

Université de Montréal

Changements techniques dirigés dans le commerce international :
une comparaison d'approches pour les États-Unis

par
Matthieu Plante

Département de sciences économiques
Faculté des études supérieures

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures
En vue de l'obtention du grade de M.Sc. sciences économiques

Novembre 2004

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
BIBLIOTHÈQUE
5000 AVENUE LA SALLE
MONTRÉAL, QUÉBEC H3T 1J4

© Matthieu Plante 2004

Sommaire

Les études portant sur les avantages comparés utilisent généralement le modèle néoclassique du commerce international. Il existe deux approches pour tester cette théorie : l'approche par les exportations et l'approche par la production. La base empirique de l'approche par les exportations a été développée par Balassa (1979, 259). Toutefois, il est également possible d'estimer les avantages comparés par la spécialisation internationale (ou approche par la production). Suite à certains problèmes d'incongruité, ces deux modèles se sont complexifiés, ajoutant entre autre des paramètres de changements technologiques comme variables explicatives. Dudley et Moenius (2004, 1), dans un travail récent, estiment un modèle du commerce international en incluant comme variables indépendantes des changements techniques dirigés, tel que définis par Acemoglu (2002, 2). Les changements techniques dirigés expriment le fait qu'un pays initialement abondant dans un facteur donné tende à développer de nouvelles technologies favorisant ce facteur productif. Par conséquent, les modèles traditionnels tendent à sous-estimer la quantité réelle de ce facteur. Dans cette étude, nous cherchons à comparer les deux versions théoriques des avantages comparés (i.e. par les exportations et par la production) lors de l'inclusion des changements techniques dirigés dans un modèle dynamique aux États-Unis. Nous voulons savoir si les deux approches ont le même comportement statistique. Plus précisément, on s'attend à ce que le signe des coefficients estimés soit le même dans les deux cas. Les résultats empiriques démontrent en effet que les deux approches s'équivalent. Le signe des coefficients estimés est identique pour chaque variable. Par conséquent, l'hypothèse d'équivalence semble confirmée.

Table des matières

<i>Sommaire</i>	ii
<i>Liste des tableaux</i>	v
<i>Liste des graphiques</i>	vii
<i>Remerciements</i>	viii
<i>Section I. Introduction</i>	1
<i>Section 2. Informations pertinentes</i>	3
2.1 <i>L'estimation de la théorie des avantages comparés</i>	3
2.2 <i>Le théorème de Rybczynski</i>	3
2.3 <i>Les changements techniques dirigés</i>	4
2.4 <i>Faits stylisés pour les États-Unis</i>	5
2.4.1 <i>Les indicateurs économiques</i>	5
2.4.2 <i>Les faits</i>	7
<i>Section 3. Revue des études antérieures</i>	12
3.1 <i>Bela Belassa (1979)</i>	12
3.2 <i>James Harrigan (1997)</i>	14
3.3 <i>Dudley et Moenius (2004)</i>	16
3.4 <i>Évaluation</i>	18

Section 4. Analyse théorique	21
4.1 <i>Approche par les exportations</i>	21
4.2 <i>Approche par la spécialisation de la production</i>	24
4.3 <i>Approche par la spécialisation de la production globale</i>	27
Section 5. Analyse empirique	28
5.1 <i>Tests de stationnarité</i>	28
5.1.1 <i>Approche par les exportations</i>	30
5.1.2 <i>Approche par la spécialisation de la production</i>	30
5.2 <i>Tests d'hétéroscédasticité</i>	38
5.3 <i>Tests d'autocorrélation entre catégories de panel</i>	38
5.4 <i>Tests de corrélation sérielle</i>	38
5.5 <i>Résultat des estimations</i>	43
5.5.1 <i>Approche par les exportations</i>	43
5.5.2 <i>Approche par la spécialisation de la production</i>	45
5.5.3 <i>Approche par la spécialisation de la production globale</i>	46
5.6 <i>Comparaison des résultats entre les approches</i>	48
Section 6. Conclusion	52
Bibliographie	54
Annexe	55

Liste des tableaux

Tableau 1 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (exportations)	31
Tableau 2 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (production, industrie légère)	32
Tableau 3 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (production, industrie lourde)	33
Tableau 4 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (production, machinerie et équipement)	34
Tableau 5 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables différenciées avec données en panel (production, industrie légère)	35
Tableau 6 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables différenciées avec données en panel (production, industrie lourde)	36
Tableau 7 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables différenciées avec données en panel (production, machinerie et équipement)	37
Tableau 8 : Test proposé par Greene (2000) pour l'hétéroscédasticité des erreurs avec données en panel	39
Tableau 9 : Test de Breusch-Pagan proposé par Greene (2000) pour la corrélation des erreurs entre les sections du panel	40
Tableau 10 : Test de Wooldridge pour la corrélation sérielle des erreurs avec données en panel	42
Tableau 11 : Estimation des avantages comparés révélés aux États-Unis, 1970-1992	44

Tableau 12 : Estimation des parts sectorielles du PIB aux États-Unis, par secteur, 1970-1991	47
Tableau 13 : Estimation des parts sectorielles du PIB aux États-Unis, 3 secteurs confondus, 1970-1991	49
Tableau 14 : Comparaison du signe des coefficients estimés par secteur entre les deux approches aux États-Unis	50
Tableau 15 : Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (production globale)	55
Tableau 16 : Test proposé par Greene (2000) pour l'hétéroscédasticité des erreurs avec données en panel (production globale)	56
Tableau 17 : Test de Breusch-Pagan proposé par Greene (2000) pour la corrélation des erreurs entre les sections du panel (production globale)	56
Tableau 18 : Test de Wooldridge pour la corrélation sérielle des erreurs avec données en panel (production globale)	57

Liste des graphiques

- Graphique 1 : Évolution des dotations en capital humain relativement au capital physique aux États-Unis, 1970-1992 9
- Graphique 2 : Évolution de l'ACR (machinerie relativement à industrie lourde) aux États-Unis, 1970-1992 10

Remerciements

Je tiens à remercier M. Leonard Dudley pour avoir accepté de superviser la rédaction de ce rapport et pour avoir maintenu un intérêt constant à cet effet.

Section 1. Introduction

La théorie néoclassique du commerce international se base fondamentalement sur le théorème Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV), selon lequel un pays exporte les biens relativement intensifs en son facteur abondant (Vanek 1968). Une autre version de cette théorie, développée par Harrigan (1997, 475), veut qu'un pays tende à spécialiser sa production vers les secteurs intensifs en leur facteur abondant. Ces deux approches sont respectivement identifiées comme approche par les exportations et approche par la production. Dans ce travail, nous incluons les changements techniques dirigés d'Acemoglu (2002) dans les modèles habituellement utilisés pour tester ces deux versions. Cette inclusion est motivée par l'étude de Dudley et Moenius (2004) qui suggère une telle procédure dans le cas des pays de l'OCDE. Toutefois, notre intention ici n'est pas de tester lesdites théories, mais bien de comparer les deux approches. De plus, nous allons concentrer notre attention sur les États-Unis, un pays pour lequel l'inclusion des changements techniques dirigés semble appropriée¹.

Notre étude débute donc par un rappel de la théorie néoclassique du commerce international et par une justification de l'utilisation des changements techniques dirigés suite à l'observation de faits stylisés. À la section suivante, une revue des études antérieures importantes sera faite pour maîtriser la modélisation théorique et empirique du domaine. À la quatrième section, la théorie économique nous servira de point d'appui dans la construction de notre modèle. Finalement, la dernière section expose les estimations des avantages comparés révélés et des parts sectorielles du PIB et utilise la méthode de la comparaison pour évaluer le comportement des deux approches pour les États-Unis. En fait, nous testerons l'hypothèse

d'équivalence entre les deux approches dans le contexte particulier de l'inclusion des changements techniques dirigés dans les modèles. L'indicateur d'équivalence sera le signe des coefficients estimés qui, selon la théorie, devrait être identique pour les deux versions.

¹ Voir à cet effet l'étude de Dudley et Moenius (2004, 8)

Section 2. Informations pertinentes

Cette section fait d'abord un survol du cadre théorique de l'estimation des avantages comparés (sous-sections 2.1 et 2.2) en incluant les changements techniques dirigés (sous-section 2.3). À la sous-section 2.4, une analyse des faits stylisés appropriés est faite pour les États-Unis afin d'avoir un avant-goût du volet empirique de l'étude. Cette sous-section est cruciale par le fait qu'elle justifie l'inclusion des changements techniques dirigés dans nos modèles.

2.1 L'estimation de la théorie des avantages comparés

L'estimation des avantages comparés peut se faire en estimant un modèle par la production ou par les exportations. Un modèle par la production utilise la spécialisation de la production (i.e. la part sectorielle du PIB) comme variable dépendante, alors qu'un modèle par les exportations, à la manière de Balassa (1979, 259), utilise les avantages comparés révélés pour jouer ce rôle.

2.2 Le théorème de Rybczynski

Ce théorème est très utilisé dans l'analyse théorique et empirique du commerce international. Rybczynski (1955, 337-338) stipule que, dans le cas de deux biens et deux facteurs, l'augmentation d'un facteur de production, *ceteris paribus*, entraîne généralement une augmentation de la production du bien intensif en ce facteur et une diminution de la production du bien intensif dans l'autre facteur.

