

L'économétrie au service du fret ferroviaire

Analyser le marché du transport des marchandises, trouver les paramètres qui agissent sur la demande dans ce domaine et permettre à la SNCF d'augmenter ses parts de marché, la recherche économétrique mène l'enquête.

Comment le ferroviaire peut-il attirer de nouveaux clients dans le secteur du transport de marchandises ? Question d'actualité pour laquelle la SNCF a décidé d'engager plus de moyens pour se replacer sur ce marché très concurrentiel globalement dominé par le mode routier. Parmi les outils mis en œuvre, il en est un qui concerne tout particulièrement les chercheurs en économie. Pour prendre les mesures concrètes nécessaires, il faut d'abord analyser la situation. C'est là tout l'intérêt des études économétriques développées par des chercheurs à la SNCF, l'objectif étant de rechercher les variables qui agissent sur ce transport. Les modèles qui font partie intégrante de ces études permettent, en effet, de prévoir le trafic en fonction d'anticipations sur l'évolution de ces variables explicatives et sont ain-

si déterminants dans la prise de décisions stratégiques.

Un des bouleversements de l'économétrie moderne a été la découverte des effets de la non-stationnarité des processus et de la co-intégration par Engle et Granger au début des années 80. Une nouvelle voie de recherche est en cours d'élaboration pour l'application à la modélisation des transports de marchandises. Elle se fonde sur ces techniques d'estimation qui ont déjà fait leurs preuves dans d'autres domaines (modèles de relations entre la consommation et le revenu utilisés à la direction de la Prévision du ministère de l'Économie et des Finances). Une propriété spécifique de ces méthodes permet, en effet, de dissocier les effets structurels de long terme, représentant une trajectoire d'équilibre, des effets conjoncturels de court terme décrits par un modèle à correction d'erreur. Ce qui entraîne alors une amélioration substantielle de la qualité d'estimation et de prévision des relations modélisées par rapport aux techniques plus classiques.

RECENSER TOUTES LES DONNÉES

Avant toute modélisation, le premier travail d'un économètre consiste à rechercher toutes les données susceptibles d'agir sur la variable à modéliser. Certaines d'entre elles ne sont pas toujours disponibles, ce qui complique la mise en place des équations. La première série (ou suite de mesures trimestrielles dans un intervalle choisi de la variable) testée a d'abord été la production industrielle, car de nombreux travaux avaient déjà mis en évidence le lien fort qui unit les trafics de marchandises à la croissance économique. De plus, la structure particulière du marché de fret ainsi que le niveau

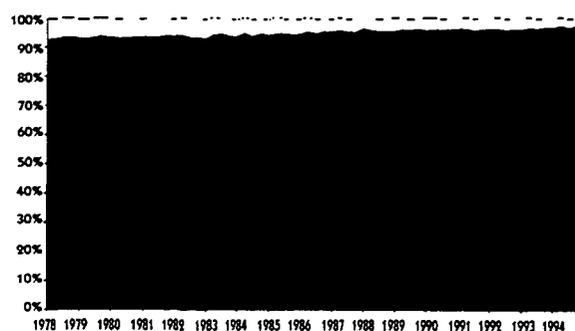
de la concurrence sont représentés par les prix relatifs des transports routier et ferroviaire de marchandises. D'autres séries telles que la tendance temporelle et la longueur des autoroutes ont fait partie des autres variables testées comme explicatives du fret total et par mode. Cette recherche de données est suivie d'une mise en place de programmes informatiques permettant de tester la validité des hypothèses. Ils ont permis de vérifier que les trafics ainsi que leurs variables explicatives n'évoluent pas autour d'une moyenne mais tendent à diverger de cette valeur du fait qu'il n'existe aucune force de rappel qui les fasse revenir à un état d'équilibre connu et prévisible : autrement dit, tout effet est permanent. Le choix de ces techniques s'est donc révélé nécessaire puisque chaque série n'est pas stationnaire.

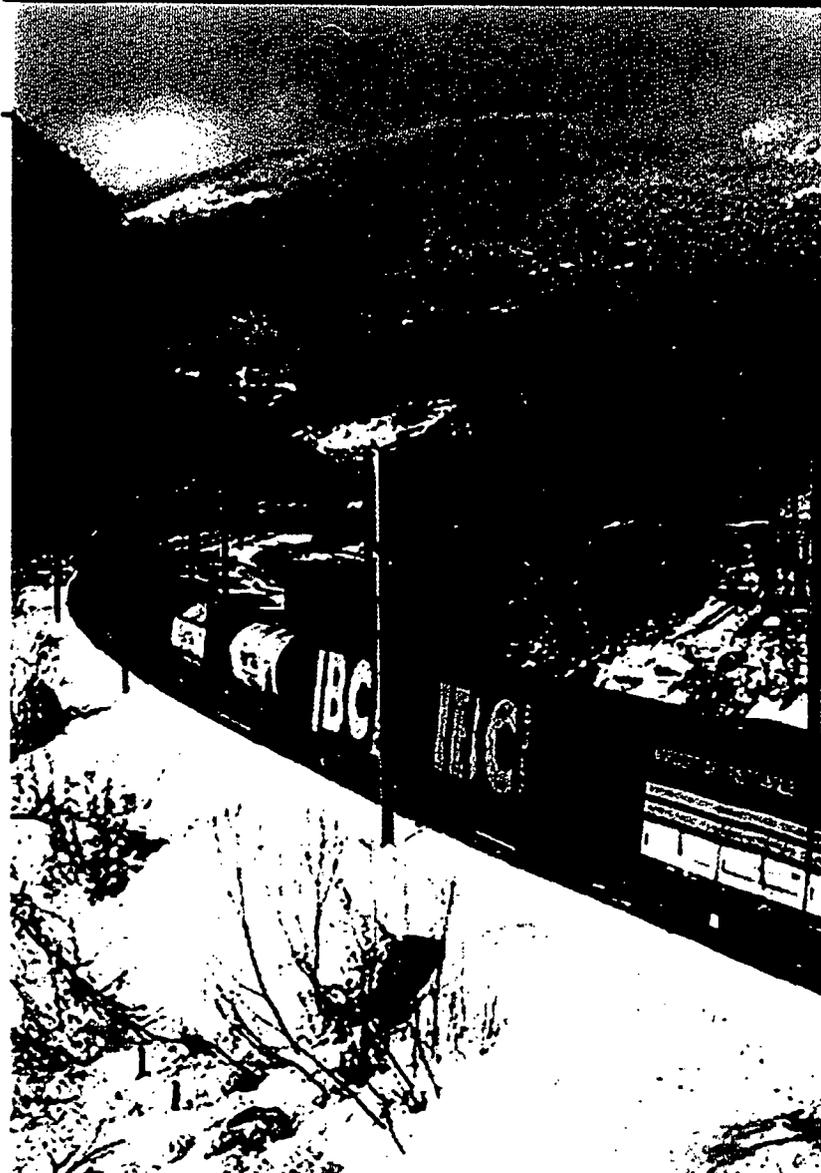
De plus, pour tout ensemble de type «série de transport/variables explicatives», on peut trouver un équilibre de long terme. Ces autres résultats issus des tests montrent que ces techniques d'estimation sont bien appropriées à la modélisation du transport de marchandises.

Les résultats obtenus par estimation mettent en évidence des faits observés par les experts, tels que le rôle de la baisse des prix des transports sur le développement du volume total du fret, alors qu'ils n'ont jamais été statistiquement vérifiés par des modèles plus classiques.

Depuis l'abandon de la tarification routière obligatoire, la diminution des prix des transports a induit une baisse des coûts des transports, surtout routier, dans le coût total de la marchandise. Ce qui a, par exemple, permis aux industriels d'en profiter pour délocaliser les sites de production ou de distribution et entraîné par conséquent une augmentation

Parts de marché des modes de fret ■ ROUTE ■ FER ■ EAU





des tonnes-kilomètres transportées. Cet impact de long terme des prix sur le transport global est mesuré par une élasticité de $-0,24$: ce qui, en d'autres termes, signifie que pour une baisse des prix des transports routiers de 1% , le volume global à transporter augmente de $0,24\%$. On a aussi pu vérifier que la croissance économique influence le trafic à long terme (avec une élasticité de $1,15$ à la production industrielle).

ANALYSER LE FRET À COURT TERME

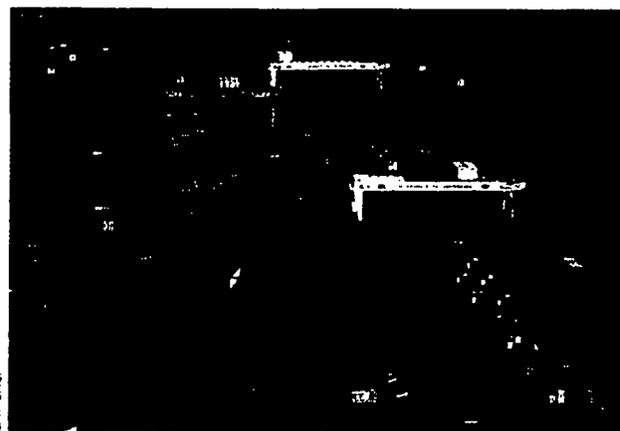
Cette sensibilité est relative à une tendance temporelle qui traduit les modifications structurelles dans la sphère de production, comme, par exemple, la production de biens à plus haute valeur ajoutée et plus faibles tonnages faisant diminuer les tonnes-kilomètres transportées. A court terme, les modèles permettent de retrouver que seule la production industrielle et les anticipations que l'on en fait ont un impact

sur les trafics. Son élasticité de $1,57$ traduit la forte réactivité des transports à la conjoncture économique que l'on peut observer par les mouvements de stockage et de déstockage.

Le fret ferroviaire est influencé par les mêmes variables que le fret global : la production industrielle, les prix routiers de transport de marchandises et une tendance de long terme. On retrouve une tendance

L'ÉCONOMÉTRIE AIDE À MIEUX CERNER LES PARAMÈTRES QUI ONT DES IMPACTS DIRECTS SUR LE MARCHÉ DU FRET.

LA SNCF CHERCHE À SE REPLACER SUR LE MARCHÉ DU FRET TRÈS DOMINÉ PAR LA ROUTE. L'ÉCONOMÉTRIE TENTE D'Y APPORTER DES RÉPONSES.



temporelle négative encore plus défavorable que sur le marché global. Elle correspond à la baisse des produits lourds dans le transport et à un retard par rapport au transport routier quant à la performance sur le couple qualité-prix. Dans cette tendance, on retrouve donc un effet indirect des prix des transports routiers. L'effet direct des prix routiers a uniquement un impact de long terme, mesuré avec une élasticité de $0,35$. La production industrielle a une élasticité de long terme de $1,10$ et de $1,58$ pour le court terme. Enfin, le mode routier réagit à la croissance économique et bénéficie de l'influence des prix routiers à long terme.

SEGMENTER LES MARCHÉS

Tous ces résultats encourageants vont dans le sens d'une réalité décrite par les experts et sont démontrés globalement et statistiquement par ce modèle.

La recherche actuelle tend à les affiner, en segmentant davantage les marchés.

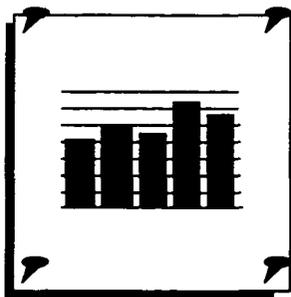
L'objectif est de mieux cerner les phénomènes qui ont des impacts à long et à court termes sur la demande des clients du fret ferroviaire pour améliorer le service aux clients et augmenter les parts de marché du fer.

KARINE MEYER

Un partenariat solide

Ces travaux de recherche sont menés par la direction Economie, Stratégie et Investissement dans le cadre de la thèse de Karine Meyer.

Ce doctorat bénéficie d'une convention CIFRE de l'Agence nationale de recherche et de technologie (ANRT). Il associe la SNCF à un laboratoire de recherche, le Centre d'économie mathématique et d'économétrie (CEME) de Paris 1, dirigé par M. le professeur D. Encaoua. Les premiers travaux d'application de ces techniques ont été conduits au service Economie et Statistique (SES) du ministère des Transports.



ÉLASTICITÉS DE LONG ET DE COURT TERMES DU FRET À LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET AUX PRIX DU TRANSPORT

Karine MEYER¹

Pour mieux répondre aux attentes du marché et anticiper la demande de transport de marchandises, les transporteurs s'interrogent sur les facteurs susceptibles de modifier cette demande. Ils suivent de près l'évolution macro-économique caractérisée à la fois par des changements structurels et des retournements plus conjoncturels de l'activité dans un environnement incertain. Par ailleurs, l'observation de l'évolution du fret en France sur les vingt-cinq dernières années montre que les prix ont également une incidence sur les trafics, non seulement sur le partage modal, mais aussi probablement sur le volume d'ensemble du fret.

Une précédente note de synthèse (n°89, mars 1995, Girault, Blain, Meyer) explicitait les liens de court et de long termes entre le trafic total et la production industrielle. Il est apparu intéressant de considérer les prix des transports parmi les variables explicatives, leur choix étant économiquement justifié. L'objet de cette note est donc de mesurer les effets de la croissance économique et des prix relatifs des transports sur les trafics de marchandises en estimant des élasticités de court et de long termes. Les coefficients sont obtenus par application de méthodes novatrices d'estimation fondées sur des techniques de cointégration (cf. méthodologie de la Note de Synthèse n°89 précitée).

Les résultats corroborent les élasticités à la production industrielle présentées dans la précédente note. Par ailleurs, parmi les variables de concurrence testées, seul le prix du transport routier de marchandises est apparu significatif dans les modèles de long terme, pour chacun des modes, comme dans le modèle du trafic total. Dans le modèle du fret total, l'élasticité au prix du transport routier de marchandises est de -0,24. Enfin, les prix des transports n'ont pas été retenus dans les modèles de court terme, sauf pour le trafic routier.

Des modèles établis sur données trimestrielles

Les modèles sont établis sur des données trimestrielles désaisonnalisées (par la méthode Census X-11). Ils relient à différentes variables explicatives les trafics de marchandises routier, ferroviaire, fluvial et du total des trois modes, exprimés en tonnes-kilomètres (tkm).

Le champ du transport routier de marchandises (TRM) recouvre le compte propre et le compte d'autrui, pour un trafic effectué sur le territoire français (éventuellement à destination ou en provenance des pays étrangers). Seul le transport sous pavillon français est pris en compte, et le transit n'est pas comptabilisé. Le fret ferroviaire comprend l'ensemble du trafic wagon réalisé sur le territoire y compris le trafic de transit. Le trafic par voies navigables (VN) ne comptabilise pas le transit rhénan, mais il intègre le trafic fait sous pavillon étranger. Les données de transport n'étaient pas disponibles sur un champ identique pour les trois modes.

¹Avec la collaboration de Jean-Christophe Blain. Cette étude a également bénéficié de l'appui théorique et des conseils de Philippe Jolivaldt (laboratoire d'économétrie de Paris I).

Ce travail est réalisé dans le cadre d'une thèse de doctorat associant la SNCF et le laboratoire CEME (Centre d'économie mathématique et d'économétrie de Paris I), en collaboration avec le SES (Service économique et statistique), avec le soutien de l'Agence nationale de recherche et technologie (ANRT-contrat CIFRE).

MODÉLISATION

Les variables explicatives testées sont la production industrielle, des variables de prix des modes routier et ferroviaire et une variable de tendance temporelle. La production industrielle est issue des comptes nationaux trimestriels de l'INSEE. Elle est exprimée aux prix constants de 1980 et disponible seulement en données corrigées des variations saisonnières. Le prix relatif du transport routier de marchandises est construit à partir de l'indice TRO (tarification routière obligatoire) jusqu'au second trimestre de 1985, puis à partir de l'indice de prix TRM zone longue (distance de transport supérieure à 200 km), trafic intérieur, charge utile supérieure à 17 tonnes, établi par le SES. La série utilisée est déflatée par l'indice du prix du PIB marchand (en base 1980). Le prix relatif ferroviaire est le produit ferroviaire moyen (recette unitaire à la tkm taxée), déflaté lui aussi par l'indice du prix du PIB marchand. La tendance temporelle est une variable qui vaut 1 au premier trimestre de la période de régression, 2 au deuxième, etc.

Les prix peuvent avoir une incidence sur la répartition modale ainsi que sur le développement du trafic total. Le but de la modélisation présentée est de mesurer ces effets prix de long et de court termes sur les trafics de marchandises.

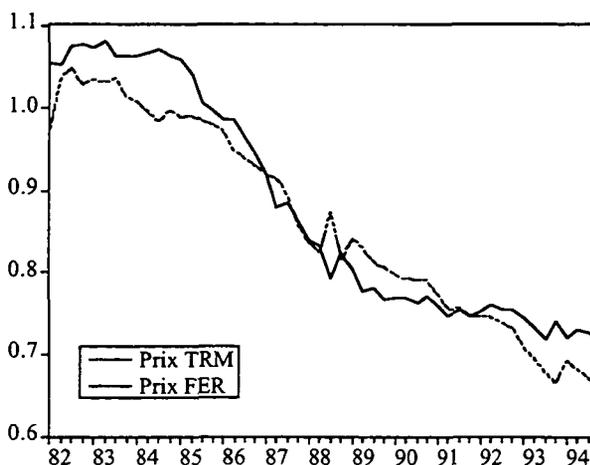
Le prix du TRM est le prix directeur du marché du fret

Depuis la déréglementation du TRM (1986), la pression conjuguée de l'offre routière (comme mode dominant) et des chargeurs a entraîné une baisse des prix routiers. On assiste alors à celle des prix ferroviaires, en réponse à cette concurrence. En reprenant une terminologie de la théorie des jeux, on peut considérer que le prix ferroviaire, pris dans sa globalité, est « suiveur » (follower) et que le prix routier est « meneur » (leader). Les diverses spécifications prenant en compte les deux prix comme variables explicatives des trafics de marchandises montrent que ces deux variables ne sont pas significatives simultanément. En revanche, lorsque l'une ou l'autre des variables est introduite, le prix du transport routier de marchandises apparaît plus significatif que le prix ferroviaire. De fait, seul le prix du transport routier de marchandises (prix du mode dominant) intervient dans les équations retenues.

Le prix du transport a une incidence sur le volume total transporté

La baisse des prix a également une incidence sur le trafic total de marchandises. Par exemple, les délocalisations des sites de production et de distribution ont été facilitées par une baisse accrue des coûts de transport induite par celle des prix routiers. Le prix du transport routier de marchandises étant le prix dominant ou le prix directeur, il peut être considéré comme un bon indicateur du prix du transport total de marchandises. Statistiquement, la variable prix TRM est d'ailleurs la seule variable de prix qui est significative dans les modèles du trafic total.

Evolution des prix routier et ferroviaire déflatés par l'indice du prix du PIB marchand



MODÉLISATION

La tendance temporelle traduit des évolutions structurelles de la production et du marché

Enfin, la variable de tendance temporelle traduit la tendance de long terme d'une dématérialisation de l'économie caractérisée par une baisse de la part des industries lourdes dans la production industrielle au profit des industries à haute valeur ajoutée qui produisent des biens de faible tonnage. Cette variable temporelle est statistiquement acceptée dans la plupart des modèles de long terme retenus³. Pour les transports ferroviaires et fluviaux, la tendance reflète aussi des effets de perte de parts de marché qui ne sont pas liés à la production, ni quantifiables directement par les variables de prix.

Résultats des estimations

Elasticités de long terme du fret aux variables sur la période 1982.1-1994.4

	Prod. industrielle	Prix TRM	Tendance
Tous modes	1,15 (9,6)	-0,24 (-3,3)	-4,0.10-3 (-6,0)
TRM	0,92 (5,7)	-0,55 (-7,0)	-
FER	1,10 (5,6)	0,32 (2,7)	-6,0.10-3 (-6,7)
VN	2,45 (5,7)	0,81 (3,1)	-10,0.10-3 (-6,0)

Les nombres entre parenthèses sont les t de student des coefficients estimés.

Elasticités de court terme du fret aux variables sur la période 1982.1-1994.4

	Prod. industrielle	Prix TRM
Tous modes	1,57 (8,6)	-0,25 (-2,0)
TRM	1,53 (6,1)	-0,51 (-2,9)
FER	1,58 (4,8)	0,21 (0,9)
VN	1,29 (1,7)	1,00 (2,0)

Les nombres entre parenthèses sont les t de student des coefficients estimés.

Pour tous les coefficients estimés, une même procédure est appliquée : l'étude débute par une modélisation générale (où toutes les variables sont introduites et testées), et se poursuit par la recherche du modèle le mieux spécifié validant des hypothèses d'utilisation des techniques d'estimation propres aux variables cointégrées.

Afin de vérifier empiriquement la stabilité des coefficients obtenus, ou a contrario d'observer leur variation au cours du temps, une méthode de balayage de périodes a été mise au point, faisant varier aussi bien le début que la fin de l'échantillon estimé. Les résultats présentés dans les tableaux sont calculés sur une seule période d'estimation débutant au premier trimestre de 1982 et se finissant au dernier trimestre de 1994 (1982.1-1994.4). En premier lieu, la modélisation concerne le trafic total; on s'intéresse, ensuite, aux trafics par mode.

L'élasticité de long terme du trafic total à la production industrielle est supérieure à 1

L'introduction des deux variables (tendance temporelle et prix routier) dans l'équation de long terme ne modifie pas l'élasticité du trafic total à la production industrielle affichée dans la note de synthèse précédente : sa valeur est de 1,15. Le fait qu'elle soit supérieure à 1 s'explique probablement par l'allongement des distances moyennes du transport des marchandises constaté au cours du temps lié au développement économique (cf Note de Synthèse n°100, mars 1996, C. Ladas).

³Tous les tests sont réalisés à un niveau de significativité de 95%.

MODÉLISATION

L'effet inverse provenant de la dématérialisation de l'économie se traduit par la présence d'une tendance temporelle négative. Son coefficient égal à $-4,0 \cdot 10^{-3}$ correspond à une baisse annuelle de 1,2% du trafic total, toutes choses égales par ailleurs.

L'élasticité de court terme à la production industrielle est très largement inférieure au résultat de la note n° 89 précitée⁴ puisqu'elle passe de 2,20 à 1,57. On retrouve une valeur de court terme supérieure à celle de long terme que l'on explique par la surréactivité du transport aux fluctuations conjoncturelles.

L'élasticité de long terme du trafic total au prix TRM est estimée à -0,24

L'intégration nouvelle du prix du transport routier comme variable explicative dans un modèle trimestriel du trafic apparaît relativement pertinente. Elle améliore de façon significative la modélisation. Au niveau de l'équation de long terme, le prix du transport routier intervient avec une élasticité de -0,24 : valeur qu'il faudra sans doute confronter à d'autres études, puisque jusqu'à présent elle n'avait pas été, à notre connaissance, prise en compte dans un modèle de long terme. Dans l'équation de court terme, le *t* de Student de la variable prix du transport routier de marchandises est égal à -2,0, valeur limite de significativité. Pour des spécifications différentes (en ajoutant au moins un retard) ou sur d'autres périodes d'estimation, ce prix n'est pas significatif. En l'état actuel, on demeure donc prudent en ce qui concerne l'incidence à court terme du prix TRM sur le trafic total de marchandises.

Ajoutons que de nombreuses autres spécifications ont été testées, comme par exemple l'introduction de la variable produit moyen ferroviaire, éventuellement retardée. Mais elle n'est jamais apparue significative.

Les premières recherches sur la modélisation du fret ferroviaire considéraient la production industrielle comme seule variable explicative. Les résultats présentaient quelques faiblesses révélées notamment par des élasticités insatisfaisantes du fer à la production industrielle et par l'instabilité dans le temps de l'hypothèse d'existence d'un sentier d'équilibre de long terme entre ces variables.

Des travaux plus récents, préliminaires aux estimations, sur la non stationnarité des variables et des tests spécifiques (type Dickey-Fuller, et tests emboîtés inspirés de Holden et Perman), ont prouvé que cette propriété du fret ferroviaire est due à la présence à la fois d'une tendance stochastique et d'une tendance déterministe. C'est pourquoi la tendance temporelle a été introduite dans les nouveaux modèles. Son coefficient est toujours significativement non nul et négatif ; il est estimé à $-6,0 \cdot 10^{-3}$. Il prouve que la tendance temporelle était une variable manquante lors des précédents travaux. Son signe montre en outre que la tendance du fret ferroviaire est à la baisse sur les périodes ici étudiées. Sa valeur absolue élevée correspond à une forte décroissance, égale en moyenne à -2,4% par an, toutes choses égales par ailleurs.

La tendance temporelle, fortement négative, traduit les pertes de parts de marché du ferroviaire sur la période d'estimation

La tendance temporelle peut être expliquée économiquement par deux phénomènes jouant dans le même sens. Le premier effet, déjà signalé, provient de la dématérialisation de la production. Les chemins de fer français ont d'autant plus été touchés par ce phénomène que leur part de marché est plus importante pour les trafics lourds. Le deuxième phénomène subi par les chemins de fer peut être interprété comme la conséquence d'un manque de compétitivité de ce mode face à la baisse des prix routiers. En référence à la théorie micro-économique, si le marché est en concurrence pure et parfaite, le prix du marché est un prix d'équilibre unique et les ajustements se font par les quantités offertes. On

⁴Cette élasticité de court terme était obtenue lorsque le trafic total n'était expliqué à long terme que par la production industrielle (sans les prix routiers et sans la tendance temporelle).

MODÉLISATION

remarque alors que le prix n'est pas un prix d'équilibre puisqu'il existe des prix routier et ferroviaire distincts et que le prix du marché est fixé par le mode dominant routier. Le transport routier gagne des parts de marché par une compétitivité indirecte par les prix : le mode ferroviaire qui doit faire face à des coûts élevés parvient à ajuster ses prix sur ceux du transport routier mais ne peut concurrencer ce mode sur le plan de la qualité. Il semble alors que ces pertes de parts de marché consécutives à cette baisse de prix se répercutent de trimestre en trimestre. La tendance temporelle incorpore donc également ce phénomène. L'élasticité du fret ferroviaire à la production industrielle est de 1,1, valeur semblable à celle obtenue pour le total des modes.

Aucune des spécifications avec la seule variable prix ferroviaire (instantanée ou retardée) ou avec les variables prix ferroviaire et prix routier n'a été retenue, car les coefficients estimés sont nuls aussi bien dans les équations de long terme que de court terme. En revanche, à long terme, le trafic ferroviaire réagit au prix du transport routier. L'élasticité obtenue est stable, égale à 0,32 pour toute période d'estimation débutant entre le premier trimestre de 1981 et celui de 1985. Cette élasticité ne prend pas en compte l'effet tendanciel de baisse du prix du transport routier, qui est déjà inclus dans la tendance temporelle présentée ci-dessus. Ceci expliquerait une élasticité-prix (de 0,32) plus faible que celles issues de modélisations différentes plus classiques.

Pour le court terme, le trafic ferroviaire n'est sensible qu'à la production industrielle avec une élasticité de 1,58 (similaire à celle des autres modes). Les modèles montrent que ce mode ne réagit pas à court terme aux prix aussi bien routier que ferroviaire puisqu'aucune de ces variables n'est significative.

Pour le transport routier de marchandises, les modèles les plus généraux ont été testés, mais la tendance n'a pas été retenue comme variable explicative de long terme. Et ceci pour deux raisons.

Tout d'abord, le balayage de différentes périodes d'estimation montre que, pour tous les échantillons débutant après 1982, cette tendance temporelle n'est jamais significative.

