

Université Lumière Lyon 2

Faculté de sciences économiques et de gestion

Thèse pour le doctorat de sciences économiques et de gestion

Mention économie des transports

BRUNEL Julien

Prévoir la demande de transport de marchandises à long terme

Estimation économétrique du couplage transport/économie : le cas des traversées alpines

Directeur de recherche : Pr. BONNAFOUS Alain

Soutenue publiquement le 10 septembre 2007

Jury de thèse :

M. Alain BONNAFOUS, Professeur à l'Institut d'Etudes Politiques de Lyon, directeur de recherche

Mme Hilde MEERSMAN, Professeur à l'Universiteit Antwerpen, rapporteur

M. Michel BEUTHE, Professeur aux Facultés Universitaires Catholiques de Mons, rapporteur

M. Yves CROZET, Professeur à l'Université Lumière Lyon 2

M. Enrico MUSSO, Professeur à l'Università degli Studi di Genova

M. Stephen PERKINS, Chef du Centre Conjoint de Recherche sur les Transports de l'OCDE et du Forum International des Transports.

Agora Jules Dupuit - Publication AJD-123 Université de Montréal

Ce projet n'aurait jamais pu avoir lieu sans le soutien financier de l'ADEME durant les trois premières années de ce travail qui a ensuite bénéficié d'une bourse Marie-Curie de chercheur en début de carrière durant la quatrième et dernière année qu'a duré cette recherche.

L'auteur de ce travail tient en premier lieu à remercier le Professeur Bonnafous pour son soutien et ses précieux conseils au cours de ces quatre années. L'auteur est également redevable aux membres du jury d'avoir accepté de participer à ce dernier. Il remercie enfin tous les membres du laboratoire d'économie des transports dans lequel il a trouvé un lieu propice à la production de ce travail.

Résumé : Le présent travail tente de prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes à long terme. La première partie de ce travail rappelle les fondements des fonctions de demande de transport de marchandises à long terme. Elle insiste sur le rôle de l'activité économique comme principal déterminant de la demande de transport de marchandises à long terme en introduisant le concept de couplage appliqué au transport de marchandises. La seconde partie de ce travail estime la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle ou économique italienne. Deux spécifications économétriques sont alternativement utilisées. Le chapitre trois estime un modèle linéaire en taux de croissance prolongeant la modélisation quin-quin fret (Gabella-Latreille, 1997). Le chapitre quatre utilise un modèle à correction d'erreur en suivant la méthode d'Engle et Granger (1987) en raison de la co-intégration des séries temporelles étudiées. Il ressort de ce travail que les résultats des deux estimations économétriques proposées sont globalement cohérents. Dans la troisième partie, les résultats de ces estimations sont combinés en suivant une idée proposée par Bates et Granger (1969) pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. La sensibilité de la demande de transport à travers les Alpes estimée par le présent travail est inférieure à la sensibilité estimée par de précédents modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes. Les précédents modèles de prévision utilisent des techniques économétriques standards pour estimer une relation log-linéaire. Ces modèles ont de fortes chances d'être des régressions fallacieuses (Granger et Newbold, 1974). Ce travail montre par exemple que l'utilisation du modèle log-linéaire plutôt que celle de modèles économétriques plus sophistiqués pour estimer la relation entre la demande de transport transalpin et l'activité industrielle conduit à surestimer la demande de transport de marchandises d'environ vingt pour-cent.

Mot-clés : demande de transport de marchandises, Alpes, France, Italie, couplage, découplage, économétrie des séries temporelles, co-intégration, prévision.

Title: Forecasting freight transport demand in the long term or the econometric estimates of the coupling transport / economy: the case of Alpine crossings

Summary: The current research aims to produce long-term forecasts of freight transport demand across the Alps. A first part introduces the literature related to forecast freight transport demand in the long-term. It highlights the role of economic activity as a main determinant of freight transport demand. Then, this issue is discussed using the concept of coupling for freight transport. The second part estimates the relationship between freight transport demand across the Alps and Italian industrial activity. We apply two alternative econometric specifications, a model in rate of growth following quin-quin fret models (Gabella-Latreille, 1997) and an error-correction model following Engel and Granger (1987) procedure in reason of the co-integrated nature of time-series. It shows that the model in rate of growth and the error-correction model results are globally coherent. In a third part, these estimates are combined following an idea purposed by Bates and Granger (1969) in order to produce long-term forecasts of freight transport demand across the Alps. It suggests that these estimates differ from those obtained by previous models. One can observe that previous models generally estimate log-linear models using standard econometric tools in spite of a high risk of being spurious regressions (Granger and Newbold, 1974). More precisely, this research assumes that the estimation of standard

models, rather than more advanced techniques, is likely to produce an over-estimation of traffic forecasts of twenty percent.

Keywords: freight transport demand, Alps, France, Italy, coupling, decoupling, time series econometrics, co-integration, forecasting.

Introduction

La demande de transport de marchandises à travers les Alpes a connu une croissance soutenue au cours des dernières décennies. Les volumes de transport d'échange bilatéral franco-italien sont ainsi passés de dix-sept millions de tonnes de marchandises en 1984 à près de trente millions en 2005 (Alpinfo, 2006). En étendant l'analyse à l'ensemble de l'arc alpin, une aire s'étendant du col du Brenner (en Autriche) au passage littoral de Vintimille le long de la Méditerranée, les volumes de transport de marchandises ont doublé en passant d'environ cinquante millions à cent millions de tonnes entre 1984 et 2005.

Il est difficile de remonter au-delà des années 1980 pour se figurer la croissance de la demande de transport transalpin sur une période plus longue période. Un détour par l'offre permet cependant d'apprécier la croissance rapide de la demande. Il faut par exemple rappeler que les tunnels routiers du Fréjus (France) ou du Saint-Gotthard (Suisse) ont été ouverts à la circulation dans les années 1980. Le tunnel du Mont-Blanc est le plus ancien tunnel routier transalpin puisqu'il a été inauguré en 1965. Cela signifie qu'il n'existait pas, avant cette date, de passage routier ouvert toute l'année sur un espace allant du passage littoral de Vintimille au col routier du Brenner en Autriche. La traversée des Alpes par la route était alors soumise aux conditions météorologiques et à l'enneigement en hiver. Rappelons cependant, pour nuancer l'idée du caractère infranchissable des traversées alpines, qu'il existait, avant le percement des tunnels routiers, un service de navette permettant aux automobiles de traverser les Alpes *via* les tunnels ferroviaires.

Ces premières considérations soulignent deux caractéristiques de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes à savoir une *croissance soutenue* et la *rareté des passages* à travers l'arc alpin. La croissance soutenue de la demande et la rareté de l'offre conduit à s'interroger sur la capacité des infrastructures de transport de marchandises à travers les Alpes. La question de la capacité ou de la congestion est par exemple au centre des débats entourant le percement d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire entre Lyon et Turin. L'audit sur les

grandes infrastructures de transport (CGPC et IGF, 2003) recommandait ainsi de retarder le percement du tunnel Lyon-Turin en estimant qu'il est « [...] improbable que les infrastructures existantes soient saturées en 2015 » (p.63). Compte tenu des délais nécessaires à la réalisation de toute nouvelle infrastructure de transport dans cet espace géographiquement contraint, la question de la saturation des infrastructures de transport est étroitement liée à celle de la prévision de la demande de transport de marchandises à moyen et long terme. C'est cette question qui figure au cœur du présent travail.

La prévision de la demande de transport de marchandises à moyen ou long terme ne figure toutefois pas parmi les grandes interrogations de la recherche académique où l'influence de la recherche nord-américaine amène parfois à réduire la modélisation de la demande de transport de marchandises aux modèles de choix modal (Winston, 1985). Cela étant, il existe en France une certaine tradition de modélisation de la demande de transport de marchandises (ou de voyageurs) à moyen ou long terme.

Le présent travail se situe explicitement dans le prolongement de ces recherches. Parmi elles, se retrouve un certain nombre de travaux réalisés au laboratoire d'économie des transports de Lyon. Ces travaux correspondent aux différentes modélisations quin-quin appliquées au transport de marchandises. Le premier travail de ce type est la thèse de Céline Gabella-Latreille (1997) qui considère les déterminants de long terme des flux de transport de marchandises en France. Cette recherche est prolongée par une application aux flux de transport franco-italien (LET, 1997b) et aux flux de transport dans la vallée du Rhône (Gabella-Latreille, 1999). Toujours au laboratoire d'économie des transports, la thèse de Sandrine Durand (2001) développe une version spatialisée du modèle quin-quin fret.

Le présent travail poursuit également des recherches réalisées en dehors du laboratoire d'économie des transports parmi lesquelles se trouvent thèses de Karine Meyer (1998) ou d'Anne Lenormand

(2002). Ces recherches furent, en France, parmi les premières applications de récents développements de l'économétrie des séries temporelles à la modélisation de la demande de transport de marchandises. Cet ensemble de travaux, auquel il convient d'ajouter la récente thèse de Wissem Attia (2006), correspond donc aux recherches ayant le plus inspiré le présent travail.

L'objet de la présente recherche est de prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes aux horizons 2015 et 2030. La méthodologie retenue pour déterminer les déterminants de la croissance de la demande de transport de marchandises est, comme dans les travaux précédent, la méthodologie *économétrique* consistant à estimer les déterminants de long terme de la demande de transport de marchandises à partir de *séries temporelles de type macroéconomiques*.

Cette recherche est organisée en trois parties. La *première partie* examine les modèles utilisés pour estimer les variables déterminant la demande de transport de marchandises à long terme. Le *premier chapitre* offre une revue des fonctions de demande de transport de marchandises à long terme. Ce chapitre souligne en premier lieu le caractère restreint de ces recherches en économie des transports au regard de l'étendue des travaux consacrés aux modèles de choix modal par exemple. Deux éléments viennent nuancer ce constat. En premier lieu, la progressive prise de conscience des effets néfastes des transports sur l'environnement conduit à interroger les déterminants de long terme de la demande de transport de marchandises. En second lieu, le développement de nouveaux outils de l'économétrie des séries temporelles offre de nouvelles perspectives aux chercheurs. Ces deux éléments contribuent à expliquer le développement de modèles de demande de transport de marchandises à long terme. Au terme de ce chapitre, il apparaît que ces travaux soulignent le rôle de l'activité économique comme étant le principal déterminant de la demande de transport de marchandises à long terme.

Le *second chapitre* revient sur la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique en soulevant la question de la stabilité de ce lien. L'observation d'une

relation étroite entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique a conduit des chercheurs à interroger les éléments pouvant permettre de casser cette relation en raison des effets néfastes générés par la croissance de la demande de transport (e. g. émissions de gaz à effet de serre, croissance de la consommation énergétique). Ces recherches, également entendues comme étant la problématique du couplage ou du découplage, ont trouvé des prolongements naturels en observant de récents cas de découplage au Royaume-Uni (McKinnon, 2007) ou au Danemark (Kveiborg et Fosgerau, 2007). Le chapitre revient dans un premier temps sur ces recherches puis avance un modèle de décomposition du couplage en quatre facteurs de couplage ou découplage utilisant la méthodologie économétrique.

La *deuxième partie* du travail estime la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité économique ou industrielle italienne. Le *troisième chapitre* utilise une relation économétrique en taux de croissance directement inspirée par le modèle quin-quin fret. L'estimation économétrique est réalisée à partir de séries temporelles tant agrégées que désagrégées par catégories de produits. Le *quatrième chapitre* poursuit cette analyse en appliquant des techniques issues des récents développements de l'économétrie des séries temporelles en utilisant la donnée employée dans le chapitre précédent.

La *troisième partie* du travail utilise les résultats de la seconde partie pour prévoir la demande de transport de marchandises à horizon 2015 et 2030. Le *cinquième chapitre* rapporte les volumes de transport globaux (tous modes confondus) prévus aux horizons 2015 et 2030. Ces prévisions sont comparées aux volumes de transport prévus par l'exercice LTF (2003). Enfin, le *sixième chapitre* corrige les prévisions LTF en désagrégeant les volumes de transport par mode et par passage selon différents scénarios.

Partie 1 Prévoir la demande de transport de marchandises à long terme

L'objectif du présent travail est de prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. Ce thème de recherche ne fait pas figure de recherche isolée puisque de nombreux travaux ont été réalisés sur ce thème. Il s'avère nécessaire de présenter ces modèles dans une première partie comme le propose ce qui suit.

Deux chapitres composent cette partie. Le *premier chapitre* revient sur les *fonctions de demande de transport de marchandises à long terme*. Une revue des principales fonctions de demande de transport de marchandises souligne le caractère restreint de cette recherche dans le champ académique. La problématique des déterminants à long terme de la demande de transport de marchandises est en effet un sujet d'interrogation mineur pour la recherche universitaire en économie des transports. Ainsi, la majeure partie des recherches est effectuée en dehors du champ académique par un ensemble de professionnels à vocation opérationnelle (e. g. bureaux d'études en économie des transports). Cette caractéristique explique le caractère relativement fruste de ces modèles.

Le principal objectif de ces recherches consiste à estimer la sensibilité de la demande de transport de marchandises à l'activité économique (ou industrielle) qui est, selon ces travaux, le principal déterminant de la demande de transport de marchandises à long terme. Le faible intérêt de la recherche universitaire pour le sujet est toutefois beaucoup moins net depuis une dizaine d'années. Deux éléments sont avancés pour expliquer le nouvel intérêt de la recherche académique pour le sujet. L'émergence de cette problématique est en premier lieu la conséquence d'une réflexion plus générale sur la soutenabilité de la croissance de la demande de transport. Elle est ensuite liée à de récents développements de l'économétrie des séries temporelles offrant aux chercheurs de nouveaux outils pour estimer la relation transport/économie.

Il existe donc une relation étroite entre les fonctions de demande de transport de marchandises à

long terme et l'émergence d'une réflexion sur la soutenabilité de la croissance de la demande de transport, problématique également entendue sous le nom de *problématique du couplage*. Cette relation invite le *second chapitre* à se pencher plus précisément sur cette question. Il s'agit alors de montrer que la problématique du couplage dépasse les enjeux soulevés par les fonctions de demande de transport de marchandises à long terme.

Ce chapitre montre que la problématique du couplage est en partie éclairée par les fonctions de demande de transport de marchandises car une partie de ces recherches estime la relation entre la demande agrégée de transport de marchandises et l'activité économique. La problématique du couplage dépasse toutefois cette question en tentant d'expliquer cette relation. Cela revient à décomposer la relation agrégée entre la demande de transport et l'activité économique en une série de sous-relations implicites. Cette approche est retenue dans ce qui suit. L'estimation économétrique de ces sous-relations met en avant des facteurs de couplage et des facteurs de découplage. Selon cette estimation, les augmentations de la distance moyenne du transport et de la part modale de la route sont deux facteurs de couplage. En revanche, les baisses de la part de l'industrie dans l'économie et l'allègement (en termes de poids moyen) de la production industrielle sont deux facteurs de découplage.

Chapitre 1 Les fonctions de demande de transport de marchandises à long terme

La recherche en économie des transports est, selon Rietveld et Vickerman (2004), dominée par trois thèmes de recherche :

- (i) les problématiques de choix modal (ou d'itinéraires),
- (ii) l'évaluation des infrastructures de transport et, plus particulièrement, la valorisation des effets non-monétaires (le temps, par exemple) et
- (iii) l'organisation des marchés de transport.

La demande de transport figure donc parmi les principaux thèmes de la recherche en économie des transports à travers les problématiques de choix modal ou de choix d'itinéraires. En revanche, l'estimation des déterminants de la demande de transport à long terme ne figurent pas parmi les principaux programmes de recherche en économie des transports. Autrement dit, la recherche en économie des transports consacrent son attention aux problématiques de choix modal, venant peu se soucier de la génération de la demande de transport.

Les nombreuses revues de la littérature consacrées aux fonctions de demande de transport de marchandises témoignent du faible intérêt des chercheurs pour la problématique de génération de la demande de transport. Celles-ci ne reviennent en effet qu'exceptionnellement sur cette problématique. Par exemple, si une partie de la large revue de littérature de Winston (1985) est consacrée aux fonctions de demande de transport, celle-ci est exclusivement dédiée aux modèles de choix modal :

The research on the demand for passenger and freight transportation has been motivated by an interest in estimating key parameters of the users of various transportation modes (e. g., their elasticities with respect to modal attributes such as price or service time) and their value of travel time¹ (Winston, 1985, p.69).

Winston (1985) oppose alors les modèles de demande agrégés aux modèles de demande désagrégés selon la nature des données utilisées. Plus tard, Zlatoper et Austrian (1989) retiennent également cette opposition pour présenter un certain nombre de modèles de demande de transport de marchandises. Enfin, les articles de Oum *et al.* (1990, 1992) proposent également une extensive revue des élasticités-prix de la demande de transport de marchandises et de voyageurs à partir de recherches menées dans les années 1980. Il existe donc une large littérature consacrée à la demande de transport de marchandises. Cet ensemble d'articles concentre toutefois son attention sur la

¹ La recherche sur la demande de transport de voyageurs ou marchandises est principalement motivée par un intérêt portant sur l'estimation des paramètres-clés des usagers des différents modes de transports (par exemple leur élasticité par rapport caractéristiques du mode de transport comme le prix ou le temps) et leur valeur du temps.

problématique de choix modal et se structure autour de l'opposition entre les modèles agrégés et les modèles désagrégés. Oum (1989) nuance cette opposition en expliquant que le choix du modèle dépend de l'objet d'étude et de la disponibilité des données. Il convient également ici de remarquer que l'opposition entre modèles agrégés et modèles désagrégés s'applique aux modèles de répartition modale. Cette opposition n'a guère de sens pour les modèles de prévision de la demande de transport de marchandises à long terme car les modèles de prévision de la demande de marchandises à long terme sont presque exclusivement des modèles agrégés.

Quelques revues de littérature élargissent toutefois leur objet au-delà des modèles de choix modal. Par exemple, Harker (1987) ou Harker et Friesz (1986) distinguent trois catégories de modèles de prévision de la demande de transport : les modèles économétriques, les modèles d'équilibre généraux par les prix et les modèles d'équilibre de réseau. Les modèles économétriques correspondent aux modèles (agrégés ou désagrégés) de choix modal présentés dans les revues précédentes. Harker (1987) développe ensuite un modèle d'équilibre de réseau. Ce type de modèle est également celui du modèle de Jourquin (1996) ou du modèle STAN (Crainic *et al.*, 1990 ; Crainic *et al.*, 1991 ; Guélat *et al.*, 1990). Ce sont des modèles combinant choix d'itinéraires et choix modal.

Regan et Garrido (2002) distinguent les modèles de demande de transport de marchandises selon leur envergure. Ils distinguent ainsi les modèles de transport international, les modèles de transport de marchandises interurbains et les modèles de transport de marchandises en ville (TMV). Les modèles de génération figurent dans ce travail sans pour autant constituer un thème de recherche clairement identifié. Au vue de ces quelques revues de littérature, la problématique de génération de la demande de transport peut alors apparaître comme un programme de recherche relativement hétérodoxe en économie des transports.

Il faut attendre l'article de De Jong *et al.* (2004) pour voir explicitement apparaître les modèles de

génération de la demande de transport de marchandises dans une revue de la littérature. Consacrée aux modèles réalisés depuis la fin des années 1980 en Europe, cette revue se distingue des autres travaux de ce type en retenant comme grille de lecture de la littérature une classification selon les quatre étapes de la modélisation – à savoir les étapes de génération, distribution, répartition et affectation. Ailleurs, Graham et Glaister (2004) reviennent également brièvement sur la problématique de génération de la demande de transport de marchandises en mentionnant un certain nombre de travaux destinés à estimer l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport PIB.

La problématique de génération de la demande de transport semble donc être un programme de recherche relativement original dans la littérature, en particulier par rapport aux modèles de choix modal ou d'itinéraires. Vickerman (2002) et Rietveld et Vickerman (2004) avancent une explication au faible intérêt des chercheurs pour les modèles de génération de la demande de transport de marchandises. Ils estiment que la prévision de la demande de transport était longtemps guidée par le principe du *predict and provide* (prévoir et fournir) nécessitant pas une analyse spécifiquement économique. Ces chercheurs considèrent que cette situation a évolué depuis une quinzaine d'années. La progressive prise de conscience des enjeux environnementaux oriente la recherche en économie des transports vers de nouvelles problématiques amenant, par exemple, un nombre croissant de recherches à s'interroger sur les facteurs déterminant la demande de transport à long terme. En suivant Rietveld et Vickerman, la problématique de génération de la demande de transport devient alors un programme de recherche nécessitant une analyse spécifiquement économique.

Au final, il semble que le constat d'un faible intérêt des chercheurs pour la génération de la demande de transport de marchandises domine en dépit de l'intérêt récent des chercheurs pour le sujet. Ce constat est peut-être renforcé par le développement tardif des modèles de demande de

transport de marchandises par rapport aux modèles de transport de voyageurs (Ortuzar et Willumsen, 2006). Regan et Garrido (2002) expliquent le développement tardif des modèles de transport de marchandises i) par les difficultés qui existent à identifier les acteurs participant au processus de décision dans le transport de marchandises, ii) par le caractère concurrentiel d'un marché dans lequel les entreprises privées exercent une légitime rétention d'information et iii) par le rôle marginal du fret dans la congestion des centres urbains qui anime le débat public.

Les modèles de génération de la demande de transport de marchandises apparaissent donc comme un programme de recherche en retrait par rapport à d'autres dimensions de la modélisation de la demande de transport. Dans ce qui suit, les modèles de génération de la demande de transport sont néanmoins présentés. Cette revue de la littérature identifie deux catégories de modèles de génération de la demande de transport de marchandises.

Dans une *première section*, les modèles issus de l'économie internationale et, plus particulièrement, de l'équation gravitaire, sont présentés. Les modèles gravitaires purs permettent d'expliquer la distribution des flux de transport à partir de données croisées mais s'avèrent peu pertinents pour prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. Il existe néanmoins des modèles inspirés de l'équation gravitaire qui associent des caractéristiques de modèle de génération et de modèle de distribution permettant de prévoir de la demande de transport de marchandises. Il s'agit des modèles input-output multi-régionaux et du modèle des coefficients structurels. Une architecture de ce type est par exemple retenue par des modèles d'envergure nationale ou européenne.

Par leur caractère spatialisé, ces modèles se distinguent des modèles économétriques agrégés qui font l'objet d'une *seconde section*. Les fonctions économétriques de demande de transport de marchandises reposent sur l'estimation de la relation (agrégée) entre la demande de transport de marchandises et un ensemble de variables explicatives parmi lesquelles se trouvent l'activité

industrielle ou l'activité économique. Ces modèles reposent sur des fondements théoriques frustes et ont souvent mis en œuvre des techniques économétriques relativement sommaires. La seconde section de ce chapitre montre néanmoins que l'application de nouvelles techniques économétriques issues de l'économétrie des séries temporelles représente un facteur de renouvellement intéressant pour ce champ de recherche.

Section 1 L'équation gravitaire et les modèles dérivés : des modèles spatialisés

Les modèles de l'économie internationale ont inspiré les modèles de prévision de la demande de transport de marchandises (Regan et Garrido, 2002). Certains modèles déclinent par exemple le modèle standard du commerce international (Cassing, 1978 ; Falvey, 1976). Ces modèles sont néanmoins des modèles théoriques peu opérationnels dans une optique de prévision des flux de transports. Les modèles issus de l'équation gravitaire sont en revanche des modèles beaucoup plus opérationnels. Une première sous-section s'intéresse à la catégorie des modèles gravitaires purs. Ensuite, deux modèles inspirés de la fonction gravitaire sont présentés : la modélisation des coefficients structurels et les modèles input-output multi-régionaux.

I Les modèles gravitaires purs

Les modèles de type gravitaire sont les modèles issus de l'économie internationale les plus opérationnels dans une optique de prévision des flux de transport. Ces modèles reposent sur des fondements économiques consistants explicités par Anderson (1979), Anderson et van Wincoop (2003), Bergstrand (1985, 1989) ou Deardorff (1998). Cette équation est couramment utilisée pour estimer les déterminants des échanges internationaux comme l'impact de la distance, d'une union douanière ou monétaire ou d'une langue commune (*e. g.* Frankel et Rose, 2002 ; Rose, 2000 ; Rose et van Wincoop, 2001). L'équation gravitaire est également un outil privilégié pour étudier la distribution de la demande de transport de marchandises. Parmi les travaux pionniers, un article de

Nijkamp (1975) revient sur les fondements théoriques du modèle gravitaire en économie des transports.

Le modèle gravitaire a pu être appliqué pour prévoir la demande de transport. Le modèle NEAC (NEA, 1999) estime par exemple les flux de transport intra-européen de marchandises en 2020 à partir d'un modèle gravitaire. L'équation gravitaire est cependant un outil utilisé en priorité pour estimer la distribution des flux de transport à partir de données croisées. De nombreuses applications du modèle gravitaire cherchent à estimer les déterminants de la distribution de la demande de transport. Par exemple, Plat et Raux (1998) utilisent une équation de type gravitaire pour estimer l'impact des frontières sur les volumes de transport échangés. D'autre part, ces modèles ont un caractère dynamique limité : la distance entre deux pays, facteur de résistance le plus souvent utilisé dans ces modèles, ne varie pas dans le temps. Le modèle gravitaire a alors un intérêt limité pour la prévision de la demande de transport de marchandises à long terme.

Une variante dynamique de l'équation gravitaire consiste à utiliser non plus la distance comme facteur de résistance, mais les coûts de transport comme le proposent Finger et Yeates (1976), Geraci et Prewo (1977), Moneta (1959) ou, plus récemment, Hummels (1999) pour expliquer la distribution du commerce international. Une dernière variante consiste à estimer l'impact des infrastructures de transport sur les échanges (Bougheas *et al.*, 1999)

Au final, les modèles gravitaires purs apparaissent comme des modèles relativement peu opérationnels pour prévoir la demande de transport de marchandises. Certains modèles, inspirés du modèle gravitaire, associent les dimensions de génération et de distribution des échanges en proposant une architecture susceptible de prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. Ces modèles sont présentés dans la sous-partie qui suit.

II Les modèles inspirés du modèle gravitaire

Deux types de modèles inspirés du modèle gravitaire associent les dimensions de génération et de distribution des flux de transport. Ces modèles sont les modèles des coefficients structurels et les modèles input-output multi-régionaux.

II. 1 Les modèles des coefficients structurels

L'équation gravitaire a inspiré un certain nombre de modèles destinés à prévoir la demande de transport de marchandises comme, par exemple, le modèle des coefficients structurels. Ce modèle repose sur la comparaison entre les flux de transports observés et ceux qui seraient observés dans une situation d'indépendance géographique des flux, c'est-à-dire les flux estimés par un modèle gravitaire sans contrainte.

Un coefficient structurel est défini par :

$$CS_{ij} = \frac{T_{ij}}{\frac{T_{i.} \cdot T_{.j}}{T_{..}}} \quad (1.1)$$

avec CS_{ij} la valeur du coefficient structurel entre les régions i et j , T_{ij} les volumes de transport entre les régions i et j , $T_{i.}$ le volume total de transport de la région i , $T_{.j}$ le volume total de transport de la région j et $T_{..}$ le volume total de transport dans l'échantillon.

La modélisation des coefficients structurels est initialement développée dans un article de Savage et Deutsch (1960). Elle est ensuite reprise par la thèse de Sandrine Durand (2001) pour expliquer les évolutions de long terme de la demande inter-régionale de transport de marchandises en France. Elle est également utilisée par Diaz-Oliveira *et al.* (1995) ou Plat et Raux (1998) pour estimer

l'effet-frontière entre pays de l'Union européenne. Ces modèles sont cependant des modèles relativement confidentiels par rapport aux modèles gravitaires purs ou par rapport à d'autres modèles issus de l'équation gravitaire comme le sont, par exemple, les modèles input-output multi-régionaux.

II. 2 Les modèles input-output multi-régionaux

Les modèles input-output multi-régionaux sont également des modèles dérivés de l'équation gravitaire. Ces modèles reposent sur des matrices d'échange entre régions, le plus souvent désagrégées par type de produits. Les matrices d'échange sont ensuite transformées en matrices de transport. Des prévisions sont réalisées en postulant un certain nombre d'hypothèses sur l'évolution des taux de croissance économique de chaque région et de chaque sous-secteur industriel.

Il existe de nombreux exemples de modèles input-output multi-régionaux dans la littérature. Picard *et al.* (1988) estiment par exemple un modèle input-output multi-régional de génération et distribution de transport de marchandises pour le Canada. Ce modèle permet par exemple d'estimer l'impact d'une baisse des coûts de transport sur la demande de transport de marchandises. L'architecture input-output multi-régionale est également utilisée par Campisi *et al.* (1991) pour élaborer un modèle national de demande de transport de marchandises en Italie. Cette architecture est aussi employée par un certain nombre de recherches européennes. C'est par exemple le cas du modèle SCENES (ME&P, 2002b) qui cherche à prévoir de la demande de transport de marchandises en Europe à horizon 2020 ou du modèle EXPEDITE (Rand Europe, 2002) qui prolonge cette recherche. Une architecture de ce type se retrouve également pour le modèle dynamique systémique ASTRA (IWW, 2000). Il existe donc, dans la recherche européenne, une certaine tradition de modélisation des flux de transport de marchandises à partir de modèles input-output multi-régionaux.

Ce cadre théorique se retrouve également pour un certain nombre de modèles nationaux en Europe. En Suède, le modèle de prévision de la demande SAMGODS présente également une architecture input-output multi-régionale désagrégée par groupe de marchandises (SIKA, 2001). Celle-ci est également celle du modèle NEMO (TØI, 2002) en Norvège, du modèle italien *Sistema informatica di supporto alla decisione* ou du modèle wallon de transport de marchandises (ME&P, 2002a).

La modélisation de la demande de transport de marchandises utilise donc des modèles issus de l'économie internationale et particulièrement des modèles de type gravitaire. Ces modèles sont d'abord utilisés pour expliquer la distribution des flux de transport dans l'espace. Certains travaux, comme la thèse de Sandrine Durand ou les modèles input-output multi-régionaux, prouvent que ce type de modèle peut être utilisé pour prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. En associant les dimensions de génération et de distribution des flux de transports, ces modèles offrent des outils pertinents pour étudier la demande de transport de marchandises de façon spatialisée.

Section 2 L'analyse économétrique de la relation transport/économie

Des modèles associant les dimensions de génération et de distribution des flux de transport sont parfois utilisés pour prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. Ces modèles permettent d'estimer des flux de transport spatialisés. Pour prévoir les volumes de transport de marchandises à long terme, ces modèles sont plus ou moins explicitement contraints d'estimer qu'il existe une relation entre l'évolution de la demande de transport de marchandises et l'activité économique. Cette relation est, plus généralement, au cœur des fonctions économétriques de demande de transport de marchandises. L'objet de la présente section consiste à présenter un ensemble de techniques économétriques utilisées pour estimer la sensibilité (ou l'élasticité) de la demande de transport de marchandises par rapport au PIB.

La relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique repose cependant sur aucun fondement théorique de type microéconomique. Ce constat pourrait porter certains à réprocher l'estimation de cette relation. En pratique, de nombreuses évidences empiriques justifient cette relation.

Une illustration inattendue de cette relation est par exemple offerte par un modèle séminal de l'analyse technique en finance : la théorie de Dow (*Dow theory*). Le père de cette théorie, Charles H. Dow (1851-1902), est un journaliste américain² dont le nom est resté à la postérité pour avoir créé, avec son associé Edwards Jones, un indice synthétique d'évolution des marchés financiers

² C. Dow fut le co-fondateur du *Wall Street Journal* et de la société d'information financière *Dow Jones & Co.*

(l'indice Dow-Jones). A l'origine, l'indice de Dow, le *Dow-Jones industrial index*, était déterminé à partir du cours des douze principales entreprises industrielles américaines. Il est moins connu que, parallèlement à cet indice, Dow propose, un second indice : le *Dow-Jones transportation index*, déterminé à partir des cours d'une dizaine d'entreprises liées au secteur des transports (essentiellement ferroviaires). Une des principales propositions de la théorie de Dow énonce alors que l'indice de Dow-Jones industriel et l'indice de Dow-Jones des transports sont des indices synthétiques de la conjoncture économique. Dans un ouvrage de référence sur la théorie de Dow récemment réédité, cette proposition est formulée comme suit :

The fluctuations of the daily closing prices of the Dow-Jones rail and industrial averages afford a composite index of all the hopes, disappointments, and knowledge of everyone who knows anything of financial matters, and for that reason the effects of coming events (excluding acts of Gods) are always properly discounted in their movements. The averages quickly appraise such calamities as fires and earthquakes³ (Rhea, 2002, p.19).

Cet exemple étonnant souligne l'évidence de la relation entre la conjoncture industrielle et la demande de transport. Il s'agit d'une relation structurelle entre des variables agrégées que l'on pourrait également qualifier de relation macroéconomique.

De nombreuses techniques économétriques ont été employées dans la littérature pour estimer cette relation. La présente section distingue deux types d'approche.

Une première sous-partie présente les modèles économétriques utilisant les *techniques économétriques standards*. Les méthodes économétriques les plus élémentaires sont alors employées pour estimer cette relation. Parmi ces modèles, le modèle double-logarithmique est le plus couramment utilisé. Ce modèle a toutefois été critiqué par certains chercheurs selon lesquels il

³ Les fluctuations quotidiennes des cours à la clôture des indices de Dow ferroviaire et industriel offrent un indice composite de tous les espoirs, déceptions et connaissances de quiconque connaît les marchés financiers, et, pour cette raison, les effets des événements futurs (à l'exception des interventions divines) sont toujours correctement prévus dans leur mouvement. Les moyennes évaluent rapidement l'effet de calamités telles que les incendies ou les tremblements de terre.

est plus pertinent d'estimer cette relation en introduisant l'hypothèse d'une élasticité variable et non celle d'une élasticité constante. Une seconde sous-section souligne ensuite le renouveau de la littérature offert par l'application de nouvelles techniques d'estimation issues de l'*économétrie des séries temporelles*.

I Les modèles économétriques standards

La relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique est souvent estimée en utilisant les techniques de l'économétrie standard. Ces modèles, qualifiés dans ce qui suit de modèles économétriques standards, doivent leur succès à leur simplicité d'utilisation et d'interprétation. Parmi eux, deux d'entre eux sont successivement présentés dans ce qui suit : le modèle double-logarithmique et le modèle en taux de croissance.

I. 1 Le modèle double-logarithmique

Le modèle double-logarithmique repose sur l'idée selon laquelle la demande de transport de marchandises est une demande dérivée de la production économique.

Une fonction de type Cobb-Douglas (à une seule variable) peut représenter cette relation

$$Tsp_t = k \cdot Y_t^\alpha \quad (1.2)$$

avec Tsp_t la demande de transport de marchandises et Y_t le PIB. En linéarisant cette relation, celle-ci devient l'équation double-logarithmique :

$$Ln(Tsp_t) = \beta + \alpha \cdot Ln(Y_t) \quad (1.3)$$

A partir de l'équation (1.2), il est possible d'écrire :

$$\frac{\frac{\partial Tsp_t}{\partial Y_t}}{Y_t} = \frac{\partial Tsp_t}{\partial Y_t} \cdot \frac{Y_t}{Tsp_t} = \left(\alpha \cdot k \cdot Y_t^{\alpha-1} \right) \cdot \frac{Y_t}{k \cdot Y_t^\alpha} = \alpha \quad (1.4)$$

L'équation (1.4) indique que le paramètre α est égal à l'élasticité de la demande de transport par rapport au PIB. Cette élasticité est par ailleurs supposée constante.

Le modèle double-logarithmique est donc aisé à interpréter. Son succès s'explique également par la simplicité de son estimation puisqu'elle peut être réalisée au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Une variante du modèle consiste à changer la variable explicative en remplaçant le PIB par l'indice de la production industrielle puisque le secteur des services est moins directement générateur de transport de marchandises que celui de l'industrie.

De nombreux travaux utilisent le modèle double-logarithmique pour estimer l'élasticité de la demande de transport de marchandises à la croissance économique ou industrielle. Par exemple, Someshwar Rao (1978) explique la demande de transport ferroviaire de marchandises entre 1958 et 1973 au Canada à partir d'un modèle de ce type. Les élasticités estimées sont généralement proches de l'unité mais peuvent varier de façon significative selon la catégorie de marchandises considérée. Bennathan *et al.* (1992) estiment également la relation entre la demande de transport et la production économique. Ces estimations sont réalisées pour différents types de pays. Dans les pays développés, l'élasticité de la demande de transport routier par rapport au PIB est légèrement inférieure à l'unité. Ce travail montre que l'élasticité de la demande de transport routier de marchandises est supérieure à celle de la demande de transport ferroviaire de marchandises. Il est également observé que l'élasticité de la demande de transport au PIB augmente lorsque les pays en voie de développement sont introduits dans l'échantillon. En revanche, l'élasticité estimée diminue significativement avec l'introduction des anciens pays socialistes. Les auteurs interprètent ce

phénomène en observant que la valeur de l'élasticité de la demande de transport par rapport au PIB décroît avec l'intensité du transport routier de marchandises.

En France, Girault et Le Thi Minh (1995) et Le Thi Minh (1995) estiment le trafic routier de marchandises par catégorie de produits à partir de la modélisation double-logarithmique. Les estimations sont réalisées à partir de séries annuelles pour une période allant de 1971 à 1992. Un modèle de simulation des flux de transport de marchandises est ensuite réalisé pour 2010 à partir des prévisions macroéconomiques du Bureau d'information et prévision économique (BIPE). Ce modèle s'inspire largement des modèles développés antérieurement dans l'administration centrale comme par exemple le modèle PRETRAM (Chatard *et al.*, 1981).

Plus généralement, des modèles de ce type sous-tendent la plupart des modèles de prévision de la demande de transport de marchandises réalisés au ministère des transports. La succession de rapports consacrés aux perspectives de croissance de la demande de transport de marchandises illustre cette orientation méthodologie au sein de l'administration centrale. Ainsi, le rapport *Transport 2010* (Commissariat général du Plan, 1992) estime, à partir du modèle mini-DMS-transport réalisé par la direction de la prévision, des élasticités de la demande de transport de marchandises par rapport à la croissance du PIB pour chaque mode afin de prévoir la demande de transport de marchandises à horizon 2010. De même, le rapport *La demande de transport en 2015* (SES, 1997) utilise également un modèle double-logarithmique pour prévoir la demande de transport routier de marchandises en décomposant ces estimations par catégories de produits.

L'utilisation de ce type de modèle est donc courante dans l'administration et, plus généralement, pour l'ensemble des prévisionnistes en économie des transports (*i. e.* consultants, exploitants ou gestionnaires d'infrastructure). La seconde partie du présent travail confirme l'utilisation fréquente de modèles de ce type pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. Ce modèle présente toutefois des limites importantes en dépit d'une forte significativité

(apparente).

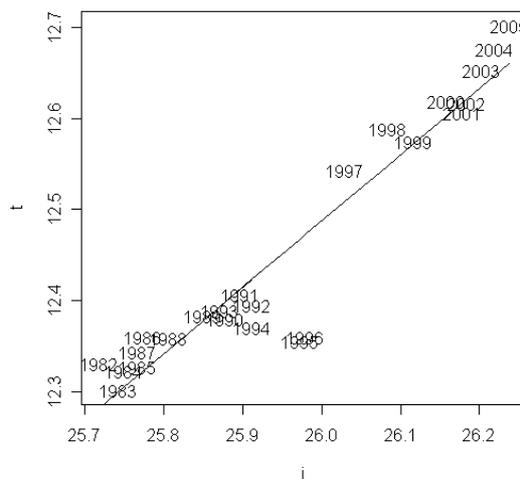
Les limites de ce modèle peuvent être illustrées à partir d'un exemple. Considérons la relation entre la demande de transport de marchandises dans les principaux ports maritimes (en tonnes) et la valeur ajoutée de la branche industrielle en France. En retenant des variables annuelles constituées à partir des indices et séries statistiques publiés par l'INSEE, la relation entre les tonnages maritimes et la valeur ajoutée de l'industrie est, en apparence, statistiquement significative. Le coefficient de corrélation de cette estimation est ainsi de 90% et la valeur des coefficients estimés est significativement différente de zéro. L'équation estimée est la suivante :

$$vol_t = -6,46 + 0,73 \cdot va_ind_t \quad (1.5)$$

(1,33)*** (0,05)***

La Figure 1 souligne la qualité de cet ajustement linéaire. Il est toutefois possible de nuancer l'apparente significativité de cet ajustement. La statistique de Durbin-Watson (égale à 0,50) indique en effet que le modèle estimé présente des erreurs auto-corrélées.

Figure 1 La relation double-logarithmique : le cas des tonnages maritimes français



De plus, il existe également une forte présomption de non-stationnarité puisque la moyenne des variables du modèle semble varier au cours du temps. Le modèle double-logarithmique est donc un modèle fortement *biaisé*, ce qui incite à nuancer la forte significativité apparente du modèle.

Il existe également une seconde limite du modèle double-logarithmique. Le modèle double-logarithmique fait en effet l'hypothèse d'une constance des élasticités. Or, rien ne permet *a priori* de justifier cette hypothèse. Cette observation explique la spécification d'un modèle en taux de croissance qui permet de relâcher l'hypothèse d'une élasticité constante, comme le montre la partie qui suit.

I. 2 Le modèle en taux de croissance

Le modèle double-logarithmique est un modèle couramment utilisé en dépit de biais liés à l'utilisation de séries temporelles et de l'hypothèse d'élasticité constante qu'il suppose. Si le modèle en taux de croissance est beaucoup moins utilisé que le modèle double-logarithmique, il permet néanmoins d'estimer la relation entre la demande de transports de marchandises et le PIB en introduisant l'hypothèse d'une élasticité variable.

Ce modèle est au cœur de la thèse de Céline Gabella-Latreille réalisée au laboratoire d'économie des transports, un travail également appelé le *modèle quin-quin fret* (Gabella-Latreille, 1997). Ce modèle postule qu'il existe une relation linéaire entre le taux de croissance de la demande de transport de marchandises et le taux de croissance de la production industrielle, soit :

$$\frac{\Delta T_t}{T_t} = \alpha + \beta \cdot \frac{\Delta IPI_t}{IPI_t} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

où $\frac{\Delta T_t}{T_t}$ représente le taux de variation de la demande de transport et $\frac{\Delta IPI_t}{IPI_t}$ celui de l'indice de

production industrielle. En suivant cette équation, l'élasticité de la demande de transport de

marchandises par rapport à l'indice de production industrielle s'écrit :

$$E = \frac{\frac{\Delta T_t}{T_t}}{\frac{\Delta IPI_t}{IPI_t}} = \alpha \cdot \frac{IPI_t}{\Delta IPI_t} + \beta \quad (1.7)$$

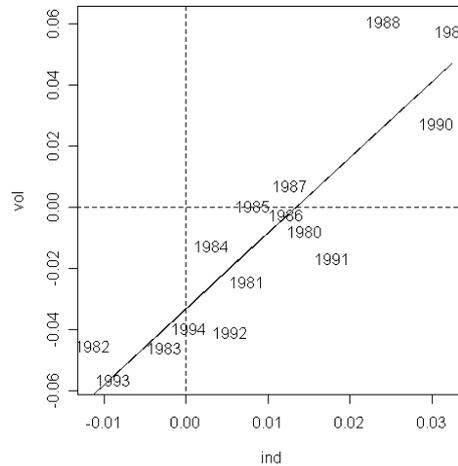
Cette équation montre que l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle est inversement proportionnelle au taux de croissance de l'indice de production industrielle. En d'autres termes, cela signifie que l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle est variable. D'un point de vue économétrique, l'hypothèse d'une relation à élasticité variable est acceptée si la constante α de la relation (1.6) est significativement différente de zéro.

La Figure 2 illustre le modèle en taux de croissance en représentant la relation entre les taux de croissance de moyen terme⁴ des tonnages terrestres intra-nationaux en France⁵ et celui de la valeur ajoutée de l'ensemble de la branche industrielle entre 1980 et 1994. Cette figure illustre la forte significativité de ce modèle.

⁴ Une relation de moyen terme est souvent préférée à une relation de court terme en raison de délais d'ajustement entre la production industrielle et la demande de transport, en partie causée par l'existence de stocks. D'un point de vue économétrique, ceci signifie que les variables sont lissées, ici, en une moyenne mobile sur trois années (pour plus de détail, voir p. 97).

⁵ Donne d'après la base de données SITRAM.

Figure 2 La relation entre les taux de croissance de moyen terme des tonnages intra-nationaux et de la valeur ajoutée de l'industrie en France, [1980-1994]



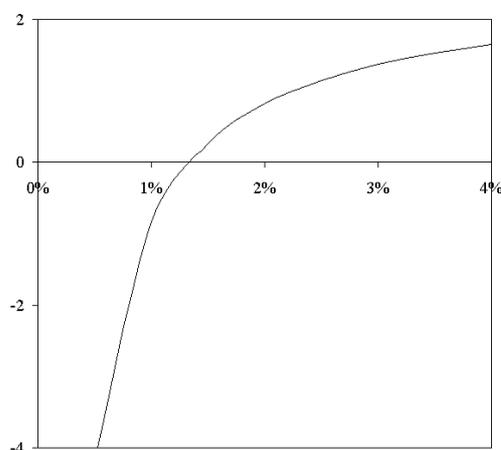
Le modèle estimé présente en effet un coefficient de corrélation ajusté de 78% et la valeur des coefficients estimés est significativement différente de zéro. L'équation estimée est la suivante :

$$\frac{\Delta T_t}{T_t} = 2,48 \cdot \frac{\Delta IND_t}{IND_t} - 0,033 \quad (1.8)$$

(0,35)***
(0,005)***

La valeur de la constante estimée est significativement négative. Ceci signifie que l'hypothèse d'une élasticité constante peut être rejetée. D'autre part, en suivant l'équation (1.7), il ressort de cette estimation que l'élasticité estimée croît avec le taux de croissance de la VA de l'industrie (Figure 3). Les volumes de transports de marchandises amplifient alors la croissance industrielle. Ce phénomène est à mettre sur le compte des phénomènes de stockage et de déstockage de la production industrielle.

Figure 3 L'élasticité estimée en fonction du taux de croissance de la VA de l'industrie



Ce modèle a été utilisé à diverses reprises au laboratoire d'économie des transports. Le travail de Gaballa-Latreille (1997) estime ainsi un modèle en taux de croissance de moyen terme en désagrégant le transport national de marchandises par catégorie de produits (*i. e.* par chapitres NST). Cette relation est estimée pour le transport terrestre de marchandises en France entre 1971 et 1991. Céline Gaballa-Latreille observe que l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'indice de production industrielle est variable et, la constante de la relation affine estimée étant significativement négative, croissante en fonction du taux de croissance de l'indice de production industrielle. Des recherches réalisées au laboratoire d'économie des transports ont prolongé ce travail en appliquant ce modèle à la demande de transport de marchandise entre la France et l'Italie⁶ (LET, 1997a) ou à la demande de transport de marchandises dans la vallée du Rhône (Gabella-Latreille, 1999).

Il est au final étonnant d'observer le nombre limité d'applications du modèle en taux de croissance car de nombreux économistes des transports estiment que rien ne justifie *a priori* l'hypothèse d'une

⁶ Ce modèle est plus longuement évoqué plus bas (p. 81).

élasticité constante. Un groupe d'experts en économie des transports explique ainsi :

La table-ronde s'est plu [...] à mettre en garde les chercheurs contre la tentation d'utiliser des modèles à élasticité constante pour caractériser les relations entre la croissance économique et la croissance des transports. Le monde de transports est en effet un univers à élasticité variable : les relations entre la mobilité et le PIB ne sont pas constantes, mais au contraire variables et, en outre, elles peuvent être sujettes à inflexion politique (CEMT, 2002, p.197).

Ce constat souligne la pertinence du modèle en taux de croissance par rapport au modèle double-logarithmique. La tentation d'utiliser des modèles à élasticité constante peut alors s'expliquer par le peu d'intérêt traditionnellement porté par les chercheurs à ce champ d'investigation. La plupart des recherches appliquées en matière de prévision de la demande de transport de marchandise est effectuée en dehors du champ académique. Il est dès lors peu surprenant de voir ces recherches s'orienter vers des modèles simples et, en apparence, significatifs comme le modèle double-logarithmique en dépit de sérieux biais tenant tant à la pertinence du modèle (*e. g.* hypothèse d'élasticité constante) qu'à ses propriétés économétriques (*e. g.* non stationnarité des variables, auto-corrélation des erreurs).

L'économétrie standard permet donc d'estimer la relation entre le transport de marchandises et l'activité économique ou industrielle grâce au modèle en taux de croissance ou au modèle double logarithmique. En pratique, l'estimation du second modèle est privilégiée pour estimer les déterminants de la génération de la demande de transport malgré des limites importantes. De ce point de vue, le développement de l'économétrie des séries temporelles a renouvelé l'analyse des séries temporelles (Bresson et Pirotte, 1995). La sous-section qui suit revient sur les développements permis par l'application de ces techniques économétriques à la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle ou économique.

II Les modèles de l'économétrie des séries temporelles

L'économétrie des séries temporelles propose une large variété de modèles pour analyser les relations entre séries temporelles. Il est inutile de présenter en détail ces modèles dans le présent travail. Bresson et Pirotte (1995) offriront au lecteur intéressé une présentation détaillée de ces modèles. L'objet de cette partie consiste à présenter le renouveau de la littérature permis par l'application de ces techniques à la demande de transport de marchandises.

L'application de l'économétrie des séries temporelles a en effet ravivé l'analyse économétrique des déterminants de la demande de transport. Ces techniques sont par exemple désormais couramment employées pour estimer les déterminants de la consommation de carburant (*e. g.* Alves *et al.*, 2003 ; Bentzen, 1994 ; Eltony et Al-Mutairi, 1995 ; Polemis, 2006 ; Ramanathan, 1999 ; Samimi, 1995). Espey (1998), Goodwin *et al.* (2004) ou Graham et Glaister (2002a, 2002b, 2004) offrent un aperçu extensif des élasticités-PIB ou des élasticités-prix estimées par cette littérature.

L'économétrie des séries temporelles a également renouvelé la relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB. En premier lieu, un certain nombre de travaux a estimé cette relation en utilisant des modèles économétriques autorégressifs. Une modélisation ARIMA est par exemple suivie par Bergel et Mutter (2000) et Bergel (2002) pour estimer les trafics voyageurs et marchandises en France. Dans la même veine, Garrido (2000) estime un modèle conjuguant une auto-corrélation temporelle et des inter-réactions géographiques pour expliquer l'évolution du trafic de poids lourds entre le le Texas et Mexique.

Des estimations faisant intervenir les techniques de la co-intégration sont également présentes dans la littérature. Par exemple, Meersman et Van de Voorde (1999) estiment un modèle à correction d'erreur (ECM, *error correction model*) pour déterminer la sensibilité de la demande totale de transport terrestre de marchandises en Belgique à la production industrielle belge entre 1974 et

1992. L'élasticité de court terme de la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle est légèrement supérieure à l'unité (1,11). Le modèle ECM est également appliqué à la demande de transport à d'autres pays européens comme à d'autres modes de transport. Dans tous les pays européens, la variation de la production industrielle entraîne une augmentation du volume global de transport terrestre de marchandises. Une élasticité de court terme significative (et, évidemment, positive) est également estimée pour le transport routier de marchandises. Ce n'est pas toujours le cas du transport ferroviaire de marchandises.

De même, Kulshreshtha *et al.* (2001) estiment un ECM pour la demande de transport ferroviaire de marchandises en Inde. L'élasticité estimée de la demande de transport ferroviaire par rapport au PIB est positive et inférieure à l'unité (0,34).

Ramanathan (2001) utilise également un ECM pour estimer l'élasticité-PIB et l'élasticité-prix de court terme du transport de marchandises et de voyageurs en Inde. L'élasticité de court terme estimée pour la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle est proche de l'unité (0,99).

En Espagne, Matas et Raymond (2003) estiment un ECM pour expliquer le trafic autoroutier sur un ensemble de sections payantes. Le modèle utilise une estimation multi-variée en introduisant le prix du transport parmi les variables explicatives. Une élasticité-PIB de 0,9 est estimée en suivant la procédure de Johansen. Coto-Millan *et al.* (2005) estiment également l'élasticité de long et de court terme de la demande de transport international maritime en Espagne par rapport au prix et à la production économique en suivant la procédure de Johansen. Les élasticités estimées par rapport à la production économiques sont particulières fortes. En revanche, la demande de transport est peu élastique au prix. Coto-Millan *et al.* (1997) avaient également estimé un ECM pour la demande de transport de voyageurs en Espagne.

Haralambides et Veenstra (1998) et Veenstra et Haralambides (2001) appliquent également la procédure de Johansen pour estimer un vecteur auto-régressif appliqué à la demande de transport maritime intercontinental de marchandises.

Bjorner (1999) utilise aussi la procédure de Johansen pour estimer l'élasticité-prix et l'élasticité-PIB de la demande de transport de marchandises au Danemark. Celui-ci estime une élasticité-PIB de la demande de transport routier de marchandises par rapport au PIB supérieure à l'unité (1,38)

En France, les travaux et la thèse de Karine Meyer (1995, 1996, 1998) utilisent aussi la modélisation à correction d'erreur pour estimer la relation entre la demande de transport terrestre de marchandises et la production industrielle. Ces travaux sont prolongés par la thèse d'Anne Lenormand (2002) qui applique les modèles co-intégrés avec rupture à la relation entre la demande de transport et l'activité économique ou industrielle. Cette analyse utilise le plus souvent une spécification directe de la demande de transport pour chaque mode. Les travaux d'Anne Lenormand concernent également la demande de transport de voyageurs. Ils mettent en évidence l'instabilité de nombreuses relations. Attia (2006) estime aussi un modèle à correction d'erreur en suivant la procédure en deux étapes d'Engle-Granger. Ses estimations révèlent une élasticité-PIB de la demande de transport terrestre national en France inférieure à l'unité (0,71).

Le Tableau 1 reproduit les élasticités de la demande de transport de marchandises par rapport à la production économique ou industrielle estimées en utilisant les techniques de la co-intégration. Il est possible d'observer que les élasticités de court terme sont en général plus faibles que les élasticités de long terme même si ce n'est pas toujours le cas. D'autre part, il existe une certaine convergence entre les différentes estimations puisque les élasticités de court terme estimées sont souvent proches de l'unité. Le transport ferroviaire semble enfin présenter des élasticités plus faibles que le transport routier de marchandises.

Tableau 1 Elasticités de la demande de transport de marchandises estimées à partir des techniques de la co-intégration

	Mode(s)	Elasticité de CT	Elasticité de LT
Meyer (1995, 1996)	Terrestres	1,13	2,22
Meersman et Van de Voorde (1999)	Terrestres	1,11	-
Bjorner (1999)	Routier	1,38	1,32
Kulshreshtha <i>et al.</i> (2001)	Ferroviaire	0,35	0,91
Ramanathan (2001)	Terrestres	0,99	1,18
Lenormand (2002)	Terrestres	1,32	0,97
Matas et Raymond (2003)	Routier	0,89	1,41
Coto-Millan <i>et al.</i> (2005)	Maritime	2,00	2,18
Attia (2006)	Terrestres	0,71	0,40

Ces travaux montrent que l'application des techniques issues de l'économétrie des séries temporelles et, plus particulièrement, de la co-intégration ont contribué à renouveler la modélisation de la demande de transport de marchandises. En ce sens, il nous semble que l'application de l'économétrie des séries temporelles à la demande de transport est un facteur essentiel pour expliquer le renouveau de cette littérature.

Parallèlement à ces recherches estimant la sensibilité de la demande de transport de marchandises à l'activité économique, des chercheurs se sont intéressés à la problématique de la causalité dans la relation entre ces deux variables.

Lahiri et Yao (2004) estiment ainsi la composante cyclique de la demande de transport de marchandises aux Etats-Unis. Ils observent alors que les cycles de la demande de transport de fret coïncident avec les cycles économiques (*business cycles*) définis par le *National Bureau of Economic Research*. Yao (2005) prolonge cette analyse en effectuant un test de causalité au sens de Granger entre les volumes de transport, le volume des inventaires et la production économique. Il montre alors qu'il est possible de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle la demande totale de transport cause la production économique ou industrielle. En revanche, ce travail estime que la

production économique ou industrielle est une cause, au sens de Granger, de la demande de transport. L'hypothèse nulle de relation de causalité dans les deux sens ne peut toutefois pas être significativement écartée lorsque le seul transport de marchandises est pris en compte.

De même, Attia (2004, 2006) effectue des tests de causalité au sens de Sims et de Granger sur des séries temporelles françaises. Ce dernier laisse apparaître quelques causalités au sens de Granger ou de Sims entre la production économique et la demande de transport. Enfin, Kulshreshtha *et al.* (2001) introduisent également dans leur article une analyse impulsionnelle du rapport entre la production économique ou industrielle et la demande de transport ferroviaire de marchandises en Inde et la production économique. L'analyse de la causalité entre la demande de transport et la production économique corrobore l'évidence selon laquelle la demande de transport de marchandises est causée par la production économique ou industrielle. La causalité inverse (la demande de transport est la cause de la production économique ou industrielle) est moins souvent significative.

Conclusion du chapitre

Ce chapitre revient sur les modèles de prévision de la demande de transport de marchandises à long terme. Cette dimension de la modélisation de la demande de transport de marchandises est, traditionnellement, peu étudiée dans la littérature. La littérature se concentre en général sur les problématiques de choix modal ou de choix d'itinéraires.

Depuis une dizaine d'années, les modèles de génération de la demande connaissent cependant un certain renouveau que deux éléments contribuent à expliquer. En premier lieu, la sensibilité croissante de l'opinion aux nuisances générées par les transports amène de nombreux chercheurs à s'interroger sur les déterminants de la demande de transport. Ensuite, il semble également que le développement de l'économétrie des séries temporelles joue un rôle déterminant dans le renouvellement de cette littérature.

Au final, cette revue de la littérature consacrée aux fonctions de demande de transport de marchandises à long terme permet de formuler les conclusions qui suivent :

- (i) Les modèles les plus pertinents pour prévoir la demande de transport de marchandises sont des modèles économétriques utilisant des séries temporelles. Ces modèles reposent sur une relation intuitive et agrégée (macroéconomique) entre la demande de transport de marchandises et le PIB (ou la production industrielle).
- (ii) Par ailleurs, de nombreux chercheurs estiment que la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle est variable. Cela justifie

l'estimation de modèles économétriques à élasticité variable même si, en pratique, la plupart des modèles estimés dans la littérature sont des modèles à élasticité constante.

- (iii) Depuis une quinzaine d'années, les développements issus de l'économétrie des séries temporelles et, plus particulièrement, des techniques de la co-intégration offrent un cadre théorique pertinent et rigoureux pour estimer la sensibilité de la demande de transport et l'activité économique. L'application de ces techniques aux fonctions de demande de transport de marchandises semble d'ailleurs être une des raisons du renouveau de cette littérature.

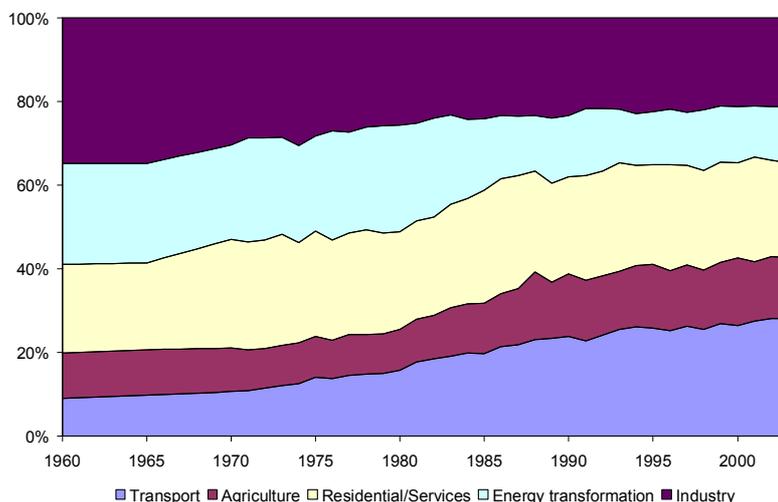
Ce chapitre montre donc que l'activité économique est, selon la littérature, le principal déterminant de la demande de transport de marchandises à long terme. Le transport de marchandises génère cependant des effets externes comme le bruit, la pollution atmosphérique ou l'émission de gaz à effet de serre. Ceci explique pourquoi certains ont cherché à comprendre comment la relation entre la demande de transport de marchandises et la production économique pouvait être cassée (*broken* est le mot utilisé dans la littérature). Cette littérature, connue sous le nom de la problématique du couplage, vient prolonger la problématique de la génération de la demande de transport. Il s'agit alors non seulement d'observer la significativité de cette relation mais aussi d'expliquer la persistance de ce lien. Cette revue de littérature est donc prolongée, dans le chapitre qui suit, par l'examen de la problématique du couplage.

Chapitre 2 La relation transport/économie ou le défi du couplage : une interprétation économétrique

La revue de la littérature consacrée aux fonctions de prévision à long terme de la demande de transport de marchandises met en exergue une relation significative entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique ou industrielle. Depuis une dizaine d'années, une sensibilité croissante pour les questions environnementales vient interroger la signification de cette relation.

Des éléments objectifs expliquent la sensibilité accrue de l'opinion publique pour les questions environnementales. Parmi elles, se trouve la question du réchauffement climatique global causé par l'augmentation des concentrations de gaz à effet de serre (GES) dans l'atmosphère. Le secteur des transports joue en effet un rôle prépondérant dans cette problématique puisque ce secteur est devenu, dans la plupart des pays occidentaux, le principal responsable des émissions de gaz à effet de serre.

