

A1.1  
G  
1032

# **Impact des accords régionaux de libre échange sur le commerce bilatéral : le cas de l'Amérique du Sud**



**RAPPORT DE RECHERCHE**

**Présenté par : Ana Patricia Muñoz**

**Directeur de recherche : M. Leonard Dudley**

Université de Montréal

Avril 2006

MERCOSUR  
SCIENTIFIC  
UDC W

Remerciements :

Je tiens à remercier énormément M. Leonard Dudley qui a su augmenter mon intérêt au sujet du commerce international et fut un professeur et un directeur de recherche exceptionnel. Je veux également remercier M. Martens qui m'a toujours étonné avec ses vastes connaissances. Merci à tous les deux pour ses précieux conseils et intéressantes conversations!

Finalement je dois laisser un grand merci à toutes les personnes qui forment le département de Sciences Économiques et qui ont fait de mon séjour au Canada une expérience inoubliable.

## TABLE DE MATIERES

<b>SOMMAIRE</b> .....	<b>4</b>
<b>SECTION I</b> .....	<b>5</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>5</b>
<b>SECTION II</b> .....	<b>8</b>
<b>INFORMATION PERTINENTE</b> .....	<b>8</b>
<b>La Communauté Andine des Nations</b> .....	<b>8</b>
<b>Marché commun du Cône Sud (MERCOSUR)</b> .....	<b>10</b>
<b>SECTION III</b> .....	<b>14</b>
<b>REVUE DES ETUDES ANTERIEURES</b> .....	<b>14</b>
<b>Marianne Baxter et Michael A. Kouparitsas (2005)</b> .....	<b>14</b>
<b>Scott L. Baier et Jeffrey H. Bergstrand (2005)</b> .....	<b>15</b>
<b>Yeats (1997, 1998)</b> .....	<b>16</b>
<b>Nigel Nagarajan (1998)</b> .....	<b>17</b>
<b>Carlos Carrillo et Carmen A Li (2002)</b> .....	<b>18</b>
<b>SECTION IV</b> .....	<b>20</b>
<b>ANALYSE THEORIQUE</b> .....	<b>20</b>
<b>Fondements théoriques des modèles de gravité</b> .....	<b>20</b>
<b>Estimation économétrique</b> .....	<b>25</b>
<b>SECTION V</b> .....	<b>28</b>
<b>ANALYSE EMPIRIQUE</b> .....	<b>28</b>
<b>Le modèle</b> .....	<b>28</b>
<b>Données et méthodologie</b> .....	<b>29</b>
<b>Résultats</b> .....	<b>33</b>
<b>SECTION VI</b> .....	<b>36</b>
<b>CONCLUSION</b> .....	<b>36</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>38</b>

## Sommaire

L'objectif de ce travail est d'évaluer l'importance des accords de libre échange dans le commerce bilatéral. On étudie les déterminants du commerce bilatéral en utilisant le modèle de gravité pour dix pays d'Amérique du Sud dans la période 1988-2004. Les accords de libre échange analysés sont la Communauté Andine des Nations (CAN) et le Marché Commun du Cône Sud (MERCOSUR). A la formulation de base de l'équation de gravité on ajoute des variables dummy pour déterminer les effets de la CAN et du MERCOSUR sur les échanges entre ses pays membres. Les résultats indiquent que la CAN a un effet positif et significatif dans la détermination du commerce bilatéral tandis que même si l'influence du MERCOSUR est positive elle n'est pas significative.

## Section I

### INTRODUCTION

L'analyse du commerce international a toujours été pour les économistes un sujet d'intérêt remarquable. Depuis le XVII<sup>e</sup> siècle, époque où le mercantilisme appuyait l'hypothèse selon laquelle le commerce international était le moyen pour enrichir un pays, différents changements dans la théorie et les politiques de commerce ont été mis en place. Au cours des dernières années, la tendance s'est avérée ambiguë. D'une part, les politiques multilatérales continuent leur développement, notamment avec l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) et, d'autre part, les accords régionaux persistent et peuvent parfois être renforcés. En effet, l'OMC registre, actuellement, 170 accords régionaux de commerce<sup>1</sup>.

L'Amérique Latine n'échappe pas à ces mouvements ambivalents. Depuis 1960, des unions commerciales entre divers pays d'Amérique du Sud ont commencé à se former, particulièrement avec la création du Pacte Andin<sup>2</sup> en 1969. Parmi les associations de commerce les plus importantes on retrouve le Marché Commun du Cône Sud (MERCOSUR) et la Communauté Andine des Nations<sup>3</sup> (CAN) qui englobent, toutes deux, la majorité des pays d'Amérique du Sud.

De plus, des projets plus audacieux s'ajoutent aux associations déjà existantes. Ainsi, en 1994<sup>4</sup>, presque tous les pays du continent américain ont accepté la mise en place la Zone de Libre Échange des Amériques (ZLEA). Il s'agit d'un des projets commerciaux le plus ambitieux puisque le bloc commercial permettrait d'intégrer 34 pays et 840 millions

---

<sup>1</sup> [www.wto.org](http://www.wto.org)

<sup>2</sup> Accord signé entre les pays de la zone andine : Venezuela, Pérou, Colombie, Équateur, Bolivie.

<sup>3</sup> Le Pacte Andin est devenu la Communauté Andine des Nations en 1997.

<sup>4</sup> Lors du Sommet des Amériques, qui a eu lieu à Miami en décembre 1994, l'initiative de former une Zone de libre Échange s'est officialisée. Trente quatre pays du continent ont consenti de se préparer pour mettre en place la ZLEA (Zone de libre Échange des Amériques) en 2005.

d'habitants<sup>5</sup> qui, bien sûr, constituent des consommateurs potentiels. Cependant, après dix ans, la ZLEA est encore théorique et d'autres processus sont devenus prioritaires. Ainsi, des négociations bilatérales entre les États-Unis et plusieurs pays d'Amérique du Sud cherchent maintenant à établir des associations de libre échange (comme c'est le cas pour le Canada et le Mexique). Par ailleurs, la volonté de créer un bloc économique fort en Amérique du Sud est de plus en plus importante, ce qui pourrait se concrétiser si les négociations entre le Mercosur et la Communauté Andine des Nations ont le succès attendu.

Dans ce contexte, une analyse convenable de l'influence des zones de libre commerce sur le commerce bilatéral des pays concernés permettrait de connaître les effets des politiques de commerce sur le développement, ainsi que d'évaluer les avantages de la formation d'autres blocs dans le futur. Un des outils les plus efficaces pour cette étude est l'utilisation d'un modèle de gravité de commerce. De nombreuses recherches ont été faites sur les effets de la création des associations de libre échange dans les pays développés mais moins d'emphasis a été mise sur les pays en voie de développement, surtout en Amérique du Sud. Pour cette raison, l'analyse suivante utilise le modèle de gravité à fin de déterminer l'impact du MERCOSUR et de la CAN dans le commerce bilatéral des pays membres.

Pour aborder ce sujet, on commencera par donner des informations pertinentes sur les deux associations de commerce qui nous intéressent, soit la CAN et le MERCOSUR, en expliquant leurs origines et leur importance dans le commerce de l'Amérique Latine. Par la suite, on fera une révision des études antérieures ayant porté sur l'importance des associations de libre échange dans commerce bilatéral et on présentera certaines recherches faites sur l'envergure du commerce créé suite à la formation de la CAN et du MERCOSUR. Dans une troisième partie, on récapitulera les recherches importantes portant sur la théorie derrière les modèles de gravité et, finalement, on présentera la

---

<sup>5</sup> Banque Mondiale 2001. 12,1 % de la population mondiale

recherche empirique utilisée en expliquant la construction du modèle et les principaux résultats qui en découlent.

## Section II

### INFORMATION PERTINENTE

#### La Communauté Andine des Nations

La Communauté Andine des Nations (CAN), constituée par la Bolivie, la Colombie, l'Équateur, le Pérou et le Venezuela, est l'abri économique de 120 millions d'habitants. Ses origines se trouvent dans le Pacte Andin en 1969 qui avait comme principal objectif la formation d'une Union Douanière dans un délai de dix ans. Les politiques économiques de la CAN se sont transformées au fur et à mesure pendant cette trentaine d'années. Ainsi, après avoir commencé avec un schéma de protectionnisme stimulé par les politiques de Substitutions aux Importations, les pays Andins se sont de plus en plus dirigés vers un système de régionalisme ouvert<sup>6</sup>. De nos jours, la zone de libre échange andine est le seul système d'intégration du continent où il n'y a pas de liste d'exceptions, c'est-à-dire que tous les produits sont libérés. Il faut dire aussi qu'une Union Douanière est en vigueur à partir de 1995, et donc, les tarifs douaniers sont les mêmes pour les produits importés des pays qui n'appartiennent pas à la CAN<sup>7</sup>. Parallèlement aux réunions et projets des pays membres de la CAN, des négociations avec d'autres blocs régionaux se sont mises en place. De cette façon, en 1998, le CAN et le MERCOSUR commencent à planifier la construction d'une zone de libre échange entre ces deux blocs. De même, en 2004, la CAN et l'Union Européenne (UE) débutent les négociations pour établir des traités de libre échange.

Les graphiques suivants montrent l'évolution des exportations et des importations de la CAN entre ses pays membres, avec les autres pays de la région et du reste du monde dans la période 1970-2005. Pendant ces 35 ans, les importations et les exportations totales de

---

<sup>6</sup> Terme défini par la Commission économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes (CEPAL) comme un concept normatif permettant de construire une interaction plus équilibrée entre l'ouverture commerciale et les politiques explicites d'intégration économique des pays qui ont adhéré à un schéma d'intégration. Il s'agit d'un système dans lequel les groupes régionaux élimineraient les obstacles internes au commerce selon le calendrier fixé pour l'abaissement des obstacles à l'égard des non membres.

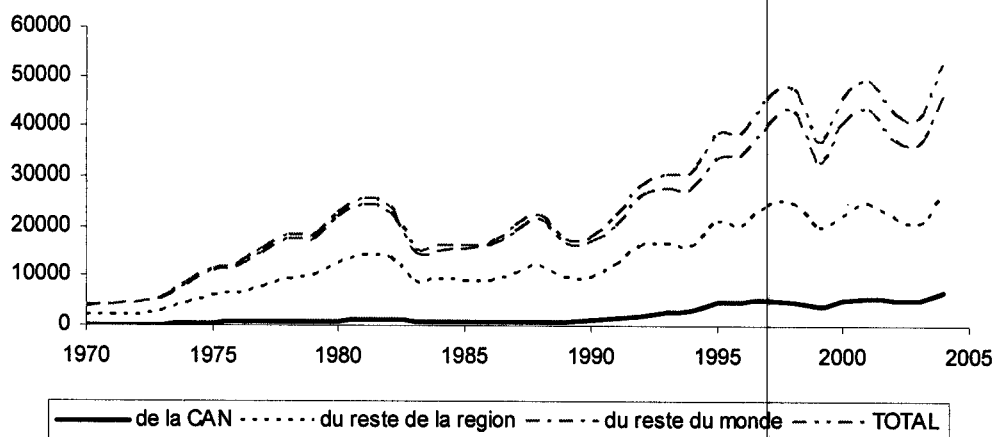
<sup>7</sup> Le tarif externe commun moyen mis en place en février de 1995 est de 13.6%.



la CAN se sont multipliées par 12 et 14 respectivement. Pour cette même période, les importations et les exportations entre les pays membres du groupe se sont multipliées par 63. En regardant l'étendue des échanges « intra-CAN », on remarque que le commerce entre les pays membres acquiert progressivement de l'importance. Ainsi, tandis qu'en 1970 les importations (exportations) entre les pays de la CAN ne représentent que 2,7% (1,8%) de ses importations (exportations) totales, ce pourcentage est égal à 12,7% (7,4%) en 2004. On peut alors se demander si la création de la CAN a influencé considérablement cette recomposition du commerce des pays membres.