Les élasticités-prix des trafics par modes sont compatibles avec celle du trafic total

Sur la période d'estimation 1982.1-1994.4, les parts modales moyennes du fret routier, ferroviaire et fluvial s'élèvent respectivement à 64%, 32% et 4%. Retenir une spécification de long terme sans tendance pour le TRM permet d'estimer une élasticité du trafic routier au prix du transport routier de -0,55. La somme des élasticités des différents modes au prix TRM pondérées par leurs parts de marché respectives est alors égale à -0,21. Ce résultat est extrêmement proche de la valeur de l'élasticité du trafic total au prix estimée à -0,24. On retrouve donc pour les élasticités des trafics au prix routier un « jeu à somme nulle » : la somme des élasticités des trois modes pondérées des parts modales est égale à l'élasticité du trafic total au prix.

Un modèle avec tendance fournit une élasticité du TRM au prix du transport routier de marchandises inférieure à l'élasticité obtenue pour un modèle sans tendance. La valeur estimée est alors telle que la somme pondérée est éloignée de l'élasticité du trafic total. Ces résultats de calcul justifient le choix d'un modèle de long terme sans tendance.

L'élasticité de long terme de -0,55, obtenue dans le cadre de notre modélisation (relations de cointégration, modèles à correction d'erreur, estimation en deux étapes à la Engle et Granger), semble être une valeur intéressante à intégrer dans des modèles de projections de transport.

Le modèle retenu est donc celui où le fret routier est exprimé en fonction de la production industrielle et des prix routiers.

MODÉLISATION

Les équations de court et de long termes retiennent la production industrielle et le prix du TRM comme seules variables explicatives

Suivant cette spécification, on estime l'élasticité de long terme du TRM à la production industrielle à 0,92, valeur très légèrement inférieure à celle des autres modes du fait de l'absence de la variable temporelle dans le modèle.

Les spécifications retenues des modèles de court terme montrent que le TRM réagit à la conjoncture économique car le coefficient de la production industrielle est significatif.

Le TRM semble réagir aussi à court terme à l'évolution des prix routiers puisque cette variable a également un coefficient significatif. Cette élasticité égale à -0,51, proche de celle de long terme, demeure relativement élevée.

Le modèle du trafic fluvial présente une très forte élasticité à la production industrielle, compensée par une tendance temporelle très fortement négative

Le trafic par voies navigables est par excellence le mode de transport des biens intermédiaires lourds. Cette caractéristique explique la très forte élasticité de long terme du trafic fluvial à la production industrielle, égale à 2,45. Mais cette élasticité est compensée dans le modèle par une tendance négative, elle aussi très élevée et égale à -10^{-2} , représentant une baisse de 4% par an.

Dans l'équation de long terme, le prix TRM apparaît significatif. Son élasticité est estimée à 0,81. D'autres modèles établis sur des données annuelles font apparaître le prix relatif du transport routier de marchandises par rapport à celui du transport fluvial avec une élasticité proche de 0,7. Mais les données de prix du transport par voies navigables ne sont malheureusement pas disponibles en rythme trimestriel.

Le modèle de court terme du trafic fluvial n'est pas vraiment satisfaisant dans l'état actuel, les deux variables étant à la limite de la significativité.

La stabilité des élasticités sera étudiée sur des modèles détaillés par produit et dépendants des parts modales

La méthode de balayage des périodes d'estimation met en évidence une relative instabilité de certaines élasticités alors qu'un modèle de projection doit s'appuyer sur des élasticités stables au cours du temps.

L'instabilité des élasticités des trafics à la production industrielle peut s'expliquer par les variations, d'un trimestre à l'autre, des parts des produits au sein de la production industrielle. Par exemple, pour une même production industrielle d'ensemble, la production de biens intermédiaires, qui pèsent lourd dans les transports, peut diminuer au profit de celle des biens d'équipement professionnels. Le développement (à venir) d'un modèle par produits devrait permettre de lever ce problème et ainsi fournir des élasticités de court et de long termes stables au cours du temps, donc utilisables pour des prévisions.

L'instabilité des élasticités des trafics au prix du transport de marchandises peut s'expliquer par l'évolution des parts modales. Un modèle retenant une spécification de ces élasticités en fonction des parts modales devrait permettre de mieux appréhender l'instabilité de ces coefficients. ■

MODELE DE SIMULATION INTERREGIONAL DE FLUX PHYSIQUES DE MARCHANDISES

Christian CALZADA (SES/DEE)

Matthieu BUISINE (CESURE)

Hakim HAMMADOU (CESURE)

Le but de cette étude est de disposer d'un instrument permettant de prévoir les flux de marchandises en France à l'horizon 2015, en volume physique, à partir de ce que l'on sait de l'évolution passée de ces flux entre 1974 et 1993. Le niveau de précision désiré étant, au niveau géographique, la région et au niveau de la nature des flux, cinq grands secteurs d'activité (Agriculture, Energie, Biens de consommation, Biens d'équipement et Biens intermédiaires).

Une première démarche exploratoire par module à un niveau désagrégé par produit (chapitres NST) : flux entrants - sortants - exportés - importés - intra a été menée systématiquement, ensuite une approche directe de modélisation des matrices OD domestique a pu être envisagée.

Pour ce faire une démarche pragmatique a été développée, elle consiste en :

- une analyse exploratoire des données,
- une analyse structurelle-géographique, qui permet d'évaluer l'impact de la spécialisation sectorielle dans chaque région,
- l'étude de la présence éventuelle d'autocorrélation et d'autorégression spatiale dans chaque flux,
- la recherche des meilleures spécifications propres à chaque module.

Compte tenu de la grande diversité des évolutions et des spécifications, nous avons dû faire intervenir plusieurs classes de modèles : modèles de variables de panel (MEC, modèle à effets fixes ou à effets aléatoires), modèles SAR/STAR (en cas d'autocorrélation ou d'autorégression spatiales) et les classiques MCO/MCQG.

Après avoir examiné les cinq types de flux de marchandises, nous avons les moyens de prévoir les flux de marchandises au niveau des régions et des secteurs. En nous appuyant sur les coefficients estimés, la prochaine étape consiste en l'intégration des séries de variables explicatives.

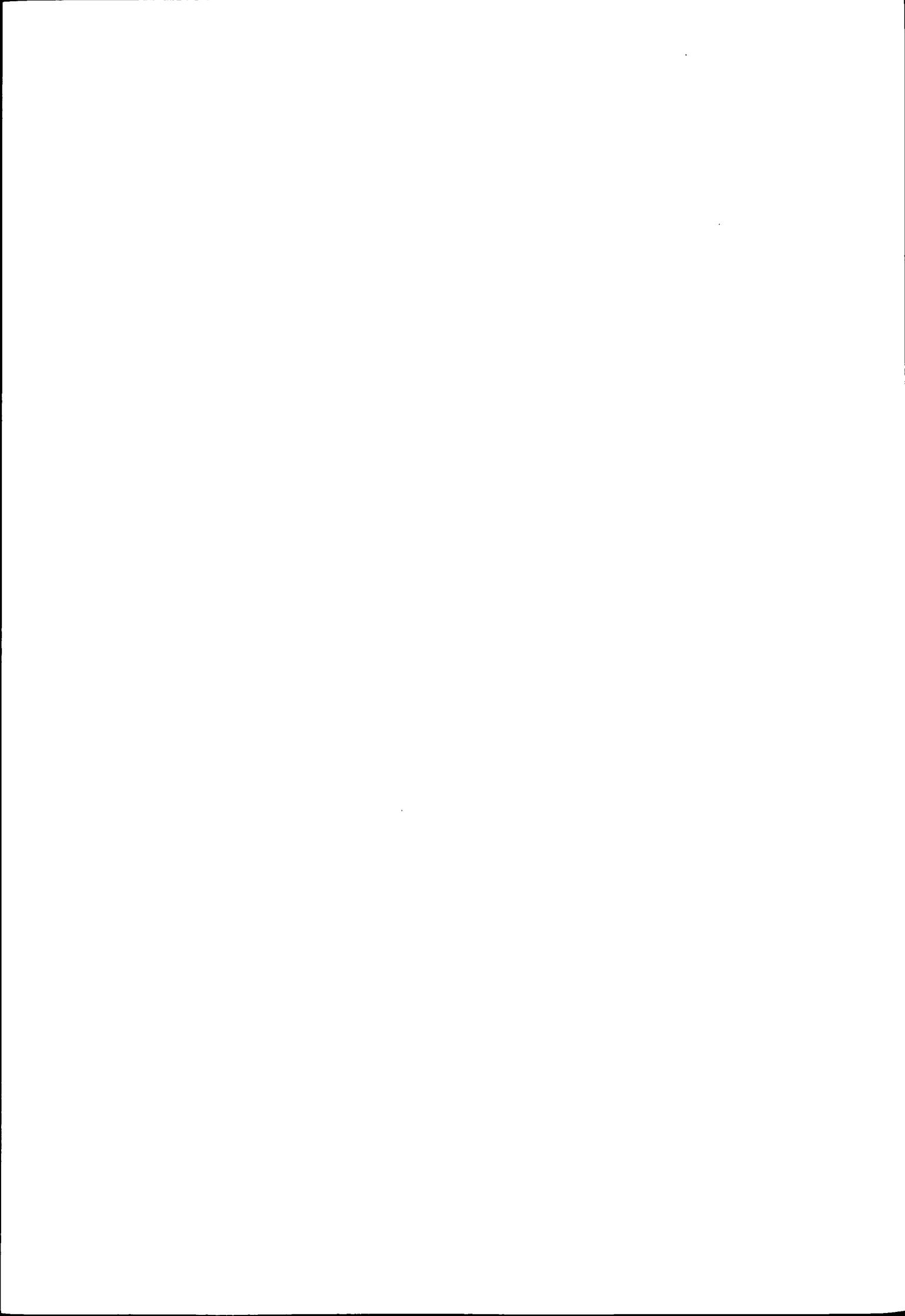
La projection des séries explicatives permet de réaliser des prévisions (et pas seulement de projections) des volumes transportés sur la période 1998-2015. Cependant, toutes les séries explicatives régionales nécessaires ne sont pas disponibles pour les années considérées. Une analyse complémentaire est donc en cours en vue de construire un bloc dit de 'projections régionales à long terme' cohérent.

Documents fournis :

- copie des transparents
- note de synthèse parue sur le domaine à ce jour : 07-08/97.

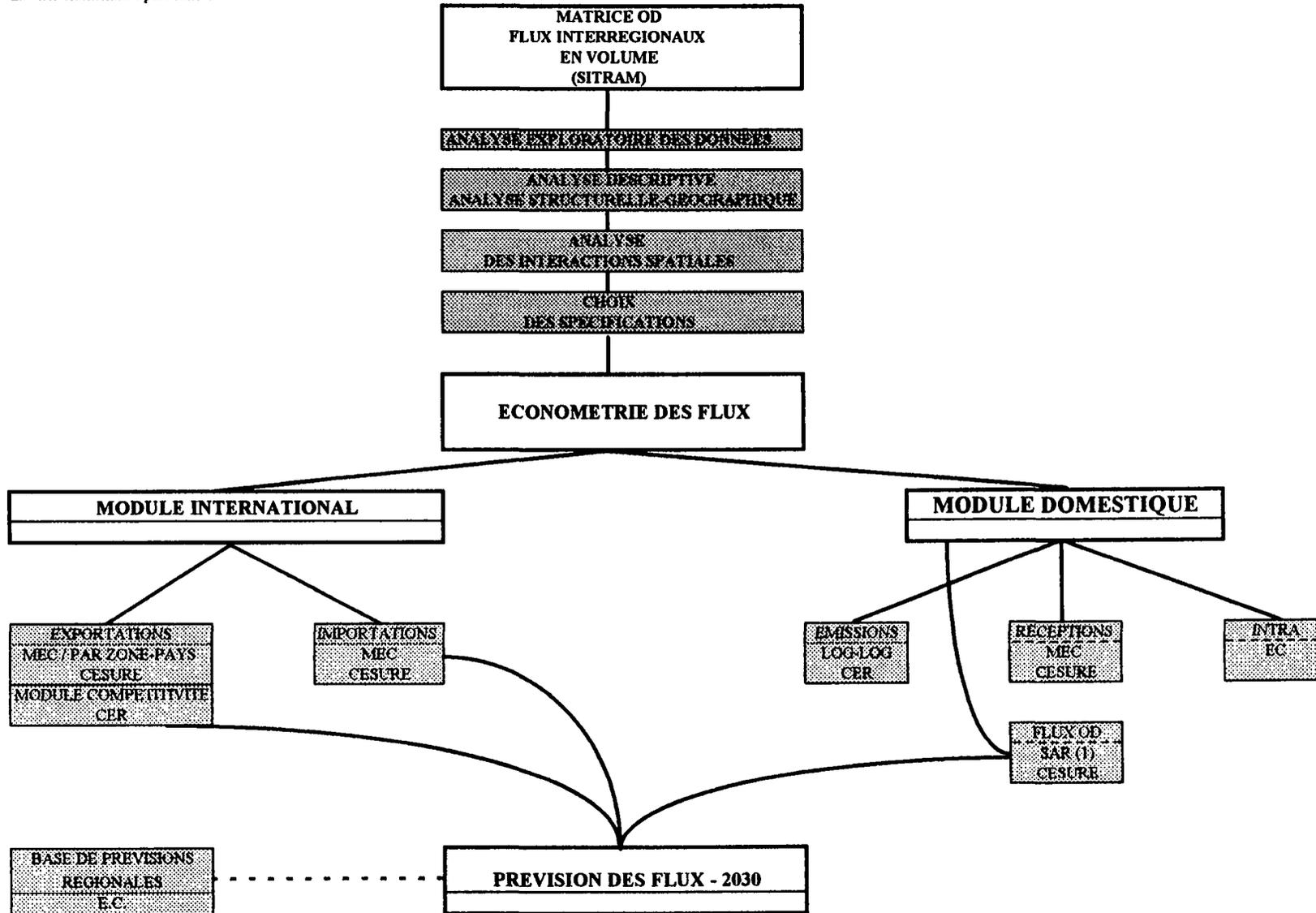
Pour en savoir plus :

Analyse spatiale quantitative, Une introduction, Hubert JAYET, Association de Science Régionale de Langue Française, Bibliothèque de Science Régionale, Economica, 1993, ISBN 2-7178-2492-8, prix : 150 F.



SCHEMA

En rouge: approche désagrégée produits (10 chapitres NST)
En bleu: approche agrégée produits (4 chapitres NST)
En vert: nomenclature particulière



NATURE DE L'EXERCICE DE PREVISION

- ◆ flux en tonnages
- ◆ de région à région
- ◆ sur 20 ans
- ◆ par grandes branches (5) ou chapitres NST
- ◆ tous modes confondus
- ◆ volet international
- ◆ pas de prise en compte du transit
- ◆ variables explicatives régionales
- ◆ projections de long terme

ANALYSES STRUCTURELLES-GEOGRAPHIQUES

→ Fiche technique

→ Résultats généraux par module (4)

* grande volatilité temporelle des effets et des volumes

* prédominance de la 'branche' Biens Intermédiaires

* la qualité des ajustements (Anova) varie fortement dans le temps

* examen des matrices de corrélations entre effets

✓ négatives entre deux années successives

✓ corrélations positives ou négatives faibles

→ Emissions (flux sortants) // Réceptions (flux entrants)

• part de la variance expliquée par E.G. > E.S.

• les taux de croissance d'une année / autre peuvent varier considérablement ⇔ phénomène de rattrapage en étendant la période temporelle

→ Exportations // Importations

• part de la variance expliquée par E.S. > E.G.

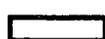
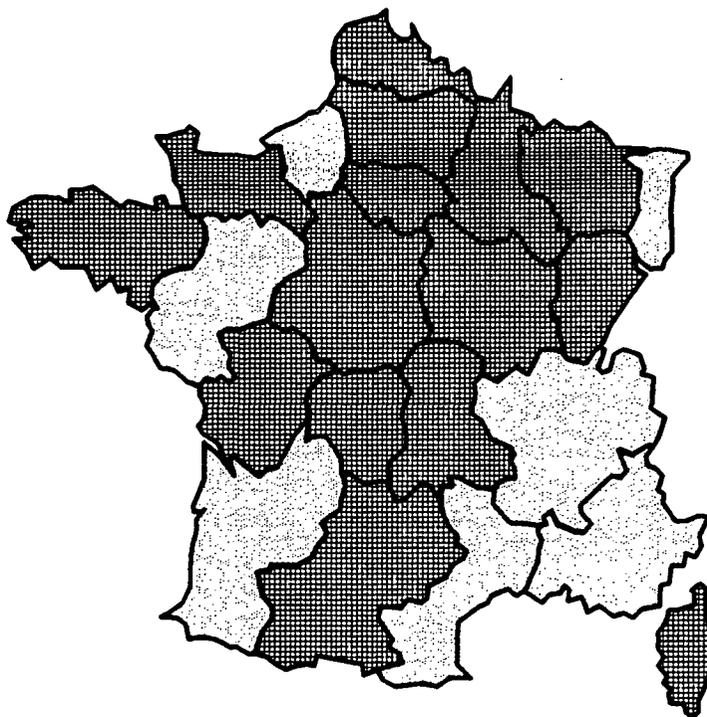
→ Analyse moyenne des effets structurels et géographiques

• hiérarchie spatiale des effets

ex. flux importés

cartes

EFFET STRUCTUREL SUR L'EVOLUTION DES IMPORTATIONS 1975-1995

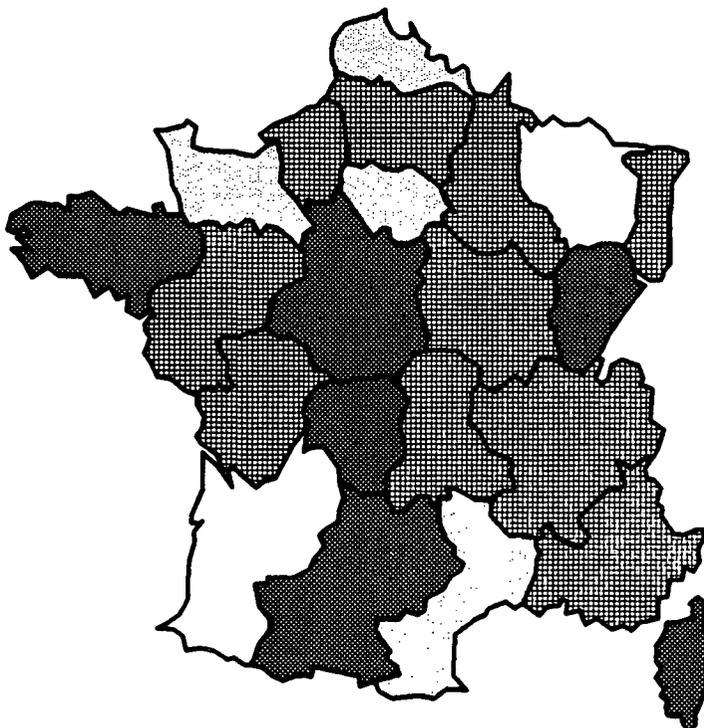


Entre -5 et 0%



Entre 0 et 5%

EFFET GEOGRAPHIQUE SUR L'EVOLUTION DES IMPORTATIONS 1975-1995



<-5%



Entre 0 et 5%



Entre -5 et 0%



>5%

ANALYSES SPATIALES DES DONNEES

- Double dimension : temporelle et spatiale
- Problèmes de présence de corrélations dans le modèle linéaire (MCO)

① **corrélation spatiale de la variable dépendante**

↳ autorégression spatiale

② **dépendance spatiale du terme d'erreur**

↳ autocorrélation spatiale

③ **présence de ① et ②**

* * *

① **spécification avec autorégression spatiale**

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

✓ test de nullité de ρ

* LM-LAG - Multiplicateur de Lagrange [Anselin, 1988]

② **spécification avec autocorrélation spatiale**

$$y = X \beta + \varepsilon$$

$$\text{avec } \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu$$

SAR(1)

$$\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$$

W matrice de contiguïté

✓ test de nullité de λ

* I de Moran (ZMI)

* Multiplicateur de Lagrange - LM-ERR [Burridge, 1980]

③ **autocorrélation + autorégression spatiale**

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu$$

SAR(1)

$$\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$$

W matrice de contiguïté

✓ test de nullité de λ et de ρ

* Multiplicateur de Lagrange ajusté - LM-LE [Bera & Yoon]

**RESULTATS DES TESTS D'AUTOREGRESSION ET
D'AUTOCORRELATION SPATIALES
sur 20 ans**

- Réceptions / Importations / Exportations :
☞ absence d'autocorrélation spatiale \forall branche

- Emissions :
☞ présence d'autocorrélation spatiale
pour les seuls flux de la branche Biens
d'Equipements

* * *

- Réceptions / Importations / Exportations :
☞ absence d'autorégression spatiale \forall branche

- Emissions :
☞ présence d'autorégression spatiale
pour les flux des branches Biens d'Equipements &
Biens Intermédiaires

MODULE EXPORTATIONS REGIONALES

2 volets :

✓ module simplifié

✓ module complexe

(prise en compte des effets de compétitivité prix à un niveau régional et désagrégation fine par pays)

- absence d'interactions entre régions
- absence d'effets d'inertie d'une période sur l'autre (- variables retardées)
- variable expliquée : volume des exportations en tonnages (source Douanes, SITRA), tous modes confondus, 1975-94, vers 6 zones géographiques (Amérique du Nord, CEE15, OPEP, NPI, Europe de l'Est, Autres pays), cinq grandes branches.

* variables explicatives : PIB/PNB en \$ courants, constants (base 90), en pouvoir d'achat équivalent, population de chaque zone, le taux de change FF/\$.

- régularité et cohérence des séries Douanes
- non uniformité des évolutions régionales :
 - * corrélations négatives d'une année sur l'autre
 - * variations importantes des volumes échangés (t/t-1)

- spécification retenue : modèle de panel à effets fixes,
 - * existence d'un effet propre à chaque région
(tests d'égalité de la constante et de Breusch-Pagan)

* formulation affine : $Y = a + bX$

$$X_{r,s,t,i} = \alpha_{r,s,i} + \beta_{r,s} f(\text{PIB}_{i,t}, \dots, \text{POP}_{i,t}) + \varepsilon$$

région r, branche s, année t, zone géographique i

✕ biens agricoles :

$$X_{\text{agri},r,t,i} = \alpha_{\text{agri},r,i} + \beta_{\text{agri},r,i} \text{POP}_{s,t} + \varepsilon$$

✕ biens énergétiques :

$$X_{\text{ener},r,t,i} = \alpha_{\text{ener},r,i} + \beta_{\text{ener},r,i} \text{PIBfr}_{s,t} + \varepsilon$$

✕ biens de consommation :

$$X_{\text{conso},r,t,i} = \alpha_{\text{conso},r,i} + \beta_{\text{conso},r,i} \text{PIBPPA}_{s,t} + \varepsilon$$

✕ biens d'équipement :

$$X_{\text{equip},r,t,i} = \alpha_{\text{equip},r,i} + \beta_{\text{equip},r,i} \text{PIBfr}_{s,t} + \varepsilon$$

✕ biens intermédiaires :

$$X_{\text{inter},r,t,i} = \alpha_{\text{inter},r,i} + \beta_{\text{inter},r,i} \text{PIBPPA}_{s,t} + \varepsilon$$

[tableau de résultats pour les biens agricoles]

Exportations de biens agricoles en tonnages vers les zones géographiques étrangères

<i>Région exportatrice</i>	<i>Zone géographique de réception</i>	<i>coefficient Population</i>	<i>constante</i>
<i>Nord</i>	<i>Amérique du Nord</i>	1 221,06	-285 231,00
<i>Nord</i>	CEE à 15	54 483,00	-15 202 907,00
<i>Nord</i>	OPEP	2 324,41	-472 633,00
<i>Nord</i>	NPI	1 244,64	-180 814,00
<i>Nord</i>	<i>Europe de l'Est</i>	14 300,00	-5 171 976,00
<i>Picardie</i>	<i>Amérique du Nord</i>	-15,46	8 256,65
<i>Picardie</i>	CEE à 15	30 405,00	-8 155 378,00
<i>Picardie</i>	OPEP	57,72	171 935,00
<i>Picardie</i>	NPI	89,18	-14 711,00
<i>Picardie</i>	<i>Europe de l'Est</i>	-107,51	153 252,00
<i>Ile-de-France</i>	<i>Amérique du Nord</i>	-423,88	143 028,00
<i>Ile-de-France</i>	CEE à 15	-3 966,01	2 961 369,00
<i>Ile-de-France</i>	OPEP	-311,12	300 702,00
<i>Ile-de-France</i>	NPI	484,10	-75 358,00
<i>Ile-de-France</i>	<i>Europe de l'Est</i>	-2 999,74	1 384 587,00
<i>Centre</i>	<i>Amérique du Nord</i>	32,65	-4 942,69
<i>Centre</i>	CEE à 15	24 796,00	-7 454 328,00
<i>Centre</i>	OPEP	259,95	-58 840,00
<i>Centre</i>	NPI	68,39	-7 674,95
<i>Centre</i>	<i>Europe de l'Est</i>	-304,20	146 095,00
<i>Haute-Normandie</i>	<i>Amérique du Nord</i>	-629,56	218 324,00
<i>Haute-Normandie</i>	CEE à 15	21 168,00	-5 234 726,00
<i>Haute-Normandie</i>	OPEP	9 824,86	-2 741 312,00
<i>Haute-Normandie</i>	NPI	578,52	-88 200,00
<i>Haute-Normandie</i>	<i>Europe de l'Est</i>	37 516,00	-12 514 808,00
<i>Basse-Normandie</i>	<i>Amérique du Nord</i>	43,11	-9 432,96
<i>Basse-Normandie</i>	CEE à 15	10 888,00	-3 363 427,00
<i>Basse-Normandie</i>	OPEP	253,16	-55 961,00
<i>Basse-Normandie</i>	NPI	-7,30	3 958,52
<i>Basse-Normandie</i>	<i>Europe de l'Est</i>	3 962,55	-1 385 066,00
...
<i>Rhône-Alpes</i>	<i>Amérique du Nord</i>	3 952,26	-973 248,00
<i>Rhône-Alpes</i>	CEE à 15	17 144,00	-4 857 547,00
<i>Rhône-Alpes</i>	OPEP	45,43	4 685,11
<i>Rhône-Alpes</i>	NPI	265,86	-44 187,00
<i>Rhône-Alpes</i>	ZONES	193,69	-61 482,00
<i>Languedoc</i>	<i>Amérique du Nord</i>	1 810,19	-365 881,00
<i>Languedoc</i>	CEE à 15	35 914,00	-11 334 403,00
<i>Languedoc</i>	OPEP	540,08	-123 995,00
<i>Languedoc</i>	NPI	118,64	-19 360,00
<i>Languedoc</i>	ZONES	390,78	-140 391,00
<i>PACA (sans Corse)</i>	<i>Amérique du Nord</i>	318,55	-63 048,00
<i>PACA (sans Corse)</i>	CEE à 15	25 979,00	-7 775 848,00
<i>PACA (sans Corse)</i>	OPEP	-557,18	275 859,00
<i>PACA (sans Corse)</i>	NPI	361,61	-60 203,00
<i>PACA (sans Corse)</i>	ZONES	133,55	-46 773,00

Remarque:

Les exportations vers les régions autres que les zones renseignées ne sont pas modélisables

MODULE IMPORTATIONS REGIONALES

* *variable expliquée* : volume des importations en tonnages (source Douanes, SITRA), tous modes confondus, 1975-94, 10 chapitres NST.

* *variables explicatives* : valeurs ajoutées régionales par branche, RDBr.