Figure 4 Les émissions de CO₂ par secteur en France



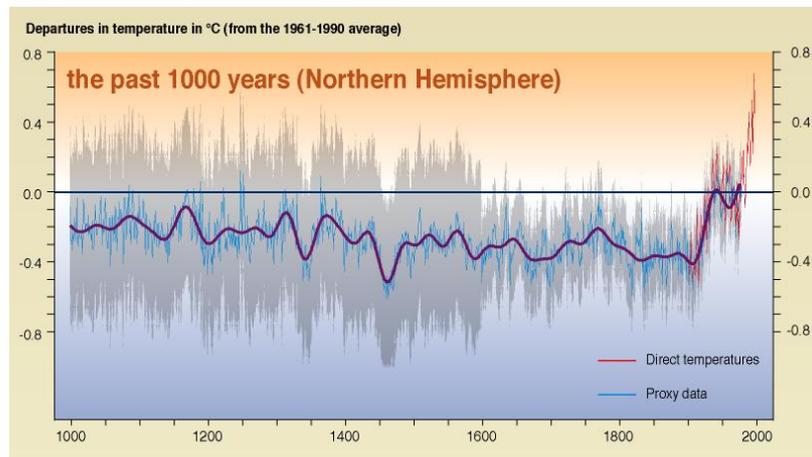
Source : CITEPA (2005)

La Figure 4 illustre cette proposition en montrant qu'en 2003, le secteur des transports génère 28% des émissions de CO₂ en France contre 22% pour le secteur résidentiel et tertiaire ou 21% pour l'industrie. Cette figure montre également que la part du secteur des transports dans le volume total des émissions de CO₂ a augmenté de plus de 500% en France entre 1960 et 2003. Des évolutions similaires se dessinent dans l'ensemble des pays développés (Schäfer, 2005).

De plus, il existe aujourd'hui un consensus croissant autour de la relation entre l'augmentation des concentrations de GES et la hausse des températures moyennes à la surface de la terre. Le troisième

rapport sur le changement climatique des experts du Panel intergouvernemental sur le changement climatique (*Intergovernmental Panel on Climate Change*, IPCC) estime que la température moyenne à la surface de la terre a augmenté de 0,6°C au cours du vingtième siècle (IPCC, 2001). Ce rapport prévoit également une augmentation de la température moyenne à la surface de la terre comprise entre deux et six degrés pour le vingt-et-unième siècle (Figure 5). Ce constat scientifique a amené la communauté internationale à définir une stratégie globale pour réduire les émissions de GES au cœur de laquelle figure le protocole de Kyoto.

Figure 5 La température moyenne à la surface de la terre entre 1000 et 2000.



Source : IPCC (2001)

La sensibilité croissante de l'opinion pour l'environnement explique la diffusion de recherches consacrées aux effets des transports sur l'environnement. Pour étayer l'idée d'une orientation nouvelle de la recherche autour des effets des transports sur l'environnement, il est possible de mentionner la création du quatrième volume de la revue *Transportation Research* en 1996 consacré aux rapports entre les transports et l'environnement (*Transportation Research Part D: Transport and Environment*).

La prise de conscience environnementale est également un élément essentiel dans le développement de la recherche consacrée à la demande de transport de marchandises. Elle conduit

des chercheurs à s'interroger sur les déterminants de la demande de transport. Ces recherches ont alors montré qu'il existait une relation étroite entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique ou industrielle, comme le chapitre qui précède l'a montré.

Des chercheurs ont prolongé cette observation tâchant d'éclairer d'éventuels facteurs permettant de casser cette relation. Le présent chapitre revient sur l'ensemble de ces recherches qui s'articulent autour des concepts de couplage et de découplage.

Dans une *première section*, ces recherches sont brièvement présentées en distinguant deux approches alternatives. La première approche insiste sur le rapport entre la demande de transport de marchandises et la production économique. Cette approche agrégée utilise des instruments comme l'intensité de transport de marchandises ou les élasticités de la demande de transport pour interroger la persistance de cette relation. La seconde approche propose de décomposer les indicateurs agrégés de couplage afin d'expliquer le couplage par différents facteurs de couplage ou découplage.

Dans une *seconde section*, un modèle décomposant le couplage en quatre facteurs est proposé. Le sens de ces facteurs est explicité et une estimation empirique du modèle est proposée à partir de données de panel européennes. Cette estimation laisse apparaître des facteurs de couplage et des facteurs de découplage.

Section 1 La problématique du couplage : revue de la littérature

Une littérature assez large s'intéresse à la problématique du couplage en économie des transports. Il existe par exemple un grand nombre de rapports institutionnels sur le sujet. Le couplage a ainsi été l'objet du *Standing Advisory Committee on Trunk Road Assessment* (SACTRA, 1999) au Royaume-Uni. Des programmes de recherche européens ont été réalisés sur le sujet comme les programmes SPRITE (ITS, 2000 ; Tight *et al.*, 2004), REDEFINE (NEI, 1999) ou POSSUM (Schleicher-Tapperser *et al.*, 1998). La Conférence Européenne des Ministres des Transports (CEMT) a également organisé une conférence sur cette question (CEMT, 2002). De même, la Commission européenne se déclare partisane d'une stratégie de découplage dans son *Livre Blanc* sur les transports (Commission européenne, 2001). Il existe donc un ensemble de productions scientifiques qui a donné lieu à diverses publications sur laquelle la présente section revient.

Ces recherches sont fortement influencées par l'économie de l'énergie pour laquelle il existe également une littérature du couplage. Ainsi est-il possible de distinguer deux approches dans cette littérature comme cela est d'ailleurs le cas pour l'économie de l'énergie. Une première approche s'intéresse à l'estimation d'indicateurs agrégés de couplage. Elle est présentée dans une première sous-section. Ensuite, la seconde approche, consistant à décomposer un indicateur agrégé de couplage en une série de sous-facteurs, fait l'objet de la seconde sous-section.

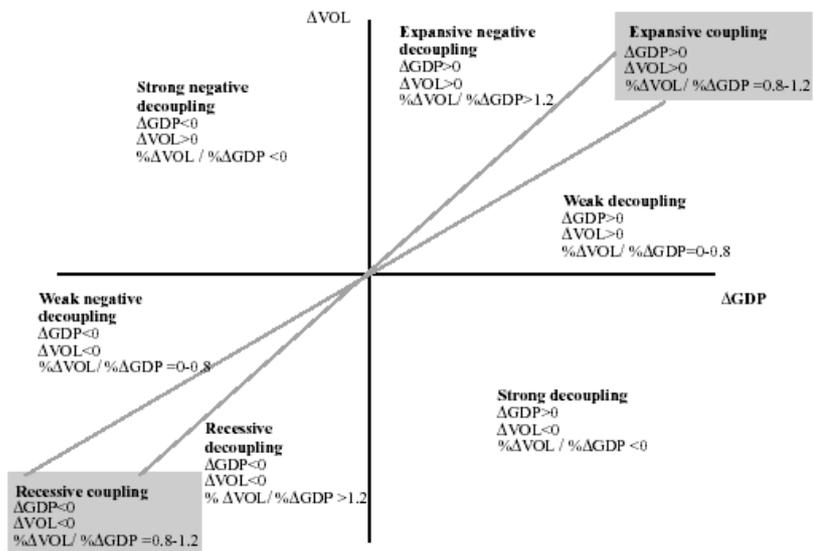
I L'approche agrégée du couplage

La première direction suivie par la littérature est l'estimation d'indicateurs agrégés de couplage

pour estimer le rapport entre la demande de transport et l'activité économique. Dans le chapitre qui précède, l'estimation des *élasticités de la demande de transport de marchandises par rapport au PIB* a largement été évoquée. Ces travaux montrent qu'il existe une relation significative et positive entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique ou industrielle. Des élasticités proches de l'unité sont en général estimées même si des différences peuvent apparaître selon les contextes géographiques ou les modes de transport.

La valeur de l'élasticité estimée permet d'interpréter une situation en termes de couplage ou découplage. Tapio (2005) établit par exemple une typologie originale du découplage à partir du concept d'élasticité de la demande de transport par rapport au PIB (Figure 6).

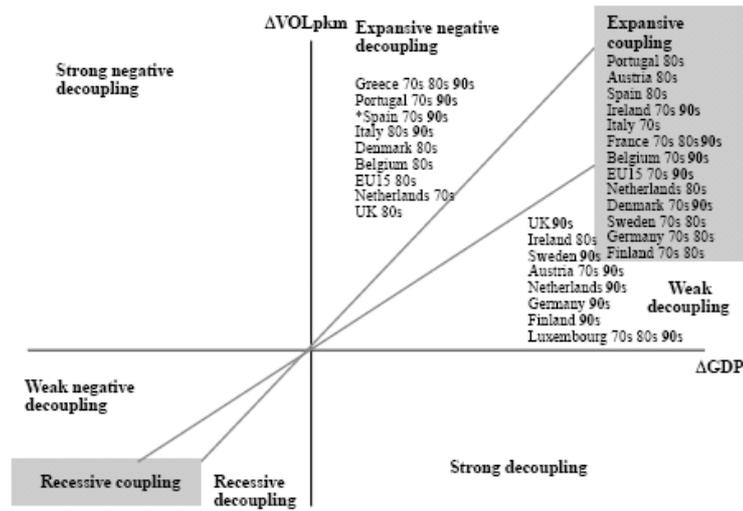
Figure 6 Typologie du découplage selon Tapio (2005)



La typologie de Tapio définit le couplage comme étant une situation dans laquelle l'élasticité-PIB de la demande de transport (notée E) est proche de l'unité en valeur absolue. La typologie de Tapio est originale car, selon cette typologie, une situation dans laquelle la croissance de la demande de transport de marchandises est significativement plus rapide que la croissance économique (*i. e.* élasticité-PIB de la demande de transport supérieure à l'unité) est qualifiée de *découplage négatif*

expansif. De plus, Tapio illustre sa typologie du couplage d'exemples empiriques à partir de données européennes (Figure 7). Cette figure distingue des situations de couplage expansif ($0,8 < E < 1,2$), de découplage expansif négatif ($E > 1,2$) et de découplage faible ($0 < E < 0,8$).

Figure 7 Illustration de la typologie du découplage de Tapio (2005)



La distinction entre les situations de couplage expansif et de découplage expansif négatif est la principale originalité de la typologie de Tapio. Cette distinction présente cependant l'inconvénient d'être relativement isolée dans la littérature. Ailleurs, le découplage est en effet entendu comme étant une situation dans laquelle la croissance économique ne provoque pas une croissance de la demande de transport. D'autre part, cette typologie distingue un grand nombre de situations dont certaines sont rares sinon improbables (e. g. toutes les situations présentant un taux de croissance du PIB négatif). Dans ce qui suit, la typologie de Tapio est donc simplifiée pour ne distinguer que quatre situations : les situations de découplage fort ($E < 0$), de découplage faible ($0 < E < 0,8$), de couplage faible ($0,8 > E > 1,2$) et de couplage fort ($E > 1,2$).

Une large littérature corrobore l'existence d'un *couplage faible* dans les pays occidentaux. En présentant les modèles de prévision de la demande de transport de marchandises à long terme dans

le chapitre qui précède, le chapitre qui précède a montré que les valeurs des élasticités de la demande de transport par rapport au PIB étaient souvent proches de l'unité. Ces modèles, sur lesquels il n'est pas utile de revenir davantage, corroborent alors l'hypothèse d'un couplage faible.

Par ailleurs, un ensemble de travaux explicitement concernés par la problématique du couplage estime des indicateurs agrégés de couplage qui ne sont pas des élasticités. La principale proposition de cette littérature est d'estimer le couplage en utilisant l'*intensité de transport de marchandises*. Cet indicateur est égal au ratio entre le nombre d'unités de transport observées dans un pays (tonnes-kilomètres pour le transport de marchandises) et la valeur du PIB de ce pays.

L'intensité de transport du pays i , notée IT_i , s'écrit ainsi :

$$IT_i = \frac{TK_i}{Y_i} \quad (2.1)$$

avec TK_i le nombre de tonnes-kilomètres transportées dans le pays i et Y_i la production économique du pays i .

L'intensité de transport de marchandises s'interprète comme le nombre d'unités de transport de marchandises nécessaires à la production d'un euro ou d'un dollar de production économique. Cet indicateur est utilisé en économie de l'énergie (*e. g.* Martin, 1988). Il a été appliqué pour la première fois à l'économie des transports par Stephen Peake⁷ en 1994. L'évolution de l'intensité de transport de marchandises permet de distinguer une situation de couplage d'une situation de découplage. Un cas de découplage est caractérisé par une baisse de l'intensité de transport de marchandises. Inversement, toute augmentation ou stabilité de l'intensité de transport correspond à

⁷ PEACKE, S., 1994. *Transport in transition : Lessons from the history of energy*. London : Royal Institute of International Affairs, cité par Stead (2001).

un cas de couplage.

L'intensité de transport est par exemple utilisée par Baum (2000) ou Baum et Kurte (2002). Ces articles montrent une baisse de l'intensité de transport de marchandises en Allemagne. En revanche, ils observent une augmentation de l'intensité de transports en prenant le transport routier et la production industrielle. De même, Åhman (2004, pp. 16-22) observe l'évolution de l'intensité de transport de marchandises en Suède depuis 1980. A l'instar des articles précédents, Åhman observe un découplage entre la demande de transport de marchandises et le PIB en Suède. En revanche, un tel découplage ne se produit pas pour la demande de transport routier. Ailleurs, Gilbert et Nadeau (2002) comparent l'évolution de l'intensité de transport aux Etats-Unis et dans l'Union Européenne. Ils observent que l'intensité de transport décline légèrement aux Etats-Unis et augmente dans l'Union européenne. Gilbert et Nadeau suggèrent que cette différence explique le caractère exclusivement européen de la recherche sur le découplage. Un rapport de l'OCDE (2003) s'intéresse également à l'évolution de l'intensité de transport de marchandises aux Etats-Unis, au Japon et en Europe entre 1970 et 2000. Ce rapport souligne la décroissance de l'intensité de transport aux Etats-Unis quelque soit le mode étudié. En revanche, il met en avant l'augmentation de l'intensité de transport routier de marchandises en Europe et sa stabilité au Japon.

Banister et Stead (2002) et Stead (2001) étudient l'intensité de transport et l'efficacité énergétique du transport en Europe pour le transport de voyageurs et le transport de marchandises. Ils considèrent différents indicateurs alternatifs en utilisant la demande de transport de marchandises (tonnes-kilomètres), la demande de transport de voyageurs (voyageurs-kilomètres) ou la demande totale de transport agrégeant transport de fret et de voyageurs. Une large variété de situation apparaît alors selon les variables utilisées ou les pays étudiés.

L'estimation de l'intensité de transport de marchandises montre donc qu'il existe des situations contrastées selon les pays ou les variables utilisées. L'utilisation de l'intensité de transport se

heurte alors aux limites des indicateurs agrégés de la demande de transport. Prud'homme ironise ainsi :

L'addition des tonnes-kilomètres est tout aussi sujette à caution que l'addition de pommes et de poires. L'analyse de l'évolution des tonnes-kilomètres dans le temps, la comparaison des tonnes-kilomètres des différents modes ou la mise en rapport de la production des transports exprimée en ces termes avec le développement économique n'a donc aucun sens et ne peut, au mieux, qu'induire en erreur (Prud'homme, 2002, p.88).

Les élasticités-PIB de la demande de transport ou l'intensité de transport de marchandises sont deux instruments permettant d'identifier une situation de couplage ou de découplage. Ces instruments utilisent la demande agrégée de transport de marchandises (tonne-kilomètre). Or certains, à l'image de Rémy Prud'homme, estiment que la tonne-kilomètre n'est pas une variable opérationnelle pour quantifier la demande de transport de marchandises. En suivant ces auteurs, il serait alors illusoire de prétendre distinguer des situations de couplage ou de découplage en utilisant ces indicateurs.

Il est également possible de formuler une seconde critique envers l'estimation d'indicateurs agrégés de couplage. En supposant opérationnelles les variables utilisées pour déterminer l'intensité de transport ou l'élasticité de la demande de transport par rapport à la production économique, cette approche demeure purement descriptive. Elle n'apporte aucun élément explicatif à la relation entre la demande de transport et l'activité économique. Cette approche descriptive n'a d'ailleurs de sens qu'en supposant constantes les autres variables. Or l'hypothèse *ceteris paribus* (toutes choses égales par ailleurs) est simplificatrice. Les élasticités-PIB de la demande de transport ou l'intensité de transport figurent alors parmi les chimères de la science économique, pour reprendre l'image de Bonnafous (1989).

L'hypothèse *ceteris paribus* a donc été levée par certains travaux. Ces recherches proposent de rompre l'approche agrégée du couplage en décomposant ces indicateurs en différents niveaux de

couplage ou découplage. La sous-partie qui suit revient sur ces travaux.

II La décomposition du couplage

L'idée de décomposer la problématique du couplage en facteurs de couplage ou de découplage est issue de l'économie de l'énergie. Ang et Zhang (2000) en offrent une extensive revue de littérature.

Parmi les décompositions proposées en économie de l'énergie figurent par exemple l'identité de Kaya (1989, cité par Bruce *et al.*, 1996) selon laquelle :

$$CO_2 = \left(\frac{CO_2}{E}\right) \times \left(\frac{E}{Q}\right) \times \left(\frac{Q}{L}\right) \times L \quad (2.2)$$

avec CO_2 le volume de dioxyde de carbone émis, E la demande d'énergie, Q la production économique et L la population.

L'identité de Kaya s'interprète ainsi :

$$\left[\begin{array}{c} \text{Emissions} \\ \text{de } CO_2 \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{Emissions de} \\ CO_2 \text{ par unité} \\ \text{d'énergie} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Energie par} \\ \text{unité de} \\ \text{production} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Production} \\ \text{par habitant} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Population} \end{array} \right]$$

Différentes décompositions ont été appliquées à l'économie des transports. Kwon (2005) adapte par exemple l'identité IPAT au secteur des transports. Cette identité est suggérée par l'équation $Impact = Population \times Affluence \times Technology$ que Kwon (2005) transforme, pour le secteur des transports, en

$$C = P \cdot \left(\frac{D}{P}\right) \cdot \left(\frac{C}{D}\right) \quad (2.3)$$

avec C les émissions de CO_2 causées par les voitures particulières, D la demande de transport en

véhicules-kilomètres et P la population. Selon l'équation (2.3), le volume de CO₂ produit par les voitures particulières est égal au produit de quatre facteurs. Le premier facteur représente la *Population* (P). Le second $\left(\frac{D}{P}\right)$ est la distance moyenne de transport individuel par individu. Il s'agit du facteur *Affluence*. Le troisième $\left(\frac{C}{D}\right)$ correspond à l'émission moyenne d'une unité de trafic ou au facteur *Technology*. Une décomposition empirique de l'équation (2.3) est ensuite effectuée pour le Royaume-Uni entre 1970 et 2000. Elle montre que la meilleure efficacité énergétique du transport routier est insuffisante pour contrebalancer l'augmentation des distances moyennes de transport individuel.

Kiang et Shipper (1996) et Shipper *et al.* (1997) décomposent l'intensité énergétique du transport de marchandises en trois facteurs. Il s'agit de l'*activité* de transport (volume de transport réalisé), la *structure* de l'activité (part modale) et l'*intensité* (énergie utilisée par unité de transport). Ces travaux montrent les limites d'une stratégie de découplage uniquement concernée par le progrès technologique puisque la meilleure efficacité énergétique du transport routier ne permet pas de compenser l'augmentation du transport (en tonnes-kilomètres) et celle de la part modale du transport routier. Ceci corrobore l'idée selon laquelle le découplage technologique (ou découplage partiel) est insuffisant pour compenser le couplage (absolu) entre le transport et la croissance économique (Bagard *et al.* 2002).

Enfin, Steenhof *et al.* (2006) utilisent une décomposition pour expliquer les déterminants des émissions de GES causées par le transport de marchandises au Canada. Cet article montre qu'en dépit d'une meilleure efficacité énergétique (technologique), les émissions de GES générées par le transport de marchandises augmentent sous l'effet de l'augmentation de la part modale du transport routier et d'une plus grande propension de transport international (avec les Etats-Unis).

Le projet européen REDEFINE (NEI, 1999) se distingue de ces recherches en écartant ce qui correspondait aux consommations d'énergie. Cette recherche décompose le lien entre le trafic routier de marchandises (exprimé en véhicules-kilomètres) et la croissance économique en sept ratios qui sont autant de facteurs couplage ou de découplage. Ces ratios sont les suivants : densité en valeur, partage modal, facteur de manutention, distance moyenne, charge utile des véhicules, facteur de chargement et parcours à vide. L'évolution de ces facteurs est observée en France, Allemagne, Pays-Bas, Royaume-Uni et Suède entre 1985 et 1995. Les enseignements de cette recherche ont été largement commentés en France (Girault, 2000 ; Girault et Leray, 2000 ; Leray et Poudevigne, 2000 ; Poudevigne, 2000a, 2000b ; Poudevigne et Rouchaud, 2000 ; Rouchaud, 2000 et Savin, 2000a, 2000b). Une augmentation de la distance de transport, de la capacité des véhicules et de la part modale du transport routier et une baisse des parcours à vide sont ainsi observés dans l'ensemble des pays d'études. En revanche, le facteur de manutention, le facteur de chargement ou la densité en valeur de la production n'évoluent pas de façon uniforme selon les pays.

McKinnon et Woodburn (1996) proposent une décomposition quasi-similaire pour analyser les changements logistiques au Royaume-Uni entre 1983 et 1991. Ces résultats statistiques sont confrontés aux prévisions des logisticiens lors d'une enquête auprès de quatre-vingt-huit entreprises industrielles britanniques.

Joignaux et Verny (2003) insistent sur le rôle de l'augmentation de la distance moyenne de transport en lui imputant la responsabilité du couplage. Ainsi observent-ils, à partir de données françaises, un découplage entre le volume de marchandises transportées (exprimé en tonnes) et la croissance économique et un couplage entre le transport (exprimé en tonnes-kilomètres) et la croissance économique. Ils expliquent alors le couplage comme la conséquence de l'augmentation de la distance moyenne de transport.

Kveiborg et Fosgerau (2004) décomposent la problématique du couplage en six facteurs. Ces

facteurs sont la production totale, la production industrielle, le partage de la production par catégories de produit, la densité en valeur, le facteur de manutention et la distance moyenne de transport. L'évolution de ces facteurs est observée à partir de données temporelles danoises sur la période [1981-1997]. La production industrielle et le facteur de manutention apparaissent comme deux facteurs de découplage alors que tous les autres facteurs sont des facteurs de couplage. Cette analyse est reprise par Fosgerau et Kveiborg (2004) et Kveiborg et Fosgerau (2007).

Steer Davies Gleaves (2004) propose une décomposition de l'intensité de transport en quatre facteurs de couplage ou découplage. Ces facteurs sont la part modale de la route, la distance moyenne de transport, le facteur de chargement et la densité en valeur de la production économique. L'évolution de ces quatre facteurs est étudiée pour cinq pays de l'Union européenne (Allemagne, Espagne, France, Italie et Royaume-Uni). La distance de transport et la part modale du transport routier apparaissent comme étant les facteurs de couplage les plus évidents.

Enfin, McKinnon (2007) explique le découplage entre la demande de transport terrestre de marchandises et le PIB observé au Royaume-Uni entre 1996 et 2003 à partir d'une décomposition du couplage en cinq ratios. Il identifie onze à douze éléments pouvant expliquer ce phénomène. Son analyse montre que les éléments les plus significatifs pour expliquer le découplage outre Manche sont la diminution de la part modale du transport routier depuis 1997, l'augmentation de la part des transporteurs étrangers dans le transport routier au Royaume-Uni, les changements intervenus dans la structure du PIB britannique, la déconcentration spatiale de l'activité économique et la diminution de l'activité industrielle étrangère.

Au terme de cette revue des modèles décomposant la problématique du couplage, deux approches se distinguent. Un premier type de modèles introduit les émissions de polluants (*e. g.* de CO₂) ou les quantités d'énergie consommées. Cette approche est directement influencée par l'économie de l'énergie. Elle apparaît comme l'application directe des modèles de décomposition de l'intensité

énergétique au secteur des transports. Cette approche est originellement une approche nord-américaine comme le montrent les articles de Lee Shipper *et al.* (1997) de l'Université de Berkeley ou de Steenhof *et al.* (2006) au Canada.

L'autre approche développant une décomposition de la problématique du couplage n'introduit ni les consommations énergétiques, ni les émissions de GES. Cette approche se concentre sur le rapport entre la demande de transport de marchandises et le PIB. Elle se réfère à une définition stricte de la problématique du couplage, entendue comme l'étude de la relation entre la demande de transport et le PIB. Cette recherche est essentiellement européenne et prolonge le programme de recherche REDEFINE.

Au terme de cette section, il apparaît que la littérature consacrée à la problématique du couplage s'engage dans deux directions. Une première approche entend observer le couplage à partir d'indicateurs agrégés comme l'élasticité de la demande de transport par rapport au PIB ou l'intensité de transport de marchandises. Cette approche est dite agrégée car elle utilise la demande agrégée de transport de marchandises (*i.e.* tonnes-kilomètres). La seconde approche récuse cette relation en expliquant qu'il convient de relâcher l'hypothèse *ceteris paribus* implicitement postulée par la première approche. La relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB est décomposée en différentes relations qui sont autant de facteurs de couplage ou découplage. La section qui suit poursuit cette analyse en développant un modèle décomposant l'intensité de transport routier en quatre facteurs de couplage.

Section 2 Un modèle de décomposition

Dans la première partie, une revue de travaux réalisés autour de la thématique du couplage a présenté les contours d'une littérature émergente. Dans la seconde section du présent chapitre, un modèle de décomposition est proposé et estimé à partir de données de panel européennes. La première sous-section expose le modèle de décomposition. Les quatre facteurs de couplage de ce modèle sont ensuite explicités. Le modèle est estimé dans une seconde sous-section.

I Le modèle

Le modèle proposé est directement influencé par les modèles décomposant la problématique du couplage. Il s'inspire plus particulièrement des modèles d'influence européenne en retenant une acception stricte du couplage, à savoir la relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB, par opposition aux modèles d'influence nord-américaine.

Comme la partie qui précède l'a montré, l'intensité de transport de marchandises est un indicateur souvent utilisé pour mesurer le couplage en économie des transports. Cet indicateur correspond au ratio entre le nombre de tonnes-kilomètres observées dans un pays et la valeur du PIB de celui-ci. D'autres variables peuvent toutefois être utilisées et venir se substituer à la tonne-kilomètre comme le montrent les articles de Stead (2001) ou de Banister et Stead (2002).

Des variables alternatives peuvent donc être utilisées. Par exemple, l'utilisation des volumes de CO₂ émis par le secteur des transports permet d'estimer un indicateur qu'il est possible de désigner

comme l'intensité des émissions de CO₂ du transport. Le transport routier étant le principal responsable des émissions de GES, l'intensité de trafic routier de marchandises peut être entendue comme le ratio entre le nombre de véhicules-kilomètres et le PIB. L'utilisation de tels ratios est néanmoins incertaine car il existe peu de bases de données présentant les variables nécessaires à leur estimation (émissions de CO₂ dues au secteur du transport routier de marchandises, véhicules-kilomètres du transport routier de marchandises).

Il est en revanche plus aisé de calculer l'intensité de transport routier de marchandises. Ce rapport (noté ITR_{it}) est par définition donné par

$$ITR_{it} = \frac{TK_Route_{it}}{PIB_{it}} \quad (2.4)$$

où TK_Route_{it} représente le nombre de tonnes-kilomètres de transport routier de marchandises dans le pays i l'année t .

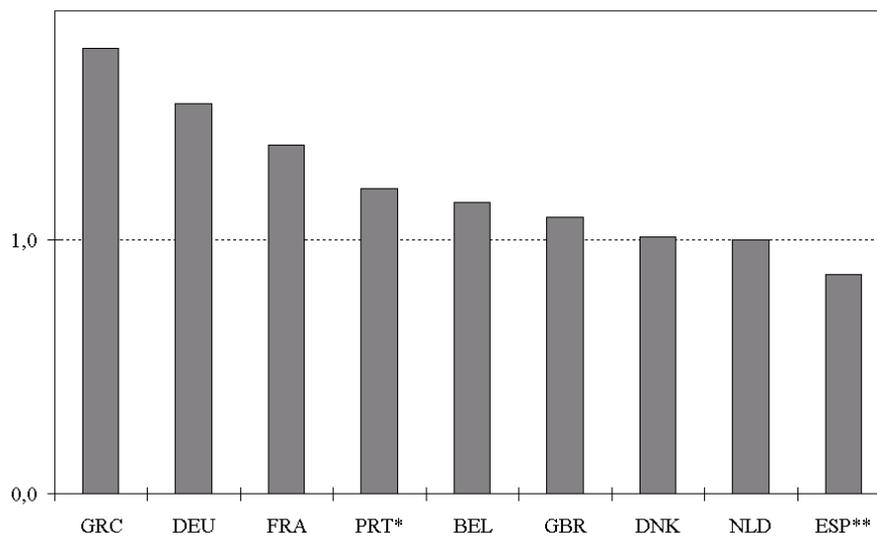
La Figure 8 reproduit l'évolution de l'intensité de transport routier de marchandises en Europe pour un panel de neuf pays de l'Union Européenne entre 1982 et 1998. Il est possible d'observer que, pour la quasi-totalité des pays de l'échantillon, l'intensité de transport routier de marchandises est stable ou croissante. Le seul pays en situation de découplage apparent serait l'Espagne pour lequel il convient toutefois de remarquer la taille plus réduite de la période d'étude.

Parmi ces pays, il est possible de distinguer des pays en situation de couplage fort et des pays en situation de couplage faible. Les pays en situation de couplage fort sont les pays pour lesquels l'intensité de transport routier de marchandises a le plus augmenté. Se trouvent, parmi ces pays, la Grèce, la France ou l'Allemagne⁸. Ces pays correspondent à des cas de découplage négatif expansif

⁸ L'Allemagne est un cas toutefois particulier car la période d'étude recouvre la réunification de ce pays.

pour reprendre la typologie de Tapio (2005). Parallèlement à ceux-ci, il existe des situations pour lesquelles l'intensité de transport routier de marchandises est constante au cours du temps. Ces situations correspondent à des cas de couplage faible. Sont dans cette situation la Grande-Bretagne, les Pays-Bas ou encore le Danemark.

Figure 8 ITR_i dans l'UE entre 1982 et 1998
Indice 1,0 pour l'année 1982 excepté * et ** respectivement indicés 1,0 pour 1986 et 1987.



Sources : Eurostat (2002), Heston *et al.* (2002).

En suivant l'équation (5), l'intensité de transport routier peut se décomposer en quatre facteurs selon l'identité mathématique suivante :

$$ITR_{it} = \frac{TK_{Route_{it}}}{TK_{it}} \cdot \frac{TK_{it}}{T_{it}} \cdot \frac{T_{it}}{IND_{it}} \cdot \frac{IND_{it}}{PIB_{it}} \quad (2.5)$$

avec T_{it} le volume des biens transportés (en tonnes) et IND_{it} la valeur ajoutée du secteur industriel en dollars ou en euros. L'équation (6) montre que l'intensité de transport routier de marchandises est égale au produit de quatre facteurs. Ces facteurs sont les suivants :

- (i) Le premier facteur correspond au ratio entre le nombre de tonnes-kilomètres du transport routier de marchandises et le nombre de tonnes-kilomètres de l'ensemble des modes de transport. Ce facteur correspond à la *part modale du transport routier* pour le transport de marchandises.
- (ii) Le second facteur correspond au ratio entre le nombre de tonnes-kilomètres de l'ensemble des modes de transport et le volume des biens transportés en tonnes. Ce facteur correspond à la distance moyenne effectuée par une tonne de marchandises transportée. Ce facteur approche donc la *distance moyenne* du transport de marchandises.
- (iii) Le troisième facteur est le ratio entre le volume (tonnage) de marchandises transportées et la valeur ajoutée de la production industrielle (en euros ou en dollars). Ce facteur s'interprète comme étant le *volume (ou poids) moyen d'un dollar de valeur ajoutée industrielle*. Il correspond également à l'inverse de la densité en valeur de la production industrielle pour reprendre la terminologie du programme de recherche REDEFINE (NEI, 1999).
- (iv) Enfin, le quatrième facteur est le ratio entre la valeur ajoutée industrielle et la valeur du PIB. Ce facteur représente la *part de l'industrie dans le PIB*.

L'équation (6) s'interprète donc ainsi

$$\left[\begin{array}{c} \text{Intensité} \\ \text{du} \\ \text{transport} \\ \text{routier} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{Part} \\ \text{modale} \\ \text{de la} \\ \text{route} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Distance} \\ \text{moyenne} \\ \text{du} \\ \text{transport} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Poids moyen} \\ \text{d'un dollar de} \\ \text{production} \\ \text{industrielle} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \text{Part de} \\ \text{l'industrie} \\ \text{dans le} \\ \text{PIB} \end{array} \right] \quad (2.6)$$

L'intensité de transport routier de marchandises est donc décomposée en quatre facteurs. Ces facteurs correspondent à différents niveaux de couplage ou de découplage. Les facteurs mis en avant par cette décomposition sont relativement proches de ceux qui se retrouvent dans la littérature. L'originalité de cette décomposition par rapport à la littérature consiste en l'introduction

d'un facteur relatif à la part de l'industrie dans le PIB. L'introduction de ce facteur se justifie par le moindre rôle des activités de service dans la génération de transport de marchandises. L'autre avantage de cette décomposition est sa simplicité puisque les quatre facteurs isolés représentent des variables dont le sens est clairement identifiable.

Une identité mathématique permet donc d'isoler quatre facteurs de couplage ou découplage à partir de l'intensité de transport routier de marchandises. L'objet de la section qui suit est de proposer une analyse empirique des facteurs de couplage ou de découplage qui viennent d'être identifiés. Cette analyse se distingue de ce qui a été fait dans la littérature car elle est la première à recourir à l'analyse économétrique pour estimer les facteurs de couplage ou de découplage.

II L'estimation du modèle

L'objet de la présente sous-section consiste donc à étudier les *trends* de ces quatre facteurs en employant une méthode économétrique. Cette sous-section se distingue des travaux réalisés antérieurement en économie des transports puisqu'elle propose une analyse empirique utilisant la méthodologie économétrique pour déterminer l'évolution des quatre facteurs identifiés. La présente sous-section s'inspire en revanche d'un ensemble de recherches réalisées en économie de l'environnement et s'intéressant à la relation entre la croissance économique et les émissions de polluants. Ces travaux ont montré qu'il existe en général une relation dessinant une courbe en U-inversé entre les émissions de pollution et le revenu par tête d'un pays (*e. g.* Grossman et Krueger, 1995 ; Holtz-Eakin et Selden, 1992 ; Shafik, 1994). Par analogie avec l'évolution des inégalités de revenus mise en avant par les travaux de Kuznets (1955), cette courbe est appelée la *courbe de Kuznets environnementale*.

Dans un premier temps, une spécification inspirée de cette littérature est présentée. Ensuite, la

seconde sous-partie présente les principales caractéristiques de l'échantillon (la donne). Enfin, le modèle est estimé et interprété en tenant compte des caractéristiques (de panel) de l'échantillon dans la dernière sous-partie.

II. 1 La spécification du modèle estimé

La spécification du modèle proposé est inspirée par la littérature estimant la courbe de Kuznets environnementale. Cette littérature interroge la relation entre la pollution et le PIB par habitant d'un pays. Dans ce qui suit, le modèle estime la relation entre chacun des quatre facteurs de l'équation (2.5) et le PIB par habitant. Une spécification log-linéaire est utilisée.

La spécification retenue correspond donc aux équations suivantes :

$$mod_{it} = a_1 + b_1 \cdot y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

$$dis_{it} = a_2 + b_2 \cdot y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

$$wgh_{it} = a_3 + b_3 \cdot y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

$$ind_{it} = a_4 + b_4 \cdot y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

où les variables dis_{it} et wgh_{it} représentent respectivement les variables DIS_{it} et WGH_{it} prises

en logarithme, les variables mod_{it} et ind_{it} correspondent respectivement à $Ln\left[\frac{IND_{it}}{1-IND_{it}}\right]$ et à

$Ln\left[\frac{IND_{it}}{1-IND_{it}}\right]$ et la variable y_{it} représente le PIB du pays i l'année t également pris en

logarithme.

La spécification log-linéaire permet d'interpréter facilement le modèle estimé dans la mesure où le

coefficient associé à la variable y_{it} représente l'élasticité-PIB de chaque facteur de couplage.

Une élasticité-PIB positive signifie que le facteur de couplage concerné augmente avec le PIB. Ce facteur produit alors, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de l'intensité de la demande de transport routier de marchandises. Le facteur est alors qualifié de facteur de couplage. A l'inverse, une élasticité-PIB négative caractérise un facteur de découplage. L'estimation économétrique offre donc un cadre d'analyse pertinent en permettant de distinguer un facteur de couplage d'un facteur de découplage grâce au signe du coefficient associé à la variable y_{it} . Avant de présenter les estimations des équations (2.6) à (2.9), il convient de préciser la nature des données utilisées pour les estimations.

II. 2 La donne

La donne est constituée d'un ensemble de données concernant les pays de l'Union Européenne pour la période [1982-1998]. Elle provient de sources différentes. En particulier, il convient de distinguer la donne macroéconomique de la donne relative à la demande de transport.

La donne relative à la demande de transport est issue de la base de données *NewCronos* constituée par Eurostat (2002). Plus précisément, la variable TK_Route_{it} correspond au tableau *B-Road Transport V3-09. National annual transport by distance class and type of carriage (Mio Tkm)* de cette base de données.

Ensuite, la variable TK_{it} correspond à la somme de la demande de transport routier, ferroviaire et fluvio-maritime exprimée en tonnes-kilomètres. La demande de transport routier correspond à la variable présentée dans le paragraphe précédent (TK_Route_{it}). La demande de transport ferroviaire est issue du tableau *A-Rail Transport V3-05. National annual transport by distance class and group of goods (1000 T, Mio Tkm)* et la demande de transport fluvio-maritime du tableau

C- Inland waterways. V3. 07. National annual transport by distance class and group of goods (1000 T, Mio Tkm).

Enfin, la variable T_{it} est également issue de la base *NewCronos*. Elle correspond à la somme du tonnage routier, ferroviaire et fluvio-maritime. Ces séries sont respectivement données par les tableaux *B-Road Transport V3-08. National annual transport by distance class, type of carriage and group of goods (1000T)*, *A-Rail Transport V3-05. National annual transport by distance class and group of goods (1000 T, Mio Tkm)* et *C-Inland waterways. V3. 07. National annual transport by distance class and group of goods (1000 T, Mio Tkm)*.

Les variables issues de la base de données *NewCronos* sont disponibles pour les quinze plus anciens pays membres de l'Union Européenne entre 1982 et 1998. Il existe toutefois des données absentes pour certains pays au cours de cette période. En premier lieu, pour les pays ayant intégré l'Union au cours de cette période, la donnée *NewCronos* n'est disponible qu'à partir de l'année d'adhésion du pays à l'Union. Les variables ne sont ainsi disponibles qu'à partir de 1986 pour l'Espagne et le Portugal et à partir de 1995 pour la Finlande, la Suède ou l'Autriche. D'autre part, il est possible d'observer des observations manquantes au cours de la période d'étude pour certains pays et, plus particulièrement, pour l'Italie.

Les données macroéconomiques ont une autre origine. La part de l'industrie dans le PIB est donnée par un tableau de l'OCDE *Annual National Accounts for OECD Member Countries - Data from 1970 onwards: GDP by output at constant prices* (OCDE, 2005). Ces données sont complètes pour l'échantillon d'étude à l'exception des données concernant l'Irlande.

Enfin, la variable qui correspond au PIB des pays étudiés est considérée en parité de pouvoir d'achat. Il est alors utilisé la base de données *Penn World Tables* offerte par le *Center for International Comparisons* de l'Université de Pennsylvanie. La version la plus récente de cette

base de données de référence est utilisée, autrement dit la base de données PWT Version 6.1 (Heston *et al.*, 2002). Ces données sont disponibles pour l'ensemble des pays et des années de l'échantillon.

II. 3 Les estimations

Les équations (2.6) à (2.9) peuvent désormais être estimées. La première estimation réalisée est reproduite dans le tableau qui suit. Il s'agit d'une estimation standard à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Tableau 2 Estimations par les MCO

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
y_{it}	7,48*** (1,74)	0,206*** (0,022)	-0,0015*** (0,000)	-0,168*** (0,019)
Cst	-0,172*** (0,066)	-1,22** (0,59)	0,048*** (0,003)	-0,462 (0,50)
n	171	170	159	159
R^2	0,04	0,33	0,51	0,33
Adj. R^2	0,03	0,33	0,50	0,33
F	6,83	84,5	161,4	77,6

Notes : entre parenthèses figurent les erreurs-types. Les signes *, ** et *** signifient respectivement que le coefficient estimé est statistiquement différent de zéros aux seuils de 10%, 5% et 1%.

En dépit d'une significativité parfois non négligeable, cette estimation est biaisée car elle ne tient pas compte du caractère spécifique de cette donnée : son caractère de données de panel. Il est donc nécessaire d'avoir recours à des méthodes alternatives d'estimation propres aux échantillons de panel.

II. 3. 1 L'estimation *within*

Un estimateur couramment utilisé en présence de données de panel est l'estimateur *within*. L'idée de cette estimation est d'introduire une variable muette spécifique pour chaque individu (dans le cas présent : chaque pays).

Ce modèle propose de partir d'un modèle à effet fixe, comme celui de l'équation suivante

$$Y_{it} = a + X_{it} \cdot b + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2.11)$$

En introduisant les notations $\bar{Y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{it}}{T}$, $\bar{X}_i = \frac{\sum_{t=1}^T X_{it}}{T}$ et $\bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}}{T}$, l'équation qui précède devient

$$\bar{Y}_i = a + \bar{X}_i \cdot b + v_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (2.12)$$

En soustrayant l'équation (2.10) par l'équation (2.11), il ressort alors

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) \cdot b + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (2.13)$$

Cette équation est souvent considérée pour estimer un modèle à effet fixe. Celle-ci ne permet toutefois pas d'estimer la valeur de la constante (a). Il est possible d'estimer la valeur de la constante

en introduisant quelques modifications. En introduisant les variables $\bar{\bar{Y}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{it}}{n}$,

$\bar{\bar{X}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}}{n}$ et $\bar{\bar{\varepsilon}} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}}{n}$, l'équation (2.10) devient alors

$$\bar{\bar{Y}} = a + \bar{\bar{X}} \cdot b + \bar{v} + \bar{\bar{\varepsilon}} \quad (2.14)$$

En ajoutant l'équation (2.12) à l'équation (2.13) et en supposant $\bar{v} = 0$, il est alors possible d'écrire

$$Y_{it} - \bar{Y}_i + \bar{Y} = a + (X_{it} - \bar{X}_i + \bar{X}) \cdot b + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i + \bar{\varepsilon}) \quad (2.15)$$

Cette équation donne les estimateurs *within* qui sont préférées à l'estimation standard par la méthode des MCO en présence de données de panel.

Le résultat de l'estimation *within* figure dans le Tableau 3. Ces résultats sont relativement satisfaisants en dépit de coefficients de corrélation faibles. La valeur du coefficient associé à la variable y_{it} est significativement différente de zéro pour les quatre régressions, tout comme celui de la constante. Cette dernière est toutefois difficile à interpréter. Il est donc plus intéressant de se concentrer sur la valeur du coefficient associé à la variable y_{it} que sur celui qui est associé à la constante.

Tableau 3 Les estimations *within*

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
y_{it}	1,09*** (0,23)	0,744*** (0,184)	-0,500*** (0,18)	-0,164*** (0,028)
Cst.	-25,9*** (6,13)	-15,4*** (4,85)	8,34* (4,84)	3,01*** (0,73)
n	171	170	159	238
nb de groupes	15	15	14	14
R ²	0,13	0,10	0,05	0,14
F	22,2	16,4	7,46	34,9

Différents tests économétriques permettent d'étudier la significativité de ce modèle en s'intéressant à la significativité des effets spécifiques des pays. Ces tests sont respectivement proposés par

Breusch et Pagan (1980), Gourieroux *et al.* (1982), Honda (1985) ou King et Wu (1997). Ils considèrent l'hypothèse nulle (H_0) d'absence d'effet spécifique individuel. Ces tests permettent donc d'estimer la significativité d'un modèle à effet fixe par rapport à un modèle standard sans effet fixe (Baltagi, 2005).

Les résultats de ces tests (Tableau 4) montrent que dans tous les cas la probabilité associée à l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes individuels peut être significativement rejetée. Ces tests indiquent donc qu'il convient de privilégier un modèle introduisant des effets fixes individuels par rapport au modèle standard.

Tableau 4 Tests d'effets fixes individuels
Le tableau qui suit reproduit la probabilité de H_0

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
BP	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
KW	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
H	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
GH	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***

Nickell (1981) a cependant montré que l'estimateur *within* est biaisé lorsque la dimension temporelle de l'échantillon est grande par rapport à sa dimension individuelle. Dans le présent cas d'étude, l'échantillon concerne une période longue ($T=16$) en comparaison avec le nombre de groupes de l'échantillon (quatorze ou quinze selon les équations estimées). Ce biais incite donc à introduire une dimension dynamique aux estimations.

II. 3. 2 L'estimation d'un modèle de panel dynamique

Considérant la taille importante de la dimension temporelle de l'échantillon, un modèle de panel dynamique est estimé. Le modèle proposé consiste à introduire une variable retardée parmi les variables explicative. Les équations estimées sont alors les suivantes :

$$mod_{it} = a_{5i} + b_5 \cdot y_{it} + c_5 \cdot mod_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.16)$$

$$dis_{it} = a_{6i} + b_6 \cdot y_{it} + c_6 \cdot dis_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.17)$$

$$wgh_{it} = a_{7i} + b_7 \cdot y_{it} + c_7 \cdot wgh_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.18)$$

$$ind_{it} = a_{8i} + b_8 \cdot y_{it} + c_8 \cdot ind_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.19)$$

Le Tableau 5 reproduit l'estimation *within* des équations (2.15) à (2.18). La significativité générale de ces estimations est satisfaisante. Le coefficient estimé associé à la variable y_{it} est statistiquement différent de zéro pour trois des quatre modèles. Cette variable n'est pas significative pour l'équation concernant la variable ind_{it} . De même, la variable retardée (notée [-1], dans le tableau) est statistiquement significative pour trois des quatre relations estimées. Celle-ci n'est pas significative pour la variable dis_{it} . Enfin, la constante n'est significative que pour deux des quatre relations estimées. Ceci importe peu car la constante n'a pas une importance cruciale dans ce modèle. Il ressort donc de ce tableau une significativité satisfaisante des estimations malgré la non significativité du coefficient associé à y_{it} pour la variable ind_{it} .

Tableau 5 Les estimations *within* dynamiques

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
[-1]	0,348** (0,288)	0,005 (0,086)	0,721*** (0,056)	0,972*** (0,041)
y_{it}	1,61*** (0,288)	0,707*** (0,135)	-0,131*** (0,056)	-0,013 (0,018)
Cst	-25,0*** (7,51)	-14,5*** (3,47)	2,10 (2,13)	0,297 (0,439)
n	152	151	151	224
nb de groupes	15	15	14	14
R ²	0,17	0,19	0,61	0,77
F	13,8	15,56	94,8	342,8

Cette apparente significativité statistique du modèle doit cependant être nuancée. Judson et Owens (1999) soulignent que l'introduction d'une variable retardée parmi les variables explicatives biaise l'estimateur *within*. Ceci explique donc que pourquoi des chercheurs ont proposé des méthodes alternatives pour estimer des relations de panel dynamique parmi lesquelles se trouve l'estimateur d'Arellano et Bond (1991).

Les résultats de l'estimation selon la méthode d'Arellano et Bond en deux étapes sont reportés dans le Tableau 6. Selon ce tableau, le coefficient associé à la variable y_{it} est significatif pour trois des quatre équations estimées. Celui-ci n'est pas significatif pour la première équation (variable mod_{it}). De même, la variable retardée n'est pas significative pour une seule des quatre estimations (dis_{it}). La variable retardée n'est pas non plus significative pour cette variable dans l'estimation *within*.

Tableau 6 Les estimations par la méthode d'Arellano-Bond en deux étapes

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
[-1]	0,066*** (0,016)	-0,011 (0,030)	0,539*** (0,090)	0,965*** (0,066)
y_{it}	-0,671 (0,44)	0,616*** (0,167)	-0,478* (0,246)	-0,130*** (0,013)
Cst	0,045*** (0,012)	0,001 (0,005)	0,0025 (0,003)	0,004*** (0,000)
n	136	135	126	210
nb de groupes	15	15	14	14

Les estimations successives de ses relations en suivant différentes méthodes montrent qu'il existe une relation significative entre les facteurs de couplage et le PIB par tête. Ces relations sont interprétées dans la sous-partie qui suit.

II. 3. 3 Interprétation

Ces estimations sont faciles à interpréter puisque la valeur du coefficient associé à la variable y_{it} est, par définition, égale à l'élasticité du facteur de couplage par rapport à la production économique. Le signe de ce coefficient permet alors de déterminer s'il s'agit d'un facteur de couplage (le coefficient est positif) ou d'un facteur de découplage (le coefficient est négatif).

Les valeurs estimées des coefficients associés à la variable y_{it} sont reproduites dans le Tableau 7. Ce tableau montre que, lorsque les coefficients sont significatifs, ils ont toujours le même signe. Ainsi, un signe positif est associé aux variables mod_{it} et dis_{it} . Ces variables correspondent à la part modale de la route et à la distance moyenne de transport. Ces facteurs sont, selon les estimations, des facteurs de couplage. A l'inverse, un signe négatif est associé aux variables wgh_{it}

et ind_{it} . Il s'agit de la part de l'industrie dans le PIB et au poids moyen de la production industrielle. Ces variables correspondent alors à des facteurs de découplage.

Tableau 7 Elasticités-PIB des facteurs de couplage

	mod_{it}	dis_{it}	wgh_{it}	ind_{it}
W	1,09	0,744	-0,500	-0,164
W+lag	1,61	0,707	-0,131	-0,013 ^{n, s,}
AB	-0,671 ^{n, s,}	0,616	-0,478	-0,130

Note: ^{n, s,} signifie que le coefficient estimé n'est pas significatif au seuil de 10%.

Ces estimations mettent donc en avant deux facteurs de couplage (la part modale de la route et la distance moyenne de transport) et deux facteurs de découplage (la part de l'industrie dans le PIB et au poids moyen de la production industrielle).

Ces résultats peuvent être commentés pour chacun des facteurs.

L'augmentation de la distance moyenne de transport est identifiée comme étant un facteur de couplage. La littérature a, ailleurs, observé ce phénomène. Il est possible d'expliquer ce phénomène par la spécialisation croissante des territoires. Ces estimations ne prennent cependant pas en compte le transport international. Il est probable que la prise en compte du transport international ferait de l'augmentation de la distance de transport un facteur de couplage encore plus important, en particulier en raison de l'augmentation de la part du transport international dans le transport total sous l'influence de processus tels que la globalisation des économies et la constitution d'un marché commun en Europe.

L'augmentation de la part modale de la route est aussi un phénomène relativement connu même si certaines recherches ne l'intègre parmi les facteurs de couplage ou de découplage. Deux éléments peuvent être avancés pour expliquer ce phénomène.

Le premier élément concerne des changements importants dans la *structure de la production industrielle* en Europe. Ces vingt dernières années, l'industrie européenne a en effet connu le déclin des industries lourdes telles que l'industrie de l'acier ou du charbon. Cette modification de la structure de la production industrielle a pu exercer une influence sur l'évolution du partage modal puisque les produits des industries lourdes ont une probabilité plus forte d'être transportés par la voie ferrée que des produits plus légers.

L'autre élément qu'il est possible d'avancer pour expliquer ce phénomène est lié à la *libéralisation du transport routier* de marchandises qui s'est déroulée au cours des années 1980 dans la plupart des pays européens. Ces réformes ont entraîné une baisse du coût du transport routier de marchandises par rapport au transport ferroviaire, encore souvent exploitée par une entreprise publique en monopole. De ce point de vue, il est notable d'observer que la libéralisation du transport ferroviaire au Royaume-Uni s'est accompagnée d'une diminution de la part modale de la route qui aurait joué un rôle significatif dans le découplage observé outre Manche depuis 1997 (McKinnon, 2007). Une évolution similaire se dessine également en Allemagne depuis 2002 (Deutsche Bahn AG, 2006, pp.10-13). Il est toutefois trop récent pour pouvoir être appréhendé dans la présente estimation puisque la donnée se termine en 1998.

La *diminution du poids moyen d'un dollar de production industrielle* correspond à un facteur de découplage. Ce phénomène signifie que la densité en valeur de la production industrielle augmente avec la richesse d'une nation. Il est lié à la modification de la structure de la production industrielle dans les pays de l'UE ces deux dernières décennies. Le déclin des industries lourdes (*e. g.* sidérurgie, métallurgie) a entraîné un re-positionnement de l'industrie européenne vers des industries plus légères ou plus denses en valeur. Le phénomène de densification en valeur de la production industrielle est également synonyme d'une augmentation de la qualité de la production industrielle en Europe.

Enfin, la *décroissance de la part de l'industrie dans la production économique* est également un phénomène connu, mais rarement considéré dans la littérature du couplage. Cet élément correspond, selon les estimations, à un facteur de découplage.

Conclusion du chapitre

Le présent chapitre revient sur la problématique du couplage ou du rapport entre la demande de transport de marchandises et la production économique. Une sensibilité accrue pour les questions liées à l'environnement a en effet permis le renouveau de l'analyse de la demande de transport de marchandises à long terme. Cette littérature a particulièrement cherché à savoir si le lien entre la demande de transport de marchandises et la production économique pouvait être cassé.

La recherche traitant la problématique du couplage emprunte deux directions. Une première direction consiste à estimer le rapport entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique. Cette piste de recherche utilise les fonctions économétriques de demande de transport de marchandises afin d'estimer l'élasticité de la demande de transport de marchandises par au PIB. Elle utilise également un indicateur appelé l'intensité de transport. Ces recherches mettent en avant une liaison étroite entre la demande de transport de marchandises, en particulier celle de transport routier, et la production économique. La seconde direction de la recherche propose de décomposer les indicateurs agrégés de couplage en une série de ratios qui sont autant de facteurs de couplage ou découplage.

Dans ce chapitre, un modèle décomposant l'intensité de transport routier de marchandises est ensuite proposé. Cet indicateur est décomposé en quatre ratios à partir d'une identité mathématique. Ces quatre ratios sont la part modale du transport routier de marchandises, la distance moyenne de transport, la densité en valeur de la production industrielle et la part de l'industrie dans l'économie. Une estimation économétrique des évolutions de ces quatre facteurs en fonction du PIB par habitant pour un échantillon de données de panel européennes montre que la

part de l'industrie dans l'économie et la densité en valeur de la production économique sont deux facteurs de couplage. L'effet de découplage produit par ces deux facteurs est cependant annulé par l'augmentation de la distance de transport et celle de la part modale du transport routier de marchandises, qui représentent deux facteurs de couplage.

Ces résultats sont globalement consistants avec la littérature. Par exemple, l'augmentation de la distance de transport a été identifiée comme un facteur de couplage. La principale originalité de cette démarche consiste à avoir utilisé la méthode économétrique pour estimer les facteurs de couplage et les facteurs de découplage. La décomposition proposée se distingue également des autres décompositions en introduisant par exemple des facteurs comme la part de l'industrie dans le PIB ou la part modale de la route pour expliquer le couplage observé entre le PIB et la demande de transport routier de marchandises.

Ce chapitre ouvre par ailleurs différentes pistes pour la recherche en économie des transports. La décomposition proposée est estimée en utilisant un échantillon de données de panel européennes pour la période [1982-1998]. Il serait en particulier possible de prolonger cette recherche en étudiant l'évolution des facteurs de couplage et de découplage dans d'autres contextes, qu'ils soient historiques ou géographiques.

Conclusion de la première partie

La présente partie s'est intéressée aux modèles de prévision de la demande de transport de marchandises à long terme.

Le premier chapitre a montré que la prévision de la demande de transport de marchandises à long terme n'apparaît pas parmi les principaux thèmes de recherche en économie des transports. Deux éléments tendent néanmoins à nuancer ce constat :

- (i) Le développement de l'économétrie des séries temporelles permet l'application de nouvelles techniques économétriques pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique ou industrielle.
- (ii) La prise de conscience croissante des effets des transports sur l'environnement produit une interrogation nouvelle des chercheurs pour les déterminants de la demande de transport de marchandises à long terme.

Au final, ces recherches montrent le rôle prépondérant de l'activité économique pour expliquer l'évolution de la demande de transport de marchandises. Ces recherches sont depuis quelques années prolongées par une interrogation sur la possibilité de casser la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique. Cette interrogation, également identifiée par le concept de couplage, est présentée dans un second chapitre.

Deux conclusions ressortent de ce chapitre. D'abord, l'étude de la relation agrégée entre la demande de transport de marchandises et le PIB montre qu'il existe une relation forte entre ces

deux variables dans l'UE, et plus particulièrement, lorsqu'est uniquement considérée la demande de transport routier de marchandises. Ensuite, la décomposition de cette relation laisse cependant entrevoir des facteurs de couplage et des facteurs de découplage. La décomposition de l'intensité de transport routier de marchandises en quatre facteurs montre que la baisse de la part de l'industrie dans le PIB et celle du poids moyen de la production industrielle sont des facteurs de découplage. Le découplage permis par ces facteurs est néanmoins annulé par deux facteurs de découplage que sont l'augmentation de la distance de transport et celle de la part modale de la route.

Cette partie montre alors que l'importance de la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique tant pour le problème de génération de la demande de transport que pour celle du couplage. Ces deux problématiques apparaissent d'ailleurs comme étant deux problématiques relativement proches, le couplage venant prolonger la problématique de génération de la demande de transport de marchandises.

La présente partie a développé des éléments généraux relatifs à la modélisation de la demande de transport de marchandises. Les parties qui suivent proposent d'appliquer ces enseignements généraux en étudiant les facteurs déterminant la demande sur un territoire précis, à savoir celui des traversées alpines.

Partie 2 Estimation économétrique du couplage
transport/économie : le cas du transport transalpin

La partie qui précède a montré que la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique était au cœur des modèles de prévision de la demande. Cette partie s'est toutefois contentée d'une analyse générale de cette relation. L'objet de la présente partie poursuit cette recherche en étudiant cette relation sur un territoire précis : celui des traversées alpines. L'orientation de cette partie est donc clairement empirique. Aussi convient-il en premier lieu d'observer que cette recherche n'est pas inédite puisque de nombreux modèles de prévision ont déjà estimé la relation entre la demande de transport à travers les Alpes et la production économique. En suivant un rapport d'expertise du LET (1997a), une présentation d'Alain Rathéry (2000) ou un rapport de la CEMT (CEMT, 2001), une revue des principaux modèles alpins de prévision souligne la prépondérance des travaux réalisés hors du champ académique.

Par exemple, une étude des FS et de la SNCF (FS et SNCF, 1993) estime les volumes des différents marchés du transport ferroviaire (*i. e.* transport ferroviaire combiné, fer conventionnel et autoroute ferroviaire) à horizon 2010. Dans cette recherche, présentée en détail dans un rapport d'expertise du LET (1997a), trois modèles indépendants sont réalisés pour prévoir la demande de chaque sous-marché ferroviaire. Un modèle de prévision de la demande globale de transport routier est estimé à partir d'un modèle économétrique double-logarithmique pour prévoir la demande potentielle de l'autoroute ferroviaire. Pour le transport entre la France et l'Italie, l'élasticité (constante) de la demande de transport par rapport au PIB est estimée à 1,86. Elle est supposée décroître au-delà de l'année 2002.

Un groupe de bureaux d'études conduit par CATRAM (CATRAM *et al.*, 1996) a également réalisé un modèle alpin de prévision. L'objectif de ce modèle, commandé par le GIP Transalpes⁹, est

⁹ Créé en 1995, le GIP *Transalpes* avait pour mission de réaliser les études préalables aux décisions des Etats sur la nouvelle liaison ferroviaire entre Lyon et Turin. Les Etats français et italiens s'engageant le 29 janvier 2001 à construire la partie internationale de l'ouvrage, le GIP s'est auto-dissout en estimant sa

d'estimer la demande globale de transport de marchandises à travers les Alpes à horizon 2010. Contrairement au modèle FS/SNCF, l'exercice CATRAM estime la demande globale de transport terrestre de marchandises avant de répartir la demande globale entre les différents modes. Il s'agit donc d'une modélisation par étapes où un premier sous-modèle de génération est suivi d'un second sous-modèle de répartition. Le sous-modèle de génération de l'exercice CATRAM propose une analyse économétrique de la relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB à partir d'un modèle double-logarithmique. Une élasticité-PIB (constante) de 1,5 est retenue pour la demande de transport terrestre dans le Nord des Alpes françaises.

Le laboratoire d'économie des transports (LET, 1997b) a également réalisé pour le compte du GIP Transalpes un modèle de prévision de la demande de transport de marchandises à horizon 2015. Ce modèle, dit modèle *quin-quin fret France-Italie* (QFFI), s'inscrit dans la tradition des modèles quin-quin fret réalisés au LET (Gabella-Latreille, 1997 ; Durand, 2001). Le modèle distingue une étape de génération de la demande et une étape de répartition modale. L'étape de génération de la demande est construite autour de l'estimation d'un modèle à élasticité variable. La valeur de ces élasticités est élevée. L'élasticité de la demande de transport par rapport à l'indice de production industrielle italien est de 2,2 pour le scénario médian (croissance de l'indice de production industrielle de 2% par an).

Le bureau d'études Cadet International (2000) a également réalisé un modèle de prévision de la demande de transport de marchandises pour le compte du GIP Transalpes. Ce modèle a pour objectif de prévoir la demande de transport de l'autoroute ferroviaire en 2015. La méthodologie retenue dans ce modèle est celle d'une modélisation en deux étapes. La première étape du modèle est un modèle de génération de la demande de transport de marchandises. Une élasticité de la

mission terminée. Depuis la dissolution du GIP, le LET assure la mise à disposition des fonds du GIP Transalpes (http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/index.htm).

demande de transport routier par rapport au PIB italien égale à deux est estimée. Cette élasticité est supposée décroître après 2005.

Au sein du ministère des transports, le SES a développé un modèle de prévision de la demande de transport transalpin. Météyer (2000) présente les hypothèses de ce modèle de demande de transport. Les élasticités retenues sont des élasticités variables. Pour le scénario médian (1,9% de croissance économique), l'élasticité est légèrement supérieure à l'unité pour le transport routier de marchandises et proche de 0,5 pour le transport ferroviaire.

