

BIAIS DOMESTIQUE ET CONCURRENCE DES PROCESSUS D'INTÉGRATION DANS LES ÉCHANGES DE L'EUROPE DU SUD-EST

Anne-Célia Disdier & Jean-Louis Mucchielli¹

Date de réception de l'article : 26 novembre 2001

Date d'acceptation pour publication : 5 avril 2002

RÉSUMÉ. L'influence des frontières sur le commerce des pays peut être appréhendée par la méthodologie des effets-frontières. L'application de cette approche aux échanges des pays de l'Europe du Sud-Est au cours de la période 1993-1997 suggère l'existence d'un biais domestique élevé tant au sein du commerce entre les pays de la région que pour les flux avec l'Union européenne (UE). Nous montrons également l'existence d'un phénomène de concurrence entre les deux processus d'intégration régionale dans lesquels ces pays sont engagés, à savoir le processus d'intégration intra-régionale (entre les pays de l'Europe du Sud-Est) et celui d'intégration inter-régionale (entre ces pays et l'UE). Les causes de cette concurrence se situent au sein même de la logique des accords d'association proposés par l'UE aux pays d'Europe centrale et orientale.

Classification *JEL* : F12 ; F15.

Mots-clefs : Effet-frontière ; intégration régionale ; pays de l'Europe du Sud-Est.

ABSTRACT. The borders' impact on international trade could be studied using the border effects methodology. The implementation of this approach to the exchanges of South-East European countries over the period 1993-1997 suggests the presence of a strong home bias in the trade between these countries and between them and the European Union (EU). The article also shows the existence of a phenomenon of competition between the two following integration processes: intra-regional (within the South Eastern European countries) and inter-regional (between the South Eastern European and EU countries). The main explanation could be found in the nature of the association agreements that have been signed between the EU and the Central and Eastern European Countries.

JEL Classification: F12; F15.

Keywords: Border effects; Regional Integration; South-East European Countries.

1. Auteur correspondant : Anne-Célia DISDIER, doctorante à l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne et membre de TEAM, pôle international (adisdier@univ-paris1.fr).

Jean-Louis MUCCHIELLI, Professeur à l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne, Professeur affilié ESCP-EAP et membre de TEAM, pôle international.

Cet article est issu d'un programme de recherche financé par le Commissariat Général du Plan, convention n° 5-2000.

Les pays de l'Europe de Sud-Est² connaissent depuis le début des années quatre-vingt-dix une transition économique retardée et chaotique. Cette zone présente en outre la particularité d'avoir été soumise au cours de la décennie à la désintégration d'une économie nationale, à savoir celle de la Yougoslavie. Deux éléments guident l'ouverture extérieure actuelle de ces pays : leur réinsertion au sein des flux d'échanges mondiaux et leur intégration régionale. Ce second processus est double ; ces pays cherchent, en effet, à développer un processus d'intégration intra-régionale (entre les pays de la région) et inter-régionale (entre ces pays et l'Union européenne (UE)). Cet article se propose d'étudier successivement ces deux éléments. La réintégration au sein du commerce mondial est analysée par la méthodologie des effets-frontières. En prenant comme niveau de référence le commerce intra-national, cette approche montre la présence d'un biais domestique dans le commerce des pays : à taille et distance égales, les pays commercent davantage avec eux-mêmes qu'avec leurs partenaires étrangers.

Ce constat a été établi dans plusieurs études, portant pour certaines sur des zones fortement intégrées sur le plan économique (McCallum [1995] et Helliwell [1996] pour une application aux échanges entre les Provinces canadiennes et les États-Unis ; Wolf [2002] pour les États américains et Head et Mayer [2000] pour les pays de l'UE). Outre les barrières tarifaires et non tarifaires aux échanges, différents éléments apparaissent jouer un rôle significatif dans l'existence de ces effets-frontières. Parmi ces éléments, Wolf (2002) avance les externalités spatiales ; Head et Mayer (2000, 2002) citent les préférences des consommateurs³.

L'existence d'un double processus d'intégration régionale pose également la question de la complémentarité ou d'un risque de compétition entre ces deux pôles d'intégration : l'intégration intra-régionale, demandée notamment par l'UE (pour des raisons de stabilité régionale et d'effets d'entraînement en termes de restructuration économique pour l'ensemble de ces pays), est-elle favorisée ou, au contraire, entravée par la signature d'accords d'association avec l'UE⁴ ?

Cette étude couvre la période 1993-1997 et les flux de commerce étudiés concernent les importations de biens manufacturés des pays de l'Europe du Sud-Est en provenance des autres pays de la zone et de l'UE. Du fait de l'indisponibilité de données statistiques pour certains pays de l'Europe du Sud-Est, sont retenues la Bulgarie, la Croatie, l'ancienne République yougoslave de Macédoine⁵ et la Roumanie. La Slovénie est également prise en compte en raison de son rôle au sein de la région, bien qu'il s'agisse d'un État d'Europe centrale. L'article présente d'abord le modèle théorique, puis décrit le calcul des distances interne et externe dont il donne ensuite les résultats.

2. Ces pays sont également désignés par le terme pays des Balkans.

3. Taglioni (2001) souligne également l'influence du taux de change, de Sousa et Disdier (2002) celle de la qualité du cadre juridique et Crozet et Trionfetti (2002) celle des politiques d'achats publics.