### GRAPHIQUE 1

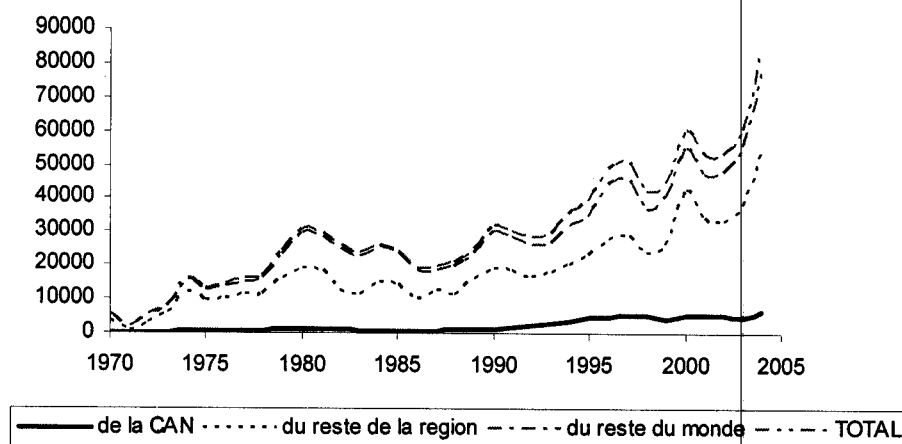
Importations de la CAN (USD millions)



Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

## GRAPHIQUE 2

### Exportations CAN (USD millions)



Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

### Marché commun du Cône Sud (MERCOSUR)

Le traité d'Asunción signé en mars 1991 marque le début du MERCOSUR qui regroupe l'Uruguay, le Paraguay et deux des plus importantes économies d'Amérique : le Brésil et l'Argentine. Le bloc acquiert sa structure institutionnelle en 1995 et représente actuellement 44% de la de la population d'Amérique latine, 57,3% de son PIB, en plus de constituer le quatrième marché au monde après l'ALENA, l'Union européenne et le Japon<sup>8</sup>. Chaque pays membre a mis en place des réformes macroéconomiques et structurelles importantes parmi lesquelles on trouve une ouverture unilatérale des échanges et du régime d'investissement.

<sup>8</sup> <http://www.cei.ulaval.ca/default.asp>, Le Centre d'études interaméricaines (CEI), Mercosur et Chili.

Au cours des onze années d'existence du Mercosur plusieurs pays sont devenus membres associés. Le tableau suivant rapporte les dates et les pays d'Amérique du Sud qui ont signé des accords avec le MERCOSUR :

**TABLEAU 1**  
**Membres associés du MERCOSUR**

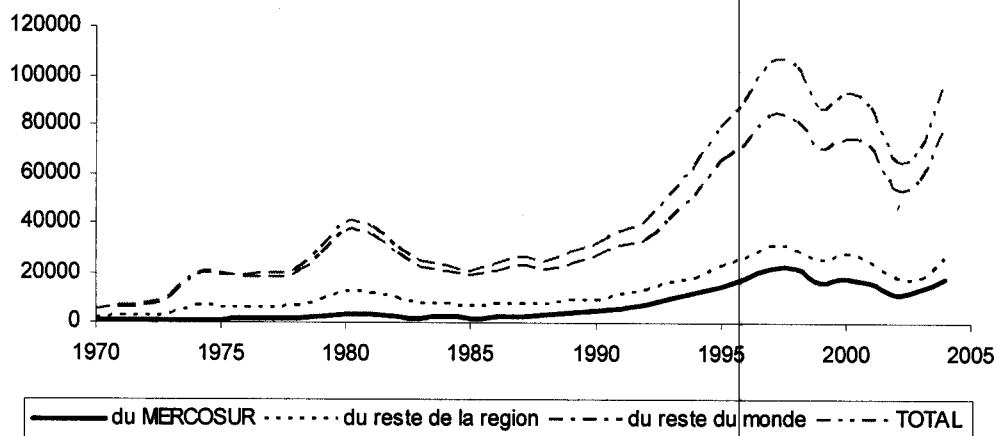
<b>Pays</b>	<b>Membre associé depuis</b>
Bolivie	1997
Chili	1996
Pérou	2003
Colombie	2004
Équateur	2004
Venezuela	2004

Si le projet de la création d'un bloc commun entre le MECOSUR et la CAN est accompli, la population touchée sera alors de plus de 300 millions d'habitants et le PIB du grand bloc pourra atteindre USD 1,2 billions.

De même que dans le cas de la CAN, l'évolution des échanges des pays du MERCOSUR est illustrée par les deux graphiques suivants.

### GRAPHIQUE 3

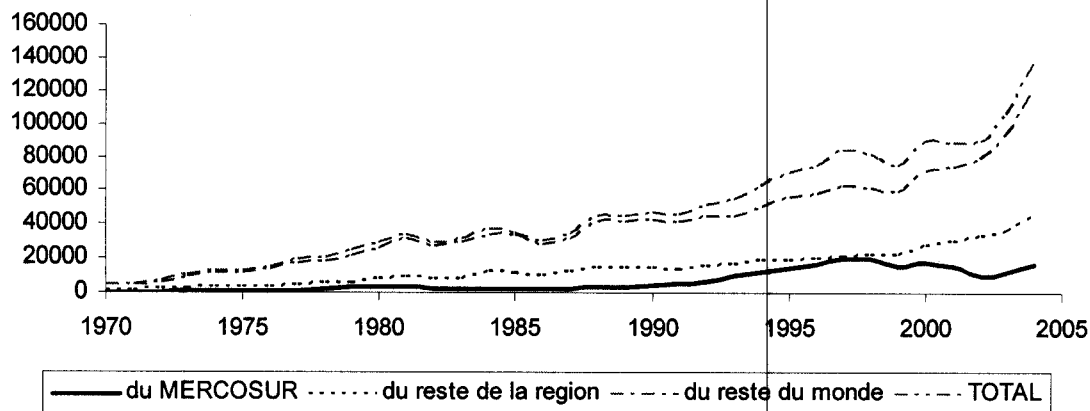
#### Importations du MERCOSUR (USD millions)



Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

### GRAPHIQUE 4

#### Exportations MERCOSUR (USD millions)



Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

Une tendance croissante des exportations est observée, avec un volume 28 fois plus élevé en 2004 qu'en 1970. À la fin de cette époque, cette croissance est surtout expliquée par une augmentation des exportations du MERCOSUR vers le reste du monde.

On remarque que, par rapport aux exportations totales du MERCOSUR, la plus importante participation des exportations entre les membres du bloc s'est produit en 1998 quand le quart des exportations est resté à l'intérieur du bloc. Depuis l'année 2000, les exportations « intra-MERCOSUR » diminuent leur poids relatif dans les exportations totales du MERCOSUR et en représentent seulement le 12% en 2005.

Le comportement des importations est plus irrégulier mais on constate qu'il y a une augmentation remarquable des importations du MECOSUR. Ainsi, les importations totales du groupe se sont multipliées par 16 et les importations entre ses membres par 35.

## Section III

### REVUE DES ETUDES ANTERIEURES

Il semble évident que les pays établissent des accords de libre échange pour augmenter le commerce entre eux et améliorer le bien-être de ses habitants. Cependant, pas tous les résultats de la mise en application ne reflètent réellement cette situation.

Jan Tinbergen (1962) fut le premier à publier une étude économétrique basée sur l'emploi de l'équation de gravité pour les flux de commerce international. Cette étude incluait des variables « dummy » pour établir les effets des accords de libre échange (ALE) et montrait que les effets des ALE sont économiquement insignifiants dans les flux des échanges.

Plus de quarante ans se sont écoulés depuis cette recherche et aucun consensus sur les effets des accords régionaux dans le commerce bilatéral n'est encore établi. Tandis que certaines études (Klein et Shambaugh 2004) montrent que les membres des blocs de libre échange possèdent un flux commercial 50% plus élevé entre eux qu'avec ses autres partenaires commerciaux, d'autres recherches (Ghosh et Yamarik 2004) soutiennent que la relation entre les accords de libre échange et le commerce bilatéral est fragile.

#### **Marianne Baxter et Michael A. Kouparitsas (2005)**

**M. Baxter et M. A. Kouparitsas** tentent de trouver quels sont les éléments qui déterminent les flux de commerce bilatéral, en plus des variables de gravité standard (taille des économies, distance, langue, frontière, etc.). En effet, d'autres facteurs qui peuvent influencer le commerce bilatéral sont testés, tels que: la dotation de facteurs<sup>9</sup> (dotation en capital humain, en capital physique et en terre), le niveau de développement

---

<sup>9</sup> Selon le modèle théorique de Hecksher-Ohlin, plus la dotation entre deux pays est différente plus le niveau d'échange entre ces pays sera important.

(ils utilisent des indices de « similitude industrielle » et les différences des PIB), les obstacles aux flux de biens et de capital (politiques de taux de change multiple, contrôle des transactions du compte courant ou du compte de capital), l'existence d'une union monétaire et la variation du taux de change.

L'étude de **Marianne Baxter et Michael A. Kouparitsas** utilise trois méthodes pour confirmer l'intransigeance des résultats. Les trois tests employés sont : la méthode désignée « extreme bounds analysis » (EBA) de Leamer (1983), le EBA Sala-i-Martin (1997) et l'approche « general to specific » de Hendry (1995). D'autre part, puisque il n'existe pas de données sur la « similitude sectorielle » pour tous les pays, à chaque fois deux échantillons sont utilisés, le premier contient l'ensemble des données et le deuxième considère seulement les pays dont on dispose d'information sur toutes les variables. Les résultats suggèrent des relations différentes selon le test utilisé. Ainsi, la méthode de Leamer montre, par exemple, que la variable de « zone de libre échange » n'est pas solide et il y a des cas où la valeur est négative (ce résultat est inattendu). En utilisant la méthode de Sala-i-Martin, on trouve que la zone de libre échange a positif mais 'fragile' dans le premier échantillon et négatif dans le deuxième. Finalement, l'approche de Hendry suggère que la variable a un coefficient positif et solide dans le premier échantillon et positif mais fragile dans le deuxième.

#### **Scott L. Baier et Jeffrey H. Bergstrand (2005)**

**S. L. Baier et J. H. Bergstrand (2005)** abordent également le problème de l'influence qu'ont les accords de libre échange (ALE) dans le commerce bilatéral. Ils présentent le sujet du point de vue économétrique en étudiant l'endogénéité des ALE avec la technique de variables instrumentales (VI), de contrôle de fonction (« control-function » techniques CF) et des techniques de données de panel. Plusieurs conclusions découlent de leur étude. Premièrement, il existe de nombreuses raisons qui suggèrent que les effets des ALE sur les flux de commerce seront biaisés si on utilise un modèle de gravité avec des données de coupe transversale. La cause du biais serait alors l'endogénéité des variables

explicatives qui, dans le cas des modèles de gravité, est provoquée essentiellement par le problème d'omission de variables. Il se peut qu'un pays choisisse d'appartenir à une ZLE en considérant ces mêmes variables capables de provoquer un accroissement de commerce. Cependant, certaines variables qui ne sont pas observées mais qui influencent la décision de former une ALE, provoquent une corrélation négative entre la variable ALE et le terme d'erreur. Ainsi, la deuxième conclusion de **Baier et Bergstrand** soutient que le coefficient de la variable ALE est sous-estimé<sup>10</sup>. Finalement, parmi toutes les solutions possibles pour ce problème d'omission de variables (i. e. la technique VI, les fonctions de contrôle Heckman pour les données de coupe transversale, les effets fixes ou les premières différences pour les données de panel) les auteurs trouvent que la plus efficace est l'utilisation des données de panel avec des effets fixes<sup>11</sup>.

### **Yeats (1997, 1998)**

**Yeats (1997, 1998)** fait une analyse détaillée sur l'évolution de la composition et du sens des échanges des pays membres du MERCOSUR dans la période 1979-1994 pour établir dans quelle mesure ce bloc commercial a provoqué la création ou le détournement de commerce. Un des instruments utilisés est le calcul des indices d'intensité des échanges. Celui-ci montre la tendance plus ou moins significative de deux pays à échanger entre eux, en se basant sur des facteurs tels que leur importance globale dans les échanges mondiaux. L'indice d'intensité des échanges ( $I_{ij}$ ) est calculé comme le quotient entre la portion des exportations totales de  $i$  qui se dirige vers le pays  $j$  ( $X_{ij}/X_i$ ) et le poids des importations de  $j$  dans les importations mondiales ( $M_j/M_w$ ).

$$I_{ij}=(X_{ij}/X_i)/(M_j/M_w) \quad (3.1)$$

<sup>10</sup> L'effet des ALE sur le commerce bilatéral pourrait être sous-estimé entre 75% et 85 %.

<sup>11</sup> Les auteurs n'utilisent pas l'estimation avec des effets aléatoires car ils considèrent qu'il existe des variables non observées qui ne changent pas avec le temps et qui influencent simultanément la présence d'une ALE et le volume des échanges. Même si ces variables sont aléatoires elles sont mieux contrôlées avec des effets fixes car cette approche permet des corrélations entre les ALE et les autres variables explicatives non observées. En outre, des études économétriques récentes (Egger 2000) basées sur le test de Hausman ont montré que l'utilisation du modèle à effets fixes est préférable pour les équations de gravité.



Les résultats montrent un accroissement de l'intensité du commerce entre les membres du MERCOSUR. De plus, il y a eu une réorientation du commerce envers les marchés régionaux et ce, en dépit d'autres marchés importants, comme le ALENA.

