d'ancien matériel ou l'achat de nouveau matériel technologiquement plus avancé. Ils insistent aussi sur le fait que ces subsides peuvent aider les agriculteurs à réaliser des économies d'échelle.

Dudu & Kristkova (2017) ont évalué l'impact des subsides du deuxième pilier de la Politique Agricole Commune (PAC) sur la productivité agricole. Ils utilisent une fonction de production à élasticité de substitution constante pour évaluer la productivité. Ils ont utilisé la base de données « Economic Account for Agriculture Rev 1.1. » (EAA97) de Eurostat (2016) pour les années allant de 2007 à 2013 pour 84 régions de l'Europe où les données de productivité agricole, de capital et de travail sont complètes. Les résultats obtenus ont montré des effets positifs vis-à-vis du changement technique dans l'agriculture pour le capital physique et humain, mais aussi pour les subsides liés aux mesures agro-environnementales de la PAC. Notons toutefois que l'impact de ces subsides est assez faible (si le montant est doublé, la hausse de la productivité sera située entre 3% et 5%) mais significatif.

En 2018, la Commission Européenne met en évidence les grandes tendances dans les changements de TFP dans les pays d'Europe pour la période allant de 2015 à 2017. Elle décrit aussi le changement moyen annuel en TFP pour la période allant de 2007 à 2017. Les produits et intrants sont ajustés en pondérant leur volume par le prix.

Ainsi, entre 2015 et 2017, l'Europe des 28 a connu une croissance en TFP de 1.3% en moyenne. Le rapport note que cette augmentation serait due à une hausse de la productivité du travail, mais aussi à des rendements plus élevés. Au niveau national, entre 2015 et 2017, la Belgique a connu la plus grande hausse en TFP, avec +18.3%, suivie par la Slovaquie (+9.3%), la Pologne (+7.7%) et l'Irlande (+7.3%). En revanche, dans certains pays, une baisse a été observée, ainsi, la plus grande baisse a eu lieu en Estonie (-7.6%), suivie par l'Allemagne (-4.3%), Malte (-1.7%), la Roumanie (-1.4%), la France et la Lituanie (-1.6%) et la Bulgarie (-0.2%). Tous les autres états membres ont observé une croissance modérée en TFP.

La moyenne annuelle du changement en TFP entre 2007 et 2017 était positive pour la grande majorité des états membres avec une grande variabilité selon les pays. Durant cette période, seuls Malte (-3.8%) et l'Allemagne (-0.3%) ont observé des taux négatifs. Les pays ayant observé les taux les plus élevés sont la Belgique (+3.7%), la Lettonie (+3.5%), la Lituanie (+2.8%) et la Pologne (+2.4%). On retrouve encore 13 pays avec un taux compris entre +1% et +2%, les états restant se situant entre 0 et 1%.

Dans son mémoire de 2018, Klaasen a estimé les gains de productivité dans différentes régions d'Europe (*Central France, West France* et *Central Spain*) au moyen d'une fonction de coût de spécification SGM standard (que nous allons développer dans la partie 4 de ce mémoire). Il a utilisé les données du RICA européen allant de 1989 à 2011. Il a trouvé que le taux de diminution du coût moyen par année était de 2.61% en *Central France*, 2.5% en *West France* et 4.91% en *Central Spain*. En parallèle, le taux de changement technique moyen par année pour ces mêmes régions était de 0.62%, 0.96% et 1.37%. Pour vérifier s'il y avait une baisse de rapidité de la croissance en productivité, il a produit des graphes et des régressions de différents indicateurs de productivité (taux de changement technique, taux de diminution du coût et taux de diminution du coût marginal) selon les années. Il en conclut qu'il n'y a pas de preuves significatives d'un ralentissement dans la région *Central France*, mais que les régions *West France* et *Central Spain* présentent des signes de ralentissement. Il insiste cependant sur le faible pouvoir explicatif de ces régressions.

2.3. CONVERGENCE

2.3.1. Introduction et définitions

La convergence en économie est l'hypothèse que, sur le long terme, certaines variables convergent vers un même niveau. Cette notion a été initialement développée avec le modèle de croissance économique de Solow (1956). Dans ce modèle, les économies ont un état stable et convergent à long terme vers un équilibre au niveau du PIB par habitant des pays (Barro & Sala-I-Martin,1995). Il devient intéressant de savoir si cet état stable est le même pour chaque pays. En économie du développement, la convergence est utilisée pour estimer le revenu par habitant des pays afin de voir si les pays pauvres peuvent rattraper les pays riches. Cette notion de convergence vis-à-vis du PIB peut s'extrapoler et être utilisée dans les études de productivité afin de voir si les pays tendent vers un même niveau de productivité.

Il y a différentes hypothèses vis-à-vis de la convergence dont la validité est discutée dans différentes études empiriques. Ces hypothèses sont définies comme suit par Galor (1996) qui travaillait sur le revenu par habitant :

- La convergence absolue : le revenu par habitant des pays converge de manière indépendante des caractéristiques de base de ceux-ci et, à long terme, converge vers un unique point d'équilibre à travers les pays. Les revenus des pays pauvres ont donc tendance à grandir plus rapidement que ceux des pays riches pour rattraper ceux-ci.
  Les équations testant la convergence absolue par régression ont été introduites par Barro & Sala-i-Martin (1992) et Romer, Mankiw & Weil (1992).
- La convergence conditionnelle : le revenu par habitant des pays identiques en fonction de leurs caractéristiques structurelles (technologies, taux de croissance de population, politiques…) converge vers un point d'équilibre et ce, indépendamment des conditions de départ.
- La convergence de club : le revenu par habitants des pays identiques en fonction de leurs caractéristiques structurelles converge vers un point d'équilibre pourvu que leurs conditions initiales soient identiques.
  La notion de convergence de club a été introduite par Baumol (1986) et développée dans des papiers de Durlauf & Johnson (1995), Galor (1996) ou encore Chatterji (1992).

Dans ce travail, nous allons tester les hypothèses de convergence absolue et de convergence de club pour certains indicateurs de productivité à travers différentes fermes du même type d'exploitation en Belgique, en Flandres et en Wallonie. Si des clubs se forment, nous essayerons de déterminer quelles caractéristiques sont spécifiques à chaque club. Ces tests nous donnent une idée de la convergence au niveau individuel de chaque ferme.

2.4. LITTERATURE EMPIRIQUE DE LA CONVERGENCE

2.4.1. Tester la convergence par des régressions

Barro (1991) discute de l'hypothèse selon laquelle les pays plus pauvres auraient des taux de croissance en PIB plus élevés que les pays riches. Cette hypothèse semble incohérente avec les résultats de différentes études (Lucas, 1988 ; Rebelo, 1990) utilisant des données couvrant différents pays, ce qui signifie que les taux de croissance par habitant sont peu corrélés avec le niveau de bas de PIB par habitant. Ces études montrent que la quantité de capital humain, qui est selon Romer (1990) un des composants clé pour le secteur de la recherche et l'acquisition de nouvelles technologies, est très important pour l'étude de la croissance économique. Barro va donc utiliser les taux de scolarisation comme proxy pour évaluer le capital humain et voir si celui-ci a une influence sur la croissance. Il découvre que le taux de croissance en PIB est positivement corrélé aux mesures initiales de capital humain du pays. En plus, si les mesures de capital humain initiales restent constantes dans le temps, la corrélation entre le niveau initial de PIB par personne et le taux de croissance devient négative. Ce qui signifie que les pays pauvres ont tendance à rattraper les pays plus riches, mais seulement s'ils ont un haut niveau de capital humain par personne. Ces résultats rejettent l'hypothèse de convergence absolue mais vont dans la sens d'une convergence conditionnelle entre les pays.

Dans un travail de 1992, Barro & Sala-i-Martin analysent le revenu et le PIB par personne de 48 états des Etats-Unis. Ils utilisent des données allant de 1880 à 1990. En utilisant la théorie néoclassique de la croissance, ils trouvent l'équation suivante, qui décrit la croissance moyenne entre deux périodes du temps, t_0 et t_{0+T} :

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}}\right) = B - \left(\frac{1-e^{-\beta t}}{T}\right) \times \log y_{i,t_0} + u_{i,t_0,t_0+T}$$

Où u_{i,t_0,t_0+T} est le terme d'erreur et B est le terme constant. Dans ce papier, *y* représente le revenu par habitant et *i* représente les états. Le coefficient *β* est estimé pour calculer la convergence. S'il est positif, l'hypothèse de convergence est acceptée pour l'ensemble de la période. Après avoir fait tourner la régression ci-dessus, ils concluent que l'hypothèse de convergence absolue ne peut être rejetée et qu'il y a des preuves assez fortes de convergence avec les états les plus pauvres ayant des taux de croissance plus élevés que les états les plus riches sur le long terme. La vitesse de convergence étant de 2% par an.

Un autre article important est celui de Mankiw, Romer et Weil (1992) où ils testent une régression basée sur le modèle de Solow. Ils ont utilisé trois différents échantillons de données pour tester la cohérence du modèle de Solow avec les données empiriques et analyser la convergence du revenu par habitant. Le premier échantillon compte

98 pays dont la production de pétrole est l'industrie dominante. Le deuxième échantillon contient 75 pays où les revenus sont probablement dominés par des facteurs spécifiques. Enfin, le troisième échantillon compte 22 pays de l'OCDE dont la population est supérieure à un million d'habitants. Leur période d'étude va de 1960 à 1985.

La convergence absolue n'a été observée que pour les pays de l'OCDE, avec une valeur de convergence de 1.67% par an et un R^2 (qui nous dit quel pourcentage de la variance est expliqué par le modèle) de 46%. Les échantillons restants n'ont pas montré de convergence et les R^2 étaient inférieurs à 3%. Dans une deuxième partie, ils ont testé la convergence conditionnelle incluant le taux d'investissement et la croissance de la population. Le premier échantillon a montré une vitesse de convergence de 0.6% par an avec un R^2 de 38%, le second a montré une vitesse de convergence de 1.02% par an avec un R^2 de 34% et l'échantillon de l'OCDE a montré une vitesse de convergence de 1.73% par an avec un R^2 de 62%. Dans une troisième partie, ils décident de tester la convergence avec le capital humain en condition. Le capital humain est défini comme le pourcentage moyen de personnes ayant réussi l'enseignement secondaire. Cette approche a montré des taux et vitesses de convergence très élevées : le premier échantillon a une vitesse de 1.37% par an pour un R^2 de 46%, le second échantillon a montré une vitesse de 1.82% par an et un R^2 de 65% pour l'échantillon de l'OCDE, ils obtiennent une vitesse de 2.03% par an et un R^2 de 65%.

Phillips & Sul (2007) ont testé la convergence sur les indices de prix de la vie de 19 métropoles américaines par une nouvelle méthode qu'ils ont développée. Ils utilisent un modèle non-linéaire de facteurs variant dans le temps qui permet de tester l'hypothèse de convergence absolue et l'hypothèse de convergence de club. Ce modèle est développé de manière détaillé dans au point 3.8.3. C'est ce modèle que nous utiliserons pour tester la convergence.

Dans ce travail, ils rejettent l'hypothèse de convergence absolue pour les 19 villes américaines. Ils testent ensuite l'hypothèse de convergence de club et découvrent la présence de trois clubs de convergence : un premier composé de San Fransisco, Seatle et New York ; un deuxième groupe composé de 6 villes incluant Cleveland, Minneapolis, Portland, Chicago, Philadelphie et Boston ; et un dernier groupe composé de Cincinnati, Atlanta, Los Angeles, Milwaukee, St-Louis, Houston, Baltimore, Detroit, Washington DC et Pittsburgh.

Ils rejettent donc l'hypothèse de convergence absolue, mais notent la présence de preuves en faveur de la convergence de clubs. Ils concluent à la présence de trois clubs de convergence : un avec des coûts de la vie très élevés, un autre avec un coût de la vie modéré et un troisième où le coût de la vie est relativement moins cher par rapport aux deux autres (Voir figure ci-après).

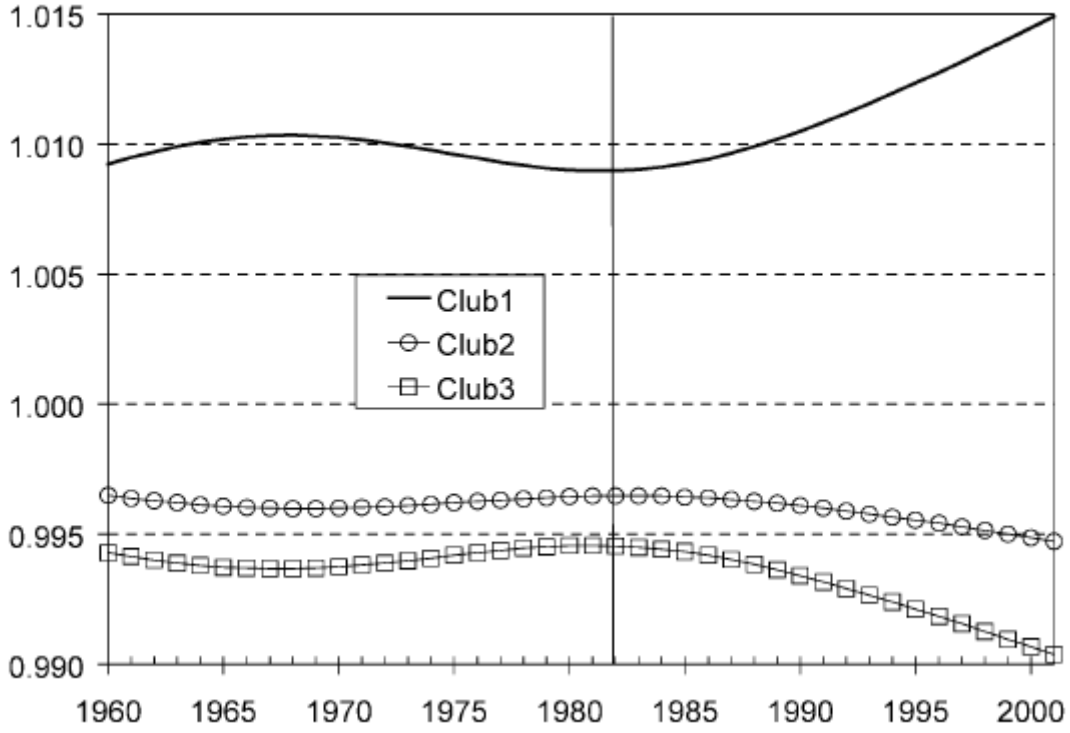


Figure 2 : Indice des prix de la vie dans les trois clubs de convergence identifiés et leur évolution dans le temps.
Source : Phillips & Sul (2007)

Certains auteurs ont aussi testé la convergence en productivité.

Galanopoulos, Surry & Mattas (2011), ont évalué la convergence en productivité dans le secteur agricole à travers différents pays d'Europe et de Méditerranée. Leur article avait 2 objectifs : l'analyse de la croissance de la productivité dans ces pays et une évaluation de la convergence en TFP à travers ces pays.

Leur échantillon compte 32 pays ayant des conditions naturelles et des ressources pouvant varier très fortement entre eux, ils forment donc un groupe hétérogène de pays ayant des niveaux de développement et des institutions différentes. Ils classent ces pays en différents sous-groupes selon leurs caractéristiques : les pays membres de l'Union Européenne des 15, les pays d'Europe de l'Est et Centrale (CEEC) et les pays méditerranéens (MENA). Étant donné que l'échantillon utilisé dans cette étude comprend des pays avec différents niveaux de développement et que la majorité de ces pays peut être identifié comme étant dans une phase de transition vis-à-vis de leur croissance en TFP, des tests en coupe transversale seront utilisés.

Pour tester la beta-convergence absolue, ils ont utilisé l'équation suivante :

$$\left(\frac{1}{T}\right)(y_{iT} - t_{i0}) = \alpha + \beta y_{i0} + u_i \ (1)$$

Où y_{iT} et y_{i0} sont le logarithme de TFP pour le pays i dans les années d'observations finales et initiales ; u_i est le terme d'erreur dont la moyenne vaut 0. L'hypothèse de convergence est acceptée si le terme β est significativement négatif, sinon la divergence est acceptée.

Cette équation implique que toutes les économies vont avoir soit le même état stable et donc une convergence absolue vers un même niveau de productivité, soit leur propre état stable et donc une convergence conditionnelle. Certains travaux ont cependant montré qu'il était possible que certains pays puissent tendre vers un état stable particulier qui sera différent de l'état stable d'autres pays et formeront des clubs de convergence (Baumol 1986 ; Chatterji, 1992). Pour prendre cela en compte, ils utilisent une version modifiée de l'équation (1) proposée par Chatterji et Dewhurst (1996). Cette équation utilise l'hypothèse qu'il y a un club de pays leader dans la productivité, ici il s'agit du groupe représentant les pays de l'Europe des 6 :

$$\ln\left(\frac{y_{AT}}{y_{iT}}\right) = \gamma \ln\left(\frac{y_{A0}}{y_{i0}}\right) + u_{i0,T} \quad (2)$$

Où les indices A et i tiennent pour la moyenne en TFP des pays de l'Europe des Six et dans les autres pays de l'échantillon et où γ = 1 + β. Afin de générer plusieurs clubs de convergence, ils introduisent dans (2) l'écart $\ln(y_{A0})$-$\ln(y_{Ai})$ que l'on peut aussi appelé G_i^0à la période 0. Cela donne l'expression non linéaire suivante :

$$G_i^T = F(G_i^0) + u_{i0,T} = \sum_{k=1}^{K} \gamma_k (G_i^0)^k + u_{i0,T} \quad (4)$$

Le nombre de club déprendra des valeurs attribuées à k et de la pente de F(.) mesurée à chaque point d'équilibre. Par exemple, si k=3, l'équation sera cubique et il y aura possibilité d'avoir trois équilibres et deux clubs de convergence.

En estimant la convergence via (1), ils ont obtenu un coefficient β négatif mais non-significatif, ils ne peuvent donc pas conclure qu'il y a convergence absolue pour l'étendue de la période. Cependant, lorsqu'ils séparent la grande période en 3 sous-périodes, ils obtiennent un coefficient β positif et non-significatif pour la période 1966-1979 ; un coefficient β négatif mais non-significatif pour la période allant de 1980-1989 et un coefficient β négatif et significatif pour la dernière période allant de 1990 à 2002. Ils ne peuvent donc pas rejeter l'hypothèse de la convergence absolue pour la dernière période.

Ils ont ensuite testé la convergence de club en utilisant (4). Les pays de l'Europe des Six sont utilisés comme club leader. Ils ont trouvé qu'il y avait deux clubs de convergence pour les pays d'Europe et de MENA : un premier club qui converge au même niveau de productivité de l'Europe des Six et un deuxième composé des pays

MENA et de l'Albanie qui converge à un niveau de productivité inférieur. Cette étude permet d'observer que les pays CEEC performent mieux que les pays MENA en terme de productivité.

2.4.2. Tester la convergence par les écarts-types

Un autre moyen de tester la convergence est de s'intéresser aux écarts-types des distributions. Il suffit de faire un graphe de la moyenne des écarts-types par année. Cette méthode est surtout visuelle, lorsque les écarts-types diminuent, on observera de la convergence.

En 2004, Rao & Coelli ont publié un article dans lequel ils ont examiné les tendances de la productivité agricole dans 97 pays sur la période allant de 1980 à 1995. Ils se concentrent sur l'effet de rattrapage et sur la convergence et utilisent la méthode de l'indice de TFP de Malmquist et DEA que nous ne développerons pas dans ce travail. Ils observent que dans l'ensemble, le taux de changement technique et le changement en TFP sont plus rapides pour les pays moins développés, mais proportionnellement, certains continents (Afrique et Amérique du Sud) restent très peu performants par rapport aux pays leaders.

Dans leur article de 2009, Inklaar et Timmer ont testé l'hypothèse de convergence pour la productivité via un graphe des écarts types. Ils ont utilisé des données de 14 pays pour les années de 1970 à 2005 et la variable employée était le taux de croissance en TFP.

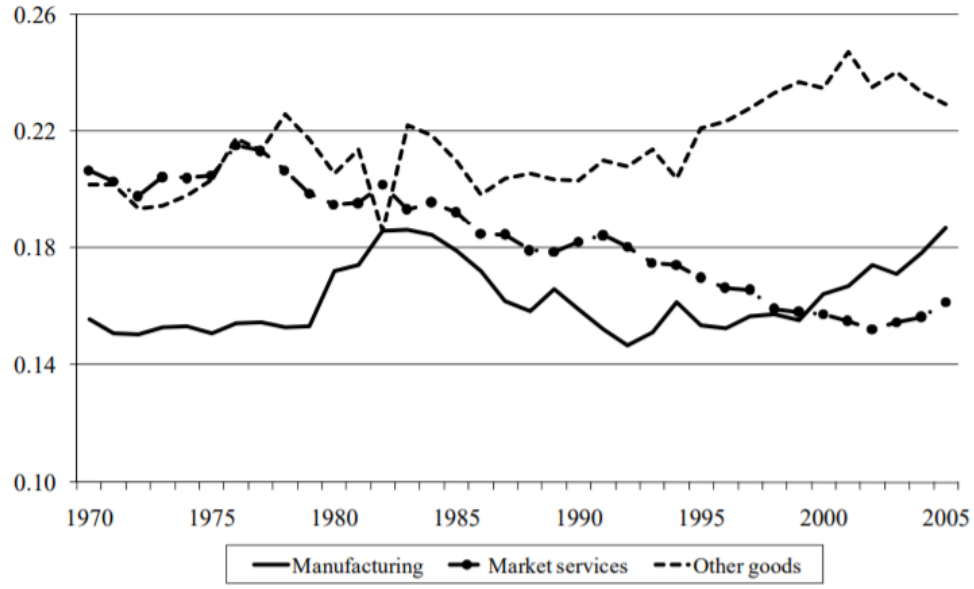


Figure 3 : Ecarts-types des niveaux de production de 1970 à 2005.
Source : Inklaar & Timmer (2009)

Ils ont observé de la convergence mais uniquement pour la catégorie des services. En « manufacture » et en « autres biens » (catégorie qui comprend l'agriculture), de la divergence a été observée. En testant les secteurs individuellement, ils n'ont pas pu conclure à une convergence pour le secteur de l'agriculture.

Galanopoulos, Surry & Mattas (2011) ont aussi utilisé les écarts-types pour avoir un moyen supplémentaire de tester la convergence. Ils obtiennent ce graphe :

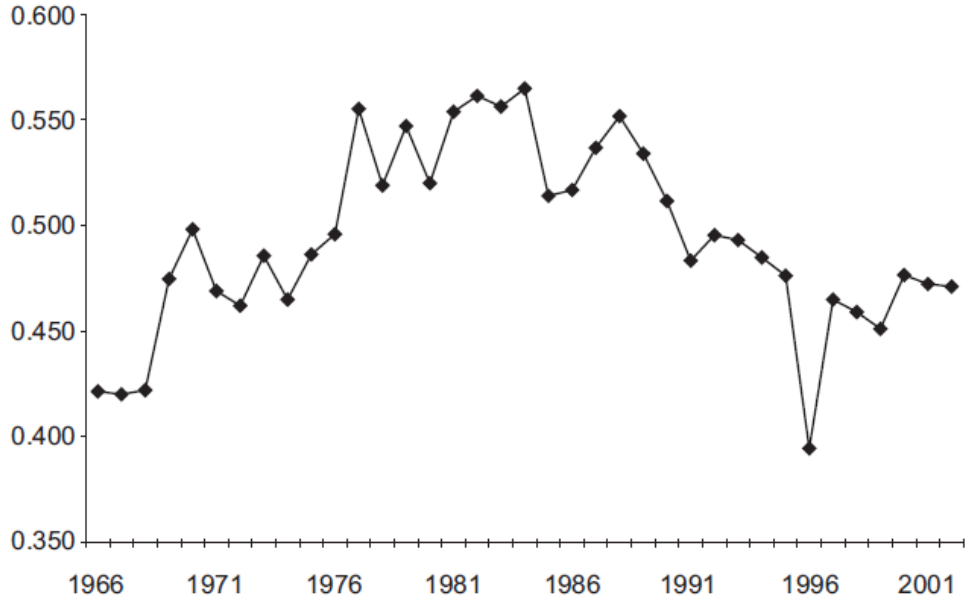


Figure 4 : écarts types des logarithmes de TFP de 1966 à 2001
Source : Galanopoulos, Surry & Mattas

Ils notent que l'on ne peut conclure à une convergence pour l'ensemble de la période, mais que l'on peut observer une tendance à la hausse des écarts-types jusque 1984 et une tendance à la décroissance de ceux-ci par après. Ce qui confirme leurs résultats précédemment obtenus (voir le point précédent).

