

# La qualité du cadre juridique constitue-t-elle une barrière au commerce ? Application aux économies en transition\*

José De Sousa<sup>†</sup>

Anne-Célia Disdier<sup>‡</sup>

21 septembre 2005

A paraître dans la *Revue Économique*

## Résumé

Cet article examine les implications de la qualité du cadre juridique sur le commerce. L'échantillon retenu porte sur les échanges entre les pays européens au cours de la période 1995-1999. Durant cette période, les pays en transition d'Europe de l'Est ont substitué à l'ancien contrôle juridique administré des systèmes légaux répondant aux critères de l'économie de marché. Cependant, malgré les efforts entrepris, la qualité de leur cadre juridique demeure relativement faible comparativement à celle des économies de l'Union Européenne. Trois principaux enseignements peuvent être tirés de cette étude. Premièrement, la qualité du cadre juridique est un déterminant significatif des décisions de commerce. Deuxièmement, malgré la différence des risques encourus, les exportateurs et les importateurs semblent attacher la même importance à la qualité du cadre juridique de leur partenaire. Enfin, la qualité du cadre juridique constitue un facteur explicatif du biais domestique mis en évidence dans la littérature.

---

\*Cette version a bénéficié des précieux commentaires et conseils des deux rapporteurs anonymes de la revue ainsi que de Marius Brühlhart et des participants du HWWA Workshop Border Regions, Hambourg (juin 2002). Nous remercions également Cécile Batisse, Matthieu Crozet, Gérard Duchêne, Julie Lochar, Mathilde Maurel, Thierry Mayer, Daniel Mirza, Alain Mom et les participants du workshop GDR Economie et Finance Internationales Quantitatives, Université de Bordeaux IV (juin 2002), du VIIIth Spring Meeting of Young Economists, Leuven (avril 2003), du séminaire d'économie de l'Université Paris 3 (avril 2003), pour leurs commentaires sur des versions antérieures de l'article.

<sup>†</sup>ROSES, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Maison des Sciences Économiques, 106-112 Bd de l'hôpital, 75013 Paris et LESSOR, Université Rennes 2. Email: jdesousa@univ-paris1.fr

<sup>‡</sup>Centro Studi Luca d'Agliano, Université de Milan et TEAM, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, 106-112 Bd de l'hôpital, 75647 Paris CEDEX 13, France. Email: adisdier@univ-paris1.fr

# Is the legal framework quality a trade barrier ? Evidence from transition countries

## **Abstract**

This paper investigates the influence of the legal framework quality on trade. Our sample includes trade flows between European countries over the period 1995-1999. During this period, transition economies of Central and Eastern Europe have attempted to set up market-oriented legal systems to replace the administered legal control of the old planned economy. In spite of large efforts, their legal framework remains relatively weak in terms of enforcement of contracts, compared to Western European countries. There are three main contributions. First, we show that the legal framework quality is a significant determinant of trade decisions. Second, despite risk differentials between exporters and importers, they perceive similarly the influence of the legal framework quality of their trading partner. Lastly, the legal framework quality explains a part of the home bias mentioned in the literature.

*Classification JEL* : F12, F15, P20

Mots-clefs : Cadre juridique, effets frontières, économies en transition.

# 1 Introduction

Les contrats régissent les flux d'échanges internationaux. Ils précisent les mécanismes de prise de décision et de résolution des litiges et permettent ainsi de sécuriser les relations marchandes. Or, la mise en application des contrats repose sur l'efficacité du cadre juridique.

Cet article se propose d'étudier les conséquences d'une variation de la qualité du cadre juridique des pays sur le commerce. Deux questions sont plus précisément abordées : quelle est l'incidence de cette variation sur les flux de commerce bilatéraux ? Cette variation influence-t-elle l'arbitrage des agents entre commercer sur le marché national et exporter ou importer ?

Les échanges intra-européens représentent un champ d'application empirique pertinent pour mener cette analyse, en raison des variations de qualité du cadre juridique des pays membres de cette zone. Notre échantillon comprend ainsi les importations bilatérales de chacun des pays de l'Accord Centre Européen de Libre-Echange (ALECE)<sup>1</sup> en provenance des autres pays de l'ALECE et des pays de l'Union européenne (UE) et couvre la période 1995-1999. Durant cette période, les économies en transition d'Europe centrale et orientale poursuivent leurs efforts pour substituer à l'ancien contrôle juridique administré des systèmes légaux répondant aux critères de l'économie de marché. Cependant, leur cadre juridique demeure relativement faible en termes d'application et de respect des contrats, comparativement à celui des économies de l'UE. Nous utilisons cette variation qualitative entre pays pour tester l'influence directe de la qualité du cadre juridique sur les flux de commerce et évaluer son impact indirect sur le niveau du biais domestique observé<sup>2</sup>.

Nous basons notre recherche sur le modèle de concurrence monopolistique élaboré par Head et Mayer (2000) et dérivé des travaux de Dixit et Stiglitz (1977) et de Krugman (1980). Nous adaptons ce modèle en introduisant dans l'équation estimable l'effet de la qualité du cadre juridique des pays importateur et exportateur. L'emploi de ce cadre théorique présente un double avantage. Premièrement, il fournit une spécification proche de l'équation de gravité et permet de tester l'influence du cadre juridique sur le niveau de commerce. Deuxièmement, il permet le recours à la méthodologie des effets frontières pour évaluer l'effet de la qualité du cadre juridique sur le biais domestique. La méthodologie des effets frontières fournit une mesure de l'impact des frontières sur le commerce (McCallum, 1995)<sup>3</sup>. A taille et distance égales, le commerce à l'intérieur d'une unité géographique donnée (région, pays, etc.) apparaît plus élevé que celui observé avec un partenaire extérieur. L'intérêt du modèle théorique retenu est d'inclure les préférences des consommateurs et les barrières tarifaires et non-tarifaires dans l'explication de l'effet frontière.

Trois principaux résultats peuvent être déduits de notre étude. Tout d'abord, la qualité

---

<sup>1</sup>La Bulgarie, la Hongrie, la Pologne, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie sont membres de l'ALECE.

<sup>2</sup>Nous utilisons alternativement les expressions de "biais domestique" et d'"effet frontière", afin de qualifier la préférence des consommateurs pour les biens nationaux.

