



L'impact des accords de libre-commerce entre pays latino-américains. Les enseignements d'un modèle de gravité en données de panel

Jérôme Trotignon

► To cite this version:

Jérôme Trotignon. L'impact des accords de libre-commerce entre pays latino-américains. Les enseignements d'un modèle de gravité en données de panel. *Économie appliquée : archives de l'Institut de science économique appliquée*, 2008, LXI (2), pp. 95-120. halshs-00335627

HAL Id: halshs-00335627

<https://shs.hal.science/halshs-00335627>

Submitted on 27 Mar 2009

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

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

L'impact des accords de libre-commerce entre pays latino-américains - Les enseignements d'un modèle de gravité en données de panel -
--

Economie appliquée, Tome LXI, n° 2, 2008

Jérôme Trotignon*

Résumé

A partir d'un modèle de gravité en données de panel à 3 variables indicatrices régionales, nous évaluons l'incidence des nouveaux accords de libre-commerce signés entre pays latino-américains dans la décennie 90. Les ensembles sélectionnés (Mercosur, Communauté andine, Groupe des 3, Zones de libre échange Bolivie-Mexique et Chili-Mexique) génèrent tous des créations de commerce intrazonales. A l'exception de l'accord Chili-Mexique, l'impact sur les importations et sur les exportations avec le reste de l'Amérique latine est également positif. Tous les groupes représentent des *building blocks* (créateurs nets de commerce) pour l'espace latino-américain.

Mots-clé : intégration commerciale, modèle de gravité, création / détournement de commerce, *building / stumbling blocks*, Amérique latine

JEL : F13, F15, O54

**The effects of the free trade agreements between Latin American countries
- A Gravity Model Using Panel Data -**

This paper uses a gravity model with panel data and 3 regional dummies to assess the effects of the new free trade agreements signed between Latin American countries in the 90's. Our findings show evidence that all the selected groups (Mercosur, Andean Community, Group of 3, Free trade areas Bolivia-Mexico and Chile-Mexico) generate internal trade creations. Except for the Chile-Mexico agreement, the impact on the imports and on the exports with the rest of Latin America is also positive. All the groups represent building blocks (net trade makers) for the Latin American region.

Keywords : trade integration, gravity model, trade creation / diversion, building / stumbling blocks, Latin America

* Maître de conférences à l'Université Jean Moulin Lyon 3 et chercheur au GATE-CNRS UMR 5824, 93, Chemin des Mouilles, BP167 69131 Ecully cedex, trotignon@gate.cnrs.fr.

Introduction

Les années 90 constituent un tournant en matière d'intégration régionale. Les accords de libre-commerce se multiplient à l'échelle mondiale. La Banque mondiale en recense aujourd'hui plus de deux cent, contre une soixantaine à la fin de la décennie 80 [World Bank (2005), p. 27-56]. Les accords Sud-Sud sont de plus en plus fréquents. L'Amérique latine participe activement à cette nouvelle dynamique. Depuis le début de la décennie 90, les nouveaux accords signés entre partenaires latino-américains comportent pour la plupart un libre-échange généralisé à l'ensemble des produits, alors que les anciens n'avaient qu'une portée partielle.

Les modèles de gravité, depuis les travaux précurseurs réalisés simultanément par J. Tinbergen (1962) et P. Pöyhönen (1963) et prolongés par H. Linnemann (1966), sont de plus en plus utilisés par les analystes du commerce international. Ils expliquent de façon satisfaisante les flux d'échange bilatéraux, positivement par l'importance de la taille des économies partenaires, et négativement par la distance géographique les séparant. Cette distance est retenue comme *proxy* des coûts de transport. Les travaux de P. Krugman (1980), A. Deardorff (1998) et J. Bergstrand (1989) indiquent divers fondements théoriques s'accordant aussi bien avec la concurrence monopolistique qu'avec le modèle néoclassique du commerce international. Pour J. Frankel (1997, p. 55-57), la première interprétation s'applique aussi bien aux nations industrialisées qu'aux pays en développement.

N. Aitken (1973, p. 881-882) est l'un des premiers à ajouter aux variables traditionnelles une variable indicatrice des accords régionaux (valant 1 si deux pays appartiennent au même groupe et 0 autrement). Il obtient une équation de gravité permettant d'évaluer leurs effets sur le commerce intrazone. On peut ainsi déterminer, par rapport à la norme gravitaire, quel est le surplus de commerce interne attribuable à la formation d'une zone de libre-échange ou d'une union douanière. M. Endoh (1999, p. 209-210) et I. Soloaga et L. Winters (1999, p. 2-6) introduisent trois variables muettes régionales par accord, ce qui permet de tester également l'impact des regroupements sur les importations et les exportations extrarégionales. La lecture des créations et des détournements de commerce est ainsi rendue possible, tout comme la

distinction entre les groupes créateurs nets de commerce (*building blocks*) et destructeurs nets de commerce (*stumbling blocks*).

Le présent article vise à évaluer, à partir d'un modèle de gravité en données de panel à 3 variables de contrôle régionales, l'incidence des nouveaux accords de libre-commerce signés dans les années 90 entre des pays latino-américains sur les échanges intrazonales et extrazonales. Notre démarche est originale à deux titres, par le champ des accords couverts et par l'objectif poursuivi.

Plusieurs études recensées par l'OCDE (2001, p. 22-31) et dans R. Adams et alii (2003, p. 40-56) se consacrent aux grands regroupements existant sous la forme de zones de libre-échange et d'unions douanières à l'échelle mondiale. Mais aucune n'est suffisamment détaillée pour permettre une évaluation comparée de l'ensemble des nouveaux accords entre partenaires latino-américains. J. Frankel, E. Stein et S. Wei (1995), J. Frankel (1997) et I. Soloaga et L. Winters (1999) comparent les effets de près d'une dizaine d'anciens et de nouveaux regroupements régionaux sur le commerce, dont la Communauté andine et le Mercosur (Marché commun du Sud). Mais les projets latino-américains de moindre portée (par le nombre de participants ou le PIB de l'ensemble formé) sont omis, alors qu'ils engagent un démantèlement des tarifs douaniers de même envergure. La même remarque s'applique au travail de E. Croce, V. Juan-Ramon et F. Zhu (2004) qui porte sur les grandes zones de libre-échange et unions douanières des Amériques. La complexité des relations commerciales en jeu appelle une étude plus détaillée à l'échelle du sous-continent latino-américain, à l'image de celle réalisée par A. Sapir (2001) pour l'Europe occidentale. C'est ce que nous entreprenons sur la période 1986-2004, dans la mesure des données bilatérales disponibles sur la base de commerce COMTRADE des Nations unies. Cela nous permet d'inclure en particulier de nouvelles zones de libre-échange bilatérales mettant en scène le Chili ou le Mexique, qui mènent tous les deux une stratégie d'ouverture commerciale très active.

La seconde spécificité de notre travail porte sur son objectif. Au-delà de l'effet interne à chaque groupe, nous cherchons à déterminer si le processus de régionalisation des années 90 exerce un effet d'entraînement global à l'ensemble latino-américain. La question est d'importance, au moment où les négociations en vue de la mise en œuvre de la Zone de libre-échange des Amériques piétinent et où émergent des velléités de créer un espace de libre-échange sous-continental. L'impact commercial des nouveaux regroupements sera donc

évalué vis-à-vis des seuls partenaires du sous-continent. De même, les concepts de *building* et de *stumbling blocks* ne seront appliqués qu'aux seuls échanges intra-Amérique latine. Cela nous conduit à choisir un échantillon composé exclusivement de flux commerciaux bilatéraux latino-américains.

Sur un tel échantillon, les corrélations entre variables indicatrices régionales sont possibles. Compte-tenu de la taille des deux regroupements concernés, la variable testant les exportations des pays du Mercosur vers le reste de l'Amérique latine est par exemple corrélée avec celle testant les importations des membres de la Communauté andine en provenance de ses partenaires latino-américains, ce qui nous amène à considérer plusieurs cas de façon à ne pas traiter en même temps les deux variables indicatrices d'échange extérieur. Les tests effectués nous conduisent à des estimations en effets fixes, ce qui élimine les variables *dummy* invariantes dans le temps. Mais les *dummy* régionales ne sont pas concernées puisqu'elles évoluent sur la période d'étude (les dates de création des regroupements ne coïncident pas avec le début de période).