4. Un accord d'association avec l'UE a été signé par la Bulgarie et la Roumanie en 1993 et par la Slovénie en 1996.

5. Macédoine par la suite.

■ LE MODÈLE THÉORIQUE

Le modèle retenu s'inscrit dans un cadre de concurrence monopolistique de type Dixit-Stiglitz-Krugman (Dixit et Stiglitz, 1977; Krugman, 1980). Ce cadre théorique permet de prendre en compte des phénomènes de convergence économique entre les pays inclus dans l'analyse. Ce modèle a été adapté à la mesure des effets-frontières par Head et Mayer (2000) afin d'intégrer les barrières tarifaires et non tarifaires aux échanges ainsi que les préférences des consommateurs.

Spécification des comportements des consommateurs et des producteurs

Soit un système d'échange avec $K = \{1, \dots, k\}$ pays où $i \in K$ est le pays importateur et $j \in K$ le pays exportateur.

La fonction d'utilité U_i du consommateur représentatif du pays i est à élasticité de substitution constante (CES) et dépend des préférences a et de la quantité consommée c de chaque variété h provenant de chaque pays j . Le pays de provenance du produit est intégré dans la formalisation afin de tenir compte des différences dans les préférences bilatérales. Toutes les variétés h sont différenciées. Cependant, les variétés produites dans un même pays ont une pondération identique dans la fonction d'utilité.

$$U_i = \left(\sum_j \sum_{h=1}^{n_j} (a_{ij} c_{ijh})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \sigma \geq 1 \quad (1)$$

Dans le modèle de concurrence monopolistique, il existe un nombre important de firmes produisant des biens différenciés. Nous supposons que chaque firme ne produit qu'une seule variété, ce qui implique des économies d'échelle. Le bien est donc produit à partir d'une technologie à rendements croissants. La technologie est la même pour toutes les variétés et dans tous les pays.

En suivant Dixit et Stiglitz (1977), la production d'une quantité q_j d'une variété h dans un pays j requiert un coût fixe F et un coefficient d'input unitaire γ . Le travail est le seul facteur de production; soit w_j est le taux de salaire dans le pays j . La fonction de coût s'écrit alors:

$$C_j = w_j(F + \gamma q_j), \quad (2)$$

Le profit de la firme du pays j produisant la variété représentative est:

$$\Pi_j = p_j q_j - w_j(F + \gamma q_j), \quad (3)$$

La condition de premier ordre de ce programme de maximisation donne une marge constante par rapport au coût marginal de production:

$$p_j = \frac{\sigma \gamma}{\sigma - 1} w_j. \quad (4)$$

En raison de leur similitude, chaque firme produit la variété h au même prix. Le modèle de concurrence monopolistique se caractérise par la libre entrée ce qui conduit les firmes à opérer sous la condition de profit nul. Il en résulte un niveau unique d'output q :

$$q = \frac{F(\sigma - 1)}{\gamma} \quad (5)$$

Dans le modèle de concurrence monopolistique de type Dixit-Stiglitz-Krugman, la production et le nombre de variétés sont liés proportionnellement. En notant v_j la valeur de la production du pays j , q la quantité produite par chaque firme, p_j le prix à la production de chaque variété et n_j le nombre de variétés produites, nous avons :

$$v_j = qp_j n_j \quad (6)$$

Spécification des échanges et du biais domestique

Soit $m_i = \sum_k m_{ik} = \sum_k c_{ik} p_{ik}$, les dépenses d'importation du pays i en provenance de chaque pays k (y compris i), avec p_{ik} le prix de livraison de chaque bien échangé entre i et k . La valeur CAF des importations bilatérales du pays i en provenance du pays j vaut :

$$m_{ij} = \frac{a_{ij}^{\sigma-1} n_j p_{ij}^{1-\sigma}}{\sum_k a_{ik}^{\sigma-1} n_k p_{ik}^{1-\sigma}} m_i \quad (7)$$

Avec a_{ij} les préférences bilatérales des consommateurs du pays i pour les produits du pays j , n_j le nombre de variétés produites par j et p_{ij} le prix "livré" du produit, composé du prix de production et des coûts de transaction entre i et j .

Après transformation en termes relatifs par rapport aux flux nationaux, nous obtenons le rapport des importations bilatérales en fonction des préférences bilatérales des consommateurs, des prix livrés des biens et du nombre de variétés produites dans chaque pays tel que :

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \left(\frac{a_{ij}}{a_{ii}} \right)^{\sigma-1} \left(\frac{p_{ij}}{p_{ii}} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{n_j}{n_i} \right) \quad (8)$$

Le prix du bien produit dans le pays j et livré dans le pays i , p_{ij} , est une fonction multiplicative du prix sortie d'usine p_j , des barrières tarifaires BT_{ij} et non tarifaires BNT_{ij} appliquées par le pays i sur ses importations en provenance de j ainsi que des coûts de transport du produit ω_{ij} entre le pays j et le pays i . En posant l'hypothèse que les coûts de transport sont fonction de la distance : $\omega_{ij} \equiv d_{ij}^\delta$, nous obtenons :

$$p_{ij} \equiv [1 + (BNT_{ij} + BT_{ij})B_{ij}] d_{ij}^\delta p_j \quad (9)$$

avec $B_{ij} = 1$ si $i \neq j$
 $= 0$ si $i = j$

$$\text{Soit, } z \equiv BNT_{ij} + BT_{ij}, \quad \rho_{ij} \equiv [1 + zB_{ij}] d_{ij}^{\delta} \rho_j, \quad (10)$$