<sup>3</sup>Voir Helliwell (1998) et Head et Mayer (2002) pour une revue de la littérature des effets frontières.

du cadre juridique du pays importateur semble être un déterminant significatif des décisions d'exportations des producteurs de l'UE et de l'ALECE. Ce résultat est cohérent avec les conclusions de Anderson et Marcouiller (2002). Ces auteurs mettent en évidence l'impact négatif induit par la faiblesse des institutions du pays importateur sur le commerce international. En outre, notre analyse intègre l'impact de la qualité des institutions juridiques du pays exportateur sur les décisions d'échanges et souligne son influence significative. Enfin, nos résultats suggèrent que la variation de qualité du cadre juridique entre les pays constitue un facteur explicatif de l'effet frontière. Notre recherche soutient l'idée selon laquelle les frontières marquent une nette distinction entre les cadres juridiques nationaux et expliquent en partie l'ampleur du biais domestique (Rodrik, 2000 ; Turrini et van Ypersele, 2002).

Le reste de l'article est organisé comme suit : dans la section 2, nous étudions le lien entre la qualité du cadre juridique des pays partenaires et les décisions d'échanges. Dans la section 3, nous présentons l'équation estimable et les données utilisées lors de l'application empirique. Les résultats sont exposés dans la section 4. Enfin, nous concluons dans la section 5.

## 2 Qualité du cadre juridique et décisions d'échanges

La qualité du cadre juridique peut influencer les décisions d'échanges des agents. Donnons un exemple. Un exportateur de l'UE signe un contrat de vente avec un importateur d'Europe centrale. Ce contrat stipule que toute plainte est jugée par les tribunaux du pays importateur<sup>4</sup>. Supposons que le cadre juridique du pays importateur connaisse certaines faiblesses (contradictions internes et imprécisions de la législation, complexité et lenteur des procédures juridiques, manque de moyens et de compétences, etc.). Il en résulte une réduction des incitations à exporter. En effet, en cas de conflit commercial, lié à un comportement opportuniste, l'exportateur connaît des difficultés pour obtenir des dommages et intérêts<sup>5</sup>.

La qualité du cadre juridique des pays de l'ALECE est-elle suffisante pour garantir le respect des contrats ? Depuis le début de la transition les pays de l'ALECE ont réalisé d'importants efforts pour améliorer la qualité de leur cadre juridique. Dans la perspective de l'élargissement, ils ont harmonisé leur cadre juridique avec "l'acquis communautaire". Malgré ces efforts d'harmonisation, le cadre juridique des pays de l'ALECE demeure, au regard de celui des pays de l'UE, relativement faible (BERD, 2000, chap. 2 ; Johnson, McMillan et Wooldruff, 2002). La Hongrie, par exemple, est l'un des pays les plus avancés dans le processus de transition. Pourtant, les tribunaux hongrois rencontrent encore de grandes difficultés pour

---

<sup>4</sup>Le recours à une juridiction internationale est possible mais coûteux (Casella, 1996). En outre, ces juridictions ne disposent pas toujours de l'autorité nécessaire pour faire appliquer leurs jugements (Milgrom et Roberts, 1992).

<sup>5</sup>Cet exemple souligne le rôle du cadre juridique du pays importateur. La faiblesse du cadre juridique du pays exportateur peut engendrer des problèmes similaires, notamment lorsque seuls les tribunaux du pays exportateur sont compétents pour juger d'un litige. Dans ce cas de figure, si un importateur règle en avance le montant de la facture et reçoit un lot défectueux, il rencontre des difficultés pour obtenir des dédommagements.

appliquer les lois (Papanek et Malatinszky, 1999). Les lois sur les entreprises et le commerce souffrent de contradictions internes et sont souvent amendées. La justice manque de moyens, de compétences et de qualifications. De plus, les procédures sont longues et complexes. Ce fait stylisé a une implication directe : la faiblesse du cadre juridique limite la mise en application des contrats. Ainsi, quelle que soit la précision des contrats, les tribunaux rencontrent des difficultés à mettre en œuvre les clauses contractuelles. Par conséquent, il apparaît superflu d'écrire un contrat complet<sup>6</sup>. Le contrat est donc nécessairement incomplet.

Quels types de problèmes l'incomplétude contractuelle engendre-t-elle ? Le commerce international induit des coûts irrécupérables (Bernard et Wagner, 2001 ; Roberts et Tybout, 1997). L'intérêt du contrat est alors de déterminer, avant la production, le prix des biens échangés. Le contrat offre ainsi une certaine sécurité, une position de *statu quo*. Il garantit au producteur le rendement de ses investissements. Toutefois, dans la mesure où le contrat est incomplet, certaines variables clefs demeurent indéterminées et donc non contractualisées. Cette indétermination influence les gains des parties. Par conséquent, les agents laissent certaines décisions futures ouvertes à la renégociation. Cependant, la renégociation est un processus risqué. Des dissensions sur le marchandage du prix peuvent conduire à une rupture contractuelle et à une perte économique. La rupture de la relation ne provoque néanmoins aucun dommage si les agents peuvent trouver des partenaires alternatifs à l'échange.

Deux principaux facteurs tendent toutefois à limiter le recours à des options extérieures. Le premier d'entre eux est l'hypothèse d'une recherche coûteuse de nouveaux partenaires. Ce coût réduit le nombre d'alternatives possibles. Anderson et Marcouiller (2002) et Anderson et Young (2000) supposent ainsi dans le cadre de leur modélisation que chaque exportateur ne commerce qu'avec un seul partenaire étranger. L'absence d'options extérieures accroît de fait le risque de défaut et n'incite pas les exportateurs à commercer. Cependant, leur argumentation repose sur une hypothèse discutable. Les auteurs supposent que la recherche de nouveaux partenaires étrangers est coûteuse, tandis que la recherche de nouveaux partenaires nationaux s'opère sans coût. Lorsque le marché est étroit, la difficulté de trouver un nouveau partenaire engendre des coûts quel que soit l'espace géographique donné.