La question que nous développons sur le cas de l'intégration en Amérique latine relève du débat plus général « régionalisme versus multilatéralisme ». Ce débat se ravive à la fin de la décennie 80, au moment où les négociations de l'*Uruguay round* tardent à aboutir et où les accords de libre-commerce connaissent un nouvel essor. C'est en s'interrogeant sur les effets des groupes régionaux sur le système global des échanges que J. Bhagwati (1991) inaugure les termes de *building* et de *stumbling blocks*, par référence à leur caractère ouvert ou fermé. Cet auteur considère le régionalisme comme discriminatoire par les détournements de commerce qu'il engendre, et qui constituent un facteur potentiel de guerre commerciale inter-bloc. De plus, il favoriserait, au sein de chaque entité, la domination des petits Etats par les grands (J. Bhagwati, 1995). Enfin, le réseau complexe et enchevêtré d'accords préférentiels et de libre-échange, connu sous le nom de *Spaghetti bowl*, entraîne des coûts additionnels par le jeu des règles d'origine en cas d'appartenance multiple [Bhagwati J., Greenaway D. et Panagariya A. (1998), p. 1138-1140]. L. Summers (1991, p. 297-298) s'oppose à la vision de Bhagwati en soulignant que la libéralisation intra-régionale constitue une avancée vers le multilatéralisme et induit plus de créations que de détournements de commerce. R. Baldwin (2004, p. 4) note que les nations les plus ferventes partisans du GATT se sont aussi intégrées au sein d'ensembles régionaux, et que la nouvelle vague de régionalisme commercial n'a pas empêché la conclusion des accords de l'*Uruguay round*.

La première partie de notre analyse livre le panorama complexe du libre-échange en Amérique latine et propose un critère de sélection des accords à estimer. La seconde partie dresse un bilan de la littérature sur les effets des associations de libre-commerce et sur leurs méthodes d'évaluation depuis le travail précurseur de N. Aitken. La troisième partie présente les données et les variables du modèle que nous utilisons. Les résultats exposés en quatrième partie nous permettent d'examiner le degré d'impact comparé des différents regroupements commerciaux et la dynamique qu'ils exercent sur les échanges intra-latinoaméricains.

Les accords de libre-commerce de nouvelle génération émergent du « latin spaghetti bowl »

Depuis la création de l'ALADI (Association latino-américaine d'intégration) en 1980, qui se substitue alors à l'ALALC (Association latino-américaine de libre-commerce), de très nombreux accords bilatéraux et sous-régionaux ont vu le jour. Géographiquement et chronologiquement, ils s'enchevêtrent de manière plus complexe encore que le *spaghetti bowl* européen décrit par J. Bhagwati (1992). Plus d'une trentaine d'associations à contenu préférentiel et degré d'application divers sont recensés au sein du « bol de spaghettis » latino-américain (à consommer avec modération en figure 1). Une évaluation économétrique exhaustive de leur impact demeure donc bien hasardeuse.

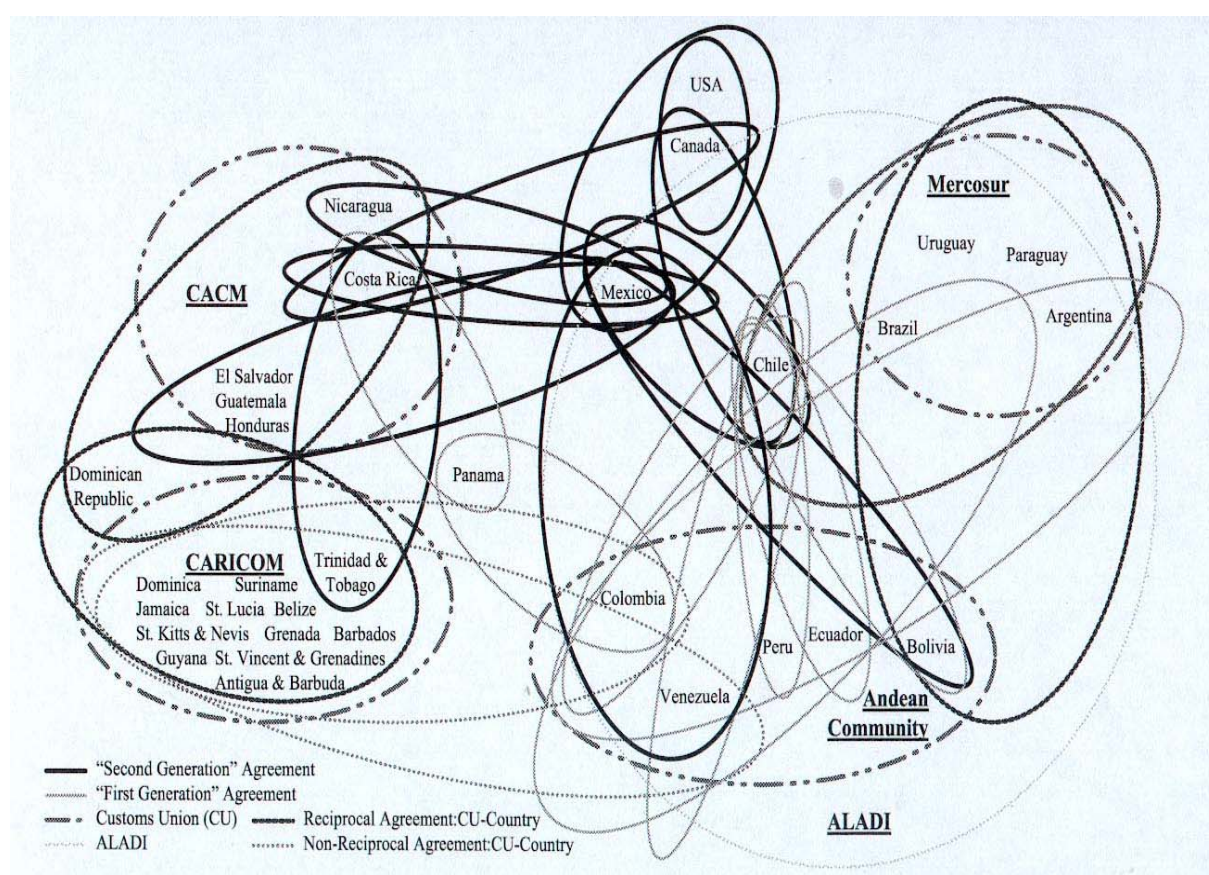
Une sélection doit ainsi être faite. La plupart des accords de complémentarité économique (ACE) signés dans le cadre de l'ALADI ne sont que d'une portée partielle et prévoient des listes très limitatives de produits dont le commerce est libéralisé. Le Traité d'Asunción (1991) à l'origine du Mercosur (Argentine, Brésil, Paraguay, Uruguay) rompt avec cette méthode, en prévoyant un démantèlement tarifaire généralisé avec des listes d'exception¹. Il ouvre ainsi la voie aux accords dits de « nouvelle génération » [Dabène O. (1995), p. 36]. Avant ce Traité, seul celui de Carthagène (1969) prévoyait l'instauration complète du libre-échange entre les pays du Pacte andin (Bolivie, Chili, Colombie, Equateur, Pérou, Venezuela)². Mais ses

¹ La méthode des baisses tarifaires généralisées, linéaires et automatiques, est posée dès le 20 décembre 1990 lors de la conclusion de l'ACE n° 14 entre l'Argentine et le Brésil, qui se « dilue » 3 mois plus tard dans le Traité d'Asunción.