Dans notre travail, nous allons utiliser ce moyen visuel de test pour la convergence en plus des tests de convergence basés sur des régressions que nous allons mettre en place.

3. CADRE METHODOLOGIQUE

Dans cette partie, nous discuterons des différents moyens de calculer la convergence, nous présenterons ensuite la base de données utilisée, nous expliquerons le déroulement de la routine Stata permettant l'estimation de la fonction de coût. Ensuite, nous introduirons les indicateurs de productivité et les indicateurs environnementaux ajoutés dans ce travail. Les méthodes économétriques comprenant le test de convergence et la procédure d'estimation seront introduites et nous finirons par une brève présentation des régions.

3.1. LA METHODE INDICIELLE

Les indices de *Total Factor Productivity* (TFP) permettent de mesurer la productivité. Un indice de TFP permet de comparer un indice agrégé de produits à un indice agrégé d'intrants. Pour mesurer les changements de productivité, il est nécessaire de connaître les changements en intrants et produits. Il est important de noter que les résultats que l'on peut obtenir via un indice seront sensibles au choix de cet indice et à la manière de le construire. Les indices sont calculés entre deux périodes de temps avec une période considérée comme la période de référence et la deuxième période étant la période pour laquelle l'indice est calculé (OECD, 2001).

Un indice de TFP possède différentes propriétés dont (Diewert 1982, OCDE 2001) :

- A.1 : Positivité : L'indice doit être positif en tout point.
- A.2 : Continuité : L'indice est une fonction continue des prix et des quantités.
- A.3 : Proportionnel : Si tous les prix ou quantités augmentent d'une même proportion, alors l'indice doit augmenter de la même proportion.
- A.4 : Indépendant : L'indice doit être indépendant dans ces unités.
- A.5 : Pour deux périodes *t* et *t+1*, l'indice doit satisfaire l'égalité suivante : $I_{t,t+1} = \frac{1}{I_{t+1,t}}$.
- A.6 : Circularité : Posons trois périodes de temps : *t*, *t+1*, *t+2*. Pour ces trois périodes, un indice doit satisfaire l'égalité suivante : $I_{t,t+2} = I_{t,t+1} \times I_{t+1,t+2}$.
- A.7 : L'indice de prix doit se situer entre le changement minimum et maximum au niveau des prix ou quantités.

Dans ce travail, nous utiliserons l'indice de Törnqvist, nous allons donc nous attarder sur ses caractéristiques.

Une première chose que l'on peut noter est qu'il satisfait toutes les propriétés des indices de prix, sauf celle de la circularité.

L'indice de quantité de Törnqvist est défini de la manière suivante :

$$Q_{t,t+1}^{T} = \prod_{i=1}^{N} \left[\frac{q_i^{t+1}}{q_i^{t}} \right]^{\frac{w_i^t + w_i^{t+1}}{2}}$$

Sa forme logarithmique étant :

$$\ln Q_{t,t+1}^{T} = \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{w_i^t + w_i^{t+1}}{2} \right) (\ln q_i^{t+1} - \ln q_i^t)$$

Avec $w_i^t = \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^{N} p_i^t q_i^t}$ étant la part du revenu du produit ou du coût l'intrant pour le bien i, au temps t.

L'indice de Törnqvist de TFP est généralement défini comme suit (Coelli et al. 2005) :

$$\ln\left(TFPC_{t,t+1}\right) = \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{J}(r_j^t + r_j^{t+1})(\ln y_j^{t+1} - \ln y_j^t) - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{K}(s_k^t + s_k^{t+1})(\ln x_k^{t+1} - \ln x_k^t)\,,$$

Sous une forme logarithmique et où $TFPC_{t,t+1}$ représente le changement en TFP entre les deux périodes *t* et *t+1* ; y_j^t est la quantité du produit *j*, à la période *t* ; x_k^t est la quantité de l'intrant *k* à la période *t* ; $r_j^t = \frac{p_j^t y_j^t}{\sum_{j=1}^{J} p_j^t y_j^t}$ représente la part de du produit *j* dans le revenu total au temps *t* ; p_j^t est le prix du produit *j* au temps *t* ; $s_{kt} = \frac{w_k^t x_k^t}{\sum_{k=1}^{K} w_k^t x_k^t}$ est la part de l'intrant *k* dans le coût total au temps *t* avec w_k^t représentant le prix de l'intrant k, au temps *t*.

3.2. LA METHODE PAR LES FONCTIONS DE PRODUCTION

La fonction de production est une fonction qui a été beaucoup utilisée par les économistes traitant de l'analyse de la productivité et qui est une représentation particulière de la technologie. Ce point est inspiré du livre « Applied Productivity Analysis » de Chambers (1988).

L'hypothèse de départ est qu'il existe une relation mathématique entre les produits et les intrants. De manière général, on suppose que la fonction suivante existe :

$$Y(y, x) = 0$$

Où *x* est un vecteur multidimensionnel de taille n d'intrants non-négatifs et *y* un vecteur multidimensionnel de taille (m-n) de produits non-négatifs. On peut observer que les intrants et produits négatifs sont exclus. On peut aussi noter que les intrants dont le producteur n'a pas contrôle, telle la lumière du soleil dans les champs, ne sont pas compris dans cette représentation. Ce n'est pas qu'ils ne sont pas importants mais que le but est d'obtenir une formule et des propriétés basées sur les choix économiques des producteurs. Par ailleurs, ces intrants ne rentrent pas dans les décisions de gestion des producteurs.

Pour expliquer la fonction de production et ses propriétés, Chambers utilise un modèle à un seul produit qui peut être simplement représenté par :

$$y = f(x)$$

Pour une combinaison unique d'intrants *x*, il existe un niveau unique de produit *y*. La fonction de production correspond donc au niveau maximum de produits faisable pour un certain niveau d'intrants. L'inefficacité technique est donc exclue dans cette méthode.

3.2.1. Propriétés de la fonction de production

Chambers (1998) défini un ensemble de restrictions à imposer à *f(x)*. Il note que ces hypothèses ne doivent pas être utilisées dans chaque cas, car certaines hypothèses se contredisent, mais qu'il faut plutôt les voir comme un ensemble assez complet d'hypothèses, aisées à utiliser dans la présentation de la fonction.

La fonction de production possède les propriétés suivantes :

- A.1 : Monotonicité c'est-à-dire que si x' ≥ x, alors f(x') ≥ f(x) et monotonicité stricte c'est-à-dire que si x > x', alors f(x') > f(x). Ces propriétés impliquent que l'ajout d'une unité d'intrant supplémentaire ne peut jamais réduire le nombre de produits obtenus. Bien sûr, il existe des exceptions (comme ajouter des travailleurs en plus dans des exploitations, menant à un surplus de travailleurs) mais nous allons considérer que les individus sont rationnels et qu'ils ne feront pas ce genre d'erreur.

- A.2.1 : Quasi-concavité : c'est-à-dire que V(y) = {x: f(x) ≥ y} est un ensemble convexe. Cela correspond à supposer que la loi du taux marginal décroissant de la substitution technique est correcte. Par exemple, si x^1 et x^2 sont des intrants faisant partie de V(y), alors $x^3 = \theta x^1 + (1-\theta)x^2$ fait également partie de l'ensemble V(y) et est capable de donner des produits *y*. Voir figure Chambers p.11.

- A.2.2 : Concavité : c'est-à-dire $f(\theta x^1 + (1-\theta)x^2) \geq \theta f(x^0) + (1-\theta)f(x^2)$. C'est une réécriture de la loi de productivité marginale décroissante, cela signifie que lorsque l'utilisation d'un intrant précis augmente avec tous les autres intrants restés fixes, l'augmentation marginale associée ne doit jamais augmenter.

- A.3.1 : Faible essentialité : c'est-à-dire que $f(0_n) = 0$, où 0_n représente le vecteur nul. La production d'un produit positif n'est pas possible sans l'utilisation d'intrants.

- A.3.2 : Stricte essentialité : c'est-à-dire que $f(x_1,\dots,x_{i-1},0,x_{i+1},\dots,x_n) = 0$ pour tout x_i. Cette propriété implique que tous les intrants sont essentiels dans le processus de production. Un intrant essentiel est un intrant pour lequel la production d'un produit positif est impossible sans une utilisation positive de cet intrant. Il existe beaucoup d'exemple dans lequel cette propriété est fausse.

- A.4 : L'ensemble V(y) n'est pas vide et est fermé pour tout y > 0. Le fait que V(y) n'est pas vide implique qu'il existe toujours un moyen de produire un nombre positif de produits. L'hypothèse où V(y) est fermé permet d'éviter la possibilité qu'il y ait des trous dans la limite de V(y) où la technologie change de manière discontinue et où l'on passe de savoir produire le produit *y* à ne plus savoir le produire.

- A.5 : f(x) est fini, non-négatif, réel et n'a qu'une seule valeur pour tout *x* négatif et fini.

- A.6.1 : f(x) est continu en tout point.

- A.6.2 : f(x) est doublement différentiable et continu.

3.3. LA METHODE PAR LES FONCTIONS DE COUT

Dans ce travail, nous allons analyser les gains de productivité dans les fermes belges en estimant une fonction de coût multi-intrants multi-produits. La méthode utilisant la fonction de coût permet de dériver les fonctions de coûts totaux, moyens et marginaux à l'échelle individuelle pour chaque ferme pour les différentes catégories de produits. Elle permet aussi d'obtenir, pour chaque ferme, les fonctions de demande pour les catégories d'intrants. Cela va permettre le calcul d'indicateurs économiques et technologiques de productivité tels que les économies d'échelle et de gamme ou les effets des changements technologiques sur les coûts totaux et sur l'utilisation des intrants.

Selon Chambers (1988), la fonction de coût est le coût minimum de production d'un niveau de produit donné pendant une période de temps donnée. Ce coût est exprimé comme une fonction du prix des intrants et des produits. Chambers la définit par l'équation suivante :

$$c(w, y) = \min_{x \geq 0} \{w \cdot x : x \in V(y)\}$$

Où *w* est un vecteur des prix des intrants strictement positifs, V(y) représente l'ensemble des intrants nécessaires et $w \cdot x$ est le produit scalaire donc $\sum_{i=1}^{N} w_i x_i$. Cette représentation pose l'hypothèse que les prix des intrants sont exogènes au producteur. Il note que *c(w, y)* dépend de la technologie, en effet, la seule contrainte au problème de minimisation est que l'intrant *x* doit être capable de produire au moins un produit *y*. Ce qui signifie que, plus il y a de restrictions placées sur la technologie à priori, plus les producteurs vont subir des contraintes dans leur souci de minimisation des coûts. Un bon moyen de visualiser cela est que, sans au moins quelques hypothèses sur *V(y)*, la fonction de coût ne sera même pas définie. Il va donc falloir poser le moins de restrictions possibles sur le comportement à priori des agents, de manière à permettre la dérivation d'un schéma de réponse comportemental aussi général que possible.

3.3.1. Les propriétés de la fonction de coûts

Pour ce point, nous nous inspirons des propriétés définies par Chambers (1988). La première chose à faire est d'être certain que la fonction de coût existe, ce qui implique que certaines restrictions doivent être placées sur *V(y)*. Pour le reste de ce point, nous posons la restriction que *V(y)* est non-vide et fermé, condition assez simple mais essentielle pour le reste de la discussion.

Si la fonction de production satisfait les propriétés de monotonicité (A.1), d'essentialité faible (A.3.1), que V(y) est non-vide et fermé (A.4) et que f(x) est fini, non-négatif, réel et n'a qu'une seule valeur pour tout *x* négatif et fini (A.5), alors la fonction de coût c(w,y) doit satisfaire les conditions suivantes :

- B.1 : Non-négativité : $c(w, y) > 0$ pour $w > 0$ et $y > 0$. Cela signifie que l'on ne peut pas produire sans un coût minimal. Pour illustrer cela, la condition de faible essentialité de la fonction de production implique qu'au moins un intrant doit être strictement positif pour avoir un produit positif. De même, tant que les prix des intrants sont tous strictement positifs, le coût de création d'un produit positif sera, lui aussi, positif.

- B.2 : Non-décroissante en *w* : si $w_1 \geq w_2$, alors $c(w_1,y) \geq c(w_2,y)$. Cela signifie qu'augmenter le prix d'un intrant ne doit pas faire diminuer le coût total. On considère deux prix d'intrants w_1 et w_2 tel que $w_1 \geq w_2$. Les combinaisons x_1 et x_2 représentent les combinaisons d'intrant correspondant, minimisant le coût.

Comme *w* n'affecte pas l'ensemble des choix possibles, x_1 pourrait être potentiellement la combinaison qui minimise le coût dans le cas où w_2 est le prix des intrants. Ce qui fait que l'inégalité $w_2x_2 \leq w_2x_1$ doit tenir. Comme $w_1 \geq w_2$, il est aussi vrai que $w_1x_1 \geq w_2x_1$. Ces inégalités assemblées nous donnent $c(w_1,y) = w_1x_1 \geq w_2x_2 = c(w_2,y)$, ce qui est l'inégalité recherchée.

- B.3 : Concavité et continuité en *w* : Cette propriété implique que les fonctions de demande en intrant ne peuvent être croissantes.

- B.4 : Positivement et linéairement homogène : $c(tw,y) = tc(w,y)$. Seulement les prix relatifs comptant dans l'optimisation économique des agents, tant que les prix des intrants varient de manière proportionnelle, les choix minimisant le coût ne varient pas.

- B.5 : Non-décroissante en *y* : Si $y \geq y'$, alors $c(w,y) \geq c(w,y')$. Cela signifie qu'augmenter la production ne peut pas diminuer les coûts.

- B.6 : Pas de coûts fixes : $c(w,0)=0$. Cela signifie que ne pas produire ne coûte rien. C'est une conséquence directe de l'essentialité faible (A.3.1).

Une autre propriété intéressante est le lemme de Shephard : il dit que si la fonction est différentiable en *w*, alors il existe un vecteur des demandes minimisant le coût qui est égal à :

$$x_i = \frac{\partial C}{\partial w_i}$$

Avec *i* la *i*ème demande minimisant le coût. En d'autres mots, les fonctions de demande en intrant sont les dérivées des fonctions de coût par rapport au prix des intrants.

Un autre point intéressant est qu'il existe une dualité entre la fonction de coût et la fonction de production. L'OCDE (2001) développe ce sujet : une fonction de coût montre le coût minimum en intrant, nécessaire pour atteindre un certain niveau de production. Sous certaines conditions de régularité faible, les fonctions de coût peuvent être dérivées en fonction de production et inversement. Prenons une simple fonction de coût :

$$C = B \times Q \times c(w_1, w_2, \dots, w_n)$$

Avec, B un paramètre influençant le coût total, Q un certain niveau de production et c le coût unitaire dépendant du prix des intrants. Le paramètre joue un rôle similaire à celui du paramètre de productivité A dans la fonction de production :

$$Q = A \times F(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

On peut montrer que $\frac{d \ln A}{dt} = -\frac{d \ln B}{dt}$. Donc le résidu de la productivité en TFP peut être mesuré, d'une part, comme le résidu du taux de croissance en produit non expliqué par le taux de croissance en intrant ou, d'autre part, comme le résidu de croissance des coûts moyens non expliqué par les changements de prix en intrants (OCDE, 2001).

3.4. LA BASE DE DONNEES DU RESEAU D'INFORMATION COMPTABLE AGRICOLE (RICA) EUROPEEN

Pour la partie empirique de ce mémoire, nous utilisons la base de données du RICA européen. Le RICA est, selon la Commission Européenne (2003), un outil qui sert à l'évaluation du revenu des exploitations agricoles et des impacts de la Politique Agricole Commune (PAC). Le concept du RICA date de 1965, quand le Règlement 79/65 du conseil a établi la base légale vis-à-vis de l'organisation du Réseau. Cela consiste en une enquête réalisée par les différents membres de l'Union Européenne. Chaque état membre possède un organe de liaison qui va se charger de collecter des données comptables des exploitations agricoles sur une base annuelle. Le RICA est dérivé des enquêtes effectuées à échelle nationale et est la seule source de données microéconomiques qui est harmonisée pour chaque pays d'Europe, c'est-à-dire que les principes comptables sont les mêmes pour chaque pays. Les exploitations sont sélectionnées pour faire partie de l'enquête sur base d'un plan d'échantillonnage établi au niveau de chaque région de l'Union Européenne. La méthodologie utilisée vise à fournir des données représentatives basées sur trois critères : la région, la dimension économique et l'orientation technico-économique.

L'enquête ne couvre pas chaque exploitation agricole de l'UE mais seulement celles qui ont une dimension suffisante pour pouvoir être considérées comme professionnelles, c'est-à-dire « une exploitation suffisamment importante pour assurer à l'agriculteur une activité principale et un niveau de revenu lui permettant de faire vivre sa famille ». Nous pouvons donc noter qu'il y a un certain seuil pour la dimension de la ferme pour être pris en compte dans la base de données du RICA, ce qui signifie que les petites fermes seront mal représentées dans cette base de données, voire absentes.

Depuis 2008, la dimension économique est calculée sur base de la production standard (PS) de l'exploitation exprimée en euros. La PS d'un produit agricole est la valeur de la production moyenne du produit par hectare ou par tête de bétail, en euros. Il y a aussi un coefficient régional pour chaque catégorie de produit qui correspond à la valeur moyenne de la production sur une période de référence de 5 ans.

Auparavant, la dimension économique était déterminée par la marge brute standard (MBS), ce qui correspond à la PS moins les coûts plus les payements directs. Pour chaque région une MBS est attribuée pour toutes les productions végétales et

animales. L'unité utilisée est l'UDE (unité de dimension européenne), qui correspond à 1 200€. Le calcul de la dimension économique de la ferme s'effectue de la même manière : celle-ci est obtenue en faisant la somme des MBS ou des PS de chaque production de la ferme.

La spécialisation de la ferme est calculée selon la MBS et la PS : l'activité représentant la plus grande part de la MBS ou de la PS totale de la ferme est alors considérée comme l'activité principale. Par exemple, une ferme dont 60% de la MBS/PS correspond à la culture du blé sera considérée comme une ferme spécialisée dans la production de blé.

La méthode de la MBS a été abandonnée par l'Union Européenne au profit des PS en raison du fait que les paiements attribués par la Politique Agricole Commune sont passés de « couplés » à « découplés ». C'est-à-dire que les paiements ne sont plus reçus en fonction de la production. Le fait que les paiements soient découplés ne permet donc plus de les attribuer à un certain type de production. Ils ne faisaient donc plus partie de la méthode de calcul et on aurait pu obtenir dans certains cas des MBS négatives car les coûts seraient plus élevés que la valeur de la production.

L'échantillon actuel compte chaque année 80 000 exploitations agricoles qui représentent au total quelque 5 000 000 d'exploitation dans l'UE. Ces exploitations représentent 90% de la Surface Agricole Utilisable (SAU) et comptent pour 90% de la production agricole totale. Les informations collectées pour chaque échantillon de fermes comptent environ 1 000 variables, se référant à des données physiques et structurelles telles que la localisation, la superficie cultivée, la main-d'œuvre ou encore le nombre d'animaux ; et à des données économiques et financières comme les valeurs de production des différentes cultures, les stocks, les achats et ventes, les coûts de production, les quotas et les subventions, incluant celles liées à la mise en application des mesures de la PAC.

Dans ce travail, nous utilisons les données allant de 1989 à 2013 pour la Belgique. Ces données peuvent être séparées en deux parties représentant la Wallonie et la Flandres. Une difficulté s'est présentée lorsque nous avons dû ajouter les données pour les années 2012 et 2013. En effet, les numéros d'identification des fermes avaient changé entre 2011 et 2012 et nous avons dû trouver les correspondances entre les fermes afin d'éviter qu'il y ait un trou dans notre série temporelle entre l'année 2011 et 2012. Il est important de garder une continuité dans les données.

3.5. APPLICATION DE LA METHODE PAR LA FONCTION DE COUT

Dans ce paragraphe, nous allons nous attarder sur l'organisation de la routine Stata utilisée pour obtenir des résultats. Celle-ci se divise en 4 parties. Cette routine a été

développée et utilisée dans des travaux précédents dont nous nous inspirons pour la rédaction de cette partie (De Blander *et al.* 2011, Henry de Frahan *et al.* 2015, Klaasen 2018).

Dans une première partie, une étape de préparation des données sera effectuée. Le but est que toutes les variables nécessaires soient disponibles et prêtes pour les parties suivantes. Cela inclut la détection des variables manquantes et la vérification de la cohérence des données, l'attribution des données manquantes et l'importation des prix ainsi que la construction des indices de prix de Törnqvist utilisant les bases de données du RICA européen et les bases de données internationales.

La deuxième partie va permettre de choisir sur quelle région, sur quel type de ferme et sous quelle spécification de temps travailler. C'est également dans cette section que les différents schémas d'agrégation seront définis.

La troisième partie sera dédié aux estimations utilisant la fonction de coût SGM standard ou augmentée. Nous détaillerons cette spécification dans la partie 4 de ce mémoire.

Enfin, dans un quatrième point, nous allons examiner les différents facteurs pouvant influencer le taux de diminution du coût et le taux de changement technique. Nous allons aussi mettre en place un test de convergence.

3.5.1. Préparation des données

Comme expliqué ci-dessus, dans une première étape, les données du RICA seront traitées afin de pouvoir les utiliser plus tard. Lors de cette étape, les prix et les données manquantes seront ajoutées, le but étant qu'à la fin, la base de données soit complète et inclue dans un fichier de données avec toutes les valeurs d'intrants et de produits ainsi que leurs prix et leurs taux d'intérêt.

3.5.2. Construction de l'indice de Törnqvist

De manière générale, connaître la valeur et l'information du prix des composants permet de construire l'indice des prix de Törnqvist. Le quotient des valeurs agrégées et de l'indice de Törnqvist donne la mesure de valeur des prix par rapport à une année de base.

Les indices de prix de Törnqvist sont construits au niveau régional étant donné que les indices de prix au niveau d'une ferme sont trop instables. L'année de référence choisie est 2005.

Supposons que tous les intrants $h = 1, \dots, \sum_{i=1}^{I} N_i$ sont groupé en $i = 1, \dots, I$ catégories, l'indice de Törnqvist w_{irt} est défini pour chaque intrant agrégé *i*, chaque période *t* et chaque unité géographique *r* comme :

$$w_{irt} = \prod_{j=1}^{N_i} \left(\frac{w_{jrt}}{w_{jrt0}} \right)^{\frac{g_{jrt} + g_{jrt0}}{2}}$$

avec,

$$g_{jrt} = \frac{V_{jrt}}{\sum_{k=1}^{N_i} V_{krt}}$$

Où N_i est le nombre d'intrants inclus dans l'intrant agrégé *i*, w_{jrt} est la moyenne des prix à la ferme de l'intrant *j* dans l'unité géographique *r* et la période *t* et V_{jrt} représente la valeur totale dépensée dans l'intrant *j* de la région géographique *r* à la période *t*.

Les prix à la ferme de chaque intrant *j,* de la ferme *f,* au temps *t* sont obtenus en divisant la valeur totale des achats de la ferme (V_{jft}) par le volume total acheté par la ferme (N_{jft}). De la même manière, une moyenne du prix régional de l'intrant *j* dans les régions *r=1,…,R* à la période *t* peut être calculée en divisant les achats totaux dans chaque région par les volumes totaux achetés dans chaque région :

$$\frac{V_{jrt}}{N_{jrt}} = \frac{\sum_{f=1}^{F_r} V_{jft}}{\sum_{f=1}^{F_r} N_{jft}}$$

Les prix moyens de chaque pays peuvent également être calculés de cette manière et si besoin, des moyennes des prix exprimées par pays sont également fournies par Eurostat.