- spécification en variables par tête (analyse de la variance Within et Between, test de l'égalité des variances)

- table de correspondance entre la NST et le TES

- présence d'un effet spécifique (test d'Hausman)

 - ➔ Modèle à Erreurs Composées (MEC)
voir [fiche technique]

- exemple des produits agricoles [tableau]

Estimation des flux d'importations des produits agricoles en tonnages

<i>Variable</i>	MCO	BETWEEN	WITHIN	ERREURS COMPOSEES
RDB	-0,500398 -1,42	-0,350414 -0,98	18,9754 -1,27	-0,659435 -1,85
VAT01	-11,6336 -2,07	-4,23643 -0,72	-404,217 -2,17	-23,363 -4,6
VAT02	6,97816 -0,33	-0,203893 -0,01	50,7918 -0,17	61,8393 -3,21
VAT03	15,8433 -1,14	-1,98432 -0,13	33,2232 -0,5	66,577 -6,63
<i>constante</i>	223,312 -8,56	213,638 -7,84		172,585 -6,6
R ²	1,61E-02	5,46E-03	0,876267	0,865674

1^{ère} ligne: valeurs des coefficients estimés

2^{ème} ligne: T représente la statistique de Student

RDB: revenu disponible brut régional

VAR TXX: valeur ajoutée régionale de la branche T XX

T01: Agriculture, sylviculture, pêche

T02: Viandes et produits laitiers

T03: Autres produits alimentaires

Projections à moyen terme du secteur 6A

(Minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction)

TCAM en % (1992-2015)

	RDB*	VAT09**	VAT24**	Estimation MEC
CHAMPAGNE-ARDENNE	-3,4	-4,0	-0,4	3,1
CENTRE	15,3	-1,3	0,2	2,0
BASSE-NORMANDIE	5,0	-1,8	0,4	1,9
BRETAGNE	9,1	-1,9	0,3	3,7
AQUITAINE	13,3	-1,1	0,1	0,5
LANGUEDOC-ROUSILLON	30,3	-0,2	1,0	4,3
PACA-CORSE	25,1	0,3	0,0	-0,5
NORD	-1,2	-1,8	0,4	3,5
PICARDIE	10,7	-0,4	-2,0	0,5
HAUTE-NORMANDIE	11,0	-2,3	0,3	3,1
BOURGOGNE	1,6	-3,1	-0,5	3,7
LORRAINE	-6,8	-0,8	-0,4	3,3
FRANCHE-COMTE	0,8	-0,4	0,1	3,7
PAYS DE LOIRE	10,6	-1,8	0,2	2,5
POITOU-CHARENTES	0,8	-1,5	-1,0	4,9
MIDI-PYRENEES	9,4	0,3	0,0	2,5
AUVERGNE	-4,7	-1,7	-0,4	0,9
ALSACE	11,6	-1,7	0,2	3,1
ILE DE FRANCE	13,5	-2,0	0,1	1,4
LIMOUSIN	-7,1	-0,9	-0,7	-3,8
RHÔNE-ALPES	18,8	-1,1	0,6	2,3
FRANCE				1,8

T09: Branche matériaux de construction

T24: Branche bâtiment, génie civil et agricole

RDB*: Les projections du Revenu Disponible Brut régional sont basées sur celles, de la population régionale à l'horizon 2020 issues du modèle OMPHALE (INSEE)

** : La projection de la valeur ajoutée des branches T09 et T24 est basée, sur les projections d'emploi régional en 40 secteurs [modèle DIVA-REGIONS, Bipe]

MODULE EMISSIONS REGIONALES

Résumé des travaux antérieurs :

* variable expliquée : volume des émissions en tonnages (source SITRA), tous modes confondus, 1975-94, 10 chapitres NST.

- variables explicatives : productions effectives et consommations intermédiaires nationales des branches correspondantes.
- spécification en log-log de type « top-down »
- logique d'offre
- incorporation de variables tendancielle
- approche sectorielle par région (empiler les estimations sectorielles) x approche globalisante directe

!!! Problèmes :

présence d'autorégression et d'autocorrélation spatiale

⇒ biais dans les estimations

⇒ recherche de solution alternative :
approche directe de la matrice OD

MODULE RECEPTIONS REGIONALES

* variable expliquée : volume des réceptions en tonnages (source Douanes, SITRA), tous modes confondus, 1975-94, 5 grandes branches

* variables explicatives : valeurs ajoutées régionales par branche, RDBr.

- spécification en variables par tête (analyse de la variance Within et Between, test de l'égalité des variances)
- présence d'un effet spécifique (test d'Hausman) pour les branches : agricole, énergie et biens de consommation.

→ Modèle à Erreurs Composées (MEC)

- branches biens d'équipement et biens intermédiaires, choix selon les régions examinées entre :

→ Modèle à Effet Fixe : $Y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}$

→ MCO/MCQG

- exemple des flux entrants de biens agricoles [tableau]

Les réceptions de biens agricoles en tonnages

La réalisation de ce tableau implique l'examen de 63 modèles !

Régions	paramètres estimés					spécification choisie
	RDBr	VART01	VART02	VART03	constante	
France entière	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	panel
<i>Nord</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	4437	<i>effet fixe</i>
<i>Picardie</i>	-15.31	5461.20	5206.76	1065.57	-13301	MCO
<i>Île-de-France</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	815.83	<i>effet fixe</i>
<i>Centre</i>	8.44	-1433.70	6675.57	533.13	9967	MCO
<i>Haute-Normandie</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	5523.92	<i>effet fixe</i>
<i>Basse-Normandie</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	-3365	<i>effet fixe</i>
<i>Bretagne</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>Pays-de-la-Loire</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>Poitou-Charentes</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.6	1144.83	<i>effet fixe</i>
<i>Limousin</i>	4.6184	-1224.58	-679.42	132.87	7622.52	MCO
<i>Aquitaine</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	1152.16	<i>effet fixe</i>
<i>MidiPyrénées</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>Chanpagne-Ardenne</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	5808.80	<i>effet fixe</i>
<i>Lorraine</i>	23.84	-388.73	1292.12	1103.83	2470	MCO
<i>Alsace</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	1088.4	<i>effet fixe</i>
<i>Franche-Comté</i>	-64.9	4384.75	-857.15	-5819.67	2125.4	MCO
<i>Bourgogne</i>	30.41	804.72	-2827.6	-454.0	2884.89	MCO
<i>Auvergne</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>Rhône-Alpes</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>Languedoc</i>	6.140	915.06	2314.97	2352.67	786.42	<i>panel</i>
<i>PACA*</i>	12.37*	1443.08*	2786.67*	-402.45*	-460.29*	MCO*

Remarques:

paramètres peu ou non significatifs sont renseignés **en gras**

* En raison de l'absence de séries sur les secteurs T02 T03 pour les années 1975-1981,

nous avons dû réduire la longueur de la série estimée.

APPROCHE DIRECTE DE LA MATRICE OD

- appréhender économétriquement dans sa globalité la matrice des flux interrégionaux domestique
- contraintes empiriques :
 - stabilité temporelle des ‘soldes’ domestique et à l’international
 - somme des soldes émissions + réceptions = 0
- spécification de type gravitaire
 - procédure itérative d’estimation suivant les résultats du test de rapport de vraisemblance
 - MCO/MCQG classique
 - existence d’un processus spatial, SAR(1) avec construction d’une matrice de contiguïté normalisée (distance du χ^2)
 -
- variables explicatives des flux OD (par tête):
 - flux de la même branche, à la même date pour les autres régions (autocorrélation spatiale)
 - population de la région de destination
 - Investissement régional dans la branche considérée des régions émettrices et réceptrices
 - emploi régional de la branche

PREMIERES CONCLUSIONS

- * approche itérative - construction du socle
- * contraintes d'équilibre à respecter :
 Σ ressources = Σ emplois
- * respect de l'intégration des modèles nationaux et régionaux
- * rapprochement des analyses séparées et directe (OD)
- * problème des interactions entre modules séparés :
 phénomènes de substitution spatiale des flux :
 conjoncturelle/structurelle et nature des modifications
 éventuelles à apporter au modèle
- * contraintes futures sur la disposition de séries régionales
- * construction d'une base de séries (explicatives) de prévisions régionales à moyen terme
- * livraison des travaux clés en main pour expertise régionale (feuilles excel)

Encadré 1

ANALYSE STRUCTURELLE-GEOGRAPHIQUE :

Soient :

x_{ri} = Taux de croissance des importations du produit i par la région r .

z_{ri} = Volume d'importations en tonnages de la région r pour le produit i en début de période.

A partir de z_{ri} et de x_{ri} , on peut calculer le taux de croissance moyen pour la région r (x_r) et pour le produit i (x_i), ainsi que le taux moyen global ($x_{..}$).

L'analyse *structurelle-géographique* permettra de séparer, dans les différences entre taux moyens régionaux, la part qui revient à l'un et à l'autre des effets dits *structurels* et *géographiques*.

On peut écrire :

$$(1) \quad \begin{cases} x_{ri} = m + e_i + u_{ri} \\ \sum_i z_{ri} e_i = 0 \end{cases} \quad Eu_{ri} = 0, \quad Vu_{ri} = \sigma^2 / z_{ri}$$

$$\text{où } z_{ri} = \sum_r z_{ri}$$

$$\text{avec } m = x_{..}$$

$$e_i = (x_i - x_{..})$$

$$u_{ri} = (x_{ri} - x_i)$$

C'est un modèle linéaire qu'on peut estimer par les moindres carrés. Un des principaux défauts de l'analyse *structurelle-géographique descriptive* est que l'effet du facteur géographique n'est pas mesuré directement mais est une moyenne des résidus d'estimation \hat{u}_{ri} . Celle-ci est censée mesurer un effet propre à la région, effet issu d'une composante proprement spatiale ou d'éléments de structure non pris en compte par le découpage en I catégories utilisé. L'interprétation de l'effet géographique n'a donc d'intérêt que si cet effet n'est pas toujours nul. Or, une hypothèse de base du modèle (1) est que les résidus u_{ri} sont d'espérance nulle. Pour traiter ce problème de spécification, il faut, en suivant la proposition de JAYET (1978), introduire explicitement l'*effet géographique* g_r , ce qui donne le modèle suivant:

$$(2) \quad \begin{cases} x_{ri} = m + e_i + u_{ri} \\ \sum_i z_{ri} e_i = \sum_r z_{ri} g_r = 0 \end{cases} \quad Eu_{ri} = 0, \quad Vu_{ri} = \sigma^2 / z_{ri}$$

On a maintenant un modèle d'analyse de variance à deux facteurs sans interactions (2). L'estimateur \bar{m} de m est, là encore, égal à $x_{..}$. Les estimateurs \bar{e}_i et \bar{g}_r ne peuvent être écrits explicitement. On montre cependant en écrivant les équations normales qu'ils sont liés par les relations suivantes :

$$(3) \quad x_r - \bar{m} = \sum_i \frac{z_{ri}}{z_r} \bar{e}_i + \bar{g}_r$$

$$x_i - \bar{m} = \sum_r \frac{z_{ri}}{z_i} \bar{g}_r + \bar{e}_i$$

En examinant de plus près (3), on constate que cette dernière est une égalité *structurelle-géographique*. Puisque \bar{m} est égal à $x_{..}$, il suffit de la réécrire sous la forme:

$$x_r - \bar{m} = \bar{s}_r + \bar{g}_r$$

où $\bar{s}_r = \sum_i \frac{z_{ri}}{z_r} \bar{e}_i$, qui ne diffère d'une région à l'autre qu'en raison des écarts entre répartitions à

l'intérieur de chaque région, s'interprète comme l'effet structurel. Quand à \bar{g}_r , c'est par définition l'*effet géographique* (pour plus d'information, voir H. JAYET, *Analyse spatiale quantitative, Une introduction*, Bibliothèque de Science Régionale, Economica, 1993, pp. 35-51).

Encadré 2

LE MODELES A ERREURS COMPOSEES (MEC) :

Syntaxe générale:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p x_{jit} \beta_j + \varepsilon_{it}$$

$$\text{avec : } \varepsilon_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$$

Le MEC revient à décomposer la perturbation en trois parties distinctes:

- une composante temporelle (qui constitue un résumé des variables omises dans la liste des variables explicatives et dont la valeur est identique pour tous les individus à l'instant t),
- une composante individuelle,
- une composante résiduelle.

La méthode d'estimation de ce modèle est basée sur l'utilisation de la variabilité (variance) dans tout ou partie de ces dimensions. Ainsi, la décomposition de la variance totale de chaque série en deux sous-variances orthogonales : *inter-individuelle* (ou inter, dite aussi BETWEEN) et *individuelle* (ou intra, dite aussi WITHIN), nous fournit une indication sur la variabilité dominante.

Cette décomposition s'écrit : $\text{Var}_{\text{tot}} = \text{Var}_{\text{intra}} + \text{Var}_{\text{inter-ind}}$

$$\text{Où : } \text{Var}_{\text{tot}} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - y_{..})^2 \quad \text{avec} \quad y_{..} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$$

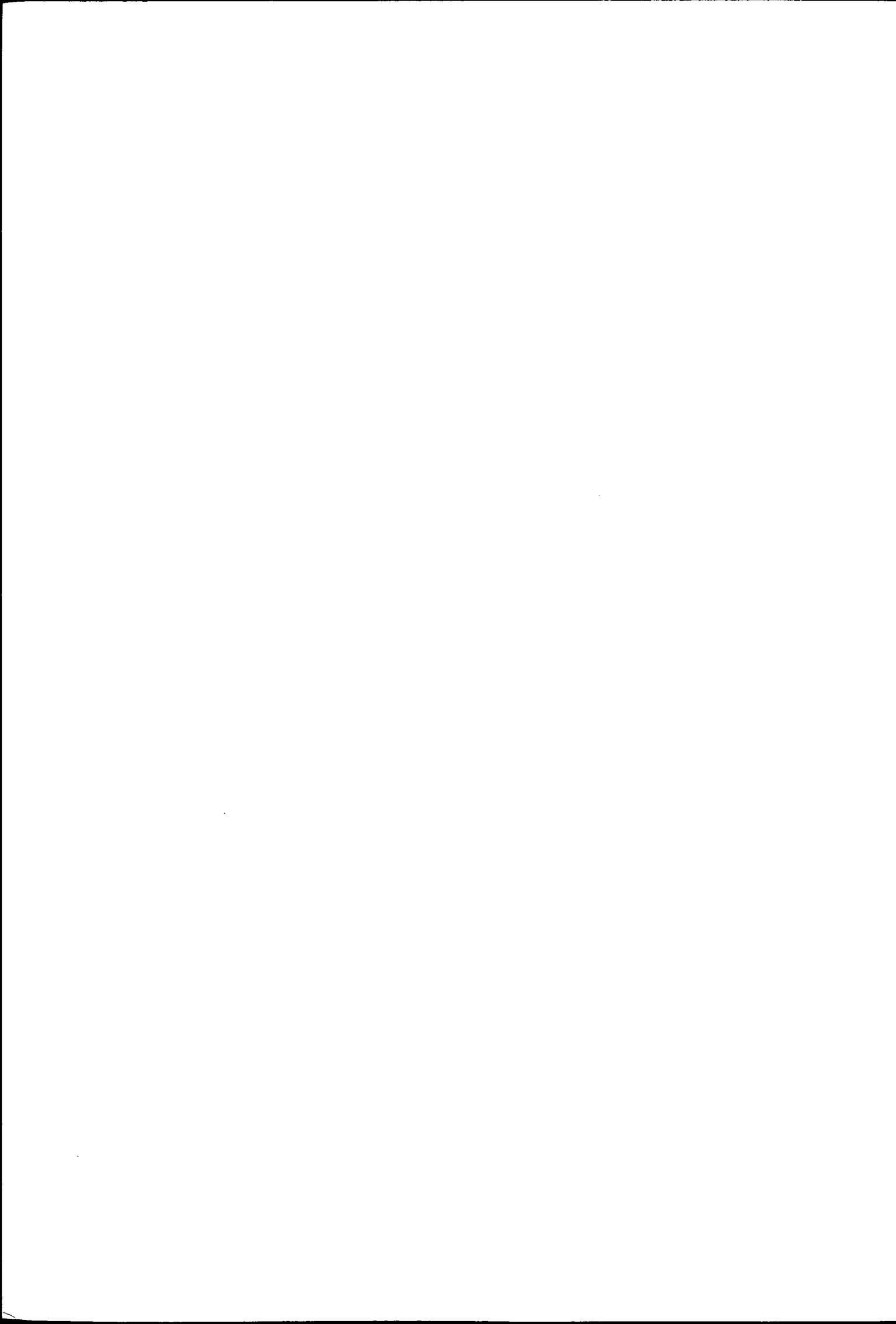
$$\text{Var}_{\text{inter-ind}} = T \sum_{i=1}^N (y_i - y_{..})^2 \quad \text{avec} \quad y_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

$$\text{Var}_{\text{intra}} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - y_i)^2$$

Suivant la spécification retenue et les méthodes d'estimation, on choisit de privilégier telle ou telle variabilité. Pour le modèle à erreurs composées, on ne décompose (le plus souvent) le terme résiduel qu'en incluant une perturbation aléatoire individuelle, sans considérer la perturbation temporelle car la dimension individuelle est en général la composante dominante sur les données de panel. Le terme résiduel se décompose de la façon suivante :

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

L'on cherche ainsi à neutraliser les « bruits » et non pas à les faire ressortir comme des signaux à estimer.



MODÉLISATION DES FLUX D'IMPORTATIONS RÉGIONALES

H. HAMMADOU (CESURE),
Christian CALZADA

Le travail présenté dans cet article s'intègre dans la réflexion menée au sein du département des études économiques du SES sur la conception d'un outil de simulation des flux interrégionaux de marchandises (voir Notes de synthèse N°99, février 1996) et traite plus particulièrement ici des flux d'importations régionales de marchandises par produit. Cette démarche vise, sur la base d'une analyse statistique puis économétrique, à fournir des éléments de prévision des flux de trafic à long terme (horizon 2015) sur la base de prévisions macro-économiques régionalisées.

Mesure de l'impact de la spécialisation sectorielle sur l'évolution des flux

L'analyse prospective développée ci-après concerne les flux d'importations régionales de marchandises en tonnages, tous modes confondus sans distinction des zones étrangères d'émission, pour douze familles de produits et sur la période 1975-1992.

Afin d'évaluer l'impact de la spécialisation sectorielle sur l'évolution des flux d'importations, dans chaque région et pour chaque période, une analyse dite « *structurelle-géographique* » (voir encadré 1) a été menée. L'analyse des corrélations dans le temps entre effets de structure et effets géographiques s'avère faible d'une période sur l'autre. On constate par ailleurs une forte instabilité des effets, notamment des effets géographiques. L'analyse moyenne de ces effets sur la période 1975-1992 (tableau 1) fait ressortir que la structure sectorielle des importations a un effet moyen plus important sur leur croissance que leur structure géographique. Le Languedoc-Roussillon et l'Aquitaine sont les seules régions subissant un double effet négatif. En revanche, les régions très ouvertes sur l'extérieur et qui bénéficient d'un effet structurel positif, alors qu'elles subissent un effet géographique négatif, sont caractéristiques de régions à importations diversifiées ; c'est le cas du Nord-Pas-de-Calais, de l'Île-de-France, de la Basse-Normandie et de la Lorraine (graphique 1).

Choix du type de modèle

Les données utilisées comportent une double dimension, temporelle et spatiale (régionale). Les spécifications des modèles de panel classiques ignorent les effets qui proviennent de cette dimension spatiale des échanges, en particulier deux d'entre eux : « *l'autorégression spatiale* » et « *l'autocorrélation spatiale* ». Dans le cadre d'une spécification avec « *autorégression spatiale* », les flux d'importations de chaque région ne sont pas uniquement expliqués par la matrice des variables explicatives mais aussi par les interactions spatiales entre régions. L'autocorrélation spatiale traduit l'idée que les valeurs prises par une variable X dans un ensemble de régions ne sont pas disposées au hasard mais sont souvent proches pour deux observations spatiales voisines. Pour chaque année, les tests effectués concluent à la nullité de ces deux effets. Ce résultat permet de considérer les données non plus comme des données spatio-temporelles mais comme des données individuelles-temporelles. Afin donc de tenir compte de ces deux dimensions, on a eu recours à l'économétrie des données de panel et plus particulièrement aux modèles dits à erreurs composées (MEC) (voir encadré 2).

Choix de la spécification

L'analyse de la variance inter-individuelle et intra-individuelle, l'absence d'hétéroscédasticité dans les séries des variables explicatives et expliquées ainsi que le souci d'appréhender au mieux les effets conjoncturels nous ont conduit à retenir une spécification en variables par tête.

Sur la base de l'analyse des coefficients techniques du tableau *entrées-sorties* des comptes de la nation, une correspondance a été établie entre les familles de produits de la NST et les branches de la NAP 40.

Analyse économétrique par secteur d'importation

L'objectif central de cette étude était la prévision à long terme des flux d'importations régionales par secteur, ce qui a contraint le choix de variables explicatives régionales disponibles sur longue période (en l'occurrence ici le revenu disponible brut régional et les valeurs ajoutées régionales des branches concernées). De même, en matière de projection, on utilise les projections d'emploi en 40 secteurs [modèle DIVA-REGIONS, Bipe] pour les valeurs ajoutées régionales par branche ainsi que les projections de population régionale à l'horizon 2020 issues du modèle OMPHALE (INSEE) pour le RDB régional (tableau 2).

- Le groupe des produits agricoles représente 4% des importations globales. L'on observe que toute baisse de la production agricole française entraîne une hausse des flux d'importations qui se substituent à la production nationale.
- Pour les produits agro-alimentaires (6% des flux d'importations globales), on retrouve une relation inverse entre les flux d'importations et la production agricole. Il existe aussi un phénomène de substitution entre les flux d'importations de produits agro-alimentaires et agricoles.
- Les importations en tonnes de combustibles et minéraux solides ne représentent que 0,09% des flux d'importations globales.
- Les produits pétroliers regroupent les produits pétroliers raffinés et les produits pétroliers bruts et représentent à eux seuls plus de 50% des importations en tonnages. Toutes les variables explicatives ont une relation positive avec les flux d'importations de produits pétroliers, sauf le secteur « électricité, gaz et eau ». On peut supposer la présence d'un phénomène de substitution entre la production électrique et l'importation de produits pétroliers. Ce phénomène traduit les possibilités de substitution entre formes d'énergie et le fait que l'électricité utilisée en France est aujourd'hui principalement d'origine nucléaire.
- Les flux d'importations de produits ferreux regroupent deux secteurs : minerais ferreux et déchets pour la métallurgie, produits métallurgiques ferreux. C'est le deuxième groupe le plus important, du point de vue des tonnages, après celui des produits pétroliers. Il représente 10% des importations globales. L'ensemble des variables a un effet positif sur la variable expliquée, sauf pour la valeur ajoutée de l'industrie mécanique.
- Les flux d'importations de produits non ferreux sont composés de minerais et déchets non ferreux (4B) et des produits métallurgiques non ferreux (5B). C'est un ensemble qui représente une faible part des importations globales (2%). Ils sont principalement utilisés en tant que consommations intermédiaires par le secteur T15A (matériels électriques et électroniques) et en consommation finale par les ménages.
- 7% des importations globales sont concernées par les flux de minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction. Le signe négatif du coefficient du secteur T09 n'est pas surprenant, il traduit sans doute l'existence d'un phénomène de substitution entre les flux d'importations de minéraux bruts ou manufac-

RÉGIONS

turés et matériaux de construction et la production intérieure de matériaux de construction et minéraux divers.

- Les flux d'importations de produits chimiques regroupent cinq groupes de produits ; il est donc naturel de trouver une liste importante de variables explicatives. Celles-ci ont toutes un effet positif sur les flux d'importations, à l'exception du revenu disponible brut, dont l'effet est peu significatif.
- Le groupe des produits en verre, des faïences et des porcelaines représente un très faible tonnage dans les importations globales, proche de 0%. Les variables explicatives ont toutes un effet positif sur les flux d'importations, sauf pour la valeur ajoutée des industries parachimique et pharmaceutique.
- Les flux de machines et articles métalliques ne représentent que 1% des importations globales. Seule la valeur ajoutée de la construction navale et aéronautique a une relation négative avec les flux d'importations de machines et articles métalliques.
- Le secteur des matériels de transport et matériels agricoles (1% du total) n'ont que deux variables explicatives, le revenu disponible brut et le secteur T16 (construction de véhicules automobiles et d'autres matériels de transport terrestre), qui ont toutes deux un effet positif sur l'évolution des flux.
- Les flux d'importations d'autres articles manufacturés qui représentent seulement 3% des importations globales sont expliqués par plusieurs variables. Là aussi ces variables explicatives ont toutes un effet positif sur les flux d'importations du secteur autres articles manufacturés, à l'exception de la valeur ajoutée de la branche « bois, meubles et industries diverses ».

Bilan de l'opération

L'analyse statistique puis économétrique des flux d'importations régionaux a permis de soulever nombre de questions quant à la méthodologie à utiliser. Ainsi l'on s'aperçoit qu'en moyenne la structure sectorielle des importations a un effet sensiblement plus important sur leur dynamique que leur structure régionale. En outre les flux d'importations d'un secteur et d'une région donnés s'avèrent ne pas conditionner les flux d'importations de ce même secteur pour des régions voisines.

La méthodologie économétrique la plus appropriée s'est avérée être celle des données de panel. En effet, face à un problème d'hétérogénéité des flux (les comportements des flux d'importations diffèrent sensiblement d'une région à l'autre), l'utilisation du MEC et le choix d'une spécification en variables par tête permet de donner à ce problème une solution qui intègre mieux les phénomènes conjoncturels.

Exemple de projection à l'horizon 2015 : le secteur des minéraux et matériaux de construction

Le taux de croissance annuel moyen des importations de minéraux et matériaux de construction entre 1975 et 1992 se situait aux alentours de 3%, le taux prévu est de 1,8% et suit donc une légère tendance à la baisse. Les taux de croissance des importations de chaque région sont assez homogènes, compris entre -3,8% et 4,9% par an. Les hausses les plus importantes sont enregistrées dans le Poitou-Charentes avec 4,9% et le Languedoc-Roussillon avec 4,3%. Les seules régions en baisse sont le Limousin (-3,8%) et Provence-Alpes-Côte d'Azur (-0,5%) (tableau 3).