L'importance des actifs spécifiques dans le commerce international, notamment au niveau des échanges de biens intermédiaires, constitue le second facteur. Certains secteurs industriels (électronique, automobile, etc.) produisent des biens complexes, qui requièrent plusieurs étapes de production. A chaque étape se développe une certaine spécificité propre à la commande. Cette spécificité limite le recours à une option extérieure (Williamson, 1975). Par exemple, lorsque le produit doit être adapté aux besoins de l'importateur, l'exportateur peut être contraint d'entreprendre des investissements spécifiques à la relation, tels que l'acquisition d'une machine particulière. Ces investissements spécifiques possèdent une faible valeur

---

<sup>6</sup>“Un contrat complet est un contrat qui fait dépendre les décisions appropriées (transfert, échange, etc.) de toutes les variables vérifiables” (Tirole, 1988 : 29).

en dehors de la relation donnée. En conséquence, les ventes de l'exportateur sont liées aux commandes de l'importateur. Il faut préciser que l'importateur est également dépendant de l'exportateur dans la mesure où la spécificité de l'achat réduit le recours à un vendeur alternatif. Il en résulte que plus le degré de spécificité est élevé, plus les partenaires sont "enfermés" (*locked in*) au sein de la relation. Cet effet d'enfermement favorise les comportements opportunistes et les problèmes de hold-up et réduit les incitations des agents à commercer.

La faiblesse du cadre juridique limite donc l'application des contrats et permet aux parties qui rompent leurs obligations contractuelles d'échapper aux conséquences juridiques de leurs actions. L'objectif de cet article est de souligner ce point et d'analyser l'impact direct de la qualité du cadre juridique sur les flux d'échanges et son influence indirecte sur le biais domestique.

### 3 Equation estimable et présentation des données

#### 3.1 Equation estimable

Notre application empirique repose sur une équation de gravité permettant de mener cette double analyse. La difficulté de cette application porte sur l'estimation des effets dits de prix relatifs ou de "résistance multilatérale" mentionnés dans la littérature (voir par exemple Anderson et van Wincoop, 2003). Le niveau de commerce bilatéral dépend en effet des coûts d'échange des deux pays considérés relativement à ceux de l'ensemble de leurs partenaires commerciaux.

Ce problème est traité dans la littérature de manière diverse : utilisation d'indices de prix (Bergstrand, 1985, 1989 ; Baier et Bergstrand, 2001) ; estimation non-linéaire d'une équation de gravité (Anderson et van Wincoop, 2003) et utilisation d'effets fixes pays (Hummels, 2001 ; Anderson et van Wincoop, 2003 ; Feenstra, 2004). Plusieurs limites à ces solutions sont cependant à noter. L'utilisation d'indices de prix publiés sous-estime les coûts d'échange de nature non pécuniaire, tandis qu'une estimation économétrique non-linéaire requiert une programmation complexe. Enfin, malgré sa simplicité, l'utilisation d'effets fixes pays, invariants dans le temps, n'est applicable que dans le cadre d'une estimation sur un échantillon d'une durée temporelle de très court terme, dans la mesure où les effets de résistance multilatérale varient dans le temps.

Le modèle de concurrence monopolistique développé par Head et Mayer (2000)<sup>7</sup> fournit une équation de gravité estimable qui permet, en rapportant les flux bilatéraux internationaux aux flux internes, de répondre de manière astucieuse au problème des effets prix. Notons toutefois qu'à la différence de celle proposée par Anderson et van Wincoop (2003), cette approche oblige

---

<sup>7</sup>Pour une présentation complète du modèle, nous renvoyons le lecteur à l'article de Head et Mayer (2000).

à recourir à une approximation imparfaite des prix à la production<sup>8</sup>.

Soit  $i$  un pays importateur et  $j$  un pays exportateur ; l'équation estimable dérivée du modèle de Head et Mayer (2000) et "augmentée" de certaines variables atténuant le biais domestique s'écrit comme suit :

$$\ln\left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}}\right) = \ln\left(\frac{v_j}{v_i}\right) - (\sigma - 1)\delta \ln\left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}}\right) - \sigma \ln\left(\frac{p_j}{p_i}\right) - (\sigma - 1)(\alpha + \ln(1 + BT_{ij} + BNT_{ij})) + (\sigma - 1)(\lambda AA_{ij} + \eta FC_{ij} + \xi \ln CJ_i + \psi \ln CJ_j) + e_{ij}, \quad (1)$$

avec  $e_{ij} = (\sigma - 1)(\epsilon_{ij} - \epsilon_{ii})$ .

$m_{ij}$  représentent les importations du pays  $i$  en provenance de son partenaire  $j$  et  $m_{ii}$  les importations du pays  $i$  en provenance *de lui-même*. Pour déterminer  $m_{ii}$ , nous nous référons à la méthode proposée par Wei (1996). Wei définit les importations d'un pays en provenance de lui-même comme la différence entre sa production totale et ses exportations totales.  $\nu_i$  et  $\nu_j$  représentent les niveaux de production de chacun des pays  $i$  et  $j$  ;  $p_i$  et  $p_j$  les prix à la production respectivement de  $i$  et  $j$ . Enfin,  $d_{ij}$  et  $d_{ii}$  correspondent aux distances externe et interne (cf. *infra*).

L'équation (1) fait dépendre le commerce de facteurs gravitationnels (distance et taille économique) et s'apparente à une équation de gravité traditionnelle. Son estimation fournit également une mesure de l'effet frontière affectant le commerce bilatéral des pays  $i$  et  $j$ . Cet effet est inclus dans la constante de l'équation. La constante capte l'aversion des consommateurs du pays  $i$  pour les biens du pays  $j$  ( $\alpha$ ). Cette aversion est estimée en moyenne sur l'ensemble de l'échantillon et non pas pour chaque couple de pays ( $i, j$ ). La constante de l'équation (1) inclut également les barrières tarifaires ( $BT_{ij}$ ) et non tarifaires ( $BNT_{ij}$ ) appliquées par  $i$  sur ses importations en provenance de  $j$ .

Deux éléments peuvent influencer l'estimation du biais domestique : (i) la signature d'un accord d'association avec l'UE ou de l'accord de libre-échange avec les pays de l'ALECE ( $AA_{ij}$ ) et (ii) le partage d'une frontière ( $FC_{ij}$ ). Ces deux variables se définissent comme suit :

$AA_{ij} = 1$  si les pays  $i$  et  $j$  disposent d'un accord d'association ou de libre-échange,  
0 sinon.

$FC_{ij} = 1$  si les pays  $i$  et  $j$  partagent une frontière, 0 sinon ;

La conclusion d'un accord traduit la volonté des pays signataires de développer leur commerce mutuel. Par conséquent, pour déterminer la valeur de la variable indicatrice  $AA_{ij}$ , nous nous référons à la date de signature et non à la date d'entrée en vigueur de l'accord. Pour l'année de signature  $t$ ,  $AA_{ij}$  vaut 1 si l'accord intervient avant le milieu de l'année et 0 sinon.

---

<sup>8</sup>Nous remercions l'un des rapporteurs anonymes pour cette remarque.