Comme pour les intrants, l'indice de Törnqvist peut être calculé pour les produits agrégés *m* dans la région géographique *r* à la période donnée *t* de la manière suivante :

$$\tau_{mrt} = \prod_{n=1}^{N_m} \left(\frac{p_{nrt}}{p_{nrt_0}} \right)^{\frac{g_{nft} + g_{nft_0}}{2}}$$

avec,

$$g_{nrt} = \frac{V_{nrt}}{\sum_{o=1}^{N_o} V_{ort}}$$

Où N_m est le nombre de produits *n* inclus dans les produits agrégés *m*, p_{nrt} représente le prix moyen à la ferme du produit *n* provenant de la région géographique *r* à la période *t* et V_{nrt} est le revenu total généré par le produit *n* dans la région géographique *r* à la période *t*. Les moyennes nationales et régionales des prix pour le produit *n* au temps *t* sont obtenues en divisant la valeur totale de la production par le nombre total d'unités vendues.

Cette méthode retire également les prix d'intrants et de produits considérés comme extrêmes. Un prix est considéré comme extrême à partir du moment où sa probabilité d'occurrence est plus petite que un divisé par deux fois la taille de l'échantillon. Les valeurs extrêmes pour les prix des intrants w_{jrt} et pour les prix des produits p_{nrt} sont définies comme suit :

$$\left|\left(w_{jft} - w_{jrt}\right)\right| > \Phi^{-1}\left(1 - \frac{1}{2F_r}\right) \times SD_{w_{jft}}$$

$$\left|\left(p_{nft} - p_{nrt}\right)\right| > \Phi^{-1}\left(1 - \frac{1}{2F_r}\right) \times SD_{p_{nft}}$$

Où F_r est la taille de l'échantillon, w_{jrt} et p_{nrt} sont la moyenne régionale ou nationale de w_{jft} et p_{nft} et $SD_{w_{jft}}$ et $SD_{p_{nft}}$ sont les écarts-types associés à w_{jft} et p_{nft}. Φ^{-1} est la fonction de distribution normale cumulative inverse.

Les prix des produits agrégés sont définis de cette manière :

$$p_{mft} = \prod_{n=1}^{N_m} \left(p_{nft}\right)^{\frac{g_{nft} + g_{nft_0}}{2}}$$

$$p_{mft_0} = \prod_{n=1}^{N_m} \left(p_{nft_0}\right)^{\frac{g_{nft} + g_{nft_0}}{2}}$$

Afin de conserver la relation suivante :

$$\tau_{mft} = \frac{p_{mft}}{p_{mft_0}}$$

Le prix de l'année de base d'un produit agrégé p_{mft_0} peut donc varier d'une année à l'autre, ceci étant dû à l'exposant $\frac{g_{nft} + g_{nft_0}}{2}$.

3.5.3. Ajout des prix manquants

Les prix des produits à la ferme p_{nft} sont calculés sur base des valeurs des ventes et de leur volume dans la base données du RICA. Si ces données ne sont pas

disponibles, les prix sont ajoutés sur base des valeurs de production et de leur volume comme expliqué dans au point précédent. Dans le cas où les informations manquent toujours, les prix sont ajoutés grâce à la base de données de EUROSTAT. Les informations pour le prix des intrants sont principalement reprises de la base de données d'EUROSTAT mais certains intrants sont compris dans les bases de données du RICA. Les prix manquants sont ajoutés de la manière suivante :

Pour chaque ferme *f* au temps *t*, on calcule les prix à la ferme p_{ft}, le prix de la région $p_{region,t}$ et le prix du pays $p_{pays,t}$. Si p_{ft} est manquant, alors $p_{region,t}$ est utilisé et dans le cas où $p_{region,t}$ est également manquant, $p_{pays,t}$ est utilisé.

Les indices de prix sont retrouvés grâce aux bases de données EUROSTAT. On prend l'indice de prix le plus détaillé p_{pls} (par exemple pour les légumineuses séchées, l'indice de prix le plus détaillé est celui des légumineuses), on prend l'indice de prix de la plus petite super-catégorie p_{oth} (par exemples pour les légumineuses séchées, on prend celui intitulé « autres légumes frais ») et on prend l'indice de tous les produits de culture p_{crop}. L'indice des prix du consommateur *cpi* est également repris dans une base de données de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE). Maintenant, pour chaque pays et chaque $p_{imp} = p_{pls}$, p_{oth}, p_{crop}, *cpi* :

- Si p_{ft} manque complétement, il est remplacé par p_{imp}
- Si p_{ft} a des informations manquantes, il est régressé contre p_{imp} et les observations manquantes sont ajoutées par les valeurs prédites par la régression.

Finalement, la variable de prix contient toutes les informations nécessaires.

3.5.4. Schéma d'agrégation des données

Dans la seconde étape, nous allons pouvoir choisir les options qui permettront les derniers ajustements de la base de données avant l'étape d'estimation. Nous allons choisir le type de ferme (cattle, dairy ou crop) pour n'utiliser que les fermes qui nous intéressent et la spécification de temps (moyen ou long terme). Ces deux choix auront une influence sur le schéma d'agrégation des données.

À cause de problèmes de limitations en degrés de liberté et de risques de multi-colinéarité, la spécification de la fonction de coût n'inclura qu'un nombre limité de catégories d'intrants variables et fixes et de catégories de produits. L'hypothèse de séparabilité est donc très importante (la production d'une catégorie précise de produit ne peut affecter la production d'une autre catégorie de produit).

Les données sont agrégées en trois différentes catégories : les intrants fixes, les intrants variables et les produits. Dans ce travail, nous utiliserons uniquement la

spécification de temps sur le long terme et travaillerons sur les trois types de ferme. Les schémas d'agrégation pour chaque type de ferme sont les suivants (Les schémas sont inspirés par Klaasen (2018)) :

Sur le long terme, le seul intrant considéré comme fixe est le travail non-payé :

Figure 5 : Schéma d'agrégation des intrants fixes pour les trois types de ferme

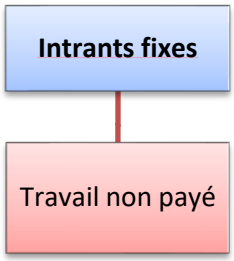


Figure 6 : Schéma d'agrégation des intrants variables pour les trois types de fermes

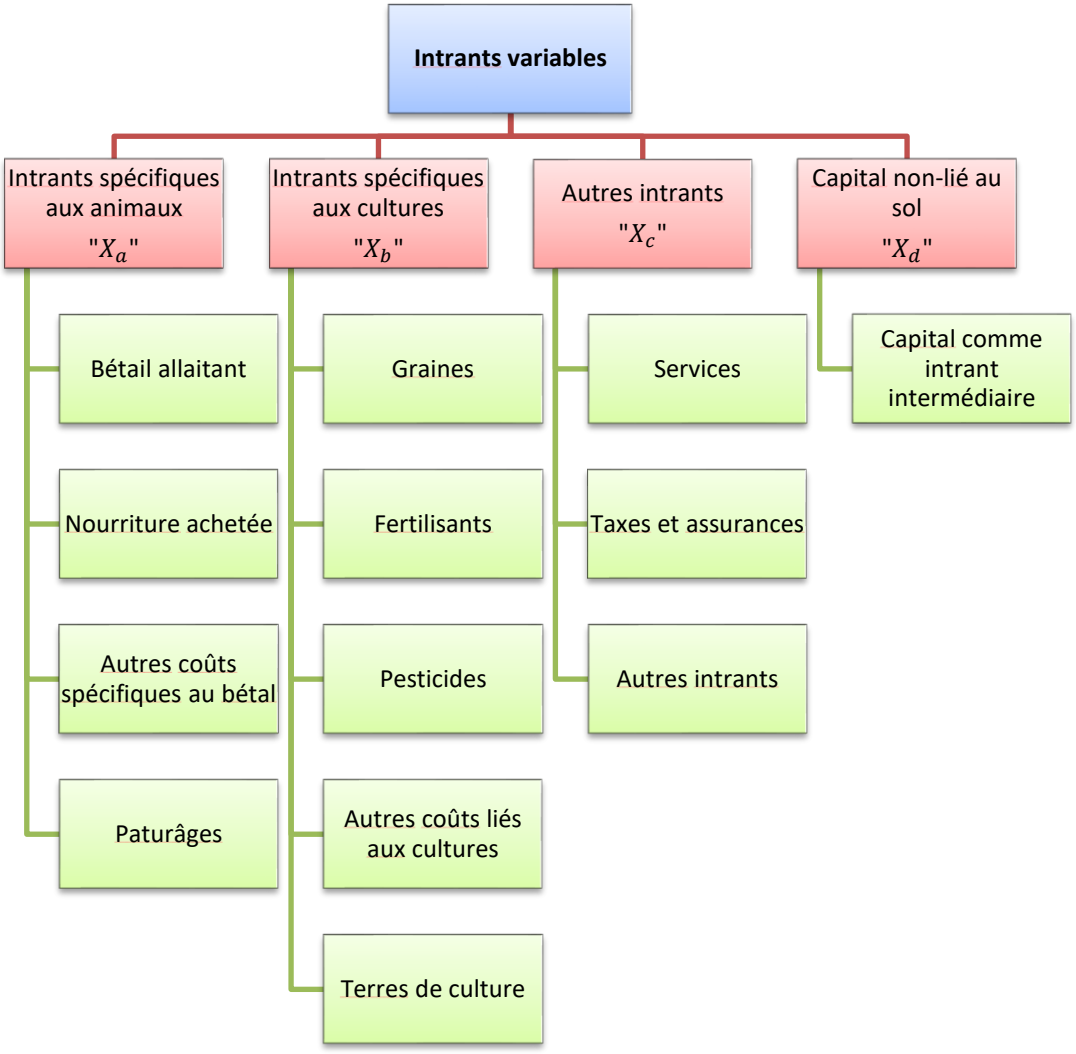


Figure 7 : Schéma d'agrégation des produits des fermes de type "crop"

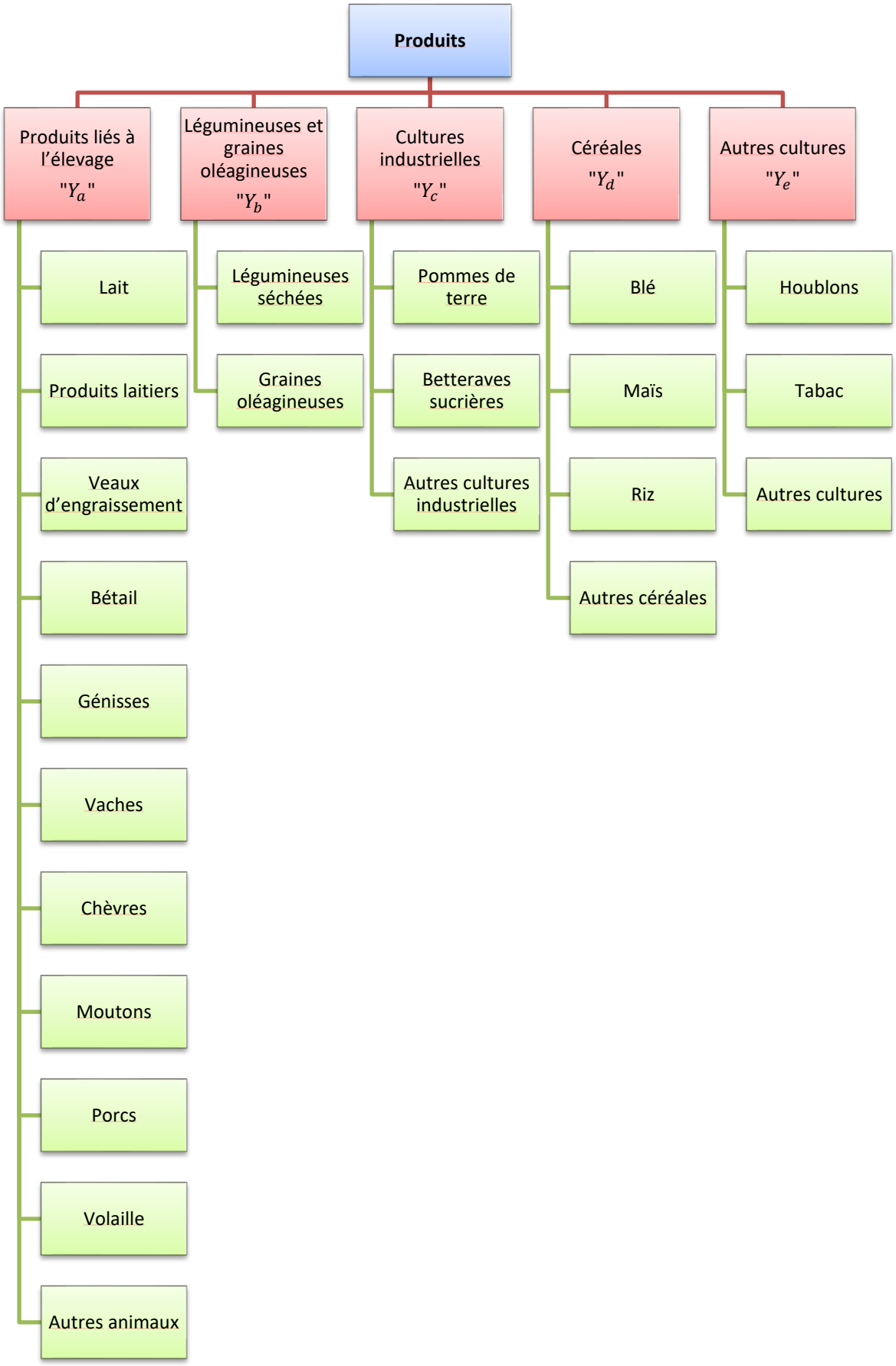
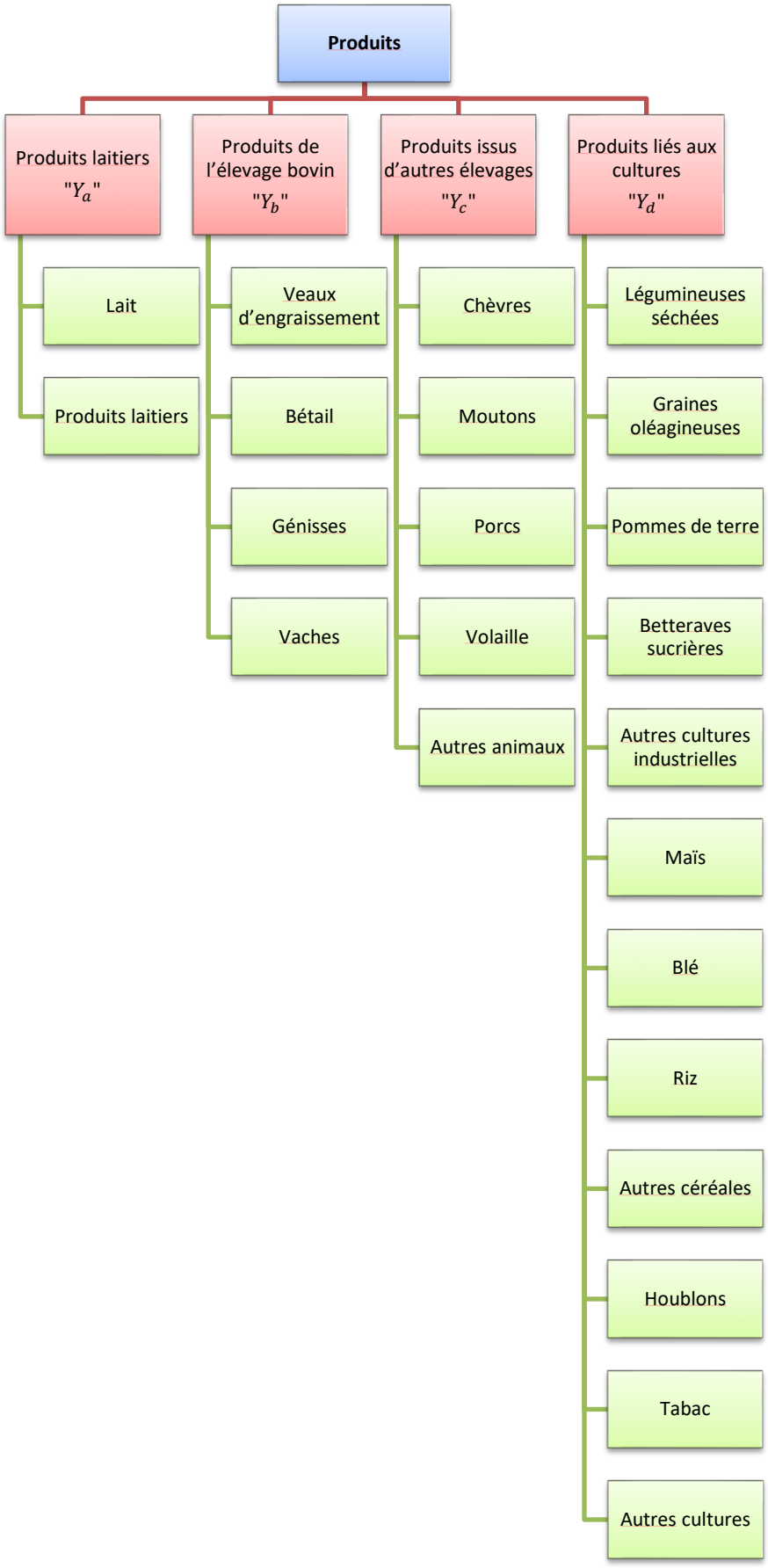


Figure 8 : Schéma d'agrégation des produits des fermes de type "cattle" et "dairy"



3.5.5. Estimation de la fonction de coût

Dans la troisième partie de la routine Stata, les estimations seront effectuées. Nous pouvons choisir dans cette partie quelles restrictions imposer sur les coefficients des fonctions de demandes en intrants et de coûts, pour rendre l'estimation théoriquement cohérente. La procédure d'estimation sera décrite dans la partie suivante de ce mémoire.

3.6. CALCUL DES INDICATEURS DE PRODUCTIVITE

Chambers (1988) décrit une série d'indicateurs de productivité que l'on peut retrouver en utilisant une fonction de coûts et que nous allons reprendre à ces fins dans le cadre de ce travail.

Le premier indicateur que nous allons utiliser est le taux de diminution des coûts (RCD pour *rate of cost diminution*) qui est défini par l'équation :

$$RCD = -\frac{\partial TC}{\partial t} \times TC^{-1}$$

TC étant le coût total. Si RCD est positif, alors les coûts totaux diminuent dans le temps.

Le deuxième indicateur est le taux de diminution du coût marginal (RMCD pour *rate of marginal cost diminution*), celui-ci est défini par l'équation :

$$RMCD = -\frac{\partial MC_m}{\partial t} \times MC_m^{-1}$$

MC étant le coût marginal. Si RMCD est positif, les coûts marginaux diminuent dans le temps.

Le troisième indicateur est le taux de changement technique (RTC pour *rate of technical change*) qui est défini par l'équation :

$$RTC = \frac{\partial \ln\left(f(x_1, \dots, x_I, t)\right)}{\partial t}$$

Où $f(x_1, \dots, x_I, t)$ est la fonction de production variant dans le temps pour un seul produit. Si RTC est positif, la productivité augmente dans le temps.

On peut aussi démontrer que :

$$RTC = RCD \times \varepsilon^*(w, y, t)$$

Où $\varepsilon^*(w, y, t)$ est l'élasticité de taille de la fonction de coût associée à $f(x_1, \dots, x_I, t)$. L'élasticité de taille pour la fonction de coût est l'inverse de la flexibilité au coût :

$$\eta = \frac{\partial TC}{\partial y}\frac{y}{TC}$$

Pour une ferme proposant plusieurs produits, on trouve que :

$$\eta = \frac{\partial TC}{\partial y}\frac{y}{TC} = \frac{y}{TC}\sum_{m=1}^{M}\frac{\partial TC}{\partial y}\frac{\partial y}{\partial y_m} = \frac{y}{TC}\sum_{m=1}^{M}\frac{\partial TC}{\partial y_m} = \frac{y}{TC}\sum_{m=1}^{M} MC_m$$

Ce qui fait que l'élasticité de taille pour ce type de ferme vaut :

$$\varepsilon^*(w_1, \dots, w_I, y_1, \dots, y_M, t) = \frac{TC}{y\sum_{m=1}^{M} MC_m}$$

On retrouve donc que le taux de changement technique est fonction du taux de diminution du coût :

$$RTC = RCD \times \frac{TC}{y\sum_{m=1}^{M} MC_m}$$

Le quatrième indicateur que nous allons utiliser est le taux de changement technique biaisé par un facteur (FBTC pour *factor biased technical change*). Il est défini par l'équation suivante :

$$FBTC = \frac{\partial \ln\left(x_i(w_1, \dots, w_I, y_1, \dots, y_M, t\right)}{\partial t}$$

Avec $x_i(w_1, \dots, w_I, y_1, \dots, y_M, t)$ l'utilisation de l'intrant agrégé x_i. Si la valeur de *FBTC* est négative, alors le changement technique utilise moins l'intrant *i*.

En plus de ces quatre indicateurs, nous allons aussi utiliser trois indicateurs définis par Kumbhakar (1994).

Le premier d'entre eux représente les retours d'échelle (ORTS pour *overall return to scale*) :

$$ORTS = \left\{\sum_{l_y=1}^{L_y}\frac{\partial \ln TC}{\partial \ln y_{l_y}}\right\}^{-1} = \frac{TC}{\sum_{l_y=1}^{L_y} y_{l_y} MC_m}$$

Avec l_y les catégories de produits. Si *ORTS* est égal à l'unité, alors, la taille des fermes est à leur optimum économique. S'il est supérieur à l'unité, les fermes sont trop petites et devraient s'agrandir. S'il est inférieur à l'unité, les fermes sont trop grandes.

Le deuxième indicateur repris de Kumbhakar correspond aux retours d'échelle spécifiques aux produits et qui est calculé pour chaque catégorie de produit l_y :

$$PSRTS_{l_y} = \frac{TC\left(y_1, \dots, y_{l_y-1}, y_{l_y}, y_{l_y+1}, \dots, y_{L_y}\right) - TC\left(y_1, \dots, y_{l_y-1}, 0, y_{l_y+1}, \dots, y_{L_y}\right)}{y_{l_y} MC_{l_y}}$$

Si $PSRTS_{ly}$ est supérieur à 1, les coûts totaux augmenteront moins par rapport à y_{ly}.

Enfin, le troisième indicateur de Kumbhakar, correspond aux économies de gamme (ESCP pour *economies of scope*) que nous définissons comme suit :

$$ESCP = \frac{\sum_{l_y=1}^{L_y} TC(0, \dots, 0, y_{l_y}, 0, \dots, 0)}{TC(y_1, \dots, y_{L_y})}$$

Lorsque la valeur de $ESCP > 1$, cela signifie que pour un mix de produits donnés, une ferme produisant tous les produits aura des coûts inférieurs qu'une ferme ne produisant qu'un seul de ces produits.

3.7. CALCUL DES INDICATEURS ENVIRONNEMENTAUX

Pour rappel, il est important d'augmenter la productivité agricole en vue de nourrir le monde dont la population augmente grandement tout en étant plus respectueux de notre environnement (FAO 2018). Dans ce travail, nous avons décidé d'introduire quelques indicateurs environnementaux afin de les tester contre les indicateurs de productivité et avoir une indication sur le changement technologique et s'il se fait de manière respectueuse ou non de l'environnement. Les effets de ces indicateurs seront discutés dans au point 5.5, ici nous nous attarderons surtout sur la manière de les calculer.

Un premier indicateur que nous voulons tester est celui de l'intensification chimique, il calcule le nombre d'engrais et pesticides appliqués sur les surfaces agricoles de la manière suivante :

$$\frac{x_5 + x_6}{x_{11} + x_{12}}$$

Où x_5 représente la quantité d'engrais utilisée (en euros), x_6 la quantité de produits phytosanitaires utilisée (en euros), x_{11} la surface utilisée par les cultures (en hectares) et x_{12} la surface de prairies (en hectares).

Un autre indicateur que nous allons utiliser est celui de la charge par hectare. Celui-ci est calculé en nombre de têtes de bovins par hectare de surface fourragère :

$$\frac{N_{mlk} + N_{oth}}{F_a}$$

Où N_{mlk} représente le nombre de têtes de bovins laitiers, N_{oth} représente tous les autres bovins et F_a est la surface fourragère.