² Le Venezuela ne rejoint le Pacte andin qu'en 1973 et le Chili le quitte en 1976.

objectifs programmés de réduction tarifaire ne furent que partiellement respectés. Il faut attendre l'Accord de Barahona de décembre 1991 pour que le processus d'intégration andin soit véritablement relancé, grâce à l'adoption d'un bref échéancier pour la formation d'une union douanière, qui s'achève comme pour le Mercosur au début de l'année 1995³. C'est la dynamique de ces deux blocs et leur interaction qui pourraient à terme démêler l'écheveau du *spaghetti bowl* en suscitant la création d'une zone de libre-échange sud-américaine.

Figure 1 Le « Spaghetti bowl » latino-américain



Source : Antoni Estevadeordal (2002, p. 29), « Regional Integration and Regional Cooperation in Latin America », LAEBA Annual Meeting, ADB Institute and Inter-American Development Bank, Singapore, February.

Note : les accords qualifiés de nouvelle génération dans notre étude recoupent les accords de seconde génération, les unions douanières, et les accords bilatéraux union douanière - pays de cette figure.

³ 1991 apparaît donc comme une année charnière du processus d'intégration latino-américain dont nous retraçons la chronologie en annexe.

Notre choix porte sur les accords de nouvelle génération, en excluant toutefois les petits pays, pour lesquels la disponibilité des statistiques n'est pas garantie. Cela permet d'inclure, outre les unions douanières de la Communauté Andine des Nations (CAN)⁴ et du Mercosur, diverses associations de libre-échange conclues dans la seconde moitié de la décennie 90 : Groupe des 3 (Colombie, Mexique, Venezuela) qui entre en vigueur au 1^{er} janvier 1995, zones de libre-échange Bolivie-Mexique mise en œuvre à la même date et Chili-Mexique en vigueur au 1^{er} août 1999. Le Mercosur a connu deux élargissements sous forme de zone de libre-échange avec le Chili (octobre 1996) et avec la Bolivie (mars 1997). Nous en tiendrons compte dans les valeurs prises par les variables indicatrices du Mercosur dans notre estimation. L'entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Pérou-Mercosur est par contre trop récente (novembre 2003) pour que nous puissions l'intégrer.

L'impact des accords de libre-commerce dans les travaux incluant de une à trois *dummy* régionales

Depuis le début des années 70, la diffusion des travaux sur l'impact des accords de libre-commerce sur les échanges se double d'une évolution de leur méthode d'évaluation. L'ajout d'une seconde, puis d'une troisième variable indicatrice régionale dans une équation de gravité, permet d'affiner l'exploitation des résultats, par la mise en évidence des créations et détournements de commerce et de l'effet net global sur les échanges. Dans les études postérieures à l'émergence de ces deux concepts (J. Viner, 1950), les créations et les détournements étaient mesurés par différence entre les flux observés et les flux théoriques représentatifs d'un « anti-monde » sans régionalisation (B. Balassa, 1975). Dans les modèles qui nous intéressent, l'« anti-monde » devient la norme gravitaire standard autour de laquelle sont évalués les effets commerciaux des regroupements.

Les estimations réalisées⁵ sur les grands groupes régionaux à partir d'une seule *dummy* régionale (D1) testant le commerce intrazone témoignent dans l'ensemble d'un effet positif significatif. Sur l'année 1961, N. Aitken (1973, p. 885) relève un tel impact pour l'AELE

⁴ Suite au Sommet de Trujillo (1996), le Pacte andin devient la Communauté andine en 1997.

⁵ Sauf indication contraire, toutes les études citées dans cette revue de littérature sont des estimations en coupes annuelles ou en *pooling*.

(Association européenne de libre-échange), lequel est largement inférieur à celui enregistré pour la CEE (Communauté économique européenne). J. Bergstrand (1985, p. 475) trouve que l'AELE a plus d'effet que la CEE mais pour les années 1965 et 1966. La constitution du marché unique intensifie les relations intra-communautaires pour J. Frankel, E. Stein et S. Wei (1995, p. 71). Leur étude conclut aussi à une stimulation des échanges entre les partenaires du Pacte andin et entre ceux du Mercosur (année 1990). Dans un travail méthodologique récent, I. Cheng et H. Wall (2005, p. 59) retrouvent le même résultat pour le Mercosur sur plusieurs estimations en panel à effets fixes. Dans ces travaux, la spécification choisie pour l'équation n'apporte cependant pas d'information sur la nature du surplus d'échange enregistré par rapport à la norme gravitaire : s'agit-il d'une création de commerce, d'un détournement de commerce, ou bien des deux à la fois ?

Une seconde variable régionale (D_2) testant les échanges des pays membres d'un bloc avec le reste du monde est introduite dans des modèles cherchant à expliquer le commerce bilatéral total (importations plus exportations). Elle prend la valeur 1 si l'un des deux pays est membre du bloc sans que l'autre le soit, et 0 autrement. Prenons le cas où le coefficient de D_1 est positif et celui de D_2 négatif. Si le premier est supérieur en valeur absolue au second, cela signifie que l'accord génère des flux entre pays membres supérieurs à ceux qu'il supprime entre les pays membres et les pays tiers. Une partie du commerce intrazone, qui est la différence entre les flux générés et supprimés, correspond à une création de commerce⁶. L'autre partie se substitue à des flux extrazonales et correspond donc à un détournement de commerce. L'effet net global sur les échanges est positif, ce qui caractérise une situation de *building block*. D'une manière générale, l'effet net est positif lorsque la somme des deux coefficients de D_1 et D_2 est positive et il est négatif dans le cas contraire. Dans le premier cas, le groupe constitue un *building block* et dans le second un *stumbling block*. Si la paternité de ces deux dernières expressions revient à J. Bhagwati (1991), J. Frankel (1997, p. 77-113) est le premier à mesurer l'effet net global dans le cadre d'un modèle gravitaire. Sur une période d'analyse démarrant au début des années 70, ses résultats placent la Communauté européenne comme un *building block* et l'AELE comme un *stumbling block*. Pour Q. Li (2000, p. 112-118) et J. Gilbert et alii (2001, p. 6), le Pacte andin est créateur net de commerce, mais il est

⁶ Comme dans les premières études évaluant les effets de la CEE à partir de flux observés et théoriques, cette méthode d'évaluation fait l'impasse sur les coûts de production qui sont à la base des concepts de création et de détournement de commerce tel que J. Viner les a définis. Pour que des effets en termes de bien-être soient enregistrés, il faut que les créations de commerce correspondent bien à une réduction des coûts unitaires des biens nouvellement échangés.

destructeur net dans G. Piani et H. Kume (2000, p. 9). Le Mercosur accroît globalement les échanges pour Frankel (1997, p. 93-94) et J. Gilbert et alii (p. 6), alors qu'il constitue un *stumbling block* dans A. Krueger (1999, p. 30). Dans les cinq dernières études citées, l'AFTA (ASEAN Free Trade Area) représente un *building block*, et pour les trois dernières, l'ALENA (Association de libre-échange nord-américaine) forme un *stumbling block*.

La variable D_2 teste les échanges extérieurs dans leur globalité. Lorsque son coefficient est positif, les estimations réalisées ne permettent donc pas de savoir si les accords ont plutôt un effet d'entraînement sur les importations ou bien sur les exportations extrazonales. De même, les courants d'échange détournés peuvent aussi bien pénaliser les importations ou les exportations avec le reste du monde (coefficient de D_1 positif et de D_2 négatif). Les travaux les plus récents pallient cette insuffisance. Ils cherchent à expliquer les flux d'exportation d'un pays i vers un pays j en distinguant l'effet des accords sur les importations en provenance du reste du monde (variable D_M) de leur impact sur les exportations vers le reste du monde (variable D_X)⁷. L'effet net global sur le commerce de la formation d'un groupe s'obtient alors en additionnant les trois coefficients. Si le résultat est positif, le groupe génère plus d'échanges qu'il n'en détruit et constitue donc un *building block*. Dans le cas contraire, il représente un *stumbling block*. L'origine de l'effet net sur le commerce est repérable en fonction des valeurs respectives des coefficients. Ainsi, dans I. Soloaga et L. Winters (1999, p. 22-27), ce sont les créations de commerce et la stimulation des exportations extrazonales qui expliquent un impact net positif du Pacte andin, mais seules les créations de commerce l'expliquent pour le Mercosur au cours des années 90. E. Croce, V. Juan-Ramon et F. Zhu (2004, p. 12) confirment le résultat du Mercosur. Mais ils constatent que le statut de *building block* du Pacte andin provient des trois origines (commerce interne et flux entrant et sortant). Le même constat est observé par M. Endoh (1999, p. 212) dans le cas de la Communauté européenne (1960-1994). C. Carrère (2004, p. 242-243) présente quant à elle le Groupe andin comme un *stumbling block* : une estimation en données de panel et effets fixes dégage des détournements d'importations et d'exportations sans création de commerce.