RÉGIONS

Tableau n° 1 : Analyse moyenne des effets géographiques et structurels sur la croissance des importations par produits (1975-1995)

<i>Effet géographique</i> <i>Effet de structure</i>	<i>négatif</i>	<i>positif</i>
<i>négatif</i>	<i>Languedoc-Roussillon, Aquitaine.</i>	<i>Pays de la Loire, Alsace, Haute-Normandie, Rhône-Alpes, PACA.</i>
<i>positif</i>	<i>Nord, Ile-de-France, Basse-Normandie, Lorraine.</i>	<i>Champagne-Ardenne, Bourgogne, Bretagne Auvergne, Picardie, Centre, Corse, Franche-Comté, Poitou-Charentes, Limousin, Midi-Pyrénées.</i>

Tableau n° 3 : Projections à moyen terme du secteur 6A
(Minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction)
TCAM en % (1992-2015)

<i>Régions</i>	<i>Revenu disponible brut régional RDB*</i>	<i>Valeur ajoutée régionale de la branche matériaux de construction VAR T09**</i>	<i>Valeur ajoutée régionale de la branche bâtiment, génie civil et agricole VAR T24**</i>	<i>Estimation MEC</i>
CHAMPAGNE-ARDENNE	-3,4	-4,0	-0,4	3,1
CENTRE	15,3	-1,3	0,2	2,0
BASSE-NORMANDIE	5,0	-1,8	0,4	1,9
BRETAGNE	9,1	-1,9	0,3	3,7
AQUITAINE	13,3	-1,1	0,1	0,5
LANGUEDOC-ROUSSILLON	30,3	-0,2	1,0	4,3
PACA-CORSE	25,1	0,3	0,0	-0,5
NORD	-1,2	-1,8	0,4	3,5
PICARDIE	10,7	-0,4	-2,0	0,5
HAUTE-NORMANDIE	11,0	-2,3	0,3	3,1
BOURGOGNE	1,6	-3,1	-0,5	3,7
LORRAINE	-6,8	-0,8	-0,4	3,3
FRANCHE-COMTE	0,8	-0,4	0,1	3,7
PAYS DE LOIRE	10,6	-1,8	0,2	2,5
POITOU-CHARENTES	0,8	-1,5	-1,0	4,9
MIDI-PYRENEES	9,4	0,3	0,0	2,5
AUVERGNE	-4,7	-1,7	-0,4	0,9
ALSACE	11,6	-1,7	0,2	3,1
ILE-DE-FRANCE	13,5	-2,0	0,1	1,4
LIMOUSIN	-7,1	-0,9	-0,7	-3,8
RHÔNE-ALPES	18,8	-1,1	0,6	2,3
FRANCE				1,8

T09 : Branche matériaux de construction

T24 : Branche bâtiment, génie civil et agricole

RDB* : Les projections du revenu disponible brut régional sont basées sur celles de la population régionale à l'horizon 2020 issues du modèle OMPHALE (INSEE)

** : La projection de la valeur ajoutée des branches T09 et T24 est basée, sur les projections d'emploi régional en 40 secteurs [modèle DIVA-REGIONS, Bipe] pour un scénario dit médian

RÉGIONS

Tableau n° 2 : Résultats des estimations par secteur d'importation
Valeurs des coefficients estimés issus du modèle à erreurs composées (MEC)

NST	0	1	2	(3A+3B)	(4A+5A)	(4B+5B)	6A	6B+7+ 8A+8B+8C	9 A	9 B	9 C	9 D
RDB	-0,66	2,16	0,36	32,23	2,53	0,76	1,89	-2,24	0,39	0,62	0,39	1,84
<i>T</i>	-1,85	-2,64	-0,21	-3,44	-2,27	-2,40	-5,86	-2,07	-5,24	-8,98	6,57	-8,85
VAR T01	-23,36	-69,53										
<i>T</i>	-4,60	-6,46										
VAR T02	61,84	223,31										
<i>T</i>	-3,21	-5,39										
VAR T03	66,58	112,66										
<i>T</i>	-6,63	-7,69										
VAR T05				2210,77								
<i>T</i>				-15,13								
VAR T06			-238,09	-3596,64								
<i>T</i>			-2,35	-9,46								
VAR T07			898,04		1173,88							
<i>T</i>			-5,43		-27,32							
VAR T09							-197,96					
<i>T</i>							-2,47					
VAR T10											60,67	
<i>T</i>											20,14	
VAR T11				3456,09				314,58		-7,58		
<i>T</i>				-8,10				7,58				
VAR T12								391,01		-6,55	-7,41	35,92
<i>T</i>								6,55			-4,15	-3,22
VAR T13								266,32		-7,43		
<i>T</i>								7,43				
VAR T14					-87,33					22,23		
<i>T</i>					-2,02					-12,97		
VAR T15A						-50,97				10,68		
<i>T</i>						-5,31				-4,28		
VAR T16					40,59			147,79	14,39	-7,79	2,90	40,24
<i>T</i>					-1,68			7,79	-13,52		2,91	-10,19
VAR T17										-29,38		
<i>T</i>										-11,04		
VAR T18												80,56
<i>T</i>												-22,06
VAR T19												142,00
<i>T</i>												-4,90
VAR T20												-175,14
<i>T</i>												-10,28
VAR T24							116,00					
<i>T</i>							-4,15					
Constante	172,59	104,68	357,89	916,80	-62,28	96,53	-140,66	-163,17	-1,18	-8,63	-3,84	14,99
<i>T</i>	-6,60	-1,77	-2,04	-2,21	-0,90	-6,09	-1,01	-2,77	-0,28	-2,43	-1,30	-1,04
R ²	0,87	0,97	0,80	0,96	0,65	0,40	0,93	0,96	0,96	0,98	0,98	0,95

1^{re} ligne : valeurs des coefficients estimés

2^{ème} ligne : T représente la statistique de Student

RDB : revenu disponible brut régional

VAR TXX : valeur ajoutée régionale de la branche TXX

Nomenclature produits NST agrégés

0 : Produits agricoles

1 : Agro-Alimentaires

2 : Combustibles minéraux solides

3A+3B : Produits pétroliers

4A+5A : Produits ferreux

4B+5B : Produits non ferreux

6A : Minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction

6B+7+8A+8B+8C : Produits chimiques

9A : Matériel de transport et matériel agricole

9B : Machines et articles métalliques

9C : Verre, faïences, porcelaine

9D : Autres articles manufacturés

Nomenclature des branches NAP 40 (INSEE)

T01 : Agriculture, sylviculture, pêche

T02 : Viandes et produits laitiers

T03 : Autres produits alimentaires

T05 : Pétrole brut et raffiné, gaz naturel

T06 : Electricité, gaz et eau

T07 : Minerais et métaux ferreux

T09 : Matériaux de construction

T10 : Verre

T11 : Chimie de base, fibres synthétiques

T12 : Parachimie et pharmacie

T13 : Fonderie et travail des métaux

T14 : Mécanique

T15A : Matériels électriques et électroniques professionnelle

T16 : Matériels de transport terrestre

T17 : Construction navale et aéronautique

T18 : Textiles et habillement

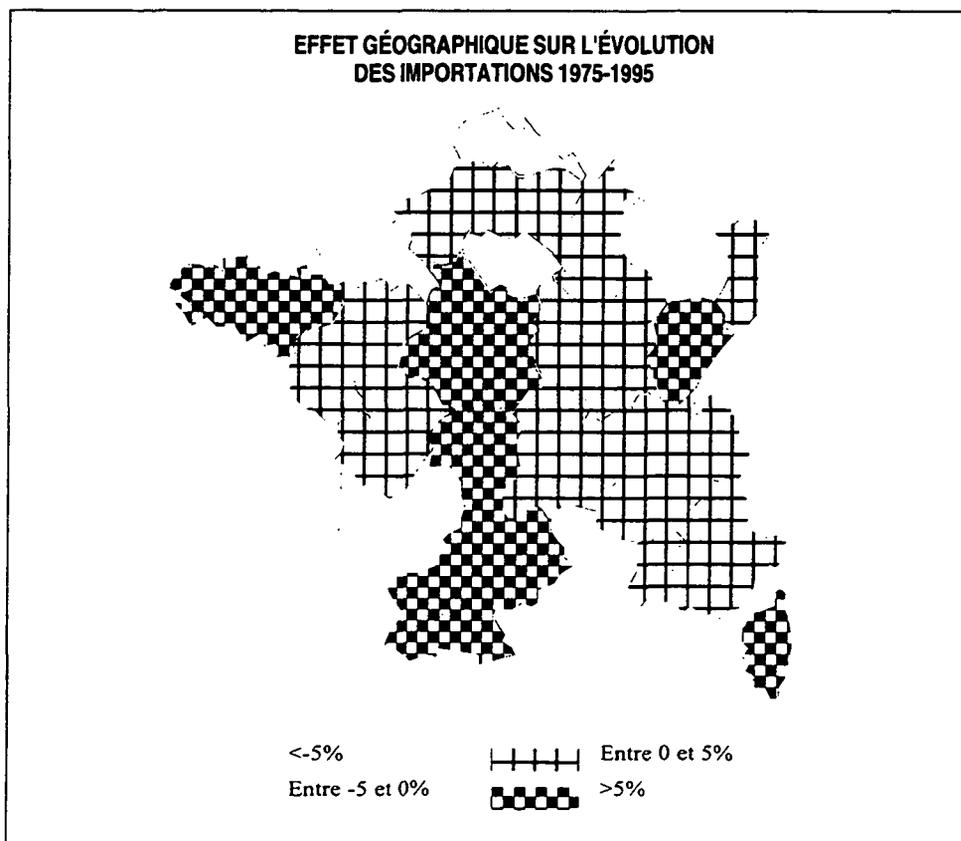
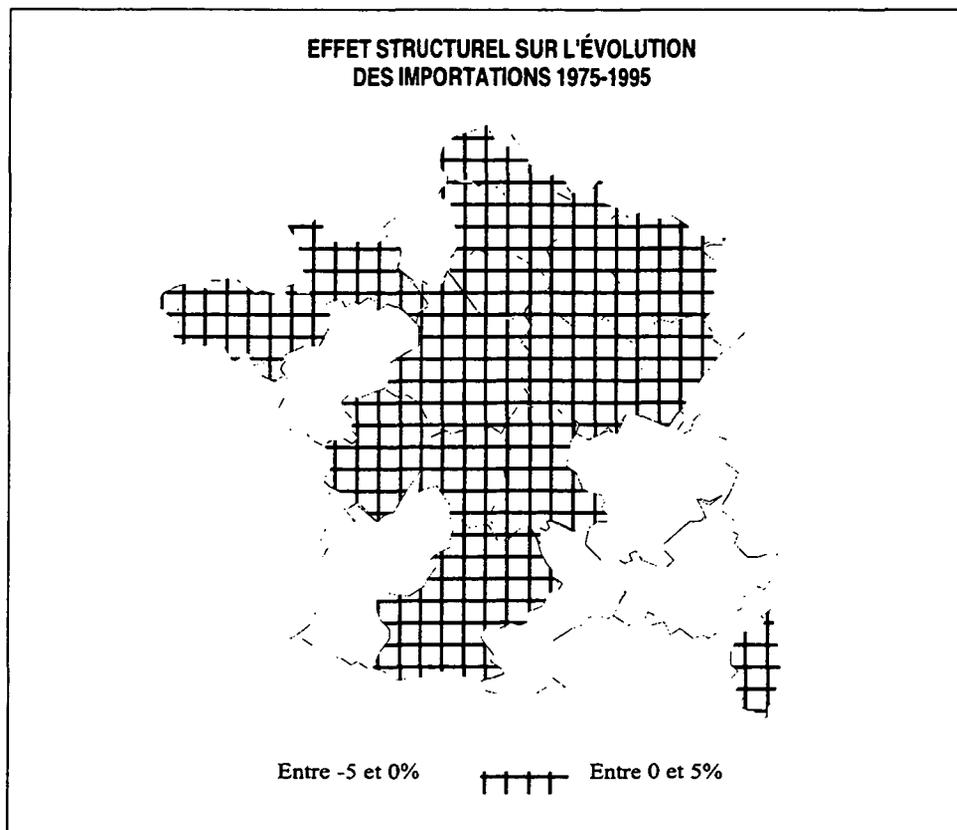
T19 : Cuir et chaussures

T20 : Bois, meubles et industries diverses

T24 : Bâtiment, génie civil et agricole

RÉGIONS

Graphique n° 1



ANALYSE STRUCTURELLE-GÉOGRAPHIQUE :

Soient :

x_{ri} = Taux de croissance des importations du produit i par la région r .

z_{ri} = Volume d'importations en tonnages de la région r pour le produit i en début de période.

A partir de z_{ri} et de x_{ri} , on peut calculer le taux de croissance moyen pour la région r (x_r) et pour le produit i (x_i), ainsi que le taux moyen global (x).

L'analyse *structurelle-géographique* permettra de séparer, dans les différences entre taux moyens régionaux, la part qui revient à l'un et à l'autre des effets dits *structurels* et *géographiques*.

On peut écrire :

$$(1) \quad \begin{cases} x_{ri} = m + e_i + u_{ri} & Eu_{ri} = 0, \quad Vu_{ri} = \sigma^2 / z_{ri} \\ \sum_i z_{ri} e_i = 0 \end{cases}$$

$$\text{où } z_{ri} = \sum_r z_{ri}$$

$$\text{avec } m = x \quad e_i = (x_i - x) \quad u_{ri} = (x_{ri} - x_i)$$

C'est un modèle linéaire qu'on peut estimer par les moindres carrés. Un des principaux défauts de l'analyse *structurelle-géographique descriptive* est que l'effet du facteur géographique n'est pas mesuré directement mais est une moyenne des résidus d'estimation \hat{u}_{ri} . Celle-ci est censée mesurer un effet propre à la région, effet issu d'une composante proprement spatiale ou d'éléments de structure non pris en compte par le découpage en /catégories utilisé. L'interprétation de l'effet géographique n'a donc d'intérêt que si cet effet n'est pas toujours nul. Or, une hypothèse de base du modèle (1) est que les résidus u_{ri} sont d'espérance nulle. Pour traiter ce problème de spécification, il faut, en suivant la proposition de JAYET (1978), introduire explicitement l'effet géographique g_r , ce qui donne le modèle suivant :

$$(2) \quad \begin{cases} x_{ri} = m + e_i + u_{ri} & Eu_{ri} = 0, \quad Vu_{ri} = \sigma^2 / z_{ri} \\ \sum_i z_{ri} e_i = \sum_r z_{ri} g_r = 0 \end{cases}$$

On a maintenant un modèle d'analyse de variance à deux facteurs sans interactions (2). L'estimateur de \bar{m} est, là encore, égal à x . Les estimateurs \bar{e}_i et \bar{g}_r ne peuvent être écrits explicitement. On montre cependant en écrivant les équations normales qu'ils sont liés par les relations suivantes :

$$(3) \quad \begin{aligned} x_r - \bar{m} &= \sum_i \frac{z_{ri}}{z_r} \bar{e}_i + \bar{g}_r \\ x_i - \bar{m} &= \sum_r \frac{z_{ri}}{z_i} \bar{g}_r + \bar{e}_i \end{aligned}$$

En examinant de plus près (3), on constate que cette dernière est une égalité *structurelle-géographique*. Puisque \bar{m} est égal à x , il suffit de la réécrire sous la forme :

$$x_r - \bar{m} = \bar{s}_r + \bar{g}_r$$

où $\bar{s}_r = \sum_i \frac{z_{ri}}{z_r} \bar{e}_i$, qui ne diffère d'une région à l'autre qu'en raison des écarts entre répartitions

à l'intérieur de chaque région, s'interprète comme l'effet structurel. Quant à \bar{g}_r , c'est par définition l'effet géographique (pour plus d'information, voir H. JAYET, *Analyse spatiale quantitative, Une introduction*, Bibliothèque de Science Régionale, Economica, 1993, pp. 35-51).

LE MODÈLE À ERREURS COMPOSÉES (MEC) :

$$\text{Syntaxe générale : } y_{it} = \sum_{j=1}^p x_{j,it} \beta_j + \varepsilon_{it}$$

$$\text{avec : } \varepsilon_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$$

Le MEC revient à décomposer la perturbation en trois parties distinctes :

- une composante temporelle (qui constitue un résumé des variables omises dans la liste des variables explicatives et dont la valeur est identique pour tous les individus à l'instant t),
- une composante individuelle,
- une composante résiduelle.

La méthode d'estimation de ce modèle est basée sur l'utilisation de la variabilité (variance) dans tout ou partie de ces dimensions. Ainsi, la décomposition de la variance totale de chaque série en deux sous-variances orthogonales : *inter-individuelle* (ou inter, dite aussi BETWEEN) et *individuelle* (ou intra, dite aussi WITHIN), nous fournit une indication sur la variabilité dominante.

Cette décomposition s'écrit : $\text{Var}_{\text{tot}} = \text{Var}_{\text{intra}} + \text{Var}_{\text{inter-ind}}$

$$\text{Où : } \text{Var}_{\text{tot}} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - y_{..})^2 \quad \text{avec} \quad y_{..} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$$

$$\text{Var}_{\text{inter-ind}} = T \sum_{i=1}^N (y_{i.} - y_{..})^2 \quad \text{avec} \quad y_{i.} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

$$\text{Var}_{\text{intra}} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - y_{i.})^2$$

Suivant la spécification retenue et les méthodes d'estimation, on choisit de privilégier telle ou telle variabilité. Pour le modèle à erreurs composées, on ne décompose (le plus souvent) le terme résiduel qu'en incluant une perturbation aléatoire individuelle, sans considérer la perturbation temporelle car la dimension individuelle est en général la composante dominante sur les données de panel. Le terme résiduel se décompose de la façon suivante :

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

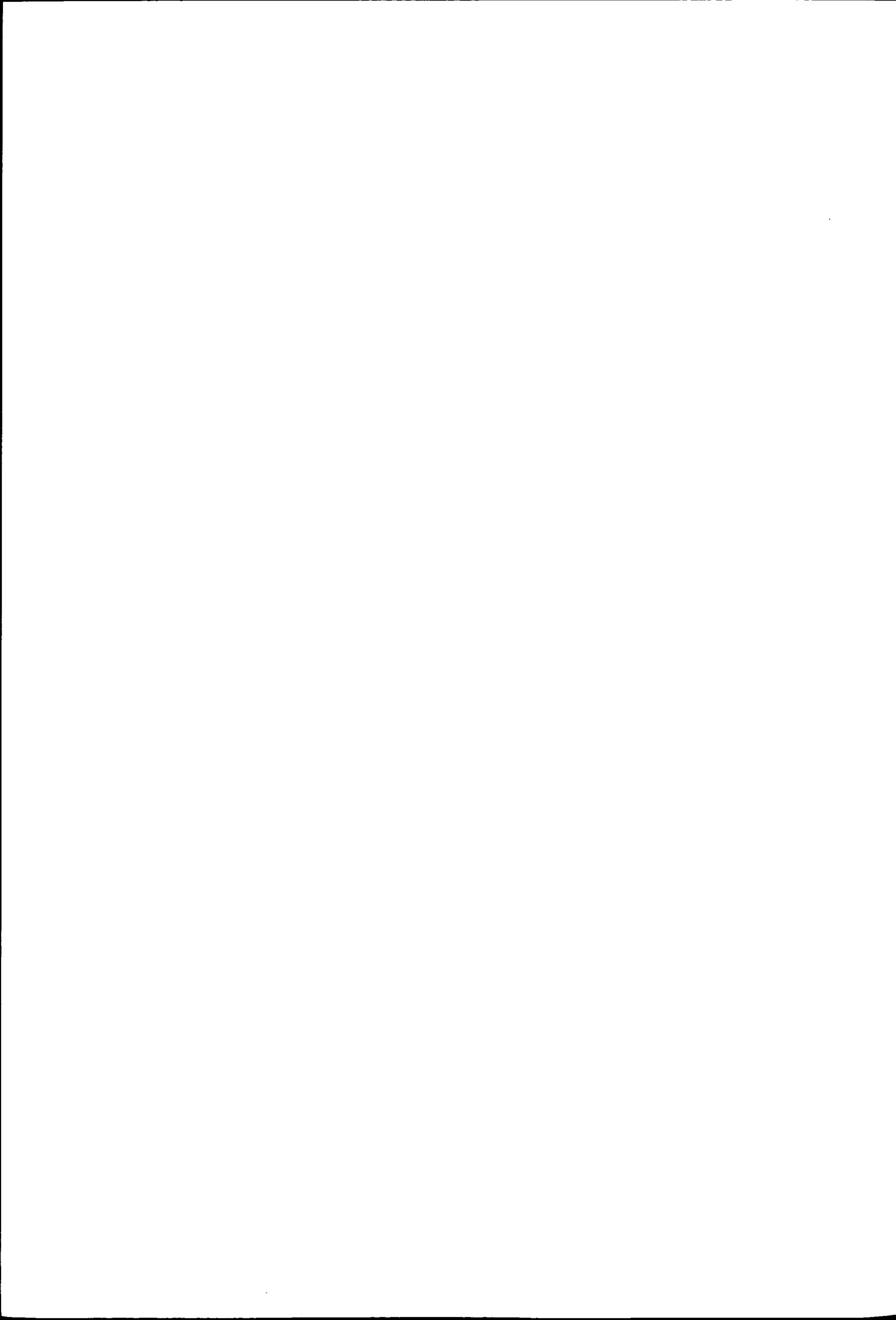
L'on cherche ainsi à neutraliser les « bruits » et non pas à les faire ressortir comme des signaux à estimer.

**MODELES D'INTERACTIONS SPATIALES
EFFETS FRONTIERES ET EFFETS RESEAUX**

Didier ROBERT (Equipe P.A.R.I.S.)

Documents fournis :

- copie du papier présenté au dernier congrès de l'ASRDLF 1997,
- notes de synthèse parues sur le domaine à ce jour : 10/96, 06-07/97.



**FRONTIERES ET ECHANGES ECONOMIQUES DANS UNE EUROPE
EN VOIE D'INTEGRATION**

L'étude de l'*effet frontière* dans les échanges interrégionaux franco-belges

Didier ROBERT

Ministère de l'Équipement, du Transport et du Logement - DAEI - SES - Direction des Etudes Economiques

Equipe PARIS - CNRS - Université Paris I

FRONTIERES ET ECHANGES ECONOMIQUES DANS UNE EUROPE EN VOIE D'INTEGRATION

L'étude de l'*effet frontière* dans les échanges interrégionaux franco-belges

Présentation

L'étude des échanges entre espaces géographiques (villes, régions, pays,...) marque l'importance de leurs ressemblances, de leur complémentarité, des liens de coopération qu'ils développent. Par ailleurs, la prise en considération de l'espace et de ses structures révèle l'importance sur ces échanges de la séparation spatiale et, plus précisément, de son coût de franchissement, ainsi que l'existence d'éventuelles limites comme autant d'obstacles aux échanges.

Ce travail de recherche se propose de revenir sur l'intégration de l'analyse de l'*effet de barrière* dans l'étude des échanges. Il complète une présentation des modèles les plus courants par l'analyse des échanges dans un ensemble constitué des régions françaises et provinces belges. La question posée est celle de l'existence - ou plutôt de la subsistance - d'un *effet frontière* entre deux pays en voie d'intégration économique et politique depuis de nombreuses années déjà. Cet exemple illustre la problématique et permet d'en envisager les développements futurs. Il renvoie aux interrogations portant sur la complexité des *effets de barrière* analysés mais aussi sur la mise en évidence de l'existence même d'une limite pas toujours connue par avance.

I. La modélisation de l'effet de barrière

Le rôle de la distance sur les relations entre espaces

L'explication spatiale des échanges se fonde avant tout sur le rôle de la distance. C'est l'idée de H. Rémond selon laquelle l'analyse spatiale puise sa spécificité dans l'étude des effets de l'éloignement.

A l'analyse économique traditionnelle fondée sur l'explication des masses - capacités de production et de consommation des lieux - l'analyse spatiale ajoute le rôle de la distance. L'influence de celle-ci se traduit sous la forme d'une loi la faisant apparaître comme un frein aux échanges : l'interaction entre deux lieux éloignés est inversement proportionnelle à la distance qui les sépare.

Les modèles d'interaction spatiale

De cette conceptualisation simple des échanges ont découlé, par analogie à la théorie newtonienne de la gravité, les modèles d'interaction spatiale. Ils sont de la forme :

$$F_{ij} = f(E_i, R_j, I_{ij})$$

Ils correspondent à une explication des flux (F_{ij}) comme fonction de la capacité d'émission du lieu d'origine (E_i), de la capacité de réception du lieux de destination (R_j), et d'une fonction de relation caractérisant la séparation spatiale entre i et j .

Cherchant à isoler l'influence de la distance sur les échanges, les modèles d'interaction spatiales se sont peu à peu diversifiés et complexifiés. Le modèle utilisé dans cette étude s'inspire des travaux de A. Wilson datant du début des années 70. Il s'agit d'un modèle gravitaire à double contrainte qui tient compte du pouvoir explicatif des marges de la matrice des relations (capacités de réception et d'émission) dans sa recherche du rôle de la distance. Il se cache ainsi derrière le modèle à double contrainte une idée d'interaction particulièrement appropriée à l'étude d'un système d'échange. De plus, par rapport au modèle gravitaire à simple contrainte de conservation du total des flux, ce modèle propose un ajustement nettement supérieur. Il est cependant très difficile d'incorporer de nouvelles variables explicatives dans le modèle de maximisation de l'entropie utilisé par Wilson. C'est pourquoi la modélisation des échanges est ici réalisée à l'aide d'une régression de Poisson dont les contraintes sur les origines et les destinations sont celles du modèle de Wilson :

$$F_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln E_i + \beta_2 \ln R_j + \beta_3 \ln D_{ij})$$

où F_{ij} est le flux entre i et j , D_{ij} la distance entre i et j (ou son coût de franchissement). E_i , capacité d'émission du lieu d'origine i , et R_j , capacité de réception du lieu de destination j , sont conservés à l'aide des paramètres β_1 et β_2 . La fonction d'interaction spatiale est exprimée sous la forme d'une fonction de pareto (puissance négative). Ainsi, le paramètre β_3 traduit le rôle de la distance sur les échanges. S'il est supérieur à 0, la distance joue un rôle positif sur l'intensité des échanges. Plus il est négatif, plus l'augmentation de la distance tend à diminuer les échanges¹. Le critère d'ajustement est la deviance:

$$\text{Deviance} = 2 \left[\sum_i \sum_j F_{ij} \cdot \ln(F_{ij}/F_{ij}^*) \right]$$

¹ Dans l'étude des relations interrégionales franco-belges, les β , tous négatifs, sont présentés en valeur absolue.

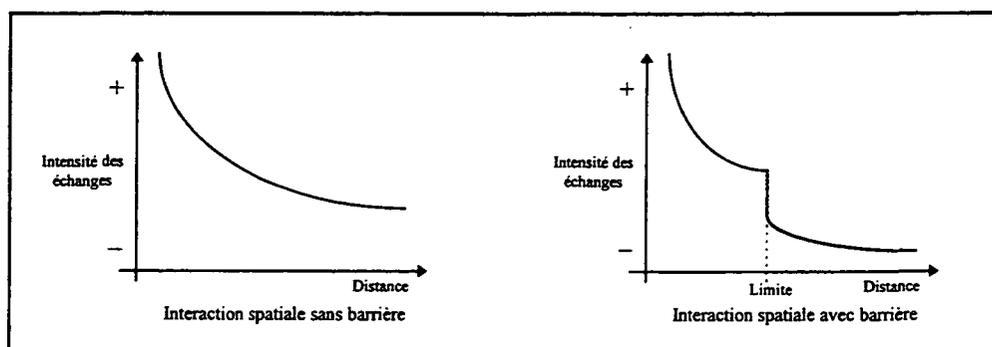
Il est à noter que la deviance tend asymptotiquement vers le χ^2 , avec l'augmentation du nombre et de l'importance des flux. L'amélioration de la qualité de l'ajustement se traduit par une diminution de la déviance. Le gain explicatif apporté par l'introduction d'une variable supplémentaire dans le modèle est jugé par la comparaison avec la deviance d'un modèle de référence : le modèle nul dans lequel F_{ij} est le flux moyen ou le modèle réalisé uniquement sur les marges².

L'introduction à la notion de barrière

L'utilisation des modèles d'interaction spatiale a peu à peu fait apparaître le rôle d'un facteur explicatif des relations entre deux lieux. Outre les capacités d'échanges des lieux (qui par ailleurs renvoient à diverses problématiques telles celles des spécialisations économiques) et l'influence de la distance, les échanges entre deux lieux sont dépendants de l'existence ou non de barrières.

Au sens large, une barrière correspond à une limite entre deux espaces. Elle traduit donc une discontinuité entre ces espaces, discontinuité de type administratif, monétaire, linguistique, etc. Plus précisément, on parle d'effet de barrière pour qualifier l'effet négatif de cette limite sur les échanges réalisés entre les espaces qu'elle différencie. En effet, l'existence d'une barrière se marque souvent par des échanges relativement faibles entre les lieux situés de part et d'autre de cette limite et, réciproquement, par des échanges plus importants, toutes choses égales par ailleurs quant aux capacités d'échanges et à la distance, entre les lieux non « séparés » par cette limite. Elle se traduit par une discontinuité soudaine dans la fonction d'interaction spatiale (figure 1).