Par hypothèse, les préférences des consommateurs révèlent une "préférence nationale" qui constitue ce que l'on appelle le biais domestique. Ces préférences a_{ij} sont constituées d'un terme aléatoire ε_{ij} et intègrent la préférence systématique pour les biens nationaux α :

$$a_{ij} \equiv \exp(\varepsilon_{ij} - \alpha B_{ij}), \quad (11)$$

Ce biais domestique peut être potentiellement atténué par différents éléments liant les partenaires commerciaux. Nous retenons comme phénomène d'atténuation des préférences nationales: l'appartenance passée à un même État (l'ex-Yougoslavie) (EY_{ij}) et la signature d'un accord de commerce préférentiel (accord d'association avec l'UE et/ou accord de libre-échange bilatéral entre pays de l'Europe du Sud-Est) (AC_{ij}). L'équation représentative des préférences peut se réécrire comme suit:

$$a_{ij} \equiv \exp[\varepsilon_{ij} - (\alpha - \lambda EY_{ij} - \eta AC_{ij}) B_{ij}], \quad (12)$$

avec $EY_{ij} = 1$ si les pays i et j appartenaient par le passé à l'ex-Yougoslavie,
 $= 0$ sinon,

et $AC_{ij} = 1$ si un accord de commerce préférentiel entre les pays i et j est signé,
 $= 0$ sinon.

Pour la variable AC_{ij} , la référence retenue est la date de signature de l'accord⁶. Lorsque la signature intervient au cours de la période 1993-1997, qui correspond à notre période d'estimation, nous attribuons pour cette année la valeur 1 à AC_{ij} si cette signature intervient avant le milieu de l'année et 0 sinon.

Après remplacement dans l'équation (8) des équations (10) et (12), il vient:

$$\ln \left(\frac{m_{ij}}{m_{ii}} \right) = \ln \left(\frac{v_j}{v_i} \right) - (\sigma - 1) \delta \ln \left(\frac{d_{ij}}{d_{ii}} \right) - \sigma \ln \left(\frac{\rho_j}{\rho_i} \right) - (\sigma - 1) [\alpha + \ln(1 + z)] \\ + (\sigma - 1) (\lambda EY_{ij} + \eta AC_{ij}) + e_{ij} \quad (13)$$

Avec $e_{ij} = (\sigma - 1)(\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ii})$

Les effets-frontières affectant le commerce bilatéral des pays i et j sont inclus dans la constante de l'équation et dépendent des préférences des consommateurs pour les biens domestiques et des barrières tarifaires et non tarifaires érigées par le pays i contre les importations en provenance du pays j .

■ LE CALCUL DES DISTANCES

Différentes méthodes sont proposées dans la littérature empirique relative aux effets-frontières pour le calcul des distances interne ("distance d'un pays par rapport à lui-même") et

6. Cette référence à la date de signature et non à la date d'entrée en vigueur de l'accord se justifie par le fait que la signature d'un accord atteste de la volonté des deux pays de développer leurs échanges mutuels.

externe (distance séparant un pays de chacun de ses partenaires commerciaux). La distance à vol d'oiseau est retenue comme approximation de la distance externe dans la plupart des travaux. S'agissant de la distance interne, plusieurs méthodes d'évaluation ont été proposées : quart de la distance entre la capitale du pays considéré et celle de son voisin le plus proche (Wei, 1996), distance entre les deux principales villes du pays (Wolf, 2002), méthode du disque (Leamer, 1997 ; Head et Mayer, 2000 ; Nitsch, 2000)⁷.

Nous retenons la méthode proposée par Head et Mayer (2002). Les deux distances sont alors définies comme la somme des distances entre les capitales des régions⁸ pondérées par le poids économique de chaque région ; ce poids économique est évalué par la part de la population résidant dans la région⁹.

Soit g_i les régions du pays i et g_j les régions du pays j , la distance bilatérale s'écrit donc :

$$d_{ij} = \sum_{g_j} \left(\sum_{g_i} O_{g_i} d_{g_i g_j} \right) O_{g_j} \quad \text{avec} \quad O_{g_i} = \frac{\text{population}_{g_i}}{\text{population}_i} \quad \text{et} \quad O_{g_j} = \frac{\text{population}_{g_j}}{\text{population}_j}$$

Comparativement aux autres modes de calculs évoqués, cette approche présente deux principaux avantages. D'une part, en retenant une méthode identique pour l'évaluation des distances interne et externe, elle assure une cohérence entre ces deux distances. Le biais existant dans plusieurs études et lié au choix de méthodes distinctes pour le calcul des distances est ainsi évité. En effet, une surévaluation de la distance interne, à distance externe constante, conduit à une sous-estimation de l'effet distance et de fait à une surestimation de l'effet-frontière. D'autre part, elle permet de tenir compte de la géographie économique des pays. En particulier et à l'inverse des travaux qui utilisent les distances entre capitales, la répartition non homogène de l'activité économique sur l'ensemble du territoire est prise en considération.

Head et Mayer (2002) se réfèrent aux latitudes et longitudes des villes pour déterminer la distance entre les capitales des régions. Cependant, cette démarche ne permet pas d'intégrer l'impact de la disponibilité en matière d'infrastructures sur le transport des biens dans le calcul. Aussi, afin d'apporter une réponse à ce problème, particulièrement pertinent pour les pays de l'Europe du Sud-Est, nous nous basons sur les distances par route. Nous retenons les distances les plus rapides, c'est-à-dire celles parcourues en empruntant les meilleures infrastructures routières.

Les distances intra-régionales sont déterminées par la méthode du disque (Head et Mayer, 2002). Selon cette méthode, la surface d'un pays peut être approximée par un disque, sur

7. Pour une comparaison approfondie de différentes mesures de la distance proposées dans la littérature, voir Head et Mayer (2002).

8. Régions constitutives d'un même pays pour la distance interne et l'ensemble des régions des deux pays pour la distance externe.