⁷ En admettant la baisse correspondante des coûts de production des biens nouvellement exportés, un coefficient positif de la variable D_X induit une meilleure allocation des ressources et un gain en bien-être pour le reste du monde.

Données et variables du modèle

Dans la lignée des travaux à trois variables indicatrices régionales, nous évaluons les effets des accords commerciaux de nouvelle génération sur les échanges entre pays d'Amérique latine. Nous utilisons les bases de données COMTRADE des Nations unies et « distances » du CEPII⁸. Le choix de la version SITC2⁹ de COMTRADE nous permet de remonter à l'année 1986 avec des données complètes pour l'ensemble des économies latino-américaines, pays d'Amérique centrale et 3 Guyane exclus. Nous exploitons donc les données de commerce bilatéral de 11 pays latino-américains : Argentine, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Equateur, Mexique, Paraguay, Pérou, Uruguay et Venezuela. Tous les pays de la CAN et du Mercosur y sont représentés. Les 5 accords de libre-commerce de nouvelle génération que nous pouvons inclure à partir de cette liste sont ceux successivement mis en œuvre dans le cadre du Mercosur (1991), de la CAN (1992), et des zones de libre-échange associant les membres du Groupe des 3 (1995), la Bolivie et le Mexique (1995), et le Chili et le Mexique (1999). Le modèle adopté explique les flux d'exportation de marchandises d'une économie latino-américaine vers une autre. Avec des données s'appliquant à 11 pays, nous disposons de $11 \times 10 = 110$ observations par an sur une période de 19 ans (1986-2004), soit un total de $110 \times 19 = 2090$.

Telle qu'elle a été développée sous sa forme la plus simple par J. Tinbergen (1962) et H. Linnemann (1966), l'équation de gravité fait dépendre les flux de commerce bilatéraux (T) du produit des revenus (Y) de deux partenaires i et j divisé par la distance (D) les séparant :

$$T_{ij} = A \frac{Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2}}{D_{ij}^{\beta_3}} \quad \text{où } A, \beta_1, \beta_2, \text{ et } \beta_3 \text{ sont des paramètres à estimer}$$

Soit en linéarisant en logarithme :

$$\ln(T_{ij}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_i) + \beta_2 \ln(Y_j) - \beta_3 \ln(D_{ij}) \quad \text{où } \alpha = \ln(A)$$

⁸ Sur les sites <http://unstats.un.org/unsd/comtrade/> et www.cepii.fr figurent les descriptions détaillées de ces bases.

⁹ Standard International Trade Classification Revision 2. Cette base débute l'année 1978 mais elle comporte beaucoup de données manquantes jusqu'en 1985. Toutes les statistiques du Mexique n'y sont disponibles qu'à partir de 1986.

Les applications ultérieures ont enrichi ce modèle de base en y insérant de nouvelles variables. J. Frankel, E. Stein E. et S. Wei (1995, p. 70) complètent l'équation en intégrant les revenus par habitant et une *dummy* reflétant l'absence ou l'existence d'une frontière commune, susceptible d'influencer positivement le commerce bilatéral. En suivant cette approche, nous ajoutons cette dernière variable de contiguïté et la variable DIFPIBH, qui capte la différence de revenu par tête entre les deux partenaires. Si l'on retient le cadre de la concurrence monopolistique comme fondement théorique du modèle de gravité, le commerce, de nature intrabranche, sera d'autant plus élevé que les PIB par habitant se rapprochent ou que cette variable s'oriente vers 0. On s'attend alors à un signe négatif de son coefficient. Un signe positif indiquera plutôt un commerce de nature interbranche en orientant vers un cadre à la Heckscher-Ohlin.

Outre les *dummy* régionales, nous ajoutons aussi à l'estimation les taux de change nominaux de l'exportateur et de l'importateur, ce qui introduit une variable de prix dans le modèle. Cette pratique initiée par J. Bergstrand (1985, p. 474) permet de tester l'évolution de la compétitivité [Bayoumi T. et Eichengreen B. (1995), p. 5-9]. Le signe attendu du coefficient est positif pour le pays exportateur et négatif pour le pays importateur. Les données de taux de change tout comme celles de PIB proviennent de la base COMTRADE (source originelle FMI pour le taux de change).

Notre équation comporte 3 variables indicatrices pour chacun des 5 accords traités. La première teste le commerce intrazone et prend la valeur 1 si les pays i et j ont signé le même accord et 0 autrement. La seconde mesure l'impact du regroupement sur les importations en provenance du reste de l'Amérique latine. Elle prend la valeur 1 lorsque le pays i n'y participe pas et que le pays j en est membre, et 0 sinon. La troisième capture l'effet sur les exportations destinées au reste de l'Amérique latine. Elle prend la valeur 1 lorsque le pays i appartient à l'ensemble régional sans que le pays j n'y participe, et 0 autrement. Lorsque les accords ne sont pas encore mis en œuvre, il n'y a aucun pays membre et les variables prennent la valeur 0. Le démantèlement tarifaire généralisé des accords de nouvelle génération est susceptible de stimuler le commerce intrazone. Le signe attendu de la première variable régionale est donc positif. Le signe des deux autres variables est plus incertain, même si les réformes d'ouverture multilatérale qui accompagnent la régionalisation des années 90 créent un contexte favorable aux effets positifs sur le commerce extra-zone.

L'équation globale obtenue est la suivante (t indiquant l'année pour une donnée) :

$$\ln(X_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \ln(PIB_{it}) + \beta_2 \ln(PIB_{jt}) + \beta_3 \ln(DIST_{ij}) + \beta_4 CONTIG_{ij} + \beta_5 DIFPIBH_{ijt} + \beta_6 \ln(NER_{it}) + \beta_7 \ln(NER_{jt}) + \beta_8 MERC_intra_{ijt} + \beta_9 MERC_M_{ijt} + \beta_{10} MERC_X_{ijt} + \beta_{11} CAN_intra_{ijt} + \beta_{12} CAN_M_{ijt} + \beta_{13} CAN_X_{ijt} + \beta_{14} G3_intra_{ijt} + \beta_{15} G3_M_{ijt} + \beta_{16} G3_X_{ijt} + \beta_{17} BolMex_intra_{ijt} + \beta_{18} BolMex_M_{ijt} + \beta_{19} BolMex_X_{ijt} + \beta_{20} ChilMex_intra_{ijt} + \beta_{21} ChilMex_M_{ijt} + \beta_{22} ChilMex_X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