2.3 Les changements techniques dirigés

Développée par Acemoglu (2002, 2), l'idée des changements techniques dirigés peut être appliquée au commerce international. Il s'agit du principe selon lequel les entreprises développent de nouvelles technologies selon la taille du marché pour les facteurs et selon le prix des facteurs. En fait, dans le cadre de la théorie du commerce international, Dudley et Moenius (2004, 1) montrent que les changements technologiques augmentent le stock du facteur relativement abondant. De plus, ils indiquent que le prix des facteurs, sous les hypothèses habituelles de la théorie, n'influencent pas la direction des changements technologiques.

« If trade equalizes effective factor prices, however, this consideration cannot explain differences in the factor bias of technical change across countries. » (Dudley et Moenius 2004, 1)

Comme l'explique Acemoglu (2002, 2-3), avec une fonction de production CES (i.e. élasticité de substitution constante entre les facteurs), il est possible qu'un changement technologique augmente la quantité réelle d'un facteur x , tout en augmentant la productivité marginale relative de l'autre facteur (y) si ces facteurs sont complémentaires. Ainsi, le changement technologique serait « *x-augmenting* » et « *y-biased* » selon la terminologie de l'auteur.

Dans le cas du commerce international, avec le capital humain (H) et le capital physique (K) complémentaires, on peut appliquer l'idée du changement technique dirigé. Par exemple, un pays où le capital physique serait plus abondant (relativement au capital humain) profiterait de changements technologiques qui augmenteraient le capital physique (*K-augmenting technical change*). Ainsi, le changement technologique serait biaisé vers le capital humain (*H-biased technical change*), car il provoquerait une hausse de la productivité marginale du capital humain par rapport au capital physique.

2.4 Faits stylisés pour les États-Unis

Cette section compare les indicateurs du commerce international avec la réalité économique américaine de façon à mettre en évidence certaines carences du modèle néoclassique HOV dans le cas des États-Unis.

2.4.1 Les indicateurs économiques

Cette section décrit des indicateurs économiques utilisés dans l'étude de Dudley et Moenius (2004). Les facteurs de production considérés sont le capital physique (K), le capital humain (H) et la main-d'œuvre (L). Les secteurs considérés sont *machinerie et équipements* (X), *industrie lourde* (Y) et *industrie légère* (Z).

Soit l'équation 2.1 ci-dessous, une mesure de l'abondance factorielle des États-Unis relativement aux autres pays de l'OCDE considérés, où V_i est la dotation factorielle nationale, alors que \bar{V}_i est la dotation des pays de l'OCDE.

$$v_i = V_i / \bar{V}_i \quad (2.1)$$

À partir de l'équation 2.1, Dudley et Moenius (2004, 5) construisent l'indice de dotation relative comparative entre deux facteurs i et j . L'indice est présenté explicitement ci-dessous (équation 2.2).

$$RE_{ij} = 2 (v_i - v_j) / (v_i + v_j) \quad (2.2)$$

Ensuite, il est possible de calculer l'avantage comparé révélé (ACR_a) de Balassa (1979, 259) en appliquant l'équation 2.3 aux données.

$$x_a \equiv \frac{E_a / \bar{E}_a}{E / \bar{E}} \quad (2.3)$$

E_a : Exportations réelles du *secteur a* dans le pays.

\bar{E}_a : Exportations réelles du *secteur a* pour tous les pays.

E : Exportations réelles totales dans le pays.

\bar{E} : Exportations réelles totales pour tous les pays.

L'équation 2.3 est donc tout simplement le rapport des parts mondiales des exportations du *secteur a* sur l'ensemble des secteurs. Enfin, l'avantage comparé réel est la différence de l'avantage comparé révélé entre deux secteurs donnés. Formellement, l'équation 2.4 définit l' ACR_{ab} .

$$ACR_{ab} \equiv x_a - x_b \quad (2.4)$$

Par conséquent, Dudley et Moenius (2004, 7) remarquent que, selon le théorème HOV, une augmentation de RE_{HK} entraînera une augmentation de ACR_{XY} . Il est à noter que les indices fictifs des équations précédentes ont été remplacés par les variables présentées au début de la sous-section. La proposition tient dans la mesure où le secteur X est intensif en capital humain et où le secteur Y est intensif en capital physique, ce qui est vérifié dans les données².

2.4.2 Les faits

Comme pour certains autres pays, tels le Japon et l'Allemagne, les faits stylisés aux États-Unis semblent aller dans le sens contraire de la théorie HOV³. En premier lieu, nous étudions l'évolution des dotations de capital humain relativement au capital physique⁴ aux États-Unis de 1970 à 1992. Celle-ci est tracée au graphique 1.

Nous constatons une hausse de l'importance relative du capital humain comparativement au capital physique. Dans une telle situation, la théorie néoclassique HOV prévoit une hausse de l'avantage comparé réel du secteur intensif en capital humain relativement au secteur intensif en capital physique.

Pour construire cet indice, les 13 secteurs manufacturiers ont été classés en 3 secteurs industriels : *industrie légère*, *industrie lourde* et *machinerie et équipement*. En suivant l'approche de Dudley et Moenius (2004, 6-7), le premier secteur est intensif en travail, le second

² Voir le cahier de recherche de Dudley et Moenius (2004, 13) à ce sujet.

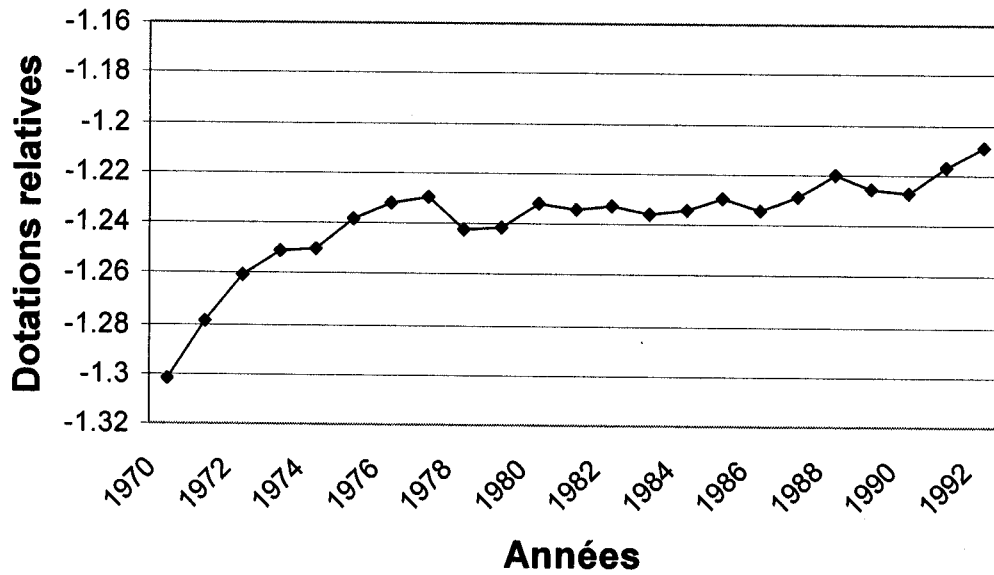
³ Dudley et Moenius (2004, 7) exposent cet état de fait graphiquement.

⁴ Il s'agit de l'indice des dotations relatives présenté à l'équation 2.2 en prenant la moyenne arithmétique des secteurs considérés.

en capital physique et le dernier en capital humain. Conformément à l'équation 2.4, il est possible de trouver l'avantage comparé réel⁵ pour le secteur *industrie lourde* relativement au secteur *machinerie et équipement*. Le graphique 2 présente cette évolution.

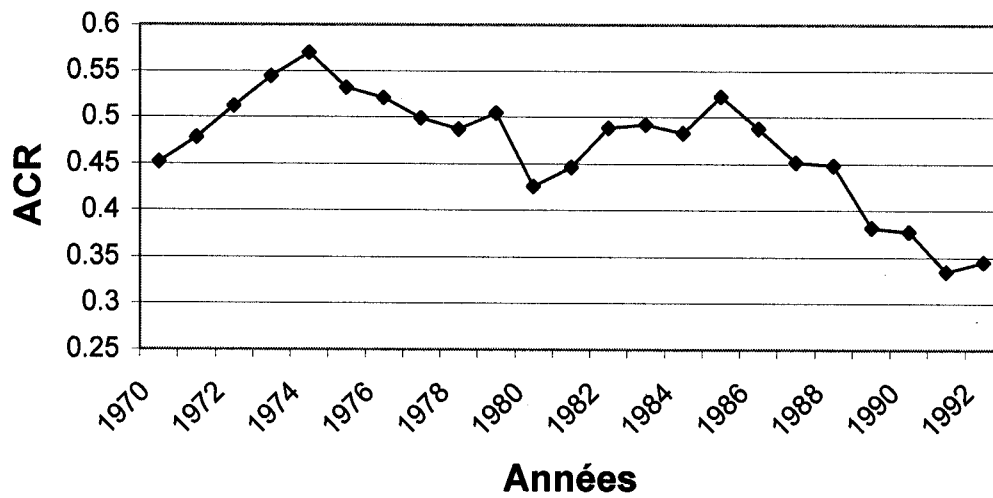
⁵ Une moyenne arithmétique des secteurs initiaux concernés a été utilisée pour construire cet indice.