9. Head et Mayer (2002) notent que les résultats sont équivalents lorsque le PIB de la région est retenu comme pondération.

lequel les consommateurs sont répartis uniformément et les producteurs rassemblés au centre. La distance interne d'une région est donc proportionnelle¹⁰ à la racine carrée de son aire et s'écrit comme suit :

$$d_{ji} = 0,376\sqrt{S} \text{ , avec } S \text{ la surface de la région.}$$

■ LES RÉSULTATS

Les estimations requièrent des données de commerce, de production, de salaires (proxy des prix à la production) et de distances interne et externe. Les sources statistiques utilisées sont présentées dans l'ANNEXE 2.

L'estimation des effets-frontières

Le TABLEAU 1 rend compte des effets-frontières estimés pour la période 1993-1997. Notre échantillon comprend les échanges intra-Europe du Sud-Est d'une part et Europe du Sud-Est – UE d'autre part¹¹.

L'estimation menée sur l'ensemble de l'échantillon met en évidence un effet-frontière de 18,7 [exp (2,93)] (colonne 1). Via l'introduction d'effets temporels, cette observation peut être décomposée par année (colonne 2). Les résultats montrent une réduction du biais domestique entre 1993 et 1997 ; de 23,4 en 1993, l'effet se réduit à 16 en 1997. Cet effet est plus élevé que celui mis en évidence par Head et Mayer (2000) et Taglioni (2001) pour les échanges au sein de l'UE (ANNEXE 1). Exception faite de la variable prix relatif, notons que les coefficients estimés pour les différentes variables explicatives retenues ont le signe attendu et sont significatifs. Le coefficient estimé pour la variable prix relatif est faible et par conséquent incohérent avec le modèle théorique. Une réponse à ce problème d'estimation a été récemment apportée par Erkel-Rousse et Mirza (2002). En se basant sur les méthodes des moindres carrés transformés et des variables instrumentales, les auteurs déterminent des élasticités-prix nettement plus élevées, comprises entre 1 et 13 selon les biens. Notons que les coefficients obtenus par les auteurs pour les autres variables explicatives, notamment pour la production et la distance, restent stables quelle que soit la méthode d'estimation retenue. Aussi, dans le cas de notre échantillon, la faiblesse de notre coefficient pour la variable prix relatif ne remet pas en cause la robustesse des coefficients obtenus pour les autres variables.

Les niveaux respectifs des effets-frontières pour les deux zones d'échanges peuvent être distingués via l'introduction dans l'estimation d'une dummy intra-Europe du Sud-Est. L'interprétation des résultats se fait de la façon suivante : le biais domestique affectant les échanges entre les pays de l'Europe du Sud-Est correspond à la somme de l'effet-frontière moyen

10. Les degrés de proportionnalité proposés par les auteurs utilisant cette méthode varient : Head et Mayer (2002) proposent 0,376, Leamer (1997) retient la valeur de 0,667 et Nitsch (2000) opte pour deux valeurs : 0,2 et 0,6.

11. Les estimations, réalisées avec les MCO, sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la méthode de White (1980).

observé pour les échanges avec l'UE (constante de l'équation) et de l'effet-frontière spécifique aux pays de l'Europe du Sud-Est (coefficient de la variable intra-Europe du Sud-Est). La séparation de l'effet-frontière pour chacune des deux zones indique un effet-frontière pour les échanges avec les pays de l'UE inférieur à celui observé pour les flux intra-Europe du Sud-Est (colonne 3). Cette conclusion est confirmée par les résultats des estimations effectuées sur chacune des deux zones d'échanges séparément : échanges Europe du Sud-Est – UE (colonne 5), d'une part, et intra-Europe du Sud-Est (colonnes 6 et 7), d'autre part. Le modèle théorique prédit pour la variable production relative un coefficient de 1. Le coefficient estimé pour cette variable est proche de cette valeur unitaire. La colonne (4) rend compte de l'estimation réalisée en imposant cette valeur unitaire.

Tableau 1 - Estimation des effets-frontières intra-Europe du Sud-Est et Europe du Sud-Est – UE

Variable dépendante $\ln(m_{ij}/m_{ii})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Effet-frontière	-2,93*** (0,27)		-2,36*** (0,33)	-2,35*** (0,33)	-2,06*** (0,39)	-2,82*** (0,71)	-3,66*** (0,44)
Effet-frontière 1993		-3,15*** (0,17)					
Effet-frontière 1994		-2,89*** (0,15)					
Effet-frontière 1995		-2,84*** (0,15)					
Effet-frontière 1996		-3,07*** (0,13)					
Effet-frontière 1997		-2,77*** (0,28)					
\ln Production relative	1,12*** (0,04)	1,12*** (0,04)	1,10*** (0,04)		1,16*** (0,04)	0,90*** (0,14)	0,90*** (0,08)
\ln Distance relative	-1,42*** (0,10)	-1,41*** (0,10)	-1,53*** (0,10)	-1,45*** (0,09)	-1,66*** (0,11)	-1,20*** (0,36)	-1,13*** (0,17)
\ln Prix relatif	-0,29*** (0,05)	-0,28*** (0,05)	-0,35*** (0,06)	-0,31*** (0,06)	-0,39*** (0,07)	-0,35** (0,15)	-0,34*** (0,08)
Association (AC_{ij})	0,56*** (0,12)	0,53*** (0,12)	0,52*** (0,12)	0,42*** (0,11)	0,54*** (0,13)	2,01*** (0,56)	0,63*** (0,28)
Ex-Yougoslavie (EY_{ij})	2,60*** (0,20)	2,60*** (0,20)	2,76*** (0,22)	2,77*** (0,21)		2,71*** (0,20)	
Intra-Europe du Sud-Est			-0,51** (0,23)	-0,67*** (0,22)			
Nombre d'observations	418	418	418	418	318	100	100
R ²	0,726	0,731	0,729	0,623	0,737	0,391	0,716

Notes : Écart-type entre parenthèses.