X_{ijt}	est le flux d'exportation annuel en dollars courants du pays i vers le pays j
PIB_{it} et PIB_{jt}	sont les produits intérieurs bruts respectifs en dollars courants des pays i et j
$DIST_{ij}$	est la somme des distances géodésiques en kilomètres séparant les plus grandes agglomérations des pays i et j (calculées à partir de leurs latitudes et longitudes), pondérées par leurs poids respectifs dans les populations totales de i et j
$CONTIG_{ij}$	est la variable muette de contiguïté, de valeur 1 si les deux partenaires disposent d'une frontière commune, et 0 sinon
$DIFPIBH_{ijt}$	est l'écart à la moyenne de la valeur absolue de la différence des PIB par habitant du pays i et du pays j
NER_{it} et NER_{jt}	sont les taux de change nominaux respectifs en dollar et à l'incertain des monnaies des pays i et j
$MERC_intra_{ijt}$	contrôle le commerce intra-Mercosur
$MERC_M_{ijt}$	contrôle les importations du Mercosur en provenance du reste de l'Amérique latine
$MERC_X_{ijt}$	contrôle les exportations du Mercosur vers le reste de l'Amérique latine
CAN_intra_{ijt}	contrôle le commerce intra-CAN
CAN_M_{ijt}	contrôle les importations de la CAN en provenance du reste de l'Amérique latine
CAN_X_{ijt}	contrôle les exportations de la CAN vers le reste de l'Amérique latine
$G3_intra_{ijt}$	contrôle le commerce entre pays membres du Groupe des 3
$G3_M_{ijt}$	contrôle les importations du G3 en provenance du reste de l'Amérique latine
$G3_X_{ijt}$	contrôle les exportations du G3 vers le reste de l'Amérique latine
$BolMex_intra_{ijt}$	contrôle les échanges internes à la zone de libre-échange Bolivie-Mexique
$BolMex_M_{ijt}$	contrôle les importations de la zone en provenance du reste de l'Amérique latine
$BolMex_X_{ijt}$	contrôle les exportations de la zone vers le reste de l'Amérique latine
$ChilMex_intra_{ijt}$	contrôle les échanges internes à la zone de libre-échange Chili-Mexique
$ChilMex_M_{ijt}$	contrôle les importations de la zone en provenance du reste de l'Amérique latine
$ChilMex_X_{ijt}$	contrôle les exportations de la zone vers le reste de l'Amérique latine
ε_{ijt}	est le terme d'erreur

La composition de l'échantillon que nous avons adaptée à l'objectif poursuivi nous amène à extraire plusieurs spécifications de ce modèle général, afin d'éviter deux sortes de corrélation entre variables explicatives. Compte-tenu de la taille des deux blocs concernés au sein d'un

espace latino-américain réduit à 11 pays, les variables indicatrices des importations et des exportations extrazonales des pays membres du Mercosur sont respectivement corrélées à celles des exportations et importations de la CAN vis-à-vis du reste du sous-continent. Cela nous conduit à adopter une première distinction entre deux types de modèle traitant les importations (modèle 1 des tableaux 1, 2 et 3) et les exportations (modèle 2 des tableaux 1, 2 et 3) extrazonales. Par ailleurs, la participation du Mexique à trois groupes différents et restreints induit des corrélations entre les variables d'importation extrazonales du G3, de la zone de libre-échange Bolivie-Mexique et de celle associant le Chili au Mexique. La même remarque vaut pour leurs variables d'exportation extrazonales. Nous différencions donc 3 cas permettant de tester indépendamment le G3 (tableau 1), la zone de libre-échange Bolivie-Mexique (tableau 2) et la zone de libre-échange Chili-Mexique (tableau 3).

Pour chacune des six spécifications, un test de Fischer montre la présence d'effets individuels. Les tests de Hausman (1978) indiquent ensuite que ces effets spécifiques sont fixes et non aléatoires. Des facteurs inobservables et invariants dans le temps propres à chaque couple de pays – d'ordre historique, culturel, géopolitique, ou géographique – influencent donc les flux commerciaux. L'avantage des modèles à effets fixes est de pouvoir tenir compte de cette hétérogénéité des individus. L'absence de contrôle des facteurs inobservables au travers d'effets fixes introduirait un biais dans les coefficients des *dummy* régionales [Baier S. et Bergstrand J. (2005), p. 17-24]. L'inconvénient est la perte d'estimation des variables stables dans le temps, soit celles de distance et de contiguïté dans la spécification proposée, et dont l'influence est déjà captée parmi les effets fixes. Mais cela n'affecte pas les trois séries de variables indicatrices régionales sur lesquelles repose cet article. Celles-ci varient en effet sur la période 1986-2004, puisque la mise en œuvre des accords se situe dans tous les cas en cours de période. Par ailleurs, le Mercosur change deux fois sa composition en s'élargissant sous forme de zone de libre-échange au Chili (1996) et à la Bolivie (1997), ce qui constitue une autre source de variation pour ce groupe.

Compte-tenu des résultats des tests économétriques témoignant de la présence d'effets individuels fixes, l'équation globale peut être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \ln(X_{ijt}) = & \alpha_{ijt} + \beta_1 \ln(PIB_{it}) + \beta_2 \ln(PIB_{jt}) + \beta_5 DIFPIBH_{ijt} + \beta_6 \ln(NER_{it}) + \beta_7 \ln(NER_{jt}) \\ & + \beta_8 MERC_intra_{ijt} + \beta_9 MERC_M_{ijt} + \beta_{10} MERC_X_{ijt} + \beta_{11} CAN_intra_{ijt} + \beta_{12} CAN_M_{ijt} \\ & + \beta_{13} CAN_X_{ijt} + \beta_{14} G3_intra_{ijt} + \beta_{15} G3_M_{ijt} + \beta_{16} G3_X_{ijt} + \beta_{17} BolMex_intra_{ijt} + \beta_{18} BolMex_M_{ijt} \\ & + \beta_{19} BolMex_X_{ijt} + \beta_{20} ChilMex_intra_{ijt} + \beta_{21} ChilMex_M_{ijt} + \beta_{22} ChilMex_X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned}$$

où les α_{ij} représentent les effets fixes spécifiques à chaque couple de partenaires commerciaux¹⁰.

Nous estimerons cette même équation mais sans y inclure les variables de blocs (deuxième colonne des 3 tableaux). La comparaison de la statistique de Fischer de ce modèle sans variable régionale avec celles des modèles (1) et (2) montre que ces derniers ont une meilleure signification globale que le premier. L'introduction des jeux de variables muettes régionales constitue donc bien une amélioration du modèle de gravité traditionnel.

Les résultats de l'estimation : les accords commerciaux stimulent le commerce intra-Amérique latine

Conformément aux résultats traditionnels des estimations sur modèles de gravité, la taille des partenaires reflétée par leur PIB exerce un effet sensible et fortement significatif sur leur commerce bilatéral. Les coefficients des taux de change des pays exportateurs et importateurs s'avèrent par contre peu élevés, et dans tous les cas non significatifs. Celui de la variable traduisant l'écart de PIB par habitant est significatif mais il ressort aussi très faible, et avec un signe toujours négatif. Une différence importante de PIB par tête influencera donc négativement le commerce bilatéral, ce qui écarte une structure standard de spécialisations interbranches reposant essentiellement sur des dotations factorielles différenciées. Ce résultat obtenu à partir de flux internes à l'Amérique latine est conforme aux évolutions observées : la part des échanges intrabranche entre pays du sous-continent est en progression, en particulier entre partenaires d'un même groupe régional, et elle demeure toujours plus élevée qu'avec les autres régions du Monde [BID (1992), p. 217-223 et BID (2002), p. 40].

Tous les accords présentés exercent un effet positif significatif sur les échanges intrazonales. Pour le Mercosur et la CAN, soit les deux seuls groupes régionaux de notre sélection ayant déjà fait l'objet d'un test, ce résultat est cohérent avec les études antérieures. L'intensité de l'impact de la CAN qui multiplierait les échanges par 2,5 se situe en milieu de fourchette des estimations passées. Mais le coefficient du Mercosur est inférieur à ceux de J. Frankel (1997,

¹⁰ Comme le soulignent I. Cheng et H. Wall (2005, p. 51), l'effet fixe individuel de chaque couple de pays partenaires est susceptible de varier selon la direction des flux commerciaux ($\alpha_{ij} \neq \alpha_{ji}$).

p. 94) et G. Piani et H. Kume (2000, p. 9), et il est sensiblement inférieur à ceux d'I. Soloaga et L. Winters (1999, p. 22-27) et E. Croce V. Juan-Ramon et F. Zhu (2004, p. 12). La comparaison n'est cependant pas aisée s'agissant d'estimations se différenciant sur plusieurs points (méthode économétrique, période d'étude, construction de la variable de contrôle). Dans le cadre d'un modèle à effets fixes mais sur une période différente de la nôtre, I. Cheng et J. Wall (2005, p. 59) obtiennent un coefficient qui est légèrement supérieur. Les différences peuvent s'expliquer par notre prise en compte de la période récente, qui voit un net essoufflement du processus d'intégration commerciale intra-Mercosur suite à la mise en flottement du real brésilien (1999) et à la crise du peso argentin (2001-2002)¹¹.