Enfin, un modèle de Lyon-Turin Ferroviaire¹⁰ (2003) prévoit la demande de transport de la nouvelle ligne ferroviaire entre Lyon et Turin à horizon 2030. Il s'agit d'un modèle en deux étapes. La première étape du modèle est un modèle de génération de la demande de transport à l'échelle de l'arc alpin étendu de Vintimille au Tauern. Des élasticités doubles-logarithmiques sont estimées à partir de séries temporelles. Une élasticité de la demande globale de transport de marchandises par rapport au PIB Italien de 2,43 est utilisée. L'élasticité est supposée décroître au-delà de 2010.

Ces modèles estiment donc un ensemble d'*élasticités de la demande de transport* par rapport à la production économique (Tableau 8). Les élasticités estimées sont significativement supérieures à l'unité à l'exception du transport ferroviaire selon Météyer (2000). Elle sont significativement plus élevées que les élasticités estimées dans la littérature (*cf* Tableau 1, p.38).

¹⁰ Créée en Octobre 2001, la société *Lyon-Turin Ferroviaire* (LTF) est chargée de réaliser la section internationale de la nouvelle liaison ferroviaire Lyon-Turin. Le capital de LTF est partagé, à parts égales, par *Réseau Ferré de France* (RFF) et *Rete Ferroviaria Italiana* (RFI).

Tableau 8 Elasticités retenues par les modèles de prévision nord-alpins

Modèles	Modes	Elasticité-PIB
SNCF et FS (1993)	Route	1,86
CATRAM <i>et al.</i> (1996)	Fer et route	1,5
LET (1997b)	Fer et route	2,2 ¹¹
Cadet International (2000)	Fer et route	2
Météyer (2000)	Route	1 à 1,21
Météyer (2000)	Fer	0,16 à 0,55
LTF (2003)	Fer et route	2,43

A ces travaux, il convient d'ajouter la recherche *Environmental Sustainable Transport* (EST) conduite pour l'OCDE (1997). Cette recherche prospective dont la partie française a été réalisée par le bureau d'études ENERDATA propose une approche originale dite de *backcasting* (par opposition à *forecasting*). L'objectif de cette approche n'est pas d'estimer si la demande de transport augmente sous l'effet de la croissance de la production économique mais de savoir comment la demande de transport de marchandises peut se diriger vers des volumes de transport pré-déterminés :

Il ne s'agit plus dès lors de projeter comment la croissance économique détermine la demande de transport, mais d'analyser comment l'évolution de la demande de transport peut tendre vers un niveau et une structure pré-déterminés, de façon compatible avec la croissance économique et démographique. La notion même d'élasticité de la demande de transport au PIB est alors remise en cause, sauf à considérer l'élasticité comme un ratio *a posteriori* entre deux taux de croissance largement « découplés » (Château et Morcheoine, 2001, p.121).

Cette approche est originale, voire hétérodoxe. Elle se distingue des modèles standards de prévision car elle ne cherche pas à prévoir la trajectoire la plus probable mais s'oriente vers des trajectoires volontairement alternatives. En ce sens, elle permet d'éclairer la méthodologie prospective.

Au final, deux conclusions ressortent de cette brève revue des modèles alpins. La première conclusion est que la littérature s'est largement développée en dehors du champ académique. La

¹¹ Elasticité par rapport à la production industrielle pour le scénario médian.

seconde conclusion découle de la première : les estimations étant largement réalisées en dehors du champ académique, elles se caractérisent par l'utilisation de techniques économétriques frustes et biaisées. La plupart des modèles ont en effet recours à une spécification double-logarithmique en dépit des limites de ce modèle. Ce constat pourrait rappeler celui de Granger et Newbold (1974), trente ans plus tôt :

We find it very curious that whereas virtually every textbook on econometric methodology contains explicit warnings of the dangers of autocorrelated errors, this phenomenon crops up so frequently in well respected works¹² (Granger et Newbold, 1974, p.111).

Considérant d'une part le caractère fruste des estimations proposées pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle et, d'autre part, la rareté des travaux réalisés dans le champ académique sur le sujet, il semble donc qu'il existe encore un espace pour une analyse économétrique des facteurs déterminant la demande de transport de marchandises à long terme. La présente partie propose d'estimer les facteurs déterminant la demande de transport de marchandises à travers les Alpes en utilisant des spécifications économétriques qui ne soient pas des régressions fallacieuses (*spurious regressions*) pour reprendre l'expression de Granger et Newbold.

Deux spécifications économétriques sont successivement estimées. Dans un premier temps (*chapitre trois*), un *modèle à élasticité variable* est estimé. Cette estimation s'inscrit dans la lignée des différentes versions du modèle quin-quin fret réalisées au laboratoire d'économie des transports. Prenant acte du renouvellement de la littérature permis par l'application des modèles issus de la co-intégration, un *modèle à correction d'erreur* est estimé dans le *chapitre quatre*.

¹² Nous trouvons très curieux qu'alors que virtuellement tous les manuels d'économétrie soulignent explicitement les dangers d'erreurs auto-corrélées, ce phénomène survient si fréquemment dans des travaux empiriques respectées (traduction de l'auteur).

Chapitre 3 Le modèle à élasticité variable

L'estimation économétrique de la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle ou économique s'oriente dans un premier temps vers l'estimation d'une fonction de demande à *élasticité variable*. Comme il l'a été montré plus haut (pp. 30 et s.), les chercheurs estiment en effet que la relation entre la demande de transport de marchandises et la production économique ou industrielle est une relation à élasticité variable. La décomposition de cette relation en facteurs de couplage ou découplage (Chapitre 2) offre une première justification au caractère variable de cette relation.

Gabella-Latreille (1997) souligne également l'influence des stocks pour justifier l'hypothèse d'une élasticité variable. Les stocks jouent en effet le rôle de variable d'ajustement entre la production

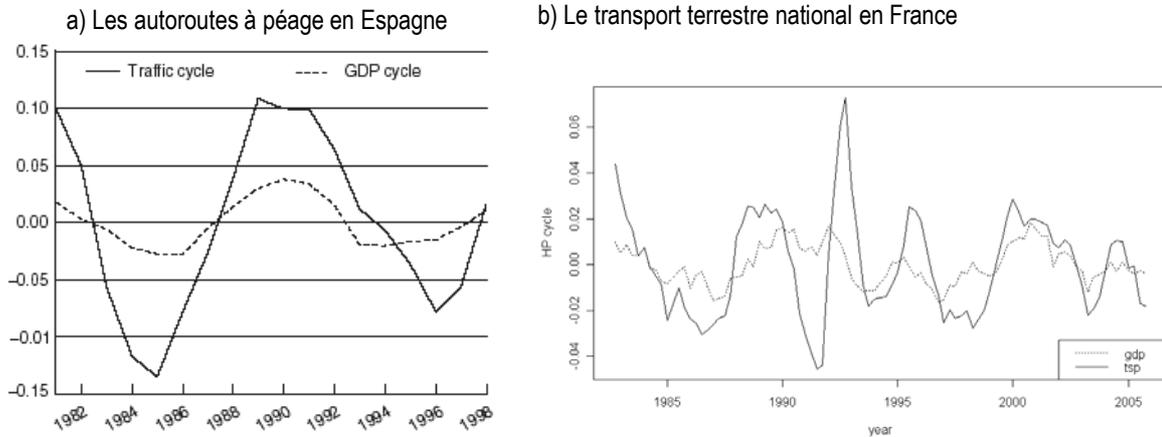
économique et la consommation et entraînent un délai dans l'ajustement entre la production économique et la consommation. Un ralentissement économique entraîne une augmentation des stocks puisque la production, rigide à court terme, ne s'ajuste pas immédiatement à la baisse de la croissance économique. A l'inverse, une reprise économique s'accompagne d'une réduction des stocks. La demande de transport a alors tendance à amplifier à la hausse comme à la baisse les cycles économiques. Lahiri et Yao (2004) offrent une illustration empirique de l'ajustement retardé entre la demande de transport et les cycles économiques.

Matas et Raymond (2003) illustrent ce phénomène en utilisant la méthode du filtre de Hodrick-Prescott. Le filtre de Hodrick-Prescott permet de lisser une série temporelle afin d'en représenter la tendance. La composante cyclique du filtre Hodrick-Prescott est alors définie comme étant la différence entre la valeur observée de la série et sa valeur lissée (ou tendancielle). La Figure 9b reproduit la valeur des cycles observés pour le PIB espagnol et le trafic sur un ensemble de sections autoroutières payantes en Espagne. Cette figure montre que le cycle de la demande de transport amplifie les évolutions du cycle du PIB. Elle corrobore donc l'idée selon laquelle la demande de transport de marchandises sur-réagit aux évolutions des cycles économiques.

Il est possible d'illustrer ce phénomène en utilisant des données françaises¹³ (INSEE, 2006) en représentant les cycles de la demande de transport terrestre de marchandises et du PIB en France (Figure 9b). Cette figure montre que les cycles de la demande de transport de marchandises amplifient les évolutions du cycle du PIB. Ce phénomène est particulièrement net jusqu'au début des années 1990 puis tend à se réduire.

¹³ Dans la figure qui suit, la demande trimestrielle de transport de marchandises retenue correspond à la demande de transport terrestre intérieur de marchandises (en tonnes-kilomètres) lissée par la méthode de la moyenne mobile sur quatre trimestres afin d'en corriger les variations saisonnières. La production économique est le PIB trimestriel corrigé des variations saisonnières et des jours ouvrés, estimé par l'INSEE. Les cycles de ces variables sont définis comme étant la différence entre la valeur observée de la série et sa valeur lissée par le méthode du filtre de Hodrick-Prescott.

Figure 9 Représentation des cycles de Hodrick-Prescott pour le PIB et la demande de transport



Sources : Matas et Raymond (2003) pour la figure de gauche et, pour la figure de droite, INSEE (2006), calculs de l'auteur.

Ce phénomène incite donc à privilégier l'hypothèse d'une sensibilité variable de la demande de transport de marchandises par rapport au PIB et explique la préférence des chercheurs pour les modèles à élasticité variable. Dans l'esprit des chercheurs, une reprise de la croissance du PIB a un effet plus que proportionnel sur la croissance de la demande de transport. Autrement dit, l'élasticité-PIB de la demande de transport est alors supposée augmenter avec la croissance du PIB.

Le présent chapitre propose d'estimer un modèle à élasticité variable pour expliquer l'évolution de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. Un modèle en taux de croissance s'inspirant des modèles quin-quin fret réalisés au laboratoire d'économie des transports est estimé dans une première section. Les résultats de ces estimations sont surprenants car ils contredisent l'hypothèse d'une élasticité augmentant avec le taux de croissance du PIB. La seconde section revient alors sur la contradiction entre les élasticités estimées et les élasticités attendues.

Section 1 Estimation du modèle en taux de croissance

Le modèle à élasticité variable n'est pas le modèle le plus fréquemment utilisé pour estimer la relation entre la demande de transport et la production. Ce modèle offre pourtant *a priori* plus de garanties que le modèle double-logarithmique du point de vue de sa cohérence économétrique ou de sa pertinence. Dans la présente section, le modèle est estimé pour expliquer l'évolution de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes.

Les estimations qui suivent distinguent trois types de demande de transport de marchandises. Les caractéristiques de ces flux de transport de marchandises sont présentées en annexe (Annexe 4). Il est néanmoins possible de brièvement décrire ces flux de transport transalpin :

- (i) Le premier type de demande de transport transalpin considéré (notée n) est la demande de transport de marchandises en transit à travers l'Autriche, la Suisse et le Nord des Alpes françaises. En termes de volumes, il s'agit du principal type de demande de transport de marchandises à travers les Alpes. La distribution géographique de ces flux de transport varie selon les passages transalpins. Par exemple, l'Allemagne est le pays d'origine ou de destination de la majorité des flux de transit observés au Brenner ou en Suisse, alors que le transport de transit avec les pays du Bénélux ou les îles britanniques est majoritaire dans le Nord des Alpes françaises.
- (ii) Le second type de demande de transport transalpin considéré est la demande de transport de marchandises en échange bilatéral entre la France et l'Italie (notée f). Cette demande de transport de marchandises concerne les passages du Nord des Alpes et le passage littoral de

Vintimille. Le choix d'un itinéraire plutôt que d'un autre est essentiellement déterminé par la région d'origine ou de destination des flux en France. Les flux de transport à Vintimille concernent quasi-exclusivement des régions du Sud de la France (Méditerranée et Sud-Ouest, pour reprendre les dénominations des zones NUTS1) alors que les flux de transport à travers le Nord des Alpes françaises concernent le reste de la France.

- (iii) Enfin, le dernier type de demande de transport transalpin considéré est la demande de transport de marchandises en transit au passage littoral de Vintimille (notée p). Il s'agit pour l'essentiel (98%) de flux de transport de marchandises en provenance ou à destination de la péninsule ibérique.

La base de données Alpinfo (2006) retrace l'évolution de la *demande agrégée de transport de marchandises à travers les Alpes* pour ces trois types de demande de transport de marchandises entre 1984 et 2005 sur la base d'une donnée annuelle. Cette base de données est constituée par le ministère suisse des transports en rassemblant des données statistiques recueillies par les ministères des transports autrichien, suisse et français. Elle distingue la demande de transport de transit et la demande de transport d'échange et considère, pour le transport routier de marchandises, deux dimensions de la demande de transport avec les volumes (tonnes) et les trafics (véhicules). Dans ce qui suit, la demande de transport retenue est le volume de transport de marchandises. Les limites de cette base de données sont précisées dans une présentation de la donnée annexée au présent travail (Annexe 1).

Trois éléments incitent à utiliser cette donnée avec prudence. D'abord, il n'existe pas de méthodologie unique dans le recueil des données puisqu'elles sont recueillies, indépendamment, par les ministères des transports de chaque pays. Ensuite, il existe des trous dans les séries temporelles, concernant la demande de transport ferroviaire de marchandises en transit au passage du Brenner. Le transit ferroviaire au Brenner est, pour cette raison, ignoré pour constituer une série

temporelle continue de 1984 à 2005. Enfin, la méthode utilisée pour distinguer le transport de transit du transport d'échange pose problème. La répartition entre le transport de transit et le transport d'échange repose en effet sur des enquêtes réalisées tous les cinq ans. Dans certains cas, il est alors possible d'observer la répartition entre transit et échange se reproduire d'années en années avant de brusquement changer suite à ces enquêtes.

La donnée macroréconomique italienne est constituée à partir d'une base de données de l'*Istituto nazionale di statistica* (ISTAT, 2006). Pour la production économique, la variable retenue est le produit intérieur brut italien à valeur constante, prix de base 2000. Pour la production industrielle, la variable retenue est la valeur ajoutée de l'industrie au sens strict, c'est-à-dire sans le secteur de la construction. Le transport de denrées agricoles représentant des volumes non négligeables à travers les Alpes¹⁴, la valeur ajoutée de l'activité agricole, piscicole et sylvicole est jointe à la valeur ajoutée de l'industrie. Par commodité, le terme valeur ajoutée industrielle (VAI) sera utilisé dans ce qui suit pour qualifier la somme de la VA industrielle et de la VA agricole italienne. Par ailleurs, la VAI italienne est prise en valeur constante (prix de base 2000).

Un modèle à élasticité variable est estimé à partir de cette donnée. La faible significativité du modèle en taux de croissance annuel (I) incite à estimer un modèle de moyen terme (II) utilisant des variables lissées. Si la significativité de ce modèle est plus satisfaisante, le lissage des variables provoque un biais d'auto-corrélation des erreurs (III).

I Le modèle en taux de croissance annuel

La spécification du modèle à élasticité variable retenue est celle du modèle quin-quin (Gabella-

¹⁴ Par exemple, le transport de denrées agricoles représente près de quinze pour-cent des volumes de transport de marchandises traversant les passages franco-italiens en 1999 (CETE Méditerranée, 2000).

Latreille, 1997). Dans une première sous-partie, la relation dite de court terme est utilisée pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle. Ce modèle étant relativement peu significatif, l'activité économique est ensuite utilisée comme variable explicative.

I. 1 La relation transport/activité industrielle

Le modèle *quin-quin fret de court terme* (noté QFCT) est utilisé pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises (tonnage) à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Ce modèle, présenté en détail plus haut (pp. 30 et s.), est défini par l'équation :

$$\frac{\Delta T_t}{T_t} = \alpha + \beta \cdot \frac{\Delta IND_t}{IND_t} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

où $\frac{\Delta T_t}{T_t}$ représente le taux de croissance annuel de la demande de transport et $\frac{\Delta IND_t}{IND_t}$ le taux de croissance annuel de la production industrielle.

Le modèle QFCT est un modèle élasticité variable. L'estimation de l'équation (3.1) permet de tester l'hypothèse nulle d'élasticité constante puisque l'équation (3.1) redevient un modèle à élasticité constante lorsque la valeur de la constante est nulle. L'hypothèse nulle d'élasticité constante est donc la suivante :

$$H_0 : \alpha = 0 \quad (3.2)$$

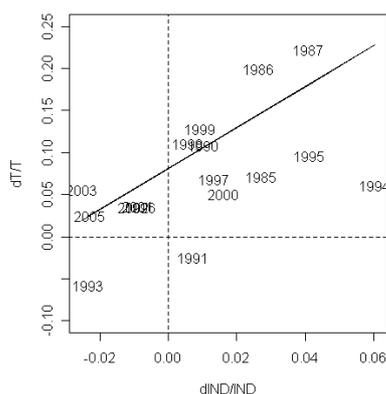
Le test du t de Student permet de rejeter ou non l'hypothèse nulle d'un terme constant non significativement différent de zéro ou l'hypothèse nulle d'élasticité constante. Il a été montré plus haut que la demande de transport de marchandises réagit plus que proportionnellement à l'augmentation de la production économique. Cela revient à attendre une constante négative.

Le modèle QFCT est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour les trois types de transport transalpin précédemment définis.

Pour les flux de transport en transit littoral (p), le modèle QFCT est peu significatif et présente un coefficient de corrélation proche de 30% (Tableau 9). La valeur estimée de la constante est significativement différente de zéro au seuil de 1% selon le test de Student tout comme la valeur du coefficient associé au taux de croissance de la VA industrielle. En dépit du caractère significatif de ces coefficients, la significativité de cette régression est relativement modeste comme l'illustre la figure de droite. Enfin, si l'hypothèse nulle d'élasticité constante est rejetée (la valeur de la constante est significativement différente de zéro), il convient d'observer que la valeur estimée de la constante est positive. L'estimation d'une constante positive signifie que l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à la valeur ajoutée industrielle diminue avec le taux de croissance industrielle. Or, l'élasticité de la demande de transport par rapport au PIB (ou à la VAI) est supposée augmenter avec le PIB (VAI).

Tableau 9 Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit littoral (p)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_p}{T_p}$	
Constante	0,081 (0,023)***
$\frac{\Delta IND_t}{IND_t}$	2,44 (0,81)***
R ²	0,32
R ² aju.	0,28
DW	1,93
n	21



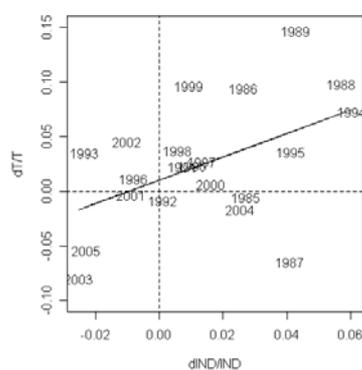
Note : Les valeurs entre parenthèses représentent les erreurs-types de l'estimation. Les signes *, ** et *** signifient que l'hypothèse de nullité du coefficient estimé est significativement rejetée aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1% selon le test de Student.

Pour les flux de transport d'échange entre la France et l'Italie (f), le modèle QFCT présente un

coefficient de corrélation ajusté inférieur à 25% (Tableau 10). Ce modèle est donc peu significatif. De même, la valeur du coefficient associé à la constante n'est pas significativement différente de zéro au seuil de 5%. La faible significativité du modèle QFCT est illustrée par la faible qualité de l'ajustement (figure de droite).

Tableau 10 Estimation du modèle QFCT pour le transport bilatéral franco-italien (*f*)

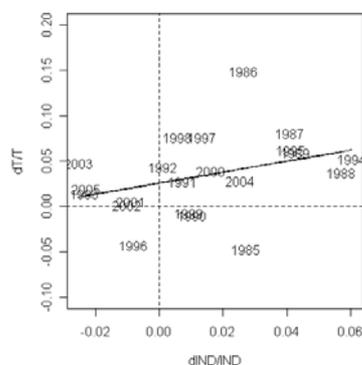
Variable dép. : $\frac{\Delta T_f}{T_f}$	
Constante	0,010 (0,013)
$\frac{\Delta IND_i}{IND_i}$	1,07 (0,45)**
R ²	0,23
R ² aju.	0,20
DW	2,26
<i>n</i>	21



Enfin, pour les flux de transit nord-européen (*n*), le modèle QFCT n'est pas non plus significatif (Tableau 11). La valeur du coefficient de corrélation ajusté de l'estimation est faible (7%) et la valeur du coefficient associé à la constante n'est pas significativement différente de zéro même si le coefficient associé au taux de croissance de la VAI est significatif au seuil de 5%. La figure de droite illustre la faible qualité de cette régression.

Tableau 11 Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit nord-européen (n)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_n}{T_n}$	
Constante	0,026 (0,011)**
$\frac{\Delta IND_t}{IND_t}$	0,60 (0,38)
R ²	0,12
R ² aju.	0,07
DW	2,45
n	21



Le modèle en taux de croissance de court terme n'est pas statistiquement significatif ou, autrement dit, le taux de croissance annuel de la VAI italienne n'est pas une variable déterminant le taux de croissance de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. La faible qualité des ajustements linéaires estimés par le modèle QFCT incite à estimer la relation entre la demande de transport de marchandises et la production économique.

I. 2 La relation transport/activité économique

Pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises et le PIB, le modèle en taux de croissance est la relation linéaire suivante :

$$\frac{\Delta T_t}{T_t} = \alpha + \beta \cdot \frac{\Delta Y_t}{Y_t} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

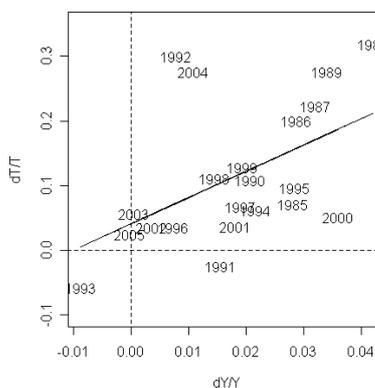
où $\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$ est le taux de croissance du PIB.

Pour les flux de transit littoral (Tableau 12), le coefficient de corrélation de l'estimation est faible (20%) et la constante n'est pas significativement différente de zéro. Si la valeur du coefficient associé au taux de croissance du PIB est significative au seuil de 5%, la figure de droite souligne la

faible qualité de cette régression.

Tableau 12 Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit littoral (ρ)

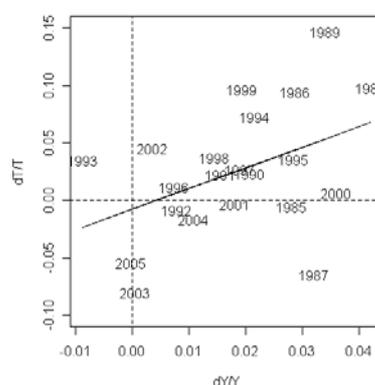
Variable dép. : $\frac{\Delta T_p}{T_p}$	
Constante	0,041 (0,036)
$\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$	4,07 (1,63)**
R ²	0,25
R ² aju.	0,20
DW	2,03
n	21



L'estimation du modèle QFCT pour le transport d'échange bilatéral franco-italien est également peu significative (Tableau 13). Le coefficient de corrélation est inférieur à 20%. Le coefficient estimé associé à la constante n'est pas significativement différent de zéro. De même, la valeur du coefficient associé au taux de croissance du PIB italien n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 5%. Enfin, la figure de droite illustre la faible qualité de l'ajustement linéaire.

Tableau 13 Estimation du modèle QFCT pour le transport bilatéral franco-italien (f)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_f}{T_f}$	
Constante	-0,01 (0,02)
$\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$	1,80 (0,88)*
R ²	0,18
R ² aju.	0,13
DW	2,31
n	21

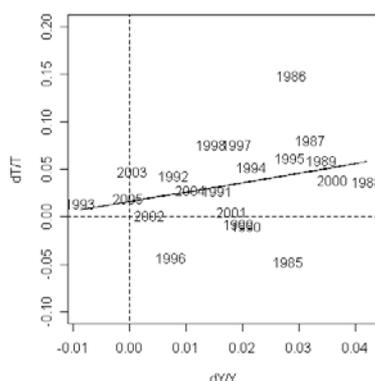


Enfin, pour les flux de transit nord-européen (Tableau 14), l'estimation du modèle QFCT pour la relation transport/économie n'est pas non plus statistiquement significative puisque le coefficient

de corrélation est inférieur à 10% et la valeur estimée des coefficients associés à la constante ou au taux de croissance italien ne sont pas significativement différentes de zéro.

Tableau 14 Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit nord-européen (n)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_n}{T_n}$	
Constante	0,016 (0,016)
$\frac{\Delta Y_t}{Y_t}$	0,99 (0,73)
R ²	0,09
R ² aju.	0,04
DW	2,31
n	21



Il ressort donc de ces estimations que le modèle QFCT est un modèle globalement peu significatif et que l'utilisation du taux de croissance du PIB italien plutôt que de celui de la VAI italienne n'améliore pas la qualité des relations estimées.

La faible qualité des estimations des modèles de court terme n'est pas surprenante. Gabella-Latreille (1997) observe également que le modèle à élasticité variable estimé avec des variables de court terme (*i. e.* des taux de croissance annuels) est un modèle peu significatif. La relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique est en effet une relation de moyen terme puisqu'il existe des délais dans l'ajustement entre la demande de transport et la VAI ou le PIB dus aux phénomènes de stockage et de déstockage. En suivant le travail de Céline Gabella-Latreille (1997), la relation entre la demande de transport à travers les Alpes et l'activité économique ou industrielle italienne est estimée en utilisant des variables lissées, c'est-à-dire des taux de croissance de moyen terme.

II Estimation d'une relation de moyen terme

La relation linéaire entre le taux de croissance de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et le taux de croissance de la VAI ou du PIB italien n'est pas significative. La faible qualité de cette relation ne remet toutefois pas en cause la pertinence de cette relation. Plusieurs raisons expliquent la faible qualité de cette relation, au premier rang desquels figurent la faible qualité de la donnée et l'existence de délais dans l'ajustement entre la demande de transport et l'activité économique. Cette observation laisse présager qu'une relation de moyen terme est plus significative qu'une relation de court terme.

Gabella-Latreille (1997) estime une relation de moyen terme en utilisation des variables lissées. En suivant cette dernière, un modèle de moyen terme dit modèle *quin-quin fret de moyen terme* (QFMT) est estimé. La spécification du modèle est celle du modèle linéaire correspondant aux équations (3.1) et (3.3) en utilisant des variables lissées sur trois années.

En considérant une série temporelle X_t , la valeur lissée de cette série, notée X_t^* , par la méthode de la moyenne mobile d'ordre trois est définie comme étant la moyenne arithmétique de X_t et des valeurs retardées X_{t-1} et X_{t-2} , soit :

$$X_t^* = \frac{1}{3}(X_t + X_{t-1} + X_{t-2}) \quad (3.4)$$

Le modèle QFMT utilisant le taux de croissance de la VAI italienne comme variable explicative est le suivant :

$$\frac{\Delta T_t^*}{T_t^*} = \alpha + \beta \cdot \frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

En utilisant le taux de croissance du PIB italien comme variable explicative, le modèle QFMT devient alors :

$$\frac{\Delta T_t^*}{T_t^*} = \alpha + \beta \cdot \frac{\Delta Y_t^*}{Y_t^*} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

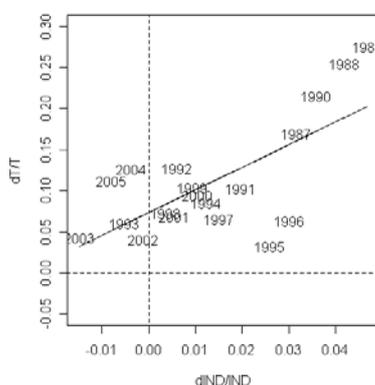
Une première sous-partie estime le modèle QFMT en utilisant le taux de croissance de la VAI italienne comme variable explicative (3.5). Ensuite, une seconde sous-partie estime ce modèle en retenant le taux de croissance du PIB italien comme variable explicative (3.6).

II. 1 La relation transport/activité industrielle

Le modèle QFMT est estimé pour la demande de transport de marchandises en transit au passage de Vintimille (Tableau 15). Le modèle de moyen terme est beaucoup plus significatif que le modèle QFCT. Le coefficient de corrélation est proche de 50% et les coefficients associés à la constante ou au taux de croissance de la VAI italienne sont significativement différents de zéro. La figure de droite illustre la qualité de la régression. Deux observations (1995 et 1996) s'écartent cependant de la droite d'ajustement.

Tableau 15 Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit littoral (p)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_p^*}{T_p^*}$	
Constante	0,073 (0,015)***
$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	2,77 (0,71)***
R ²	0,48
R ² aju.	0,44
DW	0,67
n	19

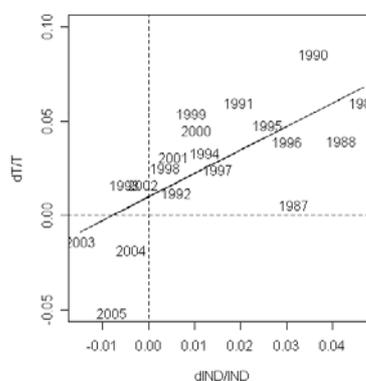


Pour les flux de transport d'échange entre la France et l'Italie (Tableau 16), le modèle QFMT

présente également des résultats plus significatifs que le modèle de court terme. Le coefficient de corrélation est proche de 50% et la valeur des coefficients associés au taux de croissance de la VAI italienne est significative. En revanche, la constante n'est pas significativement différente de zéro. La figure de droite témoigne de la bonne qualité générale de l'ajustement en dehors de quelques observations (1987, 1990 et 2005).

Tableau 16 Estimation du modèle QFMT pour le transport bilatéral franco-italien (f)

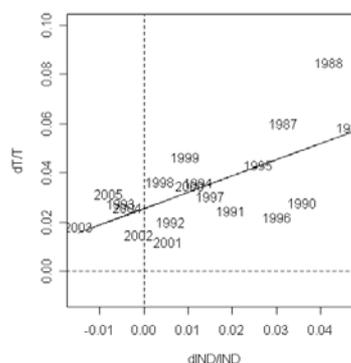
Variable dép. :	$\frac{\Delta T_f^*}{T_f^*}$
Constante	0,010 (0,007)
$\frac{\Delta IND_i^*}{IND_i^*}$	1,24 (0,32)***
R ²	0,47
R ² aju.	0,44
DW	0,62
n	19



Enfin, pour le transit nord européen (Tableau 17), la qualité de la régression est relativement bonne. Elle présente un coefficient de corrélation d'environ 40% et la valeur estimée des coefficients associés aux deux variables est significative au seuil de 1%. La figure de droite illustre la bonne qualité de l'ajustement linéaire à quelques observations près (1988, 1990 ou 1996).

Tableau 17 Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit nord-européen (n)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_n^*}{T_n^*}$	
Constante	0,025 (0,004) ^{***}
$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	0,66 (0,19) ^{***}
R ²	0,42
R ² aju.	0,39
DW	1,19
n	19



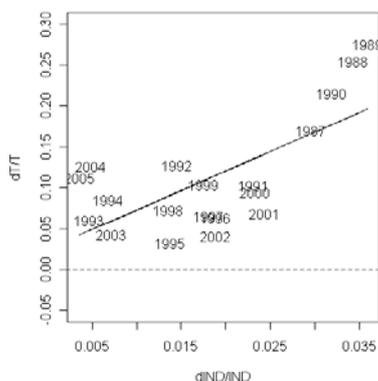
Cette sous-partie montre donc que le modèle QFMT est plus significatif que la relation de court terme. Les estimations présentent toutefois une limite commune aux trois types de demande de transport : la valeur estimée de la constante est significativement positive alors qu'une constante négative est attendue. L'estimation d'une constante positive signifie que l'élasticité de la demande de transport par rapport à la VAI italienne décroît avec le taux de croissance de la VAI alors qu'une relation opposée est attendue. Cette contradiction entre la valeur des élasticités estimées et la valeur des élasticités attendues incite à estimer la relation QFMT en prenant le taux de croissance de moyen terme du PIB italien comme variable explicative.

II. 2 La relation transport/activité économique

Pour les flux de transit au passage de Vintimille (Tableau 18), l'utilisation du taux de croissance du PIB plutôt que celui de la VAI est à peu près équivalente puisque le coefficient de corrélation ajusté est égal à 44% pour les deux estimations. La valeur du coefficient associé au taux de croissance du PIB italien est par ailleurs significatif au seuil de 1%. En revanche, il est notable d'observer que, pour cette estimation, la valeur de la constante n'est pas significativement différente de zéro. Ceci signifie qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle d'élasticité constante alors qu'une élasticité décroissante avec le taux de croissance du PIB est attendue.

Tableau 18 Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit littoral (p)

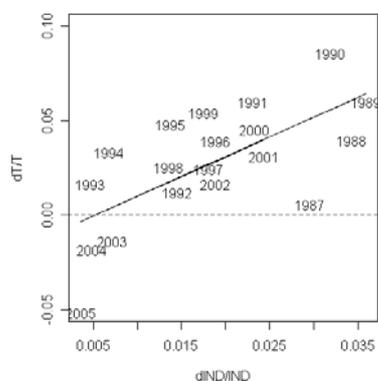
Variable dép. : $\frac{\Delta T_p^*}{T_p^*}$	
Constante	0,025 (0,025)
$\frac{\Delta Y_t^*}{Y_t^*}$	4,77 (1,22)***
R ²	0,47
R ² aju.	0,44
DW	0,82
n	19



Pour les flux de transport d'échange entre la France et l'Italie (Tableau 19), la qualité globale de l'estimation utilisant le taux de croissance de la VAI italienne comme variable explicative est équivalente à celle qui utilise celui du PIB italien. La figure de droite montre néanmoins que la mauvaise qualité de cette relation est le fait de quelques observations aberrantes (1987 ou 2005). Il s'agit d'ailleurs d'observations également aberrantes dans le modèle utilisant le taux de croissance de la VAI comme variable explicative. En retirant l'année 1987 de l'estimation, le coefficient de corrélation devient supérieur à 50%. De plus, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'une élasticité constante.

Tableau 19 Estimation du modèle QFMT pour le transport bilatéral franco-italien (f)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_f^*}{T_f^*}$	
Constante	-0,010 (0,012)
$\frac{\Delta Y_t^*}{Y_t^*}$	2,07 (0,57)***
R ²	0,44
R ² aju.	0,41
DW	0,63
n	19

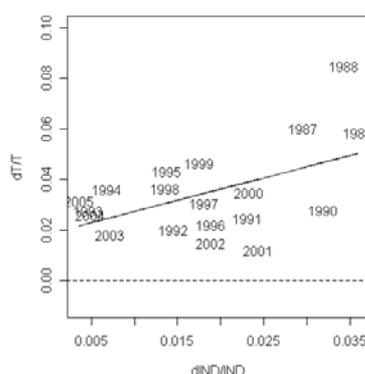


Enfin, pour les flux de transit nord-européen (Tableau 20), la qualité du modèle se dégrade

nettement lorsqu'on utilise le taux de croissance du PIB plutôt que celui de la production industrielle italienne, le coefficient de corrélation ajusté passant de 39% à 21%. Contrairement aux deux estimations précédentes, la constante estimée n'est pas significativement différente de zéro.

Tableau 20 Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit nord-européen (n)

Variable dép. : $\frac{\Delta T_n^*}{T_n^*}$	
Constante	0,019 (0,07)**
$\frac{\Delta Y_t^*}{Y_t^*}$	0,88 (0,34)**
R ²	0,25
R ² aju.	0,21
DW	1,01
n	19



Ces observations amènent à formuler deux conclusions. D'abord, l'utilisation du taux de croissance de moyen du PIB italien plutôt que celui de la VAI italienne comme variable explicative n'améliore pas (cas des séries f et p) voire dégrade (cas de la série n) la qualité globale des estimations. Ceci signifie que la VAI italienne est un meilleur déterminant de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes que ne l'est le PIB italien.

Ensuite, la valeur estimée de la constante n'est pas négative comme attendue. En utilisant la variable $\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$ comme variable explicative, la constante est en général significativement positive

alors qu'en utilisant la variable $\frac{\Delta Y_t^*}{Y_t^*}$ comme variable explicative, elle n'est pas significativement

différente de zéro. Ces remarques contredisent l'hypothèse d'une élasticité augmentant avec le taux de croissance du PIB ou d'une demande de transport sur-réagissant à la croissance économique.

III L'auto-corrélation des erreurs

Comme toutes les estimations réalisées en utilisant des séries temporelles, les modèles QFMT et QFCT risquent de présenter un biais d'auto-corrélation des erreurs. La présence de ce biais a trois conséquences majeures pour les relations estimées (Granger et Newbold, 1974) :

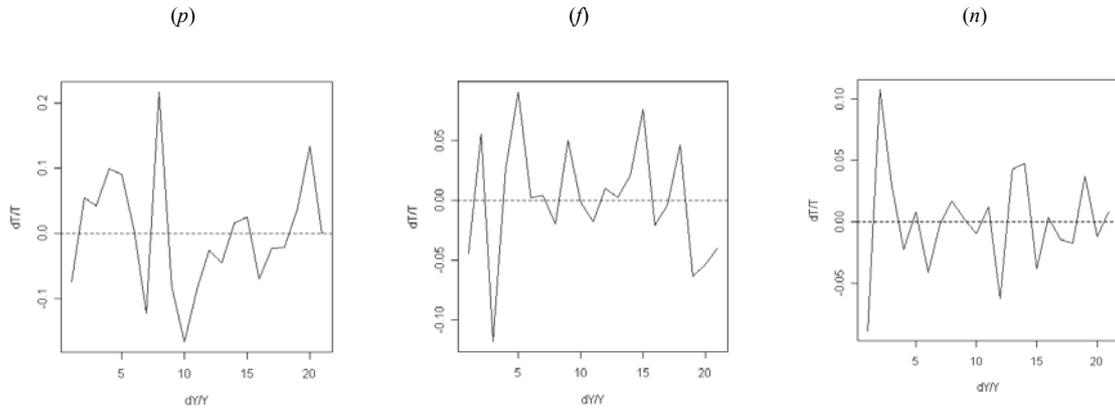
- (i) Les coefficients estimés sont inefficients,
- (ii) Les prévisions réalisées à partir de l'équation estimée sont sous-optimales et
- (iii) Les tests statistiques usuels sur les coefficients estimés sont invalides.

Il est donc crucial de s'interroger sur la présence d'erreurs auto-corrélées dans les relations estimées. Dans un premier temps, la présence d'erreurs auto-corrélées est étudiée à partir de l'examen graphique des résidus avant de prolonger cette analyse par le test de Durbin-Watson (1950).

III. 1 Examen graphique des résidus

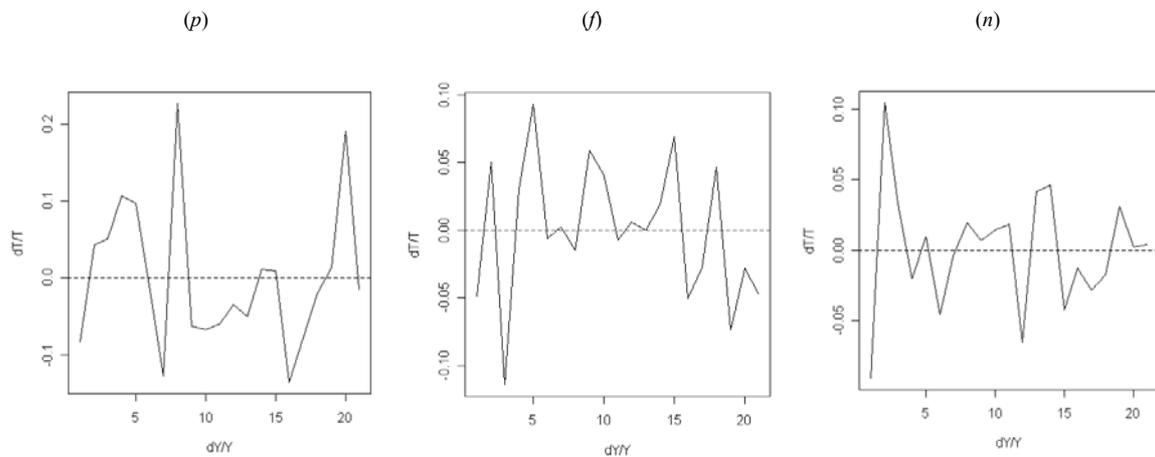
La Figure 11 représente les résidus des modèles de court terme estimés pour la relation transport/activité industrielle. Cette figure ne semble pas indiquer la présence d'auto-corrélation temporelle des résidus.

Figure 10 Résidus estimés pour la relation transport/activité industrielle de court terme
 Résidu pour la relation transport/ activité industrielle pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f)
 et le transit nord-européen (n)



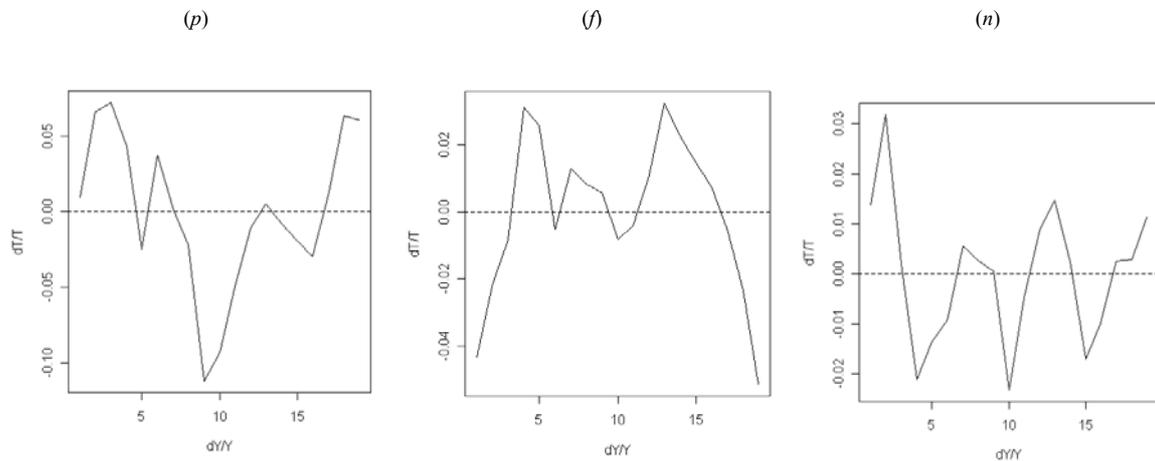
Il en est de même pour les résidus de la relation transport/PIB de court terme pour laquelle la Figure 11 tend à corroborer l'absence d'erreur auto-corrélée.

Figure 11 Résidus estimés pour la relation transport/PIB de court terme



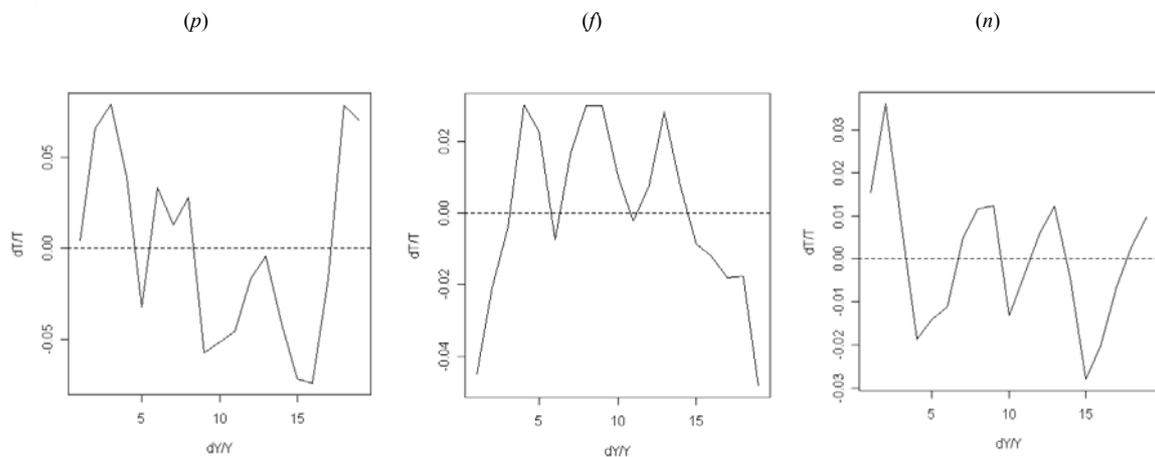
En revanche, il est plus difficile de rejeter l'hypothèse d'absence d'erreurs auto-corrélées pour la relation transport/activité industrielle de moyen terme (Figure 12). Cette figure tend en effet à supporter l'hypothèse d'une auto-corrélation positive des résidus.

Figure 12 Résidus estimés pour la relation transport/activité industrielle de moyen terme



La relation transport/PIB de moyen terme ne semble pas non plus exempte d'erreurs auto-corrélées comme le montrent les figures qui suivent.

Figure 13 Résidus estimés pour la relation transport/PIB de moyen terme



L'analyse graphique des résidus reste toutefois une première approche pour détecter la présence d'erreurs auto-corrélées, prolongée dans ce qui suit par le test de Durbin et Watson.

III. 2 Le test de Durbin et Watson

Le test de Durbin et Watson (1950) permet de détecter une auto-corrélation des erreurs d'ordre un.

Il repose sur l'estimation d'un modèle autorégressif de premier ordre pour les résidus estimés :

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho \cdot \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (3.7)$$

où $\hat{\varepsilon}_t$ est le résidu de l'estimation du modèle par la méthode des MCO.

L'hypothèse nulle du test est l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation des erreurs, soit :

$$H_0 : \rho = 0 \quad (3.8)$$

Par définition, la statistique de Durbin et Watson est donnée par :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (3.9)$$

La statistique DW est comprise entre zéro et quatre. L'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation des erreurs est acceptée lorsque la valeur de cette statistique est proche de deux. Des valeurs critiques au seuil de 5% (resp. d_1 et d_2 , avec $d_1 > d_2$) ont été tabulées. L'interprétation du test de Durbin et Watson est alors la suivante :

- (i) Si la valeur calculée de la statistique DW est inférieure à la valeur tabulée d_1 alors il existe une *auto-corrélation positive* (ou $\rho > 0$).
- (ii) Si la valeur calculée de la statistique DW est comprise entre d_2 et $4-d_2$, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle d'*absence d'auto-corrélation* des résidus (ou $\rho = 0$). Cet intervalle est autrement dit l'intervalle pour il n'existe pas d'auto-corrélation des erreurs.
- (iii) Si la valeur calculée de la statistique DW est supérieure à la valeur tabulée $4-d_1$ alors il existe une *auto-corrélation négative* (ou $\rho < 0$).

Les autres situations correspondent à des zones d'indétermination. La figure qui suit résume l'interprétation du test de Durbin et Watson.

Figure 14 Interprétation du test de Durbin et Watson

0	d_1	d_2	2	$4-d_2$	$4-d_1$	4
$\rho > 0$ ou AC positive	?	$\rho = 0$ Pas d'AC		?	$\rho < 0$ ou AC négative	

Le Tableau 21 rapporte les statistiques de Durbin et Watson pour les modèles de court terme. Ce tableau montre que, pour les six relations de court terme estimées, il est possible de rejeter l'hypothèse d'auto-corrélation des erreurs (ACE).

Tableau 21 Test de Durbin et Watson : relations de court terme
Relation entre la demande de transport de transit littoral (p), d'échange franco-italien (f) et de transit nord-européen (n) et l'activité industrielle ou économique

	Activité industrielle		Activité économique	
	DW	Conclusion	DW	Conclusion
p	1,94	Pas d'ACE	2,03	Pas d'ACE
f	2,27	Pas d'ACE	2,31	Pas d'ACE
n	2,45	Pas d'ACE	2,31	Pas d'ACE

Note : pour les relations considérées, les valeurs critiques tabulées d_1 et d_2 , sont respectivement de 1,20 et 1,41 au seuil de 5%.

Contrairement à ce qui est observé pour le modèle de court terme, la statistique de Durbin et Watson révèle la présence d'une auto-corrélation positive des erreurs (AC pos.) pour la majorité des estimations de moyen terme. Seule une estimation présente une statistique de Durbin et Watson supérieure à la valeur critique tabulée d_1 . Celle-ci se situe dans la zone d'indétermination, à un niveau proche de la zone d'auto-corrélation positive.

Tableau 22 Test de Durbin et Watson : relations de moyen terme
Relation entre la demande de transport de transit littoral (p), d'échange franco-italien (f) et de transit nord-européen (n) et l'activité industrielle ou économique

	Activité industrielle		Activité économique	
	DW	Conclusion	DW	Conclusion
p	0,63	AC pos.	0,82	AC pos.
f	0,62	AC pos.	0,63	AC pos.
n	1,19	?	1,01	AC pos.

Note : pour les relations considérées, les valeurs critiques tabulées d_1 et d_2 , sont respectivement. de 1,16 et 1,39 au seuil de 5%.

La significativité du modèle de moyen terme est donc limitée par la présence d'erreurs auto-corrélées. Le lissage de moyen terme des variables du modèle par la méthode des moyennes mobiles est l'élément qui provoque l'apparition de ce biais. Au final, il apparaît donc que le passage du modèle de court terme au modèle de moyen terme permet d'augmenter la significativité des relations estimées. Toutefois, le lissage des variables temporelles génère un biais d'auto-corrélation des erreurs qui n'existait pas pour la relation de court terme.

Conclusion de la section

Les principaux enseignements de cette section sont donc les suivants :

- (i) *Le modèle quin-quin fret de court terme n'est pas statistiquement significatif*, que la variable explicative considérée soit le taux de croissance de la VAI italienne ou celui du PIB italien. La non-significativité du modèle de court terme s'explique par l'existence de délais d'ajustement entre la demande de transport et l'activité industrielle ou économique. Ceci justifie l'estimation d'une relation de moyen terme en utilisant le taux de croissance de moyen terme.
- (ii) *Le modèle de moyen terme est beaucoup plus significatif que le modèle de court terme*. Cela

corrobore donc l'hypothèse d'une relation de moyen terme entre la demande de transport de marchandises et le PIB ou la VAI. Il est par ailleurs logique d'observer que le modèle utilisant le taux de croissance de la VAI italienne comme variable explicative est plus significatif que celui qui utilise le taux de croissance du PIB italien car le secteur des services n'est pas directement générateur de volume de transport.

- (iii) La significativité du modèle de moyen terme est néanmoins réduite par *un biais d'auto-corrélation des erreurs* provoqué par l'utilisation de variables lissées.
- (iv) Enfin, le modèle utilisant le taux de croissance industrielle italienne permet de rejeter l'hypothèse nulle d'élasticité constante. Le coefficient associé à la *constante est toutefois positif, voire nul, alors qu'un coefficient négatif est attendu*. Ceci signifie que l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle décroît avec la croissance industrielle alors que la relation contraire est attendue. Pour le modèle utilisant le taux de croissance économique italien comme variable explicative, il est possible de rejeter l'hypothèse de constance de l'élasticité puisque celle-ci n'est pas significativement différente de zéro.

Section 2 Les élasticités estimées en question

La section qui précède a estimé la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle ou économique à partir des modèles en taux de croissance de court et de moyen terme. Si le modèle de court terme est abandonné au profit d'un modèle de moyen terme, celui-ci pose néanmoins deux problèmes au chercheur. D'abord, le lissage des séries temporelles génère un biais d'auto-corrélation des erreurs. Ensuite, la constante estimée par les modèles de court terme est positive ou nulle alors qu'une constante négative est *a priori* attendue.

La présente section propose de revenir sur le second problème posé au chercheur par ces estimations, à savoir l'estimation d'une constante positive. Ce problème avait déjà été identifié par un travail du laboratoire d'économie des transports consacré à la demande de transport à travers les Alpes (LET, 1997b). Selon ce rapport, l'estimation d'une constante positive signifie que la demande de transport de marchandises augmente même en période de récession. Cette particularité s'explique par la déconnexion entre l'évolution des échanges extérieurs italiens et celle de la conjoncture économique observée depuis le début des années 1990. « A partir de cette date, la détérioration de la conjoncture industrielle tant italienne qu'européenne contraste avec l'expansion des échanges extérieurs italiens » explique ainsi le rapport (LET, 1997b, p.26).

Dans une première partie, l'étude des élasticités estimées corrobore l'hypothèse d'une spécificité des élasticités du transport alpin provoquée par l'évolution du commerce extérieur italien. Ensuite, la valeur des élasticités estimées est discutée en comparant les estimations réalisées à partir de la donne Alpinfo à de nouvelles estimations utilisant la donne Eurostat qui a la particularité d'être désagrégées par catégories de produits.

I Elasticité variable ou élasticité constante ?

La pertinence du modèle à élasticité variable est interrogée par la valeur positive de la constante estimée ou la non-significativité de la constante des différents modèles estimés. La constante du modèle à élasticité variable est en effet *a priori* supposée négative. Il convient alors de revenir sur le caractère variable ou non des élasticités estimées de la demande de transport.

I. 1 Les élasticités par rapport au PIB italien

Les élasticités observées de la demande de transport de marchandises par rapport à la production économique sont comparées aux valeurs théoriques estimées. La valeur de l'élasticité-PIB (constante) théorique est égale à la valeur estimée du coefficient $\hat{\beta}$ pour la demande de transport d'échange bilatéral franco-italien et le transport de transit à Vintimille puisque la constante est, selon ces estimations, non significativement différente de zéro.

Pour la demande de transport de transit nord-européen une élasticité variable est considérée puisque la constante n'est pas significativement différente de zéro. La valeur estimée de l'élasticité est alors définie par :

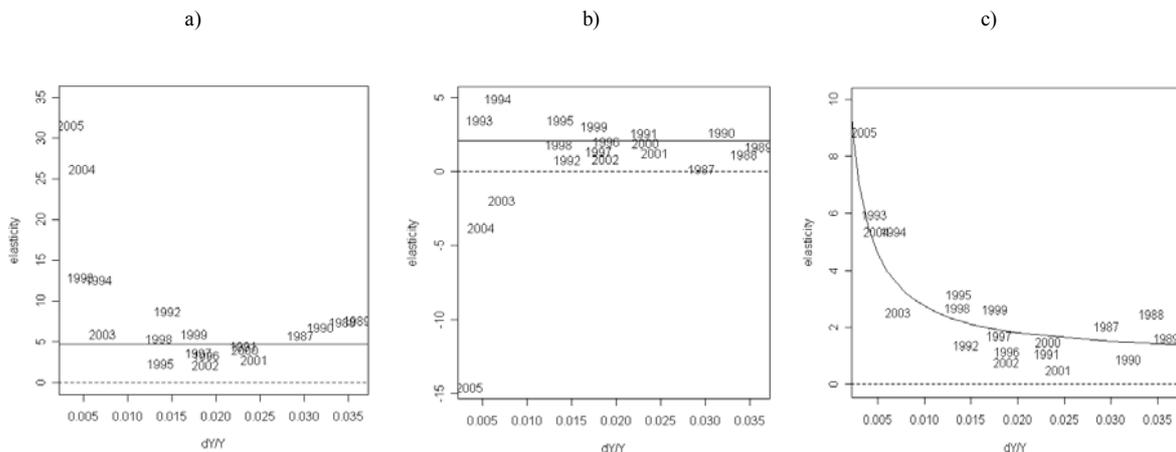
$$\hat{E}_t = \frac{\frac{\Delta T_t}{T_t}}{\frac{\Delta IND_t}{IND_t}} = \hat{\alpha} \cdot \frac{IND_t}{\Delta IND_t} + \hat{\beta} \quad (3.10)$$

Pour les flux de transit au passage de Vintimille (Figure 15a), le pseudo-ajustement entre valeurs théoriques et valeurs observées est d'une qualité relativement médiocre. Quelques observations (années 1993, 1994, 2004 ou 2005) se distinguent nettement des autres estimations. Il est également possible d'observer que ces années se distinguent significativement pour les deux autres types de demande de transport de marchandises (Figure 15b et Figure 15c). Il faut également noter

que ces observations correspondent à des années marquées par une récession ou un ralentissement de la croissance économique.

Pour les flux de transit méditerranéen (Figure 15a) ou de transit nord-européen (Figure 15c), les élasticités observées dans les périodes de ralentissement de l'activité économique sont significativement supérieures aux élasticités estimées. En d'autres termes, cela signifie que la demande de transport de marchandises continue à augmenter malgré le ralentissement de l'activité économique.

Figure 15 Elasticités estimées par rapport au PIB italien
Elasticités observées et estimées pour le transit littoral (a), l'échange franco-italien (b) et le transit nord-européen (c).



Contrairement aux deux autres types de transport à travers les Alpes, la demande de transport de marchandises entre la France et l'Italie (Figure 15b) présente une élasticité négative lors de la seconde période de ralentissement de la croissance (2003-2005). Deux éléments peuvent être avancés pour expliquer ce phénomène :

- (i) La première interprétation consiste à expliquer que cette situation permet de retrouver la situation théorique attendue : la demande de transport amplifie le ralentissement de l'activité économique.

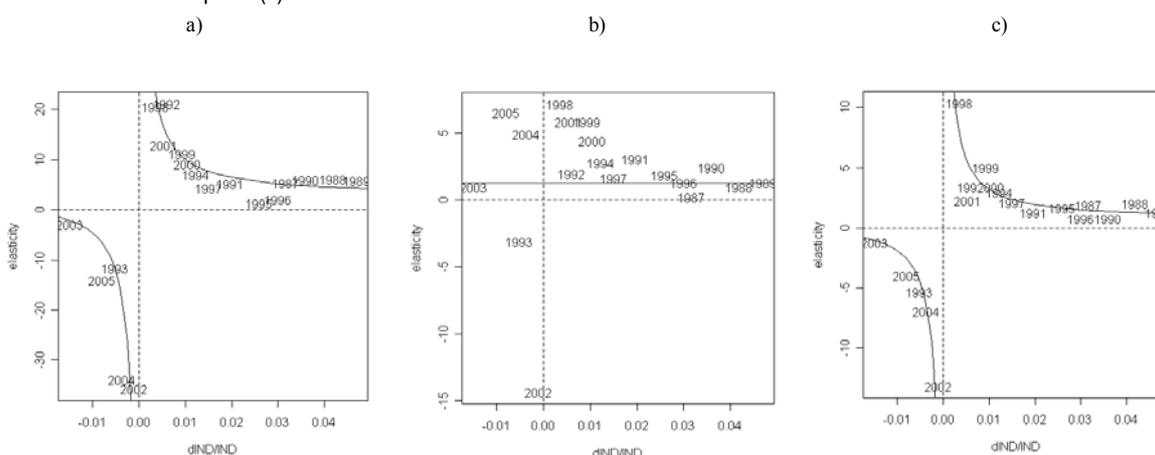
- (ii) Une seconde interprétation avance une limite tenant à la qualité des données en mentionnant que l'année 2004 introduit un choc en réestimant la ventilation des volumes de transport entre les volumes de transport de transit et les volumes de transport d'échange.

I. 2 Les élasticités par rapport à la VAI italienne

Les élasticités estimées de la demande de transport de marchandises par rapport à la VAI italienne sont, contrairement aux précédentes, des élasticités variables, sauf pour le transport d'échange bilatéral franco-italien.

Les flux de transit littoral (Figure 16a) présentent une élasticité décroissante avec le taux de croissance de la VAI italienne. Cette figure montre, comme précédemment, que la valeur des élasticités observées dans les périodes de ralentissement de l'activité se distingue nettement des élasticités observées dans les autres situations. Cette observation vaut également pour les flux de transit littoral (Figure 16c) et les flux d'échange bilatéral entre la France et l'Italie (Figure 16b).

Figure 16 Elasticités par rapport à l'activité industrielle italienne
Elasticités observées et estimées pour le transit littoral (a), l'échange franco-italien (b) et le transit nord-européen (c).



Au final, ces estimations montrent donc que même lorsqu'une élasticité constante est estimée, la relation est instable en période de ralentissement de l'activité économique ou industrielle. En

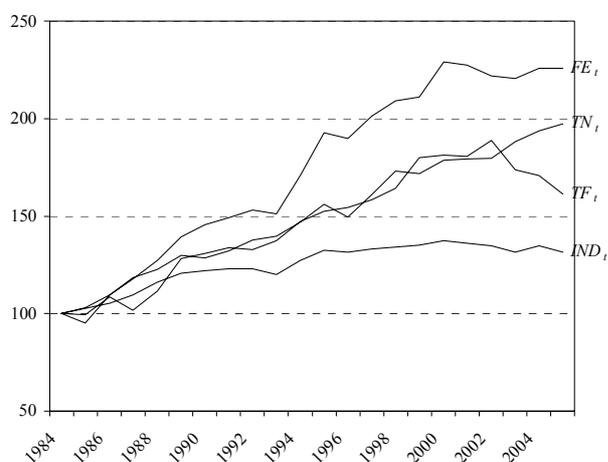
général, il est possible de montrer que dans les périodes de ralentissement de la conjoncture, les élasticités observées augmentent. Cela signifie que la demande de transport de marchandises continue à augmenter malgré le ralentissement de la conjoncture. En revanche, les élasticités observées varient relativement peu au-delà de 1,5 ou 2% de croissance.

I. 3 Le rôle des échanges internationaux

Les deux sous-parties qui précèdent ont illustré pourquoi les modèles estimés ne présentaient pas une constante négative comme attendu mais une constante positive ou nulle. La principale raison de ce phénomène est liée à l'évolution de la relation entre la demande de transport et l'activité économique ou industrielle dans les périodes de ralentissement macroéconomique. Au lieu d'amplifier à la baisse ces périodes de ralentissement, la demande de transport de marchandises continue à augmenter. LET (1997b) explique ce phénomène en le rapprochant de la déconnexion observée entre l'activité économique et le taux de croissance des échanges extérieurs des pays européens dans les années 1990. Pour illustrer ce phénomène, la Figure 17 montre que le volume des échanges extérieurs italiens (noté FE_t)¹⁵ augmente à un rythme significativement plus rapide que la VAI italienne (IND_t) ou les volumes de transport d'échange franco-italien (TF_t) ou de transit nord-européen (TN_t).