Dans son étude, Yeats veut aussi savoir si les variations dans la composition des échanges des pays du MERCOSUR ont été cohérentes avec les avantages comparatifs de chaque pays. Il emploie des indices qui mesurent l'orientation régionale<sup>12</sup> et les avantages comparatifs<sup>13</sup>. L'analyse de ces indices dans la période 1988-1994 permet d'affirmer que le MERCOSUR est devenu moins compétitif dans les produits pour lesquels les échanges ont subi des réorientations. La cause de ce phénomène est la création des barrières discriminatoires pour les échanges des produits qui ne proviennent pas du MERCOSUR. Ces barrières incitent les producteurs locaux à augmenter leur prix. Étant donné qu'ils peuvent profiter des prix plus élevés à l'intérieur du bloc, les producteurs locaux vont détourner leurs ventes des marchés plus compétitifs pour se concentrer sur le marché régional.

### **Nigel Nagarajan (1998)**

**Nigel Nagarajan (1998)** utilise la même approche que Yeats pour étudier la création ou le détournement du commerce parmi les membres du MERCOSUR mais il utilise les données des importations au lieu de celles des exportations. Il remarque qu'il y a eu un accroissement important dans les importations intra régionales mais aussi dans les importations provenant des pays tiers. En plus, la variation des importations atteint 268% comparativement à 129% pour les exportations dans la période 1986-1995<sup>14</sup>. Ainsi, en

---

<sup>12</sup> L'indice d'orientation régional utilisé est :  $R_j = (x_{rj}/X_r)/(x_oj/X_{to}) * 100$ , où  $x_{rj}$  et  $x_o$  représentent les exportations du bien  $j$  dans le commerce au sein du MERCOSUR et avec les pays tiers, respectivement. De la même façon,  $X_r$  et  $X_{to}$  représentent la valeur totale des exportations entre les pays membres et avec d'autres pays.

<sup>13</sup> Indice des avantages comparatifs révélés:  $C_j = (x_oj/X_{to})/(x_wj/X_w) * 100$  où  $x_wj$  et  $X_w$  représentent les exportations mondiales du produit  $j$  et les exportations mondiales totales, respectivement

<sup>14</sup> Nagarajan, Nigel, (1998), "MERCOSUR and Trade Diversion: What Do the Import Figures Tell US? Economic Papers No 129, pg 10.

utilisant seulement les exportations pour l'étude de la création des échanges on a tendance à surestimer l'importance relative du commerce entre les membres du MERCOSUR et de sous-estimer la croissance des échanges avec le reste du monde.

Deux conditions sont nécessaires pour l'existence d'un détournement de commerce : les importations provenant du MERCOSUR doivent avoir déplacé les importations du reste du monde et les producteurs du MERCOSUR ne doivent pas être des fournisseurs efficaces (relativement) des produits en question.

L'analyse des indices montre qu'aucune conclusion définitive ne peut être donnée (comme a essayé de faire Yeats) sur les effets de la création du MERCOSUR dans le bien-être de ses pays membres et du reste du monde.

#### **Carlos Carrillo et Carmen A Li (2002)**

**Carlos Carrillo et Carmen A Li (2002)** tentent d'estimer les effets de la formation des blocs commerciaux dans le commerce bilatéral. Ils prennent comme référence les pays du MERCOSUR et de la CAN et utilisent un modèle de gravité pour voir les effets de ces deux accords sur le commerce intra régional et intra industriel. Ils emploient pour ceci des données de panel dans la période 1980-1997.

L'équation de gravité utilisée est la suivante :

$$\text{Log}(M_{i,j}) = \beta_0 + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_j + \beta_3 \log(DIF_{i,j}) + \beta_4 D_{i,j} + \beta_5 AD_{i,j} + \beta_6 PTAC + \beta_7 PTAM + \beta_8 DUM90 + u_{i,j} \quad (3.2)$$

Avec  $M_{i,j}$  les importations du pays  $i$  provenant du pays  $j$ ;  $Y_i$  et  $Y_j$  le revenus du pays  $i$  et  $j$  respectivement;  $D_{i,j}$  la distance entre les deux pays qui correspond à une approximation des coûts de transport;  $DIF_{i,j}$  la différence des revenus par tête des deux pays;  $AD_{i,j}$  une variable dummy de contrôle pour les pays qui ont une frontière commune;  $PTAC$  et  $PTAM$  des variables dummy qui mesurent l'impact de la CAN et du MERCOSUR sur les

importations, et DUM90 une variable dummy qui tient en compte la réouverture du marché international de crédit et des réformes commerciales mises en place en Amérique du Sud après 1990.

Les résultats nous permettent de conclure que la CAN et le MERCOSUR ont eu un impact dans le dynamisme du commerce intra régional et dans la naissance du commerce intra industriel, même si cet impact a été moins important que celui d'autres variables. En plus, l'influence des accords n'a pas été significative pour l'échange de tous les produits. Ainsi, la CAN et le MERCOSUR auraient des effets dans la catégorie de biens différenciés et plus spécifiquement dans les biens différenciés intensifs en capital. On ne trouve pas des effets significatifs pour le cas des produits homogènes. Enfin, les auteurs affirment que la CAN et le MERCOSUR n'ont pas eu un effet important de création de commerce entre ses membres.

## Section IV

### ANALYSE THEORIQUE

Les avantages et désavantages des accords de libre échange et des unions douanières sont au cœur des recherches des économistes qui s'intéressent au commerce international. Si bien, depuis l'analyse d'Adam Smith dans son livre *La Richesse des Nations* (1776), il y a un consensus des économistes sur les avantages d'avoir un monde sans aucune barrière commerciale, certaines études montrent que les accords régionaux peuvent avoir des effets négatifs. Ainsi, Jacob Viner<sup>15</sup>, lors de son analyse des unions douanières, introduit pour la première fois la distinction entre les effets d'augmentation du commerce et les effets de détournement. Une union douanière aura des effets positifs si la création qui se produit, surtout entre les pays membres, est plus grande que le détournement du commerce dû à la substitution des partenaires commerciaux extérieurs au bloc par ceux qui font partie de l'accord.

Ainsi, un des outils importants pour accomplir les effets des accords commerciaux est l'utilisation des équations de gravité dont ses fondements théoriques seront expliqués par la suite.

#### Fondements théoriques des modèles de gravité

Trois modèles ont été employés pour décrire les flux commerciaux<sup>16</sup>. Le premier se base sur les lois physiques de gravité et de forces électriques pour expliquer comment le flux des biens du pays  $i$  au pays  $j$  est égal au produit du volume d'échange potentiel multiplié par la valeur du secteur étranger dans les deux pays et divisé par la résistance (ou la

---

<sup>15</sup> Economiste Canadien qui publia plusieurs ouvrages importants pour l'étude du commerce international. Deux de ses livres sont: "*Studies in the Theory of International Trade*" (1937) et "*The Customs Union Issue*" (1950).

<sup>16</sup> Leamer E. et R. Stern (1970), *Quantitative International Economics, Theory and measurement of trade dependence and interdependence*, pg 158.

distance). Une deuxième approche<sup>17</sup> utilise un modèle Wallrasien d'équilibre général où chaque pays possède sa propre offre et demande pour les biens de tous les autres pays. En résolvant le modèle, on peut exprimer les flux d'échange en fonction des facteurs qui influencent l'offre des produits des pays exportateurs et les facteurs qui déterminent la demande du pays importateur.

La troisième description des échanges est basée sur un modèle de probabilité où les acheteurs sont associés aux commis de façon aléatoire<sup>18</sup>. On suppose que chaque transaction, où participent un seul pays exportateur et un seul pays importateur, est de taille  $\beta$ . Puisque la part du pays  $i$  dans les échanges mondiaux est équivalente à  $f_i = F_i/T$  (avec  $T$  le volume d'échange mondial), on peut supposer que la probabilité qu'une transaction en particulier comprenne la participation du pays  $i$  comme l'exportateur est justement  $f_i$ . Ainsi, la probabilité que les flux d'échange se fassent de  $i$  à  $j$  peut s'écrire comme suit :

$$p_{i,j} = f_i f_j \quad (4.1)$$

En supposant que toutes les transactions sont de taille  $\beta$  et qu'il existe  $N$  transactions, le volume total  $T$  du commerce mondial est :

$$T = N\beta \quad (4.2)$$

Et le flux attendu du pays  $i$  au pays  $j$  sera :

$$V_{i,j} = N\beta f_i f_j = F_i F_j / T \quad (4.3)$$

où  $F_i$  représente la taille du secteur externe au pays  $i$ .

Ces données représentent les origines de l'équation de gravité qui rapporte des succès empiriques extraordinaires. Normalement, l'équation utilisée a la forme suivante :

<sup>17</sup> Cette approche a été introduite par Linnemann (1966).

<sup>18</sup> Ce modèle se base sur les travaux de Savage et Deutsch.

$$M_{i,j,k} = a_k Y_i^\beta Y_j^\gamma N_i^\epsilon N_j^\zeta d_{ij}^\mu U_{ijk} \quad (4.4)$$

Où  $M_{i,j,k}$  représente les importations (en dollars) du bien  $k$  du pays  $i$  provenant du pays  $j$ . On remarque que  $M_{i,j,k}$  dépend des revenus,  $Y$ , de la population et de la distance entre les pays  $i$  et  $j$ . Les coefficients peuvent être obtenus en utilisant des données de coupe transversale ou de panel.

Cependant, plusieurs critiques ont été faites concernant les justifications théoriques de l'équation de gravité et les problèmes de biais dans son estimation<sup>19</sup>. James Anderson (1979) propose, dans ce sens, une nouvelle interprétation de l'équation de gravité en utilisant un modèle de dépenses Cobb-Douglas. L'hypothèse de base est que chaque pays se spécialise dans la production d'un seul bien et qu'il n'y a pas de coûts de transport ni de tarifs douaniers. La part du revenu dépensé dans le produit du pays  $i$ ,  $b_i$  est la même dans tous les pays car les préférences sont identiques et les importations du bien  $i$  par le pays  $j$  sont :

$$M_{j,i} = b_i Y_j \quad (4.5)$$

où  $Y_j$  est le revenu du pays  $j$ .

En considérant la contrainte selon laquelle le revenu doit être égal aux ventes, on peut écrire :

$$Y_i = b_i (\sum_j Y_j) \quad (4.6)$$

En utilisant  $b_i$  de l'équation (4.6) et en le remplaçant dans (4.5) on a :

$$M_{j,i} = Y_i Y_j / \sum_j Y_j \quad (4.7)$$

<sup>19</sup> Anderson, James, (1979), "A theoretical Foundation for the Gravity Equation", The American Economic Review, vol 69, No1, pp 106-116.

Cette dernière équation peut être évaluée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et on s'attend que les élasticités des revenus soient proches de un.

Par la suite, Anderson considère un modèle plus réaliste en tenant compte du fait qu'il y a des variations importantes du poids des biens échangés dans les dépenses, tant au niveau international qu'inter régional. Il introduit le coefficient  $\Phi_j$  qui représente la part des dépenses dans les biens échangeables parmi les dépenses totales du pays  $j$  et  $\theta_i$  qui correspond à la part du revenu du pays  $j$  dépensée dans les biens produits par le pays  $i$ . Les importations du bien  $i$  du pays  $j$  sont alors :

$$M_{j,i} = \theta_i \Phi_j Y_j \quad (4.8)$$

L'équilibre de la balance commerciale du pays  $i$  (importations = exportations) implique que :

$$\Phi_i Y_i = \theta_i \sum_j \Phi_j Y_j \quad (4.9)$$

En résolvant (4.8) et (4.9) on obtient :

$$M_{j,i} = \Phi_j Y_j \Phi_i Y_i / \sum_j \Phi_j Y_j \quad (4.10)$$

On arrive alors à montrer pourquoi les importations dépendent des PIB de chaque pays qui intervient dans l'échange. Il faut ajouter l'effet important des coûts de transport (souvent remplacés par les distances bilatérales).

Plusieurs améliorations ont été faites au modèle. Ainsi, on a « augmenté » l'équation en ajoutant des variables qui indiquent si deux pays ont une langue, des frontières, l'histoire coloniale ou leur monnaie en commun, de même que des variables sur l'accessibilité ou l'isolement d'un pays. McCallum (1995) a montré que l'existence d'une frontière a des effets importants sur le commerce. Dans son étude faite sur le commerce entre les provinces canadiennes, et entre le Canada et les États-Unis, il montre que l'échange entre

les provinces canadiennes est 22 fois plus grand que celle entre les états des États-Unis et les provinces canadiennes. Plus tard, Anderson et van Wincoop (2003) soutiennent que l'effet n'est pas aussi important que ce que McCallum avait affirmé, et ce à cause « d'un oubli de variable » dans ses estimations, en plus du fait qu'il se basait sur une économie relativement petite (l'économie canadienne).