Parmi les trois zones de libre-échange, le Groupe des 3 exerce les effets les plus faibles alors que l'association entre la Bolivie et le Mexique multiplie les courants d'échange bilatéraux. L'effet intermédiaire observé dans la troisième zone ne peut tenir qu'au seul essor des exportations chiliennes vers le Mexique puisque les statistiques indiquent un déclin des ventes de ce dernier à son partenaire. La mise en œuvre du G3 semble plutôt relever de considérations stratégiques. Intervenant un an après l'entrée en vigueur de l'ALENA, il représente pour la Colombie et le Venezuela une porte d'entrée vers cette zone de libre-échange constituée du Canada, des Etats-Unis et du Mexique. Leur adhésion a même été un moment envisagée par les autorités américaines. Côté mexicain, le G3 offre l'avantage d'être présent en Amérique du Sud et de faciliter une éventuelle participation à un processus d'intégration sous-continentale. Le résultat de l'accord Bolivie-Mexique montre que les deux partenaires échangeraient trois fois plus que s'ils ne l'avaient pas signé, contre moins du double pour l'accord Chili-Mexique. Cette stimulation des échanges intervient cependant à partir d'un niveau de commerce insignifiant relativement aux PIB des deux pays. La mise en œuvre de l'accord marque un essor du commerce interbranche, comme en témoigne la progression des échanges croisés de minerais non ferreux boliviens contre des produits manufacturés mexicains (composants électroniques, matériel informatique, articles de toilette ou en plastique).

Pour l'analyse des deux autres variables indicatrices régionales et l'évaluation de l'effet net global sur le commerce, la comparaison avec les études antérieures n'est plus de mise,

¹¹ Les tensions commerciales, particulièrement vives entre l'Argentine et le Brésil, atteignent leur paroxysme au premier semestre 2001 ; alors que la récession argentine s'approfondit et que la dépréciation du real s'intensifie, le gouvernement argentin, qui n'a pas encore décidé la sortie du *currency board*, rétablit unilatéralement certains tarifs douaniers intra-Mercosur.

puisque nous choisissons un échantillon de flux bilatéraux impliquant deux partenaires issus de la seule Amérique latine. C'est ce qui nous permet de détecter si le processus de régionalisation latino-américain exerce un effet d'entraînement sur l'ensemble de la zone. Sauf pour l'accord Chili-Mexique, les signes des coefficients des variables intra et extrazonales sont positifs. Les 4 autres groupes induisent un commerce d'importation ou d'exportation avec le reste de l'Amérique latine de l'ordre de 1 à 1,5 fois plus élevé que s'ils n'existaient pas. Nous sommes donc en présence de créations de commerce externe à l'échelle de l'Amérique latine, et plus précisément de créations de commerce d'importation et d'exportation. La zone de libre-échange Chili-Mexique se caractérise par une valeur positive du coefficient de la variable intrazone supérieure en valeur absolue à la valeur négative de la variable d'importation (cf. tableau 3), ce qui dégage un détournement de commerce d'importation. Tous les groupes représentés constituent néanmoins des *building blocks* pour l'espace latino-américain¹².

Le Mercosur se distingue des autres blocs par ses effets sur les exportations extrazonales les plus élevés et simultanément équivalents à ses effets intrazonales. Il constitue donc un facteur d'amélioration de la compétitivité au sein de l'espace latino-américain. Celle-ci se trouve renforcée par les effets dynamiques en termes de concurrence et de rendements d'échelle de la formation du plus grand marché du sous-continent. Le Brésil, et l'Argentine mais dans une moindre mesure, sont bien positionnés dans des secteurs à fort potentiel d'économies d'échelle comme l'automobile, la chimie, et la pharmacie. Ils bénéficient de surcroît de l'importation des technologies et des systèmes d'organisation des firmes multinationales qui multiplient leurs investissements au cours de la décennie 90, en impulsant le commerce intrabranche entre les deux pays [BID – INTAL (2001), p. 37-38]. Pour les véhicules et les pièces et composants, plus de la moitié des exportations brésiliennes vers l'Amérique latine se dirigent aujourd'hui en dehors du Mercosur. La relance du processus d'intégration andin des années 90 suscite également une vague soutenue d'investissements directs étrangers qui sont simultanément attirés par les programmes de privatisation [Quenan C. (2006), p. 95]. A l'exception de la Bolivie, les échanges de produits manufacturés intra-CAN à forte valeur ajoutée connaissent une nette progression (CAN, 2000, p. 23-72). Mais l'essor observé des échanges intrabranches intra-andins ne permet pas d'atteindre les niveaux enregistrés dans le Mercosur [BID (2002), p. 40].

¹² Les 15 coefficients concernés sont significatifs à l'exception des variables d'exportation du G3 et de la zone Chili-Mexique.

Tableau 1 Les effets intra et extrazones des accords commerciaux (panel à effets fixes)

– Mercosur, Communauté andine, Groupe des 3 –

Variables	Modèle sans variable régionale	Modèle (1)	Modèle (2)
PIB exportateur ($\ln(\text{PIB}_{it})$)	0,59*** (8,38)	0,30*** (4,03)	0,29*** (3,74)
PIB importateur ($\ln(\text{PIB}_{jt})$)	1,46*** (20,59)	1,17*** (15,46)	1,16*** (15,47)
Distance ($\ln(\text{DIST}_{ij})$)	-	-	-
Contiguïté (CONTIG_{ij})	-	-	-
Taux de change exportateur ($\ln(\text{NER}_{it})$)	-0,006 (-0,85)	-0,009 (-1,38)	-0,010 (-1,48)
Taux de change importateur ($\ln(\text{NER}_{jt})$)	0,002 (0,33)	0,002 (0,27)	-0,001 (-0,17)
Ecart à la moyenne de la différence des PIB par habitant (DIFPIBH_{ijt})	-0,0008*** (-4,05)	-0,0003* (-1,68)	-0,0004** (-1,92)
Mercosur-intra (MERC_intra_{ijt})	-	0,30*** (3,65)	0,36*** (4,44)
Mercosur-importations (MERC_M_{ijt})	-	0,18*** (2,55)	
Mercosur-exportations (MERC_X_{ijt})	-		0,35*** (5,17)
Communauté andine – intra (CAN_intra_{ijt})	-	0,91*** (10,47)	0,94*** (10,85)
Communauté andine – importations (CAN_M_{ijt})	-	0,23*** (2,95)	
Communauté andine – exportations (CAN_X_{ijt})	-		0,27*** (3,51)
Groupe des 3 – intra (G3_intra_{ijt})	-	0,29** (2,11)	0,31** (2,23)
Groupe des 3 – importations (G3_M_{ijt})	-	0,25*** (3,25)	
Groupe des 3 – exportations (G3_X_{ijt})	-		0,12 (1,51)
Bolivie-Mexique – intra ($\text{BolMex_intra}_{ijt}$)	-	1,12*** (4,76)	1,13*** (4,86)
Chili-Mexique – intra ($\text{ChilMex_intra}_{ijt}$)	-	0,55** (2,20)	0,56** (2,25)
Constante	-32,91*** (-16,92)	-18,92*** (-7,95)	-18,10*** (-7,63)
Nombre d'observations	2090	2090	2090
Nombre de groupes	110	110	110
Test de Fischer (effets spécifiques)	28,82***	29,23***	29,56***
Test de Hausman, chi-2 (effets fixes)	62,39*** (5 ddl ^a)	63,33*** (13 ddl ^a)	110,60*** (13 ddl ^a)
R ²	0,453	0,494	0,497

***, ** et * indiquent que les variables sont significatives respectivement à 1%, 5 % et 10 %

^a Degrés de liberté

Tableau 2 Les effets intra et extrazones des accords commerciaux (panel à effets fixes)