¹⁵ Les échanges extérieurs italiens correspondent à la somme des *esportazioni di beni fob* et des *importazioni di beni fob* - *Valori concatenati - anno di riferimento 2000* (ISTAT, 2006b).

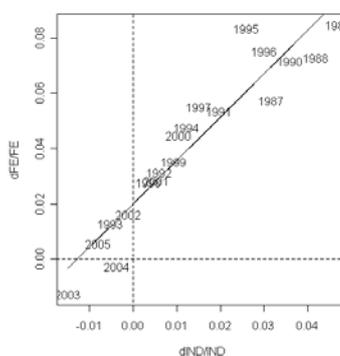
Figure 17 Evolution des séries indicées 100 en 1984



L'estimation de la relation linéaire entre le taux de croissance de moyen terme des échanges extérieurs italiens et celui de la VAI italienne (Tableau 23) souligne par ailleurs qu'il existe une relation très significative entre ces variables (coefficient de corrélation proche de 90%) et que la constante de cette estimation est significativement positive. Elle montre donc que le volume des échanges extérieurs italiens augmente à un rythme significativement plus élevé que celui de la VAI italienne.

Tableau 23 La relation de le moyen terme entre les échanges extérieurs italiens et la VAI italienne

Variable dép. : $\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	
Constante	0,0200 (0,003)***
$\frac{\Delta FE_t^*}{FE_t^*}$	1,57 (0,13)***
R ²	0,89
R ² aju.	0,89
DW	0,68
n	19



Le taux de croissance des échanges extérieurs italiens est donc supérieur au taux de croissance de la

VAI italienne. Les flux de transport transalpins étant la matérialisation des échanges commerciaux de l'Italie avec ces partenaires commerciaux privilégiés, il est alors relativement logique d'observer que la demande de transport de marchandises augmente plus rapidement que la VAI italienne.

Cette sous-section contribue donc à expliquer la valeur élevée des élasticités estimées par la déconnexion observée entre l'évolution de la croissance économique et celle du commerce extérieur. La sous-section qui suit propose de prolonger les estimations utilisant la donnée Alpinfo en les comparant à des estimations utilisant la donnée Eurostat.

II L'estimation du modèle de moyen terme à partir de la donnée Eurostat

En dépit de sa faible qualité, la donnée Eurostat offre la possibilité d'élargir les estimations réalisées à partir de la donnée Alpinfo. La donnée Eurostat présente en effet la particularité d'être désagrégée par type de produits.

La constitution d'une série temporelle reconstituant la demande de transport à travers les Alpes à partir de la donnée Eurostat est cependant une affaire délicate sur laquelle il convient de revenir. La donnée Eurostat est en effet incomplète pour quelques uns des principaux pays pour le transport à travers les Alpes. Par exemple, si la donnée est théoriquement disponible pour tous les pays membres de l'Union de 1982 à 1998, la donnée déclarée par l'Italie n'est en pratique pas disponible avant l'année 1988. De même, les variables déclarées par l'Espagne et le Portugal sont indisponibles avant l'adhésion de ces pays à la CEE en 1986.

Les trois types de demande à travers les Alpes considérés ont donc été re-constitués comme suit à partir de la donnée Eurostat :

- (i) Le transport d'échange entre la France et l'Italie est entendu comme l'ensemble des volumes

de transport de marchandises chargées en Italie à destination de la France (déclarés par la France) et des volumes de transport de marchandises en provenance de la France et déchargées en Italie (également déclarés par la France). Deux modes de transport sont considérés : le transport routier et le transport ferroviaire de marchandises. La demande de transport d'échange entre la France et l'Italie correspond alors à une série temporelle annuelle concernant la période allant de 1982 à 1998.

- (ii) Le transport de transit nord-européen est réduit à ses principaux pays, à savoir l'Allemagne, la Belgique, les Pays-Bas, le Danemark et le Royaume-Uni. Comme pour le transport d'échange bilatéral franco-italien, nous sommes réduits à considérer les volumes de transport déclarés par ces pays (et non par l'Italie) en raison des trous qui existent pour les volumes déclarés par l'Italie. Une série temporelle continue est alors obtenue pour l'ensemble de la période [1982-1998].
- (iii) Enfin, pour le transport de transit littoral, il n'est pas possible de considérer l'ensemble de la période [1982-1998] puisque l'Espagne et le Portugal ne déclarent pas de données avant leur adhésion à la CEE en 1986 et que les données déclarées par l'Italie manquent avant 1988. En se référant aux volumes de transport échangés par l'Espagne et le Portugal avec l'Italie (déclarés par les deux pays de la péninsule ibérique), il est possible de reconstituer une série temporelle complète pour la période [1986-1998].

La nomenclature des groupes de marchandises NST/Révisée retenue par Eurostat est composée de vingt-quatre groupes. La nomenclature d'Eurostat est simplifiée en douze groupes suivant la nomenclature NST.

Tableau 24 La correspondance entre nomenclatures de transport

NST, 12 groupes		NST/R (Eurostat), 24 groupes	
0	Agricoles	1	Céréales
		2	Pommes de terre, autres légumes frais ou congelés, fruits frais
		3	Animaux vivants et betterave à sucre
		4	Bois et liège
		5	Matières textiles et déchets, autres matières premières d'origine animale ou végétale
1	Agro-alimentaires	6	Denrées alimentaires et fourrages
		7	Oléagineux
2	Combustibles et minéraux solides	8	Combustibles minéraux solides
3	Pétroliers	9	Pétrole brut
		10	Produits pétroliers
4	Minerais et déchets pour la métallurgie	11	Minerais de fer, ferrailles, poussières de hauts fourneaux
		12	Minerais et déchets non ferreux
5	Sidérurgiques, métallurgiques	13	Produits métallurgiques
6	Matériaux de construction	14	Ciments, chaux, matériaux de construction manufacturés
		15	Minéraux bruts ou manufacturés
7	Engrais	16	Engrais naturels ou manufacturés
8	Chimiques	17	Produits carbochimiques, goudrons
		18	Produits chimiques, excepté produits carbochimiques et goudrons
		19	Cellulose et déchets
9A+B	Matériel agricole et de transport, machines et articles métalliques	20	Véhicules et matériel de transport, machines, moteurs, même démontés, et pièces
		21	Articles métalliques
9C	Verre, faïence et porcelaine	22	Verre, verrerie, produits céramiques
9D	Autres articles manufacturés	23	Cuirs, textiles, habillement, articles manufacturés divers
		24	Articles divers

Les estimations réalisées à partir de la donnée Alpinfo sont en premier lieu réalisées en utilisant la

donne Eurostat agrégée avant d'estimer le modèle à élasticité variable pour les différentes catégories de marchandises.

II. 1 Estimations à partir de la donne d'Eurostat agrégée

L'estimation du modèle en taux de croissance de moyen terme en utilisant la donne agrégée d'Eurostat est globalement significative (Tableau 25). Le modèle quin-quin fret de moyen terme n'est toutefois pas significatif pour le transport de transit littoral. La petite taille de la série temporelle (dix observations) contribue à expliquer la faible significativité de ce modèle

Tableau 25 Estimations Eurostat et Alpinfo du modèle en taux de croissance

	<i>p</i>		<i>f</i>		<i>n</i>	
	Eurostat	Alpinfo	Eurostat	Alpinfo	Eurostat	Alpinfo
Cst.	0,156 (0,054)**	0,073 (0,015)***	-0,009 (0,019)	0,010 (0,007)	0,021 (0,017)	0,025 (0,004)***
$\frac{\Delta IND_t}{IND_t}$ *	-0,76 (2,23)	2,77 (0,71)***	1,66 (0,72)**	1,24 (0,32)***	1,29 (0,63)*	0,66 (0,19)***
R ²	0,01	0,48	0,44	0,47	0,26	0,42
R ² adj	0,00	0,44	0,40	0,44	0,19	0,39
DW	1,18	0,67	1,82	0,62	1,99	1,19
<i>n</i>	10	19	14	19	14	19

Par rapport aux estimations Alpinfo, les estimations Eurostat présentent un coefficient de corrélation relativement similaire (cas de *f*) ou inférieur (cas de *n*). Autrement dit, les estimations Eurostat n'améliorent pas la qualité des ajustements.

Deux éléments distinguent toutefois les estimations Eurostat et Alpinfo. D'abord, la valeur de la constante n'est pas significativement différente de zéro pour les estimations Eurostat alors que, selon les estimations Alpinfo, la constante est en général significativement supérieure à zéro. Cela signifie que, contrairement à l'estimation Alpinfo, l'estimation Eurostat supporte l'hypothèse d'une

élasticité constante de la demande de transport par rapport à la VAI italienne. Ensuite, la seconde différence entre ces deux estimations concerne la valeur des coefficients estimés associés à la variable $\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$. Ces coefficients sont en effet supérieurs pour les estimations réalisées à partir de la donne Eurostat.

Plusieurs éléments peuvent expliquer les différences observées entre les estimations Eurostat et les estimations Alpinfo.

En premier lieu, il convient d'observer que les *variables expliquées ne sont pas exactement similaires*. La donne Alpinfo couvre une série temporelle plus large que la donne Eurostat. De même, la donne Eurostat est réduite aux principaux pays de transport transalpin et ne couvre donc pas l'ensemble des flux transalpins. Enfin, la donne Eurostat ne couvre pas la période [2001-2004] qui correspond à un long ralentissement de la croissance industrielle. Or, la partie qui précède a montré que l'hypothèse d'élasticité variable s'expliquait par le fait que la demande de transport continuait à augmenter en période de ralentissement de la croissance industrielle. Il est alors logique d'observer qu'en l'absence de période prolongée de ralentissement de la croissance industrielle, une élasticité constante soit estimée.

En second lieu, la *qualité de la donne* peut être mentionnée pour expliquer les différences entre les estimations. La donne Eurostat est en effet rapportée par diverses institutions statistiques, utilisant autant de méthodes d'estimation des volumes de transport. Ceci est moins le cas pour la donne Alpinfo qui ne concerne que trois pays et pour laquelle une unification des méthodes tend à se dessiner (Rathéry, 2000).

Au final, il apparaît peu pertinent d'utiliser la donne agrégée d'Eurostat pour estimer la relation entre la demande agrégée de transport de marchandises à travers les Alpes et la VAI italienne car

cette donnée pose plus de problèmes que la donnée Alpinfo. L'utilisation de la donnée Eurostat est également limitée par son ancienneté puisque les données les plus récentes datent de 1998 alors que la période couverte par la donnée Alpinfo se prolonge jusqu'à l'année 2005. La donnée Eurostat offre néanmoins la possibilité d'estimer cette relation par catégories de biens, ce que ne permet pas la donnée Alpinfo.

II. 2 Estimations à partir de la donnée d'Eurostat désagrégée

La relation entre la demande de transport de marchandises et la VAI italienne est donc estimée à partir du modèle QFMT à un niveau désagrégé. Il s'agit alors de déterminer si la demande de transport d'un type de marchandises dépend de l'activité industrielle.

Pour la demande de transport de marchandises en transit au passage de Vintimille, l'estimation des relations désagrégées montre qu'il n'existe pas de relation entre l'activité industrielle italienne et la demande désagrégée de transport de marchandises (Tableau 26). Une exception pourrait être le cas de la NST5 (métallurgie et sidérurgie). La valeur explosive des coefficients estimés incite néanmoins à interpréter cette estimation avec prudence. Quelques coefficients sont par ailleurs statistiquement significatifs pour d'autres types de marchandises mais, pour ces catégories de biens, le signe observé n'est pas le signe attendu. Ceci incite donc à ne pas prendre en compte le résultat de ces estimations (*e. g.* NST0, biens agricoles). La non-significativité des relations désagrégées n'est d'ailleurs pas surprenante compte tenu de la faible taille de l'échantillon (une dizaine d'observations) et de la non-significativité du modèle agrégé lui-même.

Tableau 26 Estimation du modèle QFMT désagrégé : série p

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	n
NST0 (Produits agricoles)	0,403 (0,098) ^{***}	-14,45 (4,06) ^{***}	0,61	1,51	10
NST1 (Agro-alimentaire)	0,242 (0,069)	-5,01 (2,76)	0,29	1,11	10
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	0,078 (0,37)	-16,41 (14,87)	0,20	2,38	7
NST3 (Pétroliers)	0,23 (0,25)	5,70 (10,11)	0,04	2,46	10
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	1,14 (0,64)	-24,04 (26,38)	0,09	1,78	10
NST5 (Sidérurgiques, métallurgiques)	-0,013 (0,055)	10,72 (2,26) ^{***}	0,74	1,64	10
NST6 (Matériaux de construction)	0,304 (0,260)	-3,60 (10,74)	0,01	1,25	10
NST7 (Engrais)	-0,225 (0,325)	4,45 (13,52)	0,02	2,23	9
NST8 (Chimiques)	0,260 (0,088) ^{**}	-6,83 (3,64)	0,31	1,29	10
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	0,109 (0,110)	1,43 (4,53)	0,01	1,66	10
NST9c (Verre, faïence et porcelaine)	0,239 (0,130)	-6,37 (5,35)	0,15	1,59	10
NST9d (Autres articles manufacturés)	0,071 (0,097)	5,92 (3,99)	0,21	2,48	10

Pour la demande de transport de marchandises d'échange bilatéral entre la France et l'Italie, quatre relations s'avèrent statistiquement significatives (Tableau 27). Il s'agit des catégories NST2 (combustibles et minéraux solides), NST5 (métallurgie et sidérurgie), NST6 (matériaux de construction) et NST9a+b (matériel de transport, machines et articles métalliques). La relation estimée pour la NST9d (autres articles manufacturés) est également près d'être significative. Il est notable d'observer que deux de ces estimations présentent une constante significativement négative (ou presque, pour la catégorie NST9a+b). Ceci signifie qu'il est alors possible de retrouver

l'hypothèse d'une élasticité de la demande augmentant avec le taux de croissance industrielle.

Tableau 27 Estimation du modèle QFMT désagrégé : série *f*

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	<i>n</i>
NST0 (Produits agricoles)	-0,034 (0,034)	2,00 (1,27)	0,17	1,49	14
NST1 (Agro-alimentaire)	-0,000 (0,027)	1,31 (1,00)	0,35	1,64	14
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	-0,107 (0,029)***	4,76 (1,11)***	0,60	2,17	14
NST3 (Pétroliers)	0,057 (0,080)	1,15 (3,01)	0,01	1,01	14
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	-0,106 (0,042)***	1,86 (2,59)	0,10	1,32	14
NST5 (Sidérurgiques, métallurgiques)	-0,038 (0,026)	2,35 (0,98)**	0,32	0,58	14
NST6 (Matériaux de construction)	-0,004 (0,020)	1,65 (0,75)**	0,29	1,55	14
NST7 (Engrais)	0,064 (0,091)	-2,80 (3,43)	0,05	1,72	14
NST8 (Chimiques)	0,038 (0,019)*	0,62 (0,71)	0,06	2,32	14
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	-0,050 (0,032)	3,98 (1,21)***	0,47	0,94	14
NST9c (Verre, faïence et porcelaine)	0,043 (0,047)	-0,14 (1,78)	0,00	1,68	14
NST9d (Autres articles manufacturés)	0,034 (0,026)	1,96 (0,99)*	0,25	0,64	14

Enfin, pour la demande de transport de transit nord-européen, la relation désagrégée est significative pour les mêmes catégories de marchandises (Tableau 28). Cette relation est également significative pour les catégories NST3 (produits pétroliers) et NST8 (chimie). La significativité des estimations est toutefois généralement plus faible que pour le transport d'échange franco-italien et la valeur des constantes estimées n'est pas significativement différente de zéro. Il n'est donc plus possible d'écarter l'hypothèse d'une élasticité constante.

Tableau 28 Estimation du modèle QFMT désagrégé : série *n*

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	<i>n</i>
NST0 (Produits agricoles)	0,020 (0,019)	0,01 (0,71)	0,00	1,92	14
NST1 (Agro-alimentaire)	0,027 (0,018)	-0,43 (0,69)	0,03	1,26	14
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	-0,119 (0,094)	6,98 (3,56)*	0,24	0,86	14
NST3 (Pétroliers)	-0,108 (0,075)	5,59 (2,82)*	0,25	0,71	14
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	-0,029 (0,19)	1,38 (0,70)	0,04	0,62	14
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	-0,005 (0,019)	1,38 (0,70)*	0,24	0,67	14
NST6 (Matériaux de construction)	-0,027 (0,029)	2,15 (1,11)*	0,24	1,09	14
NST7 (Engrais)	0,117 (0,060)*	-3,37 (2,26)	0,16	0,65	14
NST8 (Chimie)	-0,005 (0,022)	1,56 (0,82)*	0,23	0,88	14
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	-0,012 (0,015)	2,55 (0,57)***	0,62	2,81	14
NST9c (Verre, faïence et porcelaine)	0,017 (0,059)	1,80 (2,22)	0,05	1,41	14
NST9d (Autres articles manufacturés)	0,042 (0,027)	1,73 (1,01)	0,26	1,99	14

Les résultats de ces estimations sont synthétisés dans le Tableau 30. Dans ce tableau, ces estimations sont comparées à celles de Gabella-Latreille (1997) réalisées pour le transport national de marchandises en France.

Tableau 29 Les relations de moyen terme estimées par catégorie de produits

	p	f	n	Gabella-Latreille
NST0 (Produits agricoles)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST1 (Agro-alimentaire)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	n. s.	$-0,11+4,76 \cdot x$	$6,98 \cdot x$	n. s.
NST3 (Pétroliers)	n. s.	n. s.	$5,59 \cdot x$	$-0,06+2,72 \cdot x$
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	$-0,013+10,7 \cdot x$	2,35	$1,38 \cdot x$	$-0,07+2,43 \cdot x$
NST6 (Matériaux de construction)	n. s.	$1,65 \cdot x$	$2,15 \cdot x$	$-0,04+1,43 \cdot x$
NST7 (Engrais)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST8 (Chimie)	n. s.	n. s.	$1,56 \cdot x$	$-0,04+2,51 \cdot x$
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	n. s.	$3,98 \cdot x$	$2,55 \cdot x$	$-0,07+3,7 \cdot x$ (a) $-0,07+3,6 \cdot x$ (b)
NST9c (Verre, faïence et porcelaine)	n. s.	n. s.	n. s.	
NST9d (Autres articles manufacturés)	n. s.	$1,96 \cdot x$	n. s.	$-0,03+1,57 \cdot x$
Ensemble	n. s. (E) $0,07+2,77 \cdot x$ (A)	$1,66 \cdot x$ (E) $1,24 \cdot x$ (A)	$1,29 \cdot x$ (E) $0,02+0,66 \cdot x$ (A)	$-0,04+1,55 \cdot x$

Note : n. s. signifie que les élasticités estimées sont non significatives

Ces estimations montrent trois éléments. D'abord, les *relations désagrégées ne sont pas significatives pour la demande de transit littoral*. La petite taille des échantillons (un dizaine d'observations) pour ce type de demande de transport contribue à expliquer la non-significativité des relations économétriques estimées. Ensuite, pour *la demande de transit nord-européen ou l'échange bilatéral franco-italien, les relations désagrégées ne sont pas significatives pour toutes les catégories de biens*. Ces estimations montrent qu'il n'existe pas de relation significative entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle italienne pour les catégories NST0

(produits agricoles), NST1 (agro-alimentaire), NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie), NST7 (engrais) ou NST9c (industrie du verre). Il est alors notable d'observer que la demande de transport de ces produits est également décorrélée de l'activité industrielle pour le transport national de marchandises selon la thèse de Gabella-Latreille. Enfin, les coefficients estimés associés à la variable $\frac{\Delta IND_i^*}{IND_i^*}$ pour le transport d'échange bilatéral franco-italien ne sont en général pas significativement différents des coefficients estimés par Gabella-Latreille pour le transport national. Les estimations Eurostat se distinguent toutefois des estimations de Gabella-Latreille car elles ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de constante nulle (ou l'hypothèse d'élasticité constante).

Les estimations précédentes s'intéressent à la relation entre le taux de croissance de la demande de transport de marchandises par catégorie de produits et celui de la VAI italienne totale. Une approche alternative consiste à estimer la relation entre le taux de croissance de la demande de transport d'un groupe de marchandises et celui de la VA de cette branche. Autrement dit, il s'agit alors d'estimer la relation entre la demande de transport d'un type de bien et l'activité de la branche correspondante et non plus celle de l'industrie en général.

Le passage d'une variable explicative agrégée (la VAI italienne) à une variable explicative sectorielle (la VAB de la branche) présuppose cependant d'établir une correspondance entre les nomenclatures des statistiques de transport et celles des statistiques macroéconomiques car ces nomenclatures ne se recoupent pas de façon évidente. Le Tableau 30 propose une correspondance entre la nomenclature de transport et celle de la production industrielle. Cette correspondance est inspirée par Gabella-Latreille (1997).

Tableau 30 Une correspondance entre les nomenclatures transport et macroéconomiques

NST, 12 groupes		NACE, 37 groupes	
0	Agricoles	A	Agriculture, chasse, sylviculture
		B	Pêche, aquaculture
1	Agro-alimentaires	DA	Industries agricoles et alimentaires
2	Combustibles et minéraux solides	DF	Cokéfaction, raffinage, industries nucléaires
3	Pétroliers	CA	Extraction de produits énergétiques
4	Minerais et déchets pour la métallurgie	CB	Extraction de produits non énergétiques
5	Sidérurgiques, métallurgiques	DJ	Métallurgie et travail des métaux
6	Matériaux de construction	DI	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques
8	Chimiques	DG	Industrie chimique
		DH	Industrie du caoutchouc et des plastiques
9A+B	Matériel agricole et de transport, machines et articles métalliques	DK	Fabrication de machines et équipements
		DL	Fabrication d'équipements électriques et électroniques
		DM	Fabrication de matériel de transport
9C+D	Autres articles manufacturés	DN	Autres industries manufacturières

Sur la base de cette correspondance de nouvelles estimations sont réalisées en utilisant comme variable explicative le taux de croissance de la valeur ajoutée brute (VAB) de la branche. La VAB de la branche utilisée pour ces estimations est issue des *Comptes nationaux, données annuelles - Ventilations (principales composantes, par branche d'activité, par produit d'investissement, par fonction de consommation)* d'Eurostat (2006). La donnée est prise en valeur constante (prix de base 1995).

Comme pour les estimations qui précèdent, le nouveau modèle n'est pas significatif pour la demande de transport de marchandises en transit au passage de Vintimille (Tableau 31). Ce modèle n'est ainsi significatif que pour la catégorie NST5 (métallurgie, sidérurgie), comme cela était d'ailleurs le cas pour les estimations utilisant une variable explicative agrégée.

Tableau 31 Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série *p*

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	<i>n</i>
NST0 (Produits agricoles)	-0,022 (0,069)	15,7 (3,99)***	0,66	0,82	10
NST1 (Agro-alimentaire)	0,22 (0,06)***	-3,23 (1,73)*	0,30	1,47	10
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	-0,22 (0,28)	-5,85 (9,92)	0,07	2,50	7
NST3 (Pétroliers)	0,387 (0,207)*	-1,96 (5,41)	0,02	2,34	10
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	0,963 (0,375)**	-17,3 (9,04)	0,31	1,94	10
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	-0,027 (0,504)	8,78 (1,61)***	0,79	2,41	10
NST6 (Matériaux de construction)	0,268 (0,190)	-1,77 (5,42)	0,01	1,21	10
NST8 (Chimie)	0,31 (0,76)	-7,91 (2,72)**	0,51	1,33	10
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	0,122 (0,065)	1,99 (1,85)	0,33	1,88	10
NST9c+d (Autres articles manufacturés)	0,101 (0,073)	2,82 (2,14)	0,16	2,06	10

Pour la demande de transport de marchandises entre la France et l'Italie, la relation entre la demande de transport désagrégée par catégorie de produits et la VAB de la branche correspondante est significative pour seulement quelques catégories de biens (Tableau 32). Pour ces catégories de biens, la relation entre la demande de transport et la VA était déjà significative en prenant comme variable explicative la VAI agrégée. Cette relation ne l'est toutefois plus pour la catégorie NST2 (combustibles et minerais solides). Cela suggère une mauvaise correspondance entre les nomenclatures NACE et NST pour cette catégorie de biens. Enfin, il ressort également de ces estimations que la valeur de la constante est significativement négative pour une catégorie de biens (NST5, métallurgie, sidérurgie). Pour les autres estimations, la valeur de la constante n'étant pas significativement différente de zéro, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'une élasticité

constante de la demande de transport par rapport à la VAB de la branche.

Tableau 32 Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série *f*

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	<i>n</i>
NST0 (Produits agricoles)	0,023 (0,020)	-1,88 (1,29)	0,15	1,69	14
NST1 (Agro-alimentaire)	0,014 (0,022)	0,62 (0,65)	0,07	1,54	14
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	-0,013 (0,031)	-0,45 (0,68)	0,04	1,26	14
NST3 (Pétroliers)	0,118 (0,060)*	-0,85 (1,01)	0,06	0,83	14
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	-0,058 (0,028)*	-0,30 (0,65)	0,02	1,38	14
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	-0,046 (0,018)**	2,64 (0,64)***	0,59	0,89	14
NST6 (Matériaux de construction)	0,010 (0,013)	0,97 (0,34)**	0,40	1,72	14
NST8 (Chimie)	0,028 (0,017)	0,71 (0,42)	0,19	2,56	14
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	0,011 (0,018)	1,93 (0,50)***	0,55	1,22	14
NST9c+d (Autres articles manufacturés)	0,067 (0,19)***	0,40 (0,70)	0,48	0,54	14

Pour la demande de transport de marchandises de transit nord-européen (Tableau 33), les mêmes remarques peuvent être formulées. Les relations sont significatives pour les mêmes catégories NST. La valeur du coefficient associé à la constante n'est pas significativement différente de zéro. De plus, le passage d'une variable explicative agrégée (la VAI italienne totale) à une variable explicative sectorielle (la VAB de la branche) n'améliore pas la qualité globale des estimations.

Tableau 33 Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série n

	Cst.	$\frac{\Delta IND_t^*}{IND_t^*}$	R ²	DW	n
NST0 (Produits agricoles)	0,014 (0,010)	0,90 (0,66)	0,13	1,49	14
NST1 (Agro-alimentaire)	0,001 (0,013)	0,66 (0,39)	0,119	1,49	14
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	-0,085 (0,042)*	-4,53 (0,91)***	0,67	1,71	14
NST3 (Pétroliers)	-0,045 (0,061)	1,47 (1,03)	0,14	0,90	14
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	-0,016 (0,025)	0,35 (0,57)	0,03	0,60	14
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	0,011 (0,018)	0,67 (0,64)	0,08	0,47	14
NST6 (Matériaux de construction)	0,008 (0,016)	1,59 (0,42)***	0,54	1,57	14
NST8 (Chimie)	-0,028 (0,13)***	1,75 (0,32)***	0,71	2,27	14
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	0,030 (0,11)**	0,99 (0,31)***	0,46	1,65	14
NST9c+d (Autres articles manufacturés)	0,062 (0,018)***	1,10 (0,66)	0,19	1,79	14

Les résultats des estimations du modèle de moyen terme à partir de la donnée Eurostat désagrégée et en utilisant la VAB de la branche comme variable explicative sont synthétisés dans le Tableau 34. Ces estimations sont par ailleurs comparées aux résultats des estimations équivalentes réalisées par Gabella-Latreille (1997) pour le transport national en France.

Tableau 34 Les relations de moyen terme estimées par catégorie de produits, en utilisant une variable explicative désagrégée

	<i>p</i>	<i>f</i>	<i>n</i>	Gabella-Latreille
NST0 (Produits agricoles)	n. s.	n. s.	n. s.	0,88·x
NST1 (Agro-alimentaire)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST2 (Combustibles et minéraux solides)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST3 (Pétroliers)	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie)	n. s.	n. s.	n. s.	-0,04+0,59·x
NST5 (Sidérurgie, métallurgie)	8,78·x	-0,06+2,64·x	n. s.	
NST6 (Matériaux de construction)	n. s.	0,97·x	1,59·x	-0,01+x
NST8 (Chimie)	n. s.	n. s.	1,75·x	-0,04+1,90·x
NST9a+b (Machines et articles métalliques)	n. s.	1,93·x	0,99·x	1,33·x (a) -0,02+0,82·x (b)
NST9c+d (Autres articles manufacturés)	n. s.	n. s.	n. s.	1,54·x

Ce tableau permet de formuler les conclusions suivantes. D'abord, le modèle de moyen terme désagrégé utilisant une variable explicative désagrégée n'est pas plus significatif pour la demande de transit à Vintimille que le modèle utilisant une variable explicative agrégée. Pour les deux autres types de demande de transport transalpin, ensuite, les modèles désagrégés ne sont significatifs que pour quelques catégories de produits. Ces catégories sont des catégories pour lesquelles la relation quin-quin est également significative pour le transport national comme le montre la comparaison avec les résultats des travaux de Céline Gabella-Latreille.

D'autre part, l'utilisation d'une variable explicative désagrégée (la VAB de la branche) plutôt qu'une variable explicative agrégée (la VAI italienne) n'améliore par la significativité de la relation désagrégée.

Enfin, les élasticités estimées en utilisant une variable explicative désagrégée sont significativement inférieures aux élasticités estimées en utilisant une variable explicative agrégée. Ceci signifie que les élasticités de la demande par rapport à la VAB de la branche sont inférieures aux élasticités de la demande par rapport à la VAI agrégée.

Au total, l'estimation de la relation linéaire de moyen terme en taux de croissance croissance en utilisant la donnée Eurostat désagrégée offre des éléments complémentaires à l'estimation de cette relation à partir d'une donnée agrégée. D'abord, ces estimations montrent qu'*il existe une relation statistique entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle italienne pour seulement quelques catégories de marchandises*. Celles-ci correspondent aux catégories NST2 (combustibles et minéraux solides), NST3 (produits pétroliers), NST5 (sidérurgie, métallurgie), NST6 (matériaux de construction), NST8 (chimie), NST9a+b (matériel agricole et de transport, machines et articles métalliques) et NST9d (autres articles manufacturés). En revanche, cette relation n'est pas significative pour les catégories NST0 (produits agricoles), NST1 (agro-alimentaire), NST4 (Minerais et déchets pour la métallurgie), NST7 (engrais) ou NST9c (industrie du verre). Ces secteurs correspondent à des activités en déclin ou liées au secteur agricole. Ensuite, par rapport aux estimations Eurostat ou Alpinfo agrégées, les estimations désagrégées révèlent une relation linéaire entre la demande de transport et la production industrielle où la *constante est parfois significativement négative*. Ceci signifie qu'il est alors possible de retrouver une élasticité de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle qui décroît avec le taux de croissance de la VAI italienne. La valeur de la constante est toutefois, le plus souvent, non significativement différente de zéro. Cela signifie qu'en général, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'une élasticité constante.

Conclusion du chapitre

Ce chapitre a estimé un modèle à élasticité à élasticité variable. Dans une première section, l'estimation du modèle à partir de la donnée Alpinfo amène à formuler les conclusions suivantes :

- (i) Le modèle à élasticité variable n'est pas significatif pour des variables prises en taux de croissance annuel.
- (ii) Ce modèle l'est en revanche pour des variables lissées par la méthode de la moyenne mobile. Ceci signifie donc que la relation entre la demande de transport de marchandises et la VAI italienne est une *relation de moyen terme*, et non une relation de court terme.
- (iii) Le lissage des séries temporelles introduit néanmoins un biais d'auto-corrélation des erreurs qui vient nuancer la qualité des estimations.
- (iv) Enfin, ces estimations révèlent des constantes nulles (en prenant le PIB comme variable explicative) ou significativement positives (avec la VAI) alors qu'une constante négative est *a priori* attendue.

La seconde section du chapitre revient sur ces surprenantes estimations. Cette section met alors en évidence les éléments qui suivent :

- (i) L'étude graphique des élasticités observées montre que l'estimation d'une constante positive signifie que la demande de transport de marchandises augmente, même en période de ralentissement de l'activité industrielle italienne (par exemple, durant la période [2001-2005]). La croissance des échanges extérieurs italiens significativement supérieure à celle de

la VAI italienne depuis deux décennies contribue à expliquer les taux de croissance élevés de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes en dépit d'une conjoncture économique italienne parfois maussade. Ce constat vient alors rappeler que le caractère chimérique de l'hypothèse *ceteris paribus* lorsqu'il s'agit d'estimer une élasticité.

- (ii) Ensuite, l'estimation de la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle italienne à un niveau désagrégé montre que cette relation n'est statistiquement significative que pour un nombre réduit de marchandises. En particulier, cette relation n'est pas significative pour les industries en déclin et les activités liées au secteur agricole.
- (iii) Enfin, ce chapitre montre que, lorsqu'elles sont significatives, les relations désagrégées présentent parfois une constante négative. On retrouve alors la relation à élasticité variable attendue.

L'estimation du modèle en taux de croissance de moyen terme montre donc qu'il existe une relation significative entre le transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle ou économique italienne. L'estimation du modèle en taux de croissance présente toutefois un biais en raison de l'auto-corrélation des erreurs générée par le lissage des taux de croissance.

Cela invite à prolonger l'étude économétrique de la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle en introduisant des techniques économétriques issues des développements de l'économétrie des séries temporelles. *L'application des techniques économétriques issues de la co-intégration* permet alors d'introduire une plus grande rigueur économétrique dans l'estimation de cette relation. Le chapitre qui suit montre que ces techniques offrent un cadre cohérent pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité économique.

Chapitre 4 L'application des techniques de la co-intégration ou l'estimation d'un modèle à correction d'erreur

Le premier chapitre de ce travail a souligné que l'application des techniques de la co-intégration est un important facteur de renouvellement pour la modélisation de la demande de transport de marchandises à long terme. D'autre part, le chapitre 3 montre que l'estimation d'un modèle à élasticité variable n'est pas pleinement satisfaisante en raison d'un biais d'auto-corrélation temporelle des erreurs. Cet élément justifie l'application des techniques économétriques issues de la co-intégration pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle.

L'économétrie des séries temporelles a connu d'importants développements depuis les années 1960 et 1970 (Bresson et Pirotte, 1995). L'essor de l'analyse économétrique des séries temporelles a en premier lieu consisté au développement des processus autorégressifs popularisés par George Box et Gwilym Jenkins. Ces modèles reposent sur l'idée selon laquelle il existe des méthodes simples permettant de rendre stationnaires des séries temporelles qui ne le sont pas.

Dans les années 1980, ces modèles seront partiellement remis en cause par des travaux montrant que l'hypothèse de stationnarité des séries temporelles est, en pratique, fréquemment violée. Cette observation popularise de nouvelles procédures d'estimation faisant intervenir les notions de co-intégration ou de modélisation à correction d'erreur. Ces modèles ont connu de nombreuses applications dans différentes sous-disciplines de l'économie appliquée. En macroéconomie, ces techniques sont par exemple utilisées pour estimer les déterminants de la consommation des ménages. En finance, elles le sont pour expliquer l'évolution du prix des actifs. En économie internationale, ces modèles sont appliqués à l'évolution des taux de change. Bien d'autres applications pourraient encore être évoquées. Le développement de ces modèles représente donc une des principales avancées de l'analyse économétrique ces deux dernières décennies. Ils ont d'ailleurs été récompensés lors de l'attribution en 2003 du prix de la Banque de Suède en sciences économiques en mémoire d'Alfred Nobel à deux de ses principaux auteurs, Robert F. Engle et Clive W. J. Granger.

Le présent chapitre propose d'estimer la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne en utilisant ces techniques économétriques. Deux sections composent ce chapitre. La première section montre que ces techniques offrent un cadre cohérent pour estimer la relation entre la demande agrégée de transport de marchandises et l'activité industrielle en utilisant la donnée Alpinfo. La seconde section estime un modèle à correction d'erreur au niveau désagrégé (par catégorie de produits) en utilisant la donnée Eurostat.

Section 1 L'estimation d'un modèle à correction d'erreur

La présente section propose d'appliquer les modèles de la co-intégration à la relation entre la demande agrégée de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Dans la première sous-section, divers tests économétriques soulignent la non-stationnarité des séries temporelles considérées. La seconde sous-partie estime un modèle à correction d'erreur en suivant la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987). Enfin, la troisième sous-section s'interroge sur la stabilité des relations estimées.

I La stationnarité des séries temporelles

A la fin des années 1970 et au début des années 1980, l'économétrie des séries temporelles a montré que l'estimation de modèles économétriques standards à partir de séries temporelles peut donner lieu à des régressions fallacieuses (*spurious regressions*) pour reprendre l'expression de Granger et Newbold (1974). Les séries temporelles présentent en effet un risque important de non-stationnarité ou, autrement dit, leur espérance mathématique ou leur variance peuvent varier au cours du temps (Bresson et Pirotte, 1995).

La présente partie s'interroge pour savoir si la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et la valeur ajoutée industrielle italienne sont des séries temporelles stationnaires ou non. Il existe différents tests permettant de détecter la non-stationnarité de séries temporelles. Le test de Dickey et Fuller augmenté et le test de Phillips-Perron sont deux tests couramment utilisés dans la littérature. Ils sont successivement réalisés dans ce qui suit.

I. 1 Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Dickey et Fuller (1979) proposent un test détectant la non-stationnarité d'une série temporelle. En considérant une série temporelles notée y_t , le test de Dickey et Fuller (DF) est un test de racine unitaire qui estime l'hypothèse nulle de racine unitaire (ou de non-stationnarité). Le test DF estime trois modèles. Le premier modèle est une modèle sans constante ni dérive temporelle ou

$$y_t = \rho_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Le second modèle est un modèle avec constante et sans dérive temporelle :

$$y_t = \rho_2 \cdot y_{t-1} + \beta_2 + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Enfin, le troisième modèle estimé est un modèle avec constante et dérive temporelle :

$$y_t = \rho_3 \cdot y_{t-1} + \beta_3 + \mu \cdot t + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Les équations (4.1) à (4.3) peuvent également s'écrire :

$$y_t = \rho_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta y_t = (\rho_1 - 1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t = \phi_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$\Delta y_t = \phi_2 \cdot y_{t-1} + \mu_1 + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\Delta y_t = \phi_3 \cdot y_{t-1} + \mu_2 + \beta \cdot t + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Le test DF standard est un test stationnarité qui ne concerne que les processus autorégressifs d'ordre un ou processus AR(1). Le test de Dickey-Fuller a donc été prolongé par le test de Dickey et Fuller augmenté (ou test ADF) afin de détecter la présence d'une racine unitaire pour les processus de type AR(p).

Le test ADF consiste alors à estimer les modèles qui précèdent en introduisant des variables retardées. Par exemple, le modèle sans constante ni dérive temporelle est le modèle suivant :

$$\Delta y_t = \phi \cdot y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \beta_j \cdot \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

L'hypothèse nulle du test ADF est l'hypothèse de racine unitaire (ou de non-stationnarité) de la variable y_t soit l'hypothèse $H_0 : \phi = 0$.

Le test ADF consiste à comparer la valeur estimée du t de Student associé au paramètre ϕ aux valeurs tabulées de cette statistique. Les valeurs tabulées pour ce test diffèrent cependant des valeurs tabulées du test de Student. Les valeurs critiques de cette statistique, notée ADF dans ce qui suit, sont données par MacKinnon (1996). L'hypothèse nulle H_0 de non stationnarité de la série temporelle est rejetée au seuil de 5% lorsque la valeur observée du t de Student est inférieure à la valeur critique tabulée par MacKinnon (1996) ou $t_{obs} < ADF_{.05}$.

Le nombre de retards considéré pour le test ADF est déterminé par le *critère d'information d'Akaike* (AIC). Ce critère est défini par :

$$AIC = -2 \cdot \text{Log}(l/T) + 2(k/T) \quad (4.8)$$

où l est la valeur du logarithme de vraisemblance de la fonction, k est le nombre de paramètres de cette dernière et T le nombre d'observations. Le nombre de retards retenu est celui qui minimise la valeur du critère AIC.

Le Tableau 35 reproduit les résultats du test ADF réalisé pour l'équation sans constante et sans tendance (modèle [1]) correspondant à l'équation (4.7). Ce tableau révèle que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée au seuil de 5%. Cela signifie également que ces variables ne sont

pas stationnaires.

Tableau 35 Test ADF pour le modèle sans constante ni tendance

Séries	Retards	t_{obs}	P	$ADF_{.05}$	$ADF_{.01}$
p_t	0	4,78	0,99	-1,96	-2,69
f_t	0	1,88	0,98	-1,96	-2,69
n_t	0	3,44	0,99	-1,96	-2,69
i_t	0	2,38	0,99	-1,96	-2,69

Note : Les variables p_t , f_t et n_t représentent respectivement le logarithme de la demande de transport de marchandises (en tonnes) en transit au passage de Vintimille, en échange bilatéral entre la France et l'Italie et de transit nord-européen (Alpinfo, 2006). La variable i_t est la valeur ajoutée de l'industrie et de l'agriculture italiennes (secteur de la construction exclu) en euros constants (ISTAT, 2006). Il s'agit de données annuelles pour la période [1984-2005].

Pour le modèle avec constante et sans tendance (modèle [2]), le test ADF correspond à l'équation :

$$\Delta y_t = \mu_1 + \phi \cdot y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \beta_j \cdot \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

Les résultats de ce test figurent dans le tableau qui suit. La valeur de la statistique ADF montre que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée au seuil de 5% que pour les séries temporelles n_t et i_t . Cela signifie donc que les deux autres séries ne sont pas stationnaires selon le modèle avec constante et sans tendance.

Tableau 36 Test ADF pour le modèle avec constante et sans tendance

Séries	Retards	t_{obs}	P	$ADF_{.05}$	$ADF_{.01}$
p_t	0	-2,01	0,28	-3,02	-3,81
f_t	0	-1,78	0,38	-3,02	-3,81
n_t	1	-2,89	0,05**	-3,02	-3,81
i_t	0	-3,17	0,04**	-3,02	-3,81

Note : Les signes *, ** et *** signifient la valeur du coefficient estimé est significativement différente de zéro aux seuils respectifs de 90%, 95% et 99%.

Pour les variables p_t et f_t , l'hypothèse de non-stationnarité des séries temporelles ne peut être rejetée pour le modèle avec constante comme pour le modèle sans constante. Afin de déterminer

s'il convient de retenir l'hypothèse d'une racine unitaire *avec* constante ou l'hypothèse d'une racine unitaire *sans* constante, Dickey et Fuller (1981) proposent de regarder la valeur du t de Student associé à la constante (μ_1) afin de tester l'hypothèse-nulle de constante non significativement différente de zéro ou $H_0 : \mu_1 = 0$. Les valeurs critiques de ce test diffèrent également des valeurs standards du test de Student. Elles sont tabulées par Dickey et Fuller (1981).

Ce test permet de tester la significativité de l'hypothèse d'intégration de la série temporelle avec une constante. Le Tableau 37 montre que l'hypothèse H_0 de nullité de la constante ne peut être rejetée au seuil de 5% pour les variables p et f . L'hypothèse nulle de racine unitaire avec constante est alors rejetée car la valeur du coefficient associé à la constante n'est pas significativement différente de zéro. Il convient dès lors de préférer l'hypothèse d'une intégration sans constante des variables p et f .

Tableau 37 Valeurs des t associées à la constante

Séries	t_{obs}	$t_{.10}$	$t_{.05}$
p_t	2,22*	2,20	2,61
f_t	1,80	2,20	2,61

Le test ADF est ensuite réalisé pour le *modèle avec constante et tendance* (modèle [3]) Ce modèle correspond à l'équation :

$$\Delta y_t = \mu_2 + \beta \left(t - p - \frac{(T - p + 1)}{2} \right) + \phi \cdot y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \beta_j \cdot \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

Les résultats de ce test figurent dans le tableau qui suit. Il ressort de celui-ci que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée pour le modèle avec constante et dérive temporelle.

Tableau 38 Test ADF pour le modèle avec constante et tendance

Séries	Retard	t_{obs}	P	$ADF_{.05}$	$ADF_{.01}$
p_t	0	-1,93	0,60	-3.69	-4.57
f_t	0	-0,36	0,98	-3.69	-4.57
n_t	0	-2,60	0,28	-3.69	-4.57
i_t	0	-1,01	0,92	-3.69	-4.57

Il convient alors de déterminer lequel du modèle sans constante ni dérive temporelle ou du modèle avec constante et dérive temporelle est le modèle le plus significatif. Ceci revient à déterminer si les valeurs estimées des coefficients associés à la constante et à la tendance sont significativement différentes de zéro ou non. Dickey et Fuller (1981) ont tabulé des valeurs critiques du t associés aux paramètres μ_2 (la constante) et β (la tendance) afin de tester les hypothèses de nullité de ces paramètres ou $H_0 : \mu_2 = 0$ et $H_0 : \beta = 0$.

Le tableau qui suit montre que les valeurs de la constante et de la tendance ne sont pas significativement différentes de zéro au seuil de 5% selon les valeurs critiques du t de Student tabulées par Dickey et Fuller (1981). Il est alors possible de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité selon le modèle avec constante et dérive temporelle. Les séries temporelles étudiées présentent donc une racine unitaire de premier ordre selon le modèle sans constante ni tendance.

Tableau 39 Valeurs des t associées à la constante et à la tendance

Séries	μ_2			β		
	t_{obs}	$t_{.10}$	$t_{.05}$	t_{obs}	$t_{.10}$	$t_{.05}$
p_t	2,02	2,77	3,20	1,45	2,39	2,85
f_t	0,38	2,77	3,20	-0,11	2,39	2,85
n_t	2,61	2,77	3,20	2,38	2,39	2,85
i_t	1,02	2,77	3,20	-0,31	2,39	2,85

Le test ADF est réalisé pour les *séries temporelles prises en différence première* afin d'étudier l'hypothèse d'intégration de second ordre. Le Tableau 40 montre que l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les séries prises en différence première peut être rejetée au minimum au seuil de 10%.

Tableau 40 Test ADF pour le modèle [1], séries prises en différence première

Séries	Retard	ADF_{obs}	$ADF_{.05}$	$ADF_{.10}$
Δp_t	0	-2,32***	-1,95	-1,60
Δf_t	0	-3,56***	-1,95	-1,60
Δn_t	2	-1,68*	-1,95	-1,60
Δi_t	0	-2,81***	-1,95	-1,60

Le test de Dickey et Fuller montre également que l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries temporelles prises en différence première peut également être rejetée au seuil de 10% pour le modèle avec constante et sans dérive temporelle (Tableau 41).

Tableau 41 Test ADF pour le modèle avec constante et sans tendance, variables prises en différence première

Séries	Retard	ADF_{obs}	$ADF_{.05}$	$ADF_{.10}$
Δp_t	0	-4,10***	-3,00	-2,63
Δf_t	0	-4,05***	-3,00	-2,63
Δn_t	1	-4,36***	-3,00	-2,63
Δi_t	0	-3,11**	-3,00	-2,63

Il en est de même pour le modèle avec constante et dérive temporelle (Tableau 42). Le test ADF réalisé sur les séries temporelles prises en différence première montre donc que ces séries sont stationnaires. Autrement dit, les séries temporelles étudiées ne présentent pas une racine unitaire de second ordre.

Tableau 42 Test ADF pour le modèle avec constante et tendance, variables prises en différence première

Séries	Retard	ADF_{obs}	$ADF_{.05}$	$ADF_{.10}$
Δp_t	0	-4,68***	-3,60	-3,24
Δf_t	0	-4,97***	-3,60	-3,24
Δn_t	1	-4,80***	-3,60	-3,24
Δi_t	0	-3,88**	-3,60	-3,24

Il ressort d'abord de ces tests que les séries temporelles étudiées prises en logarithme ne sont pas stationnaires selon le modèle sans constante ni dérive temporelle du test ADF. Pour les séries

temporelles prises en logarithme, l'hypothèse d'une intégration de premier ordre présentant une constante ou une dérive nulle est en revanche rejetée. Cela amène alors à considérer l'hypothèse d'une intégration sans constante ni dérive temporelles. Enfin, les séries temporelles prises en différence première sont en revanche stationnaires selon le test ADF avec ou sans constante et dérive temporelle. Il ressort donc de cette première sous-partie que les *séries temporelles considérées sont, selon le test ADF, des séries intégrées de premier ordre ou des séries I(1)*.

I. 2 Le test de Phillips-Perron (PP)

Phillips et Perron (1987, 1988) et Phillips (1987) proposent un autre test pour détecter la non-stationnarité d'une série temporelle. Ce test est une adaptation non paramétrique du test de Dickey et Fuller. L'hypothèse nulle du test est, comme pour le test DF, la présence d'une racine unitaire. La présentation détaillée de ce test se retrouve dans la plupart des manuels consacrés à l'économétrie des séries temporelles (Bresson et Pirotte, 1995).

Pour le modèle sans constante ni tendance $\Delta y_t = \phi \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, le test de Phillips et Perron repose sur deux statistiques données par :

$$Z(\hat{\phi}) = T \cdot \hat{\phi} - \frac{0.5 \cdot T^2 (\hat{\sigma}_{\Pi}^2 - \hat{s}^2)}{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2} \quad (4.11)$$

$$Z(t_{\hat{\phi}}) = \left(\frac{\hat{s}}{\hat{\sigma}_{\Pi}} \right) t_{\hat{\phi}} - \frac{0.5 \cdot T (\hat{\sigma}_{\Pi}^2 - \hat{s}^2)}{\left(\hat{\sigma}_{\Pi}^2 \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2}} \quad (4.12)$$

avec $\hat{s}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t^2$, $\hat{\sigma}_{\Pi}^2 = \hat{s}^2 + \frac{2}{T} \sum_{t=1}^l w_{st}$ et où $w_{st} = 1 - \frac{s}{l+1}$ traduit le poids des auto-

covariances. La valeur usuellement retenue pour l est $l = E\left(T^{1/4}\right)$. Dans le présent cas d'étude, la valeur de deux est retenue.

Les résultats du test de Phillips-Perron figurent dans le tableau qui suit.

Tableau 43 Test PP pour le modèle sans constante ni tendance

	$Z(\hat{\phi})$		$Z(t_{\hat{\phi}})$	
	$Z(\hat{\phi})_{obs}$	$Z(\hat{\phi})_{.05}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{obs}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{.05}$
p_t	0,14	-7,30	4,42	-1,95
f_t	0,03	-7,30	1,85	-1,95
n_t	0,04	-7,30	4,73	-1,95
i_t	0,01	-7,30	2,04	-1,95

Le Tableau 43 montre que, selon le test PP, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les séries temporelles étudiées.

Pour le modèle avec constante et sans tendance $\Delta y_t = \mu_1 + \phi \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, le test de Phillips et Perron repose sur deux statistiques données par :

$$Z(\hat{\phi}) = T \cdot \hat{\phi} - \frac{0.5 \cdot T^2 (\hat{\sigma}_{TI}^2 - \hat{s}^2)}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2} \quad (4.13)$$

$$Z(t_{\hat{\phi}}) = \left(\frac{\hat{s}}{\hat{\sigma}_{TI}} \right) t_{\hat{\phi}} - \frac{0.5 \cdot T (\hat{\sigma}_{TI}^2 - \hat{s}^2)}{\left(\hat{\sigma}_{TI}^2 \sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right)^{1/2}} \quad (4.14)$$

avec $\bar{y}_{-1} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T y_{t-1}$ et les autres variables définies comme précédemment.

La valeur de ces statistiques est reportée dans le tableau qui suit. Ce tableau montre qu'il est

possible de rejeter l'hypothèse de racine unitaire pour la série temporelle i . En revanche, il n'est pas possible de rejeter cette hypothèse pour les trois autres variables étudiées. Ces dernières présentent alors une racine unitaire selon le modèle avec constante et sans tendance.

Tableau 44 Test PP pour le modèle avec constante et sans tendance

	$Z(\hat{\phi})$		$Z(t_{\hat{\phi}})$	
	$Z(\hat{\phi})_{obs}$	$Z(\hat{\phi})_{.05}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{obs}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{.05}$
p_t	-1,31	-12,50	-2,02	-3,00
f_t	-2,00	-12,50	-1,82	-3,00
n_t	-0,91	-12,50	-1,48	-3,00
i_t	-3,35	-12,50	-3,35**	-3,00

Pour le modèle avec constante et tendance $\Delta y_t = \mu_1 + \phi \cdot y_{t-1} + \beta \cdot t + \varepsilon_t$, le test de Phillips et Perron repose sur deux statistiques données par :

$$Z(\hat{\phi}) = T \cdot \hat{\phi} - \frac{T^6(\hat{\sigma}_{\pi}^2 - \hat{s}^2)}{24D_{xx}} \quad (4.15)$$

$$Z(t_{\hat{\phi}}) = \left(\frac{\hat{s}}{\hat{\sigma}_{\pi}} \right) t_{\hat{\phi}} - \frac{0.5 \cdot T(\hat{\sigma}_{\pi}^2 - \hat{s}^2)}{4(3\hat{\sigma}_{\pi}^2 D_{xx})^{1/2}} \quad (4.16)$$

avec D_{xx} une valeur définie par Bresson et Pirotte (1995, p.428), les autres variables étant définies comme précédemment.

Le Tableau 45 montre que, selon le modèle avec une constante et une tendance, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de non stationnarité des séries temporelles étudiées. En d'autres termes, cela signifie que les quatre variables présentent une racine unitaire de premier ordre.

Tableau 45 Test PP pour le modèle avec constante et tendance

	$Z(\hat{\phi})$		$Z(t_{\hat{\phi}})$	
	$Z(\hat{\phi})_{obs}$	$Z(\hat{\phi})_{.05}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{obs}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{.05}$
p_t	-4,39	-17,90	-1,89	-3,60
f_t	-0,47	-17,90	-0,09	-3,60
n_t	-8,81	-17,90	-2,37	-3,60
i_t	-1,96	-17,90	-0,88	-3,60

En suivant le test de Phillips-Perron, il apparaît que les variables étudiées sont des variables non stationnaires. Il n'est toutefois pas déterminé si l'intégration des séries temporelles étudiées comprend une constante ou une tendance temporelle.

La valeur du t associé à la constante ou à la tendance permet d'étudier la significativité de l'hypothèse d'une racine unitaire avec tendance et/ou avec constante. Le Tableau 46 montre qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'une constante ou d'une tendance nulle lorsque la valeur des t estimés est comparée aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller (1981). Ce tableau montre donc qu'il semble préférable de considérer l'hypothèse d'une intégration des variables sans constante. Les séries temporelles étudiées présentent donc une racine unitaire de premier ordre selon le modèle [1].

Tableau 46 La significativité de la constante et de la tendance estimée

	Modèle [2]		Modèle [3]			
	$t_{\hat{\mu}_1}_{obs}$	$t_{\hat{\mu}_1}_{.05}$	$t_{\hat{\mu}_2}_{obs}$	$t_{\hat{\mu}_2}_{.05}$	$t_{\hat{\beta}}_{obs}$	$t_{\hat{\beta}}_{.05}$
p_t	2,22	2,61	2,02	3,20	1,44	2,85
f_t	1,80	2,61	0,38	3,20	-0,11	2,85
n_t	1,25	2,61	2,61	3,20	2,38	2,85
i_t	1,24	2,61	1,02	3,20	-0,30	2,85

Le test de Phillips-Perron est ensuite réalisé pour les séries temporelles prises en différence première afin d'étudier l'hypothèse d'une intégration de second ordre de ces variables. Le Tableau

47 montre qu'il est possible de rejeter l'hypothèse de non stationnarité des variables prises en différence première.

Tableau 47 Tests PP pour les variables prises en différence première

	Modèle [1]	
	$Z(t_{\hat{\phi}})_{obs}$	$Z(t_{\hat{\phi}})_{.05}$
<i>p</i>	-2,19**	-1,95
<i>f</i>	-3,59***	-1,95
<i>n</i>	-3,53***	-1,95
<i>i</i>	-2,73**	-1,95

Il ressort donc de ce test que les séries temporelles prises en différence première sont des séries stationnaires. En conclusion, les *séries temporelles étudiées sont, selon le test de Phillips-Perron, des séries intégrées de premier ordre ou des séries I(1)*.

Au terme de cette première sous-section, les résultats des tests de stationnarité des séries temporelles étudiées convergent puisque le test ADF et le test de Phillips-Perron laissent entendre que les *variables étudiées sont des séries temporelles intégrées de premier ordre ou des séries I(1)*.

Il ressort donc de ces tests que l'estimation de la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle ne peut être réalisée en utilisant les techniques économétriques standards (*e. g.* le modèle double-log). L'utilisation des méthodes d'estimation usuelles conduirait en effet à des régressions fallacieuses. Ceci justifie le recours aux techniques de la co-intégration, comme la sous-section qui suit le propose.

II Estimation d'un modèle à correction d'erreur

Il existe deux procédures communément utilisées pour estimer la relation entre deux variables co-intégrées. La première méthode est la *procédure d'estimation en deux étapes d'Engle et Granger*

(1987). La seconde procédure d'estimation est la méthode de Johansen (1991) ou Johansen et Juselius (1990) par le *maximum de vraisemblance* (*Full Information Maximum Likelihood Method, FIML Method*). Bresson et Pirotte (1995) expliquent que la seconde est souvent préférée à la première car elle permet d'estimer des relations introduisant plus d'une variable explicative. Banerjee *et al.* (1986) ont également démontré que l'estimation d'un modèle à correction d'erreur en utilisant la procédure en deux étapes d'Engle et Granger pouvait être biaisée pour des échantillons de petite taille. Ces auteurs observent toutefois que la nature des données (données quotidiennes, mensuelles, trimestrielles ou annuelles) affecte la qualité de l'estimation. Selon cet article, le biais est réduit pour les échantillons utilisant des données annuelles. La présente section propose d'estimer une relation entre deux séries temporelles annuelles. Cela justifie donc le choix de la procédure en deux étapes d'Engle et Granger plutôt que le recours à la méthode de maximum de vraisemblance de Johansen. Dans une première sous-section, le test standard de co-intégration d'Engle et Granger est réalisé afin de justifier le modèle à correction d'erreur estimé dans une seconde sous-section en suivant la procédure en deux étapes d'Engle et Granger.

II. 1 Test de co-intégration

En suivant la définition d'Engle et Granger (1987), la demande de transport de marchandises prise en logarithme (notée tsp_t ci-dessous) et la valeur ajoutée industrielle également prise en logarithme (i_t) sont dites co-intégrées si les résidus de la relation d'équilibre de long terme

$$tsp_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot i_t + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

sont stationnaires.

Le test de co-intégration correspond alors à un test de stationnarité appliqué à la variable $\hat{\varepsilon}_t$. Le test de Dickey et Fuller est donc réalisé pour déterminer si la demande de transport de

marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne sont des séries co-intégrées. Usuellement, le test de co-intégration retenu en suivant la procédure d'Engle et Granger est le test ADF en considérant le modèle sans constante et sans tendance. Le test ADF est donc réalisé afin de déterminer si les erreurs $\hat{\varepsilon}_t$ de la relation d'équilibre de long terme (4.17) sont stationnaires. Le tableau qui suit rapporte les valeurs des statistiques du test ADF pour les trois relations de co-intégration testées, c'est-à-dire les relations entre les trois types de demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Le nombre de retard retenu pour les tests est celui qui minimise le critère AIC.

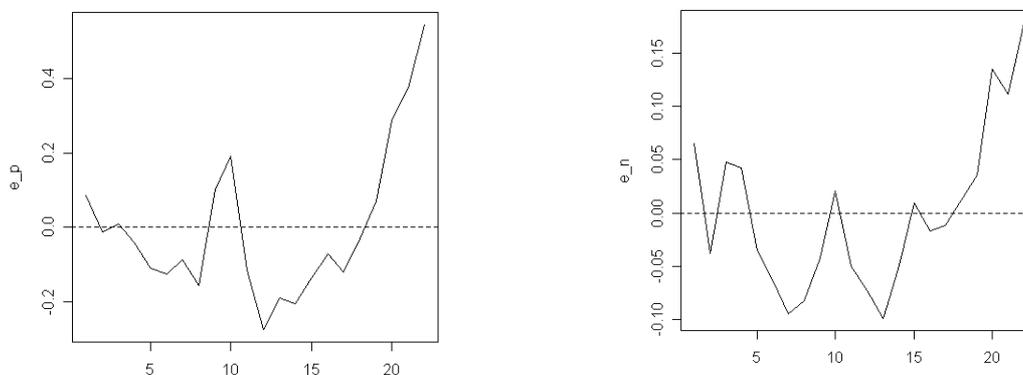
Tableau 48 Test ADF pour le modèle [1], résidus de l'équation de long terme

	Retard	$ADF_{ob.}$	$ADF_{.05}$	$ADF_{.01}$
$\hat{\varepsilon}_{-p_t}$	3	-0,10	-1,96	-2,69
$\hat{\varepsilon}_{-f_t}$	3	-2,57**	-1,96	-2,69
$\hat{\varepsilon}_{-n_t}$	0	-0,56	-1,96	-2,69

Il ressort du Tableau 48 que l'hypothèse de non stationnarité des erreurs $\hat{\varepsilon}_{-f_t}$ peut être rejetée au seuil de 5%. Les séries i_t et f_t sont donc, selon ce test, des séries temporelles co-intégrées de premier ordre ou des séries CI(1,1). En revanche, l'hypothèse de non stationnarité des séries ne peut être rejetée pour les séries $\hat{\varepsilon}_{-p_t}$ et $\hat{\varepsilon}_{-n_t}$. En d'autres termes, ceci signifie qu'il n'existe pas de relation de co-intégration entre l'activité industrielle italienne et la demande de transport de transit nord-européen ou la demande de transit littoral.

La Figure 18 reproduit l'évolution des résidus $\hat{\varepsilon}_{-p_t}$ et $\hat{\varepsilon}_{-n_t}$. Cette figure montre que les sentiers de croissance entre la demande de transport p et n et l'activité industrielle italienne i divergent particulièrement au cours des dernières. Cette observation semble montrer qu'il existe une *instabilité de la relation de long terme estimée* au cours des dernières années d'observation.