Enfin, un troisième indicateur environnemental que nous allons tester est celui de l'impact des subsides agro-environnementaux. Ces subsides faisant partie de la Politique Agricole Commune sont versés aux agriculteurs s'ils remplissent, sur base volontaire, une série de mesures permettant une pratique de l'agriculture plus respectueuse de l'environnement mais moins productive. Cette mesure est calculée en euro.

Pour finir, nous avons également essayer d'utiliser le nombre de fermes en agriculture biologique comme indicateur afin de voir si elles étaient plus ou moins productives que les fermes conventionnelles mais leur nombre dans l'échantillon était trop petit que pour être significatif. Cet indicateur n'a donc pas pu être valablement utilisé et a donc été abandonné pour la suite de ce travail.

3.8. LES METHODES ECONOMETRIQUES

3.8.1. La procédure d'estimation

Dans ce travail, le système d'équations des demandes en intrants (voir Chapitre 4) sera estimé par une régression à effet fixe NLSUR (*non-linear seemingly unrelated regression*). Nous utilisons une régression à effet fixe de sorte à ne pas avoir dans notre modèle le problème de biais de la variable omise. Pour plus de détails sur les régressions à effet fixe, nous nous referrons à Greene (2003).

La régression NLSUR est résolue par Stata en utilisant les moindres carrés non-linéaires généralisés possibles FGNLS (*Feasible generalized nonlinear least squares*). La régression NLSUR peut être vue comme une méthode non-linéaire de la régression SUR (*Seemingly unrelated* regression) de Zellner (que l'on peut retrouver en détails dans Zellner 1962, 1963 ; Zellner & Huang 1962).

Le modèle adapté pour la régression NLSUR est :

$$y_{i1} = f_1(x_i, \beta) + u_{i1}$$

$$y_{i2} = f_2(x_i, \beta) + u_{i2}$$

$$\vdots \quad = \quad \vdots$$

$$y_{iM} = f_M(x_i, \beta) + u_{iM}$$

Pour $i = 1, \dots, N$ observations et $m = 1, \dots, M$ équations. Les erreurs de l'observation i, $u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iM}$ peuvent être corrélées, ce qui signifie que joindre les *m* équations peut mener à des estimations plus efficaces. En outre, rejoindre les équations permet d'imposer des restrictions sur les paramètres entre les équations. Tous les éléments du vecteur β et du vecteur de données x_i ne doivent pas apparaître dans toutes les équations, cependant, chaque élément de β dans au moins une équation pour que β soit identifié (StataCorp 2013).

3.8.2. Traitement des valeurs aberrantes

Dans le mémoire de Klaasen (2018), une procédure de suppression des valeurs aberrantes a été introduite afin d'améliorer la méthodologie développée dans des travaux précédents (De Blander *et al.* 2011, Henry de Frahan *et al.* 2015).

Dans De Blander *et al.* (2011), aucune procédure de traitement des valeurs aberrantes n'avait été introduite. Ensuite, dans Henry de Frahan *et al.* (2015), les valeurs aberrantes étaient retirées de manière *ex-post*, après les estimations. Dans ce travail, les auteurs notaient qu'il serait plus sage de les retirer de manière *ex-ante* avant les estimations ou de les retirer de manière *ex-post*, après un premier tour d'estimations mais avant un second tour d'estimations utilisant les mêmes méthodes de calcul.

Dans Klaasen (2018), la procédure d'exclusion des valeurs aberrantes *ex-ante* a été utilisée au moyen du critère de Chauvenet (Taylor 1997). Les observations aberrantes sont identifiées après une première procédure d'estimation et sont retirées ensuite. Une deuxième procédure d'estimation est alors lancée et les coefficients, à nouveau estimés, seront utilisés pour le reste de l'analyse.

La procédure d'identification des valeurs aberrantes se passe de la manière suivante : le résidu standardisé du coût total d'une ferme à une année particulière est comparé à une valeur limite μ. Les résidus du coût total de la ferme sont obtenus par la régression du coût total observé sur le coût total prédit. Ensuite, les résidus sont standardisés en les divisant par leur écart-type : $SD_{res_{TC}}$. De là, les observations avec un résidu standardisé ayant une probabilité d'occurrence qui est inférieure à un sur deux fois la taille de l'échantillon sont éliminés de la méthode de calcul.

La valeur limite est définie comme suit :

$$\mu = \Phi^{-1}(1 - \frac{1}{2N})$$

Où Φ^{-1} est la fonction de distribution normale cumulative inverse et N la taille de l'échantillon. Si la valeur absolue des résidus standardisés est supérieure à la valeur limite μ, l'observation est alors considérée comme aberrante et donc supprimée. De là, une observation est considérée aberrante dans le cas où :

$$\left|res_{TC,f,t}\right| > \Phi^{-1}(1 - \frac{1}{2N}) \times SD_{res_{TCFE}}$$

Avec $res_{TC,f,t}$ étant le résidu du coût total d'une certaine observation de la ferme *f*, au temps *t*. Après cette étape, une nouvelle procédure d'estimation sans les valeurs aberrantes est relancée. Taylor (1997) note que, malgré la probabilité qu'il reste des valeurs aberrantes dans la nouvelle procédure d'estimation, une nouvelle utilisation du critère de Chauvenet afin de les identifier serait inadaptée. En effet, le critère de Chauvenet est discuté dans la communauté scientifique dû au fait que certains membres pensent que les données ne devraient jamais être rejetée sans preuves externes que la mesure est fausse. Le critère de Chauvenet est surtout critiqué pour le coté arbitraire de ses frontières de rejet, surtout si le nombre d'observations dans l'échantillon est faible.

3.8.3. Test de convergence

Afin de tester la convergence des indicateurs de productivité, nous allons utiliser une méthode développée Phillips & Sul (2007).

Une variable peut se décomposer de la manière suivante :

$$X_{it} = \delta_i \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Ce modèle représente l'évolution de la variable X_{it} en relation avec μ_t par les moyens de deux éléments spécifiques : l'élément systématique δ_i et l'erreur ε_{it}. δ_i représente la distance idiosyncratique entre le facteur commun μ_t et la partie systémique X_{it}. μ_t peut représenter le comportement commun agrégé de X_{it} ou alors une variable commune d'influence sur le comportement individuel de X_{it}, comme un taux d'intérêt.

Dans leur article, Phillips & Sul apportent deux contributions à ce modèle : premièrement, ils étendent (1) de manière simple en autorisant δ_i à évoluer dans le temps. Cela permet de prendre en compte le comportement hétérogène des agents et leur évolution dans ce comportement. Ils ajoutent également une composante aléatoire à δ_{it}, ce qui va absorber l'erreur ε_{it} de (1) et permet un comportement de

convergence pour δ_{it} à travers le temps par rapport à μ_t. Le nouveau modèle à la forme suivante :

$$X_{it} = \delta_{it}\mu_t \ (2)$$

Où les deux éléments δ_{it} et μ_t varient dans le temps et un comportement spécifique peut être compris dans l'élément δ_{it} à travers le temps.

L'autre contribution qu'ils apportent, est le développement d'un test économétrique de convergence pour les composants idiosyncratiques variant dans le temps, δ_{it}. Ils développent une régression simple basée sur l'hypothèse H_0 : $\delta_{it} \rightarrow \delta$ pour tout δ quand $t \rightarrow \infty$. Certaines caractéristiques de cette régression la rendent très utile pour le travail appliqué. Premièrement, le test ne repose pas sur une hypothèse de stationnarité ou de non-stationnarité en X_{it} ou μ_t. Ensuite, la forme non-linéaire du modèle permet d'inclure une large étendue de possibilités en termes de plage de temps pour δ_{it}.

On peut souvent décomposer les données de panel de la façon suivante :

$$X_{it} = g_{it}a_{it} \ (3)$$

Avec g_{it} qui prend en compte les composants systémiques et a_{it} les composants transitoires. On peut retrouver dans chacun de ces éléments des composants communs et idiosyncratiques. Pour séparer ces composants, les auteurs transforment (3) pour retrouver (2) :

$$X_{it} = \frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \times \mu_t = \delta_{it}\mu_t \ (4) \text{ pour tout i et t}$$

L'équation (4) est un modèle avec des facteurs variant dans le temps comme (2). Phillips & Sul ont posé que μ_t a des comportements de tendance déterministe ou stochastique qui vont dominer l'élément transitoire a_{it} lorsque $t \rightarrow \infty$.

Dans le cas général (4), le nombre d'observations du panel est plus petit que le nombre d'inconnues du modèle. Il est donc impossible d'estimer les coefficients δ_{it} sans imposer une structure sur δ_{it}. Comme μ_t est le facteur commun dans (5), on peut le retirer afin de former un coefficient de transition :

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}} \ (5)$$

Il mesure le coefficient δ_{it} en rapport avec la moyenne du panel au temps t. Il est supposé que $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}$ soit différent de 0 afin que h_{it} soit bien défini. Comme δ_{it}, h_{it} trace un chemin de transition pour la ferme i mais en rapport avec la moyenne du panel.

h_{it} possède des propriétés qui le rend intéressant pour étudier la convergence. Tout d'abord, sa moyenne en section transversale vaut 1 de par sa définition. Ensuite, si les coefficient δ_{it} convergent vers δ lorsque t→∞, alors h_{it} tend vers 1. Dans ce cas, à long terme, sa variance en coupe transversale tend vers 0 et est égale à :

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(h_{it} - 1)^2 \to 0 \; quand \; t \to \infty$$

L'approche utilisée pour réaliser le test de convergence est une approche semi-paramétrique et le coefficient δ_{it} suit cette forme :

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it}\xi_{it} \; avec \; \sigma_{it} = \sigma_i L(t)^{-1} t^{-\alpha} \; avec \; t \geq 1 \; et \; \sigma_i > 0 \; pour \; tout \; i \; (6)$$

Où δ_i est fixée, ξ_{it} est une variable indépendante et identiquement distribuée entre 0 et 1 et L(t) est une fonction qui varie peu pour laquelle L(t) →∞ quand t → ∞, dans le test de convergence, nous allons utiliser L(t)=log(t). Cette formulation permet de prendre en compte des sous-groupes de convergence. La présence de L(t) dans (6) assure que $\delta_{it} \to \delta_i$ lorsque t → ∞ même lorsque α = 0. Ce qui fait que lorsque $\delta_i \to \delta$ pour tout i, l'hypothèse nulle de convergence est l'inégalité α≥0.

L'hypothèse nulle de la régression pour tester la convergence de Phillips & Sul est donc la suivante :

$$H_0 : \delta_i = \delta \; et \; \alpha \geq 0 \text{ contre } H_1 : \delta_i \neq \delta \text{ pour tout i ou } \alpha < 0$$

Le test se fait en trois étapes : dans la première ils créent le ratio des variances en section transversale H_1/H_t, pour rappel : $H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(h_{it} - 1)^2 \to 0 \; quand \; t \to \infty$ et $h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}}$. Dans l'étape suivante, les auteurs exécutent la régression suivante :

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log(\log(t)) = \hat{a} + \hat{b}\log(t) + \hat{u}_t$$
$$\text{Pour t} = [\text{rT}], [\text{rT}] + 1, \ldots, \text{T avec r} > 0$$

Le paramètre r va servir à écarter une partie de la série temporelle pour que le test se concentre davantage sur ce qu'il se passe lorsque l'échantillon devient plus grand car plus il est petit, plus la puissance du test est élevée. Phillips & Sul ont démontré que la valeur idéale de $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$.

Dans la troisième étape, un test robuste t d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité pour tester $\alpha \geq 0$ en utilisant $\hat{b}$ sera appliqué. Sous l'hypothèse de convergence, h_{it} tend vers 1 et H_t tend vers 0 en t → ∞. Le ratio $\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right)$ va quant à lui diverger vers ∞ soit à

cause de 2log(t) lorsque α=0, soit à cause de 2αlog(t) lorsque $\alpha > 0$. C'est-à-dire que lorsque H_0 s'applique, la variable dépendante diverge toujours si $\alpha = 0$ ou $\alpha > 0$. Ce qui fait que l'hypothèse $\alpha \geq 0$ est suffisante pour tester la convergence et cette inégalité peut être testée par un simple test t.

Il faut noter que le rejet de l'hypothèse nulle de convergence ne signifie pas qu'il n'existe pas de convergence dans le panel, il peut exister différentes possibilités telles que la présence de différents clubs de convergence ou la présence de certaines fermes divergentes par rapport à l'ensemble du panel. Si une telle présence de différents clubs est confirmée, il est intéressant de pouvoir les identifier, de connaître leur nombre et d'essayer de trouver des caractéristiques propres aux fermes des différents clubs. Pour identifier ces clubs, Phillips & Sul (2007) ont développé une méthode basée sur une successions de régressions log t.

La méthode se construit autour de l'hypothèse qu'il existe un club principal, G_K, avec un comportement de convergence et qui est composé de K individus. Ensuite, l'ajout d'un autre individu est considéré, ce qui porte le nombre d'individus à K+1. Pour voir si l'individu appartient à G_K, on fait une régression log t. Si la statistique t est significative, alors il est accepté que les K+1 membres du groupe convergent vers un même niveau de productivité.

Afin de trouver le club principal G_K, Phillips & Sul (2007) recommandent la méthode suivante en quatre étapes.

Dans une première étape, un classement décroissant des individus du panel sera effectué par rapport à leur valeur dans la dernière période de la série temporelle. S'il y a de la volatilité dans les données, le classement peut être calculé sur base de la moyenne de la série temporelle de la dernière fraction de l'échantillon.

Dans la deuxième étape, la création du club principal G_K va être effectuée. Les K premiers individus tels que la statistique de test de la régression log t t_K > −1.65 sont sélectionnés. t_K > −1.65 correspond à un niveau de significativité de 5%, cette condition est essentielle pour soutenir l'hypothèse de convergence pour chaque K. S'il n'existe pas de k>1 satisfaisant la condition t_K > −1.65, on conclut qu'il n'y a pas de clubs de convergence.

La troisième étape consiste à passer au crible chaque individu pour évaluer leur appartenance à un club. Pour ce faire, un groupe complémentaire $G_{K^*}^{c}$ avec tous les individus non-compris dans le groupe principal G_K est créé. Un individu du $G_{K^*}^{c}$ est alors ajouté au groupe principal G_K et une régression log t est calculée pour connaître la statistique t. L'individu est inclus dans le groupe principal si la statistique de test est supérieure à une valeur critique c*. Du (2017) propose une valeur critique de 0 lorsque

le nombre de période T est petit, pour des périodes plus longues, il propose la valeur asymptotique significative à 5% : −1.65.

Enfin, dans une quatrième étape, un autre club est formé avec les individus restants. La convergence est testée par une régression log t si la statistique de test est supérieure à −1.65, alors le sous-groupe forme un nouveau club de convergence, si ce n'est pas cas, les étapes 1 à 3 sont répétées afin d'obtenir de nouveaux clubs de convergence.

Dans ce mémoire, nous utiliserons les commandes Stata créées par Kerry Du (2017) pour calculer la convergence des fermes en productivité, ainsi que l'existence de possible clubs de convergence à travers ces fermes.

3.9. REGIONS ETUDIEES

Dans cette partie, nous allons décrire brièvement les caractéristiques des différentes régions étudiées, la Flandre et la Wallonie.

3.9.1. Comparaison des deux régions

La Flandre est une région belge qui peut être décomposée en cinq sous-régions dans les bases de données du RICA : la province d'Anvers, la province du Limbourg, la province de Flandre Orientale, la province de Flandre Occidentale et la province du Brabant Flamand. La Flandre est une région où l'agriculture intensive est fort représentée avec le secteur porcin, avicole ou les cultures d'arbres fruitiers (Platteau *et al.* 2016). La culture principale dans la province d'Anvers et la Flandre orientale est la culture de maïs. Dans les autres sous-régions, ce sont le blé et l'épeautre qui sont les plantes les plus cultivées (Eurostat 2018).

La Wallonie est une région belge qui peut être décomposée en cinq sous-régions dans les bases de données du RICA : La province du Hainaut, la province du Brabant Wallon, la province de Liège, la province de Namur et la province du Luxembourg. Comparée à la Flandre, l'agriculture en Wallonie est plus extensive, l'élevage bovin représentant une des activités économiques agricoles principales de la région. Dans toutes les sous-régions, le blé et l'épeautre sont les cultures les plus fréquentes (Eurostat 2018, SPW Agriculture 2019).

Au vu de la masse de résultats obtenus, ce point mériterait d'importants approfondissements qu'il ne nous a pas été possible de mener à bien dans le temps restant à la rédaction de ce travail.

Dans le tableau suivant, utilisant les données d'Eurostat, nous comparons certains indicateurs économiques pour chaque sous-région.

Tableau 1 : Indicateurs économiques liés à l'agriculture par sous régions pour l'année 2013

Sous-régions	Nombre de fermes	Taille économique moyenne des exploitations (en milliers d'euros)	Production de céréales récoltée (en million de tonnes)	Elevage principal de la région	Nombre moyen de têtes de l'élevage le plus commun par exploitation	Production de lait de vache (en milliers de litres)
Anvers	3 720	311.1	<0.1	Porcin	943.5	663.4
Limbourg	2 980	250.5	0.1	Porcin	387.6	304.1
Flandre Orientale	6 550	183.3	0.2	Porcin	979.6	611.4
Brabant Flamand	2 950	158.2	0.3	Bovin	105.1	119.5
Flandre Occidentale	8 680	318.1	0.4	Porcin	3 330.9	737
Brabant Wallon	1 030	171.2	0.2	Bovin	50.1	53.4
Hainaut	3 970	165.6	0.5	Bovin	301.3	401.3
Liège	3 160	158.8	0.2	Bovin	259.7	609.2
Luxembourg	2 350	143.3	0.1	Bovin	330.2	189.8
Namur	2 320	169.4	0.3	Bovin	232.7	205.5

Source des données : Eurostat (2018)

4. CARACTERISTIQUES DE LA FONCTION DE COUT SGM

Dans ce mémoire, nous utilisons une fonction de coût multi-intrants, multi-produits utilisant la forme fonctionnelle SGM (*Symmetric Generalized McFadden*). C'est une approximation de Taylor de second ordre à la fonction de coût total variable, cela la rend flexible en tous ses arguments. La fonction est exprimée en termes de prix d'intrants variables, en quantités de produits et en quantités d'intrant quasi-fixes. Parmi l'ensemble des fonctions de coût flexibles, la fonction multi-intrants, multi-produits SGM est une fonction pour laquelle les propriétés de courbure d'une fonction de coût classique peuvent être imposées sans détruire sa flexibilité de second ordre. De plus, la spécification SGM est invariable à la normalisation et il est facile d'imposer une concavité globale par rapport prix des intrants sans imposer de restrictions irréalistes sur les élasticités de demande en intrants. La spécification SGM a l'avantage d'être symétrique dans son traitement des intrants mais a le désavantage que sa propriété de flexibilité est restreinte aux prix actuels des intrants pour lesquels les restrictions de symétrie additionnelle sont imposées (Diewert & Wales 1987).

Dans cette partie, nous allons développer les propriétés de la fonction multi-intrants, multi-produits SGM et expliquer sa mise en œuvre. Notons que cette forme fonctionnelle a déjà été utilisée dans différents travaux auparavant, entre autres Wieck & Heckelei (2007), Henry de Frahan *et al.* (2011), De Blander *et al.* (2011) et Klaasen R. (2018), et que cette partie s'inspire de ces travaux précédents.

4.1. MISE EN ŒUVRE DE LA FORME FONCTIONNELLE SGM

La fonction de coût total à spécification SGM multi-intrants multi-produits pour produire L_y biens, utilisant L_x intrants variables et L_z intrants quasi-fixes est représentée de la manière suivante :

$$\begin{aligned} TC = {} & (\theta' W) a_1' Y + (\theta' W) a_2' Y t + (\phi' Y) b_1' W + (\phi' Y) b_2' W t + Y' C W + Z' D W (\phi' Y) \\ & + {}^{1}/_{2} (\theta' W)^{-1} W' E W (\phi' Y) \\ & + (\theta' W) \left\{ Z' F Z (\phi' Y) + Y' G Y + Z' H Y + \sum_{l_y}^{L_y} \boldsymbol{y}_{l_y} (\boldsymbol{Y}' \boldsymbol{Q}_{l_y} \boldsymbol{Y}) \right\} \end{aligned} \tag{1}$$

Avec $Y = (y_1, \dots, y_{l_y}, \dots, y_{L_y})$, le vecteur des quantités de produits ; $W = (w_1, \dots, w_{l_x}, \dots, w_{L_x})$, le vecteur des prix des intrants et $Z = (z_1, \dots, z_{l_z}, \dots, z_{L_z})$, le vecteur des intrants quasi-fixes. Les indices de temps $t = 1, \dots, T$ et les indices des fermes $f = 1, \dots, F$ sont supprimés pour des raisons de lisibilité.

Le produit $(\theta' W)$ peut être considéré comme l'indice des prix des intrants à poids fixe avec :

$$\theta_{l_x} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \frac{\sum_{f=1}^{F} x_{l_x;ft}}{\sum_{i=i}^{L_x} \sum_{f=1}^{F} x_{i;ft}},$$

Où $X = \left(x_1, \ldots, x_{l_x}, \ldots, x_{L_x}\right)$ représente le vecteur des quantités d'intrants. L'indice de prix des intrants y est inséré pour assurer l'homogénéité de premier ordre dans les prix des intrants (propriété C.4 des fonctions de coût).

De manière similaire, le produit $(\theta' Y)$ peut être interprété comme l'indice de quantité des produits à poids fixe avec :

$$\phi_{l_y} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \frac{\sum_{f=1}^{F} p_{l_y;ft}}{\sum_{i=i}^{L_y} \sum_{f=1}^{F} p_{i;ft}},$$

Où le vecteur $P = (p_1, \ldots, p_{l_y}, \ldots, P_{L_y})$ représente le prix des produits. L'indice de quantité des produits y est inséré afin de respecter la propriété des fonctions de coûts C.6 (ne pas produire ne coûte rien).

Ensuite, en appliquant le lemme de Shephard, on peut construire l'ensemble des équations de demande en intrants qui vont être estimées :

$$x_{l_x} = \frac{\partial TC}{\partial w_{l_x}}$$

$$\begin{aligned} x_{l_x} = {} & \theta_{l_x} a_1' Y + \theta_{l_x} a_2' Y t + (\phi' Y) b_{1,l_x} + (\phi' Y) b_{2,l_x} t + Y' C_{l_x} + Z' D_{l_x} (\phi' Y) \\ & + (\theta' W)^{-1} \{ W' E_{l_x} - {}^{1}/_{2}\, \theta_{l_x} (\theta' W)^{-1} W' E W \} (\phi' Y) \\ & + \theta_{l_x} \left\{ Y' G Y + (\phi' Y) Z' F Z + Z' H Y + \sum_{\boldsymbol{l_y}}^{\boldsymbol{L_y}} \boldsymbol{y_{l_y}} (\boldsymbol{Y' Q_{l_y} Y}) \right\}, \end{aligned}$$

Où les quantités de produits observées x_i sont égalisées avec les quantités de produits optimales qui minimisent les coûts $\frac{\partial TC}{\partial w_{l_x}}$.

Dans ce travail, nous utiliserons une fonction de coût SGM quadratique pour les estimations concernant les fermes de grandes cultures et bovines. Nous utiliserons aussi une fonction de coût SGM augmentée (cubique) pour les estimations concernant les fermes laitières où nous ajoutons des termes de troisième ordre pour les produits de la fonction de coût. Cela permet d'estimer les fonctions de coûts pour lesquelles les coûts marginaux de certaines observations se situent sur la pente descendante. Cette situation est probable sous le système des quotas laitiers et a déjà été observée (Henry de Frahan *et al.* 2011). Le terme cubique est mis en évidence en gras et ne se retrouve

pas dans la spécification standard. De manière générale, dans les prochaines parties de ce chapitre, ce qui ne s'applique qu'à la spécification SGM augmentée et non à la spécification SGM standard, sera mis en gras. La spécification standard SGM est obtenue en posant que le terme $Q_{l_y} \equiv 0$ pour tout $l_y = 1, \dots, L_y$. Cette simplification va avoir des répercussions sur les restrictions à imposer à la matrice G dans la spécification standard. Celle-ci devra être semi-définie positive.