Graphique 1: Évolution des dotations en capital humain relativement au capital physique aux Etats-Unis, 1970-1992



Sources : OCDE, *International Sectoral Database*, 1994
OCDE, *Industrial Structure Statistics*, 1999

**Graphique 2: Évolution de l'ACR (machinerie
relativement à industrie lourde) aux Etats-Unis, 1970-
1992**



Sources : OCDE, *International Sectoral Database*, 1994
OCDE, *Industrial Structure Statistics*, 1999

Bien que la théorie HOV prévoie une hausse de l'ACR, nous notons une baisse de cet indice sur la période 1970-1992. Ce fait est également confirmé dans l'analyse de Dudley et Moenius (2004, 8).

De plus, on note qu'au début de la période considérée, les États-Unis étaient fortement intensifs en capital relativement aux pays de l'OCDE et aux autres facteurs. Or, une forte intensité initiale en capital physique aux États-Unis nous pousse à nous demander si le pays a développé des technologies qui augmentent l'impact du capital physique de façon à profiter du grand marché disponible pour ces innovations⁶.

En fait, un modèle avec des changements techniques dirigés au sens d'Acemoglu serait en accord avec ce type de données. Par exemple, Dudley et Moenius (2004, 1) ont développé un modèle du commerce international où les changements techniques dirigés sont intégrés à la méthodologie de Balassa (1979). La prochaine section s'intéresse justement à ces études, du point de vue de l'approche par les exportations et de l'approche par la spécialisation de la production.

Section 3. Revue des études antérieures

Cette section dresse le bilan des études passées visant à estimer la théorie des avantages comparés. Plus précisément, deux des trois études suivantes se basent sur l'approche par les exportations et l'autre utilise l'approche par la spécialisation de la production. La sous-section 3.1 porte sur l'étude pionnière de Balassa (1979). La sous-section 3.2 se penche sur l'étude des avantages comparés estimés par la production de Harrigan (1997). La dernière partie, la section 3.3, décrit le travail de Dudley et Moenius (2004) qui inclut les changements techniques dirigés.

3.1 Bela Balassa (1979)

Dans son étude *The Changing Pattern of Comparative Advantage in Manufactured Goods*, Bela Balassa (1979, 259) propose une méthode en deux étapes pour estimer les déterminants des avantages comparés. L'accent est mis sur l'impact du développement économique (i.e. l'accumulation de capital) sur les avantages comparés. L'auteur utilise des données sur 184 catégories de produits manufacturés et 36 pays sont considérés.

Dans la première étape, pour chacun des pays, Balassa régresse les avantages comparés (x_{ij}) des catégories de produits sur leur intensité factorielle (k_i). Les avantages comparés sont définis dans cette étude comme étant les exportations relatives. Ainsi, il s'agit de la part des exportations mondiales d'une catégorie de produits sur la part des exportations mondiales de toutes les catégories de produits considérées. L'intensité factorielle, elle, est définie comme étant l'intensité du capital. En fait, k_i représente la somme des capitaux physiques et humains divisée

⁶ Dudley et Moenius (2004, 9) proposent une telle explication.

par la main-d'œuvre. Les indices i et j représentent respectivement les catégories de produits et les pays.

$$\text{Log } x_{ij} = \text{Log } \alpha_j + \beta_j \text{Log } k_i + u_{ij} \quad (3.1)$$

Le coefficient associé à l'intensité factorielle est noté β_j et il donne la nature des avantages comparés. Une valeur positive de β_j suggère que le pays ait un avantage comparé dans les biens intensifs en capital, tandis qu'une valeur négative correspond à un avantage comparé dans les biens intensifs en main-d'œuvre. En valeur absolue, l'importance numérique du coefficient β_j donne une idée de la force de l'avantage comparatif.

Dans la seconde étape, Balassa régresse les β_j trouvés sur les dotations per capita de capital physique et humain (respectivement $GDICAP_j$ et $HMIND_j$). L'équation 3.2 suggère donc que l'avantage comparé soit déterminé par l'accumulation du capital.

$$\beta_j = f(GDICAP_j, HMIND_j) \quad (3.2)$$

L'estimation des équations 3.1 et 3.2 démontre empiriquement que les dotations en capital expliquent les différences dans les avantages comparés entre les pays.

« The empirical estimates show that intercountry differences in the structure of exports are in a large part explained by differences in physical and human capital endowments »
(Balassa 1979, 264).

Ainsi, les résultats trouvés par Balassa plaident pour l'approche en deux étapes. Dans la première équation, le coefficient β_j est statistiquement différent de 0 au niveau de 5% dans plus de 60% des pays considérés; dans la deuxième équation, tous les coefficients sont statistiquement différents de 0 à un niveau de 5%.

3.2 James Harrigan (1997)

James Harrigan (1997, 475), dans son article *Technology, Factor Supplies, and International Specialization : Estimating the Neoclassical Model*, estime en panel un modèle du commerce international qu'il dérive d'abord de la théorie néoclassique. Plus précisément, il estime la spécialisation de la production dans sept secteurs manufacturiers, soit : *alimentation, textiles, papiers, produits chimiques, produits de verre, métaux et machinerie*. Les données sont classées pour ces secteurs, dans dix pays pour les années 1970 à 1990. Un aspect intéressant de cette étude réside dans le fait que l'auteur utilise entre autre des paramètres technologiques non-neutres (i.e. qui changent potentiellement les coûts d'opportunité) comme variables explicatives.

En fait, Harrigan s'intéresse à l'effet combiné des changements technologiques non-neutres et des dotations de facteurs sur la spécialisation internationale. Il y utilise entre autre l'équation 3.3 présentée ci-dessous. Dans cette équation, on retrouve S_{jct} en tant que variable dépendante. Il s'agit de l'indice de spécialisation du secteur j dans le pays c à la période t . La technologie est incluse dans le modèle avec l'indice des TFP (i.e. *Total Factor Productivity*), noté θ_{kct} où k représente le secteur de production. Les intensités factorielles sont représentées par le rapport v_{ict} / v_{1ct} , avec i comme indice des facteurs productifs et où v_{1ct} représente le

nombre de travailleurs. Les facteurs de production (v_{ict}) considérés sont *les biens de capital durables, les biens de construction non-résidentielle et autre capital, la main-d'œuvre non-qualifiée, la main-d'œuvre semi-qualifiée, la main-d'œuvre qualifiée et les terres cultivables.*

$$S_{jct} = \eta_{jc} + \delta_{jt} + \sum_k a_{kj} \ln \theta_{kct} + \sum_i c_{ij} \ln (v_{ict} / v_{1ct}) + e_{jct} \quad \begin{array}{l} c=1,\dots,10 ; k,j=1,\dots,7 ; \\ t=1970,\dots,1990 \end{array} \quad (3.3)$$

De façon générale, l'estimation de l'équation 3.3 nous indique que les effets des TFP sur leur propre secteur sont positifs. Plus précisément, 5 des 7 TFP ont un impact positif et significatif avec leur propre secteur. L'effet le plus important pour cette catégorie des TFP est celui sur le secteur de la machinerie. Pour ce qui est des effets croisés, 16 des 42 effets sont positifs, le reste étant négatif. Toutefois, un bon nombre de ces effets sont non-significativement différents de 0. Il faut noter l'effet négatif économique important et statistiquement très significatif des effets croisés entre les secteurs de la machinerie et des produits chimiques.

Pour ce qui est des intensités factorielles, l'estimation de l'équation 3.3 révèle que l'impact de l'abondance des biens de capital durables sur la spécialisation est positif dans la plupart des secteurs (6 / 7). De plus, l'impact de l'abondance des biens de construction non-résidentielle et autre capital sur la spécialisation est lui négatif dans six secteurs. L'abondance relative de la main-d'œuvre non-qualifiée entraîne un impact positif et important dans le secteur de la machinerie. L'impact de ce facteur est toutefois négatif et important pour le secteur des produits chimiques. L'abondance de main-d'œuvre semi-qualifiée elle, a un impact positif et statistiquement important dans quatre secteurs, tandis qu'elle a un impact négatif et statistiquement important dans un seul secteur. L'abondance de main-d'œuvre qualifiée a un impact négatif dans tous les secteurs manufacturiers. Néanmoins, certains de ces effets ne sont

pas significativement différents de 0 aux niveaux habituels. Finalement, l'abondance relative de terres cultivables a un effet positif dans quatre secteurs et négatif dans trois secteurs.

Les résultats de Harrigan (1997, 492) indiquent que la technologie (i.e. les changements technologiques non-neutres) est bien un facteur à considérer lorsque l'on modélise la spécialisation internationale.

3.3 Dudley et Moenius (2004)

Leonard Dudley et Johannes Moenius (2004), dans leur étude *Directed Technical Change and International Trade* développent un modèle en panel pour estimer l'impact des changements techniques dirigés sur le commerce international. En effet, les auteurs cherchent à tester l'hypothèse des changements techniques dirigés d'Acemoglu par une analyse couvrant 23 années et 14 pays de l'OCDE.