Figure 1. L'influence d'une barrière sur l'interaction spatiale.



D'après Nijkamp P., Rietveld P., Salomon I. (1990).

² Pour une présentation plus complète de la modélisation de l'interaction spatiale par une régression de Poisson et sa comparaison avec le modèle de maximisation sous contrainte de l'entropie de Wilson, on peut se reporter à l'article de Flowerdew (1991).

Les modèles d'interaction géographique

La mesure de l'effet de barrière, afin de pouvoir analyser son influence sur différents espaces et son évolution dans le temps, peut être effectuée à l'aide d'un modèle d'interaction spatiale ou au travers d'un modèle qualifié d'interaction géographique.

Dans un modèle d'interaction spatiale, c'est la comparaison entre les flux intranationaux et internationaux (si la limite est nationale), entre ce qu'ils sont (flux observés) et ce qu'ils devraient être (flux estimés) en l'absence d'une barrière, qui fournit cette estimation. Elle repose donc sur les résultats de la modélisation, c'est pourquoi on parle de mesure *a posteriori* de l'effet de barrière.

Le modèle d'interaction géographique réalise une mesure *a priori* de l'effet de barrière. Cette mesure est en effet directement intégrée au modèle, sous la forme :

$$F_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln E_i + \beta_2 \ln R_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 A_{ij})$$

où A_{ij} exprime l'appartenance de deux lieux mis en relation à un même espace. A_{ij} est égal à 1 lorsque les deux lieux mis en relation ne relèvent pas du même ensemble et à 0 dans le cas contraire d'une appartenance commune. β_4 exprime l'effet de barrière. Dans ce travail, il est présenté sous la forme $\gamma = 1 / \exp(\beta_4)$. Compris entre 0 et 1, plus γ est faible, plus l'effet de barrière est important. Un γ supérieur à 1 traduit une « anti-barrière » : deux lieux n'appartenant pas au même ensemble échangent relativement plus que deux lieux appartenant à un même ensemble. Ce peut être partiellement le cas de certaines régions transfrontalières.

Le modèle d'interaction géographique mesure donc simultanément l'influence sur les échanges de la distance et du franchissement d'une limite. Il est à la fois modèle d'interaction spatiale et territoriale. Contrairement au modèle d'interaction spatiale qui tend à révéler l'existence d'une limite, il présuppose la connaissance de la partition. Il a de plus l'avantage de limiter l'effet de la corrélation entre distance et barrière. Dans la plupart des cas, la structure des ensembles spatiaux analysés se traduit par l'existence d'une distance moyenne plus élevée dans le cas des échanges internationaux qu'intranationaux. Une région française, par exemple, est en moyenne plus proche d'une autre région française que d'une région belge. Cette particularité du rapport entre distance et appartenance correspond à l'augmentation du frein de la distance dans un modèle d'interaction spatiale, du fait de la prise en charge d'une partie de l'effet de la barrière. Le modèle d'interaction géographique, isolant ces deux effets, tend à diminuer le frein de la distance.

II. Application au cas des échanges interrégionaux des régions françaises et belges

La constitution d'une matrice d'échange composée des régions françaises (21 régions, la Corse est incluse dans PACA) et des provinces belges (10 provinces, Bruxelles est « rattachée » au Brabant Flamand) permet de s'interroger sur l'existence d'un *effet de barrière* entre ces deux états. Plus précisément, s'agissant d'une limite politique, on parlera ici d'*effet frontière*. Cette étude porte sur des flux routiers de marchandises. Ces informations, fournies en volume, proviennent de l'INS belge et du SITRAM français. La matrice établie permet de distinguer neuf types de marchandises. De plus, il faut souligner que la diagonale de cette matrice est nulle. Les flux intrarégionaux, et ainsi l'hypothèse économique d'une possible totale substitution des importations par une production locale, ne sont donc pas considérés.

L'analyse de l'interaction spatiale

Le pouvoir explicatif de la distance

La modélisation des échanges interrégionaux franco-belges par un modèle d'interaction spatiale à double contrainte fournit une première mesure du frein de la distance. Il est toutefois nécessaire de préciser que, par rapport au modèle nul dans lequel l'estimation repose sur les flux moyens, un modèle ne tenant compte que des masses améliore sensiblement la deviance qui passe de 9 357 790 à 7 398 691. Selon les termes employés par Flowerdew, la deviance de ce modèle « rend compte » de 20,9 % de la deviance totale. A elles seules les capacités d'émission et de réception des lieux revêtent donc un faible pouvoir explicatif. L'apport de l'analyse spatiale se traduit par une forte amélioration de l'explication des flux. L'ajout de la distance dans ce modèle contribue en effet à réduire la deviance à 1 808 043, soit une explication par ce modèle de 80,7 % de la deviance totale, ou de 75,6 % si l'on considère comme référence le modèle qualifié d'interaction économique.

La distance semble donc jouer un rôle significatif sur les échanges au sein de l'espace constitué par les régions françaises et belges. Elle est un frein relativement important aux échanges (valeur de β dans le tableau 1). Il convient toutefois de nuancer cette influence, d'une part selon le type de marchandises concerné (deux exemples dans le tableau 2) et, d'autre part selon la mesure de la distance considérée. Dans le but de conserver un certain « réalisme » par rapport à l'information étudiée, les modélisations reposent ici sur la matrice des distances routières correspondant au trajet le plus rapide. Ce choix n'est pas exempt de défauts : il ne correspond pas toujours au meilleur

ajustement - dans le cas présent, celui proposé par la distance euclidienne s'est révélé meilleur - et tend à augmenter les distances, particulièrement pour les longs trajets, dans la mesure où, fréquemment, la préférence pour l'accès à une infrastructure routière implique un détour de quelques kilomètres. Quoi qu'il en soit ce modèle fournit une explication satisfaisante des échanges dans laquelle le frein de la distance est relativement important (β de 1,84).

Tableau 1. Les résultats fournis par les différents modèles

Modèle	Frein de la distance β	Effet frontière γ	Déviance
<i>Interaction moyenne</i> (flux moyen)	-	-	9 357 790
<i>Interaction économique</i> (masses)	-	-	7 398 691 20,9 % / -
<i>Interaction spatiale</i> (masses et distances)	1,84	-	1 808 043 80,7 % / 75,6 %
<i>Interaction territoriale</i> (masses et barrière)	-	0,06	3 828 821 59,1 % / 48,2 %
<i>Interaction géographique</i> (masses, distances et barrière)	1,64	0,14	894 107 90,4 % / 87,9 %

Tableau 2. Les résultats pour deux types de marchandises différentes

Marchandise - modèle	β	γ	Déviance
Minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction			
<i>Interaction moyenne</i>	-	-	3 623 431
<i>Interaction économique</i>	-	-	2 793 730 22,9 % / -
<i>Interaction spatiale</i>	2,28	-	915 230 74,7 % / 67,2 %
<i>Interaction territoriale</i>	-	0,03	1 689 781 53,4 % / 39,5 %
<i>Interaction géographique</i>	2,11	0,07	652 130 82 % / 76,6 %
Produits chimiques			
<i>Interaction moyenne</i>	-	-	541 934
<i>Interaction économique</i>	-	-	340 772 37,1 % / -
<i>Interaction spatiale</i>	1,49	-	129 258 76,1 % / 62,1 %
<i>Interaction territoriale</i>	-	0,09	165 142 69,5 % / 51,5 %
<i>Interaction géographique</i>	1,56	0,21	78 629 85,5 % / 76,9 %

L'analyse des échanges interrégionaux

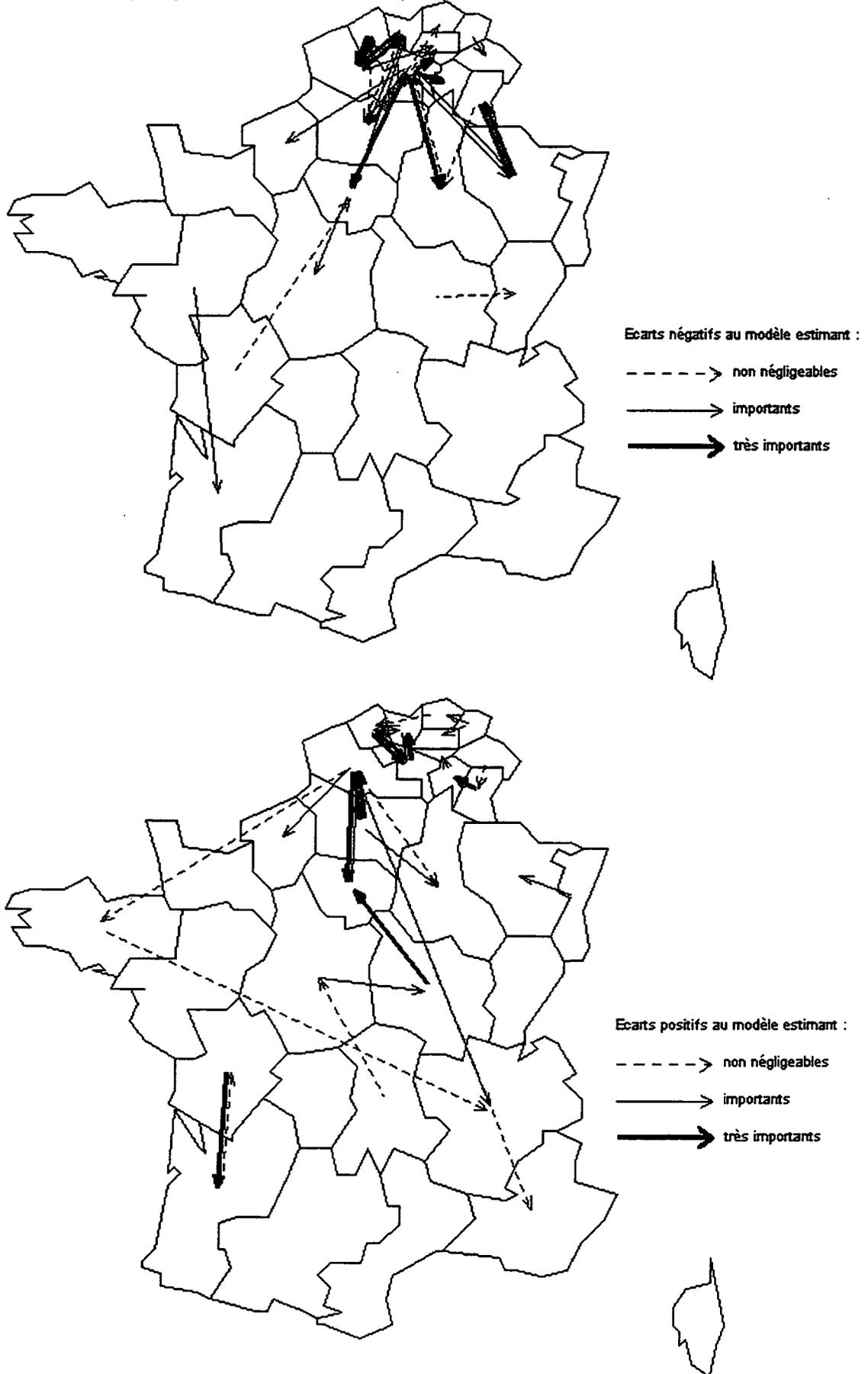
L'analyse des résidus, différences entre les flux observés et les flux estimés, révèle une structure particulière des échanges³. Les résidus positifs concernent essentiellement les échanges entre régions d'un même pays, alors que la plupart des résidus négatifs traversent la frontière entre la France et la Belgique (cartes 1, 2 et 3, tableau 3). Les trente plus forts résidus positifs sont

³ Dans cette étude, les résidus considérés sont des résidus relatifs :

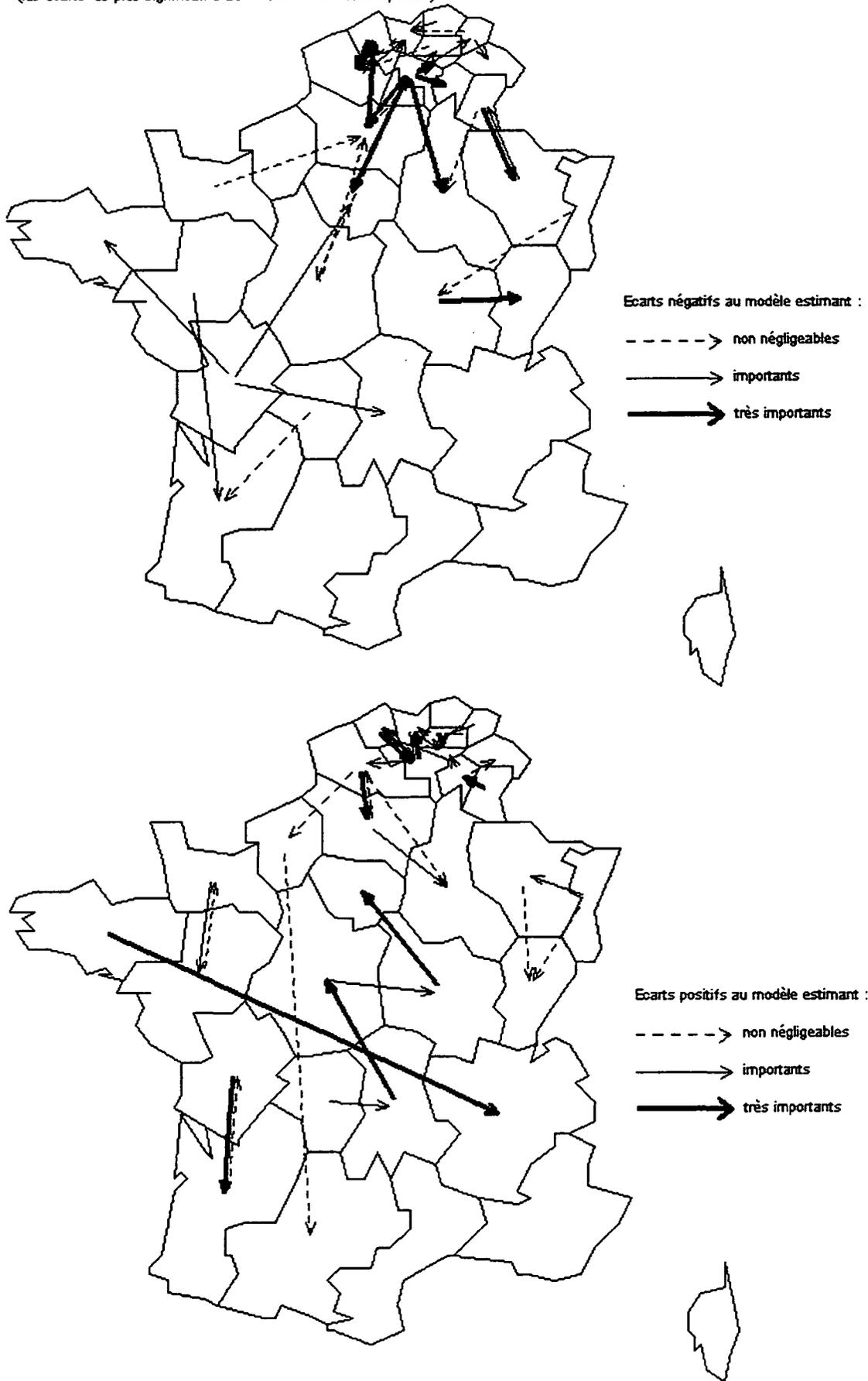
$$r_{ij} = \text{signe}(F_{ij} - F'_{ij}) \times \sqrt{d_i}$$

où d_i est la déviance incrémentée pour chaque observation au cours de la convergence vers une déviance minimale. Ces résidus sont très proches des résidus obtenus avec le χ^2 .

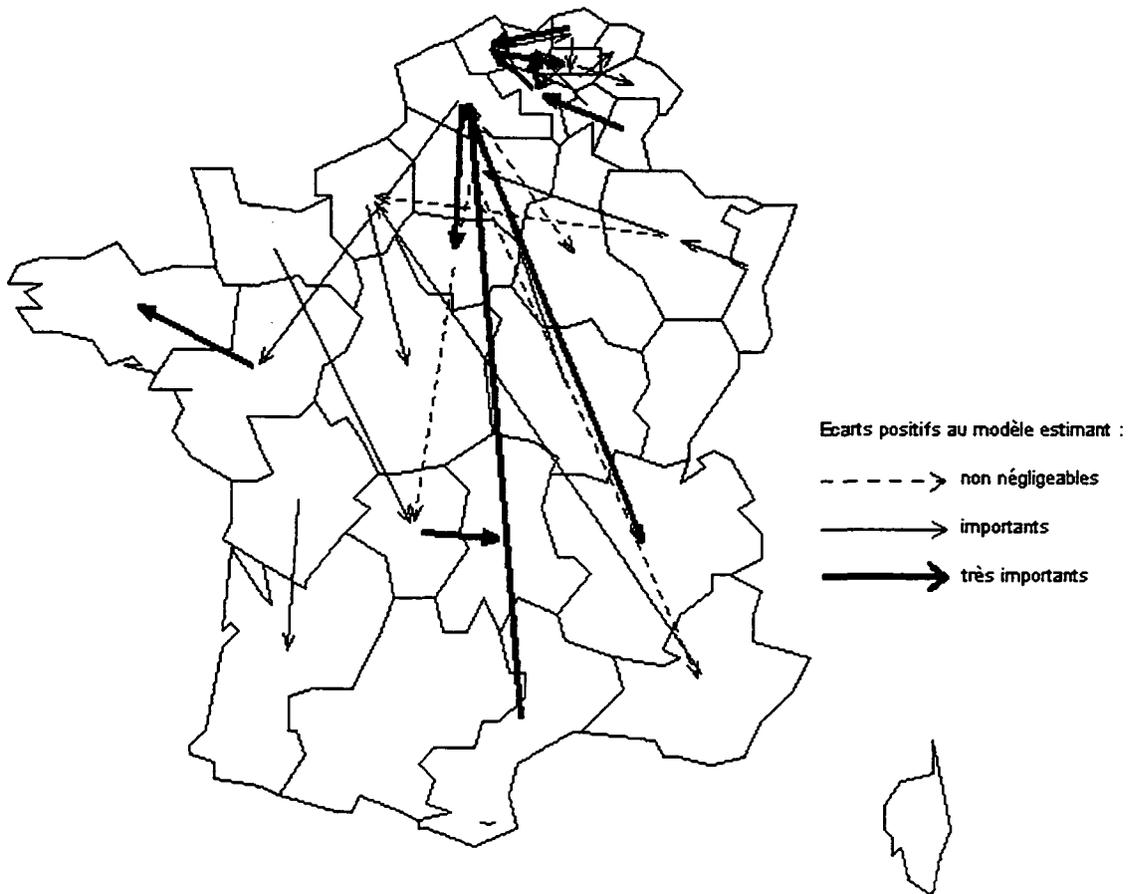
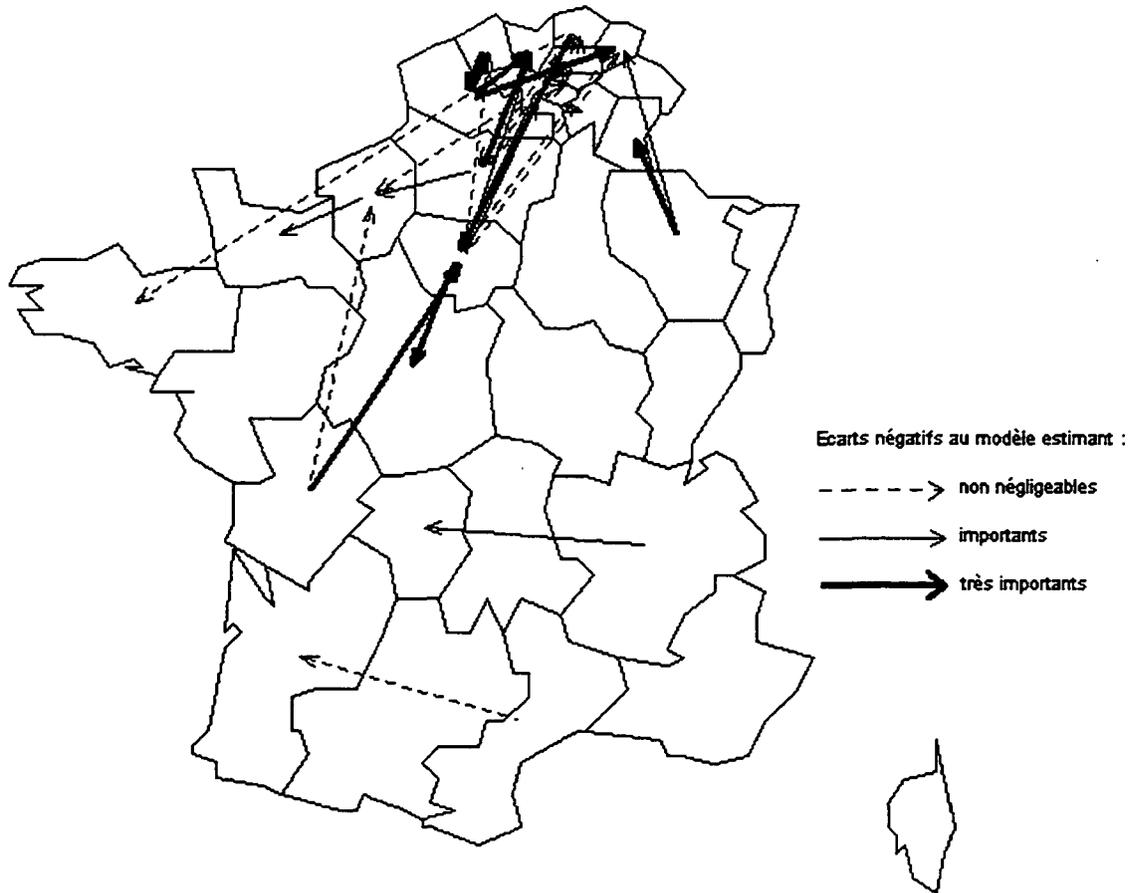
Carte 1 : les échanges interrégionaux routiers de marchandises en 1989
(les écarts les plus significatifs au modèle d'interaction spatiale)



Carte 2 : les échanges de produits bruts ou manufacturés et matériaux de construction
(les écarts les plus significatifs au modèle d'interaction spatiale)



Carte 3 : les échanges de produits chimiques
(les écarts les plus significatifs au modèle d'interaction spatiale)



L'effet frontière dans les échanges interrégionaux franco-belges

Une mesure « a posteriori » de l'effet frontière

Le modèle d'interaction spatiale offre, par ailleurs, la possibilité de mesurer l'ampleur de l'effet frontière existant, s'il existe (tableau 4). Il s'agit d'une mesure a posteriori, car réalisée à l'aide des résultats fournis par ce modèle. Elle repose sur une double comparaison : des flux observés et des flux estimés, des flux intranationaux et des flux internationaux. Le coefficient de barrière ainsi obtenu est de 3,87. Il traduit une division d'autant des flux internationaux par rapport aux flux intranationaux. Dans le cas des échanges routiers de marchandises des régions françaises et belges, la frontière constitue donc un obstacle important.

Cependant, en raison de la tendance à la prise en charge d'une partie de l'effet frontière par le frein de la distance dans les modèles d'interaction spatiale, les mesures réalisées sont imparfaites. C'est pourquoi il est nécessaire de construire un modèle d'interaction géographique.

Tableau 4. La mesure a posteriori de l'effet frontière

Somme des flux observés

	Belgique	France	Total
Belgique	1 134 648	140 317	1 274 965
France	92 377	2 677 412	2 769 789
Total	1 227 025	2 817 729	4 044 754

	Total
Intra	3 812 060
Inter	232 694

Somme des flux estimés⁴

	Belgique	France	Total
Belgique	867 288	407 728	1 275 016
France	359 713	2 410 046	2 769 759
Total	1 227 001	2 817 774	4 044 775

	Total
Intra	3 277 334
Inter	767 441

⁴ Par définition, les sommes en lignes des matrices des flux observés et estimés sont égales. Les légères différences qui apparaissent ici sont liées aux approximations retenues dans les calculs.

Coefficient d'appartenance (flux observés/flux estimés)

	Belgique	France
Belgique	1,31	0,34
France	0,26	1,11

	Total
Intra	1,16
Inter	0,30

$$\text{Coefficient de barrière} = 1,16 / 0,30 = 3,87$$

Le modèle d'interaction géographique : une étude « a priori » de l'effet frontière

La réalisation d'un modèle d'interaction géographique a pour objectif de prendre en compte simultanément le rôle de la distance et celui de la frontière sur les échanges, ceci afin de mieux isoler leurs effets respectifs. Par rapport au modèle d'interaction spatiale, on constate une légère baisse de l'influence négative de la distance (β de 1,64) et une relative augmentation de l'effet frontière (γ de 0,14). Le franchissement de la frontière, limite territoriale, correspond à une division par 7 des flux. Avec une deviance de 894 007, la qualité d'ajustement du modèle d'interaction géographique est nettement supérieure à celle du modèle d'interaction spatiale. A titre de comparaison, il faut noter qu'un modèle d'interaction territoriale qui explique les flux par les masses et l'influence de la limite, avec une deviance de 3 828 821 rend compte de 59,1 % de la deviance maximale. L'influence de la limite sur les échanges est alors très forte : la valeur de β est de 0,06. Cette division par 16,7 des échanges est relativement normale dans la mesure où l'effet frontière mesuré dans un modèle d'interaction territoriale traduit aussi une partie non négligeable de l'effet de la distance.

Les résultats obtenus par type de marchandises sont assez différents (tableau 2). Par exemple, dans les modèles d'interaction géographique, le frein de la distance est relativement important pour les échanges de produits de la catégorie NST 6 (minéraux bruts ou manufacturés et matériaux de construction) mais bien plus faible dans la catégorie NST 8 (produits chimiques). Pour explication, il faudrait peut-être se référer à la forte concentration de certaines de ces productions ou, comme pour les produits manufacturés, à la moindre importance des coûts de transport par rapport à leur valeur ou par rapport au gain de la concentration spatiale de la production.

L'effet frontière varie également selon les marchandises. Ainsi, la barrière est très marquée dans la catégorie NST 6, la division des flux étant supérieure à treize. Elle est plus perméable aux échanges de produits chimiques NST 8 pour lesquels cette division est inférieure à quatre. Par ailleurs, les résidus relatifs révèlent des structures d'échange très différentes (cartes 2 et 3).

III. Limites et perspectives de l'analyse de l'effet de barrière

Précision sur l'effet de barrière

La sensibilité à la distance

La représentation de l'effet de barrière par un unique paramètre constitue une simplification de la réalité. La sensibilité des échanges à l'appartenance territoriale des lieux mis en relation tend en effet à se différencier en fonction de plusieurs critères parmi lesquels figure la distance de la relation. Dans le cas des échanges interrégionaux franco-belges, une estimation a posteriori de l'effet de barrière par classe de distance, donc réalisée à partir des résidus du modèle d'interaction spatiale, révèle cette sensibilité à la distance (tableau 5). Les échanges à plus courtes distances sont nettement moins sensibles à la barrière. Il est à noter que leur importance relative dans la matrice des flux se retrouve dans l'estimation globale de l'effet de barrière, nettement plus proche des deux premières classes de distance puisque correspondant à une division par 3,87 des flux. Une possible explication de cette variation réside dans le rôle particulier de certaines régions frontalières. Il convient en effet de distinguer aussi les variations géographiques, et non plus uniquement spatiales, de l'effet de barrière.