4.2. PROPRIETES DES FONCTIONS DE COUTS ET CONDITIONS IMPOSEES

4.2.1. Flexibilité

Les études précédentes ayant utilisé cette fonction de coût utilisaient des spécifications qui ne rendaient pas la fonction flexible dans tous ses arguments (De Blander *et al* 2011, Henry de Frahan *et al*. 2011 et 2015). Dans son mémoire de 2018, Klaasen R. a ajouté différents termes à la fonction de coût de base afin de la rendre flexible dans tous ses arguments. Ces modifications étaient limitées à la fonction SGM standard.

Dans ce travail, nous avons utilisés les termes développés par Klaasen et les avons adaptés afin de rendre la spécification augmentée utilisée dans De Blander *et al.* (2011) et Henry de Frahan *et al.* (2011), flexible dans tous ses arguments. L'équation suivante est la même que l'équation (1) mais nous avons rajouté les termes en rouge la rendant flexible en tous ses arguments.

$$
\begin{aligned}
TC = {} & (\theta'W)a_1'Y + (\theta'W)a_2'Yt + (\phi'Y)b_1'W + (\phi'Y)b_2'Wt + Y'CW + Z'DW(\phi'Y) \\
& + {}^1\!/_2\,(\theta'W)^{-1}W'EW(\phi'Y) \\
& + (\theta'W)\left\{Z'FZ(\phi'Y) + Y'GY + Z'HY + \sum_{l_y}^{\boldsymbol{L_y}} \boldsymbol{y_{l_y}}(\boldsymbol{Y'Q_{l_y}Y})\right\} \\
& + (\theta'W)s'Z(\phi'Y) + (\theta'W)v_1'Zt(\phi'Y) + (\theta'W)(\phi'Y)r't \\
& + (\theta'W)v_2'tt(\phi'Y)
\end{aligned}
$$

De cette manière,

- Les variations dans le temps des intrants quasi-fixes sont prix en compte en ajoutant une tendance de temps aux intrants quasi fixes *Z* ; de là, on remplit la flexibilité de second ordre pour les intrants quasi-fixes,
- Les variables correctes indépendantes du temps sont ajoutées,
- La flexibilité de second ordre du temps est également complétée dans le temps en ajoutant un coefficient de temps au carré.

La fonction est dite flexible en tous ses arguments.

4.2.2. Séparabilité

Dans ce travail, nous supposons la séparabilité fonctionnelle des catégories d'intrants et de produits. Nous utilisons une règle proposée par Sato (1967) pour agréger les intrants et produits. Ainsi, l'hypothèse de séparabilité est acceptable si les produits partageant une technologie sous-jacente similaire sont groupés dans une même catégorie de produits, de sorte que la technologie de production d'une catégorie de produit particulière, soit séparée de la technologie de production d'une autre catégorie de produits. Cela implique que produire une unité d'une catégorie de produit ne peut influencer directement la production d'une autre unité d'une autre catégorie de produit mais peut l'affecter indirectement. Par exemple, le blé et les grains de maïs appartiennent à la catégorie de produits appelée « céréales » et partagent la même technologie, tandis que la production de légumineuses et d'oléagineuses appartiennent à la catégorie de produits appelées « légumineuses et oléagineuses » et partagent une autre technologie. Produire du blé n'affectera pas directement la production de légumineuse, mais pourrait l'influencer indirectement si produire plus de blé mène à une production en céréales plus grande et qu'à travers des effets de transformation, cette hausse entraine une baisse dans la production de légumineuses et oléagineuses, qui mène à une baisse dans la production de légumineuses. Si le taux marginal de transformation entre deux produits d'une catégorie est indépendant de tout autre produit d'une autre catégorie, alors la fonction de production est dite de séparabilité faible dans sa partition (Berndt & Christensen 1973).

On utilise un raisonnement similaire pour l'agrégation des intrants en catégories. Ainsi, les intrants ayant des caractéristiques technico-économiques similaires et une forte substitution entre eux se retrouvent dans une même catégorie d'intrants (Sato, 1967). Cela implique que l'utilisation d'un intrant d'une catégorie ne peut influencer directement l'utilisation d'un intrant d'une autre catégorie. Par exemple, les salaires et les contrats de travail se retrouvent dans une même catégorie d'intrants « services » qui possède des caractéristiques technico-économiques différentes de la catégorie « autres intrants intermédiaires ». Utiliser des contrats de travail ne peut pas influencer directement les intrants de la catégorie « autres intrants intermédiaires » mais peut l'influencer indirectement si plus de contrats de travail signifie plus de service et que, par effet de substitution, les autres intrants intermédiaires diminuent, entrainant une diminution des intrants de cette catégorie. Si le taux marginal de substitution entre deux intrants d'une même catégorie est indépendant de tout intrant dans tout autre catégorie d'intrants, alors la fonction de production est dite de séparabilité faible dans sa partition (Berndt & Christensen 1973).

4.2.3. Restrictions de symétrie et d'additivité

Nous appliquons des restrictions de symétrie sur les matrices **Q**, E, F et G, c'est-à-dire que les coefficients avec des indices permutés sont identiques :

$$\boldsymbol{q_{mno} \equiv q_{mon} \equiv q_{nom} \equiv q_{nmo} \equiv q_{omn} \equiv q_{onm}} \qquad \boldsymbol{m, n, o = 1, \dots, L_y}$$

$$e_{ij} \equiv e_{ji}, \qquad i, j = 1, \dots, L_x$$

$$f_{kl} \equiv f_{lk}, \qquad l, k = 1, \dots, L_z$$

$$g_{mn} \equiv g_{nm}, \quad m, n = 1, \dots, L_y.$$

La contrainte d'additivité est définie par :

$$\sum_{j=1}^{L_x} e_{ij}\,, \qquad i = 1, \dots, L_x.$$

4.3. CONDITIONS DE MONOTONICITE

Comme mentionné dans la partie 3.3. de ce travail, une fonction de coût doit être non décroissante par rapport à la quantité de produits, non décroissante par rapport au prix des intrants et non croissante par rapport aux intrants fixes. Il est possible d'imposer toutes les conditions de monotonicité, cependant il n'est pas recommandé d'imposer et la monotonicité et la courbure des intrants fixes. Comme la spécification SGM est une série de Taylor tronquée en *w* et *z*, il est impossible d'imposer que la fonction de coût soit globalement non décroissante par rapport au prix des intrants tout en étant concave par rapport au prix des intrants au même moment (De Blander *et al.* 2011, Wolf *et al.* 2004).

4.3.1. Non-négativité des coûts marginaux pour la spécification SGM augmentée

La fonction de coût doit être non-décroissante dans les quantités de produit, cela revient à imposer la condition que les coûts marginaux de chaque produit MC_{l_y} doivent être positifs. Le coût marginal du produit l_y est décrit par l'équation suivante :

$$\begin{aligned} MC_{l_y} = {} & (\theta' W) a_{1,l_y} + (\theta' W) a_{2,l_y} t + b_1' W \phi_{l_y} + b_2' W t \phi_{l_y} + C_{l_y}' W + Z' D W \phi_{l_y} \\ & + {}^1\!/_2\, (\theta' W)^{-1} W' E W \phi_{l_y} + (\theta' W) \left\{ Z' F Z \phi_{l_y} + 2 Y' G_{l_y} + Z' H_{l_y} + \boldsymbol{3 Y' Q_{l_y} Y} \right\} \\ & + (\theta' W) s' Z \phi_{l_y} + (\theta' W) v_1' Z t \phi_{l_y} + (\theta' W) r' t \phi_{l_y} + (\theta' W) v_2' t t \phi_{l_y} \end{aligned}$$

Avec

$$\boldsymbol{Q_{l_y}} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{q_{l_y11}} & \boldsymbol{q_{l_y12}} & \boldsymbol{q_{l_y13}} & \cdots & \boldsymbol{q_{l_y1L_y}} \\ \boldsymbol{q_{l_y21}} & \boldsymbol{q_{l_y22}} & \boldsymbol{q_{l_y23}} & \cdots & \boldsymbol{q_{l_y2L_y}} \\ \boldsymbol{q_{l_y31}} & \boldsymbol{q_{l_y32}} & \boldsymbol{q_{l_y33}} & \cdots & \boldsymbol{q_{l_y3L_y}} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{q_{l_yL_y1}} & \boldsymbol{q_{l_yL_y2}} & \boldsymbol{q_{l_yL_y3}} & \cdots & \boldsymbol{q_{l_yL_yL_y}} \end{pmatrix}$$

Et où $C_{l_y} = (c_{l_y1}, c_{l_y2}, \dots, c_{l_yL_x})$, $G_{l_y} = (g_{l_y1}, g_{l_y2}, \dots, g_{l_yL_x})$ et $H_{l_y} = (h_{l_y1}, h_{l_y2}, \dots, h_{l_yL_x})$.

La pente de la fonction de coût marginale par rapport à $\boldsymbol{y_{l_y}}$ est donnée par l'équation :

$$\frac{\boldsymbol{\partial^2 TC}}{\left(\boldsymbol{\partial y_{l_y}}\right)^2} = \frac{\boldsymbol{\partial MC_{l_y}}}{\boldsymbol{\partial y_{l_y}}} = (\boldsymbol{\theta' W})\left\{\boldsymbol{6\sum_{n=1}^{L_y} q_{l_yl_y} ny_n + 2g_{l_yl_y}}\right\}.$$

Par rapport aux autres quantités d'intrant, elle est donnée par :

$$\frac{\boldsymbol{\partial MC_{l_y}}}{\boldsymbol{\partial y_n}} = (\boldsymbol{\theta' W})\left\{\boldsymbol{6\sum_{o=1}^{M} q_{l_yl_y} oy_o + 2g_{l_yl_y}}\right\}.$$

Pour la fonction SGM augmentée, afin d'avoir une augmentation monotone en *Y*, il faut les conditions suivantes (Chiang, 1984) :

1. **Convexité de tout $\boldsymbol{MC_{l_y}}$ par rapport à toutes les quantités de produit *Y*,**
2. **Non négativité de tous les $\boldsymbol{MC_{l_y}}$,**

Pour tous les vecteurs possibles $\left(\boldsymbol{y_1, \dots, y_{L_y}}\right) \boldsymbol{\epsilon}\ [\boldsymbol{0}, \infty)^{\boldsymbol{P}}$ et $\left(\boldsymbol{w, \dots, w_{L_x}}\right) \boldsymbol{\epsilon}\ [\boldsymbol{0}, \infty)^{\boldsymbol{I}}$.

La condition de non-négativité de tous les coûts marginaux pour la spécification SGM peut être interprétée des deux manières suivantes :

1. **Le coût marginal estimé ne peut être négatif dans aucune des fermes observées,**
2. **Le minimum de la courbe de coût marginal sur $[\boldsymbol{0}, \infty)^{\boldsymbol{P}}$ doit être positif.**

Les l_y restrictions

$$\begin{aligned}(\theta' W)a_{1,l_y} + (\theta' W)a_{2,l_y}t + b_1' W\phi_{l_y} + b_2' Wt\phi_{l_y} + C_{l_y}' W + Z' DW\phi_{l_y} \\ + {}^1/_2\,(\theta' W)^{-1} W' EW\phi_{l_y} + (\theta' W)\left\{Z' FZ\phi_{l_y} + 2Y' G_{l_y} + Z' H_{l_y} + \boldsymbol{3Y' Q_{l_y} Y}\right\} \\ + (\theta' W)s' Z\phi_{l_y} + (\theta' W)v_1' Zt\phi_{l_y} + (\theta' W)r' t\phi_{l_y} + (\theta' W)v_2' tt\phi_{l_y} \geq 0\end{aligned}$$

Sont équivalentes à :

$$c_{l_y} \geq -\min_{obs}\left[\frac{(\theta'W)a_{1,l_y} + (\theta'W)a_{2,l_y}t + b_1'W\phi_{l_y} + b_2'Wt\phi_{l_y} + C'_{l_y(-1)}W_{(-1)}}{w_1}\right.$$
$$+\frac{Z'DW\phi_{l_y} + {}^1\!/_2\,(\theta'W)^{-1}W'EW\phi_{l_y} + (\theta'W)\left\{Z'FZ\phi_{l_y} + 2Y'G_{l_y} + Z'H_{l_y} + \mathbf{3Y'Q_{l_y}Y}\right\}}{w_1}$$
$$\left.+\frac{(\theta'W)s'Z\phi_{l_y} + (\theta'W)v_1'Zt\phi_{l_y} + (\theta'W)r't\phi_{l_y} + (\theta'W)v_2'tt\phi_{l_y}}{w_1}\right],$$

Où $W_{(-1)}$ est la matrice W avec la première rangée retirée.

En général, une limite $c_{l_y1} \geq 0$ en définissant un nouveau paramètre $\tilde{c}_{l_y1}$ qui va remplacer c_{l_y1} tel que :

$$c_{l_y1} = \tilde{c}_{l_y1}^2.$$

Ensuite, pour tout $\tilde{c}_{l_y1} \in (-\infty, \infty)$, on a $c_{l_y1} \geq 0$.

Pour les contraintes strictes $c_{l_y1} > 0$, il est possible d'utiliser la forme exponentielle $c_{l_y1} = \exp(\tilde{c}_{l_y1})$. Grace à ces transformations, la portée des problèmes est étendue, permettant ainsi de les régler par une routine de minimisation sans contraintes (Fletcher 1993). Quand la limite prend la forme $c_{l_y1} \geq \kappa$, avec la constante $\kappa \in (-\infty, \infty)$, Elle peut être supprimée en ajoutant un nouveau paramètre $\tilde{c}_{l_y1}$ qui va remplacer c_{l_y1}, tel que :

$$c_{l_y1} = \tilde{c}_{l_y1}^2 + \kappa.$$

Alors, l'inégalité $c_{l_y1} \geq \kappa$ est toujours vraie peu importe la valeur de $\tilde{c}_{l_y1}$. On optimise alors la fonction objective sur $\tilde{c}_{l_y1}$, ce qui va nous donner l'estimateur par rapport au nouveau paramètre $\tilde{c}_{l_y1}$. L'ancien paramètre c_{l_y1} peut alors être retrouvé par :

$$c_{l_y1} = \tilde{c}_{l_y1}^2 - \min_{obs}\left[\frac{(\theta'W)a_{1,l_y} + (\theta'W)a_{2,l_y}t + b_1'W\phi_{l_y} + b_2'Wt\phi_{l_y} + C'_{l_y(-1)}W_{(-1)}}{w_1}\right.$$
$$+\frac{Z'DW\phi_{l_y} + {}^1\!/_2\,(\theta'W)^{-1}W'EW\phi_{l_y} + (\theta'W)\left\{Z'FZ\phi_{l_y} + 2Y'G_{l_y} + Z'H_{l_y} + 3Y'Q_{l_y}Y\right\}}{w_1}$$
$$\left.+\frac{(\theta'W)s'Z\phi_{l_y} + (\theta'W)v_1'Zt\phi_{l_y} + (\theta'W)r't\phi_{l_y} + (\theta'W)v_2'tt\phi_{l_y}}{w_1}\right]$$

Et il est donc garanti qu'une valeur de coût marginal positive $MC_{l_y} \geq 0$ sera observée en tout point.

4.3.2. Non-négativité des demandes en intrants x_{l_x}

La fonction de coût doit être non-décroissante dans les prix des intrants, cela signifie que la demande pour chaque intrant l_x ne peut pas être négative. En utilisant le même raisonnement que dans le point précédent, imposer des demandes positives peut se faire par la re-paramétrisation :

$$c_{1l_x} = \tilde{c}^2_{1l_x} - \min_{obs}\left[\frac{\theta_{l_x}a_1'Y + \theta_{l_x}a_2'Yt + (\phi'Y)b_{1,l_x} + (\phi'Y)b_{2,l_x}t + \sum_{l_y=2}^{L_y} y_{l_y}c_{l_yl_x}}{y_1}\right.$$
$$+ \frac{Z'D_{l_x}(\phi'Y) + (\theta'W)^{-1}\{W'E_{l_x} - {}^1\!/_2\,\theta_{l_x}(\theta'W)^{-1}W'EW\}(\phi'Y)}{y_1}$$
$$+ \frac{\theta_{l_x}\{Y'GY + Z'F(\phi'Y)Z + Z'HY\} + \theta_{l_x}s'Z(\phi'Y)}{y_1}$$
$$\left. + \frac{\theta_{l_x}v_1'Zt(\phi'Y) + \theta_{l_x}(\phi'Y)rt + \theta_{l_x}v_2'tt(\phi'Y)}{y_1}\right].$$

4.3.3. Non-croissance des coûts totaux des intrants quasi-fixes

La fonction de coût ne doit pas être croissante dans les intrants quasi-fixes, il faut donc que la dérivée de la fonction de coût par rapport à l'intrant quasi-fixe l_y soit négative. La dérivée est donnée par :

$$\frac{\partial TC}{\partial z_{l_z}} = D_{l_z}W(\phi'Y) + 2(\theta'W)F_{l_z}Z(\phi'Y) + (\theta'W)H_{l_z}Y + (\theta'W)s_{l_z}(\phi'Y)$$
$$+ (\theta'W)v_{1,l_z}t(\phi'Y).$$

On peut de nouveau imposer la restriction qu'elle doit être négative par la re-paramétrisation :

$$d_{l_z1} = -\tilde{d}^2_{l_z1} - \max_{obs}\left[\frac{D'_{l_z(-1)}W_{(-1)}(\phi'Y) + 2(\theta'W)F_{l_z}Z(\phi'Y) + (\theta'W)H_{l_z}Y}{w_1(\phi'Y)}\right.$$
$$\left. + \frac{(\theta'W)s_{l_z}(\phi'Y) + (\theta'W)v_{1,l_z}t(\phi'Y)}{w_1(\phi'Y)}\right].$$

4.4. CONDITIONS DE COURBURE

Une fonction de coût qui se comporte bien doit satisfaire ces différentes conditions de courbure : La concavité de la fonction de coût par rapport au prix des intrants, la convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants quasi fixes et la convexité de la fonction de coût par rapport aux quantités de produits (Chambers 1988).

4.4.1. Concavité de la fonction de coût par rapport aux prix des intrants

La concavité de la fonction de coût par rapport aux prix des intrants nécessite que la matrice Hessienne $\frac{\partial^2 TC}{\partial w \partial w'}$ soit semi-définie négative. Dans le contexte de notre travail, cela se traduit par la matrice E qui doit être semi-définie négative. Cette restriction doit être combinée avec la contrainte d'addition. Par exemple, pour une matrice 4 x 4 E semi-définie négative qui est le produit de ses facteurs de Cholesky Γ_E et Γ_E',

$$E = -\Gamma_E . \Gamma_E'$$

$$= \begin{pmatrix} l_{11}^2 & l_{11}l_{21} & l_{11}l_{31} & l_{11}l_{41} \\ l_{11}l_{21} & l_{21}^2 + l_{22}^2 & l_{21}l_{31} + l_{22}l_{32} & l_{21}l_{41} + l_{22}l_{42} \\ l_{11}l_{31} & l_{21}l_{31} + l_{22}l_{32} & l_{31}^2 + l_{32}^2 + l_{33}^2 & l_{31}l_{41} + l_{32}l_{42} + l_{33}l_{43} \\ l_{11}l_{41} & l_{21}l_{41} + l_{22}l_{42} & l_{31}l_{41} + l_{33}l_{42} + l_{33}l_{43} & l_{41}^2 + l_{42}^2 + l_{43}^2 + l_{44}^2 \end{pmatrix}$$

Les contraintes d'additivité se marquent en donnant les restrictions suivantes aux facteurs de Cholesky :

$$l_{41} = -(l_{11} + l_{21} + l_{31})$$

$$l_{42} = -(l_{22} + l_{32})$$

$$l_{43} = -l_{33}$$

$$l_{44} = 0.$$

Cela signifie que la somme vaut 0, de manière générale, $\sum_{i=1}^{I} l_{ij} = 0$.

4.4.2. Convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants quasi-fixes

La convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants quasi-fixes nécessite que la matrice Hessienne $\frac{\partial^2 TC}{\partial z \partial z'}$ soit semi-définie positive. De la même manière que précédemment, la matrice F doit être semi-définie positive. Cette condition est assurée par le produit de ses facteurs de Cholesky :

$$F = \Gamma_F . \Gamma_F'.$$

4.4.3. Convexité de la fonction de coût par rapport aux quantités de produits pour la spécification SGM standard

La convexité de la fonction de coût par rapport aux quantités de produits pour la spécification standard SGM nécessite que la matrice Hessienne $\frac{\partial^2 TC}{\partial y \partial y'}$ soit semi-définie positive. Cette condition tient lorsque la matrice G est semi-définie positive. Cette condition est assurée par le produit de ses facteurs de Cholesky :

$$G = \Gamma_G \,.\, \Gamma_G'.$$

4.4.4. Convexité de tous les coûts marginaux par rapport aux quantités de produits pour la spécification SGM augmentée

Il faut imposer la convexité à :

$$\begin{aligned} MC_{l_y} = {} & (\theta' W) a_{1,l_y} + (\theta' W) a_{2,l_y} t + b_1' W \phi_{l_y} + b_2' W t \phi_{l_y} + C_{l_y}' W + Z' D W \phi_{l_y} \\ & + {}^1\!/_2 \, (\theta' W)^{-1} W' E W \phi_{l_y} + (\theta' W) \left\{ Z' F Z \phi_{l_y} + 2 Y' G_{l_y} + Z' H_{l_y} + 3 Y' Q_{l_y} Y \right\} \\ & + (\theta' W) s' Z \phi_{l_y} + (\theta' W) v_1' Z t \phi_{l_y} + (\theta' W) r' t \phi_{l_y} + (\theta' W) v_2' t t \phi_{l_y} \end{aligned}$$

Cela nécessite l'imposition que chaque Q_{l_y} doit être défini et positif. Cela peut être vérifié par le critère de Sylvester qui dit que tous les mineurs positifs principaux doivent être positifs. On peut aussi l'imposée explicitement en écrivant :

$$Q_{l_y} = A_{l_y} A_{l_y}'$$

$$A_{l_y} = \begin{pmatrix} a_{l_y 11} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{l_y 21} & a_{l_y 22} & 0 & \cdots & 0 \\ a_{l_y 31} & a_{l_y 32} & a_{l_y 33} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{l_y L_y 1} & a_{l_y L_y 2} & a_{l_y L_y 3} & \cdots & a_{l_y L_y L_y} \end{pmatrix}$$

$$a_{l_y nn} \geq 0,$$

Cette dernière inégalité assure l'unicité de la matrice A_{l_y} (Seber 2008). Comme expliqué dans le point 4.3.1., la restriction $a_{l_y nn} \geq 0$ peut être supprimée en ajoutant un nouveau paramètre $\tilde{a}_{l_y nn}$ qui remplace $a_{l_y nn}$ tel que :

$$a_{l_y \mathrm{nn}} = \tilde{a}_{l_y \mathrm{nn}}^2.$$

En note finale, cette fonction de coût sera appliquée avec le programme Stata et il est possible d'imposer toutes ces conditions de monotonicité et courbure, cependant cela n'est pas conseillé dû aux raisons mentionnées dans le point 4.3.

5. ANALYSE DES RESULTATS

5.1. RESTRICTIONS THEORIQUES

Dans cette partie, nous allons discuter des différentes restrictions que nous allons imposer à notre fonction de coûts. Ces restrictions ont été discutées dans la partie 4 de ce mémoire.

Premièrement, les restrictions de symétrie et d'additivité seront toujours imposées. Ensuite, nous allons distinguer les conditions que nous imposons pour la spécification standard et la spécification augmentée.

Pour la spécification standard, toutes les conditions de courbure sont imposées. Cela inclut la concavité de la fonction de coût par rapport au prix des intrants qui est assurée par la matrice E semi-définie négative ; la convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants quasi-fixes qui est assurée par la matrice F semi-définie positive ; et la convexité de la fonction de coût par rapport aux quantités de produits qui est assurée par la matrice G semi-définie positive. Dû aux remarques faites précédemment concernant l'imposition de toutes les restrictions, nous n'imposons pas de conditions de monotonicité pour les prix des intrants (pas de non-négativité des demandes en intrants) ni les conditions de monotonicité pour les intrants quasi-fixes (pas de fonction de coût monotone décroissante par rapport aux intrants quasi fixes) mais nous vérifierons si elles sont respectées *ex-post*. Nous imposons par contre la non-décroissance de la fonction de coût dans les quantités d'intrants, cela se traduit par des coûts marginaux non-négatifs.