Les auteurs s'inspirent de l'approche en deux étapes de Balassa (1979, 259) en y apportant quelques changements pour la rendre compatible avec des données en panel. À la première étape (voir équation 3.4), le capital physique et le capital humain sont explicitement séparés, ce que ne faisait pas Balassa (1979, 260).

$$x_{ijt} = \alpha + \beta_{jt} k_{ijt} + \gamma_{jt} h_{ijt} + u_{ijt} \quad (3.4)$$

À la deuxième étape (équations 3.5 et 3.6), les coefficients β_{jt} et γ_{jt} sont estimés. Comparativement à Balassa (1979, 260), certaines variables ont été ajoutées à la deuxième étape pour inclure, entre autre, le changement technique dirigé dans le modèle.

$$\beta_{jt} = a^* + b^* K_{jt} + c^* H_{jt} + d^* tK_{jt} + e^* JK_{jt} + f^* JtK_{jt} \quad (3.5)$$

$$\gamma_{jt} = a + b K_{jt} + c H_{jt} + d tH_{jt} + e JtH_{jt} \quad (3.6)$$

Les variables tK_{jt} et tH_{jt} sont des termes d'interaction entre une tendance (t) et les dotations factorielles (K_{jt} et H_{jt}). De plus, le terme J est une variable binaire, prenant la valeur 1 si le pays en question est le Japon et la valeur 0 sinon. Les auteurs incluent cette variable pour tenir compte de la possible différente direction du changement technologique au Japon ainsi que pour ajuster le stock initial de capital physique dans ce pays.

Une fois la substitution des équations 3.5 et 3.6 dans l'équation 3.4 effectuée, les auteurs présentent la version finale du modèle (équation 3.7). Suivant le théorème de Rybczynski, les coefficients m_2 et m_6 représentent le fait que l'accumulation d'un facteur de production entraîne une hausse de la production.

$$\begin{aligned} x_{ijt} = & \alpha + m_1 k_{ijt} + m_2 K_{jt} k_{ijt} + m_3 H_{jt} k_{ijt} + m_4 h_{ijt} + m_5 K_{jt} h_{ijt} + m_6 H_{jt} h_{ijt} + m_7 tK_{jt} k_{ijt} \\ & + m_8 tH_{jt} h_{ijt} + m_9 JK_{jt} k_{ijt} + m_{10} JtK_{jt} k_{ijt} + m_{11} JtH_{jt} h_{ijt} + u_{ijt} \end{aligned} \quad (3.7)$$

En estimant l'équation 3.7 avec effets fixes, Dudley et Moenius trouvent que les coefficients m_2 et m_6 sont positifs et statistiquement significatifs à un niveau de 5%, ce qui est conforme à la première partie du théorème de Rybczynski (1955, 337-338). Ensuite, les coefficients m_3 et m_5 sont négatifs et statistiquement significatifs à un niveau de 5%, ce qui est

conforme à la deuxième partie du théorème de Rybczynski (1955, 337-338). Les coefficients estimés m_7 et m_8 sont respectivement positif et négatif. Aussi, le coefficient m_7 est significatif à 5%, tandis que le coefficient m_8 l'est à 10%. Ceci signifie que le changement technologique dans les quatorze pays était généralement dans le sens de l'augmentation du capital physique et de la diminution du capital humain. Toutefois, la variable « dummy » pour le Japon nous indique que ce pays ne suit pas cette évolution. En effet, les coefficients m_{10} et m_{11} , respectivement négatif et positif, montrent que la direction du développement technologique était plutôt dans le sens de l'augmentation du capital humain et de la diminution du capital physique. Bien que m_{11} ne soit pas statistiquement significatif, il demeure qu'il est positif. Pour ce qui est de m_{10} , il est significatif à 5%.

Comme le révèle l'estimation de l'équation 3.7, l'hypothèse d'Acemoglu concernant le sens du progrès technologique semble validée. L'étude de Dudley et Moenius permet donc d'expliquer certaines anomalies du modèle HOV en y ajoutant le concept de changement technique dirigé.

3.4 Évaluation

L'objectif de l'étude de Balassa était de proposer une méthode d'estimation des avantages comparés. Celle-ci s'est avérée utile pour plusieurs chercheurs, mais certains éléments s'avèrent désuets de nos jours. D'abord, Balassa utilise un paramètre de technologie constant entre les pays et dans le temps. En effet, l'intensité factorielle observée aux États-Unis

est appliquée dans tous les pays, par manque de données⁷. Étant donné que le cas américain est le seul à avoir été considéré par notre étude, nous n'avons pas à changer cet élément. Toutefois, la proposition de Balassa d'un modèle statique s'avère problématique. L'objectif de notre étude étant de comparer le changement technologique dirigé, l'utilisation de données temporelles est inévitable. Ensuite, Balassa (1979, 260) ne distingue pas, dans la première étape de son estimation, le capital humain du capital physique. Or, il s'avère important de le faire puisque les faits stylisés exposés plus tôt ne peuvent être expliqués qu'en séparant ces deux formes de capital.

Harrigan (1997, 492) estime un modèle de spécialisation internationale de la production avec des paramètres technologiques non-neutres (« Total Factor Productivity »). De cette façon, l'auteur arrive à démontrer que les différences technologiques « Hicks-neutral » expliquent, avec les intensités factorielles, la spécialisation internationale. Cependant, son modèle ne peut pas estimer directement les changements techniques dirigés conformément à l'hypothèse d'Acemoglu et aux faits stylisés présentés dans la section 2. Pour se faire et pour rendre son approche comparable à l'approche par les exportations, il serait préférable de s'inspirer de la méthodologie en deux étapes de Balassa appliquée à la spécialisation de la production.

Dudley et Moenius (2004, 4) estiment un modèle d'avantages comparés (i.e. par les exportations) spécifiquement pour tester l'hypothèse d'Acemoglu. Leur méthode sera donc utile dans ce travail. Toutefois, comme notre étude ne se base que sur les États-Unis, le modèle développé par Dudley et Moenius sera utilisé uniquement pour ce pays. De plus, les auteurs n'ont estimé que les avantages comparés révélés, ce qui ne permet pas de comparaison entre

⁷ Voir à cet effet la justification de Balassa (1979, 261).

l'approche par la production et l'approche par les exportations. Dans ce travail, nous devons donc estimer les avantages comparés révélés et la spécialisation sectorielle de la production.

Bien qu'il soit intéressant de faire une revue des études précédentes, il est aussi important d'intégrer ces informations dans le présent travail au niveau de la comparaison des approches. La section suivante tentera de construire un modèle théorique qui présentera de façon formelle nos hypothèses.

Section 4. Analyse théorique

La section 4 de ce travail a pour objectif de donner la base théorique du modèle à estimer et de formuler les hypothèses pertinentes. Ainsi, pour chacune des deux approches⁸, un modèle théorique est développé en tentant de maintenir identiques les variables estimées pour favoriser les possibilités de comparaison.

4.1 L'approche par les exportations

Le modèle développé dans cette sous-section se fonde en grande partie sur l'approche en deux étapes de Balassa. Cependant, comme le suggèrent Dudley et Moenius (2004, 19), quelques modifications seront appliquées pour tenir compte des changements techniques dirigés et des différences entre capital humain et physique. Le modèle sera également adapté au format en panel des données.

Pour ce modèle, la variable dépendante est x_{it} , définie comme étant les avantages comparés révélés au sens de Balassa (1979, 259) pour le secteur i à l'année t .

$$X_{it} \equiv \frac{E_{it} / \bar{E}_{it}}{E_t / \bar{E}_t} \quad i = 1, \dots, 13 ; t = 1970, \dots, 1992 \quad (4.1)$$

Les variables explicatives sont les suivantes :

k_{it} : Intensité factorielle du capital physique. La variable est définie comme étant le ratio capital-travail du secteur i à l'année t divisé par le ratio moyen capital-travail à l'année t ;

h_{it} : Intensité factorielle du capital humain. La variable est définie comme étant le ratio capital humain-travail pour le secteur i à l'année t divisé par le ratio moyen capital humain-travail à l'année t ;

K_t : Dotation factorielle relative en capital physique. La variable est définie comme étant le ratio capital-travail à l'année t aux États-Unis divisé par le ratio capital-travail de tous les pays à l'année t ;

H_t : Dotation factorielle relative en capital humain. La variable est définie comme étant le ratio capital humain-travail aux États-Unis à l'année t divisé par le ratio capital humain-travail de tous les pays à l'année t ;

Comme le suggérait Balassa (1979, 259), le modèle est développé en deux étapes. À la première étape, les avantages comparés révélés x_{it} sont régressés sur les intensités factorielles du capital physique et humain (k_{it} et h_{it}), où u_{it} est le terme d'erreur :

$$x_{it} = \alpha + \beta_t k_{it} + \gamma_t h_{it} + u_{it} \quad (4.2)$$

À la deuxième étape, les coefficients β_t et γ_t sont régressés sur les dotations relatives en capital physique et humain (K_t et H_t), ainsi que sur un terme d'interaction entre une tendance t et un facteur de production pour tenir compte des changements techniques dirigés :

⁸ Par les exportations et par la production.

$$\beta_t = a^* + b^* K_t + c^* H_t + d^* t K_t \quad (4.3)$$

$$\gamma_t = a + b K_t + c H_t + d t H_t \quad (4.4)$$

Enfin, en substituant l'expression des coefficients de 4.3 et 4.4 dans 4.2, on obtient une forme finale pour la spécification des avantages comparés avec changements techniques dirigés :

$$\begin{aligned} x_{it} = & a + v_1 k_{it} + v_2 h_{it} + v_3 K_t k_{it} + v_4 H_t h_{it} + v_5 K_t h_{it} + v_6 H_t k_{it} + v_7 t K_t k_{it} \\ & + v_8 t H_t h_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (4.5)$$

Les coefficients v_3 et v_4 représentent l'impact de l'accumulation d'un facteur productif sur l'avantage comparé du bien intensif dans le facteur correspondant (capital physique et humain, respectivement). Conformément à la première partie du théorème de Rybczynski, leur valeur devrait être positive⁹. Il est important de noter ici que ces deux coefficients ne représentent l'accumulation d'un facteur que si l'on ignore la partie l'effet du changement technique dirigé. Par exemple, dans l'équation (4.3) la dérivée première de β_t par rapport à K_t donne $b^* + d^* t$. À strictement parler, l'effet de l'accumulation du capital physique représente cette expression. Cependant, nous traitons séparément l'effet du changement technique dirigé (d^*) afin de vérifier nos hypothèses. Le même commentaire peut être apporté en ce qui concerne l'effet partiel de H_t dans l'équation (4.4) ou encore pour interpréter les coefficients relatifs à la deuxième partie du théorème de Rybczynski¹⁰.