Figure 18 Représentation des résidus $\hat{\varepsilon}_{-p_t}$ (à g.) et $\hat{\varepsilon}_{-n_t}$ (à d.)



Brown, Durbin et Evans (1975) proposent un test de stabilité temporelle des relations basé sur le calcul des résidus récursifs (Bresson et Pirotte, 1995, pp.312-315).

En considérant l'erreur de prédiction à une étape

$$e_t = y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1} = x_t' (\beta_t - \hat{\beta}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

il est possible de définir les résidus récursifs des prévisions comme les erreurs de prédiction normalisées ou :

$$w_t = \frac{e_t \sigma_\varepsilon}{\sigma_e} = \frac{(y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1})}{\sqrt{x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} \cdot x_t + 1}} \quad (4.19)$$

Le test de Brown, Durbin et Evans (1975) est un test d'égalité des coefficients β_t . Selon l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients ($H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_t$), les résidus récursifs auront une moyenne nulle. L'hypothèse nulle de stabilité de la relation est en revanche rejetée à partir de $t = \tau$ si la moyenne des résidus récursifs n'est pas nulle.

Le test CUSUM¹⁶ au carré est alors basé sur le calcul de la quantité :

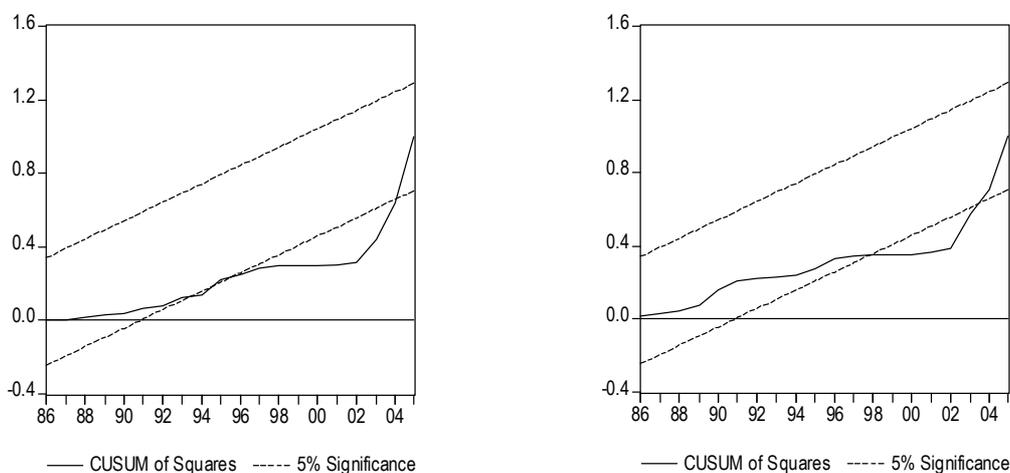
$$s_t = \frac{\sum_{j=K+1}^t w_j^2}{\sum_{j=K+1}^T w_j^2} \quad (4.20)$$

Sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de long terme, la statistique s_t doit évoluer entre les bornes de l'intervalle $\left[-C + \frac{t-K}{T-K}, C + \frac{t-K}{T-K} \right]$ avec C la statistique de Kolmogorov-Smirnov (Bresson et Pirotte, 1995, p.342).

Le test du CUSUM carré est usuellement représenté sous une forme graphique. La valeur de la statistique doit alors évoluer, sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle. Ce test CUSUM est donc réalisé pour tester l'hypothèse de stabilité des relations de long terme estimées entre les séries p_t et n_t et la série i_t .

La Figure 19 montre alors que l'hypothèse de stabilité de la relation de long terme ne peut être acceptée au seuil de 5%. Cette figure souligne l'instabilité de la relation au cours des dernières années de l'observation.

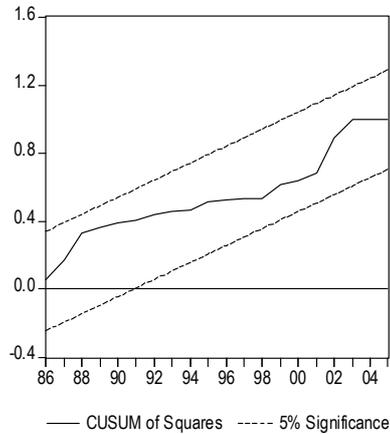
¹⁶ Ce test s'appelle aussi test du CUSUM pour *CUmulative SUM*.

Figure 19 Le test CUSUM-carré pour la relation entre la série i_t et les séries p_t (à g.) et n_t (à d.)

L'instabilité de la relation de long terme au cours des dernières années de l'estimation est aisée à expliquer à partir des conclusions du Chapitre 3. Dans ce chapitre, il a en effet été montré que la demande de transport de marchandises continuait à augmenter au cours de cette période en dépit du recul de l'activité industrielle italienne. Il est alors logique d'observer que la relation de long terme estimée est instable au cours de la période d'étude puisque le modèle de long terme estimé est un modèle à élasticité constante.

Il est en revanche possible d'observer que, pour la demande d'échange bilatéral franco-italien, la relation de long terme estimée ne présente pas de caractéristiques d'instabilité selon le test CUSUM-carré (Figure 20). Dans le chapitre qui précède, il a également été montré que, contrairement aux deux autres types de demande de transport transalpin, la demande d'échange bilatéral franco-italien n'augmentait pas durant la période [2002-2005] de recul de l'activité industrielle italienne. Cette différence entre la demande de transport d'échange franco-italien et les demandes de transport de transit littoral et nord-européen explique pourquoi la demande de transport d'échange franco-italien et l'activité industrielle italienne sont des séries co-intégrées contrairement aux autres types de demande de transport transalpin.

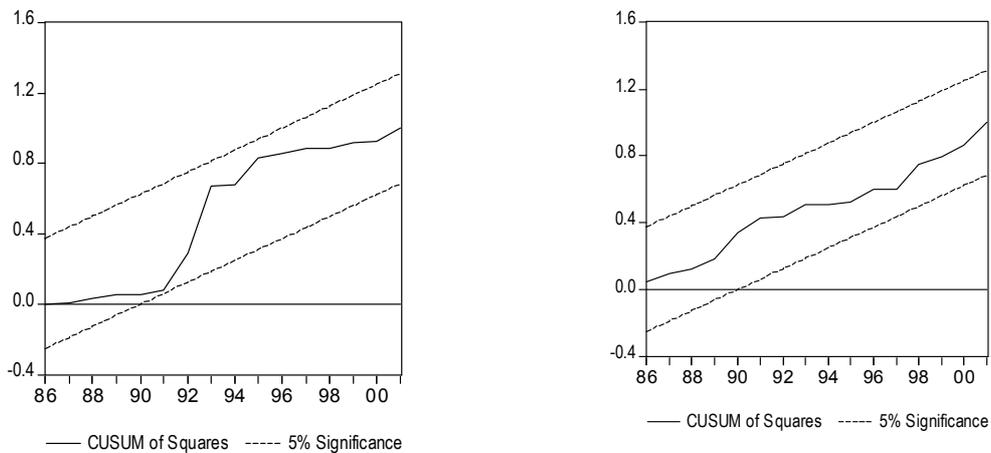
Figure 20 Le test CUSUM-carré pour la série f



Dans ce qui suit, il est proposé de re-considérer la relation de long terme entre les demandes de transport de transit nord-européen et littoral et l'activité industrielle italienne en retirant la période d'instabilité mise en évidence (autrement dit, en retirant les quatre dernières observations).

En se restreignant à la période [1984-2001], la relation de long terme entre la demande de transport de type p ou n et l'activité industrielle italienne devient stable au sens du test CUSUM carré (Figure 21).

Figure 21 Le test CUSUM-carré pour les séries p (à g.) et n (à d.) restreintes à la période [1984-2001]



Le test de Dickey et Fuller augmenté réalisé sur les résidus (notés $\tilde{\varepsilon}_{p_t}$ et $\tilde{\varepsilon}_{n_t}$) des relations de long terme restreintes montre alors que l'hypothèse de non stationnarité des séries temporelles $\tilde{\varepsilon}_{p_t}$ et $\tilde{\varepsilon}_{n_t}$ est rejetée au moins au seuil de 5% (Tableau 49). Cela signifie que la relation (restreinte) entre les séries temporelles n_t ou p_t et la série temporelle i_t est une relation de co-intégration de premier ordre ou une relation CI(1,1).

Tableau 49 Test ADF pour le modèle sans constante ni tendance pour les résidus de l'équation de long terme restreinte

	Retard	$ADF_{obs.}$	$ADF_{.05}$	$ADF_{.01}$
$\tilde{\varepsilon}_{p_t}$	3	-3,14***	-1,96	-2,69
$\tilde{\varepsilon}_{n_t}$	1	-2,14**	-1,96	-2,69

Au terme de cette sous-partie, plusieurs conclusions peuvent être formulées. Il apparaît en premier lieu que la *relation entre la demande de transport de marchandises d'échange bilatéral franco-italien et l'activité industrielle italienne est une relation de co-intégration*. Ensuite, il apparaît qu'il n'existe pas de relation de co-intégration entre la demande de transport de marchandises de transit littoral ou la demande de transport de transit nord-européen et l'activité industrielle italienne. Ce phénomène s'explique par *l'instabilité de la relation de long terme au cours des périodes de recul de l'activité industrielle italienne*. Durant ces périodes, la demande de transport de marchandises ne diminue pas malgré un repli de l'activité industrielle. Il y a alors une divergence entre les sentiers de croissance de la demande de transport de marchandises et celui de la production industrielle. Enfin, en retirant la période [2002-2005] d'instabilité de l'échantillon, la relation de long terme devient stable au sens du test CUSUM-carré. Il apparaît également qu'*en retirant cette période de l'échantillon, les séries p_t ou n_t et la série i_t sont également des séries co-intégrées*.

Cette partie montre qu'il existe une relation de co-intégration entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Il est donc pertinent d'utiliser un

modèle à correction d'erreur pour estimer la relation entre ces variables comme ceci est fait dans la sous partie qui suit en suivant la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987).

II. 2 L'estimation du modèle à correction d'erreur et son interprétation

La procédure en deux étapes d'Engle et Granger est suivie pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne.

Dans un premier temps, le *modèle d'équilibre de long terme* est estimé. Ce modèle correspond à l'équation double-logarithmique (4.17). La relation de long terme est estimée pour l'ensemble de l'échantillon pour la variable f_t . Pour les variables p_t et n_t , l'estimation du modèle est restreinte à la période [1984-2001]. Les résultats de cette estimation figurent dans le tableau qui suit. Sur ce dernier, il apparaît que les relations de long terme sont statistiquement significatives. Ces estimations présentent des coefficients de corrélation supérieurs à 90%. La valeur des coefficients estimés est par ailleurs toujours significative au seuil de 1% selon les valeurs des t de Student.

Tableau 50 L'estimation du modèle de long terme

	p_t	f_t	n_t
Cst	-132,8 (6,4) ^{***}	-36,9 (3,6) ^{***}	-30,9 (2,9) ^{***}
i_t	5,64 (0,25) ^{***}	2,05 (0,14) ^{***}	1,85 (0,11) ^{***}
R^2	0,97	0,92	0,95
R^2 adj.	0,97	0,91	0,94
DW	1,23	0,78	1,18
n	18	22	18

La valeur des coefficients estimés associés à la variable i_t s'interprète comme la valeur de l'élasticité de long terme de la demande de transport de marchandises par rapport à la valeur ajoutée industrielle italienne. Ces estimations montrent que la valeur estimée des élasticités de long

terme de la demande de type p_t se distinguent nettement de la valeur des élasticités des demandes de type f_t et n_t . En revanche, les élasticités de la demande de transport d'échange bilatéral et de transit nord-européen ne sont pas significativement différentes l'une de l'autre.

La seconde étape de la méthode d'Engle et Granger consiste ensuite à estimer un *modèle à correction d'erreur* défini par l'équation :

$$\Delta tsp_t = \beta_0 \cdot \Delta i_t + \beta_1 \cdot (tsp_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 \cdot i_{t-1}) + \mu_t \quad (4.21)$$

ou encore :

$$\Delta tsp_t = \beta_0 \cdot \Delta i_t + \beta_1 \cdot \hat{\varepsilon}_{t-1} + \mu_t \quad (4.22)$$

La valeur du coefficient β_0 s'interprète comme l'élasticité de court terme la demande de transport par rapport à la valeur ajoutée industrielle italienne. La valeur du coefficient β_1 représente la vitesse de l'ajustement de la relation de court terme vers l'équilibre de long terme. La valeur de ce coefficient est supposée négative.

Le tableau qui suit représente le résultat des estimations de court terme. Le coefficient de corrélation de chacune de ces régressions est supérieur à 50%. Le modèle à correction d'erreur est donc globalement significatif. Par ailleurs, la valeur des coefficients β_1 estimés est significativement négative comme attendu. Enfin, la valeur des coefficients associés à la variable Δi_t est également significativement différente de zéro au seuil de 5%. Le coefficient associé à la variable Δi_t s'interprète comme l'élasticité de court terme de la demande de transport par rapport à la valeur ajoutée industrielle italienne. Comme précédemment, la valeur estimée de l'élasticité de la demande de transit au passage de Vintimille par rapport à l'activité industrielle italienne est significativement supérieure aux élasticités estimées pour les autres types de demande de transport

transalpin.

Tableau 51 Estimation du modèle à correction d'erreur

	Δp_t	Δf_t	Δn_t
Δi_t	3,85 (0,68)***	1,11 (0,32)***	1,40 (0,35)**
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0,58 (0,21)**	-0,49 (0,15)***	-0,57 (0,24)**
R ²	0,71	0,57	0,55
R ² adj.	0,63	0,53	0,49
n	17	21	17

Le Tableau 52 reproduit la valeur des élasticités de court et de long terme estimées. Il ressort d'abord de ce tableau que *les élasticités de long terme sont significativement plus élevées que les élasticités de court terme*. Ce constat est consistant avec ce qui est généralement observé dans la littérature (voir Tableau 1, p.38).

Tableau 52 Elasticités par rapport à l'activité industrielle italienne

	Long terme	Court terme
p	5,64	3,85
f	2,05	1,11
n	1,85	1,40

Ensuite, les présentes estimations se caractérisent par des valeurs relativement proches des élasticités les plus élevées estimées dans la littérature appliquant les techniques de co-intégration (voir Tableau 1, p.38). Il est également intéressant de comparer les présentes estimations aux valeurs estimées par les principaux modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes (Tableau 53).

Tableau 53 Elasticités retenues par les modèles de prévision nord-alpins

Modèles	Modes	Elasticité-PIB
SNCF et FS (1993)	Route	1,86
CATRAM <i>et al.</i> (1996)	Fer et route	1,5
LET (1997b)	Fer et route	2,2 ¹⁷
Cadet International (2000)	Fer et route	2
Météyer (2000)	Route	1 à 1,21
Météyer (2000)	Fer	0,16 à 0,55
LTF (2003)	Fer et route	2,43
<i>Nos estimations</i>	<i>Route et fer</i>	<i>1,11 et 1,40¹⁸</i>

Cette comparaison révèle que les élasticités estimées dans les précédentes études alpines sont nettement supérieures aux présentes estimations. Il convient alors de rappeler que la plupart de ces modèles estiment généralement une équation double-logarithmique en utilisant les techniques économétriques standards. Ces estimations présentent le risque important d'être des régressions fallacieuses en raison de l'autocorrélation temporelle des erreurs et de la non-stationnarité des séries temporelles. Le tableau qui suit montre qu'outre leur caractère biaisé d'un point de vue économétrique, ces estimations présentent le *risque de surestimer* la valeur de l'élasticité de la demande de transport de marchandise par rapport à l'activité économique ou industrielle et, par conséquent, la demande de transport prévue. L'utilisation de techniques économétriques impropres pour estimer la relation transport/économie pourrait alors contribuer à expliquer la surestimation des trafics prévus par rapport aux trafics observés qu'une série d'articles a récemment constatée pour les grandes infrastructures de transport (Flyvbjerg, 2005 ; Flyvbjerg *et al.*, 2005 ; Skarmis et Flyvbjerg, 1997).

Le Tableau 52 révèle enfin que la valeur des élasticités estimées varie sensiblement selon les types de demande de transport de marchandises à travers les Alpes. *Les élasticités estimées pour la*

¹⁷ Elasticité par rapport à la production industrielle pour le scénario médian. Ce travail inclut un périmètre plus large que les autres études puisqu'elle est la seule à inclure les flux de transit à Vintimille.

¹⁸ Elasticité par rapport à la production industrielle.

demande de transit au passage de Vintimille sont ainsi près de trois fois plus importantes que les élasticités estimées pour la demande d'échange entre la France et l'Italie ou la demande de transit nord-européen. Cette observation est vérifiée tant pour les élasticités de court terme que pour celles de long terme.

Deux éléments peuvent être avancés pour expliquer la différence observée entre ces types de demande de transport transalpin. En premier lieu, l'adhésion des pays de la péninsule ibérique à la CEE en 1986 a entraîné une brusque diminution des entraves au commerce international (barrières douanières) et, de ce fait, une rapide augmentation des échanges bilatéraux entre ces pays et l'Italie. La valeur élevée des élasticités estimées pour le transit littoral est alors la conséquence d'un effet qualifié d'*effet frontière*. En second lieu, le processus de convergence dans lequel se trouvent les pays de la péninsule ibérique par rapport aux autres pays européens entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la part de ces pays dans les échanges à l'intérieur l'Union. Ce phénomène entraîne alors une augmentation rapide des échanges entre l'Italie et l'Espagne ou le Portugal. La valeur explosive des élasticités estimées correspond alors un effet qualifié d'*effet convergence*.

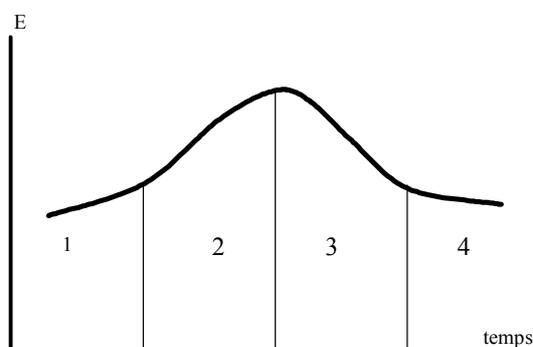
Cette interprétation rejoint, partiellement, des éléments mis avant par Château et Morcheoine (2001). Ceux-ci estiment qu'il existe un schéma général d'évolution des relations bilatérales à long terme :

Examinée sur une période de temps suffisamment longue, et sur un éventail suffisamment large de relations bilatérales en Europe, [l'évolution des relations commerciales et des échanges physiques entre deux pays] montre quatre phases principales : une quasi-stagnation à un niveau faible, lorsque les pays échangent peu, puis une accélération sur plusieurs années lorsque les relations commerciales amorcent leur développement, suivie d'une décélération progressive quand ces relations deviennent matures, enfin revenir à une quasi stabilité à un niveau élevé lorsque les deux pays connaissent des conditions économiques voisines (Château et Morcheoine, 2001, p.121).

La valeur des élasticités de la demande par rapport à l'activité économique dessine alors, selon

cette interprétation, une courbe en cloche (Figure 22).

Figure 22 Evolution des élasticités dans le temps



En terme de prospective, cette interprétation amène à s'interroger sur la phase dans laquelle la demande de transport considérée se situe. Pour le transport de marchandises à travers les Alpes, la demande de transport de marchandises de transit littoral se trouve probablement dans les phases 2 ou 3, c'est-à-dire dans une phase de développement des échanges ou de maturation, expliquant la valeur explosive de ces élasticités. A l'inverse, il est probable que les élasticités des autres types de demande de transport transalpin soient situées dans une phase plus tardive, de maturation (3) ou de stabilité (4).

Château et Morcheoine (2001) estiment que la demande de transport de marchandises à travers le segment central du massif alpin se situe dans une phase de maturation (3) :

Pour la région alpine, il est clair que l'évolution du trafic transalpin de marchandises est très fortement liée à l'évolution des relations bilatérales de l'Italie avec les autres pays européens : il semble donc que les fortes croissances de ces trafics observées dans les deux décennies passées soient à mettre au compte de la montée en puissance de ces relations [...] (Château et Morcheoine, 2001, p.121).

Et d'estimer que la valeur des élasticités devrait progressivement décroître :

La conséquence devrait en être une décroissance progressive de l'élasticité de ces trafics à la croissance économique, en contradiction avec l'hypothèse méthodologique sous-jacente aux projections d'une élasticité constante [...] (Château et Morcheoine, 2001, p.121).

La sous-section qui suit revient précisément sur l'hypothèse de décroissance progressive des élasticités de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne. Il s'agit alors d'étudier l'hypothèse de stabilité des relations à correction d'erreur estimées.

III La stabilité de la relation à correction d'erreur

Deux éléments interrogent l'hypothèse de constance de la relation à correction d'erreur estimée. D'abord, il existe un ensemble d'éléments indiquant qu'il est préférable de considérer l'hypothèse d'une relation à élasticité variable plutôt qu'une relation constante (essentiellement en raison des phénomènes de stockage et de déstockage). Château et Morcheoine (2001) estiment d'autre part que l'élasticité de la demande de transport bilatéral de marchandises par rapport à l'activité industrielle évolue selon une loi historique en forme de cloche. Cette observation est à rapprocher avec l'observation de cas de couplage dans certains pays européens comme au Royaume-Uni (McKinnon, 2007) ou au Danemark (Kveiborg et Fosgerau, 2007). Ces éléments incitent à se pencher sur la question de la *stabilité de la relation à correction d'erreur*.

L'économétrie des séries temporelles offre différents tests permettant d'étudier la stabilité d'une relation économétrique. Il est possible de distinguer deux types de tests de stabilité selon que la date de la rupture est *a priori* connue ou non. Les tests de Chow, de Harvey et Collier ou du rapport de vraisemblance de Quandt appartiennent à la première catégorie de tests. Dans le présent cas de figure, aucun point de rupture n'apparaît *a priori*. Il est donc préférable de recourir à la seconde catégorie de tests pour lesquels il n'est pas nécessaire de connaître *a priori* la date du point de rupture. Parmi ces tests, le test CUSUM est un test fréquemment utilisé dans la littérature. Ce test est donc réalisé dans la première sous-section. Dans la seconde sous-section, la stabilité des relations estimées est étudiée grâce au test des estimations récursives.

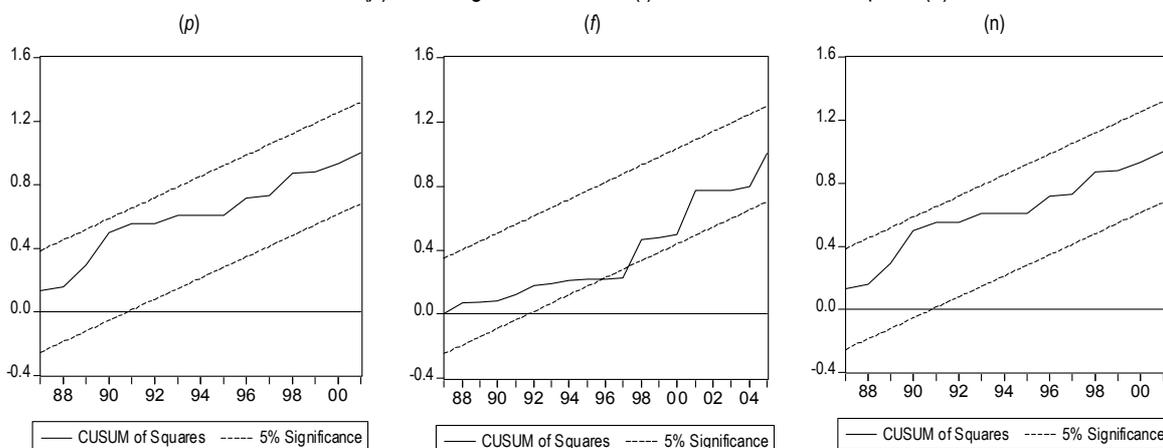
III. 1 Le test CUSUM

La présente section présente les résultats du premier type de test de stabilité envisagé : le test CUSUM. Il existe différentes versions du test CUSUM. Les versions les plus couramment utilisées de ce test correspondent au test CUSUM (simple) et au test CUSUM-carré. Ces versions du test CUSUM correspondent aux versions originelles du test proposées par Brown, Durbin et Evans (1975). Elles sont basées sur le calcul des résidus récurrents, comme cela a été présenté plus haut. Récemment, Ploberger et Krämer (1992) ont proposé une version du test CUSUM basée sur les résidus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires. Dans la présente sous-section, trois versions du test CUSUM sont successivement envisagées : le test CUSUM-carré puis le test CUSUM simple basé sur les résidus récurrents avant de présenter les résultats du test CUSUM basé sur les résidus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires.

III. 1. 1 Le test CUSUM-carré

Proposé par Brown, Durbin et Evans (1975), le test CUSUM-carré est, comme la section qui précède l'a rappelé (pp.151 et s.), un test basé sur le calcul des résidus récurrents. La Figure 23 représente l'évolution de la statistique s_t et les bornes de l'intervalle entre lesquelles l'hypothèse nulle de stabilité de la relation ne peut être rejetée au seuil de 5%.

Figure 23 Test CUSUM-carré ou la stabilité du modèle de court terme
 Pour le transit littoral (*p*), l'échange franco-italien (*f*) et le transit nord-européen (*n*)



Cette figure montre que l'hypothèse nulle de stabilité de la relation court terme est rejetée au seuil de 5% pour la demande de transport d'échange bilatéral (*f*) en 1997. Il s'agit cependant d'un écart relativement minime et ponctuel. Il semble alors possible de minimiser l'importance de cet écart et de conclure que, selon le test CUSUM au carré, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité des relations de court terme pour les trois types de demande étudiés.

III. 1. 2 Le test CUSUM

Brown, Durbin et Evans (1975) proposent, parallèlement au test CUSUM-carré, un second test de stabilité appelé test CUSUM (simple). Ce test est basé sur la quantité :

$$W_t = \sum_{j=K+1}^t \frac{w_j}{\hat{\sigma}_w} \tag{4.23}$$

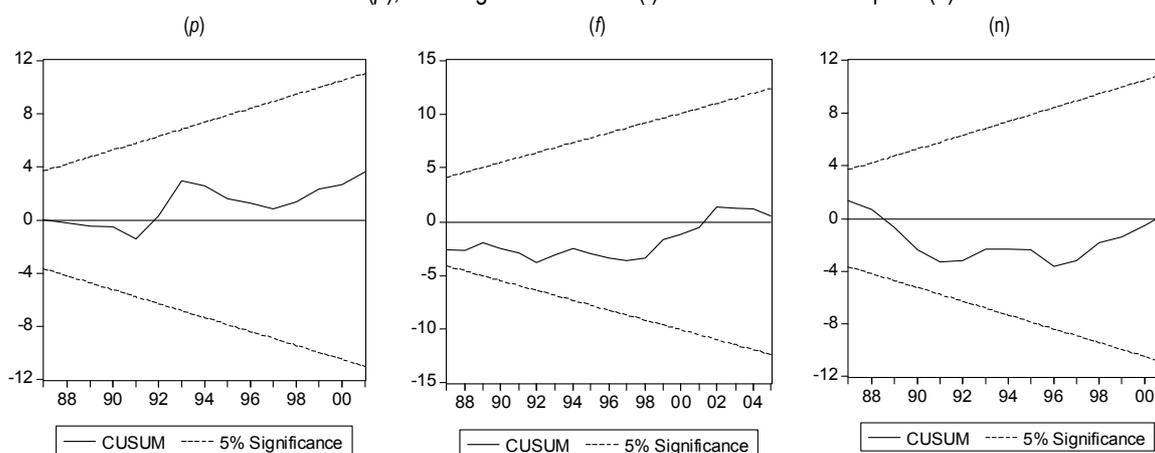
avec $\hat{\sigma}_w^2 = \frac{1}{T-K-1} \sum_{j=K+1}^t (w_j - \bar{w})^2$. Sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation, la

statistique W_t ne doit pas sortir de l'intervalle $[-L_t, L_t]$ avec $L_t = \frac{.948(2t + T - 3K)}{\sqrt{T - K}}$ au seuil de

5%.

La Figure 24 représente l'évolution de la valeur de la statistique W_t pour les modèles de court terme ainsi que l'intervalle pour lequel l'hypothèse nulle de stabilité de la relation ne peut être rejetée au seuil de 5%. L'interprétation de ces graphiques est la même que celle du test CUSUM-carré : l'hypothèse de stabilité de la relation est rejetée lorsque la valeur de la statistique W_t sort de cet intervalle.

Figure 24 Test CUSUM simple ou la stabilité du modèle de court terme
Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n)



Il ressort de cette figure que, selon le test CUSUM simple, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de court terme estimée. Cette conclusion vaut pour les trois types de transport transalpins.

III. 1. 3 Le test CUSUM basé sur les résidus des MCO

Récemment, Ploberger et Krämer (1992) ont proposé une version alternative du test CUSUM. Par rapport au test CUSUM standard, Ploberger et Krämer (1992) montrent qu'il est possible de réaliser le test CUSUM à partir des résidus de l'estimation du modèle par la méthode des MCO et non plus à partir des résidus récurrents. Ce test est appelé le test CUSUM-MCO.

La statistique du test CUSUM basé sur les résidus des moindres carrés est la statistique :

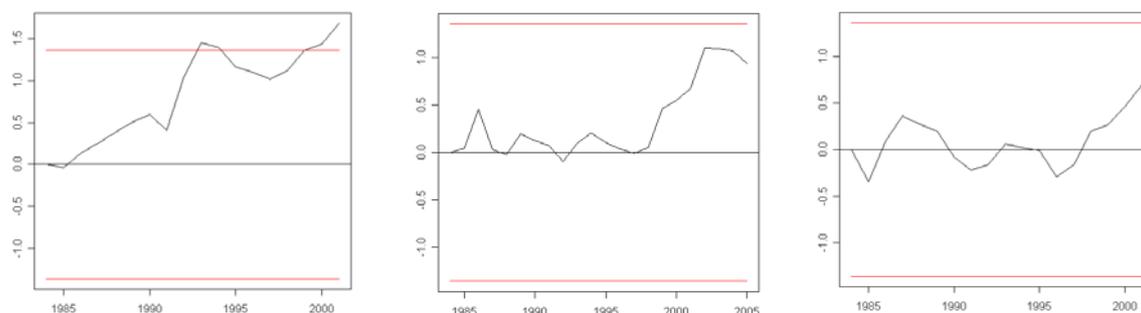
$$B_t = \frac{1}{\hat{\sigma}_u \sqrt{T}} \sum_{j=1}^T \hat{u}_j \quad (4.24)$$

où $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\beta}_t$ représente les résidus de l'estimation par les MCO. Sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de long terme, cette statistique doit évoluer dans un intervalle dont les bornes sont parallèles à l'axe des abscisses. Au seuil de 5%, celui-ci correspond à l'intervalle [-1,36 ; 1,36].

La Figure 25 reproduit l'évolution de la statistique B_t du test CUSUM-MCO ainsi que les bornes de l'intervalle au-delà desquelles il est possible de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité de la relation au seuil de 5%. Il ressort de cette figure que l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de court terme ne peut être rejetée au seuil de 5% pour la demande de transport d'échange bilatéral (f) comme pour la demande de transit nord-européen (n). Pour ces deux types de transport transalpin, la relation à correction d'erreur est stable selon le test CUSUM-MCO.

En revanche, ce test montre que l'hypothèse nulle de stabilité de la relation est rejetée au seuil de 5% pour la demande de transit littoral (p). Le test CUSUM-MCO indique alors que la relation de court terme est instable pour la demande de transport de transit littoral.

Figure 25 Test CUSUM-MCO ou la stabilité du modèle de court terme
 Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n)



Au terme de cette sous-section, les tests CUSUM standards ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de stabilité des relations de court terme. L'application d'une version plus récente du test CUSUM basé sur les résidus de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires corrobore l'idée d'une stabilité des relations à correction d'erreur estimées pour la demande de transit nord-européen ou l'échange bilatéral franco-italien. En revanche, l'hypothèse de stabilité de la relation à correction d'erreur est rejetée pour le transport de transit littoral selon le test CUSUM basé sur les résidus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires. Il existe donc une certaine ambiguïté quant à l'interprétation générale qu'il convient de donner aux tests CUSUM puisque les conclusions de ces tests ne sont pas convergentes pour la demande de transit littoral. Dans ce qui suit, le test des sous-estimations récursives offre une méthode alternative permettant de tester l'hypothèse de stabilité de la relation à correction d'erreur.

III. 2 Le test des sous-estimations récursives

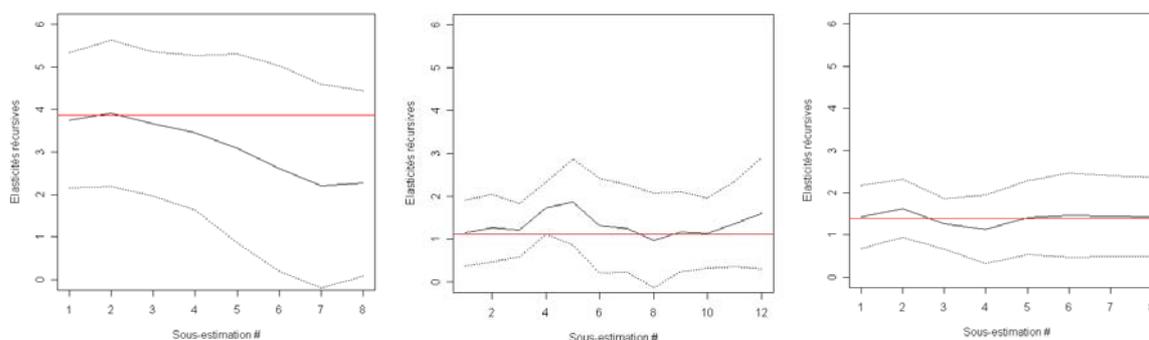
La partie qui précède montre que l'hypothèse d'instabilité des relations à correction d'erreur ne peut être rejetée sans ambiguïté pour les différents types de demande de transport de marchandises étudiés. Cette question mérite alors d'être prolongée par le test des sous-estimations récursives, un test de stabilité offrant une alternative au test CUSUM. Le test des sous-estimations récursives

consiste à estimer le modèle sur une série de sous-échantillons successifs, et de comparer la valeur estimée des paramètres lors des estimations successives.

Dans le présent cas de figure, le test des sous-échantillons récursifs est réalisé en retenant un sous-échantillon de dix observations (dix années). Ce test consiste alors à estimer la relation de long terme, puis de court terme, pour le sous-échantillon échantillon [1984-1994], puis d'estimer ces modèles pour le sous-échantillon [1985-1995] et ainsi de suite jusqu'au sous-échantillon [1995-2005] pour la série f_t et jusqu'au sous-échantillon [1991-2001] pour les séries p_t et n_t .

Ces estimations permettent alors de comparer la valeur estimée des élasticités lors des différentes sous-estimations successives. La Figure 26 reproduit les valeurs des élasticités récursives ainsi estimées et leur intervalle de confiance (plus ou moins deux fois l'erreur-type).

Figure 26 Test des estimations récursives : La valeur des élasticités de court terme
Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n)



Ce test tend en premier lieu à corroborer l'idée d'une décroissance de la valeur de l'élasticité de court terme de la demande de transport de transit littoral (p) par rapport à l'activité industrielle italienne. En ce sens, le test des estimations récursives rejoint les conclusions du test CUSUM-OLS. La relation entre la demande de transit littoral et l'activité industrielle italienne se caractérise alors par une instabilité dans le temps.

La décroissance progressive de l'élasticité de la demande de transit par rapport à la croissance industrielle italienne s'interprète en termes de maturation des échanges bilatéraux entre l'Italie et la péninsule ibérique. Cette interprétation rejoint alors l'hypothèse d'une évolution des élasticités de transport bilatéral selon une loi historique en cloche (Château et Morcheoine (2001) et Figure 22). Les élasticités de court terme estimées pour le transit littoral passent ainsi de 3,75 pour le sous-échantillon [1984-1994] à 2,25 pour le sous-échantillon [1991-2001]. Cette évolution caractérise un processus de normalisation progressive de la valeur des élasticités de la demande de transport de transit à Vintimille par rapport à l'activité industrielle italienne.

Il est en revanche possible d'observer une relative stabilité de la valeur des élasticités récursives pour la demande de transport d'échange bilatéral franco-italien (f) ou de transit nord-européen (n). Pour la première (f), une certaine instabilité semble toutefois se dessiner autour de la sous-estimation #5, correspondant à la sous-période [1988-1998]. Cette perturbation s'explique peut être par la présence d'une période de recul significatif de l'activité industrielle italienne au cœur de cette période (année 1993). En dehors de cet incident, les sous-estimations récursives révèlent une relative stabilité des élasticités récursives estimées.

Cette observation amène alors à penser que ces types de demande de transport transalpin correspondent à des relations bilatérales matures. L'idée d'une stabilité des élasticités de la demande de transport dans le temps s'oppose non seulement à la conjecture de Château et Morcheoine mais aussi à la plupart des modèles alpins de prévisions qui envisagent souvent une décroissance tendancielle de l'élasticité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité économique. L'hypothèse d'une décroissance tendancielle des élasticités est en effet retenue par les modèles de prévision de SNCF-FS (1993), de Cadet International (2000) ou de LTF (2003). Cette section montre alors que, *pour le segment central de la demande de transport à travers les Alpes, il n'existe aucune évidence empirique de décroissance tendancielle des élasticités*

de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle, contrairement à ce que l'on observe pour le transit au passage de Vintimille. En d'autres termes, l'analyse de la stabilité des relations économétriques estimées corrobore l'idée d'une situation de couplage pour la demande de transport de marchandises entre l'Italie d'une part et la France ou les pays nord-européens d'autre part.

Conclusion de la section

Au terme de cette section, l'application de techniques économétriques issues de la co-intégration permet de formuler les conclusions suivantes.

En premier lieu, celle-ci souligne *l'instabilité de la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle au cours de la période de recul de l'activité industrielle.* L'instabilité de cette relation explique pourquoi il n'existe pas de relation de co-intégration entre le demande de transit littoral ou la demande de transit nord-européen et l'activité industrielle italienne, contrairement à ce qui est observé pour la demande d'échange bilatéral franco-italien.

En second lieu, il apparaît qu'en retirant la période d'instabilité lorsque cela s'avère nécessaire, *l'estimation d'un modèle à correction d'erreur s'avère statistiquement significative.*

Ensuite, il ressort de ces estimations que les élasticités estimées de la demande de transit littoral par rapport à l'activité industrielle italienne sont significativement supérieures aux élasticités estimées pour le transit nord-européen ou de l'échange bilatéral franco-italien. Ce phénomène s'explique par la conjonction d'un effet frontière et d'un effet convergence produisant une forte croissance des flux entre l'Italie et la péninsule ibérique. D'autre part, *la relation à correction d'erreur estimée pour la demande de transit littoral est instable dans le temps.* Il est en effet possible d'observer une

décroissance tendancielle des élasticités estimées pour ce type de demande de transport à travers les Alpes. Cette décroissance signifie qu'il existe un processus de normalisation de la sensibilité de ces flux par rapport à l'activité industrielle italienne. Ce processus peut s'interpréter comme un phénomène de maturation des relations commerciales bilatérales entre l'Italie et les pays de la péninsule ibérique.

Par ailleurs, si les élasticités estimées pour le transit nord-européen ou l'échange bilatéral sont plus faibles que les élasticités estimées pour les flux de transit littoral, elles figurent néanmoins parmi les valeurs les plus élevées si on les compare aux valeurs estimées par la littérature appliquant les techniques de la co-intégration. Elles sont toutefois inférieures aux élasticités estimées par les précédents modèles alpins de prévision, des modèles utilisant des techniques économétriques standards qui présentent un risque important de biais. Cette observation invite alors à penser que l'utilisation de modèles économétriques biaisés pourrait contribuer à expliquer la surestimation de la demande de transport prévue par rapport à la demande de transport observée *ex-post* en particulier mise en avant par les travaux de Bent Flyvbjerg.

Enfin, pour l'échange bilatéral et le transit nord-européen, *il n'existe aucune évidence empirique d'instabilité des relations à correction d'erreur estimées*. Cette observation s'oppose à l'hypothèse d'une décroissance des élasticités formulées par les modèles de prévision de la demande à travers les Alpes. Par ailleurs, cette observation amène également à penser que ces types de demande de transport sont des relations bilatérales matures.

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur à partir de la donne agrégée d'Alpinfo s'avère donc être un exercice utile venant corroborer les conclusions du chapitre trois. Ces estimations sont également riches d'enseignements en ce qui concerne la stabilité des relations estimées. La section qui suit propose de prolonger cet exercice en venant appliquer ces techniques économétriques à la donne désagrégée d'Eurostat.

Section 2 Les estimations désagrégées par catégorie de produits

Dans ce qui précède, le présent chapitre estime la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne en retenant la donnée agrégée d'Alpinfo. La présente section propose d'estimer cette relation en la désagrégant par catégories de produits.

La première sous-section présente les résultats des tests économétriques de racine unitaire et de co-intégration appliqués à la donnée désagrégée Eurostat. Ces tests soulignent le caractère non stationnaire et co-intégré des séries temporelles désagrégées. Cette sous-section invite à utiliser les techniques issues de la co-intégration pour estimer cette relation comme le propose la seconde sous-section.

I Tests de racine unitaire et de co-intégration

La présente sous-section a pour objet d'étudier la stationnarité des séries temporelles issues de la donnée désagrégée Eurostat et, éventuellement, leur co-intégration. Elle est composée de deux parties. La première partie présente les résultats du test ADF afin d'étudier la stationnarité des séries temporelles considérées. La seconde partie cherche à savoir s'il existe une relation de co-intégration entre les séries temporelles étudiées.

I. 1 Le test ADF ou la stationnarité des séries temporelles

Le test ADF est successivement réalisé pour les trois types de demande de transport de

marchandises à travers les Alpes considérés. Les séries temporelles considérées sont les mêmes que les séries temporelles utilisées pour estimer le modèle quin-quin fret de moyen terme à un niveau désagrégé dans le chapitre qui précède, la seule différence étant que la donne considérée utilise des séries temporelles prises en logarithme et non des taux de croissance de moyen terme. Les catégories de marchandises considérées sont également les mêmes. Il s'agit d'une décomposition en douze catégories dite classification NST (Tableau 24, p.118). Enfin, la stationnarité de la série i_t étant étudiée plus haut, les résultats des tests ADF ne sont pas reproduits dans ce qui suit pour cette série.

Pour la demande de transport de transit littoral au passage, la donne est réduite à la période [1986-1998], soit un échantillon plus petit que pour les autres types de demande de transport pour lesquels la donne couvre la période [1982-1998]. Il existe d'autre part des catégories de produits absentes pour ce type de transport. La demande de transport des catégories NST2 (combustibles et minéraux solides), NST3 (produits pétroliers), NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie) et NST07 (engrais) est ainsi négligée.

Le Tableau 54 montre alors que les séries temporelles considérées sont des séries temporelles non stationnaires selon le test ADF sans constante ni tendance (modèle [1]) Il est en effet impossible de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les séries temporelles considérées car la valeur observée du t de Student (t_{obs}) est supérieure à la valeur critique de cette statistique au seuil de 5%.

Tableau 54 Test ADF pour le modèle [1], séries p_t désagrégées

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
p_{00}	0	0,52	-1,96
p_{01}	0	1,36	-1,96
p_{05}	0	1,45	-1,96
p_{06}	0	0,71	-1,96
p_{08}	2	1,25	-1,96
p_{09A}	0	0,88	-1,96
p_{09C}	2	-0,40	-1,96
p_{09D}	2	2,82	-1,96
p_{tot}	0	2,27	-1,96

De même, le Tableau 55 montre qu'il n'est en général pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries temporelles étudiées en considérant le modèle avec constante et sans tendance (modèle [2]) ou le modèle avec constante et tendance (modèle [3]). L'hypothèse de non stationnarité est toutefois rejetée au seuil de 5% pour la série p_{09C} en considérant le modèle [2]. Pour le modèle [3], l'hypothèse nulle de non stationnarité est rejetée au seuil de 10% pour les séries p_{00} , p_{08} et p_{09D} . Pour ces séries temporelles, il est alors possible de rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire en considérant les modèles avec tendance et/ou constante.

Tableau 55 Test ADF pour les modèle [2] et [3], séries p_t désagrégées

Séries	Modèle [2]			Modèle [3]		
	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
p_{00}	0	-1,06	-3,00	1	-3,37*	-3,60
p_{01}	2	-1,89	-3,00	0	-2,08	-3,60
p_{05}	0	-1,02	-3,00	2	-2,85	-3,60
p_{06}	0	-1,71	-3,00	1	-2,43	-3,60
p_{08}	0	-1,46	-3,00	1	-3,49*	-3,60
p_{09A}	0	-1,79	-3,00	0	-3,05	-3,60
p_{09C}	2	-3,30**	-3,00	2	-1,79	-3,60
p_{09D}	2	-1,24	-3,00	1	-3,59*	-3,60
p_{tot}	0	-0,71	-3,00	1	-3,02	-3,60

Pour les modèles [2] et [3], il est toutefois possible d'observer que la valeur du t de Student associé

à la constante ou à la tendance ne permet pas de rejeter l'hypothèse de nullité de cette variable lorsque l'hypothèse nulle de non stationnarité n'est pas rejetée plus haut. Cela signifie que l'hypothèse d'une racine unitaire pour les modèles avec tendance et/ou constante est rejetée pour les séries désagrégées.

Tableau 56 La significativité de la constante et de la tendance, séries p_t désagrégées

	Modèle [2]		Modèle [3]			
	$t_{\hat{\mu}_1_{obs}}$	$t_{\hat{\mu}_1_{.05}}$	$t_{\hat{\mu}_2_{obs}}$	$t_{\hat{\mu}_2_{.05}}$	$t_{\hat{\beta}_{obs}}$	$t_{\hat{\beta}_{.05}}$
p_{00}	1,09	2,61	3,32**	3,20	2,98**	2,85
p_{01}	-1,83	2,61	2,06	3,20	2,38	2,85
p_{05}	1,09	2,61	2,89	3,20	2,54	2,85
p_{06}	1,77	2,61	2,50	3,20	1,54	2,85
p_{08}	1,50	2,61	3,51**	3,20	2,99**	2,85
p_{09A}	1,83	2,61	3,07*	3,20	2,20	2,85
p_{09C}	3,27***	2,61	1,91	3,20	0,62	2,85
p_{09D}	1,37	2,61	3,62**	3,20	3,33	2,85
p_{tot}	0,78	2,61	3,04*	3,20	2,89**	2,85

Il ressort donc du test ADF que les séries temporelles désagrégées pour la demande de transit littoral sont des séries temporelles non stationnaires selon le modèle sans constante ni tendance (modèle [1]). Ces séries temporelles présentent donc une racine unitaire. L'hypothèse de stationnarité est néanmoins rejetée pour les séries temporelles désagrégées prises en différence première car la valeur de la statistique t_{obs} est inférieure à sa valeur critique $ADF_{.05}$ au seuil de 5% (Tableau 57). Cette observation signifie qu'il est possible de rejeter l'hypothèse d'une racine de second ordre. *Les séries temporelles désagrégées pour le transit littoral sont donc des séries intégrées de premier ordre ou des séries $I(1)$.*

Tableau 57 Test ADF pour le modèle [1], séries p_i désagrégées prises en différence premières

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
Δp_{00}	0	-2,84 ^{***}	-1,96
Δp_{01}	0	-3,53 ^{***}	-1,96
Δp_{05}	0	-2,58 ^{**}	-1,96
Δp_{06}	0	-3,25 ^{***}	-1,96
Δp_{08}	1	-3,79 ^{***}	-1,96
Δp_{09A}	0	-4,21 ^{***}	-1,96
Δp_{09C}	0	-3,85 ^{***}	-1,96
Δp_{09D}	0	-2,79 ^{***}	-1,96
Δp_{tot}	0	-2,54 ^{**}	-1,96

Pour la demande d'échange bilatéral franco-italien et le transport de transit littoral les séries temporelles considérées sont plus longues car elles concernent la période [1982-1998] et non plus la seule période [1986-1998]. De même, ces séries temporelles considèrent l'ensemble des douze catégories NST.

Pour la demande de transport d'échange bilatéral franco-italien, le Tableau 58 montre que l'hypothèse nulle de non stationnarité des séries temporelles désagrégées ne peut être généralement rejetée en considérant le modèle [1]. Il existe cependant *une* série temporelle pour laquelle l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée. Il s'agit de la série f_{04} qui correspond à la NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie).

Tableau 58 Test ADF pour le modèle [1], séries f_t désagrégées

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.10}$	$ADF_{.05}$
f_{00}	0	0,52	-1,60	-1,96
f_{01}	1	1,33	-1,60	-1,96
f_{02}	0	-0,60	-1,60	-1,96
f_{03}	2	1,40	-1,60	-1,96
f_{04}	3	-2,93 ^{***}	-1,60	-2,02
f_{05}	0	0,45	-1,60	-1,96
f_{06}	0	1,41	-1,60	-1,96
f_{07}	1	-0,30	-1,60	-1,96
f_{08}	1	3,33	-1,60	-1,96
f_{09A}	0	0,98	-1,60	-1,96
f_{09C}	1	0,94	-1,60	-1,96
f_{09D}	0	3,02	-1,60	-1,96
f_{tot}	0	1,61	-1,60	-1,96

En considérant les modèles avec tendance et/ou constante (modèles [2] et [3]), le test ADF montre également qu'en général l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée au seuil de 5%. Les exceptions sont les séries f_{00} , f_{05} et f_{07} pour le modèle [2] et les séries f_{04} , f_{09A} , et f_{09C} pour le modèle [3].

Tableau 59 Test ADF pour les modèles [2] et [3], séries f_i désagrégées

Séries	Modèle [2]			Modèle [3]		
	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
f_{00}	0	-3,58**	-3,00	0	-3,12	-3,60
f_{01}	0	-2,22	-3,00	0	-2,83	-3,60
f_{02}	0	-1,91	-3,00	0	-1,78	-3,60
f_{03}	2	-1,26	-3,00	3	-1,76	-3,60
f_{04}	3	-0,72	-3,00	2	3,95**	-3,60
f_{05}	3	-3,00**	-3,00	3	-2,83	-3,60
f_{06}	0	-0,89	-3,00	0	-3,14	-3,60
f_{07}	0	-3,30**	-3,00	0	-3,10	-3,60
f_{08}	1	-1,75	-3,00	1	-1,96	-3,60
f_{09A}	0	-1,01	-3,00	3	-3,85**	-3,60
f_{09C}	0	-2,34	-3,00	0	-3,82**	-3,60
f_{09D}	0	0,06	-3,00	3	-2,61	-3,60
f_{tot}	0	-0,99	-3,00	1	-2,62	-3,60

La valeur des t de Student associés à la constante ou à la tendance ne sont pas significativement différents de zéro au seuil de 5% lorsque l'hypothèse de non stationnarité n'a pas été rejetée plus haut (Tableau 60). Cette observation amène à préférer l'hypothèse d'une intégration sans constante ni tendance.

Tableau 60 La significativité de la constante et de la tendance, séries f_t désagrégées

	Modèle [2]		Modèle [3]			
	$t_{\hat{\mu}_1, obs}$	$t_{\hat{\mu}_1, .05}$	$t_{\hat{\mu}_2, obs}$	$t_{\hat{\mu}_2, .05}$	$t_{\hat{\beta}, obs}$	$t_{\hat{\beta}, .05}$
f_{00}	3,59***	2,61	3,15*	3,20	-0,28	2,85
f_{01}	2,24*	2,61	2,85	3,20	1,78	2,85
f_{02}	1,90	2,61	1,80	3,20	-0,86	2,85
f_{03}	1,31	2,61	1,79	3,20	1,39	2,85
f_{04}	0,66	2,61	3,93**	3,20	-3,64	2,85
f_{05}	3,00**	2,61	2,83*	3,20	0,33	2,85
f_{06}	0,91	2,61	3,14*	3,20	2,96**	2,85
f_{07}	3,29**	2,61	3,00*	3,20	0,93	2,85
f_{08}	1,81	2,61	1,99	3,20	1,55	2,85
f_{09A}	1,02	2,61	3,88*	3,20	2,22	2,85
f_{09C}	2,35*	2,61	3,82**	3,20	2,63*	2,85
f_{09D}	-0,01	2,61	2,62	3,20	2,71*	2,85
f_{tot}	2,50*	2,61	2,63	3,20	2,26	2,85

Enfin, il est possible de rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire pour les séries f_t désagrégées prises en différence première. Ceci signifie alors que les séries temporelles f_t présentent une racine unitaire ou sont des séries temporelles intégrées de premier ordre ou $I(1)$.

Tableau 61 Test ADF pour le modèle [1], séries f_t désagrégées prises en différence première

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
Δf_{00}	0	-4,03***	-1,96
Δf_{01}	0	-4,94***	-1,96
Δf_{02}	0	-3,71***	-1,96
Δf_{03}	0	-4,32***	-1,96
Δf_{04}	2	-2,79***	-1,96
Δf_{05}	0	-4,24***	-1,96
Δf_{06}	0	-4,56***	-1,96
Δf_{07}	0	-7,00***	-1,96
Δf_{08}	1	-2,72***	-1,96
Δf_{09A}	1	-1,98**	-1,96
Δf_{09C}	0	-5,88***	-1,96
Δf_{09D}	0	-2,53**	-1,96
Δf_{tot}	0	-3,23***	-1,96

La stationnarité est enfin étudiée pour la demande désagrégée de transit nord-européen. Le Tableau 62 indique qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire selon le modèle sans constante ni tendance pour les séries n_t désagrégées.

Tableau 62 Test ADF pour le modèle [1], séries n_t désagrégées

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.10}$	$ADF_{.05}$
n_{00}	1	1,09	-1,60	-1,96
n_{01}	2	1,24	-1,60	-1,96
n_{02}	0	0,04	-1,60	-1,96
n_{03}	3	-0,54	-1,60	-1,96
n_{04}	0	-0,34	-1,60	-2,02
n_{05}	1	0,96	-1,60	-1,96
n_{06}	0	1,69	-1,60	-1,96
n_{07}	0	0,77	-1,60	-1,96
n_{08}	0	1,90	-1,60	-1,96
n_{09A}	0	1,64	-1,60	-1,96
n_{09C}	0	2,38	-1,60	-1,96
n_{09D}	0	3,00	-1,60	-1,96
n_{tot}	0	2,23	-1,60	-1,96

De même, le Tableau 63 montre que l'hypothèse de racine unitaire ne peut être rejetée au seuil de 5% pour les modèles [2] et [3], sauf pour la série n_{00} pour le modèle [3].

Tableau 63 Test ADF pour les modèles [2] et [3], séries n_t désagrégées

Séries	Modèle [2]			Modèle [3]		
	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
n_{00}	0	-2,41	-3,00	0	-3,75**	-3,60
n_{01}	2	-1,31	-3,00	1	-3,24*	-3,60
n_{02}	0	-1,70	-3,00	0	-1,79	-3,60
n_{03}	3	-1,01	-3,00	2	-5,67	-3,60
n_{04}	0	-1,16	-3,00	0	-1,22	-3,60
n_{05}	1	-2,38	-3,00	1	-1,54	-3,60
n_{06}	0	-1,17	-3,00	0	-1,93	-3,60
n_{07}	2	-2,50	-3,00	2	-2,63	-3,60
n_{08}	0	-2,02	-3,00	0	-1,96	-3,60
n_{09A}	0	-1,27	-3,00	0	-1,74	-3,60
n_{09C}	3	1,18	-3,00	3	-0,96	-3,60
n_{09D}	3	-0,75	-3,00	1	-3,18*	-3,60
n_{tot}	0	-1,27	-3,00	0	-2,56	-3,60

La valeur des t de Student associés à la constante ou à la tendance indique cependant qu'il n'est en général pas possible de rejeter l'hypothèse d'une constante ou d'une tendance nulle (Tableau 63) sauf pour la série n_{09D} . Pour cette série, l'hypothèse de racine unitaire était toutefois rejetée par le test ADF.

Tableau 64 La significativité de la constante et de la tendance estimée

	Modèle [2]		Modèle [3]			
	$t_{\hat{\mu}_1, obs}$	$t_{\hat{\mu}_1, .05}$	$t_{\hat{\mu}_2, obs}$	$t_{\hat{\mu}_2, .05}$	$t_{\hat{\beta}, obs}$	$t_{\hat{\beta}, .05}$
n_{00}	2,42	2,61	3,76**	3,20	2,50*	2,85
n_{01}	1,32	2,61	3,24**	3,20	2,73*	2,85
n_{02}	1,70	2,61	1,86	3,20	-1,09	2,85
n_{03}	1,01	2,61	5,68***	3,20	-3,57	2,85
n_{04}	1,16	2,61	1,24	3,20	-1,15	2,85
n_{05}	2,39	2,61	1,57	3,20	0,30	2,85
n_{06}	1,20	2,61	1,95	3,20	1,51	2,85
n_{07}	2,51	2,61	2,62	3,20	0,98	2,85
n_{08}	2,04	2,61	1,99	3,20	0,80	2,85
n_{09A}	1,29	2,61	1,75	3,20	1,35	2,85
n_{09C}	-1,14	2,61	0,95	3,20	1,48	2,85
n_{09D}	0,84	2,61	3,21**	3,20	2,89**	2,85
n_{tot}	1,95	2,61	2,57	3,20	2,23	2,85

Enfin, les séries prises en différence première ne présentent pas de racine unitaire selon le test ADF (Tableau 65). Il s'agit donc de séries intégrées de premier ordre ou de séries I(1).

Tableau 65 Test ADF pour le modèle [1], séries n_t désagrégées prises en différence première

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
Δn_{00}	0	-6,07***	-1,96
Δn_{01}	0	-3,38***	-1,96
Δn_{02}	0	-3,71***	-1,96
Δn_{03}	0	-4,50***	-1,96
Δn_{04}	0	-3,95***	-1,96
Δn_{05}	0	-2,67**	-1,96
Δn_{06}	0	-3,23***	-1,96
Δn_{07}	0	-3,79***	-1,96
Δn_{08}	0	-2,77***	-1,96
Δn_{09A}	1	-1,61*	-1,96
Δn_{09C}	2	-2,88***	-1,96
Δn_{09D}	0	-3,55***	-1,96
Δn_{tot}	0	-3,72***	-1,96

Au terme de cette section, les séries temporelles désagrégées semblent être, selon le test ADF, des

séries intégrées de premier ordre, que l'on considère la demande de transit littoral, la demande de transit nord-européen ou la demande d'échange bilatéral franco-italien.

I. 2 Test de co-intégration

Les séries temporelles étudiées sont donc des séries temporelles intégrées de premier ordre selon le test de Dickey et Fuller augmenté. La présente partie propose de tester l'hypothèse de co-intégration entre les séries temporelles représentant la demande de transport désagrégée et l'activité industrielle italienne. En retenant comme dans les sections qui précèdent la définition de la co-intégration d'Engle et Granger (1987), cette partie étudie l'hypothèse de co-intégration en réalisant le test ADF sur les résidus de la relation double logarithmique dite relation d'équilibre long terme :

$$tsp_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot i_t + \varepsilon_t \quad (4.25)$$

Pour la demande de transit littoral, le test de Dickey et Fuller augmenté montre que l'hypothèse de racine unitaire peut être rejetée au moins au seuil de 10% pour les résidus de la relation d'équilibre de long terme (Tableau 66). En suivant la définition d'Engle et Granger, cette observation signifie que les séries p_t désagrégées et la série i_t sont des séries co-intégrées.

Tableau 66 Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries p_t désagrégées et i_t

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
p_{00}	1	-2,56**	-1,96
p_{01}	0	-1,95*	-1,96
p_{05}	0	-3,11***	-1,96
p_{06}	1	-2,99***	-1,96
p_{08}	1	-3,08***	-1,96
p_{09A}	0	-3,46***	-1,96
p_{09C}	2	-2,64**	-1,96
p_{09D}	1	-3,83***	-1,96
p_{tot}	0	-2,36**	-1,96

La même conclusion peut être formulée pour la demande désagrégée de transport d'échange

bilatéral franco-italien (Tableau 67) à une exception près. La série f_{09D} et la série i_t ne semblent en effet pas co-intégrées selon ce test. Cette relation correspond à la demande de transport de biens appartenant à la catégorie NST9d (autres articles manufacturés). La valeur de la statistique t_{obs} est toutefois proche de la valeur critique de cette statistique au seuil de 10%. L'hypothèse de co-intégration n'est donc pas complètement écartée.

Tableau 67 Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries f_t désagrégées et i_t

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
f_{00}	0	-3,19***	-1,96
f_{01}	0	-3,51***	-1,96
f_{02}	0	-2,07**	-1,96
f_{03}	1	-3,85***	-1,96
f_{04}	1	-3,63***	-1,96
f_{05}	0	-2,11**	-1,96
f_{06}	0	-3,98***	-1,96
f_{07}	1	-2,03**	-1,96
f_{08}	3	-3,06***	-1,96
f_{09A}	0	-2,29**	-1,96
f_{09C}	0	-4,05***	-1,96
f_{09D}	0	-1,50	-1,96
f_{tot}	0	-3,44***	-1,96

Enfin, pour la demande de transit nord-européen, l'hypothèse de stationnarité des résidus de la relation de long terme est généralement écartée au moins au seuil de 10%. Deux exceptions sont toutefois notables. Il s'agit des séries n_{03} et n_{04} , correspondant aux catégories NST3 (produits pétroliers) et NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie). La valeur de la statistique t_{obs} reste relativement proche de la valeur critique de cette statistique au seuil de 10%. Ceci incite donc à interpréter avec prudence cette observation et à ne pas entièrement rejeter l'hypothèse d'une relation de co-intégration entre les séries temporelles.