Pour la spécification augmentée, toutes les conditions de courbure sont imposées. Cela inclut la concavité de la fonction de coût par rapport au prix des intrants, la convexité de la fonction de coût par rapport aux intrants fixes et la convexité de tous les coûts marginaux par rapport aux quantités de produits. Nous imposons également la condition de monotonicité de décroissance de la fonction de coût par rapport aux quantités d'intrants. Les autres conditions de monotonicité seront vérifiées *ex-post*.

5.2. SIGNIFICATIVITE ET QUALITE DE L'AJUSTEMENT DES ESTIMATIONS

Dans cette partie, nous allons nous attarder sur les conditions de courbure, les conditions de monotonicité et sur le nombre de paramètres significatifs de chacune des estimations.

5.2.1. Fermes de grandes cultures

Dans un premier temps, nous allons traiter des fermes de grandes cultures pour la Belgique, la Flandre et la Wallonie.

Nous retrouvons dans le tableau ci-dessous le nombre de paramètres significatifs, le nombre de valeurs aberrantes ainsi que leur part dans le nombre total de paramètres ou d'observations. En se basant sur ce tableau, nous pouvons conclure que le nombre de paramètres significatifs est acceptable pour chaque région, avec jusqu'à 78.1% de paramètres significatifs pour la Flandre. Au niveau des valeurs aberrantes retirées, nous constatons que leur nombre est également acceptable en étant relativement faible par rapport à l'ensemble des observations (entre 0.7% et 1.7%).

Tableau 2 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes de grandes cultures

	Belgique	**Flandre**	**Wallonie**
Nombre de paramètres significatifs (sur 73)	51 *(69.9%)*	57 *(78.1%)*	53 *(72.6%)*
Nombres de valeurs aberrantes retirées	24 *(1%)*	22 *(1.7%)*	8 *(0.7%)*

Afin de valider notre modèle, il est important de vérifier les conditions de monotonicité et de courbure (voir partie 4.3 et 4.4). Tout d'abord, regardons les conditions de courbure qui sont imposées *ex-ante* et faciles à déterminer grâce aux valeurs propres des matrices E, F et G. Si la valeur propre de la matrice est positive ou négative, alors celle-ci sera semi-définie positive ou négative. Les valeurs propres sont rapportées dans l'annexe 1 et confirment que ces conditions sont valables pour les trois régions. Ensuite, nous vérifions la seule condition de monotonicité que nous pouvons imposer de manière *ex-ante*, la non-négativité des coûts marginaux par rapport aux quantités de produits. Dans ce cas-ci, nous constatons que tous les coûts marginaux sont positifs. Les coûts marginaux par rapport aux quantités de produits sont rapportés dans l'annexe 2.

Pour la validation du modèle, il est important de vérifier si les conditions de monotonicité que nous n'avons pas pu imposer de manière *ex-ante,* soient remplies. Nous vérifions donc cela de manière *ex-post*. La première condition de monotonicité à vérifier, est que les demandes en intrants doivent être positives, cela implique que la fonction de coût soit non-décroissante dans les prix des intrants. Pour se faire, nous générons les tableaux résumant les demandes en intrants et observons le nombre d'observations négatives. Il faut un minimum d'observations négatives pour que la fonction de coût se comporte bien. Les tableaux sont disponibles à l'annexe 3. Cette condition est dans l'ensemble bien respectée, avec peu de valeurs négatives. Pour les intrants liés aux cultures, elle est d'ailleurs parfaitement respectée et ce sont ces demandes qui sont les plus importantes lorsque l'on traite des fermes de grandes cultures. On note cependant qu'en Flandre, en ce qui concerne les intrants liés à l'élevage, cette condition est violée avec 31% d'observations négatives.

La seconde condition de monotonicité à vérifier est la non-croissance de la fonction de coût par rapport intrants fixes. Pour cela, nous générons les tableaux des coûts marginaux par rapport aux intrants fixes. Pour que la fonction de coût se comporte bien et soit théoriquement cohérente, il faut un maximum d'observations négatives. Les tableaux se trouvent à l'annexe 4. Les résultats de cette condition se sont avérés très décevants. En effet, aucun observation négative n'est observée pour la Flandre et la Belgique tandis que la Wallonie présente quelques observations négatives, surtout pour les dernières années. Nous y reviendrons au point 5.2.3.

5.2.2. Fermes bovines

Pour les fermes bovines, le nombre de paramètres significatifs est acceptable dans chaque région avec plus de 70% dans chacune d'entre elles. Au niveau des valeurs aberrantes, celles-ci sont plus nombreuses et oscillent entre 5.3% et 10.2% des observations.

Tableau 3 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes bovines

	Belgique	**Flandres**	**Wallonie**
Nombre de paramètres significatifs (sur 61)	49 *(80.3%)*	48 *(78.7%)*	46 *(72.6%)*
Nombres de valeurs aberrantes retirées	451 *(8.7%)*	74 *(5.3%)*	389 *(10.2%)*

Les conditions de courbure imposées sont remplies pour chaque région et les coûts marginaux par rapport aux quantités de produits sont toutes positives. Cela signifie que les conditions imposées *ex-ante* sont toutes remplies.

Au niveau des demandes en intrants, nous observons que la condition n'est pas remplie pour le capital non lié au sol où l'on retrouve systématiquement plus de 35% de valeurs négatives. Notons que les intrants liés à l'élevage en Flandre ont plus de 30% de valeurs négatives ce qui signifie que la condition n'est pas remplie, mais nous considérons que les fermes de grandes cultures utilisent peu d'intrants liés à l'élevage. Les autres régions et catégories d'intrants ont un nombre raisonnable de valeur négatives, la plus élevée étant de 6%.

Enfin, les coûts marginaux par rapport aux intrants fixes sont à nouveau tous positifs. En Flandre, on observe une moyenne de 1.4% de valeurs négatives sur toutes les années, cette condition n'est donc pas remplie.

5.2.3. Fermes laitières

Pour les fermes laitières, le nombre de paramètre significatifs est acceptable dans chaque région. Le nombre de valeurs aberrantes varient entre 5.4% et 7.4% selon la région.

Tableau 4 : Nombre de paramètres significatifs et nombre de valeurs aberrantes retirées après leur identification pour les fermes laitières

	Belgique	**Flandres**	**Wallonie**
Nombre de paramètres significatifs (sur 81)	63 *(77.8%)*	60 *(74.1%)*	64 *(79%)*
Nombres de valeurs aberrantes retirées	407 *(6.3%)*	175 *(5.4%)*	238 *(7.4%)*

Au niveau des conditions de courbure, elles sont remplies pour la matrice E et F, mais pas pour la matrice Q. Ce qui signifie que nous ne pouvons certifier la monotonicité croissante en *Y*. Au niveau des coûts marginaux par rapport aux quantités de produits, nous retrouvons pour chaque région une petite quantité de coûts marginaux non-négatifs (<2%). Ces deux conditions étaient pourtant imposées, il y a peut-être

La condition de monotonicité de non-décroissance en prix des intrants est remplie pour chaque catégorie d'intrants. Notons qu'en Flandre, le capital non lié au sol observe 6.15% de valeurs négatives dans ses demandes en intrants.

Les coûts marginaux par rapport aux intrants fixes sont à nouveau dans une très grande majorité, positifs. Ici, on retrouve 12.5% de coûts marginaux négatifs en Flandre, mais cela est surtout dû aux 3 premières années de l'échantillon où les coûts marginaux étaient négatifs pour plus de 80% d'entre eux.

De manière générale, pour chacune des fermes la condition de monotonicité de non croissance de coût par rapport aux intrants fixes n'est pas respectée. Nous voulons rappeler que le seul intrant fixe que nous considérons sur le long terme est la main-d'œuvre non payée. Celle-ci est assez difficile à quantifier, ce qui pourrait expliquer le comportement de notre fonction de coût.

5.3. TEST DE CHOW

Dans ce mémoire, nous estimons des fonctions de coûts pour la Belgique entière. Cela repose sur une hypothèse forte qui implique que la technologie est la même pour chaque ferme dans les différentes régions de Belgique. Le test de Chow est un test F qui va permettre d'affirmer ou d'infirmer cette hypothèse en testant l'égalité des coefficients de chaque ferme.

Dans notre travail, nous allons tester l'hypothèse que la technologie entre la Flandre et la Wallonie est identique afin de savoir s'il est plus rigoureux d'utiliser les résultats à l'échelle de la Belgique ou à l'échelle de ses deux régions productives.

Les développements suivant sont faits sur base de l'article de Chow (1960). On considère un modèle général de régression :

$$Y_i = \gamma_1 + \gamma_2 X_{2i} + \cdots + \gamma_k X_{ki} + \varepsilon_i \ (1)$$

Dans lequel il y a N+M observations et dont le nombre de degré de liberté vaut :

$$df = (M - k) + (M - k) = N + M - 2k$$

On peut décomposer (1) en deux groupes de la manière suivante :

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \cdots + \alpha_k X_{ki} + \varepsilon_i \ (2) \text{ Avec N observations}$$

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \ (3) \text{ Avec M observations}$$

On veut tester l'hypothèse H_0 : $\alpha_k=\beta_k$ pour tout k. Le test en lui-même est décrit par la formule suivante :

$$F_{k,N+M-2k} = \frac{\frac{ESS_R - ESS_{UR}}{k}}{\frac{ESS_{UR}}{N + M - 2k}}$$

La somme des carrés des erreurs restreintes ESS_R est calculée par moindres carrés ordinaires sur base de la régression (1). Dans le cadre de ce travail, cela correspond à la somme des carrés des erreurs de la régression impliquant toutes les fermes de Belgique. La somme des carrés des erreurs non-restreintes ESS_{UR} est la somme des carrés des erreurs calculées par moindres carrés ordinaires pour les régressions (2) et (3). Dans notre cas, il s'agit de la somme des carrés des erreurs de la régression incluant seulement les fermes de Flandre plus la somme des carrés des erreurs de la régression incluant seulement les fermes de Wallonie :

$$ESS_{UR} = ESS_{Fl} + ESS_{Wal}$$

Andrews & Fair (1988) ont démontré que ce test pouvait être effectué sur des modèles non-linéaires grâce aux moindres carrés non-linéaires. C'est grâce à cela que nous allons appliquer ce test sur les différents types de fermes.

Les sommes des carrés des erreurs sont calculées sur base de la racine carrée des erreurs moyennes mises au carré (RMSE pour *Root Mean Square Error*) selon l'équation suivante :

$$ESS = RMSE^2 \times df$$

Avec *df* comme degré de liberté de la régression.

Tableau 5 : résultats des tests de Chow pour chaque ferme et leur statistique F liimite associée

TYPE DE FERME	F_{OBS}	F_{LIM}
CATTLE	$F_{61,175789} = 180.69$	$F_{60,\infty} = 1.39$
CROP	$F_{73,105947} = 56.18$	$F_{70,\infty} = 1.35$
DAIRY	$F_{81,191912} = 175.57$	$F_{80,\infty} = 1.33$

On constate que pour les trois types de ferme, la statistique de test F_{obs} est supérieure à F_{lim}, ce qui signifie que nous pouvons rejeter H_0 pour ces trois types de fermes. En pratique, cela signifie que la technologie utilisée est différente en Flandre par rapport à la Wallonie. Les estimations et les tests seront donc plus significatifs s'ils sont effectués à l'échelle de la région plutôt qu'à l'échelle du pays.

5.4. RESULTATS DES ESTIMATIONS ET DISCUSSION

Nous pouvons maintenant passer aux résultats et interprétations des différents indicateurs de productivité que nous avons défini dans le point 3.6. Dans cette partie, nous retrouverons des tableaux résumant les résultats principaux que nous avons obtenus pour ces indicateurs. Les résultats détaillés, année par année, se trouvent à l'annexe 5.

Au regard des résultats du test de Chow, nous présenterons dans la partie suivante uniquement les résultats concernant la Wallonie et la Flandre, traitées comme deux régions séparées.

5.4.1. Fermes de grandes cultures

Nous commençons par les résultats sur les économies d'échelle et de gamme. Nous constatons que la Flandre et la Wallonie au niveau de leurs productions de grandes cultures ne réalisent pas d'économies d'échelle, la moyenne de cette valeur étant inférieure à 1 dans les deux régions. Cela signifie que les fermes de grandes cultures sont trop grandes dans ces deux régions et devraient s'adapter pour augmenter leur productivité. Notons que la Flandre a de meilleurs résultats que la Wallonie à ce niveau-là avec une valeur médiane assez proche de 0.97, l'optimum étant l'unité. En regardant les résultats des retours d'échelle spécifiques aux productions, on observe que la Wallonie a de très mauvais résultat au niveau des produits issus de l'élevage, ce qui provient probablement de valeurs extrêmes. Lorsque nous comparons les résultats de la Wallonie avec ceux de la Belgique entière, nous ne retrouvons pas ces valeurs, ce qui signifie qu'elles ont probablement été considérées comme aberrantes à l'échelle de le Belgique mais pas à l'échelle de la Wallonie. Cependant, les produits

issus de l'élevage ne sont pas la préoccupation principale des fermes de grandes cultures. Au niveau, des retours d'échelle spécifiques pour les céréales, les résultats sont assez mauvais. La moyenne flamande étant inférieure à 0.9 et la moyenne wallonne étant de 0.912. Nous pouvons noter que la médiane est un peu supérieure, ce qui signifie que les valeurs moyennes sont tirées vers le bas par des valeurs extrêmes. La Belgique étant grande productrice de pommes de terre et de betteraves sucrières, nous nous intéressons aux valeurs de la catégorie « cultures industrielles ». Nous observons dans cette catégorie des retours d'échelle à nouveau inférieures à 1. Dans l'ensemble, pour les fermes de grandes cultures, celles-ci sont trop grandes et ne réalisent pas d'économies d'échelles.

Les fermes flamandes ne réalisent pas d'économie de gamme mais la valeur est proche de 1 cela signifie qu'elles ont plus d'intérêt à se spécialiser dans une seule production. Les fermes wallonnes, quant à elles, réalisent des économies de gammes, la moyenne et médiane sont supérieures à 1 mais très proche de 1. Cela signifie que les coûts de production d'un seul produit sont plus élevés que les coûts de production de tous les produits.

Nous nous intéressons maintenant aux indicateurs de productivité. Nous commençons avec le taux de diminution des coûts. Nous observons qu'en Flandre, celui-ci est de 4.519 et en Wallonie de 4.736. Ce qui signifie que les coûts totaux des fermes ont baissé en de 4.52% par an en moyenne en Flandre et de 4.736% par an en moyenne en Wallonie. Au niveau individuel, nous observons qu'aucune ferme n'a obtenu de taux moyen global négatif. Nous analysons ensuite les taux de diminution des coûts marginaux. À nouveau, nous observons des taux très bas (négatif) en Wallonie pour les produits de l'élevage. Partout ailleurs, les taux sont en moyenne positifs. Notons les très bons résultats des cultures de céréales avec une baisse moyenne par année du coût marginal de 7.3% pour la Flandre et de 7.7% pour la Wallonie.

Au niveau des cultures industrielles, les fermes flamandes ont un taux de diminution des coûts marginaux de 5% par an tandis que le taux wallon est de 3.2%. En Wallonie, nous observons que le taux de diminution des coûts marginaux pour les cultures industrielles était à 66% négatifs pour l'année 2013, il serait intéressant de voir si ce résultat se poursuit les années suivantes où s'il s'agissait simplement d'une mauvaise année.

Pour le taux de changement technique, il est fort similaire en Wallonie et en Flandre avec une valeur moyenne de 0.88. Ce qui signifie que la Wallonie et la Flandre connaissent un progrès technique qui améliore la production. Nous observons que celui-ci est stable en Wallonie pour l'ensemble de la période étudiée, tandis qu'il est croissant en Flandre. Au niveau du changement technique biaisé en facteur, nous observons qu'il consomme moins d'intrants pour chaque catégorie dans les deux régions. La quantité d'intrants spécifiques à l'agriculture a aussi baissé dans les deux

régions. Nous pouvons noter que, bien que la moyenne et la médiane soient négatives, l'écart-type de ces indications est très élevé, ce qui rend les résultats moins significatifs.

Notons encore que certains indicateurs ont des observations manquantes, comme par exemple la catégorie de produits « Légumineuses et oléagineuses ». Cela est dû au fait que les valeurs de ces fermes étaient fort différentes des autres fermes et qu'elles ont été considérées comme des valeurs aberrantes par le critère de Chauvenet.

Afin de répondre à la question « y a-t-il un ralentissement dans les gains de productivité actuellement, nous avons décidé de construire les graphes des indicateurs de productivité principaux (taux de changement technique et taux de diminution des coûts) et d'en observer la tendance. Les graphes sont disponibles à l'annexe 6. Nous avons mis Flandre et Wallonie sur un même graphe afin de pouvoir comparer les deux régions entre elles. Nous constatons qu'avant 2003, la Wallonie avait des taux de changement technique et de diminution du coût supérieurs à ceux de la Flandre et que la tendance s'est inversée après cette date. Les taux flamands ont continué d'augmenter tandis que les taux wallons ont eu tendance à stagner.

Ainsi, en Flandre, nous avons observé une tendance à la hausse pour ces deux indicateurs sur l'ensemble de la période. Le taux moyen de diminution du coût a eu un pic entre 2006 et 2008 avant de baisser en 2009, mais celui-ci était toujours à un niveau supérieur à celui de 2004. Pour les fermes flamandes de grandes cultures, nous n'observons pas de signes de ralentissement des gains de productivité.

Pour les fermes wallonnes, nous observons un taux de changement technique assez variable mais stable avec un pic en 2010. Depuis cette date, on observe une baisse de ce taux. Le taux de diminution du coût est aussi fort variable, surtout pour les dernières années, augmentant et diminuant de manière assez sensible selon les années (entre 2010 et 2011, le taux de diminution du coût a baissé de plus d'1%) mais restant toujours dans un intervalle entre 4% et 5.5%. Le dernier pic de 2012 était plus bas que les pics précédents. Dans l'ensemble, on ne peut conclure à un ralentissement des gains de productivité en Wallonie mais il serait intéressant d'avoir les données des années suivantes afin de mieux voir les tendances.

Tableau 6 : Résumé des indicateurs estimés pour les fermes de grandes cultures (résultats pondérés).

.	Flandre					Wallonie				
Variable	Mean	SD	Min.	Max.	Median	Mean	SD	Min.	Max.	Median
ORTS	0.9583	0.045	0.7738	1.022	0.97	0.9051	0.099	0.5938	1.058	0.9299
PSRTS										
Produits de l'élevage	1.0324	0.005	1.02	1.045	1.032	0.2384	0.3042	-0.5709	0.557	0.3762
Légumineuses et oléagineuses	0.983	0.004	0.974	0.994	0.983	1.078	0.0188	1.0497	1.1248	1.074
Cultures industrielles	0.978	0.016	0.915	0.9996	0.982	0.9882	0.0111	0.9425	1.007	0.9900
Céréales	0.893	0.107	0.5178	0.999	0.9314	0.912	0.1037	0.5406	1.0798	0.9337
Autres cultures	1.004	0.004	0.9846	1.017	1.005	0.9647	0.0156	0.9203	0.9878	0.9681
ESCP	0.9959	0.005	0.9749	1.0091	0.9971	1.00083	0.0015	0.9965	1.0084	1.0001
RMCD (%)										
Produits de l'élevage	1.098	0.198	0.6568	1.686	1.053	-2.856	0.9956	-5.476	0.1177	-2.8877
Légumineuses et oléagineuses	1.861	0.321	1.233	2.521	1.927	4.194	1.27	0.6853	5.2365	4.856
Cultures industrielles	5.017	1.873	2.381	12.063	4.484	3.1932	1.124	-0.714	5.308	3.608
Céréales	7.269	3.923	2.877	21.418	5.95	7.705	2.895	3.555	16.087	6.858
Autres cultures	2.053	0.379	1.147	3.522	2.071	4.381	1.8	-0.2805	6.572	4.9015
RCD (%)	4.519	2.502	0.966	14.484	3.851	4.736	1.509	0.311	8.681	4.722
RTC (%)	0.885	0.430	0.0754	2.222	0.829	0.8843	0.3585	-0.2187	1.947	0.881
FBTC (%)										
Intrants spécifiques à l'élevage	-10.401	5.248	-33.474	-2.570	-9.561	-4.249	1.483	-9.303	-0.6704	-4.1031
Intrants spécifiques à l'agriculture	-0.9204	0.924	-3.083	2.003	-1.120	-1.397	2.405	-5.271	5.78	-2.233
Autres intrants	-3.14	2.125	-9.816	0.434	-2.872	-0.4105	6.817	-16.319	18.668	-2.848
Capital non foncier	-5.493	2.997	-17.808	-1.509	-4.66	-9.156	4.658	-27.244	-3.911	-7.752

Source des données : UE-RICA - DG AGRI

5.4.2. Fermes bovines

Pour les fermes bovines wallonnes, nous observons dès le premier indicateur qu'il y a un problème avec les résultats wallons. Les retours d'échelle sont seulement de 0.494 avec des valeurs négatives, ce qui signifie que certains coûts totaux sont négatifs. Les retours d'échelle spécifiques à l'élevage bovin ont même une valeur moyenne négative. Les retours d'échelle spécifiques aux autres catégories de produits ont des valeurs cohérentes, le problème n'a l'air d'être situé que dans l'élevage bovin. Quand nous regardons les résultats de la régression pour la Belgique, nous observons des retours d'échelle normaux (1.096) avec un écart-type assez élevé (0.17), ce qui nous laisse penser que les valeurs rendant les résultats wallons improbables ont été supprimées comme valeurs aberrantes dans les estimations pour la Belgique.

Pour la Flandre, nous constatons qu'en moyenne, il y a des économies d'échelle. Notons cependant l'écart-type très élevé de cette valeur (0.404) rendant le résultat peu significatif.

Nous remarquons que pour l'ensemble des indicateurs, excepté les économies de gamme et les retours d'échelle des produits autres que ceux liés à l'élevage bovin, les écart-types sont très élevés. Ce qui rend difficile l'interprétation de ces résultats. Ainsi, depuis 1989, la moyenne du taux de changement technique en Wallonie est négatif, cela semble fort improbable.

Il y a beaucoup d'incohérences dans ces résultats, cela peut être dû au fait que la fonction de coût ne se comporte pas bien étant donné que certaines conditions de monotonicité n'étaient pas totalement remplies. Une autre explication vient du fait que les fermes bovines sont, en général, des fermes peu spécialisées, cultivant en même temps une partie de la nourriture des bovins sur place, ce qui disperse les résultats.

Tableau 7: Résumé des indicateurs estimés pour les fermes bovines (résultats pondérés).