*** et ** représentent la significativité aux seuils de 1 % et 5 %.

Les spécifications (1) à (4) portent sur l'ensemble de l'échantillon. La spécification (5) (respectivement (6) et (7)) porte sur les seuls échanges Europe du Sud-Est – UE (respectivement intra-Europe du Sud-Est). La spécification (2) fournit une décomposition de l'effet-frontière par année et la spécification (3) par zone d'échanges. La spécification (4) impose un coefficient unitaire à la variable production relative, coefficient unitaire qui correspond à la valeur prédite par le modèle théorique.

La signature d'un accord d'association avec l'UE ou d'un accord de libre-échange bilatéral avec un pays de l'Europe du Sud-Est, ainsi que l'appartenance commune à l'ex-Yougoslavie, influencent positivement les échanges. Dans le dernier cas, l'effet sur le commerce est particulièrement fort. La principale hypothèse qui peut être avancée pour justifier ce constat est le maintien d'une part importante des liens commerciaux passés qui existaient entre les Républiques yougoslaves avant la désintégration de la Yougoslavie¹². Ne disposant pas pour la période antérieure à l'éclatement de l'ex-Yougoslavie de données relatives au commerce bilatéral entre les Républiques, il nous est impossible de tester cette hypothèse. Néanmoins, les statistiques rapportées par Uvalić (1993) semblent confirmer ce point : en 1987, 67 % des ventes de la Croatie se font en direction du marché local et 33 % hors de la Croatie. Parmi ces 33 %, 18,7 % sont exportés vers les autres Républiques de l'ex-Yougoslavie et 14,3 % vers les pays étrangers. Pour la Macédoine, ces pourcentages sont respectivement de 21,4 % et 17,8 % et pour la Slovénie de 20,3 % et 22,2 %¹³.

Afin de compléter ces résultats, différentes estimations tenant compte de plusieurs événements survenus au cours de la période au sein de la région et susceptibles d'avoir engendré des distorsions dans le commerce de ces pays sont également menées. Trois dummies additionnelles sont ajoutées dans la régression :

- conflit croate qui prend la valeur 1 pour les échanges de la Croatie (importations et exportations) pour les années 1993, 1994 et 1995 et 0 sinon ;
- embargo grec vis-à-vis de la Macédoine qui vaut 1 pour les importations de la Macédoine en provenance de la Grèce pour les années 1994 et 1995 et 0 sinon ;
- crise monétaire bulgare qui prend la valeur 1 pour les échanges (importations et exportations) de la Bulgarie pour les années 1996 et 1997 et 0 sinon.

Les résultats sont présentés dans la colonne (1) du TABLEAU 2 et montrent un effet significatif et négatif sur le commerce pour le conflit croate et l'embargo grec vis-à-vis de la Macédoine. En revanche, la crise monétaire bulgare ne semble pas avoir pesé significativement sur le commerce de ce pays. Il convient de souligner que d'autres faits ont également pu influencer le commerce des pays de l'Europe du Sud-Est au cours de la période considérée, notamment en entravant le transport des biens : citons, par exemple, le conflit en Bosnie-Herzégovine et en République Fédérale de Yougoslavie (RFY), ainsi que l'embargo commercial imposé par la Communauté internationale à la RFY. La Bulgarie fut également affectée par l'embargo contre l'Irak, qui était depuis 1991 son principal fournisseur de pétrole.

12. Djankov et Freund (2000) et Firdmuc et Firdmuc (2000) constatent également le maintien de liens commerciaux privilégiés entre des États anciennement inclus au sein d'un même pays et aujourd'hui indépendants (ANNEXE 1).

13. La part des ventes en direction du marché local est de 60,8 % pour la Macédoine et de 57,5 % pour la Slovénie. Soulignons, dans le cadre de notre échantillon, que l'intensité du commerce intra-ex-Yougoslavie s'explique principalement par les relations commerciales privilégiées établies entre la Slovénie et la Croatie. La prise en compte dans l'estimation de l'ensemble des Républiques de l'ex-Yougoslavie devrait toutefois fournir un effet peut-être moindre mais toujours positif pour cette variable, la République Fédérale de Yougoslavie, la Macédoine et la Bosnie-Herzégovine entretenant également de fortes relations.

Nous étudions, en outre, la sensibilité des résultats à un changement d'échantillon. Deux sous-échantillons sont construits, le premier regroupant la Slovénie et la Croatie et le second la Bulgarie et la Roumanie. L'estimation des effets-frontières pour ces deux sous-groupes est présentée dans les colonnes (2) et (3) du TABLEAU 2 et porte sur le commerce de ces pays avec l'ensemble des pays de l'UE et de l'Europe du Sud-Est. La comparaison des résultats indique deux différences significatives : d'une part, l'impact négatif de la distance apparaît nettement plus important pour la Bulgarie et la Roumanie et, d'autre part, l'effet-frontière est plus fort pour le sous-ensemble regroupant la Slovénie et la Croatie.