Pour les années suivantes,  $AA_{ij}$  est égale à 1.

Enfin, l'équation (1) permet également d'évaluer l'impact de la qualité du cadre juridique de  $i$  ( $CJ_i$ ) et de  $j$  ( $CJ_j$ ) sur le commerce international et sur le niveau des effets frontières.

## 3.2 Données

Notre étude couvre la période 1995-1999 et porte sur les flux agrégés d'importations bilatérales des sept pays de l'ALECE en provenance des autres pays membres et des pays de l'UE (excepté la Belgique et le Luxembourg). Nous disposons ainsi de 665 [=5\*(7\*6+7\*13)] observations. Les statistiques d'importations des pays de l'ALECE ( $m_{ij}$ ) sont extraites de la base de données CHELEM construite par le CEPII. Pour le calcul du commerce interne d'un pays, nous nous référons à la méthode proposée par Wei (1996) (cf. *supra*). Les données de flux d'exportations sont également issues de la base CHELEM ; les statistiques de production ( $\nu_k$ ) proviennent des annuaires statistiques de l'ONUDI ("International Yearbook of Industrial Statistics"). Les rémunérations et salaires moyens des employés sont retenus comme mesure des coûts de production ( $p_k$ ). Le salaire moyen par employé est obtenu en rapportant le total des salaires et rémunérations au nombre d'employés. Les données sont issues des annuaires de l'ONUDI.

L'estimation du modèle retenu requiert la mesure de deux distances : une distance interne ( $d_{ii}$ ) et une distance externe ( $d_{ij}$ ). La distance interne peut être définie comme la "distance d'un pays par rapport à lui-même" (Head et Mayer, 2002). La distance externe est la distance séparant deux partenaires commerciaux.

Dans la plupart des études, deux méthodes différentes sont retenues pour le calcul des distances. Or, une surestimation de la distance interne à distance externe inchangée conduit à une sous-estimation de l'effet distance et de fait à une surestimation de l'effet frontière. En outre, approximer le calcul de la distance externe par la distance bilatérale entre capitales suppose implicitement une concentration de l'activité économique au sein de ces capitales. Pourtant, empiriquement, cette activité est inégalement répartie sur l'ensemble du territoire national. Afin de prendre en compte ces deux aspects, Head et Mayer (2002) définissent la distance externe comme la somme des distances bilatérales entre les capitales des régions des pays. Ces distances sont pondérées par la taille économique de chaque région. La part de la population vivant dans chaque région est retenue comme pondération<sup>9</sup>. Cette définition est également retenue par les auteurs pour le calcul de la distance interne ce qui permet d'assurer la cohérence entre les mesures de distances externe et interne.

Notre approche est similaire. Soit  $g_i$  les régions du pays  $i$  et  $g_j$  celles du pays  $j$ , la distance

---

<sup>9</sup>Les résultats obtenus sont quasi identiques lorsque le PIB régional est substitué à la population comme pondération (Head et Mayer, 2002).



bilatérale vaut :

$$d_{ij} = \sum_{g_j} (\sum_{g_i} O_{gi} d_{gigj}) O_{gj}, \quad (2)$$

où  $O_{gi} = \frac{POP_{gi}}{POP_i}$  and  $O_{gj} = \frac{POP_{gj}}{POP_j}$  (avec  $POP$  la population<sup>10</sup>).

Les distances intra-régionales sont établies en se basant sur la méthodologie du disque. Selon cette approche, la distance interne d'une région est proportionnelle à la racine carrée de sa surface. Nous choisissons un coefficient de proportionnalité de 0,376 (Head et Mayer, 2000)<sup>11</sup>. Ainsi, la distance interne d'une région est :

$$d_{ii} = 0,376\sqrt{S}, \quad (3)$$

avec  $S$  la surface de la région.

Les distances bilatérales entre les capitales des régions sont établies à partir des latitude et longitude des villes. Le découpage régional des pays de l'UE suit la classification NUTS élaborée par Eurostat. Nous retenons le niveau NUTS 1 pour tous les pays, excepté pour l'Autriche, l'Italie, la Grèce et le Portugal. Pour ces quatre pays nous choisissons le niveau NUTS 2, afin d'obtenir un niveau de désagrégation suffisant. Pour les PECO, nous nous appuyons sur les régions statistiques établies par Eurostat à partir du modèle de la classification NUTS. A l'exception de la Pologne, nous optons pour un niveau 3 de désagrégation. L'absence d'un découpage de niveau 3 pour la Pologne nous conduit à retenir pour ce pays un niveau 2 de désagrégation. La répartition régionale de la population est issue de la base de données REGIO publiée par Eurostat.

La variable de qualité du cadre juridique des pays est définie à partir de trois indicateurs institutionnels construits par la Fondation Heritage. Ces indicateurs sont établis par les experts de la Fondation à partir de l'analyse de différents documents et sources<sup>12</sup>. Chacun d'entre eux est défini dans notre analyse sur une base allant de 1 (qualité faible) à 5 (qualité élevée). Le premier des trois indicateurs retenus constitue une mesure du degré de protection des droits de propriété privée. Cette mesure comprend d'une part le niveau de protection offert par la loi et d'autre part le degré d'application des contrats. L'évaluation tient également compte du niveau d'indépendance du pouvoir judiciaire, des risques d'expropriation et de la capacité des agents à mettre en œuvre les contrats. Le deuxième facteur porte sur la régulation de

<sup>10</sup>En raison de la très faible variation de la population régionale au cours du temps, nous retenons l'année 1996 comme année de référence pour la pondération.

<sup>11</sup>Les coefficients de proportionnalité diffèrent selon les études : Head et Mayer (2000) suggèrent une valeur de 0,376 qui correspond aux deux tiers du rayon du disque, tandis que Leamer (1997) et Nitsch (2000) retiennent un coefficient de 0,564 c'est-à-dire le rayon du disque. Rappelons que le rayon est égal à la racine carrée de la surface du disque divisée par  $\pi$ .

<sup>12</sup>Pour plus d'informations voir : <http://www.heritage.org/research/features/index/>

l'économie et mesure les restrictions pesant sur l'exercice des activités économiques et le degré de corruption des autorités administratives. Enfin, le troisième indicateur évalue l'importance de l'économie informelle, à partir du degré de corruption et du niveau de protection de la propriété intellectuelle. Ces trois indicateurs reflètent une appréhension large de la notion de qualité du cadre juridique<sup>13</sup>. Nous disposons en effet d'une mesure directe de l'application des contrats évaluée par le premier indicateur, mais aussi d'éléments pouvant influencer de manière indirecte cette application comme le degré de corruption des autorités administratives, le degré d'application des lois en vigueur ou leur transparence. Cette influence indirecte est prise en compte par les deux autres indicateurs<sup>14</sup>.