.				Flandre				Wallonie		
Variable	Mean	SD	Min.	Max.	Median	Mean	SD	Min.	Max.	Median
ORTS	1.064	0.404	-0.0021	2.4735	0.994	0.494	0.459	-0.879	0.999	0.638
PSRTS										
Produits laitiers	1.657	0.188	1.346	2.304	1.614	0.9698	0.02	0.889	0.999	0.974
Elevage bovin	0.713	0.076	0.471	0.849	0.722	-0.179	0.58	-2.368	0.636	-0.349
Autres élevages	0.0006	0.223	-0.441	0.426	0.078	0.993	0.007	0.974	0.9998	0.997
Produits de l'agriculture	1.073	0.025	0.996	1.14	1.071	0.992	0.01	0.945	1.0004	0.997
ESCP	0.999	0.001	0.992	1.003	0.9998	1.002	0.005	0.9855	1.03	1
RMCD (%)										
Produits laitiers	3.824	1.298	2.006	8.064	3.54	1.133	0.3998	0.426	2.448	1.067
Elevage bovin	1.518	1.389	-0.5118	5.976	1.230	-9.666	5.206	-29.303	-2.894	-8.238
Autres élevages	1.199	1.02	-1.236	3.427	1.204	1.498	0.71	0.305	3.388	1.458
Produits de l'agriculture	-2.024	1.094	-5.093	-0.220	-1.682	5.283	2.985	2.058	17.747	4.305
RCD (%)[j]	1.155	1.73	-4.161	5.966	1.405	1.0077	12.33	-48.396	49.781	0.909
RTC (%)	0.458	0.658	-0.723	2.892	0.291	-0.857	1.297	-3.476	1.896	-0.489
FBTC (%)										
Intrants spécifiques à l'élevage	0.575	2.650	-1.956	8.450	-0.902	4.142	5.383	-3.891	25.749	2.096
Intrants spécifiques à l'agriculture	0.3476	1.064	-3.65	2.659	0.574	1.5986	5.202	-9.982	19.136	-0.7107
Autres intrants	1.434	1.715	-4.917	7.570	1.429	6.823	5.129	-0.667	26.373	5.540
Capital non foncier	-7.278	3.978	-22.696	-2.703	-6.274	-4.711	2.521	-15.106	-0.466	-4.024

Source des données : UE-RICA - DG AGRI

5.4.3. Fermes laitières

Pour les fermes laitières, nous observons tant pour la Flandre que la Wallonie des économies d'échelle. Le chiffre est supérieur à 1 et, par un test t, nous pouvons affirmer qu'il est significativement supérieur à 1 pour les deux régions. Nous notons que la valeur de *ORTS* pour la Wallonie est très élevée (1.508), ce qui signifie que les fermes sont trop petites et qu'il faudrait augmenter le nombre de bêtes par ferme. Au niveau des retours d'échelle spécifiques à une catégorie de produit, nous remarquons que la catégorie des produits laitiers en Wallonie a une valeur de 1.587. Cette valeur est intéressante car elle explique en partie la valeur élevée des *ORTS*. En Flandre, on note aussi des retours d'échelle pour les produits laitiers significativement supérieurs à 1. On note des retours d'échelle très élevés pour les produits issus de l'agriculture dans les fermes flamandes tandis qu'ils sont inférieurs à 1 dans les fermes wallonnes.

Au niveau des économies de gamme, nous observons que le résultat est significativement supérieur à 1 dans les deux cas. Ce qui signifie que les fermes produisant du lait ont un avantage à se diversifier.

Les taux de diminution des coûts marginaux en Flandre sont négatifs pour toutes les catégories de produits sauf la catégorie incluant les produits laitiers où les coûts marginaux ont diminué en moyenne de 3.3% par an. Les produits laitiers étant la catégorie nous intéressant, ce résultat est positif et à mettre en évidence. Sur l'ensemble de la période, le taux de diminution annuel des coûts était en moyenne de 2.578%. Pour la Wallonie, on retrouve des taux de diminution des coûts marginaux positifs dans l'ensemble, mais le taux de diminution des coûts liées à la catégorie des produit laitiers est nettement inférieur à celui de la Flandre. Les coûts marginaux des produits laitiers ont baissé en moyenne de 0.62% par an. Au niveau du taux de diminution des coûts, celui-ci est en moyenne de 0.5, ce qui signifie que les coûts de ces fermes ont diminué en moyenne de 0.5% par an, ce qui est inférieur à la Flandre.

Le taux de changement technique est de 0.88 en Flandre et de 0.33 en Wallonie. On note cependant une tendance à la hausse ces dernières années pour les deux régions. Ce changement technique est économe en facteurs de production pour toutes les catégories d'intrants, sauf en Wallonie, où la catégorie « autres intrants » est positive. Cela signifie que la consommation de ces intrants a augmenté avec le changement technique.

L'évolution des indicateurs de productivité en fonction du temps révèle qu'en Flandre, le taux de diminution du coût est à la hausse dans les dernières années. Le taux de changement technique, quant à lui, a connu une grosse chute entre 1999 et 2000 avant de remonter de manière régulière. Pour la Flandre, nous ne pouvons conclure à un ralentissement des gains de productivité dans les fermes laitières

En Wallonie, pour les deux indicateurs, nous observons une tendance à la hausse jusque 2003, avant de varier un peu plus. Ainsi, le taux de changement technique oscille entre 0.35 et 0.55 mais reste assez stable. Le taux de diminution du coût varie quant à lui plus fortement sans que nous ne puissions distinguer de tendance claire vers une baisse. Notons cependant qu'en 2010 nous retrouvons un pic élevé pour les deux indicateurs, suivi par une tendance à la baisse des deux indicateurs. Il serait intéressant d'avoir les données des années suivantes afin de voir si ce n'est que de la variabilité annuelle ou une véritable tendance à la baisse dans les gains de productivité.

Les graphes de l'évolution des indicateurs de productivité sont disponibles à l'annexe 6. Nous pouvons constater que, dans les deux cas, les taux flamands sont plus élevés que les taux wallons.

Tableau 8: Résumé des indicateurs estimés pour les fermes laitières (résultats pondérés).

.	Flandre					Wallonie				
Variable	Mean	SD	Min.	Max.	Median	Mean	SD	Min.	Max.	Median
ORTS	1.052	0.066	0.791	1.308	1.043	1.508	0.118	1.066	1.912	1.512
PSRTS										
Produits laitiers	1.049	0.033	0.911	1.137	1.054	1.587	0.096	1.376	1.9435	1.5655
Elevage bovin	0.583	0.125	0.096	0.887	0.6015	0.983	0.029	0.8413	1.003	0.9963
Autres élevages	1.152	0.028	1.055	1.244	1.149	1.0501	0.006	1.030	1.0601	1.050
Produits de l'agriculture	2.309	0.352	1.562	3.636	2.262	0.7816	0.126	0.3205	0.9986	0.7804
ESCP	1.0018	0.003	0.9898	1.0174	1.0007	1.0034	0.005	0.995	1.021	1.001
RMCD (%)										
Produits laitiers	3.331	0.928	2.189	6.807	3.090	0.615	0.185	0.311	1.275	0.584
Elevage bovin	-4.238	2.673	-12.056	1.980	-3.313	2.508	1.056	0.986	6.550	2.25
Autres élevages	-2.728	1.049	-4.742	0.081	-2.970	1.609	0.208	1.052	2.329	1.589
Produits de l'agriculture	-3.257	1.812	-8.095	0.886	-2.756	2.866	1.536	0.879	9.859	2.488
RCD (%)	2.578	0.852	-0.0097	5.802	2.438	0.498	0.160	0.216	1.072	0.4742
RTC (%)	0.8846	0.541	-0.0747	2.791	0.8175	0.3325	0.12	0.138	0.794	0.302
FBTC (%)										
Intrants spécifiques à l'élevage	-1.444	0.655	-3.985	0.880	-1.564	-0.205	0.05	-0.397	-0.113	-0.1916
Intrants spécifiques à l'agriculture	-1.585	1.77	-8.349	4.325	-1.917	-1.587	0.727	-4.426	-0.387	-1.452
Autres intrants	-0.792	1.908	-8.227	6.077	-1.278	1.358	0.408	0.239	2.894	1.282
Capital non foncier	-5.863	3.464	-22.604	-2.660	-4.341	-1.885	0.660	-4.320	-0.855	-1.69

Source des données : UE-RICA - DG AGRI

5.5. DETERMINANTS POTENTIELS SOUS-JACENTS AUX GAINS DE PRODUCTIVITE

Dans cette section, nous allons identifier et quantifier des variables pouvant influencer potentiellement la productivité. Nous allons formuler pour chacune de ces variables des hypothèses de manière *ex-ante*, inspirées par Wieck & Heckelei (2007) et Klaasen (2018), que nous allons ensuite discuter. Nous allons tester ces hypothèses pour les fermes de grandes cultures wallonnes et flamandes, étant donné que ce sont celles qui se comportent le mieux.

Hypothèse 1 : Les grandes fermes auront des taux de diminution de coût et de changement technique supérieurs aux petites fermes.
Par rapport aux plus petites fermes, les grandes fermes peuvent plus facilement réaliser des économies d'échelle et obtenir des prix d'intrants plus bas. Elles peuvent également avoir plus de faciliter à investir dans des nouvelles technologies qui coûtent cher. La taille de la ferme est calculée par surface agricole utilisable totale à laquelle on soustrait les terres louées à d'autres personnes.

Hypothèse 2 : Les fermes les plus spécialisées auront des taux de diminution du coût et de changement technique supérieurs aux fermes moins spécialisées.
Les fermes se spécialisant le font souvent dans une idée de minimiser le coût au maximum. Les fermes spécialisées auront donc sans doute un niveau technologique plus avancé et une meilleure maitrise de la chaîne de production de leur produit. Les producteurs spécialisés produisant à grande échelle vont pouvoir se concentrer sur la production à moindre coûts et, sous certaines conditions de production favorables (décrites par Colman & Harvey 2004 et Dorsch 2002), les petites fermes peuvent produire à bas prix. Le degré de spécialisation des fermes de grandes cultures est calculé par le ratio des produits agrégés liés à l'agriculture divisé par les produits agrégés totaux.

Hypothèse 3 : Les fermes avec relativement plus de capital par unité de travail auront des taux de diminution du coût et de changement technique plus élevés.
Les fermes utilisant plus de capital que d'autres adopteront probablement des nouvelles technologies plus rapidement que les fermes axées sur le travail, ce qui pourrait mener à des RCD et des RTC plus élevés. Nous calculons cet indicateur de capital par unité de travail (*Capital per AWU*) en divisant la valeur annuelle de l'actif non foncier contribuant à la production par le travail total en unité de travail agricole (AWU).

Hypothèse 4 : Les fermes avec un ratio de capital par unité de taille relativement plus élevé auront des taux de diminution du coût et de changement technique plus élevés.

Comme l'hypothèse précédente, les fermes avec une consommation de capital plus élevée par unité de taille auront plus facile à diminuer leur RCD et RTC. Ce ratio est calculé en divisant la valeur annuelle de l'actif foncier par la taille calculée de la même manière que dans l'hypothèse 1.

Hypothèse 5 : Les fermes avec relativement plus de terres en propriété auront des taux de diminution du coût et de changement technique plus élevés.
Le but de cette hypothèse est de voir si les propriétaires fonciers cultivateurs investissent plus dans leurs propres terres afin d'en augmenter la productivité que ceux qui louent des terrains agricoles. Le fait de posséder sa terre peut motiver le fermier à prendre davantage soin de sa terre et à l'utiliser de manière plus durable. De plus, ses efforts lui seront profitable dans le long terme. Les fermiers louant des terrains agricoles sont sujets à plus de risques de perte de leurs terres. Ainsi, ils possèdent moins de motivations à entretenir celles-ci et à les protéger. Cet indicateur est calculé comme le ratio de la surface agricole utilisable en propriété par la surface agricole utilisable totale.

Hypothèse 6 : Les fermes ayant une large fraction de leurs coûts couverts par des subsides auront des taux de diminution du coût et de changement technique faibles.
Cette hypothèse se base sur l'idée que recevoir beaucoup de subsides donne moins de motivations aux agriculteurs de réduire leurs coûts au minimum. Cet indicateur est construit sous la forme d'un ratio des subsides totaux reçus à des buts de production (pas les subsides d'investissements) divisés par les coûts totaux agrégés.

Hypothèse 7 : Une utilisation intensive d'intrants liés à l'agriculture (semences, pesticides, engrais et autres) va mener à des taux de diminution du coût et de changement technique plus élevés.
Nous attendons des fermes utilisant beaucoup d'intrants liés à l'agriculture qu'elles aient un RCD et surtout un RTC car ces intrants sont très efficaces pour le processus de production. De plus, la recherche et le développement sont très actifs pour ces catégories d'intrants et de nouveau produits augmentant les gains de productivité sont souvent développés. Nous construisons cet indicateur comme un ratio de la quantité agrégée d'intrants liés à l'agriculture par la quantité d'intrants totaux utilisée.

Hypothèse 8 : Les fermes utilisant une quantité importante de produits chimiques (engrais et pesticides) par surface agricole auront des taux de changement technique et de diminution du coût plus élevés.
Le but de cet indicateur est de voir si le progrès technique se fait de manière respectueuse de l'environnement. Nous nous attendons cependant à ce qu'une utilisation élevée de produits chimiques entraîne un RCD et un RTC plus élevé pour les raisons citées dans l'hypothèse précédente. Cet indicateur est construit comme le ratio des pesticides et des engrais utilisés par la surface agricole totale.

Hypothèse 9 : Les fermes bénéficiant de nombreux subsides MAE (mesures agro-environnementales) auront un taux de diminution de coût et de changement technique inférieur aux fermes recevant peu de subsides.
Notre hypothèse est que les fermes recevant beaucoup de subsides auront des RCD et surtout des RTC inférieurs. Les mesures agro-environnementales sont des mesures que les agriculteurs peuvent suivre sur base volontaire, moyennant un paiement de la part de l'Europe. Les mesures encouragent les méthodes et pratiques agricoles plus respectueuses de l'environnement et de la biodiversité. Certaines de ces mesures entrainent clairement une perte de production (faire des bandes d'herbes en bordure des champs…). Cependant, notons l'étude récente de Dudu & Kristkova (2017) où ils avaient conclu que les paiements du deuxième pilier de la PAC (incluant les MAE) encourageaient les gains de productivité. Cette mesure est calculée en Euro et est présente dans la base de données du RICA.

Hypothèse 10 : Selon la province, les taux de diminution du coût et de changement technique vont varier.
Cette hypothèse dit simplement que les disparités géologiques et géographiques des différentes provinces peuvent avoir un impact sur la productivité de ces provinces. Pour tester cela, les variables indicatrices (*dummy variables*) de chaque province ont été construites.

Hypothèse 11 : Les taux de diminution du coût et de changement technique sont croissants dans le temps.
Ceci est une des questions auxquelles nous souhaitons répondre. Avec les avancées technologiques, nous nous attendons à voir les RCD et le RTC augmenter dans le temps. Les *dummy variables* de chaque année sont donc utilisées.

Afin d'identifier les déterminants influençant le RCD et le RTC, nous régressons ces variables contre les indicateurs de productivité sélectionnés (le taux de changement technique et le taux de diminution des coûts) en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour réaliser ces régressions, nous avons décidé de transformer les variables en leur valeur logarithmique (sauf les résidus du coût et les *dummy variables*). Cette transformation permet d'obtenir directement les élasticités des différentes variables. Afin d'éviter d'avoir un problème de multicollinéarité, nous allons tester l'hypothèse 8 indépendamment de l'hypothèse 7.

Un autre test proposé par Stata est le test de variable omise *OV-test*. Ce test permet de savoir s'il y a des variables omises dans notre régression. Les régressions que nous avons faites ont toutes raté ce test de variable omise. Nous avons donc essayé de faire tourner ce test en ne transformant pas les variables de manière logarithmique mais les résultats étaient décevants. Nous sommes donc retournés à notre choix de départ. Il pourrait être intéressant de trouver comment éviter ce problème de variable

omise, via des régressions non-linéaires ou autres. Cela pourrait être une source d'amélioration pour de prochaines recherches.

Vous retrouverez dans le tableau ci-après un résumé des résultats de ces régressions pour le taux de diminution du coût ainsi que le signe attendu et le signe obtenu pour chacune des variables testées. Les valeurs R^2 des régressions seront aussi données.

Tableau 9 : Résumé des corrélations des régressions linéaires pour le taux de diminution du coût

Variable	Signe attendu	Flandre	Wallonie
		R^2 = 0,7113	R^2 = 0,3848
Taille	+	-	NS
Degré de spécialisation	+	+	+
Capital par AWU	+	+	NS
Capital par taille	+	-	NS
Propriété des terres	+	NS	-
Subsides sur les coûts	-	NS	NS
Subsides MAE	-	NS	NS
Intensification chimique	+	NS	+

Le tableau suivant reprend ces mêmes résultats mais pour le taux de changement technique, cette fois. Le niveau de significativité choisi est de 5%. Les résultats détaillés des régressions se trouvent à l'annexe 7.

Tableau 10 : Résumé des corrélations des régressions linéaires pour le taux de changement technique

Variable	Signe attendu	Flandre	Wallonie
		R^2 = 0,5813	R^2 = 0,3848
Taille	+	-	NS
Degré de spécialisation	+	NS	+
Capital par AWU	+	+	NS
Capital par taille	+	-	NS
Propriété des terres	+	NS	-
Subsides sur les coûts	-	-	-
Subsides MAE	-	NS	NS
Intensification chimique	+	+	+

La première variable que nous allons analyser est la taille. Nous nous attendions à obtenir une corrélation positive, mais nous avons trouvé que pour la Flandre, la corrélation était négative. Cela est en rapport avec les résultats précédents où l'on observait que les fermes ne réalisaient pas d'économies d'échelle. Ces résultats montrent que les grandes fermes réalisent des gains de productivité plus faibles que les petites fermes. Cela est sans doute dû à une meilleure gestion des petites fermes, que ce soit au niveau de la production ou de la détection de menaces potentielles pouvant faire baisser leur productivité. Ce résultat était également obtenu par Klaasen (2018).

Au niveau de la spécialisation de la ferme, nous observons que la corrélation est positive pour nos deux indicateurs. Cela signifie que plus une ferme est spécialisée, plus ces gains de productivité seront élevés. Les fermes spécialisées ont plus de facilités à concentrer leur production sur un seul produit, ce qui les encourage à tirer le maximum de ce produit. Cela passe par une minimisation des coûts mais également par l'adoption précoce de nouvelles technologies plus productives. Ces résultats sont confirmés par les études de Wieck & Heckelei (2007) et Klaasen (2018).

Nos troisième et quatrième hypothèses concernent l'utilisation du capital. Le capital par unité de travail a une corrélation positive avec le RCD et le RTC en Flandre, ce qui est logique par rapport à notre hypothèse de départ. La corrélation avec le capital en fonction de la taille est quant à elle négative. Cela rejoint la première hypothèse où l'on a trouvé que la taille était inversement corrélée avec les indicateurs de productivité. Les résultats pour la Wallonie n'étaient pas significatifs.

Notre hypothèse suivante concernait la propriété foncière des terres cultivées. Les résultats ne sont pas significatifs pour la Flandre mais nous obtenons une corrélation négative significative en Wallonie. Ce résultat est surprenant et en contradiction avec des résultats d'autres études (Klaasen 2018).

Les subsides pour les mesures agro-environnementales constituaient notre hypothèse suivante. Aucun résultat ne s'est avéré être significatif.

Enfin, nous avons testé s'il y avait une corrélation entre l'utilisation de produits chimique sur une surface et les RCD et RTC. Tous les résultats ont révélé une corrélation positive, sauf pour le RCD flamand où la valeur n'était pas significative. Cela signifie qu'une hausse de l'utilisation de pesticides et d'engrais augmentera les gains de productivité. Cela est en accord avec notre hypothèse de départ. Rappelons toutefois que la FAO recommande d'augmenter la productivité en utilisant des méthodes durables pour épargner les sols et l'environnement.

Au niveau des *dummy variables* des sous-régions, en Flandre, seule la Flandre Occidentale pour le taux de changement technique, a une corrélation significative. Celle-ci est négative, cela signifie que la Flandre Occidentale a un accès plus difficile aux nouvelles technologies plus productives. Ces résultats ne confirment pas vraiment notre hypothèse de départ. En Wallonie, 2 provinces ont des valeurs significatives pour chaque taux. La province de Luxembourg a une corrélation positive, tandis que la province de Namur a une corrélation négative. Cela signifie que comparativement aux autres provinces, le Luxembourg performe mieux que les autres régions. Cela semble assez étonnant étant donné que le Luxembourg est la province possédant les terres les moins fertiles. Ce sont surtout des céréales qui y sont cultivées. Une technologie adaptée à leur localisation pourrait permettre une agriculture plus productive. Pour la

Wallonie, notre hypothèse est confirmée mais pas solidement, les taux de diminution du coût et de changement technique diffèrent dans certaines régions mais pas toutes.

Les *dummy variables* en Flandre sont toutes significatives et positives pendant les 20 premières années à une exception près, en 2007. Les trois dernières années ont une corrélation négative, ce qui n'est pas exactement en accord avec les graphes de l'évolution des taux que nous avons fait. En Wallonie, aucune des variables d'années n'est significative, sauf les dernières années qui sont corrélées positivement. Cela n'est pas non plus en accord avec les graphes d'évolution où ces taux avaient l'air de beaucoup varier bien qu'une tendance négative se dessinait sur les dernières années.

Notons que ces régressions sont un moyen assez simple d'établir une corrélation entre la productivité et les déterminants. Leur interprétation n'est valable que de manière *ceteris paribus*. Il y a également un biais de variables omises dans ces régressions qui peut faire l'objet de recherches complémentaires comme nous le rapporte le *OV-test*. Enfin, notons que les R^2 de nos régressions étaient dans 3 régressions sur 4 inférieurs à 0.7, ce qui signifie que le pouvoir explicatif de ces régressions est limité.

5.6. CONVERGENCE

Nous finissons cette partie par les résultats du test de convergence que nous avons mis en place. La méthode utilisée a été créée par Phillips & Sul (2007) est décrite dans au point 3.8.3. de ce travail. Elle permet de tester la convergence absolue via une simple régression et la convergence de club pour une variable dans une base de données de panel balancées ou non. Nous testons la convergence pour les fermes de grandes cultures wallonnes et flamandes pour le taux de diminution du coût et le taux de changement technique. Le code Stata que nous avons implémenté pour ce test utilise les commandes créées par Du (2017) qui mettent en application la méthode de Phillips & Sul (2007).

Dans une deuxième partie, afin d'avoir un indicateur de convergence plus visuel, nous avons fait un graphe de la moyenne des écart-types en fonction de l'année. Si la moyenne des écart-types augmente, nous pourrons conclure qu'il y a divergence dans ces indicateurs.

Les résultats obtenus pour les *log t regressions* sont résumés dans le tableau ci-après.

Tableau 11 : Résultats pour les *lot t regressions*

Région	Variable	Coefficient	Ecart-type	T-stat
Flandre	RCD	-3,705	0,3	-12,413
Wallonie	RCD	-4,735	1,14	-4,17
Flandre	RTC	-2,236	0,22	-10,32
Wallonie	RTC	-1,131	0,1	-11,63

Au regard de ces résultats, nous concluons que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de convergence absolue pour chaque indicateur de chaque région. Nous désirons maintenant vérifier s'il existe de la convergence de club dans cet échantillon. Nous passons donc à la seconde partie du test de Phillips & Sul (2007).

Nous obtenons pour la Flandre la création de deux clubs de convergence pour chaque indicateur. Pour le taux de diminution du coût, nous obtenons un club meneur comptant 43 fermes et un second club de 129 fermes. Au niveau du taux de changement technique, nous obtenons un club meneur de 122 fermes et un second club de 50 fermes.

Pour la Wallonie, 3 clubs sont créés pour chaque indicateur de convergence. Pour le taux de diminution du coût, nous obtenons un club meneur de 9 fermes, un deuxième club de 40 fermes et un troisième club de 113 fermes. Au niveau du taux de changement technique, nous obtenons un club meneur de 10 fermes, un deuxième club de 40 fermes et un troisième club de 112 fermes. Les clubs et les numéros d'identification des fermes sont disponible à l'annexe 8.

Malheureusement nous ne disposions pas d'assez de temps pour réaliser les tests que nous aurions souhaité faire. Il aurait été intéressant de voir si les fermes des groupes meneurs ont des caractéristiques communes entre elles que l'on pourrait relier aux déterminants de productivité que nous avons déterminé dans le chapitre précédent.

Nous voulons également noter une observation brute que l'on peut faire. Comme expliqué au point 3.4, nous avons ajouté deux années dans ce travail. Les nouvelles bases de données envoyées par le RICA utilisaient des identifiants de ferme différents des précédents. Les identifiants de fermes apparaissant dans les données avant 2012 commencent par le chiffre « 6 » tandis que les identifiants de fermes n'apparaissant qu'à partir de 2012 commencent par le chiffre « 9 ». Dans les clubs meneurs que nous avons formé, nous pouvons observer qu'il y a un nombre assez important de fermes dont l'identifiant commence par « 9 » par rapport aux fermes dont l'identifiant commence par « 6 ». Il y a peut-être là un effet de l'échantillon dans le test. Du (2017) note que le test est valide pour les données non-balancées mais que les résultats sont plus significatifs sur des données balancées.

Un résultat assez intéressant que nous avons obtenu en faisant ce test de convergence est venu des fermes bovines : l'hypothèse nulle de convergence absolue n'a été rejetée pour aucun des indicateurs de chaque région. Les résultats de ces tests de convergence sont disponibles dans le tableau ci-après.