Tableau 5. La variation de l'effet de barrière selon la distance

Classe de distance en km	Effet de barrière (a posteriori)
0 - 300	3,80
300 - 600	3,41
600 - 900	4,68
900 - 1200	4,98

Les variations géographiques de l'effet de barrière

La prise en compte de la structure de l'espace considéré contribue à relativiser l'apparente simplicité de l'action conjuguée de la distance et de la barrière sur les échanges. La réalisation d'un modèle laissant à la contiguïté entre régions le soin d'expliquer les flux est éclairante. Il se présente sous la même forme que le modèle d'interaction territoriale mais remplace A_{ij} par C_{ij} , valeur issue d'une matrice de contiguïté d'ordre 1.

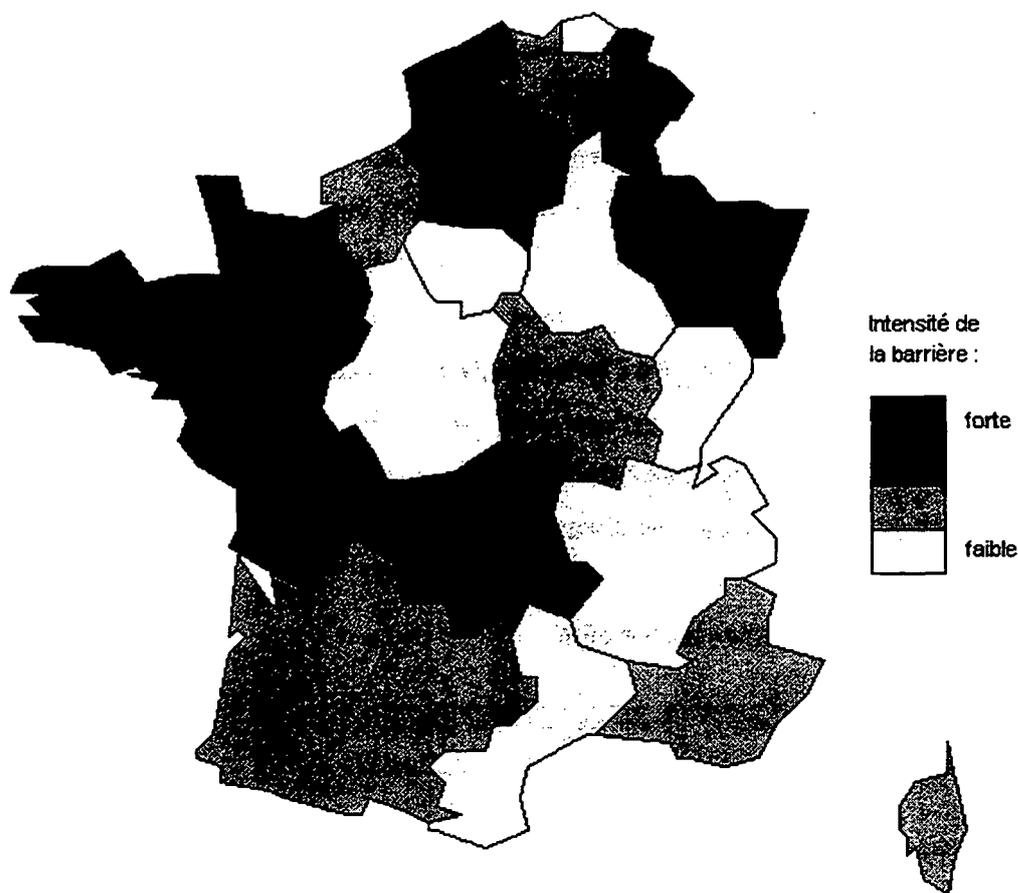
Avec une déviance de 2 809 394, ce type de proximité possède un pouvoir explicatif du système d'échange assez élevé, nettement supérieur à celui du modèle d'interaction territoriale mais inférieur à celui du modèle d'interaction spatiale (tableau 6). Avec un γ alors égale à 0,1, la relation d'une région avec une région non contiguë est divisée de presque dix par rapport à la relation avec une région contigue, à capacité d'émission et réception équivalente. En intégrant la contiguïté, la déviance du modèle d'interaction géographique est réduite à 660 379, ce qui prouve l'existence d'une valeur explicative propre associée à cette variable. L'importante diminution du frein de la distance laisse à penser que la contiguïté met en valeur une logique différenciant les flux à courte distance des autres. Il semble ainsi que ce paramètre traduise l'influence du découpage régionale sur les échanges. Le paramètre de contiguïté rend compte, en quelque sorte, du caractère « arbitraire » du découpage, dans la mesure où ce dernier regroupe des flux interrégionaux parmi lesquels certains relèvent d'une problématique des échanges bien plus locale que d'autres.

Tableau 6. L'explication des échanges par la contiguïté.

Modèle	Contiguïté γ'	Frein de la distance β	Effet frontière γ	Deviance	
<i>Interaction moyenne</i>	-	-	-	9 357 790	
<i>Interaction économique</i> (masses)	-	-	-	7 398 691	20,9 % / -
<i>Interaction « contiguïté »</i> (masses et contiguïté)	0,10	-	-	2 809 394	70 % / 62 %
<i>Interaction géographique</i> (masses, contiguïté, distances et barrière)	0,45	-1,09	0,15	660 379	92,9 % / 91,1 %

Par ailleurs, l'application région par région de la méthode d'évaluation a posteriori de l'effet de barrière souligne l'existence, concernant les échanges, de différences de comportement des régions (carte 4). La grande diversité des situations amène à s'interroger sur le concept même d'effet de barrière.

Carte 4. L'effet de barrière régional



La complexité de l'effet de barrière

Les nombreuses limites rencontrées dans l'explication des relations interrégionales françaises et belges, parmi lesquelles la sensibilité de l'effet de frontière à la distance et sa variation dans l'espace géographique, révèlent la complexité de cette notion. La pluralité spatiale et géographique des situations (tableau 5 et carte 4) réside en grande partie dans la complexité des dynamiques contribuant à l'apparition d'un effet de barrière. Ainsi, derrière la même notion de discontinuité se cachent les interdépendances entre différents phénomènes. Bien qu'implicitement contenu dans la littérature scientifique qui aborde le plus souvent l'effet de barrière par une des quatre approches schématisées dans la figure 2, l'idée d'existence même d'une véritable théorie de l'effet de barrière tend à s'affirmer. Elle impose par exemple, dans le cas de l'analyse d'échanges interrégionaux, de considérer l'ensemble des dynamiques qui pourraient expliquer les situations rencontrés. Ainsi, alors que les modèles d'interaction spatiale reposent essentiellement sur le couplage entre les approches par les flux et les semis, l'explication d'échanges interrégionaux peut avantageusement tirer partie de l'intégration de questions relatives au rôle des réseaux (figure 3).

Figure 2. Les différentes approches de l'effet de barrière.

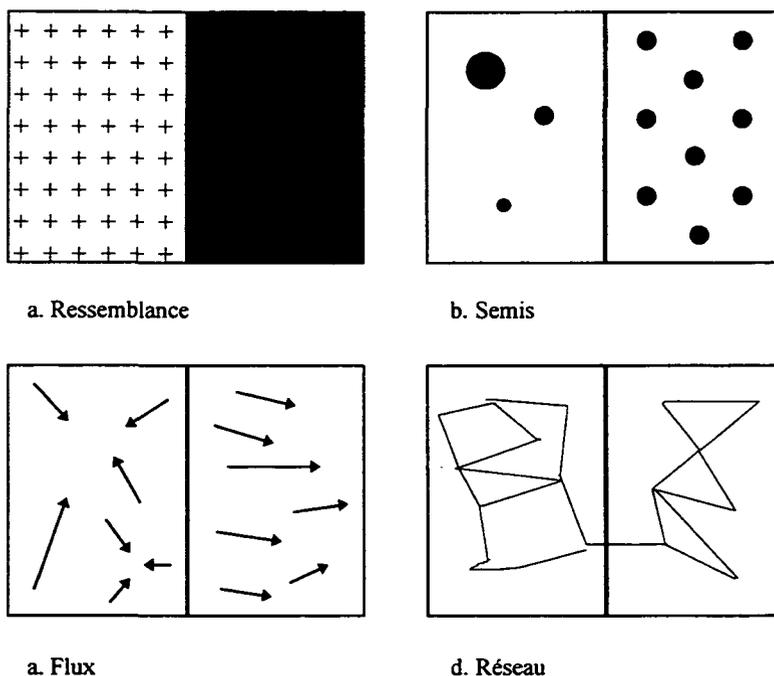


Figure 3 page suivante.

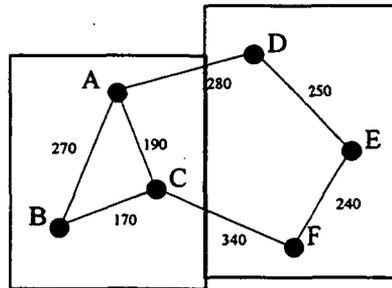
La problématique de la partition inconnue

A l'inverse du modèle d'interaction géographique qui suppose la limite préalablement connue, les résultats du modèle d'interaction spatiale tendent à révéler l'existence d'une limite au sein d'une structure d'échanges. Cependant, il est à première vue difficile de reconstituer à partir de ces résultats - plus particulièrement des résidus - la partition existente. Or, dans de nombreux cas, les interrogations se portent sur l'existence et la localisation d'une éventuelle barrière, par exemple au sein d'espaces nationaux ou régionaux, qu'ils s'agissent de constituer un découpage administratif ou autre, ou d'orienter la constitution des réseaux. Concernant des échanges interrégionaux, deux méthodes simples de « reconstitution » d'une limite peuvent être utilisées. Elles reposent toutes deux sur l'analyse de la structure des résidus d'un modèle d'interaction spatiale.

Une première méthode de recherche d'une partition se fonde sur l'analyse des données. Il s'agit de réaliser une classification ascendante hiérarchique (CAH) à partir des résidus du modèle d'interaction spatiale. Dans le cas des échanges interrégionaux de l'ensemble franco-belge, 39 % des différences dans les structures d'échanges s'expliquent par l'appartenance à un ensemble national. Au delà de cette distinction entre les deux grands ensembles nationaux, il ne se détache pas de regroupement évident. La seconde partition isole la région Nord-Pas-de-Calais. Cette méthode a

Figure 3. Un exemple d'intégration du réseau dans la modélisation de l'effet de barrière

Un exemple théorique simple permet d'appréhender l'interrelation existant entre les caractéristiques du réseau et l'existence de l'effet frontière. Deux territoires composés chacun de trois pôles d'échange ont un ensemble de relations décrit par une matrice de flux origine-destination M1. Ces flux se réalisent sur un réseau faiblement connexe : deux arcs seulement relient les deux territoires. La connaissance des trajets empruntés par ces flux permet de réaliser des modèles d'interaction, mais aussi d'affecter, par la suite, les résidus du modèle d'interaction spatiale sur les différents arcs du réseau. En soldant ces résidus, on peut constater, une fois isoler l'effet de la distance (β de 2,54), l'importance des résidus négatifs sur les axes transfrontaliers et la différence entre ces deux axes.

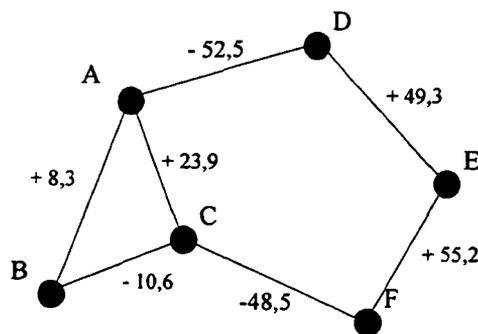


M1. Matrice des flux

M2. Matrice des distances

Modèle	β	γ	Amélioration de la deviance
Interaction spatiale	2,54	-	91,1 % / 89,6 %
Interaction géographique	1,29	0,27	99,4 % / 99,3 %

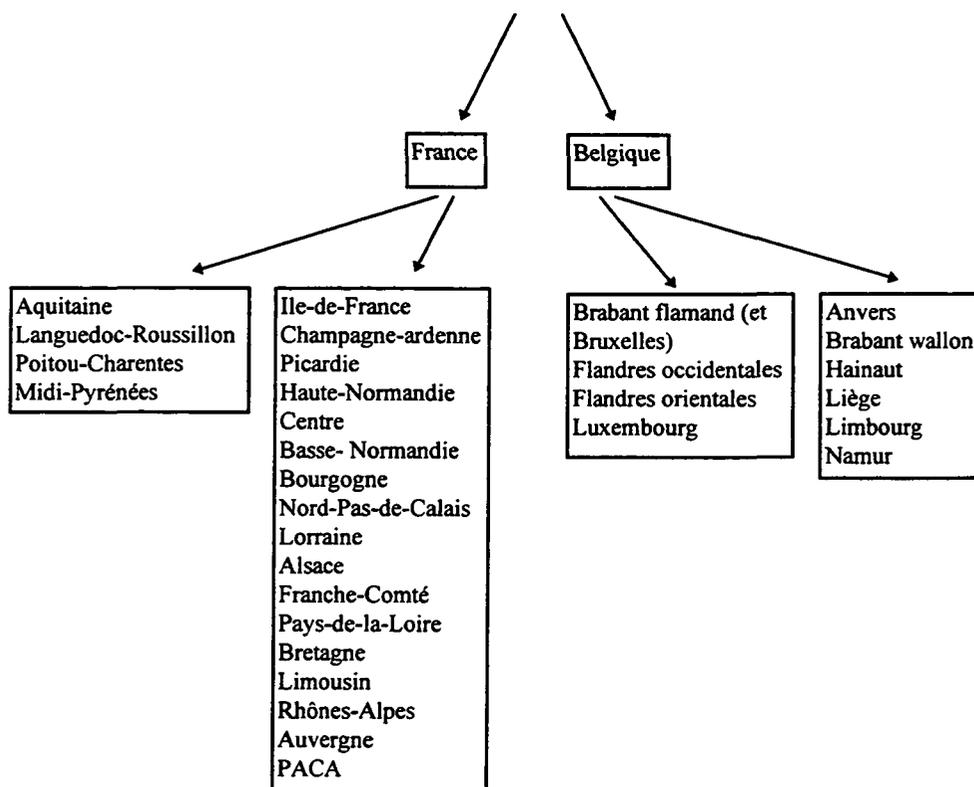
T1. Tableau d'affectation des échanges et des résidus sur le réseau



l'avantage de fournir plusieurs partitions d'un même espace en qualifiant, à chaque fois, l'intensité des regroupements.

La seconde méthode renvoie aux travaux des sociologues A. Degenne et M. Forsé (1994) cherchant à « juger de la ressemblance de deux individus en fonctions des liens qu'ils ont avec les autres ». La méthode utilisée est relativement simple puisqu'il s'agit d'établir successivement des matrices de corrélation à partir de la matrice symétrisée des résidus. Ces itérations convergent alors vers une structure évidente en +1 et -1 différenciant deux blocs. Ce processus peut être reconduit au sein des blocs. Avec la matrice des échanges régionaux français et belges, on voit apparaître la limite nationale après six itérations. La figure 4 présente les regroupements obtenus dans chaque pays avec la même méthode, mais en considérant des résidus et non pas leur codage en 0 ou 1.

Figure 4. Les partitions par regroupement des profils d'échange ressemblants.



Ces méthodes d'analyse de la partition inconnue ont récemment été complétées par la mise au point d'algorithmes permettant d'envisager l'ensemble des partitions possibles et de définir celle pour laquelle l'effet de barrière est le plus important. La recherche de la partition repose donc sur la comparaison de modèles d'interaction géographique, faisant davantage abstraction de la corrélation entre distance et appartenance. Là réside la supériorité de cette méthode sur les deux précédentes. Ayant fourni des résultats très intéressants dans le cadre d'un travail jumelé entre le Ministère de l'Équipement (Direction des études économiques), l'Équipe P.A.R.I.S. et l'I.M.A.G. (Laboratoire de

Modélisation et de Calcul de l'université de Grenoble), cette méthode reste toutefois à approfondir et à enrichir. Elle devrait peut-être par la suite donner lieu à une mise en oeuvre systématique, tant il est important, lorsqu'on parle d'intégration, de ne pas se tromper sur les dynamiques en question.

Elements de bibliographie

Bröcker J., Rohweder HC. 1990. *Barriers to international trade. Methods of measurement and empirical evidence.* The Annals of Regional Science, pp.289-305. **Cattan N., Grasland C.** 1994. *Dynamiques migratoires et recompositions territoriales en Tchécoslovaquie de 1960 à 1992.* Ministère de la Recherche et de la Technologie, Programme PECO/Intelligence de l'Europe, n°92V0604, 99p. . **Degenne A., Fossé M.** 1994. *Les réseaux sociaux.* Armand Colin, Paris, 288p. **Flowerdew R.** 1991. *Poisson regression modelling of migration.* In Congdon P., Stillwell J., *Migration models : macro and micro approaches*, chap.6, Behaven Press London, pp.92-112. **Fotheringham AS, O'Kelly ME.** 1989. *Spatial interaction models : formulation and applications.* Kluwer Academic Press, Dordrecht/Boston/London, 221p. *Chap.1. The elements of spatial interaction modelling.* pp.1-13. **Gutiérrez Puebla J.** 1986. *Spatial structures of network flows : a graph theoretical approach.* Transport Research B, vol.21b, 6, pp.489-502. **Nijkamp P., Rietveld P., Salomon I.** Avril 1990. *Barriers in communication. Conceptual issues.* NETCOM, IV, 1. **Poulain M.** 1991. *Impact du nombre et de la taille des zones lorsqu'on estime un modèle spatial gravitationnel de migration.* Spatial analysis and population migration, chap.7, pp.107-117, Congress & Colloquia, John libey, Eurotext/INED.

L'ÉVALUATION DE L'EFFET FRONTIÈRE

Claude GRASLAND*, Christian CALZADA



Jusqu'à une date récente, les effets frontières n'ont été évalués qu'en tant que composante résiduelle de modèles d'interaction spatiale. L'estimation simultanée de l'ensemble des paramètres d'interaction géographique (interaction spatiale et territoriale) permet d'améliorer la fiabilité des estimations. La présente note fait le point des travaux menés à ce jour sur ce thème et présente l'apport et les limites des méthodes utilisées.

**L'effet de barrière
comme
composante
résiduelle
des échanges**

Jusqu'à une date récente, les effets-frontières n'ont été envisagés qu'en tant que composante résiduelle des modèles d'interaction spatiale. **La démarche suivie consistait à estimer la quantité théorique de marchandises circulant entre deux lieux** à l'aide de trois ensembles de variables décrivant respectivement la capacité d'émission des lieux origines, la capacité d'attraction des lieux de destination et une mesure plus ou moins sophistiquée - mais unique - de distance exprimant le coût généralisé du transport ou de la relation puis **via l'analyse des résidus** (différence entre flux observés et flux estimés) **de mettre en évidence des structures révélatrices de la présence d'un effet frontière.**

Cette méthode fournit une évaluation a posteriori de l'effet de barrière en calculant pour chaque type de flux (intranational ou international) le rapport entre la somme des flux observés et celle des flux estimés. On obtient deux coefficients décrivant respectivement l'accroissement relatif des flux intranationaux (effet d'intégration) et la réduction relative des flux internationaux (effet de séparation). Ces deux effets n'étant pas indépendants (notamment dans le cas d'un modèle à double contrainte), le plus simple est de les combiner dans un coefficient unique appelé valeur de barrière qui mesure l'accroissement relatif des flux intranationaux par rapport aux flux internationaux.

**Comment
interpréter
les mesures
d'effets de barrière**

Le fait que les valeurs de barrière obtenues par cette méthode dépendent des hypothèses faites sur le facteur de proximité (type de distance) et sur les contraintes régissant les échanges (modèle gravitaire ou modèle à double contrainte de Wilson) ne remet pas fondamentalement en cause ce type de démarche. Cependant, ces variations doivent inciter à adopter une démarche prudente en ce qui concerne l'interprétation ou l'utilisation à des fins prédictives des coefficients de barrière. En particulier, il n'y a guère de sens à comparer les effets de barrière obtenus par différents auteurs à l'aide de protocoles d'analyse différents car même les ordres de grandeur peuvent subir des variations considérables selon le choix des variables, du modèle, voire du critère d'ajustement. En revanche, les résultats tirés de la comparaison d'effets de barrières obtenus à l'aide d'un même modèle et sur un même espace, soit pour suivre son évolution globale au cours du temps, soit pour examiner ses variations en fonction du type de marchandise transportée, gardent toute leur pertinence.

**La modélisation
directe des effets
de barrière :
interaction spatiale
et interaction
territoriale**

Les approches exposées plus haut négligent une piste théorique très fructueuse : l'idée que la distance ou le coût généralisé de transport ne sont qu'une composante parmi d'autres des déterminants géographiques de l'interaction entre les lieux. Définie dans une acception plus large, l'interaction géographique incorpore certes l'effet continu de la distance mais elle doit aussi tenir compte des effets discontinus d'appartenance des lieux à différentes mailles territoriales. A l'hypothèse d'interaction spatiale (toutes choses égales quant aux capacités d'émission et de réception, les lieux proches ont plus de relations que les lieux

éloignés), il convient donc d'ajouter une hypothèse d'interaction territoriale (toutes choses égales quant aux capacités d'émission et de réception, les lieux appartenant aux mêmes mailles territoriales ont plus de relation que les lieux appartenant à des mailles territoriales différentes).

Etudier successivement ces deux effets ne serait pas gênant s'ils étaient indépendants l'un de l'autre mais, précisément, ce n'est pas le cas. En effet les régions séparées par une frontière sont en moyenne situées à une distance plus grande que les régions localisées à l'intérieur d'un même Etat. Il existe donc une corrélation entre distance et appartenance territoriale, ce qui signifie que leurs effets doivent être estimés simultanément et non pas successivement. Des études théoriques ont permis de montrer que le calcul a posteriori des effets de barrière (résidus d'un modèle d'interaction spatiale) entraîne généralement une surestimation de l'effet de distance et une sous-estimation de l'effet de barrière. Et ce biais est d'autant plus important que la relation entre distance et appartenance territoriale est forte.

L'estimation simultanée des paramètres d'interaction spatiale (exposant de la distance) et d'interaction territoriale (effet de barrière) permet donc de produire des estimations plus justes sur le plan théorique et plus fiables sur le plan empirique. Elle s'avère également très utile pour la construction de modèles prédictifs puisque l'utilisation simultanée des paramètres de la distance et d'appartenance entraîne un accroissement non négligeable de la qualité de l'ajustement.

Variation de l'effet de barrière en fonction de la distance

Les modèles paramétriques qui servent à estimer les effets respectifs de la proximité spatiale et de la proximité territoriale permettent une évaluation globale des effets respectifs de ces deux formes de proximité géographique, mais ils introduisent une hypothèse restrictive sur la relation entre distance et appartenance. En effet, la forme multiplicative du type de modèle implique que l'effet de barrière est homogène par rapport à la distance, autrement dit que les flux franchissant une frontière subissent la même réduction par rapport aux flux intranationaux, quelle que soit la portée spatiale des relations.

Or les travaux menés par C. GRASLAND et N. CATTAN sur les migrations intérieures de population en Belgique et en Tchécoslovaquie ont permis de montrer que cette hypothèse d'homogénéité de l'effet de barrière par rapport à la distance était loin d'être vérifiée. Dans ces deux pays, l'effet de barrière lié au franchissement de la limite linguistique est maximal à moyenne distance et est sensiblement plus faible à courte distance et surtout à longue distance. Le coefficient de barrière calculé à l'aide des modèles paramétriques peut donc apparaître comme un résumé très imparfait des interactions complexes qui se nouent entre les différentes formes de proximité. Et l'instabilité des coefficients d'interaction spatiale et territoriale en fonction du choix du modèle et du niveau de désagrégation des données s'explique en grande partie par cette hétérogénéité de l'effet de barrière.

A tout le moins, ces résultats empiriques suggèrent que la comparaison des effets de barrière dans le temps, dans l'espace ou pour différentes catégories de flux ne devrait pas se limiter à la seule analyse des paramètres globaux d'interaction mais également prendre en compte les formes de variation de l'effet de barrière en fonction de la distance.

Pour en savoir plus

CATTAN N., GRASLAND C. 1995. *Spatial interaction and belonging interaction : how to measure barrier effects*. Colloque de géographie théorique et quantitative de Spa, Belgique. ■



UNE APPROCHE DYNAMIQUE DE L'INTÉGRATION EUROPÉENNE PAR LA MESURE DE L'« EFFET DE BARRIÈRE »

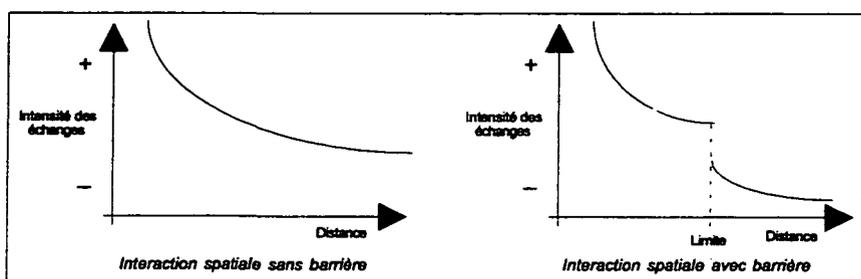
Didier ROBERT¹

L'analyse de l'influence d'une limite politique séparant deux ensembles sur les échanges commerciaux entre les éléments de ces ensembles fournit une mesure de leur intégration. L'application de cette méthode à l'espace de l'Union européenne révèle une dynamique d'intégration entre l'Europe des six d'avant 1973 et les pays qui ont rejoint la communauté par la suite.

Une « Europe continentale »
et une « Europe maritime »

L'analyse des échanges commerciaux depuis 1973 entre les quinze pays formant l'actuelle Union européenne, fournit un éclairage intéressant sur la dynamique d'intégration économique et politique. Les observations sont issues d'informations en valeur (dollars courants) provenant du CEPII. La matrice de distances utilisée se réfère à des distances euclidiennes entre centres de gravité de population.

Figure 1. Interaction spatiale et influence d'une limite territoriale



D'après Nijkamp P., Rietveld P., Salomon I. (1990)

Les modèles utilisés

Notations :

F_{ij} : flux entre les pays i et j ;

E_i : capacité d'émission du lieu d'origine i ;

R_j : capacité de réception du lieu de destination j ;

A_i et B_j : facteur assurant la double conservation des capacités d'émission et de réception (la somme des exportations ou des importations estimées d'un pays doit être égale à la somme observée);

D_{ij} : séparation spatiale entre i et j (distance entre centres de gravité de population calculés à partir d'unités proches de l'échelle communale);

A_{ij} : appartenance des lieux i et j (1 si les deux lieux n'appartiennent pas au même ensemble, 0 sinon);

β est l'expression du frein de la distance et γ celle de l'effet frontière.

Modèle d'interaction spatiale : $F_{ij} = A_i \cdot E_i \cdot B_j \cdot R_j \cdot D_{ij}^{-\beta}$

Modèle d'interaction géographique : $F_{ij} = A_i \cdot E_i \cdot B_j \cdot R_j \cdot D_{ij}^{-\beta} \cdot \gamma^{A_{ij}}$

¹ Cette étude a été réalisée dans le cadre de travaux de thèse menés en collaboration entre l'Equipe P.A.R.I.S. (sous la direction de Mme Thérèse SAINT-JULIEN et de M. Claude GRASLAND) et du département des études économiques du SES.