Tableau 68 Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries n_t désagrégées et i_t

Séries	Retards	t_{obs}	$ADF_{.05}$
n_{00}	0	-3,45***	-1,96
n_{01}	0	-4,21***	-1,96
n_{02}	0	-1,69*	-1,96
n_{03}	3	-1,42	-1,96
n_{04}	0	-1,25	-1,96
n_{05}	1	-2,13**	-1,96
n_{06}	0	-2,87***	-1,96
n_{07}	2	-3,14***	-1,96
n_{08}	0	-2,22**	-1,96
n_{09A}	0	-4,69***	-1,96
n_{09C}	2	-3,08***	-1,96
n_{09D}	0	-3,80***	-1,96
n_{tot}	3	-3,65***	-1,96

La présente partie montre alors qu'en général, il existe une relation de co-intégration entre la demande désagrégée de transport de marchandises et l'activité industrielle italienne. La sous-section qui suit propose de prolonger cette observation et d'estimer la relation entre ces variables en utilisant un modèle à correction d'erreur en deux étapes.

II L'estimation des relations à correction d'erreur pour la donnée désagrégée

La demande désagrégée de transport et l'activité industrielle italienne sont des séries temporelles co-intégrées. Il est donc possible d'estimer la relation entre ces variables en appliquant la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987). La présente sous-section est composée de deux parties. Une première partie présente les résultats des estimations du modèle de long terme. Les estimations du modèle à correction d'erreur figurent dans la seconde partie.

II. 1 Les relations de long terme désagrégées

La relation de long terme correspond au modèle double-logarithmique. Cette relation est globalement peu significative pour la demande de transport de transit au passage de Vintimille (Tableau 69). Les coefficients de corrélation ajustés sont ainsi inférieurs à 50% pour la moitié des relations estimées. La valeur du coefficient associé à la variable i_t est toutefois toujours significative au moins au seuil de 10%. Ce coefficient s'interprète comme l'élasticité de long terme de la demande de transport par rapport à la VA industrielle italienne. Ces coefficients présentent des valeurs élevées, comprises entre quatre et huit.

Tableau 69 Estimation du modèle double-logarithmique, séries p_t désagrégées

Séries	cst	i_t	R ²	R ² aj.	n
p_{00}	-108,1 (61,1)	4,59 (2,33)*	0,26	0,19	13
p_{01}	-126,3 (40,3)***	5,27 (1,53)***	0,52	0,47	13
p_{05}	-191,3 (23,9)***	7,75 (0,91)***	0,87	0,86	13
p_{06}	-194,4 (61,3)***	7,85 (2,33)***	0,51	0,46	13
p_{08}	-141,3 (43,9)***	5,86 (1,67)***	0,53	0,48	13
p_{09A}	-128,9 (35,4)***	5,40 (1,33)***	0,60	0,56	13
p_{09C}	-104,2 (48,0)***	4,39 (1,83)***	0,34	0,28	13
p_{09D}	-172,6 (34,1)***	7,08 (1,30)***	0,73	0,71	13
p_{tot}	-146,3 (24,7)***	6,13 (0,94)***	0,79	0,79	13

Pour la demande de transport d'échange entre la France et l'Italie, le modèle d'équilibre de long terme est globalement significatif pour la plupart des catégories de biens considérées (Tableau 70). Les catégories de biens pour lesquelles le modèle n'est pas significatif sont les catégories NST0

(produits agricoles), NST2 (combustibles et minéraux solides), NST7 (engrais) et dans une moindre mesure, la catégorie NST9c (verre, faïence et porcelaine). Enfin, pour la NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie), l'élasticité estimée est significative uniquement en apparence car elle est négative.

Tableau 70 Estimation du modèle double-logarithmique, séries f_t désagrégées

Séries	cst	i_t	R ²	R ² aj.	n
f_{00}	-2,52 (9,13)	0,66 (0,35)*	0,19	0,14	17
f_{01}	-22,8 (5,3)***	1,41 (0,20)***	0,77	0,75	17
f_{02}	11,9 (10,6)	-0,01 (0,41)	0,00	0,00	17
f_{03}	-75,1 (16,5)***	3,34 (0,62)***	0,65	0,63	17
f_{04}	82,0 (10,7)***	-2,59 (0,41)***	0,73	0,71	17
f_{05}	4,17 (6,15)	0,40 (0,23)*	0,16	0,11	17
f_{06}	-22,0 (4,23)***	1,39 (0,16)***	0,83	0,82	17
f_{07}	19,4 (23,1)	-0,30 (0,88)	0,01	0,00	17
f_{08}	-45,9 (4,6)***	2,30 (0,18)***	0,92	0,91	17
f_{09A}	-25,9 (7,5)***	1,53 (0,29)***	0,66	0,63	17
f_{09C}	-21,2 (10,1)**	1,30 (0,3)***	0,43	0,39	17
f_{09D}	-58,8 (6,2)***	2,82 (0,24)***	0,90	0,90	17
f_{tot}	-13,9 (3,7)***	1,17 (0,14)***	0,82	0,81	17

Enfin, pour la demande de transport de transit nord-européen, les relations désagrégées sont généralement bonnes. Les exceptions sont les catégories NST2 (combustibles et minéraux solides),

NST3 (produits pétroliers), NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie) et NST7 (engrais). Se retrouvent donc des catégories pour lesquelles les relations ne sont pas non plus significatives pour la demande de transport d'échange franco-italien. Il s'agit de secteurs industriels en déclin (minerais et déchets pour la métallurgie) ou de secteurs liés aux matières premières (combustibles et minéraux solides, produits pétroliers) ou à l'agriculture (engrais, produits agricoles).

Tableau 71 Estimation du modèle double-logarithmique, séries n_t désagrégées

Séries	cst	i_t	R ²	R ² aj.	n
n_0	-2,43 (4,05)	0,65 (0,15) ^{***}	0,55	0,51	17
n_{01}	-5,35 (4,91)	0,76 (0,19) ^{***}	0,52	0,49	17
n_{02}	5,60 (27,5)	0,24 (1,05)	0,05	0,00	17
n_{03}	24,5 (15,9)	-0,48 (0,60)	0,04	0,00	17
n_{04}	15,5 (10,8)	-0,05 (0,41)	0,00	0,00	17
n_{05}	-18,2 (4,27) ^{***}	1,26 (0,16) ^{***}	0,80	0,79	17
n_{06}	-38,5 (6,0) ^{***}	2,03 (0,23) ^{***}	0,84	0,83	17
n_{07}	-11,0 (13,5)	0,88 (0,52)	0,16	0,11	17
n_{08}	-17,5 (5,4) ^{***}	1,23 (0,21) ^{***}	0,70	0,68	17
n_{09A}	-38,3 (1,96) ^{***}	2,02 (0,11) ^{***}	0,96	0,95	17
n_{09C}	-49,1 (10,8) ^{***}	2,37 (0,41) ^{***}	0,69	0,67	17
n_{09D}	-67,5 (6,7) ^{***}	3,20 (0,25) ^{***}	0,91	0,91	17
n_{tot}	-37,4 (2,08) ^{***}	2,08 (0,14) ^{***}	0,94	0,93	17

Ces estimations peuvent être interprétées à partir du Tableau 72 qui reproduit la valeur des

élasticités de long terme estimées lorsqu'elles sont significativement différentes de zéro. Il est alors possible d'observer que la valeur des élasticités estimées varie sensiblement selon les catégories de biens ou les types de demande de transport considérés.

Tableau 72 Les élasticités de long terme par catégories de produits

		p_t	f_t	n_t
NST0	Produits agricoles	n. s.	n. s.	0,65
NST1	Agro-alimentaire	5,27	1,41	0,76
NST2	Combustibles et minéraux solides	n. é.	n. s.	n. s.
NST3	Pétroliers	n. é.	3,34	n. s.
NST4	Minerais et déchets pour la métallurgie	n. é.	n. s.	n. s.
NST5	Sidérurgie, métallurgie	7,75	n. s.	1,26
NST6	Matériaux de construction	7,85	1,39	2,03
NST7	Engrais	n. é.	n. s.	n. s.
NST8	Chimie	5,86	2,30	1,23
NST9a+b	Machines et articles métalliques	5,40	1,53	2,02
NST9c	Verre, faïence et porcelaine	4,39	1,30	2,37
NST9d	Autres articles manufacturés	7,08	2,82	3,20
Ensemble Eurostat		6,13	1,17	2,08
Alpinfo (Rappel)		5,64	2,05	1,85

Note : n. é. et n. s. signifient respectivement que les élasticités sont non étudiées ou non significatives

Deux conclusions ressortent plus particulièrement de ce tableau. D'abord, *les élasticités estimées ne sont pas significatives pour certaines catégories de biens*. C'est en particulier le cas des catégories NST2 (combustibles et minéraux solides), NST4 (minerais et déchets pour la métallurgie) et NST7 (engrais) et, de façon moins systématique, des catégories NST0 (produits agricoles), NST3 (produits pétroliers) et NST5 (sidérurgie, métallurgie). Ces secteurs sont des secteurs liés à l'agriculture, liés aux matières premières brutes ou des secteurs industriels en déclin. Cette conclusion signifie que, pour ces secteurs, il n'existe pas de relation entre la demande de transport à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Ensuite, lorsqu'elles sont significativement différentes de zéro, la valeur des élasticités estimées pour la demande de transit littoral est significativement plus élevée que celle des élasticités estimées pour les deux autres types

de transport de marchandises à travers les Alpes. Il convient désormais de présenter les résultats des estimations du modèle à correction d'erreur réalisées pour la donnée Eurostat désagrégée.

II. 2 Les relations à correction d'erreur désagrégées

Les relations à correction d'erreur sont successivement estimées pour les trois types de transport à travers les Alpes considérés. Pour la demande de transit littoral, il est peu surprenant d'observer que les modèles désagrégés estimés sont rarement significatifs¹⁹ (Tableau 73).

Tableau 73 Estimation du modèle à correction d'erreur, séries p_t désagrégées

Séries	Δi_t	$\hat{\epsilon}_{t-1}$	R ²	R ² aj.	n
Δp_{00}	-3,01 (4,23)	-0,35 (0,24)	0,26	0,11	12
Δp_{01}	0,82 (3,38)	-0,46 (0,33)	0,17	0,00	12
Δp_{05}	6,93 (2,04)***	-0,88 (0,30)**	0,65	0,58	12
Δp_{06}	1,40 (4,97)	-0,70 (0,28)**	0,40	0,28	12
Δp_{08}	1,48 (3,67)	-0,71 (0,29)**	0,38	0,25	12
Δp_{09A}	2,03 (3,08)	-1,13 (0,31)***	0,59	0,50	12
Δp_{09C}	0,27 (4,10)	-0,46 (0,31)	0,20	0,03	12
Δp_{09D}	1,53 (2,53)	-0,97 (0,26)	0,59	0,51	12
Δp_{tot}	1,89 (1,66)	-0,59 (0,24)**	0,41	0,29	12

La seule catégorie de biens pour laquelle la relation est significative est la catégorie NST5

¹⁹ Dans ce qui suit, un modèle significatif est entendu comme un modèle pour lequel le coefficient associé à la variable Δi_t est significativement différent de zéro.

(sidérurgie, métallurgie) comme cela était le cas pour le modèle linéaire de moyen terme (Tableau 26, p.122). La non-significativité des relations estimées s'explique par l'instabilité de la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle pour ce type de demande et par la petite taille de l'échantillon. Pour la demande de transport d'échange bilatéral franco-italien, le modèle à correction d'erreur n'est significatif que pour quatre des douze relations désagrégées estimées (Tableau 74). Elle est également significative pour la demande agrégée (série Δf_{tot}).

Tableau 74 Estimation du modèle à correction d'erreur, séries f_t désagrégées

Séries	Δi_t	$\hat{\epsilon}_{t-1}$	R ²	R ² aj.	n
Δf_{00}	1,39 (1,12)	-0,69 (0,22) ^{***}	0,45	0,37	16
Δf_{01}	1,14 (0,74)	-0,86 (0,25) ^{***}	0,53	0,46	16
Δf_{02}	1,20 (1,52)	-0,71 (0,33) ^{***}	0,26	0,15	16
Δf_{03}	1,43 (2,18)	-0,66 (0,24)	0,38	0,29	16
Δf_{04}	-0,82 (1,43)	-0,57 (0,25) ^{**}	0,27	0,17	16
Δf_{05}	1,65 (0,73) ^{**}	-0,42 (0,22) [*]	0,43	0,35	16
Δf_{06}	0,98 (0,61)	-1,16 (0,30) ^{***}	0,57	0,50	16
Δf_{07}	0,35 (0,45)	1,24 (5,14)	0,06	0,00	16
Δf_{08}	2,00 (0,64) ^{***}	-1,08 (0,25) ^{***}	0,62	0,57	16
Δf_{09A}	1,78 (1,00) [*]	-0,54 (0,25) ^{**}	0,39	0,31	16
Δf_{09C}	-0,06 (1,45)	-1,08 (0,27) ^{***}	0,54	0,48	16
Δf_{09D}	2,28 (0,80) ^{**}	-0,40 (0,28)	0,40	0,32	16
Δf_{tot}	1,22 (0,53) ^{**}	-0,67 (0,28) ^{**}	0,49	0,41	16

Enfin, pour la demande de transport de transit nord-européen, le modèle à correction d'erreur est significatif pour cinq des douze relations désagrégées estimées et pour la relation agrégée (série Δn_{tot}).

Tableau 75 Estimation du modèle à correction d'erreur

Séries	Δi_t	$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	R ²	R ² aj.	n
Δn_{00}	0,76 (0,72)	-0,85 (0,31)**	0,39	0,30	16
Δn_{01}	0,76 (0,73)	-0,85 (0,31)**	0,39	0,30	16
Δn_{02}	4,63 (2,65)*	-0,29 (0,17)	0,31	0,21	16
Δn_{03}	2,59 (1,82)	-0,44 0,21	0,30	0,19	16
Δn_{04}	0,42 (1,09)	-0,23 (0,19)	0,10	0,00	16
Δn_{05}	0,92 (0,48)*	-0,39 (0,21)*	0,36	0,26	16
Δn_{06}	1,17 (0,83)	-0,73 (0,25)	0,42	0,34	16
Δn_{07}	0,63 (1,85)	-0,12 (0,25)	0,03	0,00	16
Δn_{08}	1,45 (0,63)**	-0,46 (0,21)**	0,35	0,26	16
Δn_{09A}	1,66 (0,42)***	-1,23 (0,26)***	0,75	0,71	16
Δn_{09C}	2,60 (1,43)*	-0,45 (0,24)**	0,37	0,28	16
Δn_{09D}	1,32 (0,86)	-1,02 (0,29)***	0,62	0,57	16
Δn_{tot}	1,01 (0,45)**	-1,14 (0,23)***	0,70	0,66	16

Les résultats de ces estimations sont synthétisés dans le Tableau 76. Plusieurs conclusions peuvent être formulées à partir de ce tableau. La première conclusion de ce tableau est la *non-significativité des relations à correction d'erreur estimées pour la demande de transit littoral*. Cette observation

est à relier avec l'instabilité des relations agrégées estimées et la petite taille de l'échantillon pour ce type de demande de transport. Ensuite, ce tableau souligne la *non-significativité de plus de la moitié des relations désagrégées estimées pour les deux autres types de transport de marchandises*. Ce phénomène ne semble toutefois pas signifier que le modèle à correction d'erreur n'est pas un modèle pertinent pour estimer la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle italienne. Le modèle en taux de croissance de moyen terme n'était pas, lui non plus, significatif pour la plupart de ces catégories. Cette observation corrobore alors l'idée selon laquelle il existe une relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle pour seulement quelques catégories de marchandises.

Tableau 76 Les élasticités de court terme par catégories de produits

		p_t	f_t	n_t
NST0	Produits agricoles	n. s.	n. s.	n. s.
NST1	Agro-alimentaire	n. s.	n. s.	n. s.
NST2	Combustibles et minéraux solides	n. é.	n. s.	n. s.
NST3	Pétroliers	n. é.	n. s.	4,63
NST4	Minerais et déchets pour la métallurgie	n. é.	n. s.	n. s.
NST5	Sidérurgie, métallurgie	6,93	1,65	0,92
NST6	Matériaux de construction	n. s.	n. s.	n. s.
NST7	Engrais	n. é.	n. s.	n. s.
NST8	Chimie	n. s.	2,00	1,45
NST9a+b	Machines et articles métalliques	n. s.	1,78	1,66
NST9c	Verre, faïence et porcelaine	n. s.	n. s.	2,60
NST9d	Autres articles manufacturés	n. s.	2,28	n. s.
Ensemble Eurostat		n. s.	1,22	1,01
Alpinfo (Rappel)		3,85	1,11	1,40

Enfin, il est notable d'observer la *relative proximité entre les élasticités agrégées estimées à partir*

des données Eurostat et Alpinfo. Cette observation est particulièrement vraie pour la demande de transport d'échange bilatéral entre la France et l'Italie. Pour la demande de transit nord-européen, la différence entre les estimations agrégées Eurostat et Alpinfo peut s'expliquer par la différence de périmètre du transit nord européen selon les données. La donnée Eurostat réduit en effet la demande de transit nord-européens aux flux de transport entre l'Italie d'une part et l'Allemagne, le Danemark, les pays du Bénélux et le Royaume-Uni d'autre part. La définition d'Alpinfo est plus large puisque peuvent y prendre part des flux qui concernent les pays scandinaves ou des pays de l'Est de l'Europe.

Conclusion de la section

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur à partir de la donnée désagrégée d'Eurostat offre des éléments complémentaires à l'estimation de cette relation au niveau agrégé. S'il est difficile d'interpréter les relations estimées pour la demande de transit littoral en raison de la petite taille de l'échantillon, les estimations relatives à la demande de transport d'échange bilatéral entre la France et l'Italie ainsi que la demande de transit littoral entre l'Italie et les pays du nord de l'Europe sont plus intéressantes. Ces estimations montrent en effet que la relation entre la demande de transport de transport de marchandises et l'activité industrielle n'est significative que pour quelques catégories de biens. Plus précisément, il ressort de ce travail que la relation transport/activité industrielle n'est pas significative pour les catégories de biens liés au secteur agricole, aux matières premières et aux industries en déclin. Ces estimations corroborent alors les conclusions du troisième chapitre. Enfin, d'un point de vue méthodologique, ces estimations offrent une illustration supplémentaire de la pertinence de l'économétrie des séries temporelles et de la co-intégration pour estimer les déterminants de la demande de transport.

Conclusion du chapitre

Les principales conclusions du quatrième chapitre sont les suivantes. D'abord, ce chapitre montre que les *techniques de la co-intégration offrent un cadre théorique pertinent pour déterminer la relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle*. Cela illustre l'idée selon laquelle l'application des techniques de la co-intégration représente un facteur de renouvellement important pour la littérature.

Ce chapitre offre ensuite quelques illustrations de l'*instabilité* de relation entre la demande de transport et l'activité industrielle. Il a par exemple souligné l'instabilité de la relation entre la demande de transport de transit littoral (p) ou la demande de transit nord-européen (n) et l'activité industrielle italienne au cours de la période [2002-2005], une période caractérisée par un recul significatif de l'activité industrielle italienne. De même, il souligne l'instabilité (la décroissance) des élasticités estimées pour la demande de transit au passage de Vintimille.

Enfin, ce chapitre souligne la *diversité des élasticités estimées* selon les types de demande de transport ou de marchandises. Les élasticités agrégées estimées pour la demande de transit littoral sont significativement plus élevées que les élasticités estimées pour les autres types de transport transalpin. De même, les estimations désagrégées du modèle ECM montrent des élasticités variées selon les catégories de biens considérées. Cela signifie qu'il existe une relation entre la demande de transport de marchandises et l'activité industrielle pour seulement quelques catégories de biens. Les catégories pour lesquelles la relation transport/activité industrielles ne sont pas significatives sont pour l'essentiel des catégories liées au secteur agricole, aux matières premières et aux industries en déclin..

Conclusion de la seconde partie

Dans cette partie, la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne est estimée en utilisant deux spécifications économétriques alternatives, à savoir le modèle en taux de croissance et la modélisation à correction d'erreur. Les deux chapitres qui précèdent montrent que, d'après ces modèles, il existe une relation statistiquement significative entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. Il ressort de ces estimations que ces modèles sont, l'un comme l'autre, pertinents pour estimer la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle.

Les résultats de ces estimations sont interprétés en termes d'élasticité de la demande de transport par rapport à la VAI italienne. Le Tableau 77 reproduit la valeur des élasticités estimées par les deux modèles utilisés.

Tableau 77 Les élasticités de la demande agrégée de transport par rapport à la VAI italienne

	donne Alpinfo		donne Eurostat	
	E	Q	E	Q
<i>p</i>	3,85	6,61 ^(v)	n. s.	n. s.
<i>f</i>	1,11	1,24	1,22	1,66
<i>n</i>	1,40	1,38 ^(v)	1,01	1,29

Note : Le signe ^(v) signifie que les élasticités estimées sont des élasticités variables en fonction du taux de croissance de la VAI italienne. Les élasticités sont alors calculées en supposant un taux de croissance de la VAI italienne de 1,9%.

Ce tableau montre qu'il existe une certaine proximité entre les résultats du modèle à correction d'erreur (noté E) et ceux du modèle en taux de croissance (noté Q, pour quin-quin fret). La proximité des résultats concerne plus particulièrement les relations estimées à partir de la *donne*

Alpinfo pour la demande de transport de transit nord-européen (*n*) ou la demande d'échange bilatéral franco-italien (*f*). En revanche, pour la demande de transit littoral, les élasticités estimées varient sensiblement selon les modèles. Cela n'est guère surprenant compte tenu de la spécificité de ces flux pour lesquels la relation transport/activité industrielle s'est avérée particulièrement instable.

Pour la *donnée Eurostat agrégée*, les élasticités estimées varient légèrement selon les modèles pour tous les types de demande de transport de marchandises. Ces estimations doivent néanmoins être interprétées avec prudence compte tenu de la faible qualité de la donnée Eurostat. En outre, il est notable d'observer que les élasticités estimées à partir du modèle à correction d'erreur ou du modèle en taux de croissance de moyen terme sont significativement inférieures à la plupart des élasticités estimées par les modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes présentés dans l'introduction de cette partie (**Tableau 8**, p.83). Les modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes utilisent en effet généralement une spécification double-logarithmique pour estimer ces élasticités. Ce modèle est fortement biaisé et entraîne une surévaluation de la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle italienne. L'utilisation des élasticités double-logarithmiques pour prévoir la demande pourrait alors conduire à une surestimation de la demande de transport de marchandises.

L'estimation du modèle à correction d'erreur comme celle du modèle linéaire en taux de croissance mettent également en évidence deux éléments supplémentaires qu'il convient de souligner. Ces éléments concernent la non-significativité de certaines élasticités de la demande de transport estimées au niveau désagrégé et la stabilité des relations estimées.

La relation entre la demande de transport désagrégée par catégories de marchandises et l'activité industrielle italienne n'est en effet statistiquement significative que pour quelques catégories de marchandises (Tableau 78). Cette observation ne remet toutefois pas en cause la significativité des

estimations. Il est en effet possible d'observer ce phénomène dans d'autres contextes. Gabella-Latreille (1997) observe ainsi que la relation entre le taux de croissance de moyen terme de la demande de transport national en France et celui de l'indice de production industrielle n'est pas significative pour les catégories NST2, NST4 et NST6. Ce constat signifie que la demande de transport de certains types de marchandises n'est pas corrélée à l'activité industrielle italienne. Dans les présentes estimations, cette observation concerne plus particulièrement des catégories de biens liées au secteur agricole (NST0, NST1, NST7) et les industries en déclin (NST2, NST4).

Tableau 78 Les élasticités par catégories de produits

	<i>p</i>		<i>f</i>		<i>n</i>		Gabella-Latreille
	E	Q	E	Q	E	Q	
NST0	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST1	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST2	n. é.	n. s.	n. s.	-1,03 ^(v)	n. s.	6,98	n. s.
NST3	n. é.	n. s.	n. s.	n. s.	4,63	5,55	2,69 ^(v)
NST4	n. é.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST5	6,93	10,0 ^(v)	1,65	2,35	0,92	1,38	2,39 ^(v)
NST6	n. s.	n. s.	n. s.	1,65	n. s.	2,15	1,55 ^(v)
NST7	n. é.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
NST8	n. s.	n. s.	2,00	n. s.	1,45	1,56	2,49 ^(v)
NST9a+b	n. s.	n. s.	1,78	3,98	1,66	2,55	3,68 (a) ^(v) 3,56 (b) ^(v)
NST9c	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.	2,60	n. s.	1,55 ^(v)
NST9d	n. s.	n. s.	2,28	1,96	n. s.	n. s.	

Note : Le signe ^(v) signifie que les élasticités estimées sont des élasticités variables en fonction du taux de croissance de la VAI italienne. Les élasticités sont alors calculées en supposant un taux de croissance de la VAI italienne de 1,9%.

Ces estimations soulèvent également des interrogations concernant la stabilité des relations estimées. En premier lieu, il convient d'observer le comportement des relations estimées dans les périodes de recul de la conjoncture industrielle. L'estimation de la relation affine entre les taux de croissance de la demande de transport et de l'activité industrielle italienne met ainsi en évidence

une constante positive alors qu'une valeur négative est *a priori* attendue pour le terme constant. Cela signifie que la demande de transport de marchandises augmente même en situation de recul de l'activité industrielle. Ce phénomène explique pourquoi la demande de transit littoral ou la demande de transit nord-européen d'une part et l'activité industrielle italienne n'apparaissent pas comme des séries co-intégrées en prenant l'échantillon complet. Pour ces séries temporelles, la relation de co-intégration ne s'observe qu'après avoir retiré de l'échantillon la période [2002-2005] correspondant à une longue période de recul de l'activité industrielle italienne. Ce phénomène est interprété en observant la décorrélation entre l'évolution des échanges extérieurs italiens et l'activité industrielle italienne. Les échanges extérieurs italiens augmentent ainsi même en période de repli de la conjoncture industrielle. Il est alors logique d'observer que les flux de transport de marchandises à travers les Alpes qui sont la matérialisation des échanges extérieurs italiens avec quelques uns de ces principaux partenaires augmentent également en période de repli de l'activité industrielle italienne.

La seconde interrogation concernant la stabilité des relations estimées est relative à la valeur explosive de l'élasticité de la demande de transit littoral. Ces valeurs explosives cachent en fait une forte décroissance de cette élasticité comme le montre le test des estimations récursives. En revanche, il n'est pas possible d'observer un phénomène de ce type pour les autres types de transport transalpin pour lesquels il n'existe aucune évidence empirique de décroissance de la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport à la production industrielle italienne.

Ces observations rejoignent des conclusions formulées plus tôt dans un travail du laboratoire d'économie des transports (LET, 1997b) appliquant le modèle quin-quin fret à la demande de transport entre l'Italie et le reste de l'Europe. Les auteurs de ce rapport soulignent ainsi :

[...] Nous avons orienté les recherches économétriques vers des fonctions à élasticités variables. Il nous faut donc préciser que les élasticités du transport

international à la croissance industrielle sont élevées parce que la pente de la droite et l'ordonnée à l'origine sont significativement supérieures à zéro.

L'utilisation de ces élasticités pour construire les scénarios d'évolution des échanges de fret conduit à des résultats explosifs, non conformes à ce qui se serait supposé se produire si l'on considérait une période temporelle plus longue (par exemple depuis le début de la décennie 1970). Ainsi les échanges entre l'Italie et l'Espagne qui explosent littéralement au détriment des pays tels que la France ou l'Allemagne qui sont pourtant aujourd'hui des partenaires privilégiés de l'Italie.

On ne peut raisonnablement projeter les échanges des pays européens à partir des relations explicatives (et donc des élasticités) construites sur la période 1984-1992. Dans le cas contraire, on ferait l'hypothèse sous-jacente que l'impact à long terme de la modification de la donne commerciale européenne se prolongerait avec la même intensité à un horizon de long terme (LET, 1997b, p.21).

Au terme de cette partie, les deux modèles économétriques estimés semblent pertinents pour prévoir la demande de transport de marchandises même si chacun des modèles estimés présente des limites. Les résultats de ces modèles sont d'ailleurs relativement proches. Dans ce qui suit, un exercice de prévision poursuit ces investigations en appliquant les résultats de ces estimations.

Partie 3 La demande de transport de marchandises à travers
les Alpes à horizon 2030

Il existe une relation statistiquement significative entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne. L'estimation de deux modèles économétriques, le modèle en taux de croissance et le modèle à correction d'erreur, souligne cette évidence. La présente partie propose d'utiliser les résultats de ses estimations économétriques pour prévoir la demande de transport de marchandises à horizon 2015 et 2030.

Dans le premier chapitre (*chapitre 5*), la présente partie cherche à déterminer le modèle le plus pertinent pour prévoir la demande de transport de marchandises à long terme. Si le modèle double-logarithmique apparaît comme le modèle le moins pertinent pour prévoir la demande de transport, il est en revanche difficile de choisir entre le modèle à correction d'erreur et le modèle quin-quin. Ce chapitre propose alors de combiner les prévisions des modèles alternatifs. Cette technique de prévision souvent utilisée dans d'autres sous-disciplines de la science économique permet de réduire l'incertitude des prévisions.

Dans le second chapitre (*chapitre 6*), les volumes globaux de transport à travers les Alpes prévus dans le chapitre 5 sont désagrégés par mode et par passage. Le passage des volumes globaux de transport aux volumes désagrégés est réalisé en utilisant les modèles de répartition et d'affectation de l'étude de LTF (2003). Ces prévisions permettent alors de déterminer les horizons de saturation des infrastructures de transport dans les Alpes françaises. Il ressort de ces prévisions qu'il existe un risque de saturation des infrastructures de transport routier de marchandises entre 2015 et 2020, justifiant l'utilisation des capacités (inexploitées) de transport ferroviaire, par un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle.

Chapitre 5 La combinaison de prévisions : une méthode pour réduire l'incertitude des prévisions

Les fonctions de demande de transport de marchandises ont récemment connu de nouveaux développements en partie liés à l'application de nouveaux développements issus de l'économétrie des séries temporelles. Il est alors étonnant d'observer que, malgré l'application de techniques économétriques plus rigoureuses, l'incertitude des modèles de prévisions demeure un sujet d'investigation majeur en économie des transports (Flyvbjerg *et al.*, 2005 ; Flyvbjerg, 2005 ; Hugosson, 2005 ; RAND Europe, 2005 ; Skarmis et Flyvbjerg, 1997).

Cette apparente contradiction entre un intérêt croissant pour l'incertitude des modèles de prévision

et l'application de nouvelles techniques économétriques à la demande de transport de marchandises s'explique par l'intervention croissante de capitaux privés dans la réalisation d'infrastructures de transport. L'intervention croissante des capitaux privés dans les infrastructures de transport produit un nouveau contexte institutionnel sur lequel il convient brièvement de revenir.

L'intervention croissante de capitaux privés en économie des transports s'oppose en effet à un résultat théorique de la science économique. Arrow et Lind (1970) expliquent qu'en présence d'incertitude, il est optimal de réaliser un investissement en utilisant des fonds publics de façon à partager le risque entre le plus grand nombre d'individus. Bonnafous (2005) montre que cette conclusion n'est plus valable en introduisant un différentiel de productivité entre le secteur privé et le secteur public. En postulant un écart de productivité entre le secteur privé et le secteur public (en faveur du secteur privé), Bonnafous montre alors qu'il est (paradoxalement) optimal de réaliser les investissements rentables en utilisant des fonds publics et les investissements non rentables en utilisant des fonds privés. Cette conclusion, désormais entendue comme le *paradoxe de Bonnafous*, contribue à expliquer l'intervention croissante des capitaux privés dans la réalisation d'infrastructures de transport, les infrastructures de transport les plus rentables étant en effet réalisées depuis longue date. Ce nouveau contexte institutionnel explique l'intérêt porté pour le risque et les erreurs de prévision en dépit des progrès permis par l'application de nouvelles techniques économétriques.

Le présent chapitre propose de mettre à profit les récents développements des modèles de prévision de la demande de transport de marchandises pour réduire l'incertitude des prévisions. La principale proposition de cette section est de montrer que la combinaison de modèles permet de réduire l'incertitude des prévisions. La combinaison de prévisions est une méthode originellement développée en économie des transports (Bates et Granger, 1969). A notre connaissance, cette méthode n'a étrangement pas donné lieu à d'autres applications en économie des transports malgré

un succès croissant dans d'autres sous disciplines de la science économique comme la macroéconomie ou la finance.

La Section 1 montre la difficulté qui existe à considérer un modèle meilleur que les autres. Dans un premier temps, les avantages et les limites des modèles alternatifs sont rappelés. Ensuite, l'exactitude (*accuracy*) des prévisions des différents modèles est étudiée en comparant les taux de croissance de la demande de transport observés aux taux de croissance de la demande prévus en utilisant les élasticités de la demande de transport estimées par chacun des modèles économétriques.

La Section 2 propose de résoudre le dilemme du meilleur modèle en introduisant une méthode de réduction des incertitudes quasiment inédite en économie des transports : la combinaison des prévisions. Deux simulations soulignent la pertinence de cette méthode.

Enfin, la Section 3 estime la demande globale de transport de marchandises à horizon 2030 en formulant différentes hypothèses quant à l'évolution de la conjoncture industrielle italienne. Les volumes de transport prévus sont estimés en combinant les prévisions du modèle à correction d'erreur et celles du modèle en taux de croissance linéaire.

Section 1 Le dilemme du meilleur modèle

De nombreux modèles économétriques offrent la possibilité d'estimer les déterminants de la demande de transport de marchandises. Le présent travail a par exemple étudié la sensibilité de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes par rapport l'activité industrielle italienne en utilisant trois spécifications alternatives.

Celles-ci correspondent aux modèles suivants :

- (i) le modèle double-logarithmique (noté L),
- (ii) le modèle linéaire en taux de croissance également dit modèle à élasticité variable (noté Q, pour quin-quin fret) et
- (iii) le modèle à correction d'erreur (noté E) suivant la méthode en deux étapes d'Engle et Granger (1987).

La spécification de ces modèles est présentée dans les chapitres qui précèdent. Le lecteur intéressé s'y reportera pour plus de précisions. L'objet de cette section est de déterminer quel est, parmi ces modèles, le plus pertinent pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes.

La première sous-section rappelle les avantages et les inconvénients des modèles économétriques alternatifs. La seconde partie propose ensuite de comparer ces modèles en observant la qualité de leurs prévisions.

I Avantages et limites des modèles : analyse *a priori*

Il a été montré plus haut que les trois modèles économétriques envisagés sont des modèles statistiquement significatifs. Ces modèles présentent des avantages et des inconvénients (Tableau 79).

Tableau 79 Avantages et inconvénients des modèles alternatifs

	Avantages	Inconvénients
L	Forte significativité apparente du modèle Simplicité de l'estimation	Sérieux biais économétriques (auto-corrélation des résidus, non-stationnarité des séries) Modèle à élasticité constante
Q	Modèle à élasticité variable Modèle significatif avec variables lissées	Biais économétrique (auto-corrélation des résidus) pour variables lissées Elasticité croissante avec la croissance industrielle, non décroissante.
E	Fondements théoriques importants	Modèle à élasticité constante

En suivant ce tableau, il est *a priori* impossible de considérer sans ambiguïté un modèle comme étant meilleur que les autres. La rigueur économétrique incite par exemple à préférer le modèle à correction d'erreur plutôt que les autres modèles, ces derniers présentant des biais économétriques plus ou moins sérieux. Le modèle le plus sérieusement biaisé est le modèle double-logarithmique puisque les variables de ce modèle risquent d'être non-stationnaires. Le modèle quin-quin fret risque, de son côté, de présenter un biais d'auto-corrélation temporelle des résidus provoqué par le lissage de moyen terme des séries temporelles.

Pour autant, le modèle à correction d'erreur n'est pas un modèle exempt de limites. Ce modèle est en effet un modèle à élasticité constante alors que beaucoup estiment que la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle est une relation à élasticité variable. Cette remarque

incite à privilégier le modèle quin-quin qui est le seul modèle à élasticité variable.

Il est donc *a priori* difficile de considérer un modèle comme étant meilleur que les autres. Le modèle double-logarithmique apparaît cependant, selon ce tableau, comme le modèle le moins satisfaisant. D'une part, ce modèle postule une élasticité constante alors qu'il semble préférable de considérer une élasticité variable par rapport au taux de croissance de l'industrie. D'autre part, il présente de sérieux biais économétriques.

Ces observations sont toutefois des observations générales, *a priori*. Dans ce qui suit, l'analyse concrète de la performance des prévisions réalisées par ces modèles prolonge ces observations par une simulation.

II L'exactitude des modèles alternatifs de prévision

La présente partie étudie l'exactitude des prévisions des modèles en comparant les taux de croissance prévus par ces modèles aux taux de croissance observés. Les taux de croissance de la demande prévus sont estimés en multipliant la valeur estimée de l'élasticité de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne au taux de croissance de la valeur ajoutée industrielle observée.

Deux indicateurs sont calculés pour estimer l'exactitude des prévisions. L'exactitude des prévisions est en premier lieu estimée en utilisant un indicateur noté *MAPE* (*Mean Absolute Percentage Error*) et définit par :

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right)$$

avec n l'horizon temporel de la prévision, y_t la valeur observée de la variable considérée et \hat{y}_t la valeur prévue de la variable considérée. Il s'agit d'un indicateur communément utilisé dont la valeur augmente avec l'erreur de prévision.

L'exactitude des prévisions est en second lieu estimée en utilisant l'indicateur *MAPE* calculé pour chaque horizon temporel (de un à n). A partir du critère MAPE, les différents modèles de prévision sont classés à chaque horizon temporel possible. Un rang est alors associé à chaque modèle et à chaque horizon temporel (le meilleur modèle prenant la valeur de un). Le critère du rang moyen (*average ranking*) est alors défini comme étant la moyenne des rangs du modèle pour l'ensemble des horizons temporels. Selon ce critère, le meilleur modèle est le modèle présentant le plus faible rang moyen.

Ces indicateurs sont calculés pour comparer l'exactitude des prévisions des modèles économétriques en compétition. Les résultats des comparaisons sont présentés par type de demande de transport transalpin (Tableau 80).

Tableau 80 L'exactitude des modèles de prévision alternatifs
Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris

	MAPE			AR		
	L	Q	E	L	Q	E
<i>p</i>	1,17	0,89	0,92	2,06	1,76	2,18
<i>f</i>	1,84	1,35	1,28	2,05	1,95	2,00
<i>n</i>	1,46	1,15	1,24	2,24	1,71	2,06

Ce tableau montre que, selon ces critères, le modèle double-logarithmique est le modèle pour lequel les taux de croissance de la demande de transport prévus sont les plus éloignés des valeurs

observées. Ce modèle est, selon cette simulation, le modèle de prévision le moins performant en dépit de sa forte significativité économétrique apparente. Entre les modèles Q et E, ce tableau montre ensuite qu'il est difficile de déterminer quel est le meilleur modèle même si le modèle en taux de croissance semble posséder un léger avantage.

Au terme de cette section, il est difficile de considérer un modèle comme étant meilleur que les autres. D'un point de vue économétrique, le modèle double logarithmique présente en apparence une plus grande significativité que les autres modèles. De sérieux biais économétriques amènent cependant à lui préférer le modèle en taux de croissance ou le modèle à correction d'erreur. Cette proposition est corroborée par un exercice de simulation qui souligne également la difficulté qui existe à considérer un modèle comme étant meilleur que les autres. La section qui suit propose de surpasser le dilemme du meilleur modèle en combinant les modèles individuels de prévision. Cette technique, rarement utilisée en économie des transports, mais souvent employée dans d'autres sous disciplines de la science économique, permet de réduire l'incertitude des prévisions.

Section 2 La combinaison de prévisions et la réduction de l'incertitude

La section qui précède souligne la difficulté qui existe à considérer un modèle comme étant meilleur que les autres. La présente section propose de dépasser ce dilemme en introduisant une méthode quasiment inédite de prévision de la demande en économie des transports, basée sur la combinaison des prévisions.

La combinaison de prévisions est une méthode de prévision communément utilisée depuis les années 1960. Dans une extensive revue de la littérature, Clemen (1989) recense ainsi plus de deux cents articles utilisant cette méthode en 1990 contre seulement une dizaine d'articles, trente ans plus tôt. En dépit du succès de cette technique de prévision dans des champs aussi variés que la finance, la météorologie ou la psychologie, cette méthode est méconnue en économie des transports. Il est alors tout à fait étonnant d'observer que l'article pionnier de cette littérature (Bates et Granger, 1969) illustre cette méthode en l'appliquant à la prévision de la demande de transport aérien de voyageurs et que, depuis cet article séminal, aucune recherche n'a plus utilisé cette méthode pour prévoir la demande de transport de voyageurs ou de marchandises²⁰.

La combinaison de prévisions repose sur une idée simple. Cette idée consiste à penser qu'il est possible de réduire l'incertitude de prévision en combinant les prévisions de différents modèles de prévision. Cette idée rejoint l'attitude du financier qui diversifie son portefeuille pour réduire le risque d'un placement. Depuis les articles pionniers de Bates et Granger (1969), Nelson (1972) ou

²⁰ A notre connaissance, cette méthode n'apparaît pas non plus dans les manuels ou les revues de littérature consacrés à la demande de transports.

Dickinson (1973), cette idée a été largement discutée. Ces développements ont d'abord concerné des questions théoriques générales pour progressivement s'orienter vers l'estimation empirique de combinaisons de prévisions. Parallèlement à ces recherches, un article influent de Makiriadis *et al.* (1979) ouvre la voie d'une compétition entre techniques de prévisions, une littérature également entendue comme sous le nom de *M-competition*. Si les combinaisons de prévisions ne figurent pas dans cet article séminal, elles apparaissent dans une compétition plus large organisée par Makiriadis *et al.* (1982). Cet article montre en premier lieu que la combinaison de prévisions améliore l'exactitude des prévisions par rapport aux prévisions des modèles individuels. D'autre part, cet article souligne que les techniques de combinaison les plus simples (utilisant la moyenne des prévisions des modèles individuels) produisent des prévisions de meilleure qualité que les techniques de combinaison plus complexes. Cette conclusion figure encore aujourd'hui parmi les principales conclusions de cette littérature²¹.

La combinaison de prévisions est donc une méthode de prévision largement diffusée chez les prévisionnistes. Dans ce qui suit, deux simulations examinent la pertinence de cette technique pour réduire l'incertitude de prévision dans le cas de la demande de transport. Deux simulations sont successivement proposées pour montrer la pertinence de cette méthode. La première simulation applique une combinaison simple de modèles à la prévision de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. Un second exemple illustre ensuite la pertinence de cette méthode avec la demande totale de transport de marchandises en France.

I Le cas du transport transalpin

La section qui précède a comparé la qualité des taux de croissance prévus en utilisant les résultats

²¹ Le lecteur souhaitant se renseigner sur les autres dimensions de cette littérature pourra utilement se reporter

des modèles économétriques individuels. Dans ce qui suit, cette comparaison est élargie en l'étendant aux prévisions réalisées en combinant les prévisions des modèles individuels. Une technique de combinaison élémentaire est considérée puisque la combinaison retenue correspond à la moyenne des prévisions des modèles individuels.

Le Tableau 81 reproduit la valeur des indicateurs de qualité des prévisions individuelles et des combinaisons de prévisions. Il ressort de ce tableau que le meilleur modèle est un modèle individuel dans la moitié des cas et une combinaison de prévisions dans l'autre moitié des cas. En revanche, il est possible d'observer que le moins bon modèle est toujours un modèle de prévision individuel.

Tableau 81 L'exactitude des modèles individuels et des combinaisons de prévisions
Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris.

	MAPE						
	L	Q	E	L+Q	E+Q	E+L	E+L+Q
<i>p</i>	1,17	0,89	0,92	1,00	0,86	1,03	0,96
<i>f</i>	1,84	1,35	1,28	1,59	1,31	1,55	1,48
<i>n</i>	1,46	1,15	1,24	1,16	1,06	1,34	1,18
	AR						
	L	Q	E	L+Q	E+Q	E+L	E+L+Q
<i>p</i>	4,35	3,02	4,41	3,29	3,11	4,17	3,66
<i>f</i>	4,29	3,90	3,95	4,05	3,86	4,00	3,95
<i>n</i>	4,56	3,07	4,14	3,27	3,30	4,53	3,52

Ces observations montrent que la combinaison de prévisions n'entraîne pas systématiquement une amélioration de la qualité des prévisions par rapport au meilleur modèle individuel de prévision. En revanche, la combinaison de prévisions réduit l'incertitude des prévisions car la qualité des prévisions basées sur une combinaison de modèles est, dans la présente simulation, toujours meilleure que celle du pire modèle de prévision.

à l'article de Clemen (1989).

Cette simulation souligne la qualité des prévisions issues de la combinaison des modèles à correction d'erreur (E) et en taux de croissance de moyen terme (Q). Ces prévisions apparaissent en effet comme étant les meilleures prévisions dans trois des six situations étudiées. Cette observation tend alors à corroborer l'idée selon laquelle l'utilisation de ces deux modèles est préférable à celle du modèle double-logarithmique. Il est d'ailleurs possible d'observer que l'introduction du modèle double-logarithmique dans une combinaison de modèles dégrade généralement la qualité du modèle originel. Ces simulations tendent alors à s'accorder pour estimer que le modèle double logarithmique est un modèle qu'il convient d'écarter.

II Le cas de la demande totale de transport terrestre en France

La section qui précède a montré l'intérêt des combinaisons de modèles pour prévoir la demande de transport de marchandises à partir de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. La présente partie poursuit cette analyse en offrant une seconde illustration avec la demande totale de transport terrestre en France²².

Le Tableau 82 rapporte les résultats des trois modèles estimés. Les trois modèles estimés sont globalement significatifs. Comme pour les estimations réalisées pour la demande de transport de marchandises à travers les Alpes, le modèle double-logarithmique est en apparence le modèle le plus significatif. La valeur des élasticités estimées par ce modèle se distinguent également des élasticités estimées plus élevées que celles des autres modèles.

²² La demande de transport considérée correspond à une série annuelle constituée à partir des *Comptes transport de la nation* publiée chaque année par l'INSEE. La demande de transport est prise en tonne-kilomètres. Elle est constituée d'une série temporelle annuelle couvrant la période [1980-2005]. Elle est constituée par l'ensemble du transport terrestre de marchandises en France (transport ferroviaire, routier, fluvio-maritime et par oléoducs). La variable explicative retenue est l'indice de production industrielle (IPI) également estimé par l'INSEE.

Tableau 82 Estimations des modèles individuels

	Modèle L		Modèle Q		Modèle E
<i>cst</i>	17,8 (0,46) ^{***}	<i>cst</i>	0,012 (0,003) ^{***}	Δipi_t	1,19 (0,24) ^{***}
<i>ipi_t</i>	1,91 (0,10) ^{***}	$\frac{\Delta IPI_t}{IPI_t}$	0,83 (0,21) ^{***}	$\Delta \hat{\epsilon}_{t-1}$	-0,16 (0,10)
R ²	0,97	R ²	0,65	R ²	0,56
<i>n</i>	26	<i>n</i>	23	<i>n</i>	25

En toute rigueur, les résultats de ces estimations ne peuvent être comparés aux valeurs estimées pour la demande de transport à travers les Alpes car les variables expliquées ne sont différentes. Dans les présentes estimations, la variable expliquée est exprimée en unité de transport (la tonne-kilomètre) alors que, dans le cas des modèles alpins, la variable expliquée est exprimée en volume (la tonne).

Les résultats des modèles estimés sont ensuite utilisés pour prévoir le taux de croissance de la demande de transport de marchandises. Comme dans ce qui précède, le taux de croissance prévu est calculé à partir de la sensibilité estimée de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle et du taux de croissance de l'indice de production industrielle observé.

Les indicateurs MAPE et AR sont également utilisés pour estimer la qualité des modèles de prévision. Le Tableau 83 reproduit la valeur de ces indicateurs. Ce tableau tend à corroborer les conclusions des simulations précédentes. Il ressort en effet de ces estimations que les pires modèles de prévision sont des modèles de prévision individuels et que les combinaisons de prévisions ne produisent pas systématiquement les meilleurs modèles. Enfin, ces estimations mettent également en exergue la faible qualité des prévisions réalisées par le modèle double-logarithmique et la performance des prévisions combinant le modèle à correction d'erreur et le modèle en taux de croissance.

Tableau 83 L'exactitude des modèles individuels et des combinaisons de prévisions
Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris.

	L	Q	E	L+Q	E+Q	E+L	E+L+Q
MAPE	1,94	1,72	1,32	1,51	1,34	1,63	1,33
AR	4,56	3,60	4,08	3,60	3,56	4,40	3,72

Au terme de cette section, les deux exercices de simulation réalisés montrent la pertinence de la combinaison de prévisions pour réduire l'incertitude. Il est par ailleurs notable d'observer que l'idée selon laquelle la combinaison de prévisions permet de réduire l'incertitude des prévisions sans pour autant systématiquement améliorer la qualité des modèles de prévision est consistante avec les conclusions de simulations comparables réalisées dans d'autres sous disciplines de la science économique (*e. g.* Hibon et Evgeniou, 2005).

Conclusion de la section

Cette section amène à formuler les conclusions suivantes.

D'abord, la combinaison de prévisions est une technique efficace pour réduire l'incertitude des prévisions. Cette méthode produit en général des prévisions plus fiables que celles du pire modèle individuel de prévision. Ces prévisions ne sont toutefois pas systématiquement de meilleure qualité que celles du meilleur modèle individuel de prévision.

Ensuite, les taux de croissance de la demande prévus en utilisant les élasticités estimées par le modèle double-logarithmique aboutissent souvent aux prévisions les plus éloignées de l'observation. Ceci corrobore alors l'idée selon laquelle il est préférable d'utiliser le modèle à correction d'erreur ou le modèle en taux de croissance de moyen terme au modèle double-logarithmique.

La combinaison de prévisions permet alors de dépasser le dilemme du meilleur modèle tout en permettant de réduire l'incertitude des prévisions. Dans la section qui suit, cette technique est utilisée pour prévoir la demande globale de transport de marchandises à travers les Alpes. Par rapport à ces simulations, l'abandon du modèle double logarithmique constitue la principale innovation. Ce choix est justifié par la faible qualité des prévisions utilisant les élasticités estimées par ce modèle et les sérieux biais économétriques qui limitent la significativité de ces estimations.

Section 3 La demande globale de transport transalpin de marchandises à horizon 2030

Les sections qui précèdent ont présenté un cadre général pour estimer la demande de transport de marchandises. La présente section propose d'utiliser ce cadre général basé sur la combinaison des prévisions du modèle à correction d'erreur et du modèle à élasticité variable pour prévoir les volumes globaux de transport de marchandises à travers les Alpes. Le modèle de prévision considère que la demande globale de transport de marchandises à travers les Alpes est déterminée par le seul taux de croissance de l'activité industrielle italienne. Les volumes de transport prévus dépendent alors de deux éléments :

- (i) des hypothèses tenant d'une part à l'évolution de la *conjoncture industrielle italienne* et
- (ii) d'autre part aux hypothèses relatives à la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle italienne (ou la valeur des *élasticités* retenues).

Ces hypothèses sont successivement présentées dans la première sous-section. La seconde sous-section rapporte les volumes de transport prévus par les modèles individuels et combinés de prévisions selon les différents scénarios à horizon 2030.

I Les hypothèses des modèles de prévision

Le volume global de transport de marchandises prévu dépend des hypothèses relatives à l'évolution

de la conjoncture économique italienne et à la sensibilité postulée de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle italienne. Ces deux éléments sont successivement présentés dans ce qui suit.

I. 1 La relation transport/économie

Le premier type d'hypothèses du modèle de prévision concerne les hypothèses réalisées tenant à la relation entre la demande de transport et l'activité industrielle italienne. La relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne a été estimée par différents modèles économétriques. Parmi les modèles économétriques estimés, le modèle double-logarithmique apparaît comme étant un modèle fortement biaisé en dépit d'une forte significativité économétrique en apparence. D'autre part, deux exercices de simulation montrent que l'utilisation des résultats de ces estimations pour prévoir la demande globale de transport aboutit à des prévisions généralement moins bonnes que les autres modèles économétriques. Ces raisons invitent alors à ne pas considérer les résultats de ce modèle. En revanche, les développements qui précèdent ont montré qu'il était difficile de déterminer le meilleur modèle entre le modèle à correction d'erreur et le modèle de type quin-quin. Cette observation amène à considérer ces deux modèles pour prévoir la demande de transport de marchandises et à écarter le modèle double-logarithmique.

I. 1. 1 Les élasticités du modèle à correction d'erreur

La modélisation à correction d'erreur postule une élasticité constante de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne. Les élasticités estimées par ce modèle sont rappelées dans le Tableau 84.

Tableau 84 Elasticités de la demande par rapport à la VAI italienne, modèle E

	Elasticité
<i>p</i>	3,85
<i>f</i>	1,11
<i>n</i>	1,40

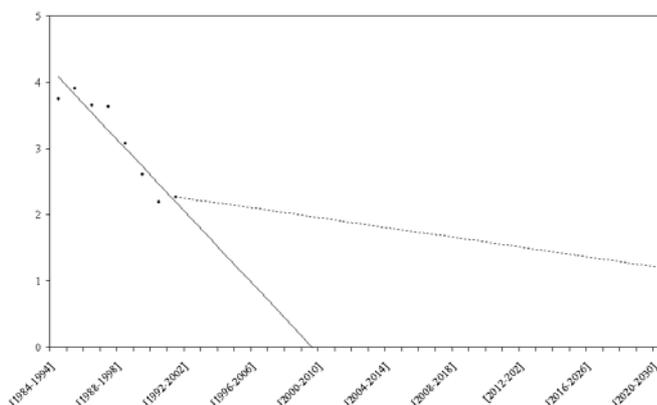
Il existe néanmoins un débat quant à l'évolution dans le temps de la sensibilité de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. Des chercheurs estiment en effet que la valeur de cette élasticité décroît dans le temps avec la maturation progressive des échanges commerciaux bilatéraux. Cette idée est par exemple soutenue par Château et Morcheoine (2001). Elle est également retenue par la plupart des modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes.

Le présent modèle de prévision adopte, sur ce point, une position suivant les conclusions des tests de stabilité réalisés plus haut (voir La stabilité de la relation à correction d'erreur, pp. 162 et s.). Ces tests économétriques montrent en effet que, contrairement à ce qui est observé pour la demande de transit littoral, il n'existe aucune évidence empirique de décroissance des élasticités estimées pour la demande de transport d'échange bilatéral ou la demande de transit nord-européen.

Cette conclusion amène à rejeter, dans le présent modèle de prévision, l'hypothèse d'une décroissance dans le temps de la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité industrielle italienne pour les demandes de type *n* et *f*. En revanche, l'hypothèse de décroissance de l'élasticité de la demande de transport par rapport à la VAI italienne est retenue pour la demande de transit littoral. Pour ce type de demande de transport, il a en premier lieu été envisagé de considérer une décroissance de l'élasticité de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne prolongeant la décroissance observée. Cette alternative conduit à considérer une élasticité négative à partir de 2010 (Figure 27). Cette observation amène alors à considérer une décroissance linéaire de l'élasticité jusqu'à une valeur (mature) de 1,2 en 2030. Ces

élasticité sont représentées par le trait pointillé dans la figure qui suit.

Figure 27 Elasticités de la demande de transit littoral par rapport à la VAI italienne



I. 1. 2 Les élasticité du modèle en taux de croissance

Le modèle en taux de croissance linéaire est, contrairement au modèle à correction d'erreur, un modèle à élasticité variable lorsque la valeur du coefficient associé à la constante du modèle est significativement différente de zéro. La valeur de la constante est significativement différente de zéro pour la demande de transport de transit littoral et pour la demande de transit nord-européen (voir pp. 98 et s.). Une élasticité variable est donc considérée pour la demande de transit nord-européen. En revanche, la valeur de la constante estimée pour la demande de transport d'échange bilatéral entre la France et l'Italie n'est pas significativement différente de zéro. Cela signifie qu'il convient de considérer une élasticité constante pour ce type de demande de transport de marchandises.

Enfin, la demande de transit littoral est un cas particulier car la relation entre la demande de transport de ce type et l'activité industrielle italienne est une relation instable dans le temps. Dès lors, l'utilisation de la relation estimée sur la période [1984-2005] pour prévoir la demande de transport de marchandises à horizon 2030 risquerait de conduire à des volumes de transport explosifs. Pour ce type de demande de transport, il est donc souhaitable de considérer une élasticité

décroissante de la demande de transport comme l'illustre Figure 27. L'utilisation des élasticités estimées par le modèle en taux de croissance n'est pas pertinente pour ce type de demande de transport de marchandises. Ne seront donc considérés pour la demande de transit littoral que les résultats issus des estimations de la modélisation à correction d'erreur et non ceux de la modélisation en taux de croissance de moyen terme.

Les sensibilités de la demande de transport de marchandises par rapport au taux de croissance de la VAI italienne considérées sont alors reportées dans le tableau qui suit.

Tableau 85 Sensibilité de la demande par rapport à la VAI italienne, modèle Q

	Taux de croissance
f	$1,24 \cdot \frac{\Delta IND_t}{IND_t}$
n	$0,025 + 0,66 \cdot \frac{\Delta IND_t}{IND_t}$

L'estimation des modèles à correction d'erreur et des modèles de type quin-quin permet donc d'estimer la sensibilité de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne. Il convient désormais de présenter les hypothèses tenant à l'évolution de la conjoncture industrielle italienne.

I. 2 L'activité industrielle italienne

Les hypothèses tenant à l'évolution de l'activité industrielle italienne ne sont pas du même ordre que les hypothèses relatives à la relation transport/économie. Il s'agit en effet d'hypothèses qui ne reposent pas sur une analyse économétrique *ex ante*.

Dans un souci d'homogénéité des prévisions de trafic, le ministère des transports définit un cadre macroéconomique général qu'il recommande d'utiliser pour l'évaluation socioéconomique des projets d'infrastructure dans le secteur des transports. Le ministère des transports définit par

exemple un taux de croissance du PIB de référence et deux scénarios de croissance alternatifs (croissance basse et croissance forte). Il n'existe malheureusement pas de recommandations relatives à l'évolution de l'activité industrielle alors qu'il s'agit, dans le présent modèle, de la variable-clé de la génération des volumes globaux de transport de marchandises à travers les Alpes. D'autre part, le cadrage macroéconomique proposé par le ministère des transports concerne la situation macroéconomique française et non la situation macroéconomique italienne.

En dépit de ces deux limites, les hypothèses de croissance retenues dans le modèle de prévision sont les hypothèses de croissance que le ministère des transports recommande à une modification près. Trois scénarios de croissance sont alors considérés.

- (i) En premier lieu, un *scénario de référence* (noté *ref*) est défini en postulant un rythme de croissance de l'industrie italienne de **1,9%** par an. Cette hypothèse correspond à une croissance industrielle plus forte que celle qui a été observée ces deux dernières décennies puisque le taux de croissance annuel moyen de la VAI italienne durant la décennie [1984-2005] est de 1,3%.
- (ii) Ensuite, un *scénario de croissance forte* (noté *for*) est envisagé. L'hypothèse d'un taux de croissance de la VAI italienne de **2,3%** par an est retenue en suivant les recommandations du ministère des transports. Ce taux de croissance correspond par exemple au taux de croissance annuel moyen de la VAI italienne au début de la période d'étude (ou, plus précisément, durant la période [1984-1989]).
- (iii) Enfin, un *scénario de croissance faible* (noté *fai*) est envisagé. Selon les recommandations du ministère des transports, l'hypothèse de croissance faible correspond à un taux de croissance de 1,5%. Cette valeur est néanmoins supérieure au taux de croissance annuel moyen observé durant la période [1984-2004]. Cette observation montre qu'il n'est pas

irréaliste d'envisager une croissance industrielle inférieure à 1,5%. L'hypothèse de croissance faible est alors légèrement modifiée par rapport à la valeur recommandée par le ministère. Le scénario de croissance faible considère alors un taux de croissance industrielle italien de **1,3%** par an. Ce scénario correspond alors à une situation prolongeant la conjoncture macroéconomique observée ces deux dernières décennies.

Ces hypothèses de croissance sont relativement proches des hypothèses réalisées dans les autres modèles de prévision de la demande de transport à travers les Alpes (Tableau 86). Il est notable d'observer une décroissance des hypothèses de croissance retenues avec le prolongement d'une conjoncture macroéconomique morose en France et en Italie.

Tableau 86 Hypothèses de croissance des modèles de prévisions alpins

Etudes	Taux de croissance du PIB
SNCF et FS (1993)	2,5% (Fr.) et 2,9%% (It.)
CATRAM <i>et al.</i> (1996)	2%
LET (1997b)	2% ²³
Cadet International (2000)	1,8%
LTF (2003)	1,8%

Les hypothèses de croissance recommandées par le ministère des transports sont utilisées par le modèle de prévision. Le scénario de croissance faible a toutefois été modifié afin de considérer un scénario de faible croissance prolongeant la morosité de la conjoncture industrielle observée ces deux dernières décennies. Il apparaît par ailleurs que ces hypothèses de croissance sont comparables aux hypothèses postulées par la plupart des modèles alpins de prévision. Les résultats des prévisions du présent modèle pourront donc être comparés à ceux des autres modèles.

²³ Il s'agit du taux de croissance de la production industrielle.

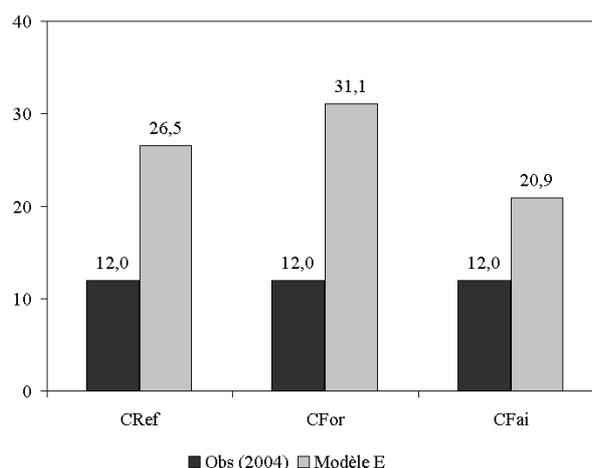
II Les volumes globaux de transport de marchandises à horizon 2030

Cette sous-section présente les volumes globaux de transport prévus par le modèle à horizon 2030. Les trois types de transport de marchandises à travers les Alpes sont successivement étudiés.