Même si il y a plusieurs versions sur la forme que devrait avoir une équation de gravité, il y a quelques caractéristiques qui sont retenues<sup>20</sup> :

- 1) L'équation de gravité est bilatérale. Elle explique la variable dépendante (ayant un lien avec les échanges) à travers la combinaison de variables macroéconomiques comme la taille d'un pays, le revenu, les taux d'échange, les prix, etc., pour les deux pays. De plus, d'autres variables comme celles des indices des coûts de transport et celles qui montrent l'accès aux marchés sont souvent ajoutées.
- 2) Les équations de gravité peuvent être dérivées de plusieurs modèles théoriques d'échange. Or, quelque soit le modèle sous-jacent, elles permettent de faire des inférences sur les déterminants des flux commerciaux grâce à leur propriété de « séparabilité » (Anderson et van Wincoop, 2003). Ceci veut dire que les flux commerciaux entre les pays sont « séparables » de l'allocation de production et de consommation entre les différents pays. En plus, grâce à cette propriété de séparabilité, l'équation de gravité n'est pas affectée par la présence des secteurs de biens non échangeables dans l'économie car ceux-ci n'ont pas d'effet sur la productivité marginale des biens échangeables (Anderson et van Wincoop, 2003).
- 3) Une équation de gravité peut être utile pour estimer soit les déterminants du volume des échanges soit les déterminants de la nature de ces échanges. Dans le

---

<sup>20</sup> International Trade Center, UNCTAD/WTO, "TradeSim (third version), a gravity model for the calculation of trade potentials for developing countries and economies in transition", Explanatory notes, Market Analysis Section, May 2005.



dernier cas, on utilise les indices de commerce intra industriel comme variable dépendante.

- 4) Des différences entre le modèle développé et l'équation 'idéale' ne peuvent être évitées. Les effets de frontière, les échanges saisonniers, les préférences commerciales ou l'intégration régionale doivent être contrôlés avec des effets spécifiques pour chaque paire de pays. Cependant, une telle solution empêche l'utilisation du modèle pour réaliser des projections.

### Estimation économétrique

La façon la plus appropriée pour estimer l'équation de gravité est d'utiliser des données de panel. Parmi les avantages d'utiliser les données de panel se trouvent : nombre d'observations plus grand, prise en compte de l'hétérogénéité et de l'influence des caractéristiques non observables, risque réduit de multicollinéarité, perception des effets de court et long terme. L'utilisation des données de panel nous permet de contrôler quelques problèmes d'oubli de variables, même si on ne peut pas les observer, en suivant les variables dépendantes au cours du temps. Les contrôles des variables « oubliées » changent selon le cas mais sont constants d'une période à autre. Utiliser les données de panel permet aussi de contrôler les variables « oubliées » qui varient avec le temps mais qui sont constantes entre les différents cas.

### Premières différences

Prenons comme exemple l'équation<sup>21</sup> :

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_2 d_{2t} + \delta_3 d_{3t} + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \quad (4.11)$$

---

<sup>21</sup> Wooldridge, Jeffrey (2003), "Introductory Econometrics, A Modern Approach", 2 E, pg 439.

Les indices  $t$  et  $i$  indiquent le temps et le type de variable respectivement. La variable  $d2_t$  prend la valeur « un » s'il s'agit de la deuxième période (la même logique s'applique pour la variable  $d3$ ). En utilisant ces variables on permet à l'intersection de varier au cours du temps. La variable  $a_i$  tient compte de tous les facteurs non observés qui sont constants au cours du temps et qui influencent  $y_{it}$ . Si on utilise MCO pour les deux années, on doit supposer que l'effet fixe  $a_i$  n'est pas corrélé avec  $x_{it}$ . On peut voir clairement que l'erreur sera  $v_{it} = a_i + u_{it}$  et, d'après les hypothèses des MCO il faut que  $v_{it}$  ne soit pas corrélée avec les variables explicatives pour pouvoir trouver des estimateurs concrets et non pas biaisés. Si le biais existe il est souvent appelé « biais d'hétérogénéité ». La solution pour éviter ce problème est de « différentier » les données entre deux années consécutives. En effet, puisque  $a_i$  ne varie pas d'une année à l'autre en prenant les « premières différences » (en faisant la soustraction des données entre les deux années), on élimine  $a_i$ <sup>22</sup>.

La méthode des « premières différences » n'est pas la seule pour éliminer l'effet fixe. On peut aussi employer la « transformation à effets fixes ».

### Estimation à effets fixes

Le principe est le même que la méthode précédente sauf qu'au lieu de faire les différences avec l'année précédente il faut utiliser les moyennes, soit l'équation suivante :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \quad (4.12)$$

On prend la moyenne des variables au cours du temps et on obtient :

$$\bar{y}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_i + a_i + \bar{u}_i \quad (4.13)$$

Finalement on fait la différence entre les deux équations et le terme  $a_i$  disparaît.

<sup>22</sup> Plusieurs hypothèses sont derrière l'utilisation des MCO avec ce type de données. Pour les détails, consulter Wooldridge (2003) pg250.

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (4.14)$$

Si on fait aussi la moyenne de toutes les observations, on a :

$$\bar{y} = \beta_0 + \beta_1 \bar{x} + \bar{u}_i \quad (4.15)$$

Cette nouvelle équation produit des estimateurs non biaisés si on suppose qu'il y a une stricte exogénéité entre les variables explicatives. Le problème de cette méthodologie est qu'on ne peut pas évaluer les effets des variables qui ne changent pas avec le temps. Dans le cas de notre étude, on ne peut pas calculer directement les coefficients des variables distance, ni des variables dummy sur l'appartenance ou pas à un accord de libre échange. On peut trouver les coefficients  $(\beta_0 + a_i)$  et  $\beta_1$ , mais on ne peut pas trouver  $\beta_0$  et  $a_i$  séparément. Si on impose la restriction suivante:  $\sum_i^N a_i = 0$ , on peut trouver  $\beta_0$  et  $a_i$  comme suit<sup>23</sup> :

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

$$\hat{a}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \bar{x}_i$$

### Estimation à effets aléatoires

Dans les modèles précédents, on supposait que  $a_i$  était corrélé avec une ou plusieurs variables explicatives. Cependant, si ce n'est pas le cas, le fait d'éliminer  $a_i$  aurait comme résultat l'obtention d'estimateurs inefficients. On peut alors permettre que  $a_i$  s'ajoute à l'erreur et résoudre le problème en utilisant la méthodes des Moindre Carrées Généralisés (MCG ou GLS).

<sup>23</sup> Baltagi Badi H. (1995), "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley & Sons Ltd, Angleterre, pgs 9-12.

## Section V

### ANALYSE EMPIRIQUE

#### Le modèle

Un modèle de gravité nous permet d'évaluer quelles ont été les implications de la formation des blocs commerciaux entre les pays en voie de développement (MECOSUR et CAN) dans les échanges bilatéraux entre ses membres. L'étude des déterminants des importations bilatérales nous donne une idée suffisamment précise sur les effets de la création des accords régionaux dans le commerce. Il est important de souligner qu'on choisit les importations au lieu des exportations car les statistiques sont plus fiables<sup>24</sup> et plusieurs études ont montré que la création ou le détournement de commerce se mettent en évidence de meilleure façon dans le cas des importations. En outre, l'équation à estimer à une forme log linéaire de telle sorte que les coefficients montrent directement les élasticités du commerce bilatéral en relation aux paramètres estimés. La forme de l'équation de gravité utilisée est la suivante :

$$\text{Log}(M_{i,j}) = \beta_0 + \beta_1 \text{PIB}_i + \beta_2 \text{PIB}_j + \beta_3 d_{i,j} + \beta_4 \text{bord} + \beta_5 \text{amer} + \beta_6 \text{dmer} + \beta_7 \text{dcan} + u_{i,j} \quad (5.1)$$

Où  $M_{i,j}$  représente les importations (en millions de dollars) du pays  $i$  provenant du pays  $j$ ,  $\text{PIB}_i$  et  $\text{PIB}_j$  sont les produits intérieurs bruts par tête du pays  $i$  et du pays  $j$  respectivement,  $d_{i,j}$  est la distance entre les deux pays, « bord » est une dummy qui indique si les pays ont une frontière commune, « amer » est une dummy qui prend la valeur de « un » si le pays  $i$  ou le pays  $j$  est membre associé du MERCOSUR, « dmer » et « dcan » prennent la valeur de « un » si les deux pays appartiennent au MERCOSUR et à la CAN respectivement.

---

<sup>24</sup> Les différents pays ont plus d'intérêt à enregistrer les données d'importations de façon claire pour des raisons de collecte d'impôts.

## **Données et méthodologie**

### **Les importations bilatérales**

On utilise les données sur le montant des importations bilatérales entre les pays membres du MERCOSUR (Argentine, Brésil, Paraguay et Uruguay), de la CAN (Bolivie, Colombie, Équateur, Pérou, Venezuela) et le Chili. En fait, même si le Chili n'appartient à aucun de ces groupes, il est membre associé du MERCOSUR depuis 1996 et représente une des économies les plus fortes d'Amérique.

### **La taille des pays**

Une bonne mesure de la « taille » d'une économie est l'utilisation du produit intérieur brut par tête (PIB par tête). La source des données est la base de données des Nations Unies (NU) sur les agrégats des comptes nationaux<sup>25</sup>.

### **Les coûts de transport**

Le Proxy des coûts de transport utilisé, dans la plupart des cas, est la distance entre deux pays. Pour ceci, on utilise la distance, mesurée en kilomètres, entre les capitales en suivant la méthodologie de Jon Haveman<sup>26</sup>.

### **Frontière commune**

On a inclus une variable dummy qui prend la valeur de « un » si les deux pays ont une frontière commune et la valeur de « zéro » autrement. En effet, plusieurs recherches ont montré que l'influence de la distance dans les échanges n'est pas linéaire puisque le

---

<sup>25</sup> <http://unstats.un.org/unsd/snaama/selectionbasicFast.asp>

<sup>26</sup> Jon Haveman's International Trade Data, Great Circle distance between capital cities., <http://www.maclester.edu/research/economics/PAGE/HAVEMAN/Trade.Resources/TradeData.html#Gravity>

commerce entre les pays qui partagent une frontière est significativement plus grand qu'entre des pays qui sont à distances similaires mais qui n'ont pas de frontières communes.

### **Accords régionaux**

Les variables DCAN et DMERCOSUR sont des variables dummy qui ont une valeur de « un » si les deux pays appartiennent au même accord et un valeur de « zéro » sinon. Il faut noter que le Chili ne fait partie d'aucun de ces groupes et que le Pérou a suspendu son appartenance à la CAN entre 1992 et 1997.

On veut évaluer également l'influence du fait qu'un pays devienne membre associé. Ainsi, une variable dummy (*amer*) est ajoutée pour les pays qui sont des membres associés. En réalité, on a utilisé plusieurs versions de cette dummy, estimées ci-contre:

*ameri* : prend la valeur de « un » si le pays importateur est un membre associé du MERCOSUR.

*amerj* : prend la valeur de « un » si le pays *j* est un membre associé du MERCOSUR.

*dameri* : prend la valeur de « un » si le pays importateur est un membre associé du MERCOSUR et le pays *j* fait partie du MERCOSUR.

*damerj* : prend la valeur de « un » si le pays *j* est un membre associé du MERCOSUR et le pays *i* fait partie du MERCOSUR.

*damer* : prend la valeur de « un » si soit le pays *j* soit le pays *i* sont des membres associés du MEROCUR.

Notons qu'il peut avoir des cas où les variables « *ameri* », « *amerj* » ou « *damer* » prennent la valeur de « un » et « *dcan* » soit « un » aussi.

## Type régression

On utilisera plusieurs méthodes pour estimer les coefficients de l'équation de gravité que nous étudions.

### Effets fixes

Tout d'abord, on a utilisé les données de panel et on a régressé l'équation avec des effets fixes. Comme on l'a expliqué plus haut, on a effectué le calcul en deux étapes puisque on ne peut pas déterminer les effets des variables qui sont constantes au cours du temps (et ce sont justement ces variables qui nous intéressent). La première étape est basée sur l'estimation de l'équation suivante :

$$\text{Log}(M_{i,j}) = \beta_0 + a_{ij} + \beta_1 \text{PIB}_i + \beta_2 \text{PIB}_j + u_{i,j} \quad (5.2)$$

Ensuite on a établi l'hypothèse selon laquelle la somme des effets fixes ( $a_{ij}$ ) est égale à « zéro » pour pouvoir les calculer<sup>27</sup>. Finalement on a régressé l'équation suivante :

$$\hat{a}_i = \alpha + \beta_5 d_{i,j} + \beta_6 \text{bord} + \beta_7 \text{amer} + \beta_7 \text{dmer} + \beta_8 \text{dcan} + v_{i,j} \quad (5.3)$$

Les résultats obtenus ne sont pas très satisfaisants. En conclusion, même si l'estimation de panel avec des effets fixes permet de contrôler l'hétérogénéité, ce n'est pas facile de trouver de bons estimateurs pour les variables qui sont fixes dans le temps (même si elles varient entre chaque paire de pays).