Tableau 2 - Tests de sensibilité des estimations des effets-frontières

Variable dépendante $\ln(m_{ij}/m_{ji})$	(1)	(2)	(3)
Effet-frontière	-2,43*** (0,28)	-4,40*** (0,42)	-2,06*** (0,37)
\ln Production relative	1,12*** (0,03)	1,08*** (0,06)	1,09*** (0,04)
\ln Distance relative	-1,53*** (0,10)	-0,93*** (0,13)	-2,13*** (0,16)
\ln Prix relatif	-0,25*** (0,05)	-0,08 (0,06)	-0,15 (0,10)
Association (AC_{ij})	0,31** (0,13)	1,08*** (0,19)	1,18*** (0,31)
Ex-Yougoslavie (EY_{ij})	2,78*** (0,19)	3,17*** (0,31)	
Conflit croate	-1,01*** (0,17)		
Embargo Grèce – Macédoine	-0,54** (0,25)		
Crise monétaire bulgare	-0,13 (0,15)		
Nombre d'observations	418	170	170
R ²	0,753	0,730	0,779

Notes : Écart-type entre parenthèses.

*** et ** représentent la significativité aux seuils de 1 % et 5 %.

La spécification (1) inclut l'ensemble de l'échantillon. Deux sous-échantillons distincts sont considérés dans les colonnes (2) et (3) : la spécification (2) porte sur les échanges de la Slovénie et de la Croatie avec l'ensemble des pays de l'UE et d'Europe du Sud-Est et la spécification (3) sur les échanges de la Bulgarie et de la Roumanie avec l'ensemble des pays de l'UE et d'Europe du Sud-Est.

Estimation de la concurrence des processus d'intégration régionale

Revenons à présent sur l'écart existant au sein de l'ensemble de notre échantillon initial entre les niveaux d'effets-frontières observés d'une part pour les échanges avec l'UE et d'autre part pour les échanges intra-Europe du Sud-Est. Au vu de cet écart, il apparaît que les pays de l'Europe du Sud-Est importent en moyenne davantage des pays de l'UE que de la zone du Sud-Est de l'Europe.

Différents travaux sur la Communauté économique européenne (CEE) et l'Association européenne de libre-échange (AELE) et les pays de l'ex-Conseil d'assistance économique mutuelle (CAEM)¹⁴ mettent en évidence des effets de création et de diversion de commerce suite à la formation de zones de commerce préférentielles.

De fait, la question qui se pose ici est de savoir si un phénomène de concurrence entre ces deux processus d'intégration régionale (intégration intra- et inter-régionale) peut être démontré. Autrement dit, la signature d'accords d'association survenue entre la Bulgarie, la Roumanie et la Slovaquie et l'UE pèse-t-elle sur le développement des flux de commerce intra-régionaux ?

Cette hypothèse est testée dans un premier temps à partir des échanges intra-Europe du Sud-Est en introduisant dans l'équation estimée les variables AC_{ij} , qui rend compte de la signature d'un accord de commerce préférentiel, et MUE_{ij} . MUE_{ij} est définie comme suit :

$MUE_{ij} = 1$ si le pays importateur i est associé à l'UE,
 $= 0$ sinon.

Tableau 3 - Estimation des effets de création et de diversion de commerce

Variable dépendante $\ln(m_{ij}/m_{ii})$	(1)	(2)	(3)
Effet-frontière	- 2,02*** (0,54)	- 3,84*** (0,38)	- 3,12*** (0,29)
\ln Production relative	0,70*** (0,11)	0,89*** (0,06)	1,05*** (0,04)
\ln Distance relative	- 1,20*** (0,28)	- 1,02*** (0,17)	- 1,34*** (0,09)
\ln Prix relatif	- 0,09 (0,14)	- 0,32*** (0,09)	- 0,13** (0,05)
Accord de libre-échange bilatéral (AC_{ij})	2,05*** (0,53)		
Pays importateur associé à l'UE (MUE_{ij})	- 1,67*** (0,32)		
Pays importateur et exportateur issus de l'Ex-Yougoslavie (EY_{ij})		2,83*** (0,36)	2,59*** (0,21)
Pays importateur issu de l'ex-Yougoslavie (MEY_{ij})		- 0,03 (0,48)	0,15 (0,13)
Nombre d'observations	100	100	418
R ²	0,500	0,711	0,713

Notes : Écart-type entre parenthèses.

*** et ** représentent la significativité aux seuils de 1 % et 5 %.

Les spécifications (1) et (2) portent sur les seuls échanges intra-Europe du Sud-Est; l'ensemble de l'échantillon est pris en compte dans la spécification (3).

14. Cf. notamment Bayoumi et Eichengreen (1998) pour une application à la CEE et à l'AELE, Krueger (1999) pour l'ALENA et Maurel et Cheikbossian (1998) pour les pays de l'ex-CAEM.

Les résultats obtenus sont décrits dans la colonne (1) du TABLEAU (3). Ces résultats confirment l'existence d'un phénomène de concurrence entre les deux processus d'intégration. La significativité et le signe négatif du coefficient estimé pour la variable MUE_{ij} indiquent que les importations d'un pays en provenance de la zone du Sud-Est de l'Europe sont réduites dans le cas où ce pays est associé à l'UE. Comme souligné précédemment, la signature d'un accord de libre-échange bilatéral favorise au contraire le développement des échanges intra-zone.

Afin d'élargir l'analyse, nous étudions également les effets sur le commerce de l'appartenance passée des deux partenaires commerciaux au sein de l'ex-Yougoslavie (dummy EY_{ij}) et de l'appartenance du seul pays importateur à cet État (dummy MEY_{ij}). MEY_{ij} est définie comme suit :

$MEY_{ij} = 1$ si le pays importateur i appartenait par le passé à l'ex-Yougoslavie
 $= 0$ sinon.