II.1 La demande de transit littoral

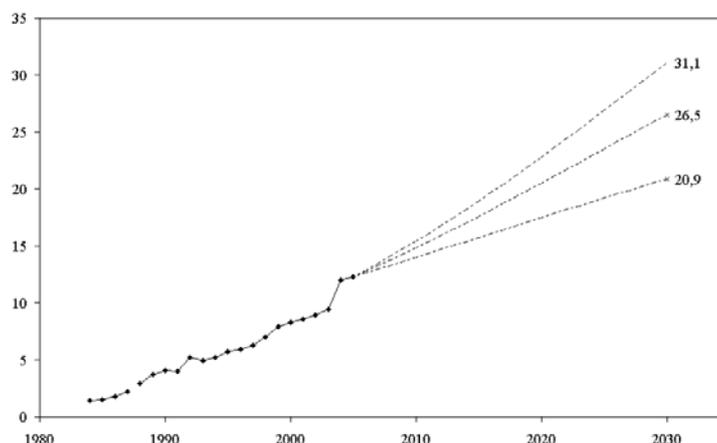
La demande de transit littoral se distingue des deux autres types de transport de marchandises car la valeur de l'élasticité de la demande de transport postulée est décroissante dans le temps.

Figure 28 Volumes de transport de transit littoral prévus à horizon 2030



Le modèle de prévision estime que les volumes de transport en transit à Vintimille passent de douze millions de tonnes en 2005 à un volume compris entre vingt-et-un et trente-et-un millions de tonnes à horizon 2030 (Figure 28). Selon le modèle de prévision, le volume de transport de transit à Vintimille augmente, selon les scénarios de croissance considérés, de soixante-quatorze à cent soixante pour-cent entre 2005 et 2030. Il s'agit d'un rythme de croissance rapide.

Figure 29 Evolution du transport de transit littoral [1984-2030]



Source : Alpinfo (2006) pour les volumes observés [1984-2005]

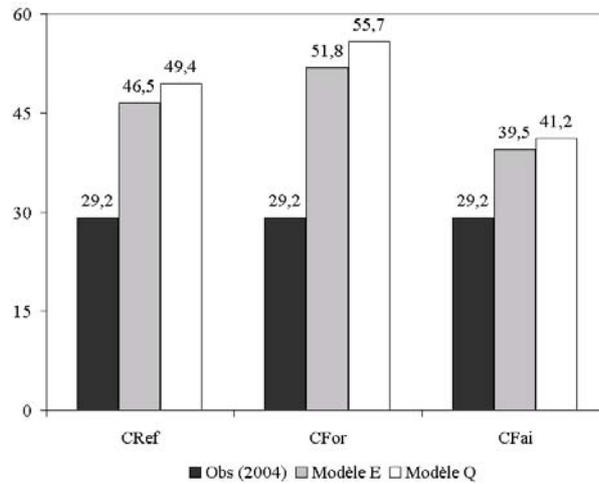
En suivant le scénario de référence, le volume de transport de transit à Vintimille prévu en 2030 est de vingt-sept millions de tonnes. L'augmentation prévue correspond alors à une croissance de cent vingt-et-un pour-cent entre 2005 et 2030.

II. 2 La demande d'échange bilatéral franco-italien

Par rapport aux volumes de transport de transit à Vintimille, la demande de transport de transit nord-européen et la demande de transport d'échange franco-italien se caractérisent par la possibilité d'utiliser deux modèles de prévision alternatifs.

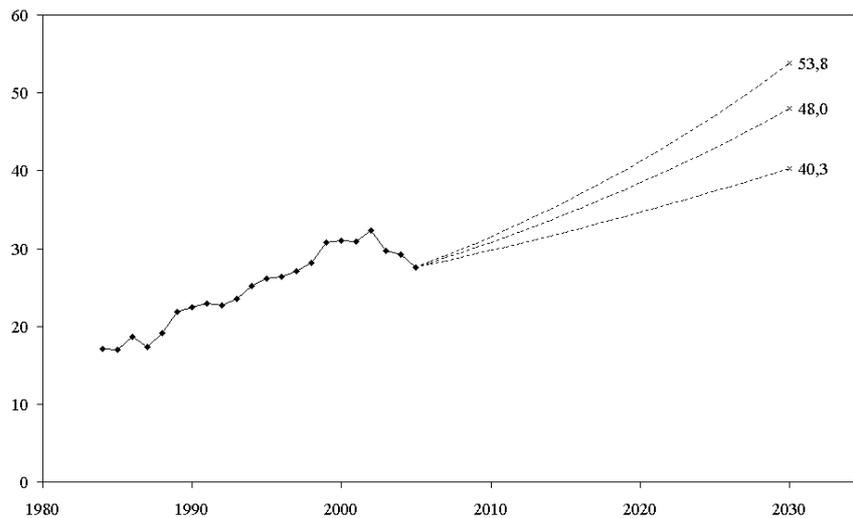
Pour la demande de transport d'échange franco-italien, les volumes de transport passent de vingt-neuf millions de tonnes en 2005 à un volume compris entre quarante et cinquante-six millions de tonnes selon les modèles et les scénarios considérés. Cette augmentation correspond à une croissance comprise entre trente-cinq et quatre-vingt-douze pour-cent. Le rythme de croissance de la demande de transport d'échange bilatéral est donc plus faible que celui du transit littoral. Cette différence s'explique par la valeur plus faible des élasticités estimées pour l'échange bilatéral.

Figure 30 Volumes de transport d'échange franco-italien prévus à horizon 2030



Cette figure montre également une forte proximité entre les volumes de transport prévus par les différents modèles. Cette proximité s'explique par la proximité des élasticités estimées par le modèle à correction d'erreur et celles du modèle en taux de croissance. Les volumes de transport prévus par le modèle sont obtenus en combinant les prévisions des deux modèles considérés. Ils sont reproduits sur la figure qui suit.

Figure 31 Evolution des volumes de transport d'échange franco-italien [1984-2030]



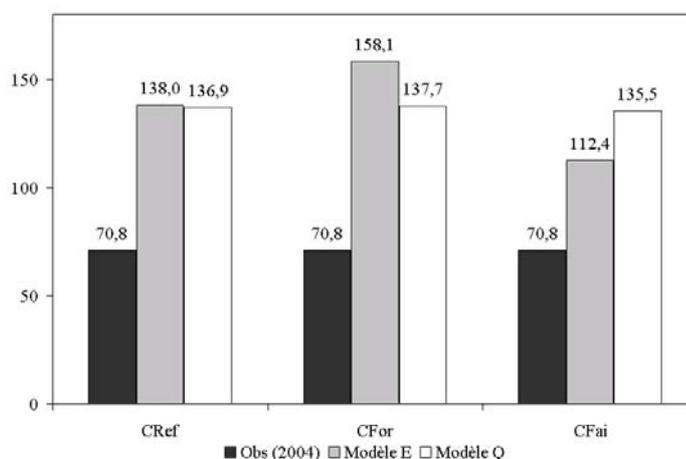
Source : Alpinfo (2006) pour les volumes observés [1984-2005]

Les volumes de transport prévus à horizon 2030 par les combinaisons des prévisions E et Q sont compris entre quarante et cinquante-trois millions de tonnes. Selon le scénario de référence, la demande de transport d'échange franco-italien sera de quarante huit millions de tonnes. Ceci représente une augmentation de la demande d'environ soixante-quatre pour-cent en vingt-cinq ans.

II. 3 La demande de transit nord-européen

Par rapport à la demande de transport d'échange bilatéral, le modèle de prévision considéré pour la demande de transit littoral introduit l'hypothèse d'une élasticité variable pour le modèle Q. Les volumes de transport prévus par les modèles E et Q demeurent toutefois relativement proches (Figure 32). L'écart de prévision entre les modèles reste en effet inférieur à vingt pour-cent des volumes de transport prévus. Il s'agit d'un écart relativement faible par rapport à l'horizon temporel retenu. Il apparaît également sur cette figure que l'hypothèse d'élasticité variable tend à réduire l'effet de la croissance industrielle sur les volumes de transport prévus par le modèle Q. Les volumes de transport prévus sont en effet très proches, quelque soit le scénario de croissance considéré.

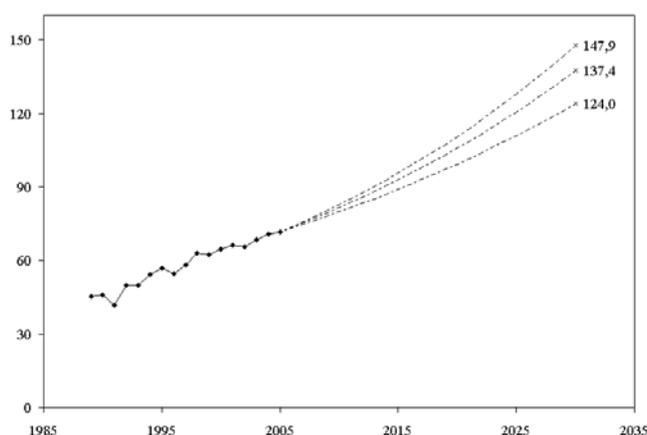
Figure 32 Volumes de transport de transit nord-européen prévus à horizon 2030



Selon ces prévisions, la demande de transport de transit nord-européen passe de soixante-et-onze millions de tonnes en 2005 à un volume compris entre cent douze et cent cinquante-huit millions de tonnes selon les hypothèses et les modèles de prévision considérés. Cette augmentation correspond à une croissance de soixante à cent vingt pour-cent selon les scénarios considérés.

En combinant les modèles de prévision, les volumes de transport prévus à horizon 2030 sont compris entre cent vingt-quatre et cent quarante-huit millions de tonnes. En suivant le scénario de référence, le volume de la demande de transport prévu en 2030 est de cent trente-sept millions de tonnes, soit une croissance de quatre-vingt-treize pour-cent en vingt-cinq ans.

Figure 33 Evolution des volumes de transport de transit nord-européen [1989-2030]



Source : Alpinfo (2006) pour les volumes observés [1988-2005]

Le rythme de croissance de la demande de transit nord-européen est légèrement supérieur à celui de la demande de transport d'échange bilatéral entre la France et l'Italie. Il est en revanche plus faible que celui de la demande de transit à Vintimille.

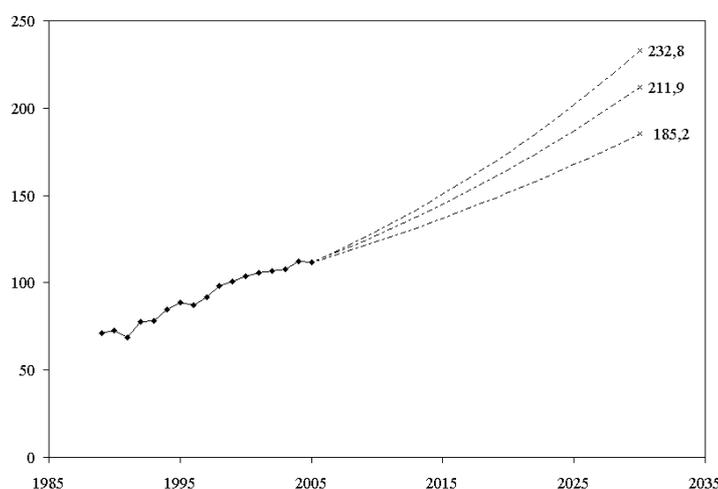
Conclusion de la section

La combinaison de prévisions est une technique de prévision permettant de réduire l'incertitude des

prévisions. Cette méthode est utilisée pour prévoir le volume global de transport de marchandises à travers les Alpes. Ces prévisions utilisent les résultats des estimations économétriques réalisées plus haut dans le présent travail pour déterminer la sensibilité de la demande de transport à l'activité industrielle italienne. Des hypothèses de croissance sont par ailleurs définies en se référant aux recommandations faites par le ministère des transports pour l'évaluation des projets d'infrastructure.

Les principales conclusions de cette section sont les suivantes. En premier lieu, les volumes de transport prévus varient peu selon les modèles considérés. Cette observation s'explique par la proximité des résultats des estimations des modèles à correction d'erreur et des modèles en taux de croissance de moyen terme.

Figure 34 Evolution des volumes globaux de transport à travers les Alpes [1989-2030]



Source : Alpinfo (2006) pour les volumes observés [1989-2005]

Le second constat de ces prévisions est la *forte croissance de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes*. En agrégeant tous les types de demande de transport de marchandises à travers les Alpes, la demande totale de transport de marchandises à travers les Alpes passe de cent onze millions de tonnes en 2005 à un volume compris entre cent quatre-vingt-

cinq et deux cent trente-trois millions de tonnes en 2030, soit une croissance comprise entre soixante-quatre et cent-dix pour-cent. Selon le scénario de référence, les volumes de transport de marchandises à travers les Alpes prévus en 2030 représentent deux cent onze millions de tonnes, soit une croissance de quatre-vingt-dix pour-cent en vingt-cinq ans (Figure 34).

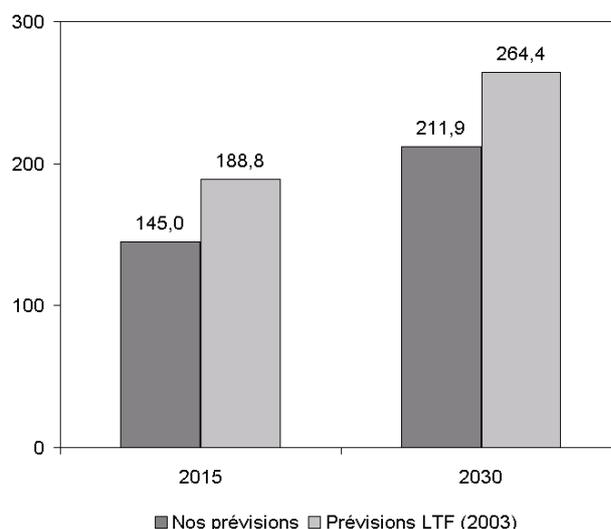
Conclusion du chapitre

Le présent chapitre a utilisé une méthode originale pour prévoir la demande de transport de marchandises. Cette méthode est basée sur une combinaison de prévisions. Elle permet *a priori* de réduire les incertitudes de prévision. Il ressort de ces prévisions que la demande de transport de marchandises à travers l'ensemble de l'arc alpin augmente, selon le scénario de croissance économique retenu, de soixante-quatre à cent-dix pour-cent entre 2005 et 2030.

Les volumes de transport prévus par le présent modèle de prévision sont inférieurs aux volumes de transport prévus par le modèle de LTF. La demande globale de transport de marchandises prévue par le modèle LTF est en effet supérieure de vingt à vingt-cinq pour-cent à la demande de transport prévue par notre modèle.

Cet écart s'explique par des hypothèses différentes faites quant à la sensibilité de la demande de transport de marchandises par rapport au PIB. Le modèle LTF suppose une élasticité-PIB de la demande de transport de marchandises de 2,43 pour la période [1999-2010]. Cette élasticité, estimée à partir d'un modèle double logarithmique, est significativement supérieure à celles qui sont utilisées dans le présent modèle de prévision. Cela explique donc pourquoi les prévisions du modèle de LTF sont significativement différentes de nos prévisions.

Figure 35 Volumes globaux de transport transalpin prévus aux horizons 2015 et 2030



Le chapitre cinq permet donc de prévoir les volumes globaux de transport de marchandises. Une des principales conclusions de ce chapitre est d'estimer que les prévisions de LTF tendent à surestimer la demande de transport de marchandises à travers l'arc alpin d'environ vingt-cinq à trente pour-cent selon nos estimations.

L'objet du chapitre qui suit est de corriger les prévisions désagrégées de LTF en utilisant les volumes globaux de transport de marchandises prévus par le présent modèle. Le passage de volumes globaux de transport de marchandises à des volumes désagrégés (par mode, par itinéraire) suppose l'introduction des dimensions de la modélisation de la demande de transport de marchandises jusqu'à présent ignorées, comme les problématiques de répartition modale ou d'affectation d'itinéraires. Ces dimensions n'étant pas spécifiquement étudiées dans le présent travail, le passage des volumes globaux de transport de marchandises aux volumes désagrégés par mode et par passage est réalisé en utilisant les hypothèses du modèle de prévision développé par LTF. Cet exercice a pour objectif principal d'estimer la demande de transport de marchandises à chaque passage afin de déterminer les horizons de saturation des passages existants, un élément avancé pour justifier la réalisation de nouvelles infrastructures de transport.

Chapitre 6 Des volumes globaux aux volumes désagrégés

Les volumes globaux de transport de marchandises à travers les Alpes prévus ont été estimés dans le chapitre qui précède pour les horizons 2015 et 2030. Les volumes de transport prévus en combinant les résultats des estimations du modèle quin-quin et du modèle à correction d'erreur sont inférieurs aux volumes globaux de transport à travers les Alpes prévus par le modèle (double-logarithmique) de LTF. Il existe donc un risque important de surestimation de la demande de transport en suivant le modèle de LTF dû à l'utilisation de techniques économétriques biaisées pour estimer la sensibilité de la demande de transport de marchandises à l'activité économique italienne. L'objet du présent chapitre consiste à corriger les prévisions LTF en utilisant les volumes globaux

de transport de marchandises prévus par la combinaison des prévisions des modèles à correction d'erreur et quin-quin (notés prévisions E+Q dans ce qui suit).

Le présent chapitre introduit les problématiques de répartition modale ou d'affectation d'itinéraires ignorées dans ce qui précède. Ces dimensions ne seront toutefois pas étudiées à proprement parlé. Le passage des volumes globaux de transport prévus aux horizons 2015 et 2030 aux volumes désagrégés par passages et par mode est réalisé en utilisant les résultats du modèle d'affectation et de répartition de LTF.

Ce chapitre est alors composé de trois sections. La première section présente brièvement les hypothèses, les scénarios et les résultats des sous-modèles d'affectation et de répartition du modèle de LTF. Les résultats des sous-modèles d'affectation et de répartition de LTF sont ensuite utilisés dans la seconde section pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les passages transalpins à horizon 2015 ou 2030.

Section 1 Répartition modale et choix d'itinéraire : le modèle LTF

Les problématiques de répartition et d'affectation sont réintroduites dans le présent chapitre afin de transformer les volumes globaux de transport de marchandises en volumes désagrégés par passage. Dans cette section, ces dimensions sont réintroduites en utilisant le modèle de prévision de LTF. L'objet de cette section consiste à présenter les hypothèses, les scénarios et les résultats des sous-modèles de répartition et d'affectation de l'étude de LTF.

I La répartition modale

La modélisation du choix modal repose, dans le modèle LTF, sur l'adéquation entre les caractéristiques de l'offre de transport et la demande globale. L'influence des caractéristiques de l'offre a été estimée à partir d'une enquête de préférences déclarées des usagers du transport de marchandises à travers les Alpes (MVA, 2003).

Le modèle de LTF considère deux scénarios d'évolution de la compétition intermodale entre le transport routier de marchandises et le transport ferroviaire. Le premier scénario (noté *P0*) suppose une augmentation du prix du transport (hors péages de franchissement) de 0,7% par an. Ce scénario envisage le maintien des mesures actuelles de régulation du transport routier de marchandises à travers les Alpes, la suppression de l'alternat et l'augmentation du péage des tunnels de Fréjus et du Mont-Blanc (deux augmentations successives de 5% sont supposées avoir lieu en 2004 et en 2005). Ce scénario est entendu comme étant le scénario de référence.

Par rapport à ce scénario, le second scénario (noté *PI*) considère un durcissement de la réglementation du transport routier et une augmentation du prix des péages des deux tunnels de 200%. Cette mesure peut également être réalisée au moyen d'une taxe supplémentaire.

Dans ces deux scénarios, le prix du transport ferroviaire est supposé indexé au coût du transport routier de marchandises hors surpéage. Le prix du transport ferroviaire conventionnel est supposé égal à 85% du coût du transport routier et celui du transport ferroviaire combiné à 90% du coût du transport routier. Ces scénarios aboutissent à des parts modales relativement proches (Tableau 87). Ils entraînent d'autre part un retournement de la tendance observée puisqu'ils induisent une augmentation de la part modale du transport ferroviaire²⁴.

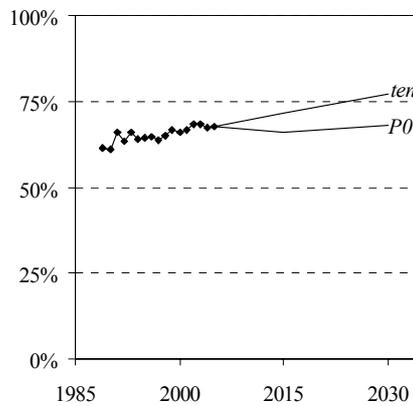
Tableau 87 Répartition modale prévue à horizon 2015 et 2030

	2015		2030	
	Fer	Route	Fer	Route
<i>P0</i>	33,9%	66,1%	31,9%	68,1%
<i>PI</i>	34,2%	65,8%	32,3%	67,7%

Par rapport au modèle de LTF, un troisième scénario (dit tendancier) est alors introduit. Ce scénario (noté *ten*, pour tendancier) correspond à la poursuite de la diminution de la part modale du transport ferroviaire (Figure 36). Une évolution linéaire poursuivant la tendance observée sur la période [1989-2005] est considérée.

²⁴ La part modale du transport ferroviaire de marchandises à travers les Alpes est de 32,3% en 2005 sur l'arc Vintimille-Brenner selon Alpinfo (2006).

Figure 36 Evolution de la part modale du transport routier de marchandises



Trois scénarios d'évolution des parts modales sont alors considérés. Il convient enfin d'observer que si, en terme d'évolution des parts modales, les scénarios *P0* et *P1* sont proches, il demeure intéressant de conserver ces deux scénarios puisque la présence ou non d'un surpéage induit des situations contrastées en ce qui concerne l'affectation des flux entre itinéraires.

II L'affectation des flux

Le modèle d'affectation des flux de transport de marchandises à travers les Alpes considère également deux scénarios de tarification du transport routier de marchandises (scénarios *P0* et *P1*). Ces scénarios ont une influence décisive sur l'affectation des flux de transport routier de marchandises. La présence d'un surpéage pour les tunnels français entraîne en effet une forte augmentation de la part du transport routier en Suisse (St. Gotthard) au détriment des traversées du Nord des Alpes françaises (notées NAF, dans le tableau qui suit).

Tableau 88 L'affectation prévue des flux de transport routier à travers les Alpes

	2015		2030	
	<i>P0</i>	<i>P1</i>	<i>P0</i>	<i>P1</i>
Vintimille	22%	20%	23%	20%
Montgenèvre	1%	1%	1%	1%
NAF	32%	24%	32%	24%
St. Gotthard	11%	17%	10%	16%
Brenner	34%	38%	36%	38%

Ces scénarios n'influencent pas l'affectation des flux de transport ferroviaire de marchandises à travers les Alpes. Cette dernière est en effet déterminée par les gains de temps permis par la modernisation des lignes historiques de chemins de fer ou par la réalisation de nouvelles infrastructures de transport.

Trois scénarios sont considérés dans l'étude LTF. Le scénario de référence (noté *Ref1*) comprend un ensemble de réalisations indépendantes du projet Lyon-Turin, à savoir :

- le contournement fret de Lyon,
- la modernisation de la ligne Valence – Montmélian,
- la modernisation de la ligne historique Ambérieu – Turin,
- le contournement fret de Turin jusqu'à Settimo Torinese (*Gronda Merci*),
- la ligne à grande vitesse et grande capacité de Settimo Torinese à Milan et
- les terminaux d'autoroutes ferroviaires (Modalhor) d'Aiton et d'Orbassano. Ce dernier est supposé transféré à Chivasso après ouverture de la *Gronda Merci*.

Une seconde situation de référence (notée *Ref2*) considère, en plus des réalisations comprises dans la première situation de référence, les investissements suivants :

- la ligne à grande vitesse Lyon – Chambéry,
- l'accès fret au tunnel de Chartreuse et
- le transfert du terminal AF d'Aiton à Lyon Saint-Exupéry après l'ouverture du tunnel de Chartreuse.

Les affectations observées avec les scénarios *Ref1* et *Ref2* ne sont pas sensiblement différentes. Dans ce qui suit, la seule situation de référence *Ref2* est considérée.

Enfin, un dernier scénario (noté *Pro*) est envisagé. Ce scénario correspond à une situation où, en plus des investissements précédents, est également réalisée la nouvelle liaison ferroviaire entre Lyon et Turin à horizon 2015 (mise en service en 2014).

Les affectations du transport ferroviaire estimées pour les scénarios *Ref2* et *Pro* sont reproduites dans le tableau qui suit. Il ressort de celui-ci que la réalisation d'une nouvelle liaison ferroviaire entre Lyon et Turin a une influence décisive sur l'affectation du transport ferroviaire à travers les Alpes et, plus particulièrement, sur la part du transport ferroviaire observée en France.

Tableau 89 L'affectation prévue des flux de transport ferroviaire à travers les Alpes

	2015		2030	
	<i>Pro</i>	<i>Ref2</i>	<i>Pro</i>	<i>Ref2</i>
Vintimille	2%	3%	2%	3%
Modane	30%	21%	35%	24%
Simplon	12%	19%	12%	14%
St. Gotthard	42%	43%	35%	40%
Brenner	13%	14%	16%	21%

Les modèles d'affectation et de partage modal de LTF permettent de considérer des scénarios d'évolution contrastés. La section qui suit utilise les résultats de ce modèle pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les passages transalpins à horizon 2015 et 2030.

Section 2 Les volumes de transport de marchandises à horizon 2030

De nombreuses situations peuvent être élaborées en combinant les différents scénarios considérés dans la section qui précède. Il serait rébarbatif de considérer l'ensemble des combinaisons possibles. La présente section s'intéresse particulièrement à l'ensemble des possibles prévus par le modèle en considérant *comme situation de référence, un scénario dans lequel la nouvelle infrastructure de transport ferroviaire entre Lyon et Turin n'est pas réalisée à horizon 2030 (i. e. scénario Ref2)*. Plusieurs scénarios de croissance économique italienne et d'évolution du partage modal sont en revanche envisagés.

La présente section est divisée en deux sous-sections. La première sous-section s'intéresse à l'évolution de la demande de transport routier de marchandises à travers les tunnels routiers français. Ces évolutions sont présentées en questionnant la *capacité des infrastructures routières* à accueillir la demande de transport de marchandises. Il s'agit alors de savoir s'il est justifié de craindre un engorgement des tunnels français. La seconde sous-section tâche alors de déterminer si l'horizon d'engorgement des infrastructures de transport routier de marchandises à travers les Alpes françaises pourrait être retardé par l'utilisation des capacités inexploitées des infrastructures ferroviaires.

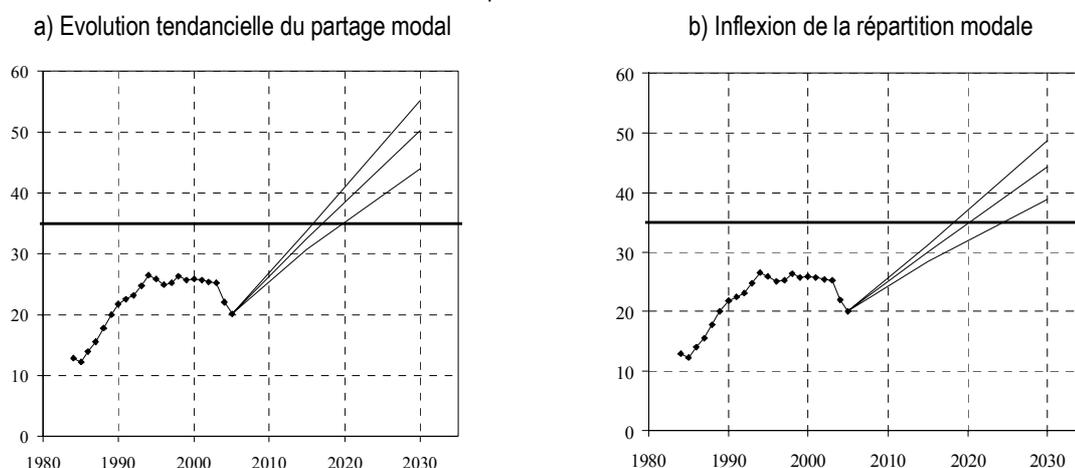
I Le transport routier de marchandises : vers l'engorgement ?

Une première interrogation, liée à l'évolution de la demande de transport routier à travers le Nord des Alpes françaises, porte sur la capacité des tunnels du Fréjus et du Mont-Blanc à accueillir la

demande de transport de marchandises à horizon 2015 ou 2030. En suivant de Tilière (2000), les capacités maximales des tunnels du Mont-Blanc et de Fréjus sont de respectivement dix-sept et de dix-huit millions de tonnes. Selon cette estimation, *la capacité maximale des tunnels français est donc de trente-cinq millions de tonnes*, contre une demande de transport d'environ vingt millions de tonnes en 2005. Il existe encore d'importantes capacités dans les tunnels routiers français. Pour autant, il n'est pas possible d'écarter *a priori* l'hypothèse d'un engorgement de ces tunnels à horizon 2030. La présente partie propose d'utiliser les résultats des sous-modèles d'affectation et de répartition modale de LTF en considérant les volumes globaux de transport de marchandises prévus dans le Chapitre 5 pour déterminer si, compte tenu de ces estimations, la crainte d'un engorgement des infrastructures de transport routier est justifiée ou non.

La figure qui suit reproduit l'évolution de la demande de transport dans les tunnels français en considérant trois scénarios alternatifs de croissance italienne et deux évolutions alternatives du partage modale (scénarios *ten* et *P0*). L'affectation du transport routier considère par ailleurs une situation sans surpéage dans les tunnels français (scénario *P0*). Il ressort de ces estimations que le volume de transport routier dans le Nord des Alpes françaises dépasse largement la capacité des tunnels routiers français à horizon 2030.

Figure 37 Evolution de la demande de transport dans les tunnels français : vers l'engorgement
En considérant trois scénarios économiques italiens



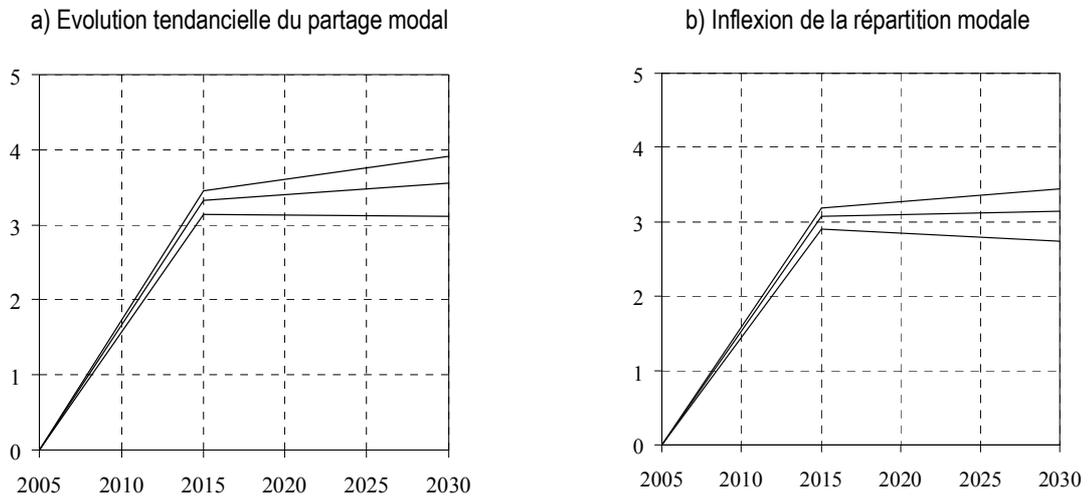
En considérant une évolution tendancielle du partage modal, les capacités des tunnels français sont dépassées entre 2015 et 2020 selon le scénario de croissance économique italienne envisagé (Figure 37a). Le dépassement des capacités des tunnels routiers intervient entre 2018 et 2025 si une inflexion du partage modal en faveur du transport ferroviaire est considérée (Figure 37b).

Il existe donc, selon ces prévisions, un risque important de saturation des tunnels routiers à travers les Alpes françaises. L'engorgement prévu des tunnels routiers français plaide en faveur de la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire (AF) à grande échelle à horizon 2015. Les interrogations concernant la capacité des tunnels routiers français glissent alors vers une autre interrogation : la saturation des infrastructures de transport routier de marchandises à horizon 2015 pourrait en effet être retardée voire évitée grâce à la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle.

La question consiste alors à se demander, en suivant ces scénarios, quels volumes le service d'autoroute ferroviaire parvient-il à capter. Le modèle LTF affecte une partie des flux de transport routier à l'autoroute ferroviaire en fonctions des caractéristiques de l'autoroute ferroviaire. Selon ce modèle, l'autoroute ferroviaire attire un volume de transport compris entre trois et quatre millions

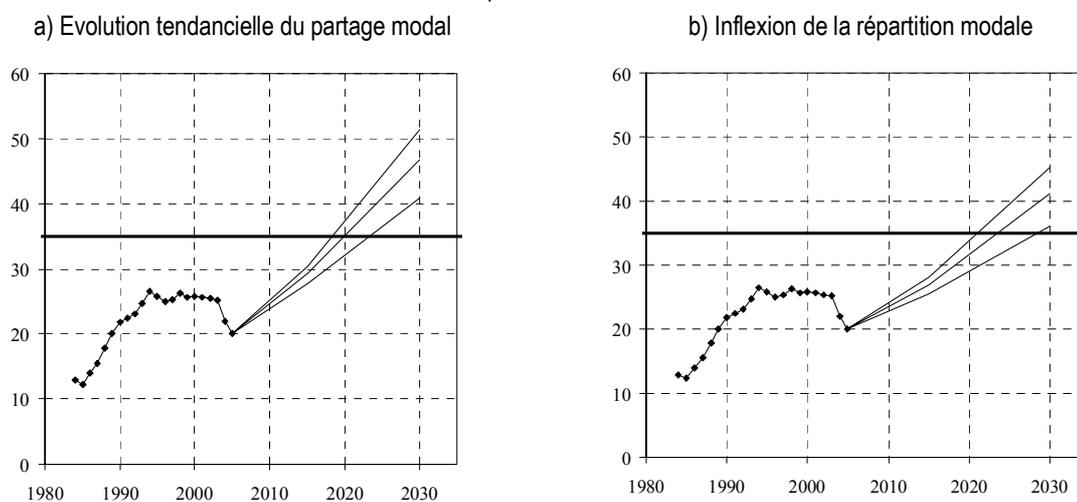
de tonnes de transport de marchandises en 2015 et en 2030 (Figure 38).

Figure 38 Evolution des volumes de l'autoroute ferroviaire en France
En considérant trois scénarios économiques italiens



En retirant les volumes de transport captés par l'autoroute ferroviaire, les volumes de transport de marchandises traversant les tunnels routiers du Fréjus ou du Mont-Blanc à horizon 2015 ne dépassent pas la capacité maximale de ces tunnels. Dans le cas d'une évolution tendancielle du partage modal (Figure 39a), les volumes de transport prévus dépassent la capacité maximale des tunnels français autour de l'année 2020, la date exacte variant selon le scénario de croissance économique italienne envisagé. En considérant une inflexion de la répartition modale en faveur du transport ferroviaire (Figure 39b), la capacité maximale des tunnels routiers français est dépassée un peu plus tard, autour de l'année 2025. La mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle repousse donc de quelques années la saturation des tunnels routiers français qui ne devrait avoir lieu, selon ces estimations, avant 2015.

Figure 39 Evolution des volumes de transport routier, hors AF
En considérant trois scénarios économiques italiens



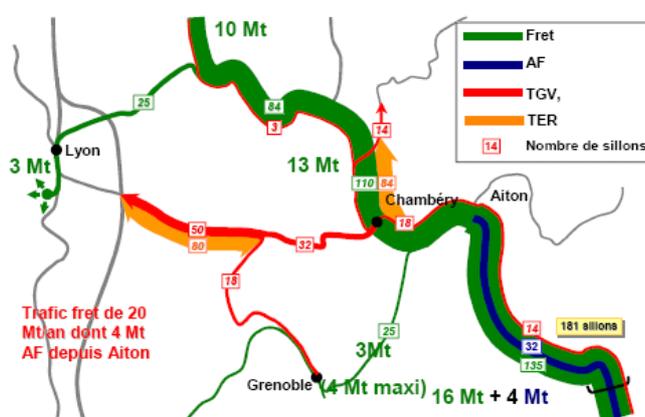
Il ressort alors de cette sous-section qu'il existe un risque d'engorgement des tunnels alpins français autour des années 2015 ou 2020, la date variant selon le scénario considéré. L'engorgement des tunnels routiers français pourrait cependant être retardé de quelques années avec la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle. En l'absence d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire à travers les Alpes françaises, les volumes de transport de marchandises attirés par l'autoroute ferroviaires sont limités à trois ou quatre millions de tonnes. Cela explique pourquoi l'autoroute ferroviaire ne retarde que de quelques années l'engorgement des tunnels français qui devrait avoir lieu, selon ces prévisions, après 2015.

Cette première sous-section répond aux interrogations concernant l'engorgement des tunnels routiers transalpins. *L'hypothèse d'un engorgement des tunnels routiers à horizon 2015 ne peut être écartée par le modèle de prévision.* L'engorgement des tunnels routiers pourrait toutefois être retardé par la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle. Cette remarque provoque alors un glissement de cette interrogation en venant alors questionner non plus la capacité des infrastructures de transport routier à accueillir la demande de transport mais celle des infrastructures de transport ferroviaires. Cette question est développée dans ce qui suit.

II La demande de transport ferroviaire : des capacités inexploitées

Les interrogations concernant la capacité des tunnels routiers français sont en partie levées en reportant cette interrogation sur les capacités des infrastructures de transport ferroviaire. Il existe en France un seul tunnel ferroviaire à travers les Alpes du Nord. Il s'agit du tunnel de Modane (ou tunnel du Mont-Cenis). La capacité maximale de cet ouvrage est, en suivant de Tilière (2000), d'environ onze millions de tonnes. Selon le rapport d'audit sur les grandes infrastructures de transport (CGPC et IGF, 2003), la réalisation d'un ensemble d'investissements prévus dans le cadre du XIIème plan²⁵ pourrait permettre d'augmenter la capacité de la ligne historique. La capacité maximale du tunnel de Modane pourrait alors approcher vingt millions de tonnes²⁶ (Figure 40).

Figure 40 Capacité des lignes ferroviaires à travers les Alpes françaises



Source : CGPC et IGF (2002)

Dans ce qui suit, la capacité maximale du tunnel ferroviaire historique est considérée comme étant de vingt millions de tonnes. La demande de transport ferroviaire à travers ce tunnel étant d'environ

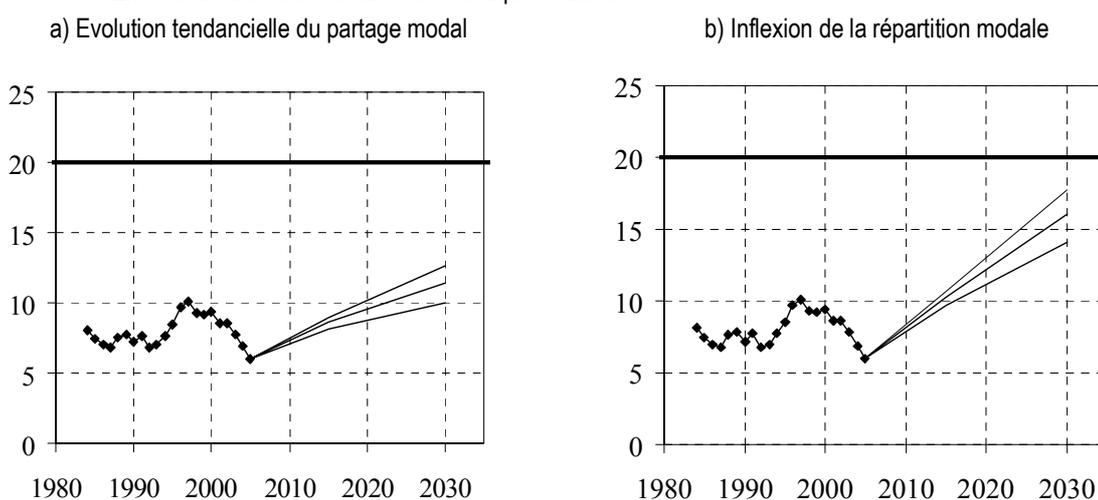
²⁵ Les principaux investissements considérés sont la mise au gabarit B1 du tunnel du Mont-Cenis et la réalisation d'un accès Sud par Grenoble.

²⁶ Notons ici que la nouvelle liaison transalpine pourrait porter la capacité maximale des tunnels ferroviaires français à quarante millions de tonnes (CGPC et IGF, 2002 ; de Tilière, 2000).

six millions de tonnes en 2005, il existe donc d'importantes capacités pour le transport ferroviaire dans le Nord des Alpes françaises. Pour autant, il n'est pas possible de rejeter *a priori* l'hypothèse d'une saturation de cet ouvrage à horizon 2015 ou 2030, en particulier parce que cet ouvrage doit accueillir d'importants volumes de transport dans le cadre de la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle.

En prenant comme situation de référence un scénario ne comprenant pas la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire (scénario *Ref2*), la demande de transport ferroviaire au tunnel de Modane augmente quelque soit le scénario de croissance économique italienne ou le scénario d'évolution de la répartition modale considéré (Figure 41). Ces prévisions marquent une rupture par rapport à la stabilité de la demande de transport ferroviaire observée ces deux dernières décennies. Il ressort également de ces prévisions que, quelque soit le scénario de croissance économique ou d'évolution du partage modal considéré, les volumes de transport prévus à horizon 2030 restent inférieurs à la capacité maximale du tunnel (vingt millions de tonnes).

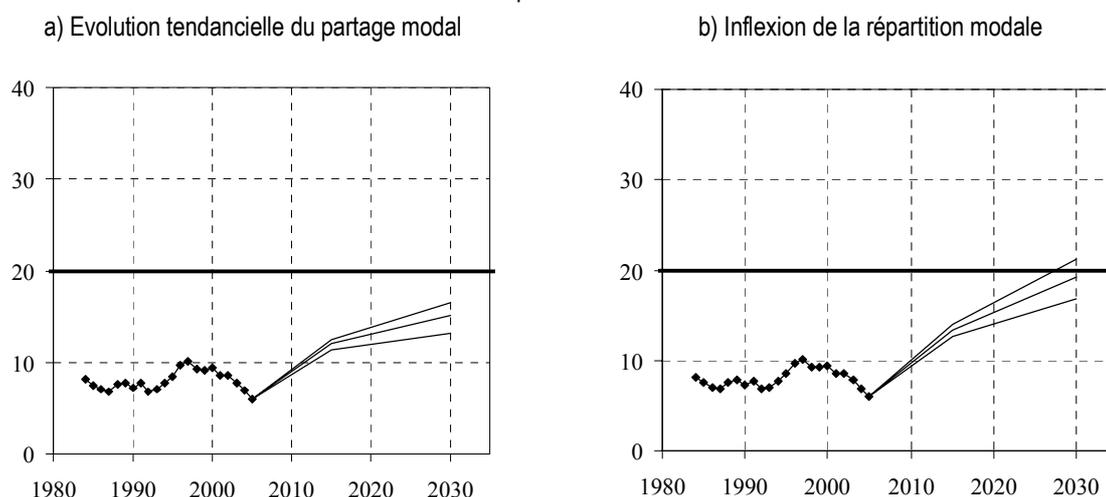
Figure 41 Evolution des volumes de transport ferroviaire (hors AF) à Modane
En considérant trois scénarios économiques italiens



Il existe donc des capacités inexploitées dans les tunnels ferroviaires alpins qui pourraient servir à

la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire. En ajoutant les volumes prévus de transport correspondant à l'autoroute ferroviaire à ces volumes de transport, le modèle de prévision montre que les volumes de transport à travers le tunnel ferroviaire de Modane sont inférieurs à la capacité maximale de cet ouvrage à horizon 2015 (Figure 42), quelque soit le scénario considéré. *Il n'y a donc pas, selon ces estimations, de saturation du tunnel ferroviaire historique de Modane à horizon 2015.* Il ressort d'autre part, qu'en suivant ces prévisions, il est également relativement peu probable de voir la capacité maximale du tunnel dépassée à horizon 2030.

Figure 42 Evolution des volumes de transport ferroviaire (y. c. AF) à Modane
En considérant trois scénarios économiques italiens



Cette sous-section répond alors à l'interrogation concernant la capacité des tunnels ferroviaires français à accueillir les volumes de transport prévus à horizon 2015 ou 2030. Les prévisions montrent qu'il est peu probable d'assister à une saturation des tunnels ferroviaires français avant 2030.

L'idée d'une saturation des infrastructures de transport ferroviaire est d'autant moins probable que la réalisation de nouvelles infrastructures de transport ferroviaire à travers les Alpes augmente significativement la capacité du réseau ferroviaire à travers les Alpes. Un programme massif d'investissements est en cours de réalisation en Suisse (programme Alptransit). Ce programme

comprend la réalisation de deux infrastructures majeures de transport ferroviaire au Lötschberg (où le tunnel de base de 35 km doit ouvrir en 2007) et au Gotthard (où le tunnel de base de 57 km devrait ouvrir en 2017). Ces investissements permettent une augmentation de vingt-cinq à trente pour-cent de la vitesse commerciale des trains à travers la Suisse et une augmentation massive de la capacité du système ferroviaire en Suisse. Il s'avère alors difficile de prévoir quels effets aura l'ouverture des infrastructures sur l'affectation du transport ferroviaire à travers les Alpes. Les affectations du transport ferroviaire de marchandises à travers les Alpes prévues par la modélisation LTF sont donc fragiles. Elles ne rendent pas compte d'un possible effet d'attraction des traversées suisses provoqué par la réalisation de nouvelles infrastructures ferroviaires au Gotthard et au Lötschberg. Ces observations soutiennent alors l'idée selon laquelle il est peu probable d'assister à une saturation des infrastructures ferroviaires françaises d'ici 2030.

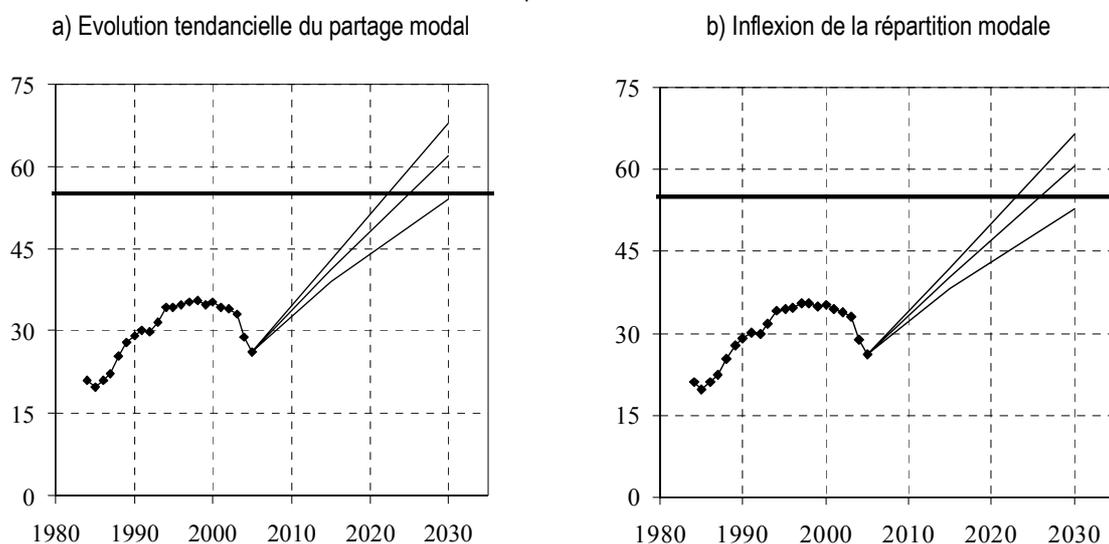
Conclusion de la section : vers une saturation des traversées françaises ?

Au terme de cette section, l'application du modèle de répartition modale et d'affectation d'itinéraire de LTF en utilisant les prévisions E+Q montre qu'il est probable de voir une saturation des infrastructures de transport routier de marchandises à travers les Alpes françaises autour de 2020. En revanche, cet exercice indique qu'il est relativement peu probable de voir une saturation des infrastructures de transport ferroviaire d'ici 2030 à condition toutefois de réaliser un ensemble d'aménagements capacitaires sur la ligne historique. Ces deux remarques amènent à penser que les capacités inutilisées des infrastructures de transport ferroviaire pourraient être mises à profit afin d'éviter une saturation des tunnels routiers français. Il convient alors de s'interroger sur l'efficacité d'un report du transport routier de marchandises vers un service d'autoroute ferroviaire à très

grande échelle²⁷. Il s'agit alors de savoir si la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à très grande échelle sur la ligne historique pourrait retarder la saturation globale des traversées françaises.

Le modèle prévoit que la demande globale de transport terrestre de marchandises à travers les Alpes du Nord dépasse la capacité globale des infrastructures de transport existantes (55 millions de tonnes) entre l'année 2020 et l'année 2030, selon le scénario de croissance économique italienne considéré (Figure 43). Il n'est donc pas possible d'écarter l'hypothèse d'une saturation des infrastructures françaises de transport transalpin à horizon 2025. En d'autres termes, cette observation signifie que le report des volumes de transport routier de marchandises vers un service d'autoroute ferroviaire à très grande échelle (voire du transport ferroviaire pur) pourrait amener à retarder la saturation des infrastructures de transport existantes au-delà de 2020.

Figure 43 Evolution des volumes à travers les traversées françaises, tous modes confondus
En considérant trois scénarios économiques italiens



Il existe donc un risque de saturation des infrastructures de transport existantes entre 2020 et 2030.

²⁷ Un service d'autoroute ferroviaire à très grande échelle est entendu comme étant un service dont les volumes transportés pourraient dépasser quatre millions de tonnes.

En considérant un délai de huit à dix années pour réaliser une nouvelle infrastructure de transport à travers les Alpes, cette section justifie alors de débiter sa réalisation entre les années 2010 et 2015. La réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire n'est toutefois justifiée qu'à condition de considérer qu'une partie du transport routier de marchandises se reporte sur un service d'autoroute ferroviaire à très grande échelle. Cette hypothèse rejoint alors la problématique de la compétitivité relative du transport ferroviaire ou de l'autoroute ferroviaire.

La présente section considère comme situation de référence un scénario à infrastructure de transport constante. Le modèle de prévision soutient l'hypothèse d'une saturation des infrastructures de transport entre 2020 et 2030, venant justifier la réalisation de nouvelles infrastructures de transport. Il convient alors de présenter les volumes de transport de marchandises prévus en considérant la réalisation d'une nouvelle liaison ferroviaire entre Lyon et Turin.

Section 3 L'influence de la nouvelle liaison transalpine

La réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport de marchandises à travers les Alpes modifie, selon le modèle de LTF, l'affectation des flux de transport à travers les Alpes. Cette proposition est justifiée par une amélioration de la qualité de l'offre de transport ferroviaire (*e. g.* augmentation de la vitesse). L'objet de la présente section est de présenter les volumes de transport de marchandises prévus en considérant non plus l'hypothèse (de référence) d'une offre constante d'infrastructures mais la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire entre Lyon et Turin.

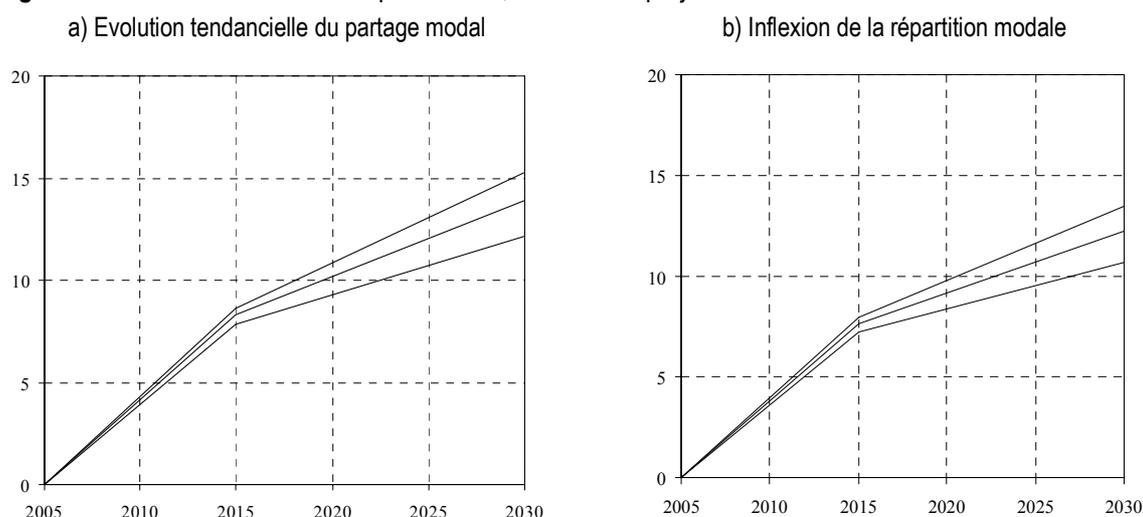
La première sous-section estime les volumes de transport que le service d'autoroute ferroviaire de la nouvelle liaison de transport à travers les Alpes parvient à capter et l'influence de ce service sur les volumes de transport utilisant les tunnels routiers. La seconde sous-section revient sur les volumes de transport ferroviaire prévus à travers les Alpes françaises.

I La demande de transport routier et l'autoroute ferroviaire

La réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire permet d'exploiter un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle de qualité supérieure par rapport à ce qu'elle ne l'est dans la situation de référence. En considérant la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire, les résultats des affectations du transport routier de marchandises à travers les Alpes sont donc différentes des affectations estimées pour la situation de référence.

Les volumes de transport attirés par l'utoroute ferroviaire sont significativement supérieurs en supposant la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport. Ils atteignent ainsi environ huit millions de tonnes de transport en 2015 et un volume compris entre douze et quinze millions de tonnes de transport à horizon 2030 (Figure 44) selon le scénario considéré.

Figure 44 Les volumes de transport de l'AF, situation de projet

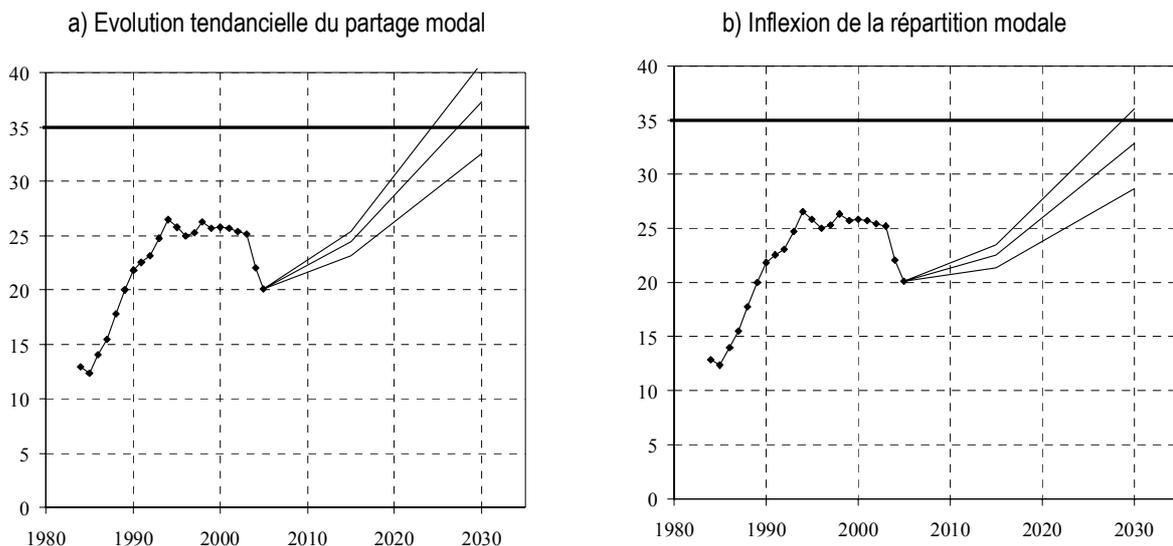


Les affectations du transport routier estimés par le modèle de LTF sont significativement influencées par la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire puisque, sans cette infrastructure, les volumes de transport transportés par l'utoroute ferroviaires restent proches de quatre millions de tonnes.

Le report d'une partie des flux routiers vers l'utoroute ferroviaire retarde la saturation des tunnels routiers à travers les Alpes françaises d'une dizaine d'années comme le montre la Figure 45. En considérant une inflexion du partage modal en faveur du transport ferroviaire (Figure 45b), les volumes de transport prévus à horizon 2030 ne dépassent pas la capacité maximale des tunnels routiers transalpins. La mise en place d'un service d'utoroute ferroviaire conjuguée à la réalisation de la nouvelle liaison ferroviaire à travers les Alpes permet donc d'écarter l'hypothèse d'une saturation des traversées françaises à horizon 2030. En considérant une évolution tendancielle du

partage modal (Figure 45a), la capacité des tunnels routiers à travers les Alpes est dépassée autour de l'année 2025 pour les scénarios de croissance économique italienne forte et normale.

Figure 45 Les volumes de transport à travers les tunnels français, situation de projet



Le modèle de prévision montre donc qu'en situation de projet, la saturation des tunnels français est écartée dans la plupart des scénarios envisagés. Cette observation s'explique par le report massif du transport routier vers l'autoroute ferroviaire. La capacité de l'autoroute ferroviaire à attirer le transport routier de marchandises est alors l'élément déterminant la saturation ou non des tunnels routiers français.

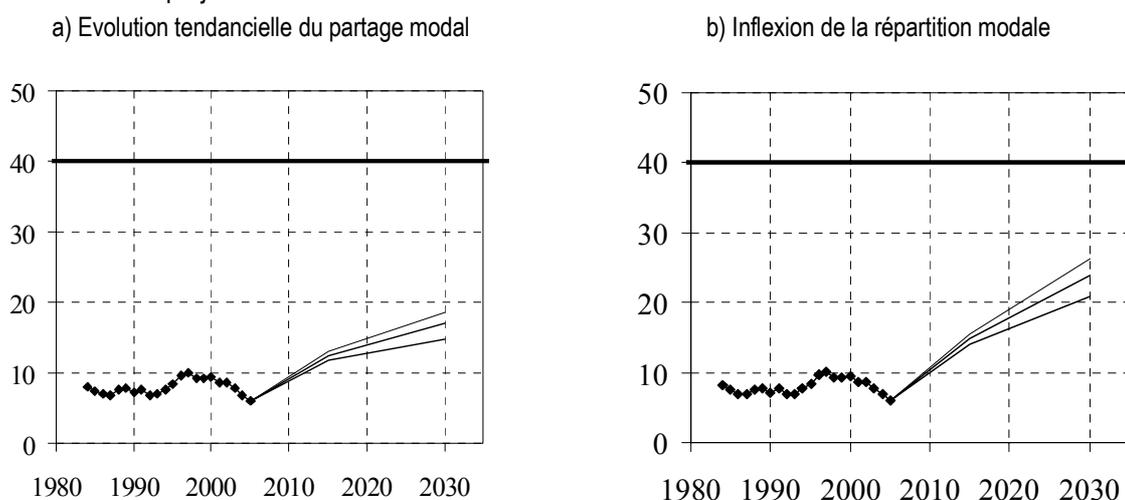
II La demande de transport ferroviaire

Par rapport à la situation de référence à infrastructures constantes, la réalisation de la nouvelle liaison Lyon-Turin provoque, selon le modèle LTF, une modification de l'affectation du transit ferroviaire en rendant les traversées françaises plus attractives.

Les volumes de fret ferroviaire (hors AF) augmentent donc, selon le modèle de prévision, plus

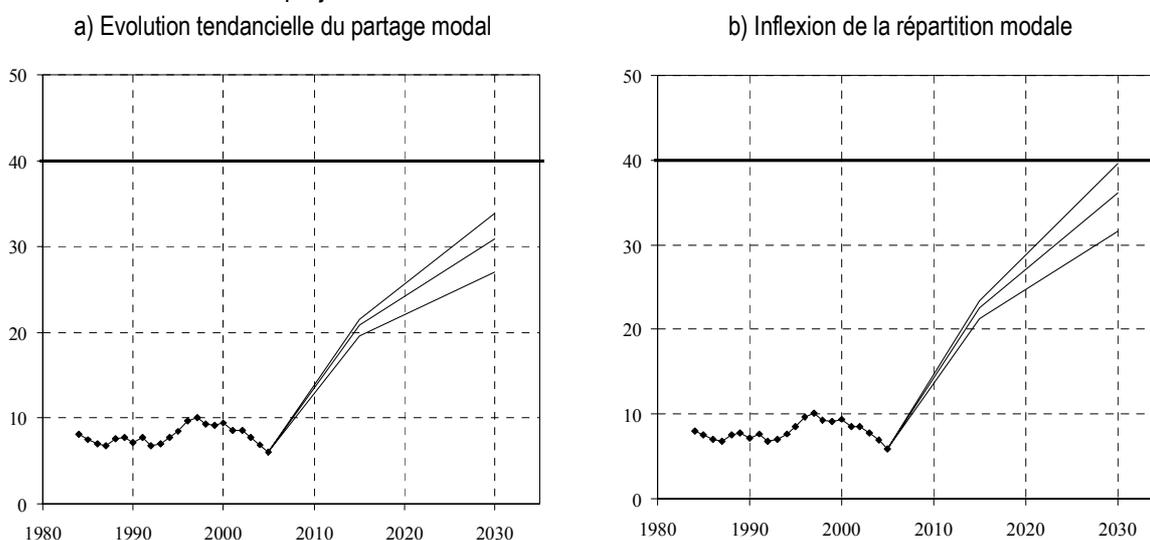
rapidement que dans la situation sans projet. A horizon 2030, les volumes de fret ferroviaire sont ainsi compris entre quinze et vingt-cinq millions de tonnes alors que, dans la situation de référence, ces volumes restaient inférieurs à vingt millions de tonnes, quelque soit le scénario de croissance ou de répartition modale envisagé.