---

<sup>27</sup> En utilisant la méthodologie expliquée plus haut dans ce travail.

### Effets aléatoires

En utilisant les données de panel avec des effets aléatoires, on trouve que toutes les variables sont significatives à l'exception de dmer et dij. Voici l'estimation des coefficients et les erreurs standard (entre parenthèses) de chaque estimateur.

$$\begin{aligned} \hat{lm}_{ij} = & 0,8611 + 1,381pibi + 0,5841pibj + 0,000013dij + 0,762bord + 0,346dmer + 0,35951dcan + \\ & (0,0818) \quad (0,0817) \quad (0,0000671) \quad (0,1588) \quad (0,2161) \quad (0,1714) \\ & 0,148dameri + 0,101damerj. \\ & (0,04324) \quad (0,0469) \end{aligned}$$

R-sq: within = 0.3097  
between = 0.4375  
overall = 0.4172

### Coupe transversale

On a effectué l'estimation de l'équation (5.1) en coupe transversale pour chaque année au cours de la période 1988-2004. On a vérifié qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation en utilisant le test de Breusch-Pagan.

Les résultats sont présentés dans les tableaux suivants où les coefficients sont estimés avec leur « t de Student », ce qui nous permet de savoir s'ils sont significatifs ou pas<sup>28</sup>.

---

<sup>28</sup> Un tableau plus détaillé se trouve dans les annexes.



**TABLEAU 2**

**Explications des importations bilatérales entre les pays d'Amérique du Sud**

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
<b>R<sup>2</sup></b>	0.451	0.562	0.508	0.561	0.571	0.62	0.514	0.447	0.465
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.41	0.562	0.472	0.529	0.534	0.59	0.472	0.4	0.42
<b>lpibi</b>	1.815** (-4.04)	1.772** (5.27)	1.361** (4.53)	1.329** (4.64)	1.343** (4.64)	1.274** (5.74)	1.082** (4.3)	1.39** (4.07)	1.335** (4.29)
<b>lpibj</b>	2.431** (5.41)	2.478** (7.46)	1.937** (6.52)	2.005** (7.13)	1.967** (7.220)	1.82** (8.45)	1.529** (6.16)	1.506** (4.4)	1.281** (4.16)
<b>dij</b>	0 (-0.17)	0 (0.03)	0 (0.15)	0 (0.23)	0 (0.77)	0 (1.39)	0 (0.72)	0 (0)	0 (-0.61)
<b>bord</b>	2.054** (3.99)	2.06** (5.14)	1.835** (4.33)	1.966** (4.95)	1.613** (4.25)	1.679** (5.11)	1.825** (4.54)	1.873** (4.36)	1.843** (4.38)
<b>amer</b>					0.937 (1.75)	0.351 (1.01)	0.379 (0.92)	0.355 (0.83)	0.348 (0.83)
<b>dmer</b>			0.049 (0.08)	0.189 (0.34)	0.68 (1.22)	0.994* (2.22)	0.824 (1.43)	1.05 (1.73)	0.857 (1.42)
<b>dcan</b>	0.719 (1.23)	1.216* (2.58)	1.124* (2.24)	1.435** (3.05)	1.702** (3.7)	1.926** (4.93)	1.553** (3.34)	0.97* (2.06)	0.834 (1.73)
<b>cons</b>	-15.951 (-3.02)	-15.879 (-3.92)	-8.846 (-2.35)	-9.607 (-2.64)	-9.901 (-2.71)	-8.404 (-2.9)	-3.967 (-1.25)	-5.218 (-1.3)	-2.941 (-0.79)

Source : calculs de l'auteur.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires (MCO).

Statistique « t de Student » entre parenthèses.

\*coefficient significativement différent de zéro au 5%, test à deux queues.

\*\*coefficient significativement différent de zéro au 1%, test à deux queues.

**Résultats**

Tel que conjecturé précédemment, le revenu par tête des deux pays participant dans les échanges a un effet positif dans le niveau des échanges bilatéraux. Il faut noter que le PIB du pays importateur (pays *i*) a un poids moins important que celui du pays exportateur (pays *j*). Ceci est vrai pour toutes les années (sauf pour 2004). Cependant, en testant l'hypothèse selon laquelle les coefficients de PIB<sub>j</sub> et PIB<sub>i</sub> sont égaux, l'énoncé est vérifié pour onze années (il est rejeté seulement pour 6 années). Avec le calcul de la moyenne

des valeurs des coefficients on obtient un  $\hat{\beta}_1$  de 1.4 et un  $\hat{\beta}_2$  de 1.9. Puisqu'on a utilisé les logarithmes des données, ces coefficients représentent l'élasticité revenue. Ainsi, par exemple, l'augmentation de « un » pourcent dans le revenu par tête du pays importateur augmente de 1.4% le commerce bilatéral avec ses partenaires. L'estimation de panel avec des effets aléatoires montre le même effet du PIBi. Les résultats sont consistants avec la théorie puisque un revenu plus grand du pays  $i$  indique un plus grand pouvoir d'achat et donc une plus grande capacité d'importation. De la même façon, si le pays  $j$  a un PIB élevé sa capacité de production et d'exportation augmente ce qui influe positivement sur les échanges. On a évalué aussi l'importance des différences dans le PIB par tête dans le commerce bilatéral et les coefficients trouvés sont négatifs mais ils ne sont pas significatifs. Le signe est donc consistant avec « l'effet de Linder » qui indique que plus les pays ont des PIB similaires plus leur commerce bilatéral est important. Le fait que cette variable<sup>29</sup> ne soit pas significative montre que la différence entre les revenus des pays peut jouer un rôle le important dans les modèles où on cherche à expliquer les échanges Nord-Sud mais pas nécessairement dans les modèles où on étudie le commerce Sud-Sud.

En ce qui concerne l'influence de la distance, les estimateurs des coefficients de cette variable sont quasiment nuls et ne sont pas significatifs. Cette conclusion ne correspond pas aux résultats prédits par les études des modèles de gravité normalement considérées. De façon générale, les coûts de transport, représentés par la distance, sont un élément essentiel dans la détermination des échanges bilatéraux. Néanmoins, dans ce cas, on ne peut pas conclure que les coûts de transports n'influencent pas le commerce entre deux pays. On peut plutôt affirmer que la distance n'est pas toujours un bon Proxy des coûts, d'autant plus que la distance est mesurée entre les capitales seulement. En Amérique du Sud, par exemple, l'existence de barrières naturelles comme la Cordillère des Andes est un obstacle important pour le commerce. Par ailleurs, l'effet de partager une frontière peut être significatif et positif. Selon l'année d'étude,  $\hat{\beta}_4$  prend des valeurs qui se trouvent entre 1.4 et 2 (avec une moyenne de 1.8).

---

<sup>29</sup> La variable utilisé est le carré des différences des revenus par tête.

Enfin, l'effet des associations de libre commerce a une influence différente selon le groupe étudié. Ainsi, l'appartenance au MERCOSUR de deux pays n'influence pas le commerce bilatéral puisque le coefficient de « dmer » n'est remarquable dans aucune des années, même s'il reste positif. Ceci coïncide avec les résultats d'études précédentes, comme celles de **Carlos Carrillo et Carmen A Li (2002)** et celle de **Yeats (1998)** qui soutiennent que le MERCOSUR n'a pas engendré du nouveau commerce. On peut affirmer que les pays membres du MERCOSUR étaient déjà des partenaires commerciaux naturels et que l'accord de libre commerce n'a pas provoqué aucune grande différence dans les échanges bilatéraux. Ceci dit, un éventuel détournement du commerce augmenterait probablement l'importance des désavantages de la mise en place du MERCOSUR, tout en diminuant les avantages. Contrairement au MERCOSUR, la CAN a des effets positifs et significatifs<sup>30</sup>. Le fait que le coefficient de « dcan » soit positif implique que les deux pays ont des bilatéraux échanges plus importants de ce que les variables et facteurs de base déterminant le niveau de commerce auraient prédit. Ceci est considéré comme une évidence de création de commerce. Les résultats des régressions sont confirmés par la croissance de l'indice d'intensité de commerce régional de la CAN.

On peut alors dire que l'influence des zones de libre commerce sur les échanges bilatéraux va dépendre du groupe de pays considéré. Cependant, il y a d'autres externalités positives des accords étudiés qui vont plus loin que le niveau des échanges. La mise en commun de certaines politiques, la convergence vers la libre circulation, un pouvoir géopolitique plus important sont quelques exemples de ces avantages.

---

<sup>30</sup> La variable « dcan » est significative pour 10 des 17 années étudiées.

## Section VI

### CONCLUSION

L'importance des associations de libre échange dans le système de commerce mondial et la question de savoir comment le niveau des échanges est déterminé furent la motivation de cette recherche. Ainsi, ce travail a parcouru différentes approches concernant l'influence des accords régionaux dans la détermination du commerce bilatéral. La recherche empirique eut comme objective de vérifier les hypothèses théoriques dans un contexte particulier : le cas de l'Amérique du Sud où les accords de libre échange de la CAN et le MERCOSUR jouent un rôle fondamental.

L'outil utilisé fut le modèle de gravité. Après avoir employé plusieurs versions de ce modèle et différents moyens économétriques pour l'estimer on réalisa une analyse plus profonde des résultats des estimations en panel. On conclut que les PIB des deux pays participant dans à l'échange ont un effet positif et significatif. Par ailleurs, on remarque que la distance ne joue pas un rôle important dans le commerce bilatéral entre les pays d'Amérique du Sud. Le fait d'appartenir au MECOSUR ou la CAN, variables clés de notre travail, influe de façon différente sur el commerce entre deux pays. En effet, tandis que la CAN a un effet positif et significatif dans les échanges bilatéraux le MERCOSUR ne l'a pas.

On peut conclure que, néanmoins le succès du modèle de gravité et l'importante recherche sur la théorie des échanges il restent des résultats qui ne peuvent pas être généralisés. Ainsi, il faut tenir en comte que la distance n'est pas toujours un bon proxi et il faudrait donc améliorer le système de donnés sur les coûts de transport. D'autre part, on ne peut pas conclure sur les effets des accords de libre échange sur le commerce bilatéral puisque certains accords peuvent avoir des effets significatifs (le cas de la CAN) et d'autres non.

Pour avoir une idée plus certaine des effets de création versus ceux de détournement dans le commerce on pourrait élargir l'étude en incluant autres partenaires commerciaux qui ne se trouvent pas nécessairement en Amérique du Sud. Finalement, ce travail laisse la porte ouverte a des recherches futures sur la possible création ou détournement de commerce lors l'établissement d'un seul bloc dans Amérique du Sud ou même dans tout le continent.

## **BIBLIOGRAPHIE**

### **Livres**

Baltagi Badi H. (1995), "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley & Sons Ltd, Angleterre.

Wooldridge, Jeffrey (2003), "Introductory Econometrics, A Modern Approach", 2 E, Thomson South Western.

Leamer E. et R. Stern (1970), Quantitative International Economics, Allyn and Bacon, Boston.

### **Articles**

Anderson, James (1979), "A theoretical Foundation for the Gravity Equation", The American Economic Review, vol 69, No 1, pp 106-116.

Anderson, JE and E van Wincoop (2003), "Gravity with Gravitas: A solution to the Border Puzzle", American Economic Review, vol 93, No 1, pp 170-192.

Baier S. L., Bergstrand J.H. (2005), "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?", Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2005-3.

Baxter M. et M Kouparitsas (2005), "What determines bilateral trade flows?", Federal Reserve Bank of Chicago.

Carrillo, C and C. A Li (2002), "Trade Blocks and the Gravity Model: Evidence from Latin American Countries", University of Essex.

Cheng, I-Hui, and Wall, Howard J. (2004) "Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper No. 1999-010C.

Echavarría Juan José, Flujos comerciales en los países andinos: ¿liberalización o preferencias regionales?.

Egger Peter (2000). "A note on the proper econometric specification of the gravity equation," Economics Letters, Elsevier, vol. 66, pages 25-31.