⁹ Ceci est expliqué dans Dudley et Moenius (2004, 21).

¹⁰ Tout au long du texte, nous interpréterons l'effet du changement technique dirigé séparément de l'accumulation d'un facteur productif.

Les coefficients v_5 et v_6 font référence à la deuxième partie du théorème de Rybczynski. Ils donnent l'impact de l'accumulation d'un facteur productif sur l'avantage comparé du bien intensif dans le facteur opposé (capital humain et physique, respectivement). Ces deux coefficients devraient être de signe négatif lors de l'estimation, comme expliqué par Dudley et Moenius (2004, 22).

Les coefficients v_7 et v_8 correspondent à la vérification de l'hypothèse d'Acemoglu concernant les changements techniques dirigés. D'après les données présentées à la section 2, la valeur estimée de v_7 devrait être positive, tandis que celle de v_8 devrait être négative¹¹. En effet, pour que l'hypothèse d'Acemoglu puisse expliquer les anomalies présentées dans les données sur les États-Unis, le changement technique doit augmenter l'impact du capital physique et diminuer celui du capital humain.

4.2 L'approche par la spécialisation de la production

Le modèle développé pour l'approche par la production sera inspiré de Balassa (1979), de Harrigan (1997) et de Dudley et Moenius (2004). Toutefois, contrairement à Harrigan, la méthode des « TFP » ne sera pas utilisée pour représenter le développement technologique. À cet égard, la méthode utilisée par Dudley et Moenius sera adoptée pour faciliter les comparaisons du développement technologique dirigé entre les deux modèles. De plus, la classification sectorielle suivra celle de l'approche par les exportations suivie par Dudley et Moenius, toujours pour faciliter les comparaisons. Enfin, l'approche en deux étapes de Balassa (1979) sera utilisée lors de l'estimation.

La variable dépendante, S_{it} , est définie comme la part du secteur i dans le PIB à l'année t pour $i = 1 \dots 13$ et pour $t = 1970 \dots 1991$.

Les variables explicatives sont identiques à celles utilisées dans l'approche par les exportations. La seule différence est que la dernière période ($t=1992$) n'est pas considérée par manque de données (voir section 4.1.1 pour une description détaillée des variables explicatives).

Comme pour l'approche par les exportations, on régresse d'abord la variable dépendante sur les intensités factorielles. Dans ce cas, la variable dépendante est la part du secteur i dans le PIB, soit S_{it} . Il s'agit de la variable dépendante utilisée dans l'étude de Harrigan (1997, 478). Le terme d'erreur aléatoire est u_{it} .

$$S_{it} = \alpha + \lambda_t k_{it} + \mu_t h_{it} + u_{it} \quad (4.6)$$

À la seconde étape, les coefficients des intensités factorielles (λ_t et μ_t) sont régressés sur les dotations relatives en capital physique et humain (K_t et H_t). Un terme d'interaction entre une tendance et un facteur de production a aussi été inclus pour estimer le changement technique dirigé.

$$\lambda_t = a^* + b^* K_t + c^* H_t + d^* t K_t \quad (4.7)$$

$$\mu_t = a + b K_t + c H_t + d t H_t \quad (4.8)$$

¹¹ Dudley et Moenius (2004, 22) justifient ainsi les valeurs attendues des coefficients.

Comme à la section 4.1.1, on peut substituer ces deux dernières équations dans l'équation 4.6 de façon à obtenir une spécification finale :

$$S_{it} = \alpha + z_1 k_{it} + z_2 h_{it} + z_3 K_t k_{it} + z_4 H_t h_{it} + z_5 K_t h_{it} + z_6 H_t k_{it} + z_7 tK_t k_{it} + z_8 tH_t h_{it} + u_{it} \quad (4.9)$$

L'équation 4.9 sera estimée pour chacun des 3 grands secteurs de production (i.e. industrie légère, industrie lourde et machine et équipement). De cette façon, nous verrons comment réagissent les coefficients au changement de secteur productif. Bien que Harrigan estime sept secteurs différents, nous avons préféré en estimer trois de façon à palier au nombre d'observations relativement faible. En fait, l'étude de Harrigan (1997, 483-485) compte dix pays, alors que la nôtre se limite aux États-Unis.

Comme il a été mentionné à la section 4.1.1, le théorème de Rybczynski (1955, 337-338) prévoit une valeur estimée positive aux coefficients z_3 et z_4 , tandis qu'il prévoit une valeur estimée négative à z_5 et z_6 ¹². Cette prévision étant indépendante du secteur estimé, on s'attend donc à des signes identiques pour chacun des trois secteurs estimés.

Comme nous nous inspirons de l'hypothèse d'Acemoglu, telle que présentée précédemment ainsi que dans le travail de Dudley et Moenius (2004, 22), on peut s'attendre à une valeur estimée positive pour z_7 et négative pour z_8 dans chacun des trois secteurs estimés.

¹² Comme expliqué à la page 23 de ce document, nous interprétons l'effet du changement technique dirigé séparément de l'accumulation d'un facteur productif.

4.3 L'approche par la spécialisation de la production globale

Comme l'approche par les exportations utilise un modèle où les secteurs ne sont pas divisés, nous ferons de même avec l'approche par la spécialisation de la production pour améliorer la comparaison. Cette façon de procéder est préférable à la ventilation par secteurs de l'approche par les exportations puisqu'elle nous permet, avec un nombre plus élevé d'observations, d'obtenir davantage de précision dans nos estimations (i.e. réduire les erreurs types).

En fait, l'hypothèse à vérifier pour cette partie est la suivante : le signe de tous les coefficients estimés est identique entre les deux approches considérées (i.e. par la spécialisation de la production et par les exportations).

Maintenant que la construction théorique a été complétée, le modèle doit être testé empiriquement. En effet, avec les données sur les États-Unis pour les périodes concernées, la section suivante aura comme objectif de tester nos hypothèses.

Section 5. Analyse empirique

La section 5 se veut une évaluation empirique des modèles développés à la section précédente. Tout d'abord, à la section 5.1, un test de stationnarité est appliqué sur les différentes variables. À la section 5.2, un test d'hétéroscédasticité est appliqué sur le modèle à estimer, tandis qu'à la section 5.3, nous y appliquons un test d'autocorrélation intersectorielle. Par la suite, la section 5.4 donne les résultats d'un test de corrélation sérielle de la forme AR(1). En 5.5, les estimations des équations finales sont effectuées. En terminant, en 5.6 une comparaison est effectuée entre les deux approches de la théorie néoclassique du commerce international. Pour toutes les sections concernées, le logiciel Stata¹³ a été utilisé pour les tests et les estimations.

5.1 Tests de stationnarité

Parmi les données, si une ou plusieurs variables sont non stationnaires, il peut s'en suivre des problèmes au niveau de l'inférence¹⁴. Ainsi, il est utile de tester nos variables pour connaître leur robustesse à cet effet. Toutefois, les tests de stationnarité habituellement utilisés pour les séries temporelles ne sont pas optimaux pour les données en panel en raison de leur faible pouvoir devant de petits échantillons¹⁵. En effet, il peut être avantageux de tenir compte de l'information additionnelle contenue dans les catégories de panel lors d'un test de racine unitaire. Il existe de nombreuses façons de vérifier si une série est intégrée d'ordre 1 (i.e. I(1)) ou stationnaire dans un tel contexte. Par exemple, le test de Levin-Lin (Levin, Lin et Chu 2002) suggère, sous l'hypothèse nulle, de vérifier si toutes les catégories sont stationnaires. Ce test a

¹³ StataCorp, logiciel version 8.2

¹⁴ Voir Stock et Watson (2003, 457) à ce sujet.

toutefois le désavantage de rejeter totalement l'hypothèse nulle pour une variable aussitôt qu'une seule catégorie semble non-stationnaire. De plus, le test semble inefficace lorsque le nombre de période est grand par rapport au nombre d'unité d'analyse (i.e. t grand par rapport à N). Comme dans notre cas nous avons vingt-trois périodes et treize secteurs, le test Levin-Lin n'est pas approprié.