L'emploi d'un *modèle d'interaction spatiale* (figure 1 et encadré) exprimant les flux comme une fonction décroissante de la distance, toutes choses égales par ailleurs quant aux capacités d'émission et de réception des lieux, se montre ici satisfaisant avec une qualité d'ajustement supérieure à 90 %. Il révèle l'évolution de la structure des échanges.

L'emploi de cette méthode révèle l'existence, au début des années 1970, de deux blocs (carte 1)². Le premier regroupe les six pays fondateurs de la Communauté européenne. Des liens économiques très intenses semblent lier la France, l'Italie et l'UEBL (Belgique et Luxembourg). En revanche, l'Allemagne développe des relations relativement peu intenses avec ce groupe. Ainsi, vers 1975, apparaissent même des relations plus faibles que ce que le modèle gravitaire laisse supposer (résidus négatifs) entre l'Allemagne et la France. Ceci peut être interprété comme le corollaire de la diversité des relations entre l'Allemagne et cet ensemble Ouest-européen, à l'exception d'une relation privilégiée avec l'Autriche. A cet ensemble se rattachent progressivement les pays de l'Europe du Sud, à commencer par l'Espagne.

Face à cette « Europe continentale », les résultats du modèle révèlent l'importance de relations privilégiées au sein d'une « Europe maritime » (appelée ainsi car, en majorité, les échanges extérieurs de ces pays s'effectuent par mer). Ces liens unissent le Danemark, la Suède, la Finlande, l'Irlande et le Royaume-Uni qui joue un rôle central dans cet ensemble. En début de période, le Portugal peut être associé à ce groupe. Cependant, s'il se dégage durant les années 1970 une structure générale des échanges avec des ensembles de pays, une telle structure n'apparaît plus clairement en fin de période (carte 2). Cette remarque semble s'accorder avec la thèse de l'existence puis de la disparition d'un *effet de barrière* entre les pays de la Communauté européenne et les autres, tous les pays intégrant à terme le même ensemble.

Effet de barrière et intégration

Une barrière constitue un obstacle à l'échange qui se traduit par une discontinuité dans la fonction d'interaction spatiale. La barrière étudiée ici isole l'ensemble de l'Europe des six des autres pays européens qui, de 1973 à 1995, ont rejoint cet ensemble. Réalisée à l'aide des résidus du modèle, logiquement négatifs entre ces deux ensembles, la mesure effectuée conclut à l'existence d'un tel effet de barrière en début de période, puis à sa disparition progressive (figure 2).

Figure 2. La mesure a posteriori du coefficient de barrière (Europe des 6)

1973	1,38
1981	1,13
1986	1,05
1994	1

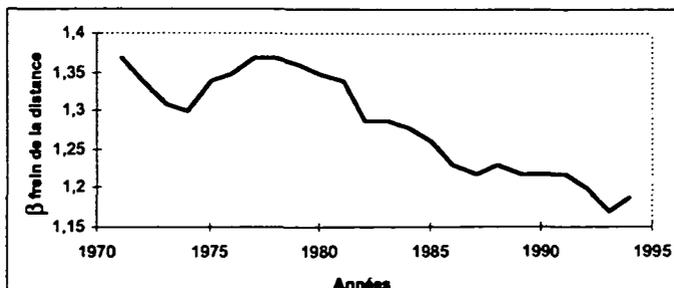
Ce même modèle montre une forte réduction - sauf durant la période 1974-1978 - de l'effet négatif de la distance sur les échanges qui devient pratiquement nul en 1993 (figure 3). Ce résultat, concluant à l'annulation du rôle de la distance, peut paraître étonnant. Il est en fait la double conséquence du choix des informations étudiées (échanges en valeur d'après les balances commerciales) et de l'espace de référence (un ensemble restreint à quatorze unités spatiales de taille assez vaste, des pays). Il démontre toute l'ambiguïté des études de l'effet frontière qui assimilent des données internationales (pays à pays) et interrégionales (région à région).

² Les résidus cartographiés et analysés sont « les plus significatifs ». Ils sont une solution intermédiaire entre des résidus absolus $(F_{ij} - F_{ij}')$, qui tendent à dépendre fortement de l'importance de la relation analysée, et les résidus relatifs $(F_{ij} - F_{ij}') / F_{ij}'$ dont l'inconvénient est inverse. Leur formule de calcul est la suivante :

$$Res = (F_{ij} - F_{ij}')^2 / F_{ij}'$$

EUROPE

Figure 3. L'évolution de l'influence de la distance sur les échanges économiques (modèle d'interaction spatiale)

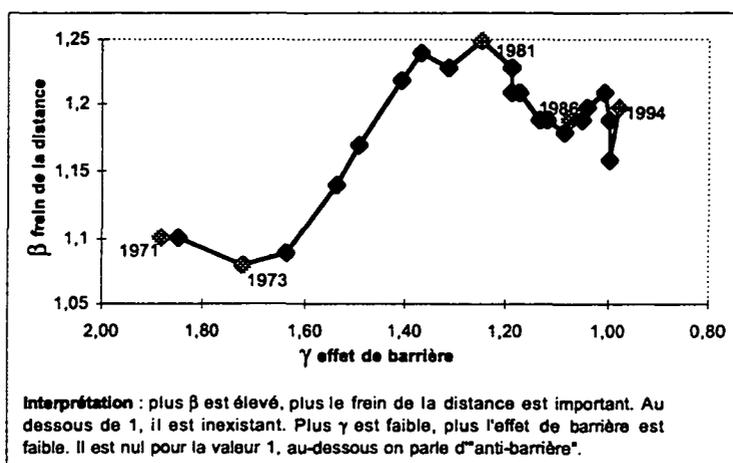


Cependant, cette étude de l'effet barrière réalisée *a posteriori*, c'est-à-dire avec les résidus d'un modèle qui ne prend en compte que l'effet de la distance, mérite d'être complétée par la réalisation d'un modèle d'interaction géographique (encadré). Ce type de modèle a l'avantage de prendre en compte simultanément l'effet de la distance et celui de la barrière, ce qui limite voire élimine la corrélation pouvant exister entre ces deux variables. Le fort pouvoir explicatif issu de l'introduction d'une fonction de séparation spatiale est en fait biaisé par le fait qu'une partie du rôle attribué au frein de la distance peut relever du nombre de barrières à franchir.

Valeur et volume

Par rapport au modèle précédent, ce modèle, au pouvoir explicatif supérieur (proche de 95 %), montre l'élimination progressive de l'effet de barrière entre l'Europe des six et les autres pays, mais le rôle de frein aux échanges joué par la distance ne semble plus disparaître durant la période d'étude (figure 4). Globalement, il augmente fortement entre 1973 et 1981 et semble légèrement décroître, de manière irrégulière, depuis cette date.

Figure 4. Les résultats du modèle d'interaction géographique (Europe des 6)



Il faut toutefois souligner que les résultats diffèrent sensiblement avec des données en volume (source Eurostat) et non plus en valeur. Quel que soit le modèle utilisé, on constate, pour les années 1989 à 1992, une diminution des échanges par la distance comprise entre 1,6 et 1,7 pour des flux routiers ou totaux en volumes (tonnes). Dans ce cas, l'effet de la distance est donc bien plus important, ce qui semble logique : à prix égal, les coûts de transports tendent davantage à freiner l'échange d'une marchandise plus lourde. En revanche, ce modèle ne met pas en évidence l'existence d'un quelconque effet de barrière durant cette période.

L'apport des différents modèles...

Le modèle d'interaction spatiale présente une lecture intéressante des structures d'échanges dans laquelle il n'est pas nécessaire de connaître la ou les partitions de l'espace étudié. Il est ainsi envisageable de reconstituer une barrière à l'aide de l'observation des résidus, barrière que l'on mesurera ensuite *a posteriori*. Le modèle d'interaction géographique différencie l'effet de la distance et celui de l'existence d'une ou plusieurs barrières sur les échanges. L'effet de barrière est donc pris en compte *a priori* dans ce modèle.

... sur l'étude de l'intégration européenne

Cette étude souligne la **complémentarité de ces deux modèles, l'un permettant d'envisager la structure des échanges et l'autre qualifiant les différents effets s'exerçant sur ces échanges**. Par ailleurs, les résultats ici obtenus mettent en valeur l'ampleur de la différence de l'influence de la distance sur les échanges, selon qu'ils sont considérés en valeur ou en volume. Ils montrent **une dynamique importante d'intégration à la communauté européenne qui se traduit à la fois par des relations intenses entre des pays formant cet ensemble mais aussi, dans certains cas, entre des pays extérieurs à cet ensemble**. Il faut toutefois nuancer les résultats obtenus par le fait que les unités spatiales (des pays) sont de grande taille. Donc, le niveau de détail de l'information apportée reste faible, l'intérêt de l'apport des éléments géographiques dans le modèle en est d'autant limité. De plus, la composition même de l'effet de barrière reste à déterminer : est-il associé à des spécificités culturelles, linguistiques, fiscales,... ou même aux caractéristiques des réseaux de transport nationaux ?

Lectures

Un exposé clair des modèles employés est fourni dans deux articles :

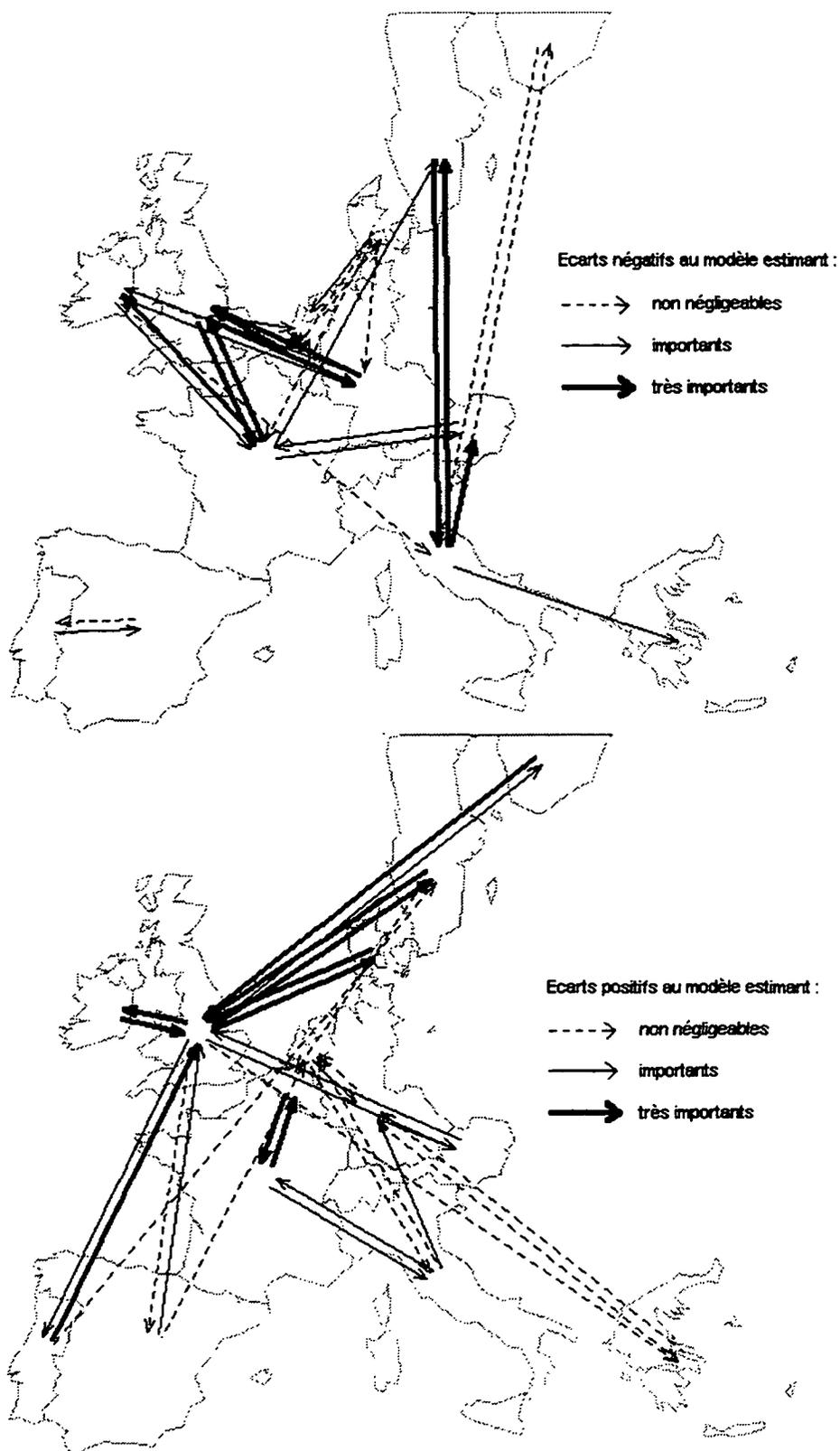
- **Pini G.** 1992. *L'interaction spatiale*. Encyclopédie de géographie, dir. Bailly A., Ferras R., Pumain D., chap.28, pp.541-558.
- **Robert D., Sébire V.** octobre 1996. *France-Belgique, la persistance d'un effet frontière*. Notes de synthèse du SES, n°106.

Deux études, entre autres, utilisent ces concepts :

- **Bröcker J., Rohweder HC.** 1990. *Barriers to international trade. Methods of measurement and empirical evidence*. The Annals of Regional Science, pp.289-305.
- **Cattan N., Grasland C.** 1995. *Spatial interaction and belonging interaction : how to measure barrier effects*. Colloque de géographie théorique et quantitative de Spa, Belgique.

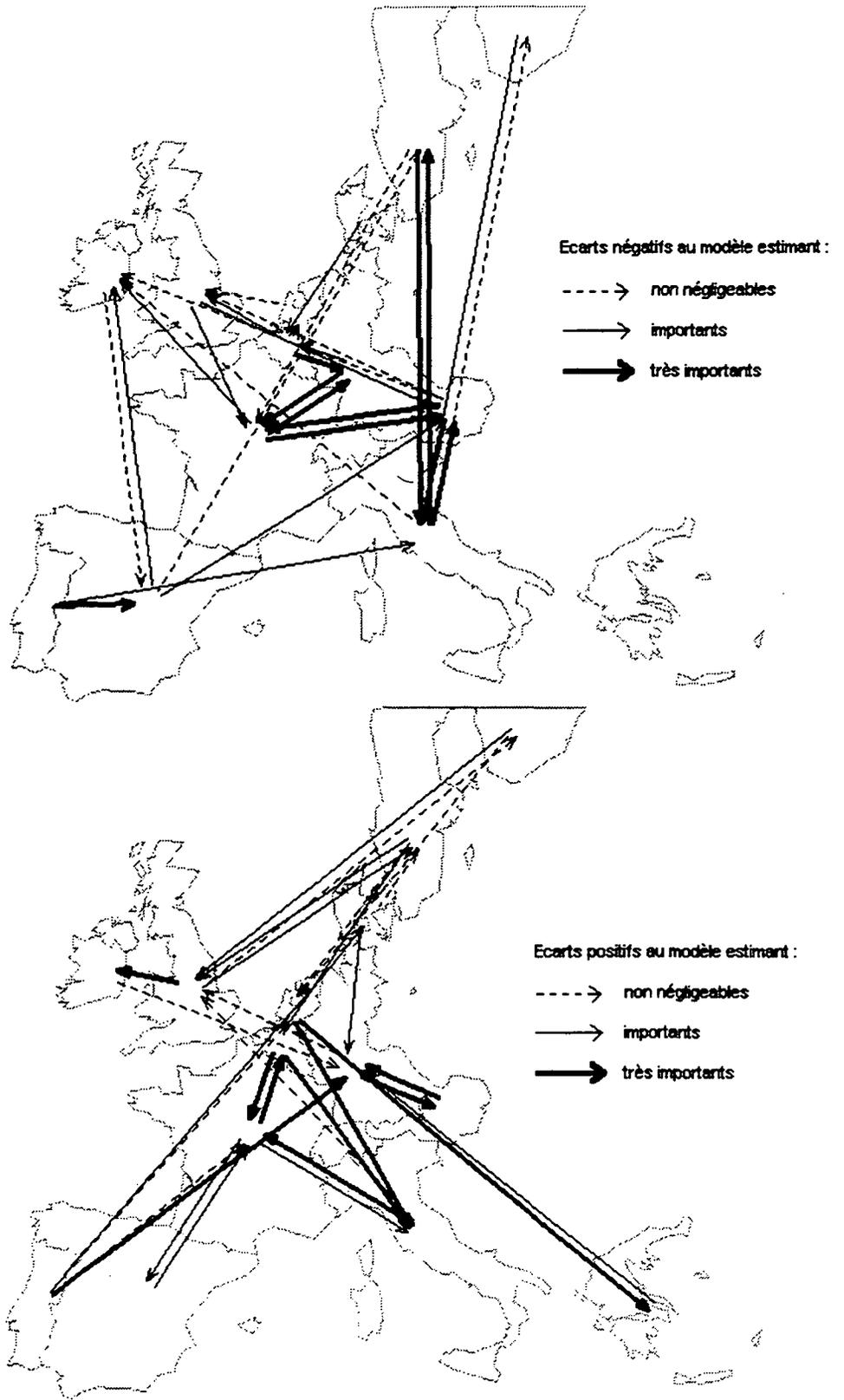
EUROPE

Carte 1. Les échanges économiques en 1973
(les écarts les plus significatifs au modèle d'interaction spatiale)



EUROPE

Carte 2. Les échanges économiques en 1994
(les écarts les plus significatifs au modèle d'interaction spatiale)

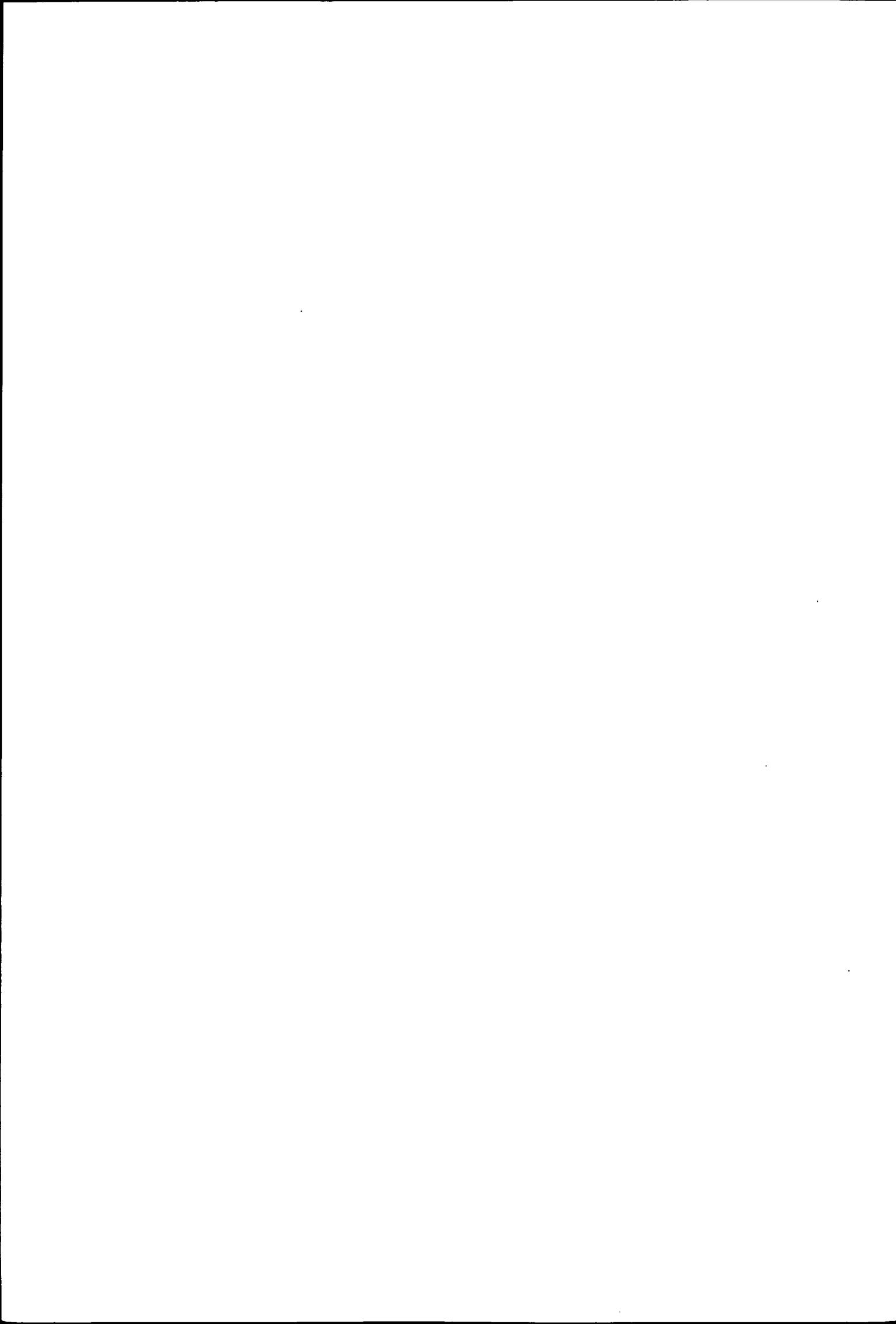


**EFFETS DES CARACTERISTIQUES LOGISTIQUES SUR
LA MODELISATION DU CHOIX MODAL ET
LA VALEUR DU TEMPS**

Fei JIANG (ENPC/Latts)

Documents fournis :

- copie des transparents présentés.
- copie du papier présenté au dernier colloque du PTRC 1997.



LES INFLUENCES DES FACTEURS LOGISTIQUES SUR LE CHOIX MODAL ET LA VALEUR DU TEMPS

**JIANG Fei
CALZADA Christian
ENPC/SES**

Objectifs principaux de la recherche

- **Analyser les effets des facteurs logistiques sur le choix modal des chargeurs**
- **Estimer les Valeurs du Temps et leur distributions selon des caractéristiques logistiques différentes**
- **Essayer de trouver un outil pour l'évaluation d'infrastructures**