Gosh, Sucharita and Steven Yamarik (2004) "Are Regional Trading Arrangements Trade Creating? An Application of Extreme Bounds Analysis" *Journal of International Economics* 63, 369-395.

Gosh, Sucharita and Steven Yamarik (2004) "Does trade creation measure up? A reexamination of the effects of regional trading arrangements", *Economic Letters* 82, 213-219.

Hendry, David (1995) *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, United Kingdom.

Michael W. Klein & Jay C. Shambaugh (2004), "**Fixed Exchange Rates and Trade**", NBER Working Papers 10696, National Bureau of Economic Research, Inc.

Leamer, Edward (1983) "Lets Take the Con Out of Econometrics" *American Economic Review* 73(1), 31-43.

Martínez-Zarzoso, I. and N. Felicitas (2003), "Augmented gravity model: An empirical application to Mercosur-European Union trade flows", *Journal of Applied Economics*, Universidad del CEMA, vol. 0, pages 291-316.

Nagarajan, Nigel, (1998), "MERCOSUR and Trade Diversion: What Do the Import Figures Tell US?", *Economic Papers* No 129.

Tinbergen, Jan. *Shaping the World Economy* (1962). New York: The Twentieth Century Fund.

Sala-i-Martin, Xavier (1997) .I have Just Run Two Million Regressions, *American Economic Review* 87(2), 178-183.

Yeats, Alexander (1998), "Does Mercosur's Trade Performance Raise Concerns about the effects of Regional Trade Arrangements? ", *The World Bank Economic Review*, vol 12, pp 1-28.

International Trade Center, UNCTAD/WTO, TradeSim (third version, 2005) "A gravity model for the calculation of trade potentials for developing countries and economies in transition, Explanatory notes", Market Analysis Section.

## **Internet**

Jon Haveman's International Trade Data, Great Circle distance between capital cities,  
<http://www.macalester.edu/research/economics/PAGE/HAVEMAN/Trade.Resources/TradeData.html#Gravity>

Communauté Andine des Nations : <http://www.comunidadandina.org/exterior.asp>

Organisation mondiale du commerce : [www.wto.org](http://www.wto.org)

UN Commodity Trade Statistics Database (UN Comtrade),  
<http://unstats.un.org/unsd/comtrade>.

Economic Statistics Branch of the United Nations Statistics Division  
<http://unstats.un.org/unsd/snaama/selectionbasicFast.asp>

CNUCED/UNCTAD-TRAINS (Trade Analysis and Information System)



**ANNEXES**

## Variables

pays	numero associe
Argentine	1
Bolivie	2
Bresil	3
Chili	4
Colombie	5
Equateur	6
Paraguay	7
Peru	8
Uruguay	9
Venezuela	10

$i, j = 1, 2, \dots, 9, 10$ .

Mij importations faites par le pays i, provenant du pays j  
 PIBi PIBi pib par tete du pays j  
 ydif carre des differences de revenu des deux pays  
 dij distance entre le pays j et le pays I

## VARIABLES DUMMY

**variable prend la valeur de 1 si:**

cani pays I appartient a la CAN      can j pays j appartient a la CAN  
 meri paysi appartient au MERCOSUR      mer j pays j appartient au MERCOSUR

DCAN si les 2 pays appartiennent a la can  
 DMER si les 2 pays appartiennent au mercosur

bord les deux pays ont une frontiere  
 ameri pays i association avec mercosur  
 amerj paysj association avec mercosur  
 dameri pays i est membre associe et pays j appartient au mercosur  
 damerj pays j associe et pays I memebre du mercosur  
 damer pays i ou pays j est un membre associe du MERCOSUR

ANNEXE 1: Evolution des exportations et des importations de la CAN et du MERCOSUR (1970-2004)

**Importations (en USD millions)**

provenant de		1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
CAN	CAN	105,9	140,23	146,53	195,57	331,27	527,67	621,18	818,68	639,47	759,2
	reste de la région	2096,4	2107,5	2212,9	2701,2	4416,2	5928,7	6408,1	7601,5	9393,9	10021
	reste du monde	3747,4	4071,5	4382,7	5293,1	8037,7	10797	11671	14650	17559	17360
	TOTAL	3853,3	4211,7	4529,3	5488,7	8368,9	11325	12292	15468	18198	18120
MERCOSUR	MERCOSUR	496,34	488,2	549,61	812,15	1156,5	1017,1	1314,3	1447,9	1587,7	2785,2
	reste de la région	1968,5	2205,4	2499,6	3487,5	6227,5	5930,9	5869,2	5869,5	6308,7	8675,6
	reste du monde	4625,8	5749,6	6879,9	9533,2	18740	18648	17642	18305	19870	27386
	TOTAL	5122,2	6237,8	7429,5	10345	19896	19665	18956	19753	21457	30171

Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

**Importations (en %)**

CAN	CAN	2,748	3,329	3,235	3,563	3,958	4,659	5,053	5,293	3,514	4,19
	reste de la région	54,405	50,039	48,857	49,214	52,769	52,352	52,131	49,143	51,619	55,307
	reste du monde	97,252	96,671	96,765	96,437	96,042	95,341	94,947	94,707	96,486	95,81
	TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
MERCOSUR	MERCOSUR	9,69	7,827	7,398	7,85	5,813	5,172	6,933	7,33	7,399	9,231
	reste de la région	38,432	35,356	33,645	33,711	31,3	30,159	30,962	29,715	29,401	28,754
	reste du monde	90,31	92,173	92,602	92,15	94,187	94,828	93,067	92,67	92,601	90,769
	TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

**Exportations (en USD millions)**

se dirigeant a		1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
CAN	CAN	96,657	104,19	156,14	226,55	455,61	480,56	635,89	854,14	699,72	1080,4
	reste de la région	3493,3	820,38	2667,5	5735	12126	9476,1	10269	11135	11250	15794
	reste du monde	5290,5	1907,8	5346,8	7661,4	15251	12510	13597	14967	15806	23182
	TOTAL	5387,1	2012	5502,9	7887,9	15707	12991	14232	15821	16506	24262
MERCOSUR	MERCOSUR	451,35	456,95	487,81	739,84	1113,6	1035,5	1309,3	1618,3	1759,3	2944,5
	reste de la région	1209,9	1352,9	1723,4	2278,6	3371,8	3145,1	3825,5	4663,9	5735,3	6110,9
	reste du monde	4357,4	4458,2	5757,2	9176,6	11319	11150	13431	17069	18236	21202
	TOTAL	4808,8	4915,1	6245	9916,4	12433	12185	14741	18687	19996	24147

Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

**Exportations (en %)**

CAN	CAN	1,794	5,178	2,837	2,872	2,901	3,699	4,468	5,399	4,239	4,453
	reste de la région	64,845	40,774	48,475	72,705	77,205	72,944	72,155	70,378	68,159	65,099
	reste du monde	98,206	94,822	97,163	97,128	97,099	96,301	95,532	94,601	95,761	95,547
	TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
MERCOSUR	MERCOSUR	9,386	9,297	7,811	7,461	8,957	8,498	8,882	8,66	8,798	12,194
	reste de la région	25,161	27,526	27,597	22,978	27,121	25,811	25,952	24,958	28,682	25,307
	reste du monde	90,614	90,703	92,189	92,539	91,043	91,502	91,118	91,34	91,202	87,806
	TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System





Poids des exportations et des importations dans le commerce mondiale ( en %)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	
CAN																					
Exportations	1,68	1,44	1,3	1,36	1,86	1,46	1,43	1,38	1,24	1,44	1,5	1,52	1,38	1,25	1,33	1,24	0,89	0,81	0,72	0,83	
Importations	1,14	1,18	1,07	0,93	0,97	1,27	1,26	1,41	1,34	1,08	1,06	1,2	1,27	0,85	0,82	0,81	0,8	0,79	0,79	0,56	
MERCOSUR																					
Exportations	1,52	1,39	1,48	1,7	1,46	1,37	1,47	1,63	1,51	1,45	1,45	1,69	1,55	1,68	1,86	1,79	1,42	1,35	1,55	1,51	
Importations	1,47	1,61	1,62	1,62	2,15	2,01	1,71	1,58	1,47	1,67	1,82	1,73	1,45	1,2	1,05	0,95	0,98	0,93	0,78	0,81	

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
CAN															
Exportations	0,89	0,84	0,75	0,76	0,78	0,76	0,84	0,83	0,71	0,76	0,9	0,85	0,78	0,74	0,83
Importations	0,53	0,65	0,75	0,81	0,75	0,79	0,7	0,83	0,85	0,65	0,64	0,71	0,61	0,52	0,56
MERCOSUR															
Exportations	1,33	1,31	1,34	1,43	1,44	1,36	1,39	1,49	1,48	1,3	1,31	1,42	1,37	1,42	1,51
Importations	0,81	0,94	1,07	1,26	1,43	1,53	1,59	1,81	1,76	1,41	1,35	1,32	0,94	0,9	1,02

Source: UNCTAD, Trade Analysis and Information System

ANNEXE 3: Régression avec données en panel et effets fixes

**xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dmer dcan amer, fe**

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   1529
Group variable (i): pays               Number of groups =    90

R-sq: within = 0.3280                 Obs per group: min =   16
      between = 0.1463                               avg   =   17.0
      overall  = 0.1749                               max   =   17