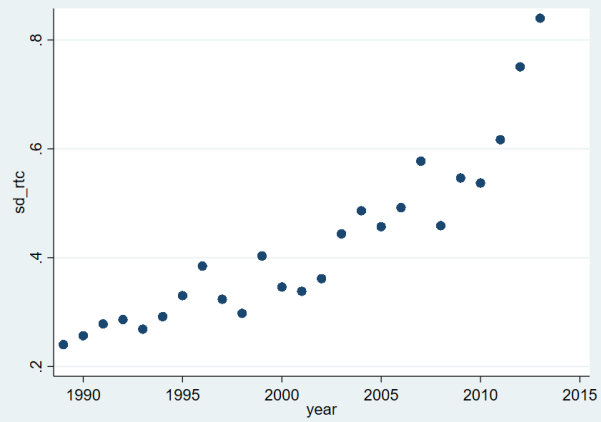
Tableau 12 : Résultats des tests de convergence des fermes bovines

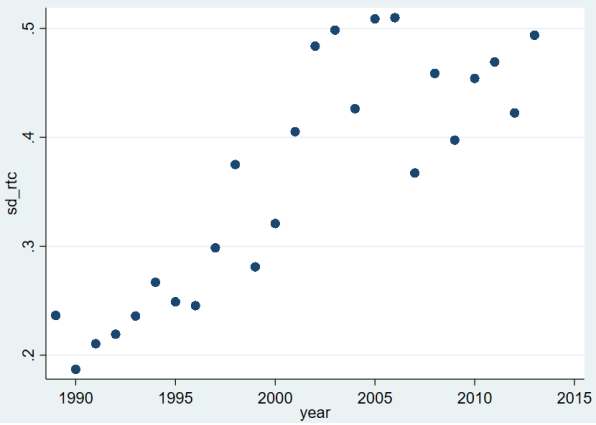
Région	Variable	Coefficient	Ecart-type	T-stat
Flandre	RCD	-0.1916	1.09	-0.176
Wallonie	RCD	4.2687	1.126	3.79
Flandre	RTC	-0.327	0.25	-1.304
Wallonie	RTC	0.427	0.32	1.35

Notons qu'en Wallonie, la convergence en taux de diminution du coût se fait de manière très rapide, on a des preuves fortes de convergence. Les résultats flamands ont un coefficient négatif, mais l'hypothèse de convergence ne peut être rejetée car ce coefficient n'est pas significativement inférieur à 0. Nous avons ici des preuves faibles de convergence.

Dans une prochaine étude, il serait intéressant de réaliser des tests afin de voir s'il existe des tendances communes dans les fermes des différents groupes. Cela pourrait nous donner des indications permettant de déterminer pourquoi certaines fermes performent mieux que d'autres.

Nous avons ensuite construit les graphes des moyennes des écart-types par année. Nous reportons ci-dessous, les graphes du taux de changement technique des fermes de grandes cultures pour la Flandre et la Wallonie.





Figures 9 et 10 : Moyenne des écart-types du taux de changement technique par année en Flandre et en Wallonie dans les fermes de grandes cultures.
Source des données : UE-RICA - DG AGRI

En Flandre, nous observons une tendance à l'augmentation des écart-types assez nette, ce qui va dans le sens des résultats que nous avons trouvé précédemment et montre une divergence entre les fermes flamandes au niveau des taux de changement technique. En Wallonie, les écart-types sont un peu plus éparpillés mais nous observons également une tendance de croissance de la moyenne des écart-types. Nous pouvons également conclure à la divergence des taux de changement technique dans les fermes wallonnes.

6. CONCLUSIONS

6.1. SYNTHESE DES RESULTATS

Dans ce mémoire, nous avons utilisé une méthode efficace permettant d'analyser la productivité dans différents types de ferme. Nous avons estimé une fonction de coût théoriquement consistante et se comportant bien en utilisant la forme fonctionnelle SGM flexible en tous ses arguments. La fonction de coût de spécification SGM standard a été développée dans le travail précédent de Klaasen (2018). Dans ce travail, en nous aidant des travaux précédents, nous avons développé une méthode d'estimation d'une fonction de coût de spécification SGM augmentée flexible dans tous ses arguments. L'intérêt de la spécification SGM augmentée réside dans le fait qu'elle permet les estimations des fonctions de coût pour lesquelles les coûts marginaux sont sur la pente descendante, ce qui est une situation probable avec le système de quota laitier qui a existé jusqu'en 2015. Ces estimations sont implémentées grâce au logiciel Stata. Les codes sont assez faciles à employer pour des personnes un peu familiarisées à Stata, utilisent les données du RICA et peuvent être adaptés pour calculer la productivité dans toutes les régions d'Europe couvertes par l'enquête du RICA. De ces estimations, nous avons construit une série d'indicateurs de productivité afin de les analyser.

Pour tester cette méthode que nous avons implémenté, nous l'avons appliquée sur les fermes laitières de deux régions de Belgique : la Flandre et la Wallonie. Nous voulons analyser la productivité de ces fermes. Nous avons obtenu un nombre acceptable de coefficients significatifs. Au moment de la validation de notre modèle, nous avons observé que la condition de convexité des coûts marginaux par rapport aux quantités de produits n'était pas respectée. Cependant, nous pensons que cette erreur n'est pas un problème majeur, étant donné que c'est au niveau des produits liés à l'agriculture que cette condition n'est pas respectée et que dans le cadre d'une ferme laitière, nous estimons que son activité principale est la production de lait. La condition imposée de non-négativité de tous les coûts marginaux n'est aussi pas respectée, mais le nombre d'observations négatives maximales que nous observons sur toutes les années d'observation est de seulement 2.14%, en Flandre et pour les produits liés à l'élevage bovin non-laitiers. Nous pensons donc qu'il ne s'agit pas non plus d'un problème majeur, il serait cependant intéressant de se pencher plus attentivement à ces problèmes lors de développements futurs de cette méthode.

Nous avons également appliqué la méthode d'estimation de la fonction de coût de spécification SGM standard pour les fermes de grandes cultures et bovines en Flandre et Wallonie. Le but étant d'analyser les gains de productivité pour ces deux régions, la spécification augmentée n'est pas nécessaire pour ces types de ferme étant donné que nous supposons que les coûts marginaux sont toujours sur la pente ascendante.

Au niveau des indicateurs de productivité, nous avons obtenu, pour les fermes laitières en Flandre et en Wallonie, des taux moyens annuels de diminution du coût de 2.58% et 0.5% sur l'ensemble de la période. Ces taux ont augmenté eu tendance à augmenter pendant la période étudiée en Flandre mais ont eu tendance à stagner en Wallonie. Pour les taux de changement technique annuels moyens, nous obtenons des valeurs de 0.88% et 0.33% sur l'ensemble de la période. Les fermes de grandes cultures ont, en Flandre et en Wallonie, des RCD annuels moyens de 4.52% et 4.76% sur l'ensemble de la période. La Wallonie, au départ performait mieux mais a eu tendance à stagner tandis que ces taux ont eu tendance à augmenter en Flandre. Les taux de changement technique annuel moyens étaient de 0.88% pour les deux régions. Cependant, le taux wallon a eu tendance à stagner tandis que le taux flamand a augmenté pendant toute la durée de la période. Pour les fermes bovines, nous avons obtenu pour la Flandre et la Wallonie des RCD annuels moyens de 1.15% et 1%, les RTC annuels moyens étaient quant à eux de 0.46% et -0.86%. C'est résultats étaient toujours accompagnés d'un écart-type très élevé, de sorte que nous ne pouvons les considérer comme significatifs.

Dans ce mémoire, une question à laquelle nous souhaitions répondre concernait l'éventuel ralentissement des gains de productivité en agriculture. Nous avons utilisé l'évolution du taux de diminution du coût et du taux de changement technique pour répondre à cette question. Nous avons trouvé qu'en Flandre, pour les fermes laitières et de grandes cultures, aucun signe de ralentissement n'apparait pour aucun des deux indicateurs, il y a même des tendances à l'accélération de ces gains de productivité. En Wallonie, pour les deux types de fermes, ces taux ont eu tendance à stagner, notons que pour les fermes de grandes cultures, les dernières années de l'échantillon semblent présenter des signes de ralentissement mais le nombre d'années concernées est assez faible, il serait intéressant d'avoir des résultats pour des années supplémentaires pour déterminer s'il s'agit de mauvaises années ou d'une véritable tendance au ralentissement des gains de productivité. Pour les deux régions et ces deux types de fermes, nous ne pouvons conclure à un ralentissement des gains de productivité.

Dans un deuxième temps, nous avons posé des hypothèses *ex-ante* que nous avons ensuite vérifié afin de trouver des déterminants potentiels sous-jacents aux gains de productivité. Nous avons trouvé que les fermes de grandes tailles ne sont pas associées à des plus grands gains de productivité. Par contre, le degré de spécialisation de la ferme est corrélé positivement avec des plus grands gains de productivité. La propriété des terres est négativement corrélée avec les gains de productivité en Wallonie. Au niveau des indicateurs environnementaux, les subsides liés aux mesures agro-environnementales sont significatifs dans aucun des cas. Par contre, une utilisation plus élevée en produit chimiques (engrais et pesticides) par unité de surface est corrélé avec des gains plus importants.

Nous finissons cette étude par un test de convergence. Pour les fermes de grandes cultures, l'hypothèse de convergence absolue est rejetée, tandis que l'hypothèse de convergence de clubs ne l'est pas. Un résultat intéressant que nous avons obtenu est le non-rejet de l'hypothèse de convergence absolue pour les fermes bovines.

6.2. LIMITES ET AMELIORATIONS POSSIBLES

Une des limites les plus importantes est le fait que nous supposons que les fermes d'une même région partagent toutes la même technologie. Dans ce travail, nous avons utilisé un test de Chow afin de vérifier s'il valait mieux faire les estimations pour la Belgique entière ou pour les régions séparément. Nous en sommes venus à la conclusion qu'il valait mieux séparer les régions car la Flandre et la Wallonie utilisent des technologies différentes. Au sein même de ces régions, nous supposons à nouveau que les fermes partagent la même technologie, ce qui reste une hypothèse peu réaliste, connaissant les différences géographiques et géologiques qui existent dans ces régions. Notons également que partager la même technologie ne signifie pas que chaque ferme utilise la même technologie mais signifie plutôt que chaque ferme a accès à la même technologie.

Une autre limite est que nous imposons des conditions de courbure *ex-ante*, il est alors conseillé de ne pas imposer en même temps des conditions de monotonicité *ex-ante*. Nous vérifions alors *ex-post* que ces conditions sont bien respectées. Cependant, cela n'est pas toujours le cas. Comme nous l'avons vu dans notre travail, la condition de négativité des coûts marginaux par rapport aux intrants fixes n'est pas respectée.

Dans le développement de notre estimation de coût de spécification SGM augmentée, nous avons imposé des conditions de non-négativité des coûts marginaux et de convexité des coûts marginaux par rapport aux quantités de produits. Malgré que cette condition fût imposée *ex-ante*, nous avons observé pendant la vérification qu'elles n'était pas respectée Nous ne pensons pas que cela discrédite tous les résultats que nous avons obtenus comme nous l'expliquons dans le point 5.2., mais il nous semble pertinent que cette erreur, qui provient sans doute du code, soit corrigée.

Une limite que nous souhaitons également soulever est la simplicité du test de régression vérifiant les hypothèses que nous avons faites sur les déterminants de la productivité. Comme nous l'avons vu, il y a un biais de variable omise et les statistiques R^2 pourraient être meilleures. Il serait intéressant d'utiliser une autre forme de régression plus adaptée.

Klaasen (2018) note que la robustesse des résultats utilisant notre méthode n'est pas testée, pour cela, il faudrait utiliser des modèles économiques différents et comparer les résultats obtenus. Selon Alston (2018), un autre moyen de tester la robustesse de

notre modèle est d'utiliser des bases de données différentes et de vérifier les résultats que nous avons obtenus. Cela serait difficile à mettre en place dû à notre méthode étant spécifiquement construite pour la base de données du RICA.

Enfin, le test de convergence que nous avons utilisé, développé par Phillips & Sul (2007) et mis en commandes Stata par Du (2017), nous semble efficace et pertinent. Il est aussi assez facile à utiliser. Une extension qui aurait été intéressante à faire est de comparer les différents clubs formés par le test de convergence de club afin de pouvoir en tirer des tendances. Cela pourrait nous donner des pistes pour répondre à la question « Pourquoi certaines fermes performent mieux que d'autres ? ».

En conclusion, ce travail, s'inscrivant dans la lignée d'une série d'autres travaux utilisant la même méthodologie, apporte une version améliorée de la méthode estimant une fonction de coût multi-intrants, multi-produits de spécification SGM augmentée, la rendant flexible dans tous ses arguments. Quelques améliorations sont encore à apporter mais une fois perfectionnée, cette méthode pourra être utiliser dans d'autres travaux de recherche.

7. BIBLIOGRAPHIE

Alston J.M., 2018, « Reflections on agricultural R&D, productivity, and the data constraint: Unfinished business, unsettled issues », *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 100, n°2, pp 392-413.

Andrews D.W.K. & Fair R.C., 1988, « Inference in nonlinear econometric models with structural change », *Review of Economic Studies*, n°55, pp. 615-640.

Barro R.J., 1991, « Economic Growth in a cross section of countries », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, n°2, pp. 407-443.

Barro R.J. & Sala-i-Martin X., 1992, « Convergence », Journal of Political Economy, Vol. 100, n°2, pp. 223-251.

Barro R.J. & Sala-i-Martin X., 1995, « Technological diffusion, convergence and growth », *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, n°1, pp.1-26.

Baumol W.J., 1986, « Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show », *The American Economic Review*, Vol.76, n°5, pp. 1076-1085.

Berndt E.R. & Christensen L.R., « The internal structure of functional relationships: Separability, substitution and aggregation », *The Review of Economic Studies*, Vol.40, n°3, pp. 403-410.

Cahuzac E. & Bontemps C., 2017, *Stata par la pratique : statistiques, graphiques et éléments de programmation*, College Station, Texas : StataCorp, Stata Press Publication.

Chambers R.G., 1998, *Applied production analysis : A dual approach*, Cambridge UK, Cambridge University Press.

Chatterji M., 1992, « Convergence clubs and endogenous growth », *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 8, n°4, pp. 57-69.

Chatterji M. & Dewhurst J.H.LI., « Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain », *Regional Studies*, Vol. 30, n°1, pp. 31-39.

Chiang A.C., 1984, *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill, 3rd edition.

Chow G., 1960, « Testing equality between sets of coefficients in two linear regressions », *Econometrica*, Vol. 28, n°3, pp. 591-605.

Coelli T., Rao D., O'Donell C. & Battese G., 2005, *An introduction to efficiency and productivity analysis (second edition)*, New York: Springer.

Colman D. & Harvey D., 2004, « The future of UK dairy farming », Report to MDC, DIAL, DEFRA, School of Economic Studies, University of Manchester and School of Agriculture, Food and Rural Development, University of Newcastle.

Commission Européenne, 2003, *Réseau d'Information Comptable Agricole : Guide Méthodologique*, Bruxelles, Commission Européenne.

De Blander R., Henry de Frahan B. & Offerman F., 2011, « Ex-post evaluations of agricultural and environmental policies in the EU with FADN data : Methods and results », *European FACEPA project – wp9 working paper*, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve, Belgique.

Diewert W.E., 1978, « Superlative index numbers and consistency in aggregation », *Econometrica*, Vol. 46, n°5, pp. 883-900.

Diewert W.E., 1982, « Duality approach to microeconomic theory », *Handbook of mathematical economics*, Vol. 2, pp. 535-599.

Diewert W.E. & Wales T.J., 1987, « Flexible Functional forms and global curvature conditions », *Econometrica,* Vol.55, n°1, pp.43-68.

Dorsch K., 2002, « Höhenlagen: wie Milchviehalter im Rennen bleiblen », *Top agrar*, n°9, pp. 30-35.

Du K., 2017, « Econometric convergence test and club clustering using Stata », *The Stata Journal*, Vol. 17, n°4, pp. 882-900.

Dudu H. & Kristkova S., 2017, « Impact of CAP pillar II payments on agricultural productivity », *Publication Office of the European Union*, European Commission, Luxemburg.

Durlauf S. & Johnson P., 1995, « Multiple regimes and cross-country growth behaviour », *Journal of Applied Econometrics*, Vol.10, n°4, pp. 365-384.

European Commission, 2018, *Cap Context Indicators 2014-2020, Total Factor Productivity*, EC, DG-AGRI, 2018 Update.

Eurostat, 2018, *Eurostat Regional Yearbook 2018*, Luxembourg : Statistical Office of the European Communities

Ezcurra R., Iráizoz B., Pascual P. & Rapún M., 2010, « Agricultural productivity in the European countries: Trends and explanatory factors », *European Urban and Regional Studies*, Vol. 18, n°2, pp. 1-23.

Fletcher R., 1993, *Practical Methods of Optimization*, Chichester, UK: Wiley.

Food and Agricultural Organization of the United States (FAO), 2018, « World Food and Agriculture, Statistical Pocketbook », *FAO Statistics*, Rome.

Fuglie K.O., 2010, « Total factor productivity in the global agricultural economy: Evidence from FAO data », *The Shifting Patterns of Agricultural Production and Productivity Worldwide*, Iowa State University, The Midwest Agribusiness Trade Research and Information Center (Matric).

Galanopoulos K., Surry Y. & Mattas K., 2011, « Agricultural productivity growth in the Euro-Med region : Is there evidence of convergence? », *Outlook on Agriculture*, n°40, pp. 29-38.

Galor O., 1996, « Convergence? Inference from Theoretical Models », *Economic Journal*, Vol. 106, n°437, pp. 1056-1069.

Henry de Frahan B., Baudry A., De Blander R., Polomé P. & Howitt R., 2011, « Dairy farms without quotas in Belgium : Estimations and simulations with a flexible cost function », *European Review of Agricultural Economics*, n°38, pp. 449-467.

Henry de Frahan B., Dong J. & De Blander R., 2015, « Multi-input multi-output cost function for IMF-CAP model », *MIMO Deliverable 8 : Final Report*, Earth and Life Institute, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve, Belgique.

Inklaar R. & Timmer, M.P., 2009, « Productivity convergence across industries and countries », *GGDC Working Papers*; Vol. GD-109, Groningen : GGDC.

Islam N., 2003, « What have we learnt from the convergence debate? », *Journal of economic surveys*, Vol. 17, n°3, pp. 309-362.

Jarco D., 2018, « Testing and measurement of economic convergence: A review of some recent developments », *International entrepreneurship*, Vol. 4, n°2, p. 9-29.

Klaasen R., 2018, *Farm productivity gains in European Union*, Mémoire de Master présenté à l'UCLouvain, Faculté des Bioingénieurs (Henry de Frahan B., promoteur).

Kumbhakar S.C., 1994, « A multiproduct Symmetric Generalized McFadden cost fonction », *The Journal of Productivity Analysis*, Vol. 5, n°4, pp. 349-357.

Latruffe L., 2010, « Competitiveness, Productivity and Efficiency in the Agricultural and Agri-Food Sectors », OECD Food, *Agriculture and Fisheries Working Papers*, No. 30, OECD Publishing.

Leetmaa S., Arnade C. & Kelch D., 2004, « A comparison of US and EU agricultural productivity with implications for EU enlargement », *US – EU Food and Agriculture Comparisons*, Agriculture and Trade Report, pp. 33-48.

Lovell C., 1993, « Production frontier and productive efficiency », *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York, pp. 3-67.

Lucas R.E., 1988, « On the mechanics of economic development », *Journal of Monetary Economics*, n°22, pp. 3-42.

Mankiw N.G., Romer D. & Weil D.N., 1992, « A contribution to the empirics of economic growth », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, n°2, pp. 407-437.

Minviel J.J. & Latruffe L., 2014, « Meta-regression analysis of the impact of agricultural subsidies on farm technical efficiency », *European Association of Agricultural Economists*, 2014 International Congress, Slovenia.

OECD, 2001, *Measuring productivity – OECD Manual: Measurement of aggregate and industry-level productivity growth*, Paris, OECD Publishing.

Phillips P.C.B. & Sul D., 2007, « Transition modeling and econometric convergence tests », *Econometrica*, Vol. 75, n°6, pp. 1771-1855.

Platteau J., Van Gijseghem D., Van Bogaert T. & Vuylsteke A., 2016, *Voedsel om over na te denken*, LARA/VIRA, Departement Landbouw & Visserij.

Rao D.S.P. & Coelli J.D., 2004, « Catch-up and convergence in global agricultural productivity », *Indian Economic Review*, Vol. 39, n°1, pp. 123-148.

Rebelo S., 1991, « Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth », *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, n°3, pp. 500-521.

Romer P.M., 1990, « Human capital and growth: Theory and evidence », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 32, pp. 251-286.

Sadoulet E. & de Janvry A., 1995, *Quantitative Development Policy Analysis*, Baltimore and London, The Johns Hopkins University Press.

Sato K., 1967, « A two-level constant-elasticity-of-substitution production function », *Review of Economic Studies*, Vol.34, n°2, pp. 201-218.

Seber G., 2008, *A Matrix Handbook for Statisticians*, Wiley Series in Probability and Statistics, New Jersey: Wiley.

Solow M., 1956, « A contribution to the theory of economic growth », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, n°1, pp. 65-94.

SPW Agriculture, 2019, *L'agriculture wallonne en chiffres*, Direction générale de l'agriculture, des Ressources Naturelles et de l'Environnement, SPW éditions.

StataCorp, 2013, *Stata User's Guide: Release 13*, College Station, Texas: StataCorp LLC.

StataCorp, 2017, *Stata User's Guide: Release 15*, College Station, Texas: StataCorp LLC.

Taylor J.R., 1997, *An introduction to error analysis: the study of uncertainties in physical measurement (second edition)*, Sausalito, California: University Science Books.

Wieck C. & Heckelei T., 2007, « Determinants, differentiation and development of short-term marginal costs in dairy production: An empirical analysis for selected regions of the EU », *Agricultural Economics*, n°36, pp. 203-220.

Zellner A., 1962, « An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias », *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, n°298, 348-368.

Zellner A., 1963, « Estimators for seemingly unrelated regression equations: some exact finite sample results », *Journal of the American Statistical Association*, Vol.58, n°304, pp. 977-992.

Zellner A., Huang D.S., 1962, « Further properties on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis », *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, n°3, pp. 251-270.

RESUME

Ce travail est une étude des gains de productivité dans les fermes laitières, bovines et de grandes cultures flamandes et wallonnes au moyen d'une fonction de coût multi-intrants multi-produits de spécification symétrique généralisée de McFadden (SGM). Nous avons développé une méthode d'estimation d'une fonction de coût théoriquement cohérente et flexible dans tous ses arguments de spécification SGM augmentée (un terme de troisième ordre est ajouté aux produits) pour calculer les gains de productivité des fermes laitières. La méthode d'estimation de la fonction de coût multi-intrants multi-produits de spécification SGM standard développée dans un travail précédent (Klaasen 2018) a été utilisée pour calculer les gains de productivité des fermes de grandes cultures et bovines. Ces estimations sont faites à partie des bases de données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) européen. L'analyse révèle des différences importantes entre les deux régions et les différents types de ferme.

Dans une deuxième partie, nous identifions des déterminants potentiels des gains de productivité ainsi que des indicateurs environnementaux au moyen de coefficient de corrélation. Nos résultats pour les fermes de grandes cultures montrent que la spécialisation de la ferme est corrélée positivement avec les gains de productivité, ainsi que l'utilisation d'engrais et de pesticides par unité de surface.

Enfin, nous avons mis en place un test de convergence pour tester l'hypothèse de convergence absolue et de convergence de clubs entre les fermes. L'hypothèse de convergence absolue a été rejetée pour les deux régions dans le cas des fermes de grandes cultures ce qui ne l'est pas dans le cas de l'hypothèse de convergence de clubs. Pour les fermes bovines, l'hypothèse de convergence absolue n'est rejetée pour aucune des deux régions.

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN
Faculté des bioingénieurs
Croix du Sud, 2 bte L7.05.01, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique | **www.uclouvain.be/agro**