Nous construisons notre variable de qualité du cadre juridique comme la moyenne simple de ces trois indicateurs polytomiques. Ainsi, nous traitons notre variable d'intérêt de manière continue<sup>15</sup>. Un accroissement de la qualité du cadre juridique tendant à favoriser le commerce, un coefficient positif est attendu pour cette variable. Le traitement continu de la variable de cadre juridique présente plusieurs avantages<sup>16</sup>. A la différence du traitement discret qui oblige à introduire dans la régression autant de variables muettes qu'il existe de modalités pour la variable polytomique, le traitement continu nécessite l'introduction d'une seule variable et permet donc de disposer d'un nombre plus important de degrés de liberté. Cette approche permet également de tester de manière simple la différence d'impact des qualités du cadre juridique des pays importateur et exportateur sur le commerce. Enfin, elle facilite l'interprétation de l'influence de la qualité du cadre juridique sur l'effet frontière. Cet effet, représenté par la constante de l'équation, serait plus difficile à interpréter avec l'introduction d'un ensemble de variables muettes interagissant avec la constante.

La qualité moyenne du cadre juridique des PECO est égale à 2,95 en 1995 et 3,05 en 1999<sup>17</sup>. En outre, le niveau de qualité devient plus homogène au cours de la période, l'écart-type diminuant de 0,87 en 1995 à 0,53 en 1999. Pour les pays de l'Union Européenne, la qualité moyenne décroît légèrement, passant de 4,13 en 1995 (avec un écart-type de 0,50) à 4,10 en 1999 (écart-type de 0,42).

---

<sup>13</sup>Une définition assez large de la qualité du cadre juridique est également retenue par Anderson et Marcouiller (2002).

<sup>14</sup>Nos résultats, disponibles sur demande, sont cependant robustes à une définition plus stricte de la qualité du cadre juridique basée uniquement sur l'indicateur relatif à la protection des droits de propriété.

<sup>15</sup>La vitesse de convergence de la fonction de répartition vers une loi normale croît avec le nombre de variables aléatoires discrètes utilisées dans le calcul de la moyenne (Greene, 2003.)

<sup>16</sup>Nos résultats sont néanmoins robustes à un traitement discret de la variable de cadre juridique. Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.

<sup>17</sup>Afin de conserver une base cylindrique de 665 observations, nous avons complété 4 observations manquantes relatives à la qualité du cadre juridique du Danemark, de la Finlande, des Pays-Bas et de la Slovénie en 1995. La valeur de 1995 pour ces quatre pays correspond à celle de 1996 déduction faite de la croissance de cette qualité observée entre 1996 et 1997.

## 4 Résultats

### 4.1 Influence de la qualité du cadre juridique sur les flux d'échanges

Dans cette section, nous étudions principalement deux questions : (i) la relative faiblesse de la qualité du cadre juridique des pays de l'ALECE affecte-t-elle les flux d'échanges intra-européens ? (ii) L'efficacité du cadre juridique des pays importateur et exportateur a-t-elle le même impact sur le commerce ?

Les résultats des estimations testant l'influence de la qualité du cadre juridique sur les flux d'échanges sont présentés dans le tableau ci-dessous. Les estimations sont conduites en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)<sup>18</sup>. L'hétéroscédasticité est corrigée à l'aide de la méthode de White (1980). L'estimation de la colonne (1) omet les variables relatives à la qualité du cadre juridique des pays partenaires. Ces variables sont incluses dans la colonne (2). Les coefficients estimés pour les variables de *production*, de *prix*, de *distance*, de *frontière commune* et d'*accord d'association et/ou de libre-échange* ont les signes attendus et sont significatifs au seuil de 1%. Nous présentons successivement leur interprétation.

Les coefficients obtenus pour la variable de *production relative* sont proches du coefficient unitaire prédit par la théorie (Anderson et van Wincoop, 2003 ; Head et Mayer, 2000) et ne sont pas significativement différents de 1 respectivement au seuil de 10% et 5% dans les colonnes (1) et (2).

L'amplitude du coefficient estimé pour la variable *prix relatif* est relativement faible et par conséquent en contradiction avec le modèle théorique. Toutefois, d'après les travaux de Erkel-Rousse et Mirza (2002), la faiblesse de ce coefficient ne remet pas en cause la robustesse des coefficients obtenus pour les autres variables. En se basant sur les méthodes des moindres carrés transformés et des variables instrumentales, les auteurs calculent des élasticités-prix variant entre 1 et 13 selon les biens ; les coefficients obtenus pour les autres variables explicatives restent stables quelle que soit la méthode d'estimation retenue.

La *distance relative* a un effet négatif sur le commerce bilatéral. Cet effet est relativement fort : un accroissement de 1% de la distance entraîne une réduction du commerce supérieure à 1,2%. En revanche, les flux d'échanges semblent positivement influencés par le partage d'une

---

<sup>18</sup>Nous introduisons des effets fixes temporels dans l'une de nos spécifications (colonne 5) afin de tester la robustesse de nos résultats. En revanche, nous n'incluons pas d'effets fixes pays importateurs, censés contrôler pour les caractéristiques de chaque pays, pour deux raisons. La première est d'ordre empirique. Les variables de qualité du cadre juridique rendent compte de spécificités propres à chaque pays. Elles sont corrélées aux effets fixes ce qui les rend non significatives. Statistiquement, le calcul de coefficients de corrélation simple ou partielle suggère une forte multicollinéarité entre les effets fixes pays importateurs et la variable de cadre juridique du pays importateur. Le critère de Klein (1962) donne un  $R_k^2$  auxiliaire de 0,84 supérieur au  $R^2$  de la spécification incluant les effets fixes (égal à 0,70), suggérant ainsi un problème de multicollinéarité (Greene, 2003). La seconde raison est d'ordre théorique. La théorie recommande l'emploi d'effets fixes pays pour prendre en compte les effets prix (voir section 3.1). Or, le modèle théorique de Head et Mayer (2000) tient explicitement compte de ces effets prix. Aussi lorsque nous introduisons les effets fixes par pays importateurs, le coefficient estimé pour la variable de prix relatif devient également non significatif (les résultats sont disponibles auprès des auteurs). Le modèle apparaît donc sur-identifié.