– Mercosur, Communauté andine, Zone de libre-échange Bolivie-Mexique –

Variables	Modèle sans variable régionale	Modèle (1)	Modèle (2)
PIB exportateur (ln(PIB _{it}))	0,59*** (8,38)	0,32*** (4,27)	0,31*** (4,20)
PIB importateur (ln(PIB _{it}))	1,46*** (20,59)	1,23*** (16,79)	1,16*** (15,60)
Distance (ln(DIST _{ij}))	-	-	-
Contiguïté (CONTIG _{ij})	-	-	-
Taux de change exportateur (ln(NER _{it}))	-0,006 (-0,85)	-0,009 (-1,30)	- 0,008 (-1,19)
Taux de change importateur (ln(NER _{it}))	0,002 (0,33)	0,005 (0,68)	-0,001 (-0,19)
Ecart à la moyenne de la différence des PIB par habitant (DIFPIBH _{ijt})	-0,0008*** (-4,05)	-0,0004** (-1,94)	-0,0004** (-2,05)
Mercosur-intra (MERC_intra _{ijt})	-	0,21*** (2,65)	0,31*** (4,00)
Mercosur-importations (MERC_M _{ijt})	-	0,10 (1,45)	
Mercosur-exportations (MERC_X _{ijt})	-		0,31*** (4,74)
Communauté andine – intra (CAN_intra _{ijt})	-	0,91*** (10,42)	0,94*** (10,82)
Communauté andine – importations (CAN_M _{ijt})	-	0,24*** (3,06)	
Communauté andine – exportations (CAN_X _{ijt})	-		0,27*** (3,54)
Bolivie-Mexique – intra (BolMex_intra _{ijt})	-	1,23*** (5,31)	1,19*** (5,16)
Bolivie-Mexique – importations (BolMex_M _{ijt})	-	0,22*** (2,61)	
Bolivie-Mexique – exportations (BolMex_X _{ijt})	-		0,15* (1,74)
Groupe des 3 – intra (G3_intra _{ijt})	-	0,17 (1,24)	0,24* (1,75)
Chili-Mexique – intra (ChilMex_intra _{ijt})	-	0,55** (2,17)	0,55** (2,19)
Constante	-32,91*** (-16,92)	-20,67*** (-9,07)	-18,76*** (-8,27)
Nombre d'observations	2090	2090	2090
Nombre de groupes	110	110	110
Test de Fischer (effets spécifiques)	28,82***	29,17***	29,44***
Test de Hausman, chi-2 (effets fixes)	62,39*** (5 ddl ^a)	51,30*** (13 ddl ^a)	90,25*** (13 ddl ^a)
R ²	0,453	0,493	0,497

***, ** et * indiquent que les variables sont significatives respectivement à 1%, 5 % et 10 %

^aDegrés de liberté

Tableau 3 Les effets intra et extrazones des accords commerciaux (panel à effets fixes)

– Mercosur, Communauté andine, Zone de libre-échange Chili-Mexique –

Variables	Modèle sans variable régionale	Modèle (1)	Modèle (2)
PIB exportateur (ln(PIB _{it}))	0,59*** (8,38)	0,32*** (4,22)	0,32*** (4,22)
PIB importateur (ln(PIB _{jt}))	1,46*** (20,59)	1,28*** (16,81)	1,17*** (15,65)
Distance (ln(DIST _{ij}))	-	-	-
Contiguïté (CONTIG _{ij})	-	-	-
Taux de change exportateur (ln(NER _{it}))	-0,006 (-0,85)	- 0,007 (-1,05)	-0,010 (-1,5)
Taux de change importateur (ln(NER _{jt}))	0,002 (0,33)	0,0006 (0,09)	-0,0003 (-0,06)
Ecart à la moyenne de la différence des PIB par habitant (DIFPIBH _{ijt})	-0,0008*** (-4,05)	-0,0004* (-1,81)	-0,0004** (-2,02)
Mercosur-intra (MERC_intra _{ijt})	-	0,24*** (3,05)	0,33*** (4,21)
Mercosur-importations (MERC_M _{ijt})	-	0,12* (1,80)	
Mercosur-exportations (MERC_X _{ijt})	-		0,32*** (4,95)
Communauté andine – intra (CAN_intra _{ijt})	-	0,91*** (10,44)	0,94*** (10,88)
Communauté andine – importations (CAN_M _{ijt})	-	0,23*** (2,98)	
Communauté andine – exportations (CAN_X _{ijt})	-		0,27*** (3,55)
Chili-Mexique – intra (ChilMex_intra _{ijt})	-	0,58** (2,32)	0,58** (2,32)
Chili-Mexique – importations (ChilMex_M _{ijt})	-	-0,17* (-1,77)	
Chili-Mexique – exportations (ChilMex_X _{ijt})	-		- 0,02 (-0,23)
Bolivie-Mexique – intra (BolMex_intra _{ijt})	-	1,24*** (5,35)	1,18*** (5,09)
Groupe des 3 – intra (G3_intra _{ijt})	-	0,25* (1,83)	0,28** (2,04)
Constante	-32,91*** (-16,92)	-21,85*** (-9,55)	- 19,30*** (-8,47)
Nombre d'observations	2090	2090	2090
Nombre de groupes	110	110	110
Test de Fischer (effets spécifiques)	28,82***	28,84***	29,47***
Test de Hausman, chi-2 (effets fixes)	62,39*** (5 ddl ^a)	58*** (13 ddl ^a)	103*** (13 ddl ^a)
R ²	0,453	0,492	0,496

***, ** et * indiquent que les variables sont significatives respectivement à 1%, 5 % et 10 %

^aDegrés de liberté

Conclusion

De cette estimation sur données de panel à partir d'un modèle de gravité à plusieurs variables indicatrices régionales se dégagent trois éléments de conclusion. Tout d'abord, tous les accords de nouvelle génération mettant en œuvre un libre-commerce généralisé à l'ensemble des produits stimulent le commerce intrazone. Simultanément, tous ces accords exercent, hormis celui associant le Chili et le Mexique, un effet d'entraînement sur les échanges avec le reste de l'Amérique latine se traduisant par des créations de commerce d'importation et d'exportation. Le Mercosur enregistre le coefficient le plus élevé pour la variable d'exportation, ce qui en fait un facteur d'amélioration de la compétitivité dont le Brésil est un bénéficiaire privilégié. En dernier lieu, tous les regroupements sans exception constituent des *building blocks* à l'échelle de la région. La relance du processus de régionalisation des années 90 permet donc un essor global du commerce intra-latinoaméricain. Ce résultat constitue un encouragement à exploiter plus largement le potentiel d'intégration commerciale du sous-continent.

A l'heure où les négociations en vue de la mise en œuvre de la ZLEA (Zone de libre-échange des Amériques) sont dans l'impasse, l'intégration latino-américaine pourrait connaître un nouvel élan. Les négociations de mise en place du libre-échange s'intensifient ces dernières années entre les pays membres de la CAN et le bloc du Mercosur. La Colombie, l'Équateur et le Pérou s'associent à ce dernier pour constituer des zones de libre-échange bilatérales, le Venezuela signant un accord-cadre pour en devenir membre à part entière. La Communauté sud-américaine des nations (CSN) voit le jour en 2004, et commence à mettre en œuvre un réseau d'infrastructure de transport et de communication. Sans inclure le Mexique relégué pour l'instant au statut d'observateur, elle rassemble l'ensemble des pays membres du Mercosur et de la CAN ainsi que le Chili, la Guyana et le Suriname. Marquée par de fortes dissensions internes depuis le départ du Venezuela de la CAN, elle constitue cependant la base institutionnelle sur laquelle pourraient s'appuyer les pays sud-américains pour parfaire leur intégration commerciale sans affronter d'emblée la concurrence nord-américaine.