Il existe un autre test de racine unitaire appelé le Dickey-Fuller multivarié augmenté¹⁵ (*multivariate augmented Dickey-Fuller test*). Ce test propose de vérifier, sous l'hypothèse nulle, la non-stationnarité des catégories de panel. Bien qu'il ne soit pas fondé sur la nécessité d'un grand nombre de période relativement aux catégories, ce test a tout de même le désavantage de rejeter l'hypothèse nulle dès qu'une catégorie du panel le demande.

Dans cette étude, nous utiliserons le test Dickey-Fuller multivarié augmenté en raison du nombre relativement élevé de périodes. Nous sommes néanmoins conscients des limites de ce test. Par exemple, le rejet de l'hypothèse nulle n'est pas un gage absolu de la stationnarité de la variable, mais bien d'au moins une des catégories du panel. En termes pratiques, ce test nous donne une idée de la stationnarité sans toutefois prétendre totalement vérifier la stationnarité de toutes les sections du panel. Comme des limites semblables s'appliquent au test Levin-Lin et que celui-ci n'est pas recommandé a priori, nous avons préféré utiliser le Dickey-Fuller multivarié augmenté. Le test a été appliqué à toutes les variables pour les deux approches considérées. Dans le cas où une série serait intégrée d'ordre 1, nous allons différencier celle-ci pour l'utiliser dans l'estimation des modèles.

¹⁵ Mark (2001, 39) soulève ce point.

¹⁶ Voir à ce sujet : Sarno et Taylor (1998) et Taylor et Sarno (1998)

5.1.1 Approche par les exportations

Dans l'approche par les exportations, on voit que l'hypothèse nulle de non stationnarité est fortement rejetée pour toutes les variables estimées. En effet, comme on peut le voir au tableau 1, la statistique *MADF* dépasse toujours fortement la valeur critique au niveau de 5% pour ce test. Il s'agit donc d'un argument en faveur de la stationnarité de ces variables.

5.1.2 Approche par la spécialisation de la production

Dans le cas de l'approche par la production, les résultats plaident fortement pour la non stationnarité des séries. Comme on peut le voir dans les tableaux suivants, à l'intérieur des catégories *industrie légère* (tableau 2) et *industrie lourde* (tableau 3), aucune des séries n'est stationnaire. Dans la catégorie *machine et équipement* (tableau 4), huit séries sur neuf sont non stationnaires.

Devant ces faits, nous avons différencié les séries non stationnaires et avons appliqué à nouveau le test Dickey-Fuller multivarié augmenté. Comme on peut le voir aux tableaux 5,6 et 7, les séries différenciées sont stationnaires au sens de ce test.

**Tableau 1. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables avec données en panel
(exportations)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>RXGS</i>	167.715	34.737	Stationnaire
<i>k</i>	151.317	34.737	Stationnaire
<i>h</i>	92.587	34.737	Stationnaire
<i>Kk</i>	78.226	34.737	Stationnaire
<i>Hh</i>	92.130	34.737	Stationnaire
<i>Kh</i>	161.536	34.737	Stationnaire
<i>Hk</i>	84.643	34.737	Stationnaire
<i>tKk</i>	79.793	34.737	Stationnaire
<i>tHh</i>	100.869	34.737	Stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 2. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables avec données en panel
(production, industrie légère)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>S_L</i>	12.433	36.616	Non stationnaire
<i>k</i>	24.122	36.616	Non stationnaire
<i>h</i>	34.324	36.616	Non stationnaire
<i>Kk</i>	7.610	36.616	Non stationnaire
<i>Hh</i>	16.003	36.616	Non stationnaire
<i>Kh</i>	29.367	36.616	Non stationnaire
<i>Hk</i>	12.813	36.616	Non stationnaire
<i>tKk</i>	8.077	36.616	Non stationnaire
<i>tHh</i>	15.132	36.616	Non stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 3. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables avec données en panel
(production, industrie lourde)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>S_H</i>	18.973	36.616	Non stationnaire
<i>k</i>	10.889	36.616	Non stationnaire
<i>h</i>	14.822	36.616	Non stationnaire
<i>Kk</i>	5.678	36.616	Non stationnaire
<i>Hh</i>	11.227	36.616	Non stationnaire
<i>Kh</i>	34.484	36.616	Non stationnaire
<i>Hk</i>	6.602	36.616	Non stationnaire
<i>tKk</i>	5.645	36.616	Non stationnaire
<i>tHh</i>	13.477	36.616	Non stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 4. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables avec données en panel
(production, machinerie et équipement)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>S_ME</i>	10.923	36.616	Non stationnaire
<i>k</i>	21.759	36.616	Non stationnaire
<i>h</i>	17.554	36.616	Non stationnaire
<i>Kk</i>	34.342	36.616	Non stationnaire
<i>Hh</i>	19.682	36.616	Non stationnaire
<i>Kh</i>	16.802	36.616	Non stationnaire
<i>Hk</i>	12.577	36.616	Non stationnaire
<i>tKk</i>	39.110	36.616	Stationnaire
<i>tHh</i>	22.813	36.616	Non stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 5. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables différenciées avec données en
panel (production, industrie légère)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>dS_L</i>	103.126	38.897	Stationnaire
<i>dk</i>	65.168	38.897	Stationnaire
<i>dh</i>	73.770	38.897	Stationnaire
<i>dKk</i>	87.363	38.897	Stationnaire
<i>dHh</i>	67.042	38.897	Stationnaire
<i>dKh</i>	122.707	38.897	Stationnaire
<i>dHk</i>	66.280	38.897	Stationnaire
<i>dtKk</i>	87.293	38.897	Stationnaire
<i>dtHh</i>	66.944	38.897	Stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 6. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables différenciées avec données en
panel (production, industrie lourde)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>dS_H</i>	98.151	38.897	Stationnaire
<i>dk</i>	52.199	38.897	Stationnaire
<i>dh</i>	78.853	38.897	Stationnaire
<i>dKk</i>	50.611	38.897	Stationnaire
<i>dHh</i>	64.027	38.897	Stationnaire
<i>dKh</i>	77.650	38.897	Stationnaire
<i>dHk</i>	47.991	38.897	Stationnaire
<i>dtKk</i>	50.603	38.897	Stationnaire
<i>dtHh</i>	64.026	38.897	Stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

**Tableau 7. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté
pour les variables différenciées avec données en
panel (production, machinerie et équipement)**

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>dS_ME</i>	99.030	38.897	Stationnaire
<i>dk</i>	85.886	38.897	Stationnaire
<i>dh</i>	172.840	38.897	Stationnaire
<i>dKk</i>	85.694	38.897	Stationnaire
<i>dHh</i>	115.026	38.897	Stationnaire
<i>dKh</i>	172.193	38.897	Stationnaire
<i>dHk</i>	69.040	38.897	Stationnaire
<i>dtHh</i>	114.793	38.897	Stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

Note : La variable tKk n'est pas incluse car elle n'a pas été différenciée.

5.2 Test d'hétéroscédasticité

Pour ne pas fausser les résultats de l'inférence, les écarts-types doivent être ajustés dans le cas de la présence d'hétéroscédasticité entre les catégories de panel. Greene (2000, 323) a suggéré de transformer la statistique de Wald de façon à l'appliquer aux données en panel. Sous l'hypothèse nulle, ce test pose l'homoscédasticité entre les N catégories. Autant pour l'approche par les exportations que pour l'approche par la production, on note la présence d'hétéroscédasticité à un niveau élevé. Les résultats sont présentés au tableau 8.

5.3 Test d'autocorrélation entre catégories de panel

Un autre problème possible lors de l'inférence est la corrélation des erreurs entre les N sections du panel. Selon Greene (2000, 324), on peut calculer la statistique Breusch-Pagan, distribuée sous l'hypothèse nulle de l'indépendance intersectorielle des erreurs. Comme on le voit au tableau, les trois secteurs de l'approche par la production ne rejettent pas l'hypothèse nulle à des niveaux de test respectables. Toutefois, dans l'approche par les exportations, on rejette l'hypothèse nulle d'indépendance intersectorielle, même au niveau de 1%. Les résultats sont donnés au tableau 9.

5.4 Test de corrélation sérielle

Lors de l'estimation des différents modèles, nous devons examiner la corrélation sérielle de façon à ne pas biaiser nos résultats :

Tableau 8. Test proposé par Greene (2000) pour l'hétéroscédasticité des erreurs avec données en panel

	Exportations	Industrie légère	Industrie lourde	Machinerie et équipement
<i>« p-value »</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>N (Nombre d'observations)</i>	286	84	84	105

Ho : Homoscédasticité intersectorielle. Ha : Hétéroscédasticité intersectorielle.

**Tableau 9. Test de Breusch-Pagan proposé par
Greene (2000) pour la corrélation des erreurs entre
les sections du panel**

	Exportations	Industrie légère	Industrie lourde	Machinerie et équipement
<i>« p-value »</i>	0.0000	0.1577	0.2719	0.4672
<i>N (Nombre d'observations)</i>	299	84	84	105

Ho : Absence de corrélation intersectorielle. Ha : Présence de corrélation intersectorielle.