*frontière* et par la signature d'un *accord d'association et/ou de libre-échange*. Notons que ce dernier résultat peut aussi résulter de la réinsertion des PECO au cours des années 90 dans les échanges internationaux, réinsertion en partie indépendante de la signature d'un accord commercial. Ce point sera examiné plus en détail dans la suite de l'article.

TAB. 1 – Influence de la qualité du cadre juridique sur les flux d'échanges

Variable dépendante :	Ln du commerce relatif								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Spécification :									
Ln production relative	0,93 <sup>a</sup> (0,04)	0,92 <sup>a</sup> (0,04)	0,92 <sup>a</sup> (0,04)	0,92 <sup>a</sup> (0,04)	0,91 <sup>a</sup> (0,04)	0,92 <sup>a</sup> (0,04)	0,92 <sup>a</sup> (0,04)	0,91 <sup>a</sup> (0,04)	0,93
Ln prix relatif	-0,27 <sup>a</sup> (0,03)	-0,27 <sup>a</sup> (0,04)	-0,28 <sup>a</sup> (0,04)	-0,28 <sup>a</sup> (0,03)	-0,22 <sup>a</sup> (0,03)	-0,30 <sup>a</sup> (0,04)	-0,27 <sup>a</sup> (0,04)	-0,27 <sup>a</sup> (0,07)	-0,27
Ln distance relative	-1,20 <sup>a</sup> (0,07)	-1,21 <sup>a</sup> (0,07)	-1,20 <sup>a</sup> (0,08)	-1,22 <sup>a</sup> (0,08)	-1,18 <sup>a</sup> (0,07)	-1,30 <sup>a</sup> (0,06)	-1,21 <sup>a</sup> (0,07)	-1,21 <sup>a</sup> (0,07)	-1,20
Frontière commune	0,75 <sup>a</sup> (0,12)	0,76 <sup>a</sup> (0,12)	0,78 <sup>a</sup> (0,13)	0,76 <sup>a</sup> (0,12)	0,83 <sup>a</sup> (0,12)	0,68 <sup>a</sup> (0,11)	0,76 <sup>a</sup> (0,12)	0,75 <sup>a</sup> (0,12)	0,75
Accord d'association/de libre-échange	0,92 <sup>a</sup> (0,13)	0,57 <sup>a</sup> (0,14)	0,50 <sup>a</sup> (0,16)	0,50 <sup>a</sup> (0,15)	0,13 (0,15)	0,56 <sup>a</sup> (0,14)	0,57 <sup>a</sup> (0,14)	0,62 <sup>a</sup> (0,14)	0,92
Ln indice cadre jurid. exportateur (I)		0,62 <sup>a</sup> (0,14)	0,80 <sup>a</sup> (0,17)	0,62 <sup>a</sup> (0,15)	0,71 <sup>a</sup> (0,15)	0,49 <sup>a</sup> (0,14)	0,62 <sup>a</sup> (0,14)	0,78 <sup>a</sup> (0,15)	0,41 <sup>a</sup> (0,13)
Ln indice cadre jurid. importateur (II)		1,10 <sup>a</sup> (0,29)	0,81 <sup>a</sup> (0,31)	1,09 <sup>a</sup> (0,32)	1,33 <sup>a</sup> (0,27)	1,19 <sup>a</sup> (0,27)	1,10 <sup>a</sup> (0,29)	0,87 <sup>a</sup> (0,29)	1,00 <sup>a</sup> (0,20)
Ln différence entre les cadres juridiques			-0,18 <sup>b</sup> (0,08)						
Accord d'association avec l'UE			0,58 <sup>a</sup> (0,23)						
Accord de libre-échange entre PECCO			0,56 <sup>a</sup> (0,13)						
Ln PIB par tête relatif								-0,38 <sup>a</sup> (0,04)	
Constante (Effet frontière)	-3,51 <sup>a</sup> (0,18)	-1,50 <sup>a</sup> (0,40)	-1,65 <sup>a</sup> (0,41)	-1,50 <sup>a</sup> (0,41)	-1,54 <sup>a</sup> (0,39)	-1,37 <sup>a</sup> (0,37)	-1,99 <sup>a</sup> (0,39)	-1,58 <sup>a</sup> (0,40)	-2,11 <sup>a</sup> (0,24)
Effets temporels	non	non	non	non	oui	non	non	non	non
Test Ln Production relative = 1	3,74 <sup>c</sup>	4,40 <sup>b</sup>	3,76 <sup>b</sup>	4,39 <sup>b</sup>	5,64 <sup>b</sup>	4,40 <sup>b</sup>	4,40 <sup>b</sup>	4,79 <sup>b</sup>	
Test de Wald (I) = (II)		1,83	0,00	1,67	3,48 <sup>c</sup>	5,05 <sup>b</sup>	1,83	0,07	6,55 <sup>a</sup>
Test constante = -3.51		25,24 <sup>a</sup>							34,17 <sup>a</sup>
Adj. R <sup>2</sup>	0,63	0,65	0,64	0,65	0,68	0,59	0,65	0,65	
Observations	665	665	609	665	665	665	665	665	665

Notes : Ecart-type entre parenthèses. <sup>a</sup>, <sup>b</sup> et <sup>c</sup> représentent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Voir le texte pour les détails.

Les résultats obtenus pour les variables relatives à la qualité du cadre juridique sont particulièrement intéressants. Ils indiquent que la qualité du cadre juridique des pays importateur et exportateur influence positivement et significativement les échanges<sup>19</sup>. L'amplitude du coefficient estimé pour la qualité du cadre juridique de l'importateur (1,10) est plus élevée que celle obtenue pour l'exportateur (0,62), suggérant que l'exportateur est particulièrement sensible à la qualité du cadre juridique de son partenaire. Ce résultat est cohérent avec l'idée que l'exportateur est celui qui engage les coûts les plus importants dans le cadre des transactions internationales et donc celui qui cherche à minimiser les risques contractuels. Cette intuition est l'une des hypothèses posées par Turrini et van Ypersele (2002) lors de l'élaboration de leur modèle théorique. Cependant, le test de Wald ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients estimés pour ces deux indices. Dans le cadre de notre échantillon, il semble donc que cette hypothèse ne soit pas vérifiée. Nos conclusions contrastent également avec celles de Berkowitz, Moenius et Pistor (2003). Ces auteurs montrent que la qualité des institutions du pays exportateur compte davantage que celle du pays importateur. Leur argumentation se fonde sur l'idée que les contrats intègrent des mécanismes tels que les prépaiements et les lettres de crédit qui limitent les risques de l'exportateur. En revanche, l'importateur ne dispose pas de tels mécanismes et recourt plus souvent aux instances juridiques. Il serait donc plus sensible à la qualité des institutions de son partenaire. Cependant, Berkowitz *et al.* (2003) omettent que l'application des contrats et de leurs mécanismes doit être garantie en amont par l'efficacité des instances juridiques. Leur défaillance entraîne de fait un accroissement des risques pour les deux parties.