Base de données

- **Enquête auprès des chargeurs de l'INRETS en 1988**

- **Caractéristiques de l'Enquête**

--les tailles des envois sont principalement petites

--les envois représentent principalement les secteurs suivants

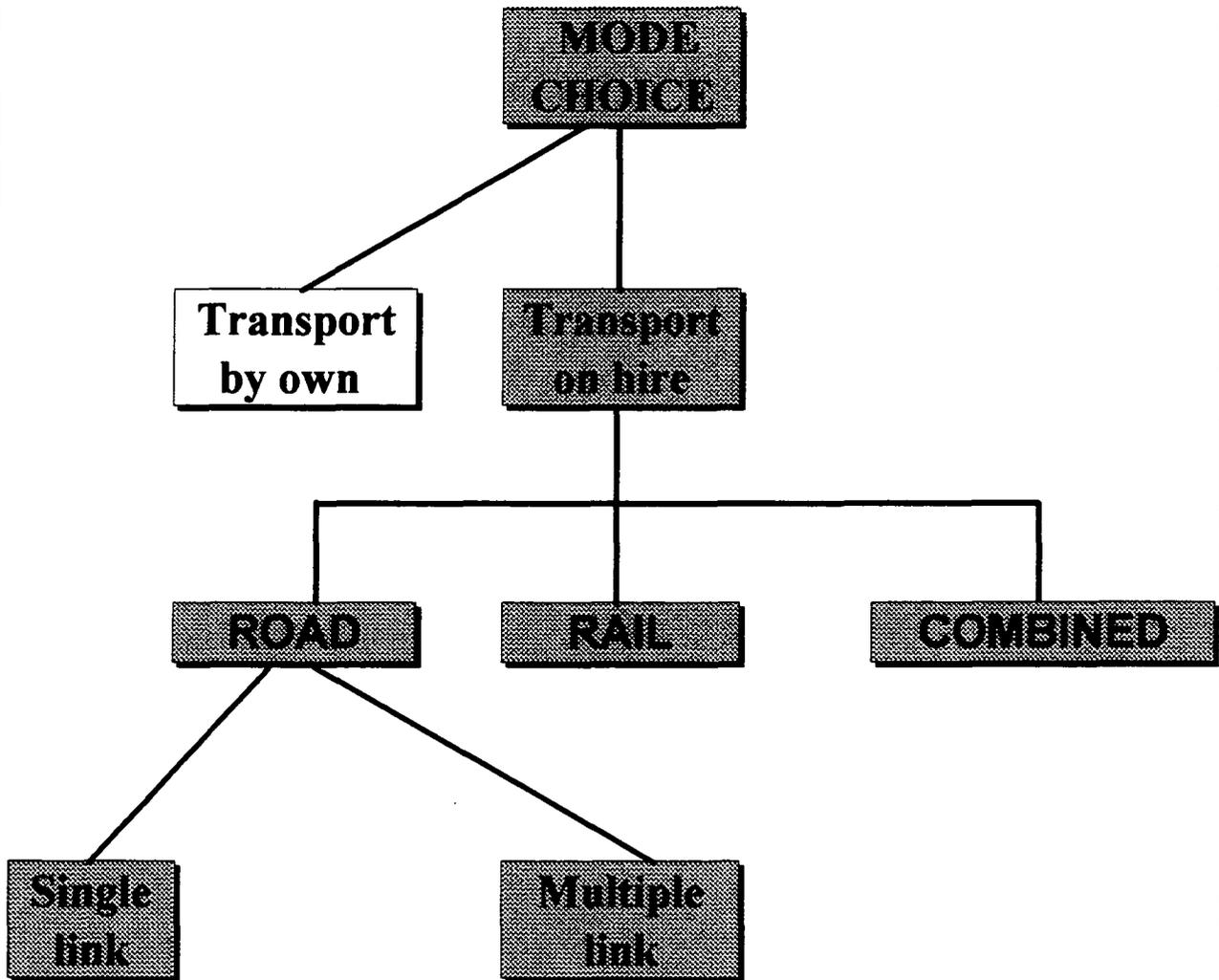
denrées alimentaires et fourrages

produits chimiques de base

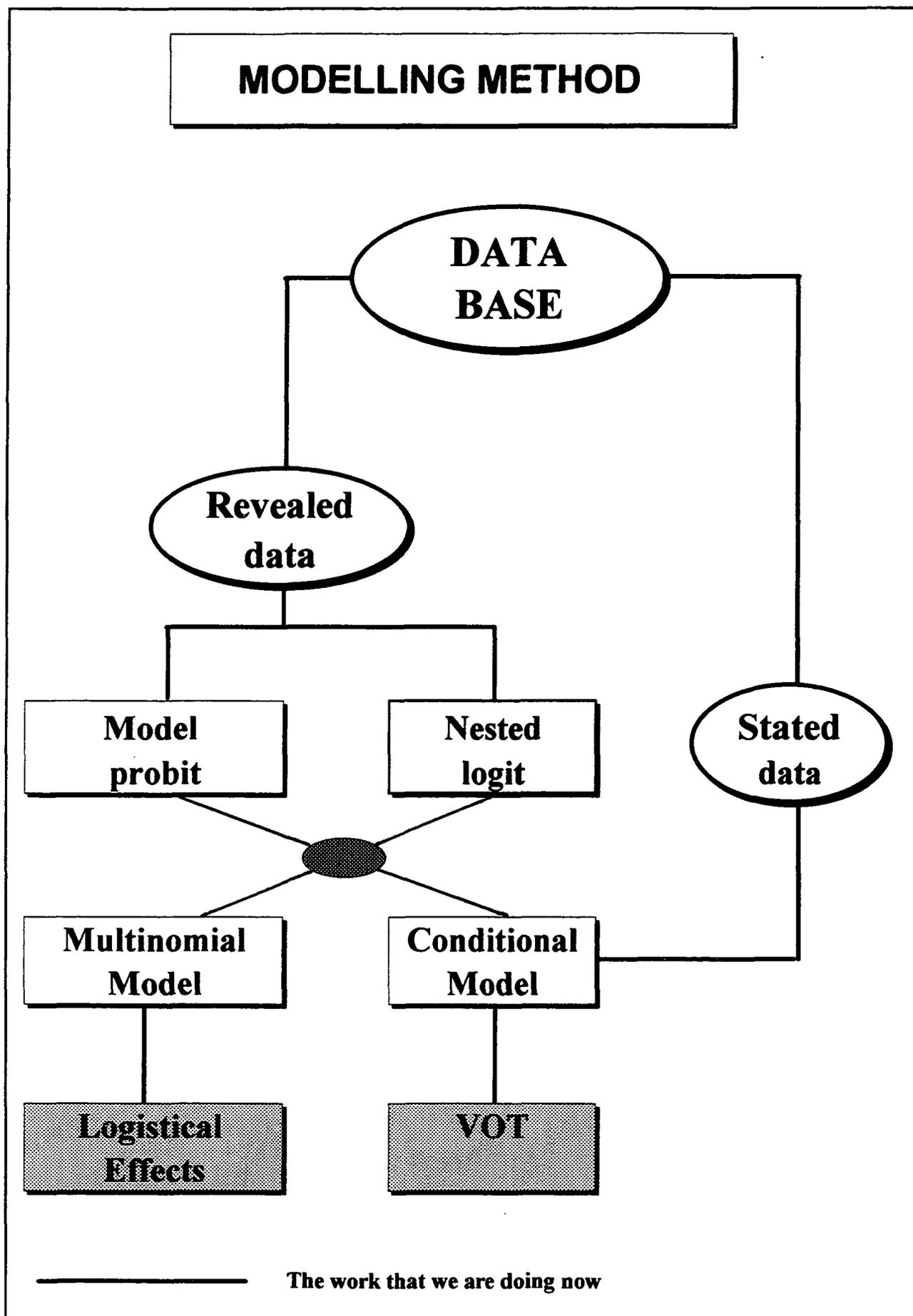
machines et articles métalliques

autres articles manufacturés

MODE CHOICE PROCESS



—— The work that we are doing now

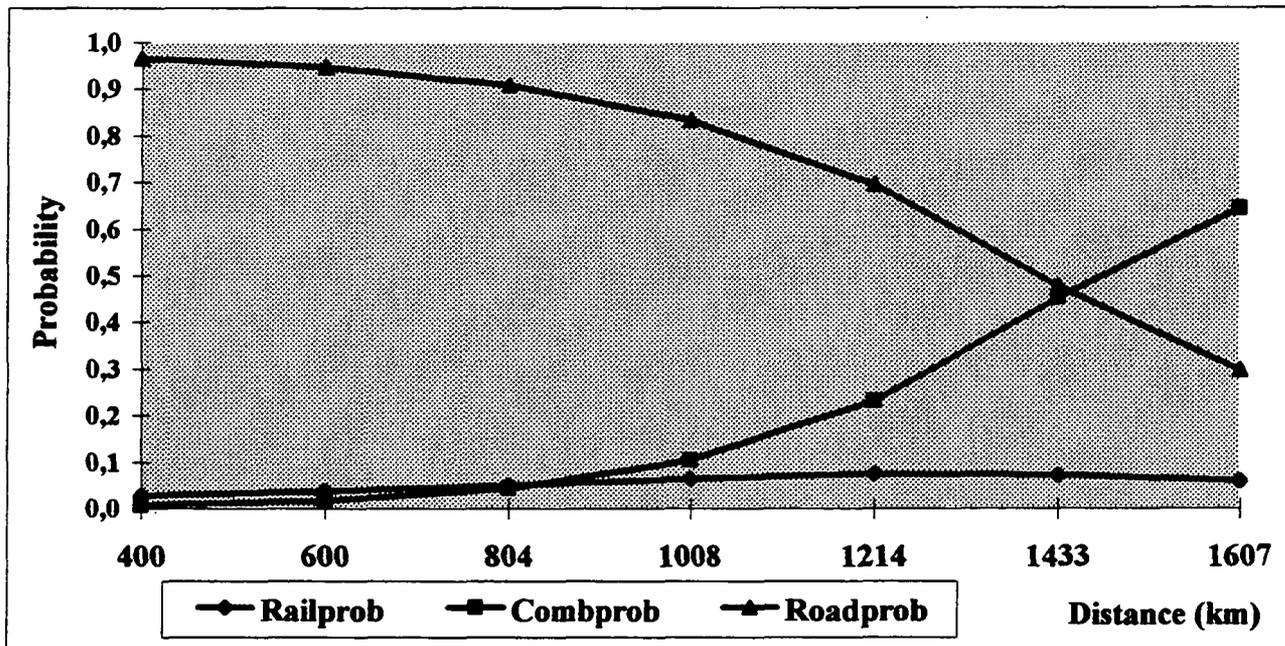


Facteurs logistiques utilisés

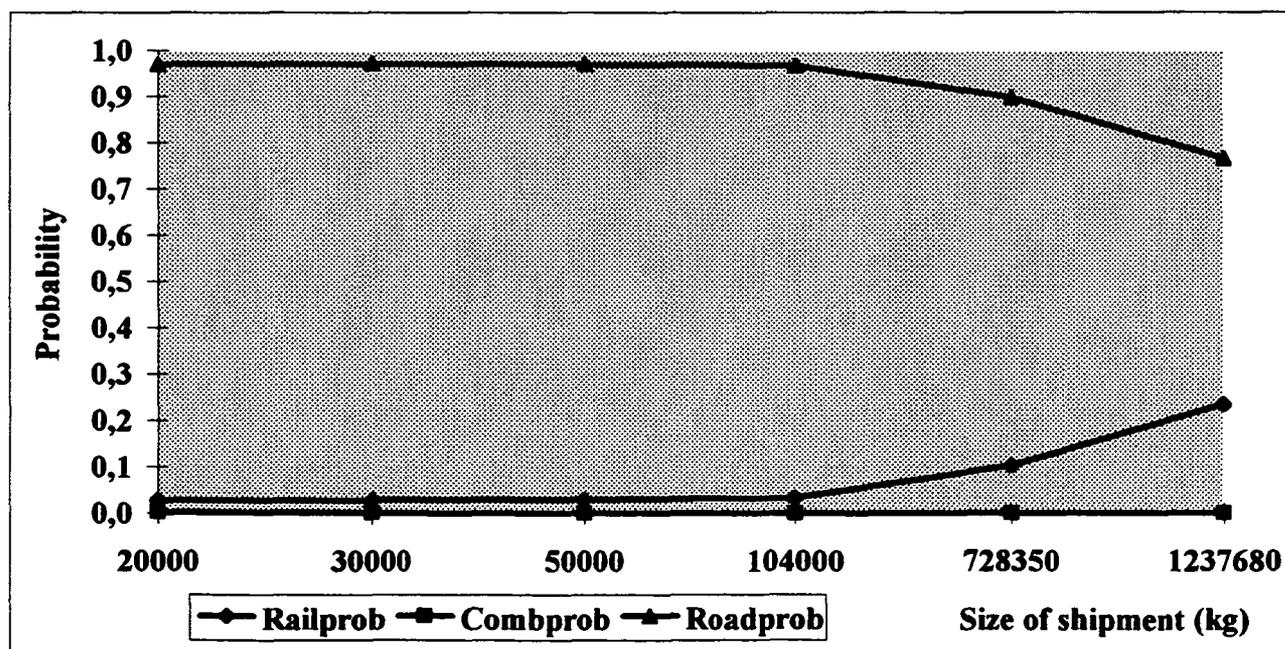
Caractéristiques des entreprises	Caractéristiques des envois	Gestions des flux
<p>taille de l'entreprise nombre de salariés</p> <p>nature de l'entreprise entrepôt magasins usine</p> <p>localisation et équipement embranchement ferroviaire destinataire embranchement ferroviaire chargeur accès direct du chargeur à l'autoroute</p> <p>réseau informatique destinataire</p> <p>équipement propre des chargeurs camion < 3 tonnes 3 tonnes < camion < 6 tonnes wagon</p>	<p>nature de l'envoi</p> <p>taille de l'envoi (tonnes)</p> <p>valeur d'envoi (francs)</p> <p>conditionnement conteneur citernes conteneur-citernes palette spécial vrac colis</p>	<p>distance</p> <p>nombre annuel de l'envoi</p> <p>envoi en partie tournée</p> <p>envoi partie en lot</p> <p>géographique envoi à l'étranger envoi à Paris envoi départ de Paris</p>

Effects of Continuous Variables on the Mode Choice Probability

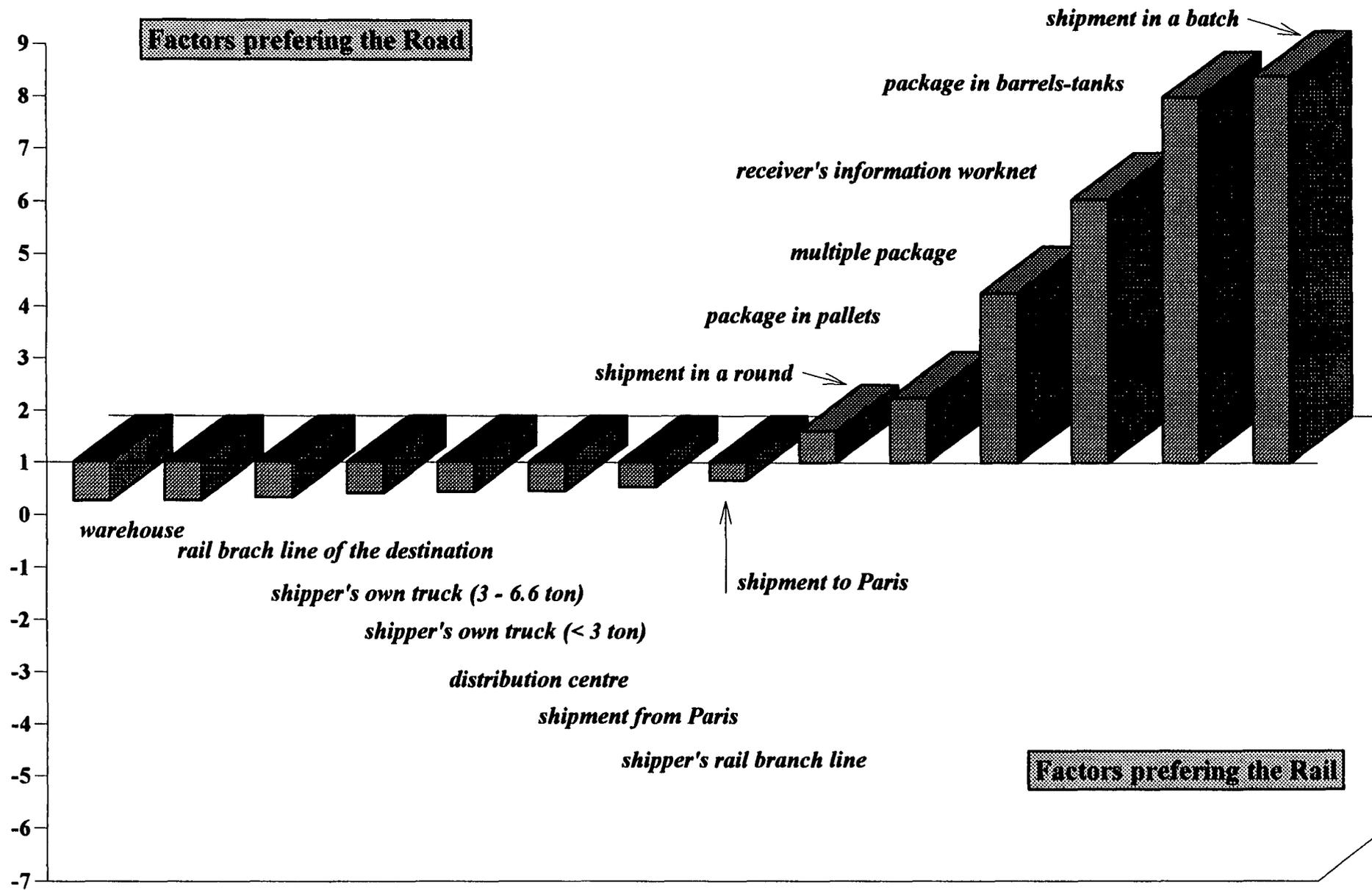
1. Effect of Distance (km)



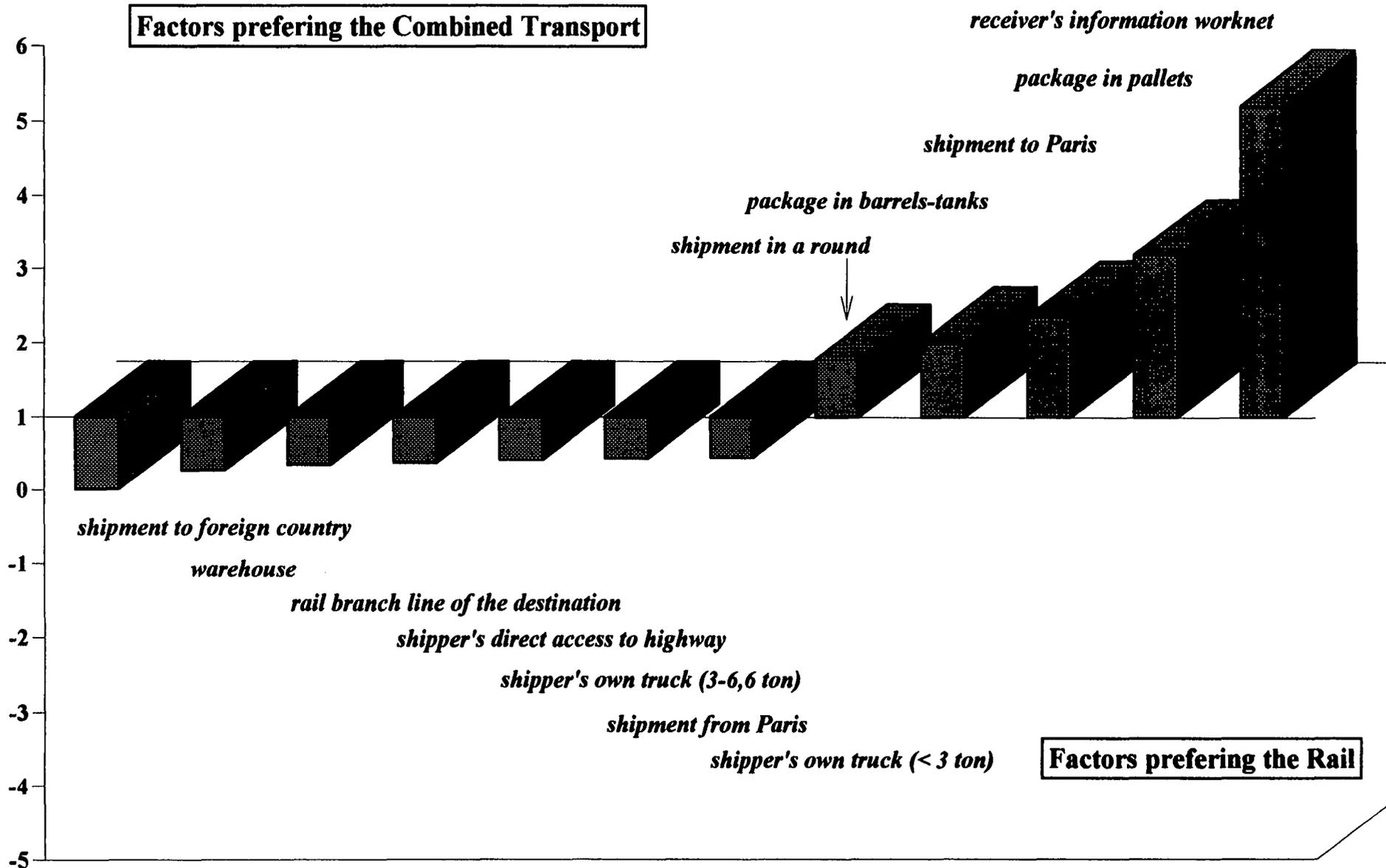
2. Effect of the Size of Shipment (kg)



Logistical Factors Influencing the Choice between Road and Rail



Logistical Factors Influencing the Choice between Combined Transport and Rail



**Les Facteurs Logistiques Ayant des Effets Positifs
Sur Les Probabilités de Choix des Modes de Transport**

FER

ROUTE

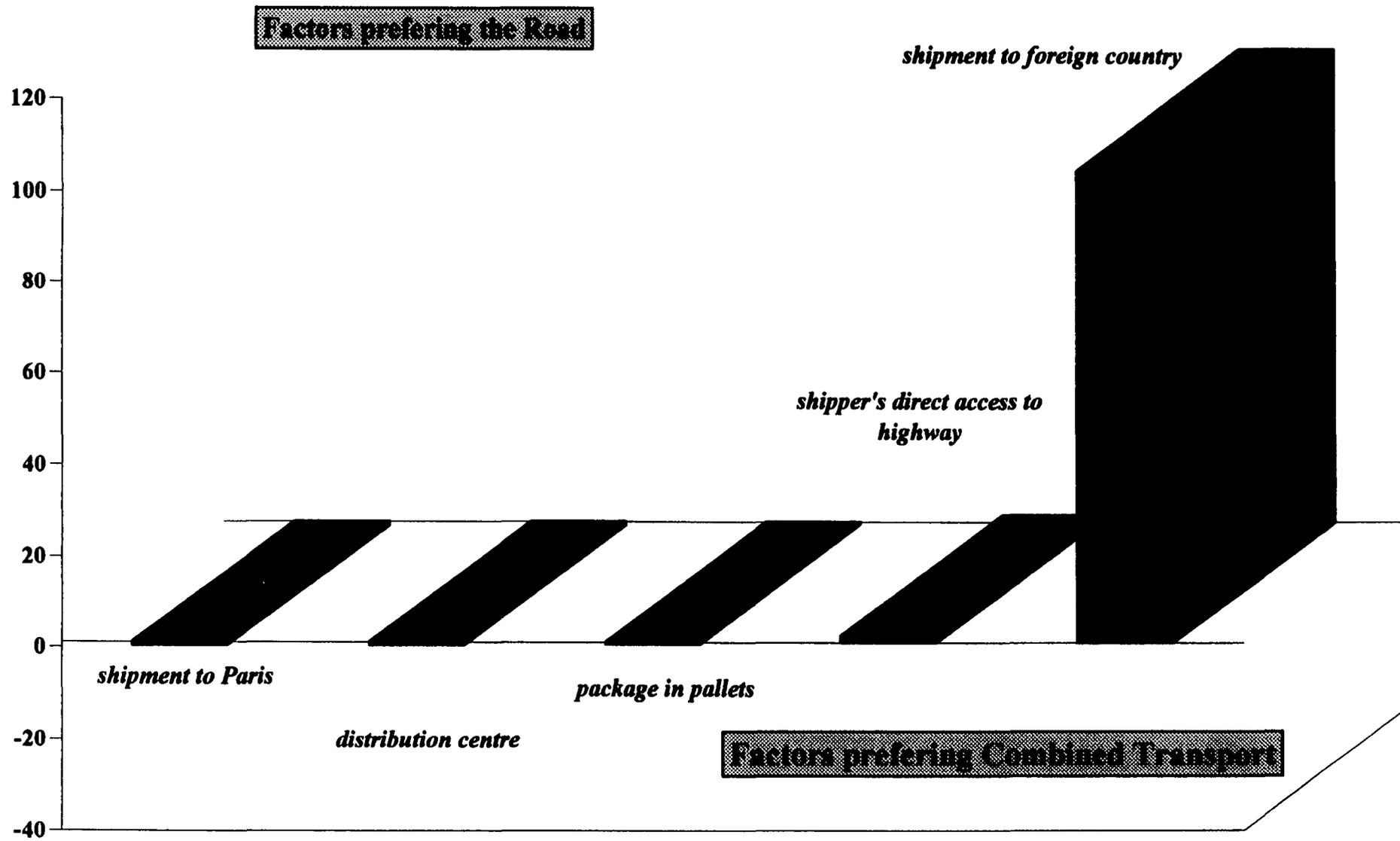
COMBINE

entrepôt
embranchement destinataire
camion du chargeur (3-6.6ton)
magasin
camion du chargeur (<3 ton)
envoi départ de Paris
envoi destiné à Paris
embranchement chargeur

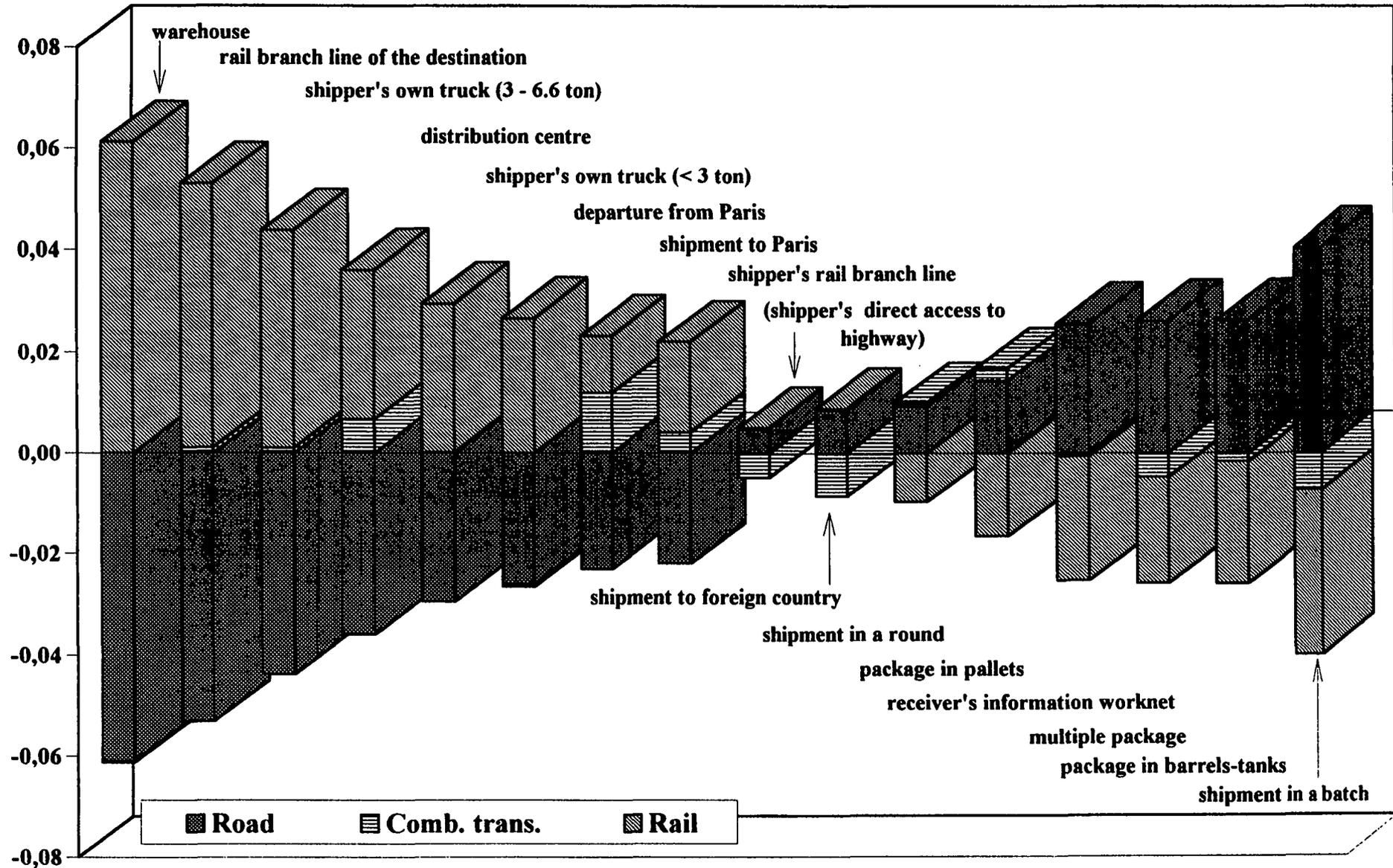
envoi en lot
conditionné par citernes
conditionné par conteneur-citernes
réseau informatique
conditionné par palettes
envoi en partie tournée
envoi à l'étranger
accessibilité autoroutier du chargeur

envoi à Paris
magasins
équipement ferroviaire
conditionné par palettes
embranchement ferroviaire
camion du chargeur (<3 ton)
envoi en partie tournée

Logistical Factors Influencing the Choice between Road and Combined Transport

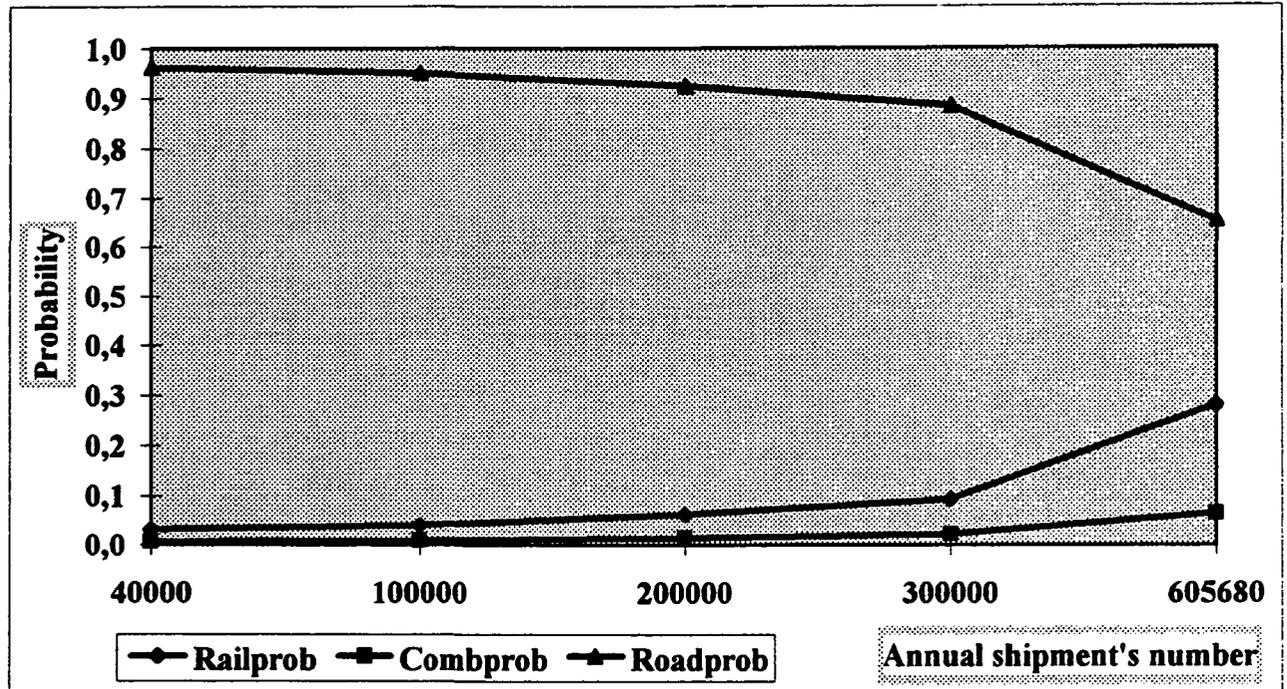


Marginal Effects of Logistical Factors on the Mode Choice Probability



Effects of Continuous Variables on the Mode Choice Probability

3. Effect of Annual Shipment Number



4. Effect of Firm's Size (employees)