Pour ce second temps de notre analyse, nous retenons d'une part les flux intra-Europe du Sud-Est (colonne 2) et l'ensemble de l'échantillon (colonne 3). Le constat précédent relatif à l'influence positive sur les échanges de l'inclusion passée des pays importateur et exportateur au sein de l'ex-Yougoslavie est vérifié. En revanche, l'appartenance du seul pays importateur à cet ancien État n'a aucune influence, les coefficients estimés pour la variable MEY_{ij} étant en effet non significatifs.

Quelles peuvent être les raisons avancées pour expliquer cette concurrence entre processus d'intégration ? Cette question est d'autant plus importante que l'UE elle-même demande expressément aux pays de l'Europe du Sud-Est de développer leurs relations mutuelles.

La principale raison explicative repose sur la logique même des accords d'association proposés par l'UE aux pays d'Europe centrale et orientale (PECO)¹⁵. En effet, ces accords sont négociés et signés entre l'ensemble des pays de l'UE d'une part et chaque PECO pris séparément d'autre part. Or, une telle stratégie a conduit à l'émergence d'un bilatéralisme qualifié de "hub-and-spoke bilatéralism" par Baldwin (1994) où le "hub" est constitué des pays de l'UE et où les PECO représentent les "spokes". Notons qu'une logique similaire gouverne les accords signés entre les pays de l'AELE et les PECO.

Chaque PECO est de fait incité à développer ses échanges avec l'UE et accorde moins d'importance à la libéralisation de son commerce mutuel avec les autres PECO, et ce, d'autant plus que ses échanges avec les pays de l'UE sont soumis à des barrières tarifaires et non tarifaires plus faibles que celles pesant sur les échanges intra-PECO.

À noter que les accords de stabilisation et d'association récemment proposés par l'UE aux pays de l'Europe du Sud-Est non encore associés (Croatie et Macédoine dans notre échantillon) et signés pour certains reprennent cette même logique. Aussi, la concurrence mise en

15. Nous élargissons ici notre propos à l'ensemble des PECO associés à l'UE, les conclusions étant similaires à celles qui peuvent être formulées vis-à-vis de la zone du Sud-Est de l'Europe.

évidence pour la période 1993-1997 devrait se prolonger et éventuellement même se renforcer au cours des prochaines années notamment en raison de dates d'adhésion à l'UE pour les pays de l'Europe du Sud-Est très vraisemblablement distinctes.

■ CONCLUSION

L'application de la méthodologie des effets-frontières aux échanges des pays de l'Europe du Sud-Est indique l'existence d'un biais domestique tant dans le commerce intra-Europe du Sud-Est que Europe du Sud-Est – UE. Les préférences des consommateurs pour les produits nationaux, les barrières tarifaires et non tarifaires, mais aussi les barrières informelles telles la langue et la qualité du cadre juridique, sont autant de facteurs explicatifs de ce biais. Les résultats indiquent en outre un phénomène de concurrence entre ces deux processus d'intégration régionale. Les causes de cette concurrence se situent au sein même des principes qui régissent la stratégie d'intégration développée par l'UE vis-à-vis des PECO¹⁶.

A.-C. D. & J.-L. M.

16. Les auteurs sont reconnaissants à Daniela Heimerl (CEDUCEE – La Documentation Française) pour avoir mis à leur disposition les annuaires statistiques nationaux des pays de l'Europe du Sud-Est. Ils remercient les participants du *Workshop* organisé à Moliets, et tout particulièrement Keith Head et Thierry Mayer, pour leurs commentaires, ainsi que les participants des conférences de l'ETSG (2001), de la Regional Studies Association (2001) et de l'AFSE (2001) et les deux rapporteurs anonymes de la revue.

ANNEXE 1

Les principales études relatives aux effets-frontières

Auteurs	Zone et période d'étude	Dummies incluses	Effets-frontières
McCaillum (1995)	Provinces canadiennes – États américains (1988)	Aucune	22
Helliwell (1996)	Provinces canadiennes – États américains (1988-1990)	Aucune	20 26 pour le Québec
Wei (1996)	Pays de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE) (1982-1994)	Aucune Langue et frontière commune	9,7 2,6
Helliwell (1997)	Pays de l'OCDE (1982-1994)	Langue et frontière commune	12,7 ¹⁷
Wolf (2002)	États américains (1993)	Aucune Frontière commune	3 4,5
Head et Mayer (2000)	Pays de l'UE (1978-1995)	Langue commune	21 pour 1978-1980 12,7 pour 1993-1995
Head et Mayer (2002)	UE – États-Unis (1976-1995) UE – Japon (1981-1995)	Langue commune	42,1 pour 1984-86 et 14,3 pour 1993-95 33,1 pour 1984-86 et 19,5 pour 1993-95
Taglioni (2001)	Pays de l'UE (1976-1990)	Langue commune	10,6
Poncet (2001)	Provinces chinoises – Reste de la Chine Provinces chinoises – pays étrangers (1987-1997)	Aucune Frontière commune & Diaspora chinoise	21 455

Djankov et Freund (2000)	Régions de Russie – Républiques de l'ex-URSS (1987-1990 & 1994-1996)	Aucune	Coefficient non significatif pour 1987-1990 1,36 pour 1994-1996
Firdmuc et Firdmuc (2000)	République tchèque – Slovaquie; États Baltes; Slovénie – Croatie; Biélorussie – Russie – Ukraine (1990-1998)	Frontière commune	43 en 1991 et 7 en 1998 41 en 1992 et 13 en 1998 24 en 1990 et 2 en 1998 41 en 1992 et 30 en 1998 ¹⁸

Notes: l'ensemble des travaux, exceptés ceux de Head et Mayer (2000, 2002), Taglioni (2001) et Poncet (2001), se basent sur l'équation de gravité. Face à l'indisponibilité pour la plupart des pays de données relatives au commerce intra-national comparables avec les données de commerce international, les auteurs définissent les importations d'un pays en provenance de lui-même comme l'écart entre sa production totale et le total de ses exportations. Cette méthode a été initialement proposée par Wei (1996).