Dans les colonnes (3) à (8), nous testons la sensibilité de nos résultats en procédant à différents tests de robustesse. Dans la colonne (3), nous étudions simultanément l'impact en niveau et en différence de la qualité du cadre juridique sur le commerce. Pour ce faire, nous introduisons une nouvelle variable (*Ln différence entre les cadres juridiques*), construite comme le logarithme de la valeur absolue de la différence de qualité du cadre juridique entre les deux pays partenaires. Les résultats suggèrent que l'écart de qualité existant entre les deux pays tend à réduire le commerce bilatéral.

Dans la colonne (4), nous décomposons la variable d'accord selon le type d'arrangement conclu entre les deux partenaires, à savoir un accord d'association si l'exportateur est un pays de l'UE ou un accord de libre-échange si l'exportateur est un pays de l'ALECE. Il est intéressant de noter l'influence positive, significative ( $p < 0,01$ ) et similaire de ces deux types d'accord sur le commerce. De plus, ce découpage ne remet pas en cause les résultats de la colonne (2).

---

<sup>19</sup>L'impact sur les importations apparaît particulièrement fort. La construction *ex-nihilo* d'un cadre juridique "parfait" - c'est-à-dire le passage d'une situation où le cadre juridique reçoit le plus mauvais score possible à une situation où sa notation est la plus élevée possible - induit d'après les estimations une croissance de 360% des importations. Nous remercions l'un des rapporteurs pour cette remarque.

Des effets fixes temporels sont ensuite introduits sous la forme d'une variable muette par année (colonne 5). Ces effets sont positifs, significatifs ( $p < 0,01$ ) et croissants<sup>20</sup>. Les résultats obtenus pour les variables de cadre juridique ne sont pas infirmés. En revanche, la significativité de la variable d'accord est altérée. Ce résultat suggère que l'impact de la variable d'accord est en partie capté par l'influence positive sur les flux d'échanges de la réintégration des PECO dans le système commercial international au cours des années 90.

Dans la colonne (6), nous testons le risque potentiel d'endogénéité entre la production et le commerce. Pour ce faire, nous imposons un coefficient unitaire à la variable de *production relative*. Ce dernier prédit par la théorie permet également de palier le risque d'erreur de mesure de la production. Cette estimation fournit des résultats proches de la spécification (2). Ce résultat était attendu dans la mesure où le coefficient estimé pour la variable de production n'était pas significativement différent de 1 au seuil de 5%.

La sensibilité de nos résultats à l'emploi d'une méthode différente de mesure de la distance interne des pays est examinée dans la spécification (7). Leamer (1997) et Nitsch (2000) préconisent l'utilisation d'un coefficient de proportionalité de 0,564 correspondant au rayon du disque. Ce coefficient supérieur d'un tiers à celui proposé par Head et Mayer (2000) accroît les distances internes ( $d_{ii}$ ) et réduit de fait les distances relatives ( $d_{ij}/d_{ii}$ ) à distance externe inchangée. La valeur obtenue pour la constante de l'estimation est par conséquent plus élevée que celle de la spécification (2). Toutefois, dans la mesure où cette nouvelle méthode d'évaluation de la distance interne conduit simplement à une transformation linéaire des distances relatives, tous les autres coefficients et leur seuil de significativité demeurent inchangés.

Les variables relatives à la qualité du cadre juridique peuvent être des estimateurs imparfaits du degré d'efficacité du cadre juridique. Elles peuvent en effet capter des différences de développement économique entre les pays. Le modèle retenu tient compte de ces écarts à travers la variable de prix relatif. Les différences de coûts de production entre les pays reflètent en effet assez largement celles de développement. Toutefois, afin de contrôler plus précisément ce point nous introduisons dans la colonne (8) une mesure de PIB par tête relatif. Cette variable est fortement corrélée à celle de prix relatif (corrélation de 0,976 significative à 1%). L'introduction conjointe de ces deux variables conduirait alors à un problème de multicolinéarité, altérant la significativité de leurs coefficients et empêchant d'isoler de manière précise leur influence individuelle sur la variable expliquée. La solution la plus simple et la plus courante à ce problème consiste à supprimer l'une des variables incriminées afin de ne pas sur-identifier le modèle (Greene, 2003). De fait, nous substituons la variable de PIB par tête relatif à celle de prix relatif. Le coefficient estimé pour cette variable est significatif et les résultats obtenus précédemment pour les variables de cadre juridique restent vérifiés.

Au vu de cette analyse, nous pouvons conclure que la qualité du cadre juridique des partenaires commerciaux est un déterminant important des décisions d'échanges prises par les

---

<sup>20</sup>L'ensemble des résultats est disponible auprès des auteurs.

producteurs de l'UE et de l'ALECE.

## 4.2 Influence de la qualité du cadre juridique sur l'effet frontière

Dans la section précédente, nous avons examiné l'influence du cadre juridique sur les flux d'échanges. Une amélioration de son efficacité peut induire un accroissement du commerce international, notamment en réduisant la préférence pour les échanges nationaux, *i.e.* l'*effet frontière*. Le cadre juridique du partenaire étranger peut en effet constituer une barrière au commerce international, que certains producteurs nationaux sont incités à surmonter lorsque sa qualité croît. L'objet de cette section est de fait d'analyser l'impact de cette qualité sur l'effet frontière. Comme souligné dans la section 3, l'effet frontière est inclus dans la constante de l'équation.

La colonne (1) du tableau ci-dessus fournit la valeur de l'effet frontière sans prise en compte de la qualité du cadre juridique dans les estimations. L'effet frontière obtenu vaut alors 33,4 [=exp(|3,51|)]. Ce chiffre mesure donc l'ampleur du biais domestique des pays de l'ALECE. Ainsi, à taille et distance égales, chacun de ces pays commerce en moyenne 33 fois plus avec lui-même qu'avec un autre pays européen (UE et ALECE).