« One reason to test for serial correlation is that it should not be present if the model is supposed to be dynamically complete in the conditional mean. A second reason [...] is to see whether we should compute a robust variance matrix estimator [...]. » (Wooldridge 2002, 176)

Nous avons donc utilisé un test proposé par Wooldridge (2002, 274) pour déceler la présence de corrélation sérielle de type AR(1) dans les erreurs idiosyncrasiques. Sous l'hypothèse nulle, ce test pose que les erreurs ne sont pas corrélées. Les résultats sont donnés par modèles pour l'approche par les exportations et pour l'approche par la production au tableau 10.

Pour l'approche par les exportations, le tableau 10 nous indique une forte présence d'autocorrélation des erreurs du type AR(1). En effet, l'hypothèse nulle est rejetée, même à un niveau de 1%. Pour l'approche par la production, on note une présence de corrélation sérielle pour le secteur machinerie et équipement, mais l'hypothèse nulle n'est pas rejetée pour les deux autres secteurs aux niveaux acceptables.

**Tableau 10. Test de Wooldridge pour la corrélation
sérielle des erreurs avec données en panel**

	Exportations	Industrie légère	Industrie lourde	Machinerie et équipement
<i>« p-value »</i>	0.0000	0.6081	0.3733	0.0066
<i>N (Nombre d'observations)</i>	286	84	84	105

Ho : Absence de corrélation sérielle. Ha : Présence de corrélation sérielle.

5.5 Résultat des estimations

Cette section présente les résultats statistiques obtenus suite aux estimations des équations présentées à la section 4. Les tests effectués précédemment servent à choisir la méthode d'estimation appropriée. À la section 5.6.1, les résultats sont présentés pour l'approche par les exportations, alors que les résultats de l'approche par la production sont révélés en 5.6.2.

5.5.1 Approche par les exportations

L'estimation des avantages comparés révélés a été effectuée en respectant les conclusions des tests préliminaires effectués sur les données. Ainsi, la méthode d'estimation choisie est FGLS (*Feasible Generalized Least Square*) avec correction pour une autocorrélation AR(1). De plus, l'estimation par FGLS a été utile pour contrôler l'hétéroscédasticité et la corrélation intersectorielle détectées dans les données en panel. Cependant, de façon à comparer les résultats avec ceux des travaux de Dudley et Moenius (2004), nous affichons également les résultats de l'estimation sans correction pour une corrélation sérielle du type AR(1). Dans ce cas, la méthode d'estimation sera à effets fixes et les écarts-types seront corrigés pour l'hétéroscédasticité. Les résultats sont affichés au tableau 11.

Dans le cas sans correction pour un AR(1), les valeurs attendues des coefficients estimés sont presque toutes respectées. Toutefois, les estimés de la première partie du théorème de Rybczynski (1955, 337) sont à moitié conforme à la théorie. En effet, bien qu'ils devraient tous deux être positifs, le coefficient relié à la variable Kk est négatif. Cependant, cet estimé n'est pas

**Tableau 11. Estimation des avantages comparés
révélés aux États-Unis, 1970-1992**

Variable	Sans correction pour un AR(1)	Avec correction pour un AR1
<i>k</i>	0.4447962 (0.5746759)	0.2623752 (0.573507)
<i>h</i>	-0.5764447 (0.7665553)	0.8551094 (0.6840878)
<i>Kk</i>	-5.066717 (3.128375)	1.965244 (4.076764)
<i>Hh</i>	11.10468** (5.041781)	2.077956 (5.660492)
<i>Kh</i>	-0.3982814 (0.3747237)	-0.2365331 (0.3133269)
<i>Hk</i>	-0.8945939** (0.4071323)	-0.8487003* (0.4630866)
<i>tKk</i>	0.0027233 (0.001691)	-0.000874 (0.0021444)
<i>tHh</i>	-0.0052507** (0.0025605)	-0.0007427 (0.0028312)
<i>Constante</i>	1.333089** (0.1228942)	0.057873 (0.0389378)
<i>N</i>	299	299

Erreurs-types robustes entre parenthèses.

* lorsque significatif à 10% ; ** lorsque significatif à 5%.

significativement différent de 0 au niveau de 10%, tandis que l'estimé relié à la variable *Hh* est positif et significatif à 5%. La seconde partie du théorème de Rybczynski (1955, 337-338) est entièrement respectée, puisque les estimés des variables *Kh* et *Hk* sont tous deux négatifs. Finalement, les estimés des variables *tKk* et *tHh* plaident pour la théorie d'Acemoglu en étant respectivement positif et négatif.

Dans le cas de l'estimation avec une correction pour la corrélation sérielle de type AR(1), les estimés ont généralement les valeurs attendues. En effet, les coefficients associés au théorème de Rybczynski sont tous du signe attendu, bien que seulement l'impact marginal de la variable *Hk* soit significatif. Finalement, les coefficients des variables *tKk* et *tHh* sont tous deux négatifs. Bien que le coefficient relié à *tKk* ne soit pas du signe attendu, celui-ci n'est pas significativement différent de 0 aux seuils indiqués.

5.5.2 Approche par la spécialisation de la production

L'estimation de la théorie néoclassique du commerce international par la production a également été effectuée en respectant les conclusions des tests préliminaires sur les données en panel. Pour les secteurs *industrie légère* et *industrie lourde*, comme nous n'avons pas détecté de corrélation sérielle du type AR(1) ou de corrélation intersectorielle, nous avons utilisé la méthode à effets fixes avec écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité. Pour le secteur *machinerie et équipement*, cependant, on doit tenir compte de la corrélation sérielle AR(1). Comme pour les autres secteurs, l'autocorrélation intersectorielle n'a pas été détectée. Par conséquent, la méthode FGLS sera utilisée et les écarts-types seront robustes à l'hétéroscédasticité. Les résultats sont donnés au tableau 12.

Les coefficients reliés à la première partie du théorème de Rybczynski ne sont qu'une fois sur deux du signe anticipé. En effet, si l'on considère les trois secteurs, seulement le secteur *machinerie et équipement* affiche des valeurs positives pour ces deux estimés.

La deuxième partie du théorème de Rybczynski est pour sa part davantage conforme aux valeurs estimées. Toujours en considérant les trois secteurs estimés, cinq des six coefficients sont de signe anticipé par la théorie, c'est-à-dire négatifs. De plus, deux d'entre eux sont significativement différents de 0 à 5%.

En ce qui concerne les coefficients associés aux variables *tKk* et *tHh*, on trouve que les secteurs de l'industrie légère et machinerie et équipement présentent les valeurs attendues. En effet, les estimés sont respectivement positifs et négatifs, comme prévu par la théorie d'Acemoglu.

Toutefois, pour le secteur de l'industrie lourde, un des deux coefficients est de signe attendu.

Dans ce cas, l'estimé relié à la variable *tHh* est positif et significatif à 5%, ce qui peut paraître surprenant. Pour tous les secteurs, cinq des six estimés sont de signe attendu.

5.5.3 Approche par la spécialisation de la production globale

Pour favoriser la comparaison entre les deux approches il est utile d'estimer la spécialisation de la production en combinant les trois secteurs (i.e. *industrie légère, industrie lourde et machinerie et équipement*). Ainsi, nous pourrions comparer les résultats obtenus avec ceux du tableau 11 (avec correction pour un AR1). Bien que la valeur des coefficients ne soit pas directement comparable d'une approche à l'autre, le signe des coefficients, lui, donne une bonne idée du comportement de la théorie néoclassique du commerce international. La même

**Tableau 12. Estimation des parts sectorielles du PIB
aux États-Unis, par secteur, 1970-1991**

Variable	Industrie légère	Industrie lourde	Machinerie et équipement
<i>dk</i>	-0.04187 (0.0291417)	-0.0187661 (0.0176194)	-0.0078709 (0.0569709)
<i>dh</i>	0.0289782 (0.0216996)	0.0389558* (0.0228293)	0.0297437 (0.0425995)
<i>dKk</i>	-0.85236 (0.9740574)	-0.5176807 (0.5976206)	0.0288986 (0.023452)
<i>dHh</i>	0.878243 (1.583649)	-1.852723** (0.7827039)	1.538211 (0.943712)
<i>dKh</i>	-0.0377615** (0.0103944)	-0.0015332 (0.0088513)	-0.0357656** (0.0168298)
<i>dHk</i>	-0.027262 (0.0204026)	0.010097 (0.0103625)	-0.0410203 (0.0467205)
<i>dtKk</i>	0.0004515 (0.0004948)	0.0002587 (0.0003034)	6.07e-08 (2.84e-07)
<i>dtHh</i>	-0.0004348 (0.0007988)	0.0009253** (0.0003946)	-0.0007588 (0.000482)
<i>Constante</i>	-0.0003382 (0.0007162)	-0.0019565** (0.0007678)	0.0005349 (0.0006278)
<i>N</i>	84	84	105

Erreurs-types robustes entre parenthèses.

Note 1 : La variable *tKk* n'est pas différenciée pour le secteur machinerie et équipement. Note 2 : La variable dépendante a été différenciée pour les 3 secteurs.

* lorsque significatif à 10% ; ** lorsque significatif à 5%.

méthodologie que pour les estimations précédentes a été appliquée au niveau des tests préliminaires sur les données en panel. Les résultats de ceux-ci sont disponibles en annexe. Ainsi, les variables ont toutes été jugées stationnaires, on a noté la présence d'hétéroscédasticité, de corrélation intersectorielle et la présence de corrélation sérielle. Les résultats finaux sont présentés au tableau 13.