Bibliographie

- Adams R., Dee P., Gali J. and McGuire G. [2003], « The Trade and Investment Effects of Preferential Trading Arrangements – Old and New Evidence », *Productivity Commission Staff Working Paper*, Canberra, May.
- Aitken, N. [1973], « The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross-Section Analysis », *American Economic Review*, vol. LXIII, n° 5, December, p. 881-892.
- Balassa B. [1975], *European Economic Integration*, B. Balassa ed., Amsterdam.
- Baldwin R. [2004], « Stepping Stones or Building Blocs? Regional and Multilateral Integration », *Regional Economic Integration in a Global Framework*, ECB and People's Bank of China, September.
- Baier S. and Bergstrand J. [2005], « Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? », *Federal Reserve Bank of Atlanta WP*, n° 3, February.
- BID – Banque Interaméricaine de Développement [1992], « Les Exportations latino-américaines de produits manufacturés », *Progrès économique et social en Amérique latine*.
- BID – Banco Interamericano de Desarrollo [2002], « Mas alla de las fronteras : El nuevo regionalismo en América Latina », *Progreso economico y social en América Latina*.
- BID – INTAL [2001], *Informe Mercosul*, n° 7.
- Bayoumi T. and Eichengreen B. [1995], « Is Regionalism Simply a Diversion: Evidence from the Evolution of the EC and EFTA », *NBER WP 5283*, Cambridge.
- Bergstrand J. [1985], « The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomics Foundations and Empirical Evidence », *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, August, p. 474-481.
- Bergstrand J. [1989], « The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade », *Review of Economics and Statistics*, n° 71, February, p. 143-153.
- Bhagwati J. [1991], *The World Trading System at Risk*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Bhagwati J. [1992], « Regionalism versus Multilateralism », *World Economy*, vol. 15, September, p. 535-55.
- Bhagwati J. [1995], « U.S. Trade Policy: the Infatuation with Free Trade Areas », *The Dangerous Drift to Preferential Trade Agreements*, Bhagwati J. and Krueger A. eds, American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington.

- Bhagwati J., Greenaway D. and Panagariya A. [1998], « Trading preferentially: Theory and Policy », *Economic Journal*, 108: 1128-1148.
- CAN – Comunidad Andina de Naciones [2000], *Evolucion del proceso de integracion comercial 1969- 1999*, Documentos informativos SG/di 219/Rev. 1, Lima.
- Carrère C. [2004], « Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model », *European Economic Review*, February, vol. 50, Issue 2, p. 223-247.
- Cheng I. and Wall H. [2005], « Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, January/February, p. 49-61.
- Croce E., Juan-Ramon V. and Zhu F. [2004], « Performance of Western Hemisphere Trading Blocs: a Cost-Corrected Gravity Approach », *IMF Working Paper*, n° 109, June.
- Dabène O. [1995], « L'Intégration régionale en Amérique latine : le Mercosur », *Les Etudes du CERI*, n° 8, novembre, Fondation nationale des sciences politiques.
- Duhamel A. et Tremblay C. [2003], « Le Groupe des Trois », *Les Notes d'information*, Observatoire des Amériques, 7 février.
- Deardorff A. [1998], « Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? », in J. A. Frankel (Eds), *The Regionalism of the Economy*, NBER Project Report Series, University of Chicago Press, p. 7-22.
- Endoh M. [1999], « Trade Creation and Trade Diversion in the EEC, the LAFTA and the CMEA 1960–1994 », *Applied Economics* 31, p. 207–216.
- Frankel J., Stein E. and Wei S. [1995], « Trading blocs in the Americas: The Natural and Unnatural and the Supernatural », *Journal of Development Economics*, vol. 47, p. 61-95.
- Frankel J. [1997], *Regional Trading Blocs in the World Economic System*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Gilbert J., Scollay R. and Bora B. [2001], « Assessing Regional Trading Arrangements in the Asia-Pacific », *Policy Issues in International Trade and Commodities Study Series*, n° 15, UNCTAD.
- Greenaway D. and Milner C. [2002], « Regionalism and Gravity », *Research Paper*, 2002 /20, Leverhulme Center, University of Nottingham.
- Grande J. [1999], « Bilan de 7 années de Mercosur », *Problèmes d'Amérique latine*, Documentation française, n° 32, janvier-mars, p. 73-98.
- Hausman J. A. [1978], « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- IADB - Inter-American Development Bank, « Integration and Trade in the Americas », *Periodic Notes*, several issues.

- Krueger A. [1999], « Trade Creation and Trade Diversion under NAFTA », *NBER WP n° 7429*, Cambridge.
- Krugman P. [1980], « Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade », *American Economic Review*, 70, p. 950-959.
- Li Q. [2000], « Institutional Rules of Regional Trade Blocks and their Impact on Trade », *Political Consequences of Regional Trade Blocs*, R. Switky and B. Kerremans, London: Ashgate, p. 85-118.
- Linnemann H. [1966], *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam: North-Holland.
- Montaud J. [2005], « La Communauté Andine à la croisée des chemins », *Document de travail*, n° 121, CED (Centre d'économie du développement).
- OCDE [2001], « Intégration régionale : effets commerciaux et autres effets économiques observés », *Working Paper* 19, Groupe de travail du Comité des échanges, sous la direction de M. Geloso Grosso, décembre.
- Piani G. et Kume H. [2000], « Fluxos bilaterais de comercio e blocos regionais : uma aplicação do modelo gravitacional », *Pesquisa e planejamento econômico*, vol. 30, n° 1, IPEA, Rio de Janeiro, p. 1-22.
- Pöyhönen P. [1963], « A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries », *Weltwirtschaftliches Archiv* 90, p. 93-99.
- Quenan C. [2006], « La Communauté andine des Nations : entre tentatives de relance et crises récurrentes », *Cahiers des Amériques latines*, n° 50, IHEAL, Documentation française.
- Sapir A. [2001], « Domino Effects in Western European Regional Trade (1960-1992) », *European Journal of Political Economy*, vol. 17, p. 377-388.
- Soloaga I. and Winters L. [1999], « How has Regionalism in the Nineties affected Trade? », *World Bank Policy Research WP*, n° 2156, August.
- Summers L. [1991], « Regionalism and the World Trading System », *Policy Implications of Trade and Currency Zones*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Wyoming.
- Tinbergen J. [1962], *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York, NY: Twentieth Century Fund.
- Viner J. [1950], *The Customs Union Issue*, Carnegie Endowment for International Peace, New York.
- World Bank [2005], *Global Economic Prospects*, Washington.

ANNEXE : Chronologie de l'intégration commerciale latino-américaine

18 février 1960	Traité de Montevideo instituant l'ALALC (Association latino-américaine de libre-commerce)
12 août 1980	Deuxième Traité de Montevideo : l'ALALC devient l'ALADI (Association latino-américaine d'intégration), qui prévoit la possibilité d'accords de complémentarité économique (ACE) sous-régionaux
20 décembre 1990	ACE n° 14 entre l'Argentine et le Brésil qui constituera l'armature du Mercosur
26 mars 1991	L'Argentine, le Brésil, le Paraguay et l'Uruguay signent le Traité d'Asunción (ACE n° 18) instituant le Mercosur et projetant la création d'un marché commun
5 décembre 1991	Acte de Barahona fixant un bref échéancier de réalisation d'une union douanière du Groupe andin
1 ^{er} janvier 1995	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Bolivie-Mexique
1 ^{er} janvier 1995	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange du Groupe des 3 (Colombie, Mexique, Venezuela)
1 ^{er} octobre 1996	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Chili-Mercosur
2 mars 1997	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Bolivie-Mercosur
17 avril 1998	Début des négociations en vue de la création de la ZLEA (Zone de libre-échange des Amériques)
1 ^{er} août 1999	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Chili-Mexique
6 décembre 2002	ACE n° 56 entre la CAN et le Mercosur ouvrant la voie à des négociations de libre-échange
1 ^{er} novembre 2003	Entrée en vigueur de l'accord de libre-échange Pérou-Mercosur
7 décembre 2004	Naissance de la CSN (Communauté sud-américaine des Nations) à Cuzco
20 décembre 2004	La Colombie, l'Equateur et le Venezuela deviennent officiellement membres associés du Mercosur
7 décembre 2005	Accord-cadre Venezuela-Mercosur en vue de l'adhésion à part entière du Venezuela
22 avril 2006	Retrait du Venezuela de la Communauté andine
20 septembre 2006	Adhésion du Chili à la Communauté andine en tant que membre associé