Lorsque nous ajoutons les mesures relatives à la qualité du cadre juridique (colonne 2), l'effet frontière devient significativement plus faible. Toutefois, l'introduction de ces variables ne permet pas d'évaluer de manière précise l'influence du cadre juridique sur l'effet frontière. En effet, l'introduction des variables de cadre juridique affecte les coefficients des autres variables explicatives et *in fine* l'estimation de la constante mesurant l'effet frontière. Les niveaux d'effet frontière obtenus dans ces deux spécifications ne sont donc pas directement comparables.

Nous proposons une méthode originale pour résoudre ce problème (colonne 9). Nous procédons à une estimation dans laquelle nous incluons la qualité du cadre juridique de chaque partenaire et contraignons les coefficients des autres variables explicatives à leur valeur obtenue lors de la première estimation. La constante désormais purgée de l'effet qualité du cadre juridique est plus faible. Une amélioration du cadre juridique des partenaires commerciaux incite les agents à réorienter leurs échanges en direction du marché international et conduit ainsi à une réduction du biais domestique. Après contrôle de la qualité du cadre juridique, chacun des pays de l'ALECE commerce en moyenne 8 (=exp(|2,11|)) fois plus avec lui-même qu'avec un autre pays européen.

## 5 Conclusion

Nous avons analysé dans cet article l'influence de la qualité du cadre juridique des pays sur leurs flux d'échanges et sur le biais domestique. L'un de nos principaux résultats suggère que cette qualité constitue un déterminant significatif des décisions de commerce. Nous



montrons également que l'importateur et l'exportateur attachent la même importance à la qualité du système juridique de leur partenaire. Cette conclusion s'avère particulièrement intéressante dans la mesure où nous attendions intuitivement une valorisation différente de cette qualité selon les agents en raison de la différence des risques encourus. Enfin, nous constatons une forte réduction de l'effet frontière suite au contrôle de la qualité du cadre juridique lors des estimations. Cette qualité apparaît de fait être un facteur explicatif important du biais domestique.

## Références bibliographiques

- ANDERSON J.E. et MARCOUILLER D. [2002], "Insecurity and the Pattern of Trade : An Empirical Investigation", *Review of Economics and Statistics*, 84(2), p. 342-352.
- ANDERSON J.E. et VAN WINCOOP E. [2003], "Gravity With Gravititas : A Solution to the Border Puzzle", *American Economic Review*, 93(1), p. 170-192.
- ANDERSON J.E. et YOUNG L. [2000], "Trade and Contract Enforcement", *Mimeo*, Boston College.
- BAIER S. et BERGSTRAND J.H. [2001], "The Growth of World Trade : Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity", *Journal of International Economics*, 53(1), p. 1-27.
- BERGSTRAND J.H. [1985], "The Gravity Equation in International Trade : Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 67(3), p. 474-81.
- BERGSTRAND J.H. [1989], "The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade", *Review of Economics and Statistics*, 71(1), p. 143-53.
- BERD [2000], *Transition Report*, London, European Bank For Reconstruction and Development.
- BERKOWITZ D., MOENIUS J. et PISTOR K. [2003], "Trade, Law and Product Complexity", *Mimeo*.
- BERNARD A. et WAGNER J. [2001], "Export Entry and Exit by German Firms", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137(1), p. 105-123.
- CASELLA A. [1996], "On Market Integration and the Development of Institutions : The Case of International Commercial Arbitration", *European Economic Review*, 40(1), p. 155-186.
- DIXIT A. et STIGLITZ J. [1977], "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67(3), p. 297-308.
- ERKEL-ROUSSE H. et MIRZA D. [2002], "Import Price Elasticities : Reconsidering the Evidence", *Canadian Journal of Economics*, 35(2), p. 282-306.
- FEENSTRA R. [2004], *Advanced International Trade : Theory and Evidence*, Princeton, Princeton University Press.
- GREENE W.P. [2003], *Econometric Analysis - Fifth Edition*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- HEAD K. et MAYER T. [2000], "Non-Europe : The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 136(2), p. 284-314.
- HEAD K. et MAYER T. [2002], "Effet frontière, intégration économique et "Forteresse Europe"", *Économie et Prévision*, 152-153(1-2), p. 71-91.
- HELLIWELL J.F. [1998], *How Much Do National Borders Matter ?*, Washington DC, Brookings Institution Press.
- HUMMELS D. [2001], "Towards a Geography of Trade Costs", *Mimeo*, Purdue University.
- JOHNSON S., MCMILLAN J. et WOODRUFF C. [2002], "Courts and Relational Contracts", *Journal of Law, Economics and Organization*, 18(1), p. 221-277.
- KLEIN, L. [1962], *An introduction to econometrics*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- KRUGMAN P. [1980], "Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, 70(5), p. 950-959.

- LEAMER E. [1997], "Access to Western Markets and Eastern Effort Levels", dans ZECCHINI S. (ed.), *Lessons from the Economic Transition : Central and Eastern Europe in the 1990s*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, p. 503-526.
- MCCALLUM J. [1995], "National Borders Matter : Canada-U.S. Regional Trade Patterns", *American Economic Review*, 85(3), p. 615-623.
- MILGROM P. et ROBERTS J. [1992], *Economics, Organisation and Management*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- NITSCH V. [2000], "National Borders and International Trade : Evidence from the European Union", *Canadian Journal of Economics*, 33(4), p. 1091-1105.
- PAPANEK G. et MALATINSZKY J. [1999], "Business Ethnics and Legal Environment in Hungary", *Economic Trends and Research Summaries*, Budapest, GKI Economic Research Co, 2.
- ROBERTS M. et TYBOUT J. [1997], "The Decision to Export in Columbia : An Empirical Model of Entry with Sunk Costs", *American Economic Review*, 87(4), p. 545-564.
- RODRIK D. [2000], "How Far Will International Integration Go?", *Journal of Economic Perspectives*, 14(1), p. 177-186.
- TIROLE J. [1988], *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge Mass., MIT Press.
- TURRINI A. et VAN YPERSELE T. [2002], "Traders, Courts and the Home Bias Puzzle", *CEPR Discussion Paper 3228*.
- WEI S-J. [1996], "Intra-National Versus International Trade : How Stubborn are Nations in Global Integration", *NBER Working Paper 5531*.
- WHITE H. [1980], "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), p. 817-838.
- WILLIAMSON O. [1975], *Market and Hierarchies, Analysis and Anti-trust Implications*, New York, Free Press.