17. L'écart entre les résultats obtenus par Wei (1996) et Helliwell (1997) résulte des définitions différentes des dummies. Wei calcule l'effet-frontière d'un pays avec un pays étranger partageant la même langue ou une frontière tandis que Helliwell détermine le biais domestique d'un pays avec un pays quelconque.

18. L'interprétation des résultats obtenus par Firdmuc et Firdmuc (2000) se fait différemment de celle des autres travaux: 43 par exemple doit être compris comme le nombre de fois où la République tchèque et la Slovaquie commercent plus entre elles qu'avec un autre pays quelconque.

ANNEXE 2

Données statistiques

Les données de commerce (importations bilatérales et total des exportations) sont issues de la banque de données CHELEM du CEPII.

Les données concernant la production brute et celles relatives aux salaires proviennent des annuaires statistiques de l'Organisation des Nations Unies pour le développement industriel (ONUDI) (*International Yearbook of Industrial Statistics*) et de l'OCDE (*Statistiques des Structures Industrielles*).

Les distances interne et externe sont calculées à partir du logiciel distancier de la Société GT Interactive. Le découpage des pays de l'UE par région suit la nomenclature des unités territoriales statistiques (NUTS) établie par Eurostat. Le niveau NUTS 1 est retenu pour l'ensemble des pays, excepté pour l'Autriche, la Grèce, l'Italie et le Portugal. Pour ces quatre pays, le niveau NUTS 2 est choisi. Le découpage régional de la Bulgarie, de la Roumanie et de la Slovénie reprend celui des Régions Statistiques proposé par Eurostat (le niveau 3 de désagrégation est retenu); pour la Croatie et la Macédoine, nous reprenons celui établi par les autorités nationales. Dans le cas de la Macédoine, il est procédé à certains regroupements. La répartition régionale de la population est extraite de la base REGIO pour les pays de l'UE et des annuaires statistiques nationaux pour les pays de l'Europe du Sud-Est.

RÉFÉRENCES

Baldwin, R. E., 1994. *Towards an integrated Europe*, CEPR, Londres.

Bayoumi, T., Eichengreen, B., 1998. Is regionalism simply a diversion? Evidence from the evolution of the EC and EFTA, dans Takatoshi, I., Krueger, A. (Eds), *Regionalism versus Multilateral Trade Arrangements*, University of Chicago Press, Chicago, 141-167.

Crozet, M., Trionfetti, F., 2002. Effets-frontières entre les pays de l'Union européenne: le poids des politiques d'achats publics, *Économie internationale*, ce volume.

de Sousa, J., Disdier, A.-C., 2002. Legal framework as a trade barrier – Evidence from transition countries: Hungarian, Romanian and Slovene examples, HWWA, Discussion Paper 201.

Dixit, A., Stiglitz, J., 1977. Monopolistic competition and optimum product diversity, *American Economic Review* 67 (3), 297-308.

Djankov, S., Freund, C., 2000. Disintegration and trade flows: evidence from the former Soviet Union, World Bank Working Paper 2378.

Erkel-Rousse, H., Mirza, D., 2002. Import price elasticities: reconsidering the evidence, *The Canadian Journal of Economics* 35 (2), 282-306.

Fidrmuc, J., Fidrmuc, J., 2000. Disintegration and trade, CEPR Discussion Paper 2641.

Head, K., Mayer, T., 2000. Non-Europe: the magnitude and causes of market fragmentation in Europe, *Weltwirtschaftliches Archiv* 136 (2), 284-314.

- Head, K., Mayer, T., 2002. Effet-frontière, intégration économique et "Forteresse Europe", *Économie et Prévision*, 152-153 : 71-92.
- Helliwell, J., 1996. Do national borders matter for Quebec's trade?, *Canadian Journal of Economics* 29, 502-522.
- Helliwell, J., 1997. National borders, trade and migration, *Pacific Economic Review* 3 (3), 165-185.
- Krueger, A., 1999. Trade creation and trade diversion under NAFTA, NBER Working Paper 7429.
- Krugman, P., 1980. Scale economies, product differentiation and the pattern of trade, *American Economic Review* 70, 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*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 503-526.
- Maurel, M., Cheikbossian, G., 1998. The new geography of Eastern European trade, *Kyklos* 51 (1), 45-71.
- McCallum, J., 1995. National borders matter: Canada-US regional trade patterns, *American Economic Review* 85 (3), 615-623.
- Nitsch, V., 2000. National borders and international trade: evidence from the European union, *Canadian Journal of Economics* 33 (4), 1091-1105.
- Poncet, S., 2001. Vers la fragmentation du marché chinois? L'impact des réformes sur l'intégration interne et internationale des provinces chinoises, Université de Clermont-Ferrand, mimeo.
- Taglioni, D., 2001. Evidence on the relationships between exchange rates variability and trade barriers: a role for volatility in explaining border effects?, Graduate Institute of International Studies, Genève, mimeo.
- Uvalić, M., 1993. The Disintegration of Yugoslavia: its costs and benefits, *Communist Economies & Economic Transformation* 5 (3), 273-293.
- 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), 817-838.
- Wolf, H., 2002. Patterns of intra- and inter-state trade, *The Review of Economics and Statistics*, à paraître.