                                   F(3,1436)   = 233.65
corr(u_i, Xb) = -0.0070                Prob > F       = 0.0000
```

	lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi		1.403804	.0879725	15.96	0.000	1.231235	1.576372
lpibj		.4248568	.085853	4.95	0.000	.2564461	.5932674
dij		(dropped)					
bord		(dropped)					
dmer		(dropped)					
dcan		(dropped)					
amer		.2030674	.028468	7.13	0.000	.1472242	.2589106
_cons		1.532819	.2797896	5.48	0.000	.9839788	2.081659

**Trouvons la constante estimée b0e**

gen b0e= 301000000-1.403804\*2935.007-..4248568\*2939.52

**Trouvons l'estimateur des variables qui représentent les effets fixes**

gen aie=lmaj-b0e-1.403804\*lpibai-0.4248568\*lpibaj

**Régressons les effets fixes par rapport aux variables qui ne changent pas dans le temps**

reg aie ldij dmer dcan bord

Source	SS	df	MS	Number of obs = 90	
				F( 3, 86) = 1.89	
Model	3.70698116	3	1.23566039	Prob > F = 0.1377	
Residual	56.3006364	86	.654658563	R-squared = 0.0618	
				Adj R-squared = 0.0290	
Total	60.0076176	89	.674242894	Root MSE = .80911	

	aie	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ldij		.4202083	.7248665	0.58	0.564	-1.020779	1.861195
dmer		.0446711	.2308917	0.19	0.847	-.4143264	.5036685
dcan		(dropped)					
bord		.5593494	.3837797	1.46	0.149	-.2035793	1.322278
_cons		-1.78533	2.653018	-0.67	0.503	-7.059356	3.488695

ANNEXE 4: Régression avec données en panel et effets aléatoires

xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dmer dcan amer, re

Random-effects GLS regression                      Number of obs    =    1529  
 Group variable (i): pays                              Number of groups =    90

R-sq: within = 0.3264                              Obs per group: min =    16  
           between = 0.4401                                                   avg =    17.0  
           overall = 0.4218                                                   max =    17

Random effects u\_i ~ Gaussian                      Wald chi2(7)       = 768.28  
 corr(u\_i, X)       = 0 (assumed)                      Prob > chi2       = 0.0000

lmij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.293395	.0824655	15.68	0.000	1.131765	1.455024
lpibj	.5867916	.0806512	7.28	0.000	.4287182	.7448651
dij	.0000255	.0000687	0.37	0.710	-.0001092	.0001603
bord	.7794238	.1624225	4.80	0.000	.4610816	1.097766
dmer	.3844049	.2212074	1.74	0.082	-.0491537	.8179635
dcan	.3518282	.1754501	2.01	0.045	.0079523	.6957042
amer	.2065789	.0285803	7.23	0.000	.1505625	.2625953
_cons	.8611659	.3775453	2.28	0.023	.1211907	1.601141

xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dameri damerj dmer dcan, re

Random-effects GLS regression                      Number of obs    =    1529  
 Group variable (i): pair                              Number of groups =    90

R-sq: within = 0.3097                              Obs per group: min =    16  
           between = 0.4375                                                   avg =    17.0  
           overall = 0.4172                                                   max =    17

Random effects u\_i ~ Gaussian                      Wald chi2(8)       = 718.62  
 corr(u\_i, X)       = 0 (assumed)                      Prob > chi2       = 0.0000

lmij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.380112	.0817649	16.88	0.000	1.219856	1.540369
lpibj	.5844941	.0817073	7.15	0.000	.4243507	.7446375
dij	.000013	.0000671	0.19	0.846	-.0001186	.0001446
bord	.7627971	.1587954	4.80	0.000	.4515638	1.07403
dameri	.1486053	.0432404	3.44	0.001	.0638557	.2333549
damerj	.1010177	.0469454	2.15	0.031	.0090064	.193029
dmer	.3460078	.2161124	1.60	0.109	-.0775647	.7695803
dcan	.35951	.1714585	2.10	0.036	.0234575	.6955625



ANNEXE 4: Régression avec données en panel et effets aléatoires

xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dmer dcan ydif dameri damerj, re

Random-effects GLS regression                      Number of obs = 1529  
 Group variable (i): pays                              Number of groups = 90

R-sq: within = 0.3263                              Obs per group: min = 16  
           between = 0.4616                              avg = 17.0  
           overall = 0.4402                              max = 17

Random effects u\_i ~ Gaussian                      Wald chi2(9) = 773.13  
 corr(u\_i, X) = 0 (assumed)                      Prob > chi2 = 0.0000

lmij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.445462	.0880337	16.42	0.000	1.272919	1.618005
lpibj	.7366931	.0873074	8.44	0.000	.5655737	.9078124
dij	.0000264	.0000693	0.38	0.704	-.0001095	.0001622
bord	.7806384	.1637164	4.77	0.000	.4597602	1.101517
dmer	.3584208	.222915	1.61	0.108	-.0784845	.7953262
dcan	.397603	.1769106	2.25	0.025	.0508647	.7443413
ydif	-6.27e-09	1.61e-09	-3.90	0.000	-9.43e-09	-3.12e-09
dameri	.2373691	.043567	5.45	0.000	.1519793	.3227589

xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dmer dcan ydif damerj, re

Random-effects GLS regression                      Number of obs = 1529  
 Group variable (i): pays                              Number of groups = 90

R-sq: within = 0.3144                              Obs per group: min = 16  
           between = 0.4346                              avg = 17.0  
           overall = 0.4160                              max = 17

Random effects u\_i ~ Gaussian                      Wald chi2(8) = 730.15  
 corr(u\_i, X) = 0 (assumed)                      Prob > chi2 = 0.0000

lmij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.556186	.0863542	18.02	0.000	1.386935	1.725437
lpibj	.6985134	.087762	7.96	0.000	.526503	.8705237
dij	.0000121	.0000694	0.17	0.861	-.0001239	.0001482
bord	.7706412	.1640697	4.70	0.000	.4490705	1.092212
dmer	.3181799	.2232901	1.42	0.154	-.1194607	.7558205
dcan	.3676059	.1772228	2.07	0.038	.0202556	.7149563
ydif	-7.09e-09	1.62e-09	-4.38	0.000	-1.03e-08	-3.92e-09
damerj	.1024967	.0471081	2.18	0.030	.0101666	.1948269

ANNEXE 4: Régression avec données en panel et effets aléatoires

xtreg lmij lpibi lpibj dij bord dmer dcan ydif damer, re

Random-effects GLS regression                      Number of obs    =    1529  
 Group variable (i): pays                            Number of groups =    90

R-sq: within = 0.3194                              Obs per group: min =    16  
           between = 0.4449                              avg =    17.0  
           overall = 0.4253                              max =    17

Random effects u\_i ~ Gaussian                      Wald chi2(8)       = 748.17  
 corr(u\_i, X)       = 0 (assumed)                      Prob > chi2       = 0.0000

lmij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.509152	.0865803	17.43	0.000	1.339458	1.678846
lpibj	.7221072	.0859719	8.40	0.000	.5536055	.890609
dij	.0000127	.0000694	0.18	0.855	-.0001233	.0001486
bord	.7672092	.1639599	4.68	0.000	.4458536	1.088565
dmer	.331852	.223162	1.49	0.137	-.1055374	.7692415
dcan	.3553874	.1771041	2.01	0.045	.0082698	.702505
ydif	-7.08e-09	1.60e-09	-4.41	0.000	-1.02e-08	-3.93e-09
damer	.1946492	.0470463	4.14	0.000	.10244	.2868583

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1/90 1988

Source	SS	df	MS	Number of obs = 89	
-----+-----				F( 6, 82) = 11.21	
Model	240.709613	6	40.1182688	Prob > F = 0.0000	
Residual	293.561488	82	3.58001814	R-squared = 0.4505	
-----+-----				Adj R-squared = 0.4103	
Total	534.271101	88	6.07126251	Root MSE = 1.8921	

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.814661	.4495818	4.04	0.000	.9202999	2.709023
lpibj	2.431272	.4490642	5.41	0.000	1.53794	3.324603
dij	-.0000366	.0002204	-0.17	0.868	-.0004752	.0004019
bord	2.054141	.5150538	3.99	0.000	1.029535	3.078747
amer	(dropped)					
dmeri	.0757603	.7285404	0.10	0.917	-1.373539	1.525059
dcani	.7191986	.5823649	1.23	0.220	-.4393107	1.877708
_cons	-15.95068	5.287944	-3.02	0.003	-26.47008	-5.431271

regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 91/180 1989

Source	SS	df	MS	Number of obs = 90	
-----+-----				F( 6, 83) = 19.19	
Model	308.070992	6	51.3451653	Prob > F = 0.0000	
Residual	222.124003	83	2.67619281	R-squared = 0.5811	
-----+-----				Adj R-squared = 0.5508	
Total	530.194995	89	5.95724714	Root MSE = 1.6359	

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	2.498643	.4288847	5.83	0.000	1.645608	3.351677
lpibj	3.051905	.4277246	7.14	0.000	2.201178	3.902632
dij	-.0001435	.0001911	-0.75	0.455	-.0005236	.0002365
bord	1.871084	.4461366	4.19	0.000	.9837365	2.758432
amer	(dropped)					
dmeri	.1048746	.6209003	0.17	0.866	-1.130071	1.33982
dcani	.8341471	.5030899	1.66	0.101	-.1664784	1.834773
_cons	-24.83789	4.968106	-5.00	0.000	-34.71926	-14.95653

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

**regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 181/270 1990**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
-----+-----				F( 6, 83) = 20.01	
Model	259.597395	6	43.2662325	Prob > F	= 0.0000
Residual	179.444183	83	2.1619781	R-squared	= 0.5913
-----+-----				Adj R-squared = 0.5617	
Total	439.041577	89	4.93305143	Root MSE	= 1.4704

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.771782	.3364213	5.27	0.000	1.102654	2.440911
lpibj	2.47789	.332081	7.46	0.000	1.817394	3.138386
dij	5.82e-06	.0001709	0.03	0.973	-.000334	.0003456
bord	2.059721	.4007716	5.14	0.000	1.262602	2.856839
amer	(dropped)					
dmeri	-.2064779	.5693597	-0.36	0.718	-1.338911	.9259557
dcani	1.215805	.4705244	2.58	0.012	.2799508	2.151659
_cons	-15.87907	4.054223	-3.92	0.000	-23.94276	-7.815382

**regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 271/360 1991**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
-----+-----				F( 6, 83) = 17.23	
Model	214.831048	6	35.8051746	Prob > F	= 0.0000
Residual	172.455408	83	2.077776	R-squared	= 0.5547
-----+-----				Adj R-squared = 0.5225	
Total	387.286455	89	4.35153321	Root MSE	= 1.4414

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.556545	.3097988	5.02	0.000	.9403675	2.172722
lpibj	2.175031	.3058389	7.11	0.000	1.56673	2.783333
dij	.0000251	.0001663	0.15	0.880	-.0003057	.0003559
bord	1.854856	.3921005	4.73	0.000	1.074984	2.634729
amer	(dropped)					
dmeri	-.13207	.5553045	-0.24	0.813	-1.236548	.9724082
dcani	1.249099	.4668228	2.68	0.009	.3206074	2.177591
_cons	-12.07909	3.823027	-3.16	0.002	-19.68294	-4.475243

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 361/45 1992

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
-----+-----				F( 6, 83) =	14.27
Model	207.372833	6	34.5621388	Prob > F	= 0.0000
Residual	200.96373	83	2.42124976	R-squared	= 0.5078
-----+-----				Adj R-squared =	0.4723
Total	408.336562	89	4.58805126	Root MSE	= 1.556

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.360647	.3002951	4.53	0.000	.7633719	1.957922
lpibj	1.936747	.2971076	6.52	0.000	1.345812	2.527682
dij	.0000264	.0001792	0.15	0.883	-.00033	.0003829
bord	1.835283	.4235065	4.33	0.000	.9929456	2.67762
amer	(dropped)					
dmeri	.0486683	.5941024	0.08	0.935	-1.132977	1.230314
dcani	1.123846	.5021424	2.24	0.028	.125105	2.122587
_cons	-8.846489	3.756844	-2.35	0.021	-16.3187	-1.374277

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 451/54 1993

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
-----+-----				F( 6, 83) =	15.39
Model	219.476348	6	36.5793913	Prob > F	= 0.0000
Residual	197.242077	83	2.37641056	R-squared	= 0.5267
-----+-----				Adj R-squared =	0.4925
Total	416.718425	89	4.68222949	Root MSE	= 1.5416

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.207965	.2982439	4.05	0.000	.6147699	1.80116
lpibj	1.95853	.2945007	6.65	0.000	1.37278	2.54428
dij	-.0000444	.0001776	-0.25	0.803	-.0003977	.0003089
bord	1.981948	.4198487	4.72	0.000	1.146886	2.817011
amer	(dropped)					
dmeri	.0262416	.593509	0.04	0.965	-1.154224	1.206707
dcani	1.102553	.4983978	2.21	0.030	.1112602	2.093847
_cons	-7.817398	3.765725	-2.08	0.041	-15.30727	-.327523

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 541/62 1994

Source	SS	df	MS	Number of obs = 89
-----+-----				F( 6, 82) = 17.47
Model	223.374808	6	37.2291347	Prob > F = 0.0000
Residual	174.787161	82	2.13155074	R-squared = 0.5610
-----+-----				Adj R-squared = 0.5289
Total	398.161969	88	4.52456783	Root MSE = 1.46

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.329478	.2866342	4.64	0.000	.7592714	1.899685
lpibj	2.005437	.2814531	7.13	0.000	1.445537	2.565337
dij	.0000383	.0001693	0.23	0.822	-.0002985	.0003751
bord	1.966309	.3972211	4.95	0.000	1.17611	2.756508
amer	(dropped)					
dmeri	.1893698	.5635422	0.34	0.738	-.9316952	1.310435
dcani	1.434773	.4699737	3.05	0.003	.4998455	2.3697
_cons	-9.607084	3.642484	-2.64	0.010	-16.85314	-2.361024

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 630/71 1995

Source	SS	df	MS	Number of obs = 89
-----+-----				F( 6, 82) = 17.00
Model	188.253082	6	31.3755137	Prob > F = 0.0000
Residual	151.322385	82	1.84539494	R-squared = 0.5544
-----+-----				Adj R-squared = 0.5218
Total	339.575468	88	3.85881213	Root MSE = 1.3585

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
lpibi	1.41074	.2644923	5.33	0.000	.8845808	1.9369
lpibj	1.854836	.2614968	7.09	0.000	1.334636	2.375037
dij	.0000698	.0001579	0.44	0.660	-.0002443	.0003838
bord	1.635466	.3694734	4.43	0.000	.9004661	2.370466
amer	(dropped)					
dmeri	.3477521	.5219927	0.67	0.507	-.6906577	1.386162

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

```

dcani | 1.591092 .4355504 3.65 0.000 .7246437 2.457541
_cons | -9.184914 3.409321 -2.69 0.009 -15.96714 -2.402689

```

**. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 719/80 1996**

```

Source |      SS      df      MS      Number of obs = 89
-----+-----
Model | 208.85733    7 29.8367614      F( 7, 81) = 15.41
Residual | 156.815655  81 1.93599574      Prob > F   = 0.0000
-----+-----
Total | 365.672985  88 4.15537483      R-squared  = 0.5712
                                           Adj R-squared = 0.5341
                                           Root MSE   = 1.3914

```

```

lmij |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
lpibi | 1.342609 .2893026   4.64 0.000   .7669876  1.918231
lpibj | 1.966962 .2726119   7.22 0.000   1.424549  2.509374
dij   | .0001256 .0001642   0.77 0.446  -.000201  .0004522
bord  | 1.612721 .3791754   4.25 0.000   .8582809  2.367161
amer  | .9374833 .5355005   1.75 0.084  -.1279948  2.002961
dmeri | .679902  .5562765   1.22 0.225  -.4269138  1.786718
dcani | 1.701656 .4598045   3.70 0.000   .786789  2.616522
_cons | -9.901168 3.647455  -2.71 0.008  -17.15846 -2.643878

```

**. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 808/89 1997**