5.6 Comparaison des résultats entre les approches

Comme expliqué à la section 4, la comparaison de la magnitude des coefficients n'a que peu d'intérêt puisque les variables dépendantes sont différentes pour les deux modèles. Toutefois, en comparant les signes des coefficients, on peut juger de la valeur de la théorie¹⁷ face à ces deux approches¹⁸.

¹⁷ Il s'agit ici de la théorie néoclassique du commerce international avec changements techniques dirigés.

¹⁸ L'approche par la spécialisation de la production et l'approche par les exportations.

**Tableau 13. Estimation des parts sectorielles du PIB
aux États-Unis, 3 secteurs confondus, 1970-1991**

Variable	Coefficients estimés
<i>k</i>	0.016016** (0.0051452)
<i>h</i>	0.019907** (0.0058688)
<i>Kk</i>	0.262369** (0.0387947)
<i>Hh</i>	0.2846698** (0.0520315)
<i>Kh</i>	-0.0094171** (0.002684)
<i>Hk</i>	-0.0125298** (0.0040367)
<i>tKk</i>	-0.0001332** (0.0000204)
<i>tHh</i>	-0.0001386** (0.0000261)
<i>Constante</i>	-0.003805** (0.0003222)
<i>N</i>	286

Erreurs-types robustes entre parenthèses.

* lorsque significatif à 10% ; ** lorsque significatif à 5%.

Estimé par FGLS avec correction pour un AR(1).

Tableau 14. Comparaison du signe des coefficients estimés (tableau 11 avec *ARI* versus tableau 13) entre les deux approches aux États-Unis

Variable	Verdict
<i>k</i>	<i>Identiques</i>
<i>h</i>	<i>Identiques</i>
<i>Kk</i>	<i>Identiques</i>
<i>Hh</i>	<i>Identiques</i>
<i>Kh</i>	<i>Identiques</i>
<i>Hk</i>	<i>Identiques</i>
<i>tKk</i>	<i>Identiques</i>
<i>tHh</i>	<i>Identiques</i>

Note: *Identiques* si le signe des coefficients est identique entre les 2 approches.
Différents si le signe des coefficients est différent entre les 2 approches.

Comme on le voit au tableau 14, le signe des coefficients estimés dans les deux approches est identique pour chaque variable. En général, on peut affirmer que cette étude est un argument en faveur de la consistance générale de la théorie néoclassique du commerce international au niveau de sa comparaison inter approches. On note en effet que celles-ci semblent suivre les mêmes directions statistiques.

La section 5 avait comme objectif de vérifier nos hypothèses concernant la comparaison des deux approches dans la théorie du commerce international. De façon non équivoque, nous avons trouvé une constance statistique d'une approche à l'autre au niveau du signe des coefficients. Toutefois, certaines questions demeurent, notamment au niveau de la *significativité* des coefficients de l'approche par les exportations. Pour garder une vue d'ensemble sur la problématique notre étude, la prochaine section en dresse un bilan et rappelle les résultats importants.

Section 6. Conclusion

La théorie néoclassique du commerce international propose deux modèles pour expliquer la nature des échanges. L'approche par les avantages comparés révélés, aussi appelée approche par les exportations dans ce travail, a d'abord été proposée par Balassa (1979, 259) dans son étude historique *The Changing Pattern of Comparative Advantage in Manufactured Goods*. L'autre approche utilisée pour décrire les déterminants du commerce international est celle par la spécialisation de la production. Théoriquement, ces deux approches sont supposées être équivalentes sur le plan du signe des coefficients. Par exemple, un signe négatif du coefficient de tHh dans l'approche par les exportations devrait correspondre à un signe négatif pour le même coefficient dans l'approche par la production. L'objectif de la présente étude était justement de vérifier, pour les États-Unis, si les deux approches s'équivalent sur ce point.

Pour vérifier cette hypothèse, deux modèles ont été construits (i.e. un modèle par approche). Conformément aux faits stylisés présentés à la section 2 et suite aux observations de Dudley et Moenius (2004, 9), nous avons inclus les changements techniques dirigés dans ces modèles. De plus, des données en panel (i.e. par secteur et par année) ont été utilisées pour tenir compte du volet dynamique.

Après avoir effectué les tests et les transformations nécessaires sur les variables, nous avons procédé à l'estimation de nos modèles. Conformément à nos attentes, nous constatons que l'hypothèse suggérant l'équivalence entre les deux approches est vérifiée. En effet, le signe des coefficients est identique entre les deux approches. Bien que l'estimation de l'approche par les exportations soit peu statistiquement significative, l'approche par la production, elle l'est

totalemment, même à un niveau de 5%. Pour les deux approches, plus de la moitié des estimés sont significativement différents de 0 à un niveau de 10%.

Quelques résultats restent toutefois surprenants. Nous constatons que le coefficient relié à la variable $\ln Kk$ est négatif pour les deux approches, bien que non significatif pour l'approche par les exportations. Conformément à la théorie d'Acemoglu, nous nous attendions à une valeur positive pour cet estimé. Pour de futures recherches, il serait intéressant de chercher à comprendre ce phénomène. Un autre problème est celui du faible nombre de coefficients significatifs pour l'approche par les exportations. Cette faible *significativité* pourrait nous amener à une conclusion plus modeste. On pourrait ainsi suggérer qu'il est impossible de démontrer statistiquement la non équivalence des approches. Toutefois, en augmentant le nombre d'observations (i.e. avec les années ou en créant des bases de données à plus hautes fréquences), on pourrait potentiellement régler ce problème et alors se réclamer sans ambiguïté de l'équivalence des deux modèles.

Bibliographie

Acemoglu, Daron, "Directed Technical Change", *Review of Economic Studies*, vol. 69, no. 4, 2002, 781-809.

Balassa, Bela, "The Changing Pattern of Comparative Advantage in Manufactured Goods", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, no. 2, 1979, 259-266.

Dudley, Leonard et Johannes Moenius, « Directed Technical Change and International Trade », Cahier de recherche.

Greene, William H., *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ, 2000.

Harrigan, James, "Technology, Factor Supplies, and International Specialization : Estimating the Neoclassical Model", *The American Economic Review*, vol. 87, no. 4, 475-494.

Levin, Andrew, Lin, Chien-Fu et Chia-Shang James Chu, "Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, vol. 108, 2002, 1-24.

Mark, Nelson C., *International Macroeconomics and Finance*, Blackwell Publishers Inc., Malden, MA, 2001.

OCDE, *International Sectoral Database*, 1994

OCDE, *Industrial Structure Statistics*, 1999

Rybczynski, T. M., "Factor Endowment and Relative Commodity Prices", *Economica*, vol. 22, no. 88, 1955, 336-341.

Sarno, Lucio et Mark P. Taylor, "Real Exchange Rates Under the Current Float : Unequivocal Evidence of Mean Reversion", *Economics Letters*, vol. 60, 1998, 131-137.

Stock, James H. et Mark W. Watson, *Introduction to Econometrics*, Pearson Education Inc., Boston, 2003.

Taylor, Mark P. et Lucio Sarno, "The Behavior of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, vol. 46, 1998, 281-312.

Vanek, Jaroslav, "The Factor Proportions Theory : The n-Factor Case", *Kyklos* 4, 1968, 749-756.

Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, MA, 2002.

Annexe

Tableau 15. Test Dickey-Fuller multivarié augmenté pour les variables avec données en panel (production globale)

Variable	MADF	Valeur critique à 5%	Décision
<i>S</i>	117.891	36.616	Stationnaire
<i>k</i>	204.769	36.616	Stationnaire
<i>h</i>	104.956	36.616	Stationnaire
<i>Kk</i>	80.848	36.616	Stationnaire
<i>Hh</i>	109.705	36.616	Stationnaire
<i>Kh</i>	200.979	36.616	Stationnaire
<i>Hk</i>	93.698	36.616	Stationnaire
<i>tKk</i>	85.144	36.616	Stationnaire
<i>tHh</i>	112.027	36.616	Stationnaire

Ho : Non-stationnarité de toutes les sections du panel. Ha : Stationnarité d'au moins une section du panel.

Tableau 16. Test proposé par Greene (2000) pour l'hétéroscédasticité des erreurs avec données en panel (production globale)

	Production globale
<i>« p-value »</i>	0.0000
<i>N (Nombre d'observations)</i>	286

Ho : Homoscédasticité intersectorielle. Ha : Hétéroscédasticité intersectorielle.

Tableau 17. Test de Breusch-Pagan proposé par Greene (2000) pour la corrélation des erreurs entre les sections du panel (production globale)

	Production globale
<i>« p-value »</i>	0.0000
<i>N (Nombre d'observations)</i>	286

Ho : Absence de corrélation intersectorielle. Ha : Présence de corrélation intersectorielle.

**Tableau 18. Test de Wooldridge pour la corrélation
sérielle des erreurs avec données en panel
(production globale)**

	Production globale
<i>« p-value »</i>	0.0003
<i>N (Nombre d'observations)</i>	286

Ho : Absence de corrélation sérielle. Ha : Présence de corrélation sérielle.