```

Source |      SS      df      MS      Number of obs = 89
-----+-----
Model | 230.370143    7 32.9100204      F( 7, 81) = 18.33
Residual | 145.434858  81 1.79549207      Prob > F   = 0.0000
-----+-----
Total | 375.805  88 4.27051137      R-squared  = 0.6130
                                           Adj R-squared = 0.5796
                                           Root MSE   = 1.34

```

```

lmij |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
lpibi | 1.476242 .2638038   5.60 0.000   .9513555  2.001129
lpibj | 2.054183 .2538309   8.09 0.000   1.549139  2.559227
dij   | .0000742 .0001584   0.47 0.641  -.0002409  .0003893
bord  | 1.726636 .3644968   4.74 0.000   1.001401  2.45187

```

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

amer		.4341012	.3810544	1.14	0.258	-.3240775	1.19228
dmeri		.6318367	.5280156	1.20	0.235	-.4187488	1.682422
dcani		1.740416	.4339421	4.01	0.000	.8770077	2.603825
_cons		-11.67538	3.392225	-3.44	0.001	-18.42485	-4.925917

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 897/99 1998

Source		SS	df	MS	Number of obs = 99		
				F( 7, 91) = 21.18			
Model		228.888943	7	32.6984204	Prob > F = 0.0000		
Residual		140.473146	91	1.54366094	R-squared = 0.6197		
				Adj R-squared = 0.5904			
Total		369.362088	98	3.7690009	Root MSE = 1.2424		

lmij		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi		1.274267	.2220189	5.74	0.000	.8332534	1.71528
lpibj		1.819848	.2154	8.45	0.000	1.391983	2.247714
dij		.0001932	.0001392	1.39	0.169	-.0000833	.0004698
bord		1.679487	.3286134	5.11	0.000	1.026737	2.332238
amer		.3505478	.3457097	1.01	0.313	-.336162	1.037258
dmeri		.9942284	.4477271	2.22	0.029	.1048736	1.883583
dcani		1.926184	.3905204	4.93	0.000	1.150463	2.701905
_cons		-8.403631	2.898924	-2.90	0.005	-14.16199	-2.645275

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 996/10 1999

Source		SS	df	MS	Number of obs = 80		
				F( 7, 72) = 11.89			
Model		176.299152	7	25.1855932	Prob > F = 0.0000		
Residual		152.454295	72	2.11742077	R-squared = 0.5363		
				Adj R-squared = 0.4912			
Total		328.753447	79	4.16143604	Root MSE = 1.4551		

lmij		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi		1.266058	.2926617	4.33	0.000	.6826471	1.849468
lpibj		1.752237	.2672226	6.56	0.000	1.219538	2.284935



ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

dij	.0002044	.0001817	1.12	0.264	-.0001579	.0005667
bord	1.806	.4097589	4.41	0.000	.9891611	2.62284
amer	.414147	.4164208	0.99	0.323	-.4159725	1.244267
dmeri	1.038557	.6342268	1.64	0.106	-.2257513	2.302865
dcani	1.837774	.4681327	3.93	0.000	.9045688	2.77098
_cons	-7.634178	3.46714	-2.20	0.031	-14.54579	-.7225606

**. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1076/1 2000**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
				F( 7, 82) =	12.38
Model	189.367239	7	27.0524627	Prob > F =	0.0000
Residual	179.252642	82	2.18600783	R-squared =	0.5137
				Adj R-squared =	0.4722
Total	368.61988	89	4.14179641	Root MSE =	1.4785

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.082101	.2517354	4.30	0.000	.5813195	1.582883
lpibj	1.528989	.248074	6.16	0.000	1.03549	2.022487
dij	.0001244	.0001738	0.72	0.476	-.0002214	.0004702
bord	1.824769	.4022406	4.54	0.000	1.024584	2.624953
amer	.3794794	.4129121	0.92	0.361	-.4419344	1.200893
dmeri	.823859	.5769019	1.43	0.157	-.3237827	1.971501
dcani	1.553172	.4643283	3.34	0.001	.629475	2.476869
_cons	-3.966599	3.17112	-1.25	0.215	-10.27497	2.341769

**. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1166/1 2001**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	90
				F( 7, 82) =	10.82
Model	158.155946	7	22.5937066	Prob > F =	0.0000
Residual	171.251046	82	2.08842739	R-squared =	0.4801
				Adj R-squared =	0.4357
Total	329.406992	89	3.70120216	Root MSE =	1.4451

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

lpibi		.9429821	.2516705	3.75	0.000	.4423292	1.443635
lpibj		1.353447	.2467339	5.49	0.000	.8626145	1.844279
dij		.0000707	.0001702	0.42	0.679	-.0002679	.0004093
bord		1.803261	.3932724	4.59	0.000	1.020917	2.585606
amer		.2414938	.406499	0.59	0.554	-.5671622	1.05015
dmeri		.7927982	.5608102	1.41	0.161	-.322832	1.908428
dcani		1.233989	.4431335	2.78	0.007	.3524558	2.115523
_cons		-1.025082	3.088697	-0.33	0.741	-7.169484	5.119321

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1256/1 2002

Source		SS	df	MS	Number of obs =	90
					F( 7, 82) =	9.47
Model		164.275783	7	23.467969	Prob > F =	0.0000
Residual		203.301107	82	2.47928179	R-squared =	0.4469
					Adj R-squared =	0.3997
Total		367.576889	89	4.13007741	Root MSE =	1.5746

lmij		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lpibi		1.39036	.3419774	4.07	0.000	.7100584 2.070662
lpibj		1.505873	.3424027	4.40	0.000	.8247252 2.187021
dij		-5.48e-07	.0001859	-0.00	0.998	-.0003703 .0003692
bord		1.873488	.4293402	4.36	0.000	1.019393 2.727582
amer		.355362	.4283732	0.83	0.409	-.4968087 1.207533
dmeri		1.049549	.6078056	1.73	0.088	-.1595697 2.258668
dcani		.9696576	.4697331	2.06	0.042	.0352089 1.904106
_cons		-5.217624	4.000017	-1.30	0.196	-13.17493 2.739684

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1346/1426 2003

Source		SS	df	MS	Number of obs =	81
					F( 7, 73) =	6.82
Model		110.62355	7	15.8033642	Prob > F =	0.0000
Residual		169.271078	73	2.31878189	R-squared =	0.3952
					Adj R-squared =	0.3372
Total		279.894627	80	3.49868284	Root MSE =	1.5228

ANNEXE 5: Régressions en coupe transversale

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi	.6758982	.4079083	1.66	0.102	-.1370618	1.488858
lpibj	1.180904	.3472079	3.40	0.001	.4889201	1.872889
dij	-.0003209	.0001967	-1.63	0.107	-.0007129	.0000711
bord	1.367815	.4518137	3.03	0.003	.4673519	2.268279
amer	-.7657399	.3608422	-2.12	0.037	-1.484897	-.0465825
dmeri	.257077	.6595466	0.39	0.698	-1.057397	1.571551
dcani	.2349755	.4978185	0.47	0.638	-.7571753	1.227126
_cons	4.724627	4.588227	1.03	0.307	-4.419696	13.86895

. regress lmij lpibi lpibj dij bord amer dmer dcan in 1427/1 2004

Source	SS	df	MS	Number of obs = 90	
				F( 7, 82) = 10.19	
Model	168.937266	7	24.1338951	Prob > F = 0.0000	
Residual	194.268896	82	2.36913288	R-squared = 0.4651	
				Adj R-squared = 0.4195	
Total	363.206162	89	4.08096811	Root MSE = 1.5392	

lmij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibi	1.335416	.3115182	4.29	0.000	.7157068	1.955125
lpibj	1.281354	.3082955	4.16	0.000	.6680561	1.894652
dij	-.0001087	.0001793	-0.61	0.546	-.0004653	.0002479
bord	1.843202	.4205029	4.38	0.000	1.006688	2.679716
amer	.3475254	.4178582	0.83	0.408	-.4837277	1.178779
dmeri	.8571112	.6055282	1.42	0.161	-.3474773	2.0617
dcani	.8337805	.4808231	1.73	0.087	-.1227298	1.790291
_cons	-2.941241	3.714964	-0.79	0.431	-10.33149	4.44900

ANNEXE 6: Résumé des résultats des régressions en coupe transversale

**COEFFICIENTS**

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>R2</b>	0,451	0,581	0,562	0,555	0,508	0,527	0,561	0,554	0,571	0,613	0,620	0,536	0,514	0,480	0,447	0,395	0,465
<b>R2 ajusté</b>	0,410	0,551	0,562	0,523	0,472	0,493	0,529	0,522	0,534	0,580	0,590	0,491	0,472	0,436	0,400	0,337	0,420
<b>lpibi</b>	1,815	2,499	1,772	1,557	1,361	1,208	1,329	1,411	1,343	1,476	1,274	1,266	1,082	0,943	1,390	0,676	1,335
<b>lpibj</b>	2,431	3,052	2,478	2,175	1,937	1,959	2,005	1,635	1,967	2,054	1,820	1,752	1,529	1,353	1,506	1,181	1,281
<b>dij</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>bord</b>	2,054	1,871	2,060	1,855	1,835	1,982	1,966	1,635	1,613	1,727	1,679	1,806	1,825	1,803	1,873	1,368	1,843
<b>amer</b>									0,937	0,434	0,351	0,414	0,379	0,241	0,355	-0,766	0,348
<b>dmer</b>				-0,132	0,049	0,026	0,189	0,348	0,680	0,632	0,994	1,039	0,824	0,793	1,050	0,257	0,857
<b>dcan</b>	0,719	0,834	1,216	1,249	1,124	1,103	1,435	1,591	1,702	1,740	1,926	1,838	1,553	1,234	0,970	0,235	0,834
<b>cons</b>	-15,951	-24,838	-15,879	-12,079	-8,846	-7,817	-9,607	-9,185	-9,901	-11,675	-8,404	-7,634	-3,967	-1,025	-5,218	4,725	-2,941

moyenne  
1988-2004

<b>R2</b>	0,526
<b>R2 ajusté</b>	0,489
<b>lpibi</b>	1,396
<b>lpibj</b>	1,889
<b>dij</b>	0,000
<b>bord</b>	1,812
<b>amer</b>	0,299
<b>dmer</b>	0,446
<b>dcan</b>	1,253
<b>cons</b>	-8,838

ANNEXE 6: Résumé des résultats des régressions en coupe transversale

t de Student

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
lpibi	4,04	5,83	5,27	5,02	4,53	4,05	4,64	5,33	4,64	5,6	5,74	4,33	4,3	3,75	4,07	1,66	4,29
lpibj	5,41	7,14	7,46	7,11	6,52	6,65	7,13	7,09	7,22	8,09	8,45	6,56	6,16	5,49	4,4	3,4	4,16
dij	-0,17	-0,75	0,03	0,15	0,15	-0,25	0,23	0,44	0,77	0,47	1,39	1,12	0,72	0,42	0	-1,63	-0,61
bord	3,99	4,19	5,14	4,73	4,33	4,72	4,95	4,43	4,25	4,74	5,11	4,41	4,54	4,59	4,36	3,03	4,38
amer									1,75	1,14	1,01	0,99	0,92	0,59	0,83	-2,12	0,83
dmer				-0,24	0,08	0,04	0,34	0,67	1,22	1,2	2,22	1,64	1,43	1,41	1,73	0,39	1,42
dcan	1,23	1,66	2,58	2,68	2,24	2,21	3,05	3,65	3,7	4,01	4,93	3,93	3,34	2,78	2,06	0,47	1,73
cons	-3,02	-5	-3,92	-3,16	-2,35	-2,08	-2,64	-2,69	-2,71	-3,44	-2,9	-2,2	-1,25	-0,33	-1,3	1,03	-0,79

Variables significatives (marquées avec "oui" si la variable est significative)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
lpibi	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	non	oui
lpibj	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
dij	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non
bord	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
amer				non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non
dmer				non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non
dcan	non	non	oui	oui	non	non	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	non	non	non
cons	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non

hypothese  $p_{ibj} = p_{ibi}$  \*\*

F(1, 83)	1,22	1,1	3,22	2,9	2,6	4,57	3,99	2	3,5	3,39	4,41	1,83	2,07	1,67	0,07	1,06	0,02
P	0,2723	0,2962	0,0762	0,0924	0,1106	0,0354	0,049	0,1616	0,0648	0,0692	0,0385	0,1798	0,1545	0,1996	0,7956	0,306	0,892
prob P																	
>0.09	oui	oui	non	oui	oui	non	non	oui	non	non	non	oui	oui	oui	oui	oui	oui

\*\* on va accepter l'hypothese si  $P > 0.09$