Figure 46 Les volumes de transport ferroviaire (hors AF) à travers le Nord des Alpes françaises, situation de projet



La demande totale de transport ferroviaire, correspondant à la somme des volumes de transport ferroviaire classique et des volumes de l'autoroute ferroviaire, est donc significativement supérieure à la demande totale estimée pour le scénario sans projet (Figure 47). Les volumes globaux de transport ferroviaire en situation de projet sont alors compris entre trente et quarante millions de tonnes en 2030 alors qu'ils étaient inférieurs à vingt millions de tonnes dans la situation de référence sans projet.

Figure 47 La demande totale de transport ferroviaire à travers le Nord des Alpes françaises (y. c. AF), situation de projet



Cette sous-section montre qu'en suivant le modèle de prévision de LTF, la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire entraîne une augmentation rapide de la demande de transport ferroviaire de marchandises sans toutefois dépasser la capacité maximale des infrastructures ferroviaires.

Conclusion de la section : deux remarques importantes

La réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire modifie fortement l'affectation des volumes de transport de marchandises à travers les Alpes selon le modèle de prévision. Par rapport à la situation de référence, il est notable d'observer que la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire permet d'écarter une saturation des traversées françaises à horizon 2025.

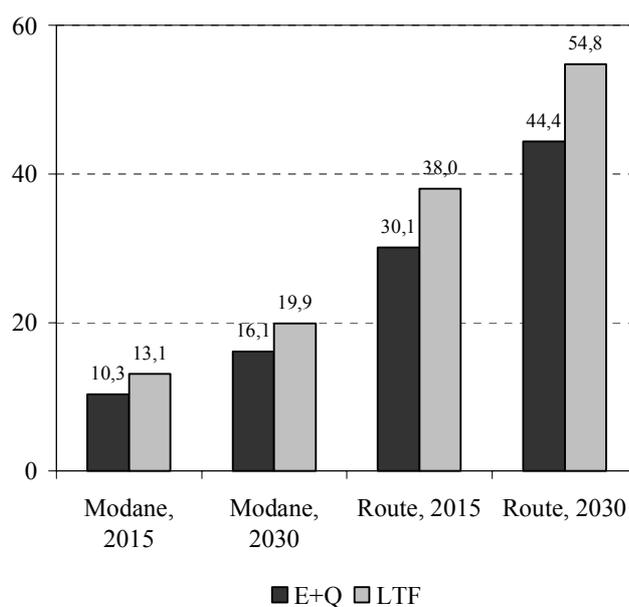
Ces prévisions appellent deux remarques. D'abord, ces prévisions supposent en premier lieu un report massif de la demande de transport routier de marchandises vers l'autoroute ferroviaire. Ce

phénomène suppose une *forte attractivité du service d'autoroute ferroviaire* et, plus généralement, du transport ferroviaire, par rapport au transport routier de marchandises. Selon le modèle LTF, le service d'autoroute ferroviaire est un mode de transport compétitif qui séduit près d'un quart du transport routier à travers les Alpes françaises. Il s'agit d'une hypothèse forte car elle suppose un retournement de tendance remarquable par rapport à ce qui a pu être observé depuis plusieurs décennies. La seconde remarque concerne l'impact des nouvelles infrastructures de transport ferroviaire à travers les Alpes suisses d'ici 2016. L'effet de ces infrastructures, *a priori* difficilement modélisable, n'est pas pris en compte dans le modèle LTF. Les affectations estimées par le modèle de LTF pour la demande de transport ferroviaire sont de ce fait sujettes à caution.

Conclusion du chapitre

Ce chapitre utilise les prévisions globales de transport de marchandises issues de la combinaison des modèles E et Q pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes grâce au modèle de répartition et d'affectation de LTF. Cet exercice permet de corriger les prévisions de LTF en considérant des volumes de transport à horizon 2015 et 2030 plus réalistes que les prévisions LTF. Les volumes de transport prévus par le présent modèle de prévision sont inférieurs d'environ vingt pour-cent aux volumes de transport prévus par le modèle LTF (Figure 48). Ce phénomène s'explique par des volumes globaux de transport de marchandises plus faibles prévus par le modèle E+Q.

Figure 48 La demande de transport à travers le Nord des Alpes françaises
Situation de référence et inflexion du partage modal



Si les volumes de transport de marchandises estimés en suivant les prévisions E+Q sont plus faibles que les prévisions LTF, il s'avère toutefois difficile d'écarter l'hypothèse d'une saturation des infrastructures de transport routier à travers les Alpes du Nord. Ces prévisions postulent donc une augmentation de la demande de transport de marchandises à travers le Nord des Alpes françaises. Cette évolution représente une rupture par rapport aux évolutions observées ces dix dernières années ou la fin des modifications des affectations du transit nord-européen observées depuis 1994 (Annexe 5). La stabilité de la demande de transport de marchandises est d'ailleurs un facteur d'incertitude supplémentaire pour les prévisions.

La principale conclusion de ce chapitre concerne donc le risque de voir la demande de transport à travers les tunnels routier français dépasser la capacité de ces derniers autour de 2015. En revanche, les prévisions écartent l'hypothèse d'une saturation des infrastructures de transport ferroviaire avant 2025. Il peut alors apparaître paradoxal d'avancer la saturation des infrastructures de transport routier de marchandises pour justifier la réalisation d'une nouvelle liaison ferroviaire entre Lyon et Turin.

Ce paradoxe s'explique par l'introduction du service d'autoroute ferroviaire. Il est en effet suggéré d'utiliser les capacités inexploitées des infrastructures de transport ferroviaire en mettant en place un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle. En considérant qu'un service de ce type puisse attirer une part importante de flux de transport routier de marchandises, l'utilisation des infrastructures de transport ferroviaire peut retarder de quelques années la saturation des tunnels français à travers les Alpes.

Il apparaît alors que la demande totale de transport terrestre à travers les Alpes dépasse la capacité globale des infrastructures existantes autour de l'année 2020. A partir cette date, les capacités des infrastructures de transport ferroviaires sont épuisées. Il est alors nécessaire d'envisager la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport pour éviter une saturation des infrastructures

de transport existantes. La réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport ferroviaire à travers les Alpes françaises autour de 2020 est alors justifiée si le service d'autoroute ferroviaire se révèle être une alternative crédible au transport routier. Ce raisonnement introduit cependant un ensemble d'hypothèses dont certaines méritent d'être soulignées comme autant de facteurs d'incertitude.

Le premier facteur d'incertitude concerne l'*affectation des flux de transit nord-européen*. Le modèle postule en effet la fin des phénomènes de réaffectation des flux de transit nord-européen observés depuis une dizaine d'années (Annexe 5). En particulier, le modèle suppose que la stabilité observée du transport routier de marchandises à travers la France va s'arrêter. Cette hypothèse suppose que les traversées routières françaises captent la croissance des flux de transport en transit nord-européen, ce qu'elles ne font plus depuis une décennie.

Un second facteur d'incertitude est relatif à l'impact des *nouvelles infrastructures de transport ferroviaire à travers la Suisse* d'ici 2016. Les effets de ces infrastructures étant *a priori* difficilement modélisables, les modèles d'affectation et de répartition de LTF ne rendent pas compte de ces effets. L'influence des infrastructures suisses sur l'affectation du transport ferroviaire est peut-être sous-estimée par le modèle de prévision d'où un second facteur d'incertitude.

Enfin, la dernière interrogation est liée à la *capacité de l'autoroute ferroviaire à attirer une part significative de la demande de transport routier de marchandises*. Il est délicat de modéliser *a priori* ce phénomène compte tenu de la rareté des expériences de ce type à très grande échelle. Et de rappeler, pour conclure ce chapitre, que ces trois facteurs d'incertitude sont autant de raisons pouvant remettre en question les conclusions du présent chapitre.

Conclusion de la troisième partie

La présente partie a utilisé les résultats des estimations économétriques réalisées dans la seconde partie du présent travail pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes aux horizons 2015 et 2030. La principale originalité de cette partie consiste à utiliser une combinaison de prévisions pour prévoir la demande globale de transport de transport de marchandises. Rarement utilisée en économie des transports, cette méthode est souvent employée dans d'autres sous-disciplines de la science économique. Le chapitre cinq montre que cette méthode permet de réduire l'incertitude des prévisions.

Le chapitre six transforme les volumes globaux de transport de marchandises prévus dans le chapitre cinq en volumes de transport désagrégés par mode et par passage. Le passage des volumes globaux de transport aux volumes désagrégés est réalisé en utilisant les modèles d'affectation et de répartition de l'étude LTF (2003). Ce chapitre met alors en avant le risque de saturation des infrastructures de transport routier existantes aux alentours de 2015. Celle-ci pourrait être retardée de quelques années par la mise en place d'un service d'autoroute ferroviaire à grande échelle. Il ressort par ailleurs de ce chapitre que les volumes de transports prévus par l'exercice présent sont légèrement inférieurs aux volumes de transport prévus par le modèle de LTF.

Selon le modèle de LTF, le taux de rentabilité de la nouvelle infrastructure²⁸ de transport ferroviaire entre Lyon et Turin est, selon les scénarios considérés, compris entre 1,8% et 5,7%

²⁸ En considérant la configuration notée « configuration 13 » dans l'étude de LTF (2003) ou la réalisation de deux tubes du tunnels de base avant fin 2013.

(Figure 49).

Figure 49 Valeur du TRI selon les scénarios considérés par LTF (2003)

	Croissance économique de 1,8%, sans surpéage	Croissance économique de 1,8%, avec surpéage	Croissance économique de 2,4%, avec surpéage
Baisse des tarifs aériens (low cost)	1,8%	3,7%	-
Pas de baisse des tarifs aériens	-	-	5,7%

Nos prévisions envisageant des volumes de transports inférieurs à celles du modèle de LTF, le TRI de la nouvelle infrastructure pourrait donc être bien être inférieur à ces valeurs. Cela souligne alors la hauteur des subventions publiques nécessaires à la réalisation de cette infrastructure.

Conclusion

Les prévisions de la demande de transport à moyen ou long terme figurent parmi les éléments les plus régulièrement avancés pour justifier les choix d'investissement dans le secteur de transport. Dans le cas des traversées alpines, la prévision de la demande est peut-être un enjeu plus fort qu'ailleurs en raison de la rareté des passages à travers les massifs alpins. Cette contrainte nourrit en effet un ensemble de questions sur la capacité des traversées existantes ou sur la nécessité de nouvelles infrastructures de transport. Cela amène de nombreux travaux, parmi lesquelles figure le présent travail, à tenter de prévoir la demande de transport de marchandises.

Dans une *première partie*, le présent travail a tâché de justifier le projet d'une analyse spécifiquement économique tentant d'estimer les déterminants de long terme de la demande de transport de marchandises. Cette justification ne va pas de soi. Une interrogation, sous-jacente au présent travail, concerne le statut des travaux tâchant de prévoir la demande de transport de marchandises dans la sous-discipline économie des transports. Prévoir la demande de transport de marchandises est-il un sujet d'interrogation légitime en économie des transports ?

Cette question se pose d'abord en raison du rôle infime joué par les concepts de marché, de compétition ou de prix dans le présent travail. Elle est ensuite renforcée par le nombre restreint des recherches réalisées sur le sujet dans le milieu académique. Le contraste entre cette littérature (infime) et les recherches consacrées au choix modal (ou, plus généralement, l'économétrie des choix discrets) est, de ce point de vue, saisissant. Suivant cette observation, il serait alors possible d'opposer, d'un côté, une recherche essentiellement opérationnelle ayant vocation à estimer les volumes globaux de transport de marchandises et, de l'autre côté, un ensemble de travaux académiques économiques consacrés à déterminer l'influence des facteurs déterminant le choix modal (prix, qualité, temps) dans les différents sous-marchés de transport.

Ces arguments doivent toutefois être nuancés. Il doit en premier lieu être observé qu'une

interrogation croissante sur les déterminants de long terme de la demande de transport de marchandises tend à légitimer une approche spécifiquement économique du sujet (Rietveld et Vickerman, 2004). La *première partie* de cette recherche et, plus particulièrement, le *second chapitre* ont d'ailleurs offert un certain nombre d'illustrations au développement d'une réflexion économique (et académique) sur le sujet. Le *premier chapitre* a également apporté une seconde justification à cette interrogation en montrant que l'application d'outils issues de récents développements de l'économétrie des séries temporelles offrait de nouvelles opportunités au chercheur, légitimant les recherches sur ce sujet.

Il est ensuite possible d'avancer que l'*objet* du présent travail – la demande de transport de marchandises – est par définition un sujet non dénué d'intérêt pour la science économique. Le concept de demande figure en effet bien au cœur de l'analyse économique. Et c'est en faisant intervenir le concept de *demande dérivée* que la demande de transport de marchandises peut être étudiée en omettant les concepts de prix ou de marché. En d'autres termes, le transport des marchandises n'est pas consommé en soi : la demande de transport est directement dérivée de l'activité industrielle ou économique, comme la matérialisation des échanges entre producteurs et consommateurs généralement localisés dans des espaces géographiquement distincts.

La *seconde partie* du présent travail a alors tâché d'analyser les déterminants de long terme de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes ou la sensibilité des flux de transport transalpins à l'activité industrielle ou économique italienne. Deux spécifications économétriques sont utilisées. Dans le *troisième chapitre*, une spécification économétrique inspirée des modélisations quin-quin fret est utilisée pour estimer la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité économique italienne. Ce travail montre qu'il existe une relation de moyen terme entre la croissance des volumes de transport transalpins et la croissance économique ou industrielle italienne. Ce travail est prolongé par l'application de

techniques économétriques issues de récents développements de l'économétrie des séries temporelles, présentée dans le *quatrième chapitre*.

Les résultats de ses deux estimations sont globalement cohérents. Ces estimations mettent en particulier en avant le caractère particulier des flux de transport de marchandises en transit au passage de Vintimille, c'est-à-dire le caractère particulier des flux de transport entre les péninsules italienne et ibérique, aisément compréhensible en raison des bouleversements économiques intervenus en Espagne et au Portugal ces deux dernières décennies. Économétriquement, la particularité de ces flux est l'instabilité de la relation de la demande de transport de marchandises par rapport à la conjoncture industrielle italienne. Plus précisément, divers tests économétriques corroborent l'idée d'une sensibilité décroissante de la demande de transport de marchandises par rapport à l'activité économique italienne. Au cours de cette partie, un détour par une donnée désagrégée par catégories de produits met en exergue des sensibilités variées de la demande de transport par rapport à l'activité industrielle italienne selon les catégories de produits envisagées.

Un des principaux enseignements de cette partie est de montrer que la sensibilité de la demande de transport de marchandises estimée à partir des modèles en taux de croissance de moyen terme ou de la modélisation à correction d'erreur est significativement inférieure à l'élasticité estimée en utilisant les techniques économétriques standards (le modèle double-logarithmique). Cette conclusion prend tout son sens en observant que la plupart des modèles de prévisions réalisés précédemment pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes utilisaient précisément des modèles de ce type.

Ce constat amène alors ré-estimer la demande de transport de marchandises à travers les Alpes à horizon 2015 ou 2030. C'est l'objet d'une *troisième partie*. Le *cinquième chapitre* estime les volumes globaux de transport de marchandises à travers les Alpes en considérant différents scénarios de croissance économique italienne alternatifs. La principale originalité de ce chapitre est

d'introduire une méthode de prévision peu utilisée pour prévoir la demande de transport, mais largement diffusée dans d'autres sous-disciplines de la science économique. Cette méthode consiste à combiner les prévisions issues de différents modèles de prévision individuels. Dans le présent cas d'étude, cette méthode permet de combiner les prévisions des modèles à correction d'erreur et en taux de croissance de moyen terme. En outre, cette méthode a l'avantage de réduire l'incertitude par rapport aux prévisions utilisant un modèle individuel. Le principal résultat de ce chapitre est d'estimer que les volumes globaux de transport prévus à travers les Alpes en 2015 ou en 2030 sont inférieurs de vingt à vingt-cinq pour-cent aux volumes de transport prévus par le récent exercice de LTF (2003).

Ce travail invite alors à reconsidérer les modèles usuellement utilisés pour prévoir la demande de transport de marchandises à travers les Alpes car il existe un écart significatif entre les présentes estimations et les estimations des précédents modèles. Cet écart s'explique par l'utilisation de spécifications économétriques différentes pour estimer la sensibilité de la demande de transport de marchandises à l'activité économique ou industrielle. Les précédents modèles utilisent en effet des spécifications économétriques standards en dépit du risque qu'elles présentent d'être des régressions fallacieuses (Granger et Newbold, 1974). L'utilisation de techniques économétriques plus avancées est alors nécessaire. Il est alors tout à fait intéressant d'observer que l'utilisation de techniques économétriques plus sophistiquées aboutit à des volumes de transport prévus plus faibles que les méthodes standards. Cette observation pourrait alors être avancée pour expliquer la surévaluation de la demande de transport de marchandises récemment observée par une série d'articles (Skarmis et Flyvbjerg, 1997 ; Flyvbjerg, 2005 ; Flyvbjerg *et al.*, 2005 ; Anguera, 2006). D'autre part, ces prévisions conduisent à interroger l'évaluation financière de la nouvelle infrastructure de transport entre Lyon et Turin. Selon les dernières estimations de LTF, la rentabilité de la nouvelle liaison est très incertaine, présentant un taux de rendement interne inférieur à quatre pour-cent dans certains scénarios. Considérer une perte de vingt à vingt-cinq

pour-cent de volume de transport de marchandises vient assombrir un peu plus les perspectives financières d'un tel ouvrage, rappelant les montants de subventions publiques nécessaires à sa réalisation.

Le *sixième chapitre* propose enfin de désagréger les volumes globaux de transport par modes et par passages en utilisant les hypothèses de répartition modale et d'affectation d'itinéraires du modèle LTF. Le passage des volumes agrégés aux volumes désagregés permet d'étudier précisément la question de l'engorgement des infrastructures de transport existantes. Une des principales conclusions de ce chapitre est d'estimer qu'il n'est pas possible d'écarter l'hypothèse d'une congestion des infrastructures de transport routier de marchandises autour de l'année 2020 (la date variant selon les scénarios considérés). D'autre part, ce travail met en exergue des capacités inexploitées pour le transport ferroviaire amenant à considérer qu'un engorgement des passages routiers français à travers les Alpes pourrait être retardé de quelques années par le report d'une part significative de la demande de transport routier de marchandises vers le mode ferroviaire. Il alors est notable d'observer que cette conclusion réintroduit les concepts de marchés et de compétition intermodale. Elle montre en effet qu'en améliorant la compétitivité du transport ferroviaire, il serait possible de retarder un engorgement des passages routiers français. Au final, ces prévisions soutiennent que la réalisation d'une nouvelle infrastructure de transport à travers les Alpes françaises n'est pas nécessaire avant 2020.

Il existe toutefois un ensemble d'incertitudes qui rend délicat l'interprétation de ces prévisions. Les principales limites des hypothèses du modèle d'affectation ou de répartition modale de LTF ont été soulignées plus haut. Ces incertitudes concernent par exemple l'impact des deux gigantesques infrastructures de transport ferroviaire réalisées à travers la Suisse. Une autre incertitude concerne l'attraction des traversées françaises pour les flux de transit nord-européen qui s'en sont largement détournés au cours des dix dernières années. De même, l'évolution du partage modal peut

également être un facteur d'incertitude tant la structure du marché du transport ferroviaire pourrait évoluer dans les prochaines années.

Mais il y a également une incertitude plus générale et, peut-être, plus lourde qui pèse sur ces estimations. Cette incertitude est constitutive à toute tentative de prévision économique. Elle consiste à souligner les risques qu'il y a à prévoir un phénomène à partir de l'observation des relations passées. Prévoir un phénomène à partir de relations estimées sur des séries historiques consiste en effet à faire l'hypothèse que les relations estimées vont se prolonger. Les prévisions ne sont que les prolongements des tendances historiques, incapables, par exemple, de prévoir d'éventuelles ruptures (Cairncross, 1969).

Dans notre cas d'étude, cette interrogation conduit à s'interroger sur ce que sera la relation entre la demande de transport de marchandises à travers les Alpes et l'activité industrielle italienne dans un dizaine ou vingtaine d'années. Le modèle de prévision développé dans le présent travail considère que cette relation se prolongera dans le futur. Au cours de ce travail, la stabilité de la relation transport/activité industrielle a été étudiée à de nombreuses reprises. En dépit de la significativité des relations estimées sur des séries temporelles historiques et de sa stabilité au cours des deux dernières décennies, l'utilisation de cette relation pour prévoir la demande de transport de marchandises à moyen ou long terme demeure une hypothèse forte qui ne repose sur d'autres fondements que le prolongement des tendances passées. Cette interrogation identifie alors une source majeure d'incertitude pour les prévisions, une source d'incertitude inhérente à tout exercice de ce type.

Annexes

Annexe 1 Les passages transalpins : carte



Annexe 2 Les passages transalpins : description

Le massif alpin a longtemps représenté un obstacle à la circulation des hommes à travers l'Europe. Différentes traversées ont toutefois été découvertes puis aménagées par les hommes afin faciliter la circulation des marchands ou des soldats selon les époques. En suivant Woodburn Hyde (1935) et Gichonnet (2002), la présente annexe propose de revenir sur l'histoire des principales traversées alpines.

Cette annexe soulignera plus particulièrement trois éléments :

- (i) En premier lieu, cette présentation montre que la plupart des traversées transalpines ont une *origine précoce* puisqu'elles étaient connues et souvent aménagées dès l'Empire romain.
- (ii) Ensuite, cette annexe souligne qu'après l'ère romaine, la première innovation majeure dans l'évolution des traversées alpines fut la réalisation de routes carrossables à travers les Alpes qui se développa à partir du début du dix-neuvième siècle. Il est notable d'observer que l'aménagement de ces itinéraires modernes avait souvent une vocation militaire.
- (iii) Enfin, le *percement de tunnels* représente la seconde évolution technologique majeure dans l'évolution des traversées alpines. Le percement de tunnels permet en premier lieu de réaliser des gains de temps par rapport au passage d'un col. Mais surtout, la réalisation de tunnels à travers les Alpes permet de s'affranchir des conditions météorologiques en offrant des traversées transalpines ouvertes toutes l'année, ce qui n'est pas le cas des cols généralement fermés l'hiver. Les tunnels ont d'abord été des tunnels ferroviaires (au cours du dix-neuvième siècle) puis des tunnels routiers (après 1945).

Cette annexe retient une présentation géographique en partant de la traversée littorale par Vintimille pour finir avec celle du Brenner en Autriche.

Les traversées françaises

Il est possible de distinguer deux types de traversées transalpines en France selon leur localisation. Cette distinction revient à différencier les traversées du Sud des Alpes françaises et les traversées du Nord des Alpes françaises. Ces deux types de traversées sont successivement présentés dans ce qui suit.

Les traversées du Sud des Alpes françaises

La principale traversée du Sud des Alpes françaises est la *traversée littorale par Vintimille*. Historiquement, cette traversée figure parmi les premières traversées transalpines utilisées par l'homme. Hyde (1935) explique que l'utilisation de ce passage est attestée bien avant l'époque romaine, par exemple pour le commerce de l'ambre. Après la conquête de la Gaule, les Romains en firent une voie de passage. Aujourd'hui encore, des ruines attestent de la présence des Romains dans la région comme le trophée d'Auguste à la Turbie qui célèbre la victoire de l'empereur sur les tribus locales.

La première voie carrossable a été réalisée sous l'impulsion de Bonaparte entre 1800 et 1810. Il s'agit de la *Grande Corniche* qui relie Nice à l'Italie en offrant de magnifiques panoramas sur la Méditerranée. Cette traversée atteint une altitude supérieure à 500 mètres au col d'Eze (512 m). L'objectif de cette voie avait pour Bonaparte une vocation militaire. La réalisation de cette infrastructure devait de faciliter le transport des troupes. Celui-ci ne souhaitait en effet pas renouveler l'expérience des énormes difficultés qu'il éprouva en traversant le passage du Grand Saint-Bernard au printemps 1800 pour rejoindre le Piémont et vaincre les armées autrichiennes à Marengo (14 juin 1800). Lors des premières campagnes d'Italie (1796-1797), Bonaparte avait d'ailleurs préféré contourner les Alpes par le littoral plutôt que de les traverser. La grande corniche

est néanmoins peu adaptée aux besoins de vitesse. Ceci explique la réalisation de la moyenne corniche entre 1927 et 1939. La moyenne corniche a longtemps correspondu à la Nationale 7. Après la seconde guerre mondiale, la société ESCOTA a réalisé l'autoroute Esterel-Côte d'Azur entre 1956 et 1961. L'autoroute A8 est ensuite prolongée vers l'Italie par l'autoroute A53 d'abord jusqu'à Menton (1969) puis jusqu'à la frontière italienne (1981). Il existe par ailleurs une ligne ferroviaire le long du littoral méditerranéen. Celle-ci demeure toutefois sinueuse et est encore souvent à voie unique du côté italien.

A côté de cette traversée, il existe un ensemble de traversées plus au Nord, à travers les Alpes du Sud. En particulier, il convient de mentionner le *col de Tende*, une centaine de kilomètres au Nord de Vintimille. Ce passage correspond en premier lieu à un col routier (1871 m) qui permet de relier la vallée de la Roya en France à Limone et Cuneo (Coni) dans le Piémont. Le col routier est doublé d'un tunnel routier d'une longueur de 3182 m. Ce tunnel a la particularité d'être le premier tunnel routier à travers les Alpes puisqu'il a été réalisé en 1882. L'accès à ce tunnel est effectué par les routes N204 en France et S20 en Italie. Cet itinéraire est également emprunté par une ligne ferroviaire : la ligne ferroviaire de Tende. La réalisation de cette ligne a commencé en Italie (Cueno) en 1881. L'ouvrage principal de cette ligne est le tunnel ferroviaire de Tende, d'une longueur de 8099 m. Son percement eut lieu entre 1889 et 1898. La réalisation de cette ligne du côté français a commencé au début du vingtième siècle mais fut retardée par la première guerre mondiale. Ceci explique pourquoi la première exploitation d'un train sur l'ensemble de la ligne de Nice à Cuneo n'a lieu qu'en 1928.

Plus au Nord, quelques cols routiers permettent de relier la France et l'Italie. C'est par exemple le cas du *col de la Lombarde* (2350 m) au Nord d'Isola. Il s'agit cependant d'un col étroit et difficile d'accès. Au niveau du lac de Serre-Ponçon et de Barcelonnette, le *col de Larche* (1948 m) permet également de rejoindre la vallée du Sturra di Demonte en Italie. Encore plus au Nord, le *col Agriol*

(2744 m) relie le parc naturel de Queyras en France à la vallée du Variata. Enfin, à hauteur de Briançon, le *col du Mongenèvre* (1854 m) permet de rejoindre Sestrière par l'axe N94/S24. Cette traversée est parmi cet ensemble de traversées non littorales la seule qui ne soit pas une traversée d'importance négligeable. Selon certains historiens, Hannibal et ses éléphants auraient pu passer par le col du Mongenère. L'itinéraire d'Hannibal est toutefois l'objet de débats sans fin entre historiens. Celui-ci aurait en effet aussi bien pu traverser les Alpes par le col du Mont-Cenis ou celui du Petit Saint-Bernard dans le Nord des Alpes françaises. La réalisation d'une voie romaine par Pompée en 77 av. J.-C. restaurée le siècle suivant par Auguste est en revanche avérée selon les historiens. Plus tard, Bonaparte y aménagea une route carrossable entre 1800 et 1810 comme pour l'itinéraire littoral.

Il existe des projets de nouvelles percées dans le Sud des Alpes. Le rapport Legrand (1991) soutient par exemple une nouvelle traversée entre Cuneo et la vallée de la Roya (projet dit autoroute A58 ou A8bis). Le rapport Besson (1993) soutient de son côté l'hypothèse d'une nouvelle percée à travers le Mercantour, plus au Nord, vers le col de la Lombarde. Ces projets sont remis en question par le rapport Brossier (1998).

Le Nord des Alpes françaises

La plus vieille traversée es Alpes par le Nord des Alpes françaises est le *col du Petit Saint-Bernard* (2188 m) qui permet de relier le val d'Aoste à la vallée de l'Isère (Bourg Saint-Maurice) au Sud du Massif du Mont-Blanc. Il s'agit en effet, selon Hyde (1937), d'une traversée précoce (dénommée *Alpis Graia*) utilisée par les tribus celtes avant l'époque romaine. Les Romains y aménagèrent également une voie par Gracchus en 122 av. J.-C. puis par Auguste après la conquête de la Gaule. La présence romaine est attestée par les ruines d'un refuge romain découvert au sommet du col. Une route moderne est réalisée en 1858. Cette réalisation tardive s'explique par la préférence des

voyageurs pour le col du Mont-Cenis, un peu plus au Sud.

Le *col du Mont-Cenis* (2084 m) est un des rares passages transalpins à ne pas avoir été aménagé par les Romains. Il s'agit en effet d'un passage dont il n'est pas fait référence avant le Moyen-âge (huitième siècle). Ce passage permet de relier la vallée de la Maurienne (Modane) à la vallée de Suse en Italie. Une route moderne fut aménagée en 1810 par Napoléon.

A partir du dix-neuvième siècle, deux innovations majeures vont permettre de s'affranchir des conditions météorologiques et permettre la traversée du Nord des Alpes françaises toute l'année. Il s'agit du percement de tunnels d'abord ferroviaires, puis routiers. En 1857, la réalisation du *tunnel ferroviaire du Mont-Cenis ou de Modane* commença sous l'impulsion du roi d'Italie Victor-Emmanuel II. Long de plus de douze kilomètres, ce tunnel fut à son ouverture en 1872 le plus grand tunnel du monde, un titre qu'il ne conservera que trois années pour le céder au tunnel du St-Gotthard ouvert en 1875. Ce tunnel relie Modane à Bardonecchia. Jusqu'à l'ouverture du tunnel de Fréjus (1980), un service de navette à travers le tunnel ferroviaire permettait aux automobiles de traverser le Mont-Cenis l'hiver malgré la fermeture du col du Mont-Cenis (N6).

Au cours du vingtième siècle, deux tunnels routiers sont percés à travers le Nord des Alpes françaises. Le premier est le *tunnel du Mont-Blanc* qui relie Chamonix à Courmayeur dans le val d'Aoste. Ce tunnel, d'un peu moins de douze kilomètres, fut ouvert en 1965. A partir de 1968, l'autoroute blanche (A40) est réalisée du côté français. Cette autoroute est progressivement ouverte entre 1973 et 1982. Du côté italien, l'autoroute A5 entre Turin et le tunnel du Mont-Blanc a été inaugurée en 1961. La seconde percée routière à travers les Alpes françaises est le *tunnel de Fréjus* ouvert en 1980. Ce tunnel d'un peu plus de douze kilomètres relie Modane et la vallée de la Maurienne à Bardonecchia. En Italie, il est prolongé depuis 1987 par l'autoroute A32 qui mène à Turin (à 72 km). Du côté français, l'autoroute A43 exploitée par AREA prolonge le tunnel du Fréjus jusqu'à Lyon en passant par Chambéry. La réalisation de cette autoroute à travers la vallée

de la Maurienne est toutefois récente puisque cette dernière fut progressivement ouverte entre 1996 et 2000.

Les traversées suisses

Il existe trois principales traversées transalpines en Suisse avec les passages du Simplon, du St-Gotthard et du Grand Saint-Bernard. A ces grandes traversées transalpines, doivent également être ajoutées quelques passages d'importance négligeable.

Le plus ancien des passages à travers la Suisse est le *col du Grand Saint-Bernard* (2469 m). Il s'agit d'un col reliant la vallée du Rhône en Suisse (Martigny) et le val d'Aoste en Italie. Ce col aurait été utilisé avant l'époque romaine par les tribus locales. Il fut aménagé par l'empereur Claude et devint un des passages les plus difficiles de la *via Francigena*. Au sommet de ce col, ont d'ailleurs été découvertes les ruines d'un refuge romain et celles d'un temple à Jupiter. Plus tard, cette traversée fut traversée avec d'énormes difficultés par le Consul Bonaparte avant de vaincre les armées autrichiennes à Marengo en 1800. Cette traversée est immortalisée par une série de cinq toiles de David entre 1800 et 1803 (Figure A1, gauche). La réalisation d'une route carrossable est tardive. Napoléon préféra en effet aménager l'itinéraire du Simplon plutôt que celui du Grand Saint-Bernard. L'aménagement d'un col carrossable est réalisé en 1893 du côté suisse et en 1905 du côté italien. Cette traversée a depuis été doublée d'un tunnel routier de près de six kilomètres, réalisé en 1958. Ce tunnel reste toutefois peu fréquenté par rapport aux autres tunnels routiers. Deux raisons expliquent ce phénomène. En premier lieu, cet ouvrage n'est pas prolongé par un axe autoroutier. Ensuite, l'altitude de l'ouvrage (1918 m) le rend difficilement accessible.

Plus à l'Est, le col du Simplon (2005 m) offre un second passage transalpin entre la Suisse et l'Italie. Ce passage relie la vallée du Rhône (*Rotten* en Suisse) au Val Divedro qui se prolonge au

Sud jusqu'au lac Majeur. Il s'agit d'une traversée tardive, utilisée à partir du dix-septième siècle. Cette traversée a néanmoins été aménagée sous l'impulsion de Napoléon Ier en 1805. Le col routier est ouvert toute l'année car il s'agit d'une route nationale suisse. Un tunnel ferroviaire double cet itinéraire depuis la réalisation du tunnel ferroviaire du Simplon dont le premier tube a été réalisé entre 1898 et 1906. Un second tube a ensuite été percé entre 1912 et 1921. D'une longueur proche de vingt kilomètres, il fut longtemps le plus long tunnel du monde.

Figure A1 Deux illustrations des traversées alpines dans la peinture



DAVID, J.-L., 1800. *Le Premier Consul franchissant les Alpes au col du Grand-Saint-Bernard*. Conservé au Musée national du château de Malmaison.



TURNER, J. M. W., 1803-4. *The Devil's Bridge, St. Gothard*. Conservé au Kunsthau de Zurich.

A l'Est du Simplon, le col du St-Gotthard (2108 m) relie Andermatt dans le canton d'Uri à Airolo dans le canton du Ticino. Il s'agit du principal passage entre la Suisse centrale (Zurich) et le Tessin (Lugano) et les grands lacs italiens. Ce passage est toutefois un passage tardif, inconnu des Romains. Il est aménagé autour du treizième siècle. La principale difficulté de ce passage est la traversée des gorges du Schoellen. Au pied d'un vertigineux mur de granit, un étroit passage prolongé d'un minuscule pont surnommé le pont du diable (*Teufelsbrücke*) permettait alors de

traverser les gorges de ce fleuve instable. Ce passage était toutefois si étroit qu'il ne pouvait être emprunté par des diligences avant son élargissement en 1830. IL est immortalisé par une toile spectaculaire du peintre romantique Turner (Figure A1, droite). En 1956, un nouveau pont et une nouvelle route furent réalisés à côté de l'ancienne route. L'ancienne route a depuis disparu et une troisième route a été réalisée. Le passage du Saint-Gotthard a depuis considérablement évolué avec la percée d'un tunnel routier de dix-sept kilomètres en 1980. Ce tunnel était jusqu'en 2000 le plus long tunnel routier du monde.

Par ailleurs, un tunnel ferroviaire a également été réalisé au Saint-Gotthard. Il s'agit d'un tunnel de quinze kilomètres percés entre 1871 et 1881. Il devenait alors le plus grand tunnel du monde devant le tunnel du Mont-Cenis réalisé quelques années plus tôt. Depuis la fin des années 1990, la Suisse a engagé la réalisation d'un nouveau tunnel ferroviaire au Saint-Gotthard Le percement de ce tunnel de cinquante-sept kilomètres a commencé en 2003. Cet ouvrage dont l'ouverture est attendue pour 2016 sera alors le plus grand tunnel du monde.

Parallèlement à ces trois grandes traversées, il existe entre la Suisse et l'Italie un ensemble de petites traversées routières comme le col de Maloja (1815 m), le col de Stelvio (2757 m), le col de Lucomagno (1916 m), ou le col de Bernia (2330 m) situés à l'Est du passage du Saint Gothard. Ces cols routiers permettent de relier la région de Saint-Moritz à la région des grands lacs italiens. Parmi ces traversées, la plus notable est celle du San Bernardino qui permet de passer de la vallée du Rhin à la région des lacs italiens. Ce passage associe un col routier (2065 m) et un tunnel routier de huit kilomètres ouvert en 1967.

Les traversées autrichiennes

Il existe enfin deux passages transalpins entre l'Autriche et l'Italie. Le principal itinéraire à travers

les Alpes autrichiennes est le col du Brenner (1374 m). Cet itinéraire est, avec le passage littoral de Vintimille en France ou le col du Grand St-Bernard en Suisse, un des premiers passages à travers les Alpes à avoir été emprunté par les hommes. C'est, selon Hyde (1935), le passage que le peuple indo-européen des Terramares emprunta pour rejoindre la vallée du Po et apporter les premiers rudiments de civilisation à la culture italienne. A l'origine de la civilisation latine, ce passage a également joué un rôle dans le déclin de l'Empire romain puisque c'est ce passage qu'empruntèrent les peuples germaniques lors des diverses invasions barbares qui scellèrent la domination de Rome sur l'Occident à partir du troisième siècle après J.-C. Cet itinéraire avait été aménagé par Auguste. Au cours du Moyen-âge, le contrôle du passage du Brenner revêtait une importance stratégique pour accéder aux mines d'argent en Allemagne. La Vénétie et Vérone se disputaient alors le contrôle de ce passage. Une route carrossable fut aménagée en 1770. Le siècle suivant, une ligne de chemin de fer fut réalisée en 1867. Enfin, au cours du vingtième siècle, cette traversée a accueilli les célébrations du Pacte d'Acier entre Mussolini et Hitler le 18 Mars 1940.

Ce passage reliant le Tyrol au Trentin est traversé par une autoroute depuis 1963. Cette traversée est le col routier le plus facile à traverser à travers les Alpes. En dehors de l'itinéraire littoral de Vintimille, le passage du Brenner est d'ailleurs le seul axe autoroutier sans tunnel. La facilité d'accès à cet axe et l'absence de tunnels à franchir font de cet itinéraire le principal axe de transport à travers les Alpes en termes de volumes de transport.

Parallèlement au col du Brenner, il existe une seconde traversée des Alpes centrales entre l'Autriche et l'Italie. Il s'agit du col de Reschen (1507 m) situé à l'ouest du Brenner, à quelques kilomètres de la frontière suisse. Il s'agit d'un passage originellement aménagé par l'empereur Claude au cours du deuxième siècle. Une route carrossable y a été réalisée en 1854. Cet axe est toutefois un axe de transport mineur en volume par rapport au passage du Brenner.

Synthèse

Les caractéristiques des principales traversées routières et ferroviaires qui viennent d'être décrites sont reproduites dans les tableaux qui suivent.

Figure A2 Les principales traversées routières transalpines

Traversée	Type	Altitude	Ouverture	Autoroute
Passage de Vintimille	Autoroute (2x2)	Littoral	1981	Oui
Tunnel de Tende	Tunnel de 3 182 m	1044 m	1882	Non
Col de Tende	Col routier	1870 m	?	Non
Col de la Lombarde	Col routier	2350 m	?	Non
Col de Larche	Col routier	1948 m	?	Non
Col Agriel	Col routier	2744 m	?	Non
Col de Mongenèvre	Col routier	1854 m	?	Non
Col du Mont-Cenis	Col routier	2084 m	1858	Non
Tunnel de Fréjus	Tunnel de 11 600 m	1350 m	1980	Oui
Col du Pt. St-Bernard	Col routier	2188 m	1810	Non
Tunnel du Mt-Blanc	Tunnel de 12 900 m	1381 m	1965	Oui
Col du Gd. St-Bernard	Col routier	2469 m	1905	Non
Tunnel de Gd. St-Bernard	Tunnel de 5 798 m	1918 m	1958	Non
Col du Simplon	Col routier	2005 m	1805	Non
Col du Nufenen	Col routier	2478 m	1969	Non
Col du St-Gotthard	Col routier	2108 m	1830	Non
Tunnel du St-Gotthard	Tunnel de 16 918 m	1146 m	1980	Oui
Col de Lucomagno	Col routier	1877 m	1876	Non
Col de San Bernadino	Col routier	2065 m	1823	Non
Tunnel du San Bernadino	Tunnel de 6 600 m	1625 m	1967	Non
Col de Spluga	Col routier	2113 m	1823	Non
Col de Maloja	Col routier	1815 m	1828	Non
Col de Bernina	Col routier	2328 m	1865	Non
Col de Stelvio	Col routier	2757 m	1826	Non
Col du Reschen	Col routier	1507 m	1854	Non
Col du Rombo	Col routier	2474 m	1919	Non
Col du Brenner	Autoroute (2x2)	1374 m	1963	Oui

Ce tableau souligne le caractère récent des principaux passages routiers à travers les Alpes puisque

les autoroutes ou les tunnels routiers ont été réalisés entre les années 1960 et les années 1980, à l'exception du tunnel routier de Tende. Les tunnels ferroviaires sont en revanche beaucoup plus anciens que les tunnels routiers puisque la plupart ces ouvrages ont été réalisés à la fin du dix-neuvième siècle.

Figure A3 Les traversées ferroviaires transalpines

	Longueur	Altitude	Construction
Vintimille	-	Littoral	-
Tende	8 099 m	1044 m	1889-1898
Mont-Cenis	12 233 m	-	1857-1872
Simplon-I	19 803 m	705 m	1898-1906
Simplon-II	19 824 m	705 m	1912-1926
St-Gotthard-I	15 003 m	1151 m	1871-1881
St-Gotthard-II (est)	5 7091 m	-	2003-2016
St-Gotthard-II (ouest)	5 6978 m	-	2003-2016
Brenner	-	1373 m	1867

Ces tableaux semblent montrer que les infrastructures de transport à travers les Alpes ont été réalisées par vagues successives. Trois vagues peuvent alors être identifiées :

- (i) Une première vague de réalisation correspond la réalisation d'un ensemble de cols routiers carrossables pendant les années [1810-1830]. Ces réalisations ont souvent une vocation militaire et doivent être mises en relation avec la montée des nationalismes en Europe (*i. e.* les guerres napoléoniennes).
- (ii) La réalisation des tunnels ferroviaires à travers les Alpes pourrait représenter une seconde vague de réalisations durant la seconde moitié du dix-neuvième siècle. Les tunnels ferroviaires alors réalisés sont alors les plus longs du monde.
- (iii) Enfin, une troisième vague d'infrastructures est le percement de tunnels routiers et la réalisation d'autoroutes dans les vallées alpines entre les années 1960 et 1980.

Depuis 2003, la Suisse s'est engagée dans la réalisation de gigantesques tunnels ferroviaires à travers les Alpes. Des projets similaires existent en France (nouvelle liaison ferroviaire Lyon-Turin) et en Autriche (Brenner). Ces éléments incitent à penser que la réalisation de ces nouvelles infrastructures de transport ferroviaire pourrait correspondre à une quatrième vague d'infrastructures.

Annexe 3 Les bases de données de transport transalpin de
marchandises

La donnée disponible pour étudier la demande de transport de marchandises à travers les Alpes est relativement limitée. Ces limites tiennent au caractère international de cette problématique. En suivant Rathéry (2000) et l'expérience des bases de données de transport qui est la nôtre, la présente annexe revient sur les bases de données disponibles pour étudier la demande de transport de marchandises à travers les Alpes.

Les bases de données internationales générales : la donnée Eurostat et la donnée de la CEMT

En premier lieu, il existe un ensemble de données de transport recueilli par des organismes internationaux qui permettent de constituer des bases de données de transport international. La principale base de données internationale est celle d'Eurostat. L'office européen de statistiques rassemble en effet un ensemble de données relatives à la demande de transport de marchandises dans l'Union européenne. En particulier, la donnée Eurostat rapporte les volumes internationaux de transport terrestre de marchandises par pays d'origine et de destination. La demande de transport international est par ailleurs désagrégée par catégorie de produits offrant un supplément non négligeable d'information.

L'utilisation de cette donnée se heurte à plusieurs limites :

- (i) Il faut en premier lieu observer que la donnée Eurostat est une *estimation* issue d'enquêtes réalisées auprès des transporteurs des pays membres de l'Union européenne. Cette donnée écarte donc les volumes de transport effectués par des transporteurs qui ne sont pas ressortissants de l'Union européenne.
- (ii) La donnée Eurostat écarte par ailleurs les pays qui ne sont pas membres de l'Union. La

Suisse, pays central dans l'arc alpin, est ainsi écartée de cette donnée. Il en est de même pour les nouveaux pays membres pour lesquels la donnée Eurostat n'est disponible qu'après leur adhésion à l'Union. C'est en particulier le cas de l'Autriche avant 1995 ou de l'Espagne et du Portugal avant 1986.

- (iii) La donnée Eurostat ne dispose pas d'éléments relatifs aux trafics (véhicules ou véhicules-kilomètres) avant l'entrée en vigueur d'un nouveau règlement relatif à la collecte des statistiques de transport en 1999.
- (iv) Enfin, il est regrettable d'observer que l'Italie, un pays central pour le transport de marchandises à travers les Alpes, n'a pas fourni cette donnée pour un certain nombre d'années (avant 1988).

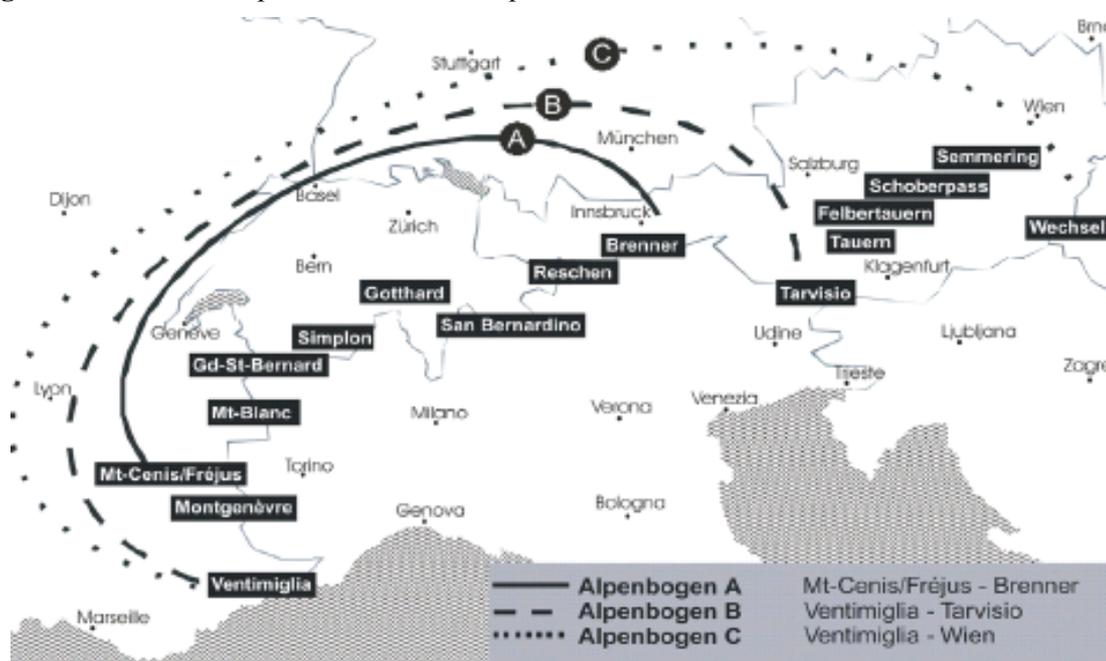
Ces limites sont autant de facteurs incitant à utiliser cette donnée avec prudence. Par ailleurs, il existe, à côté de la donnée Eurostat, une seconde base de données internationale pour le transport de marchandises. Il s'agit de la donnée de la CEMT. Celle-ci rassemble un ensemble plus large de pays (43 pays membres, dont la Suisse). L'utilisation de cette donnée est toutefois limitée car il s'agit d'un ensemble de données agrégées difficilement exploitable pour étudier la demande de transport de marchandises à travers les Alpes. La donnée Eurostat est donc la base de données la plus pertinente pour étudier la demande de transport de marchandises à travers les Alpes.

Une base de données internationale spécifiquement alpine : la donnée Alpinfo

Parallèlement à ces bases de données internationales générales, le territoire alpin se caractérise par l'existence d'une base de données spécifiquement alpine avec la donnée Alpinfo. Celle-ci est publiée chaque année par le Service d'études des transports (SET) de la Suisse depuis 1984. Cette donnée permet de reconstituer les volumes de transport et les trafics pour l'ensemble des traversées

alpines de Vintimille sur le littoral méditerranéen au passage de Tarvisio, à la frontière de l'Italie, de l'Autriche et de la Slovénie (Figure A4). Il s'agit donc d'une donnée dont l'échelle est très large. Cette donnée distingue par ailleurs les volumes et les trafics selon qu'ils relèvent de flux d'échange ou de flux de transit. Il existe toutefois quelques limites à l'utilisation de cette base de données comme le souligne Rathéry (2000).

Figure A4 L'arc alpin selon la donnée Alpinfo



Source : Alpinfo (2006)

Trois critiques peuvent être adressées à la donnée Alpinfo :

- (i) En premier lieu, *il n'existe pas de méthodologie unique* dans la constitution de cette base de données selon les pays. La donnée est en effet constituée par le Service d'études des transports du ministère des transports suisses à partir de données collectées par des divers organismes : le SES en France, le ministère des transports autrichiens, le département des transports suisse et les compagnies de chemin de fer pour le transport ferroviaire. Il convient alors d'observer que les approches retenues pour la collecte de ces informations diffèrent

selon les organismes.

- (ii) Ensuite, il existe une certaine incertitude dans la *ventilation des flux de transport entre le transport d'échange et le transport de transit*. La répartition entre le transit et le transport est réalisée en s'appuyant sur des enquêtes réalisées tous les cinq ans (*e. g.* en 1994, 1999, 2004). Il est alors possible d'observer qu'en cas de changement dans la répartition des flux entre transport de transit et transport d'échange, ces changements entraîneront des brusques ruptures dans les séries statistiques tous les cinq ans. Ces ruptures statistiques sont en réalité moins brusques mais elles s'expliquent par la mise à jour de la répartition des flux entre le transit et l'échange réalisée sur la base des enquêtes quinquennales.
- (iii) Enfin, la troisième critique qui peut être formulée à l'encontre de cette base est l'existence de *données manquantes* pour le transport de marchandises à travers l'Autriche. C'est plus particulièrement le cas du transport ferroviaire avant les années 1990.

En dépit de ces critiques, il convient d'observer que la donnée Alpinfo demeure une base de donnée de grande utilité car, outre sa gratuité, cette donnée est la seule base de données permettant reconstituer la demande de transport de marchandises à travers les Alpes sur la base de séries annuelles.

Les enquêtes routières

Il existe enfin une série d'enquêtes routières réalisées à peu près tous les cinq ans à travers l'ensemble de l'arc alpin, permettant d'étudier de façon plus précise la demande de transport routier de marchandises à travers les Alpes. Ces enquêtes sont réalisées par les différents ministères de transport à travers l'arc alpin. Un ensemble d'enquêtes routières a ainsi été réalisé en Autriche, en France et en Suisse en 1999 et en 2004.

Ces enquêtes offrent des éléments complémentaires aux bases de données de transport (qu'elles soient alpines ou générales), en précisant par exemple les origines et les destinations des flux routiers. Elles demeurent toutefois ponctuelles et ne permettent pas de constituer des séries annuelles afin d'étudier l'évolution de la demande de transport à travers les Alpes.

Les bases de données de transport transalpin sont donc imparfaites. Il a toutefois fallu composer avec celles-ci pour poursuivre une analyse quantitative de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes.

Annexe 4 Les flux de transport de marchandises à travers
les Alpes

Une typologie des flux de transport transalpin est nécessaire pour estimer la sensibilité de la demande de transport de marchandises à la production économique ou industrielle italienne. La présente section propose de distinguer trois types de flux transalpins :

- Les *flux de transport entre l'ensemble de l'Europe du Nord et l'Italie*. Ces flux correspondent aux flux de transport en transit à travers les passages du Nord des Alpes françaises, les passages suisses et celui du Brenner en Autriche. Les traversées à l'Est du Brenner ne sont pas considérées dans cette analyse restreinte à l'acception la plus étroite de l'arc alpin²⁹. Dans ce qui suit, ces flux seront appelés *flux de transit nord-européen*.
- Les *flux d'échange bilatéral entre la France et l'Italie*. Il apparaît peu pertinent de distinguer les flux de transport d'échange sur la base des traversées transalpines utilisées ou, autrement dit, sur la base de la région française concernée. Les flux de transport entre la France et l'Italie sont *a priori* entendus comme appartenant à un ensemble de flux présentant une dynamique similaire. Ces flux seront dénommés *flux d'échange franco-italien*.
- Enfin, les *flux de transport en transit à travers le passage de Vintimille*. Ces flux correspondent à une problématique de transit transpyrénéen puisqu'il s'agit quasi-exclusivement de transport entre les péninsules ibérique et italienne. Cette problématique dépasse donc celle de l'arc alpin au sens le plus strict. Les particularités de ces flux nous ont toutefois incités à les traiter. Ces flux seront par la suite qualifiés de *flux de transit méditerranéen ou littoral*.

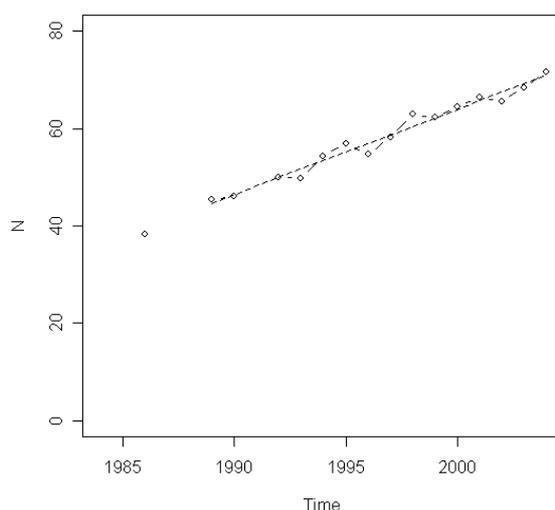
Les caractéristiques de ces trois types de flux sont présentées dans ce qui suit.

²⁹ Pour reprendre la typologie d'Alpinfo, il s'agit ici de du segment A de l'arc alpin considérant l'ensemble des flux de transport du Fréjus au Brenner.

Les flux de transit nord-européen

Les flux de transit nord-européen correspondent à l'ensemble des flux de transit à travers les traversées du Nord des Alpes françaises, la Suisse et l'Autriche. En 2004, ces flux représentent environ les deux tiers des volumes de transport à travers l'arc alpin du Fréjus au Brenner soit un volume de 71,5 millions de tonnes selon Alpinfo (2006). Il s'agit donc du principal type de flux de transport à travers les Alpes. La Figure A5 ci-dessous représente l'évolution des volumes de transit nord-européen. Il ressort de cette figure une augmentation linéaire des volumes de transit nord-européen entre 1989 et 2004. Ces derniers ont ainsi augmenté de plus cinquante pour-cent en quinze ans à un taux de croissance annuel moyen proche de 4%. Les flux de transit nord-européen ont cependant des caractéristiques différentes selon les pays. Il convient alors de présenter les caractéristiques de chacune de ses traversées.

Figure A5 Volumes de transit nord-européen, 1986-2004

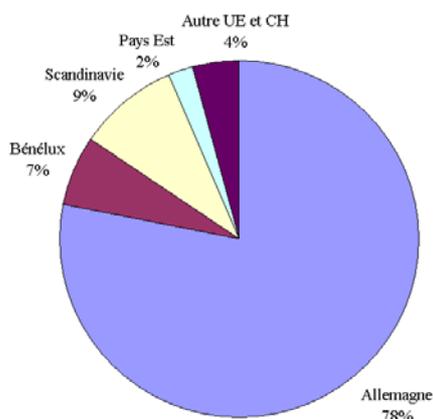


Source : Alpinfo (2006)

Prédominance du transit allemand au Brenner

Le transport de transit au passage du Brenner se caractérise par une forte croissance à partir de 1994 et une importante part de marché du transport routier. Cette dernière est toutefois relativement stable, passant de 71% en 1992 à 75% en 2004. Par ailleurs, le transport de transit représente près de 90% des flux de transport observés au passage du Brenner selon Alpinfo (2006). En d'autres termes, cela signifie que les passages tyroliens sont presque exclusivement des passages de transit. Au total, le transit nord-européen au Brenner concerne un volume total de 37,3 millions de tonnes de marchandises, soit un peu plus de la moitié des 71,5 millions de tonnes de transit nord-européen observées sur l'ensemble de l'arc alpin. Le passage du Brenner est donc le principal axe de transit à travers l'arc alpin.

Figure A6 Distribution géographique du transit au Brenner en 1999.



Source : BMVIT (2001)

L'enquête routière réalisée en 1999 par le ministère des transports autrichiens (BMVIT, 2001) donne une idée des principales OD concernées par le transit à travers le passage du Brenner. La Figure A6 ci-dessus représente la répartition géographique du transport aux passages ferroviaire et routier du Brenner. La grande majorité (environ 80% des flux, soit plus de vingt millions de tonnes)

du transit observé au Brenner en 1999 provient ou se dirige vers des régions allemandes. Ensuite, les pays du Bénélux génèrent un trafic à peu près équivalent à celui qui est observé pour l'Autriche, correspondant à un volume de transport proche de trois millions de tonnes. Des OD mineures comme les pays scandinaves ou les pays du centre et de l'Est de l'Europe représentent respectivement 9% et 2% des volumes observés au Brenner.

Pour résumer, les principales caractéristique du transit au Brenner sont les suivantes :

- La croissance des volumes de transport est particulièrement rapide depuis 1994 et l'adhésion de l'Autriche à l'Union européenne.
- Le passage du Brenner est le principal axe de transport à travers l'arc alpin.
- Le transit représente environ 90% des volumes de transport à travers le Brenner. Il s'agit d'un passage privilégié par les flux de transport allemands (78% du transit au Brenner). Le transit concernant les pays du Bénélux (7%), de Scandinavie (7%) ou de l'Europe du centre et de l'Est (2%) augmentent cependant rapidement.
- Les flux de transport routier représentent près des trois quarts des volumes de transport traversant le Brenner. Les parts modales respectives des transports routier et ferroviaire sont relativement stables depuis le début des années 1990.

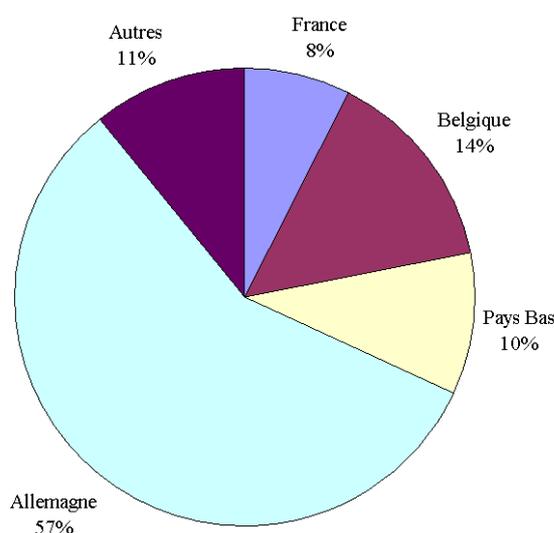
Un transit essentiellement ferroviaire à travers la Suisse

A l'instar de l'Autriche, la Suisse est un pays de transit puisque celui-ci représente 77% des volumes de transport observés à travers la Suisse. Ensuite, la Suisse se caractérise par une faible part modale du transit routier, inférieure à 30% en 2005 (Alpinfo, 2006). Elle a néanmoins tendance à augmenter puisque le transit routier représentait 6% du transit à travers la Suisse en 1984.

Le transit à travers la Suisse représente un peu plus d'un tiers (38%) des volumes de transit nord-européen observés sur l'ensemble de l'arc Fréjus-Brenner, soit un volume de 27,3 millions de tonnes. Plus précisément, la Suisse est le principal pays de transit pour le transport ferroviaire. La confédération concentre les deux tiers du transit ferroviaire à travers l'arc alpin, mais moins de vingt pour-cent du transit routier.

Concernant la distribution des flux de transit à travers la Suisse, nous ne disposons pas de données récentes pour étudier les régions concernées par ces passages. Les données dont nous disposons datent d'une dizaine d'années (GEIE Alpetunnel, 1996). Réalisée en 1994, cette enquête indique que l'Allemagne (57% des flux de transit) est la principale région concernée par le transit à travers la Suisse (Figure A7 ci-dessous). Viennent ensuite les pays du Bénélux qui représentent un peu moins d'un quart des flux de transit à travers la Suisse.

Figure A7 Distribution géographique du transit transalpin suisse en 1994



Source : GEIE Alpetunnel (1996)

Les volumes de transit en provenance ou à destination de la France représentent 8% des volumes de

transit observés en Suisse soit un volume légèrement supérieur à un million de tonnes. Ces volumes sont relativement négligeables par rapport à l'ensemble des volumes de transport routier observés entre la France et l'Italie (près de vingt-cinq millions de tonnes, selon Alpinfo). Une enquête réalisée en 1999 par le SES (2001) montre que les flux de transport transalpin en provenance ou à destination de la France ne représentent qu'une petite part (7,5%) des flux observés au passage de Bâle, le principal passage routier franco-suisse. Il apparaît donc que si la Suisse est un pays de transit, elle ne l'est que faiblement pour les flux en provenance ou à destination de la France. Cette observation amène donc à faire l'hypothèse (vérifiée à plus de 90%) que les flux de transport terrestre entre la France et l'Italie sont captifs des traversées française.

Le transit nord-européen à travers la Suisse se caractérise donc par les éléments suivants :

- Le transport de transit à travers la Suisse représente une part non négligeable (38%) du transit nord-européen à travers l'arc alpin.
- Le transit à travers la Suisse est en majorité (72%) du transit ferroviaire. La part modale du transport ferroviaire est néanmoins en déclin depuis le début des années 1980.
- Le transit à travers la Suisse concerne en premier lieu l'Allemagne (57% du transit) puis les pays du Bénélux (24%).
- La France concerne en revanche une part minimale de ces flux (8%). Le transport transalpin franco-italien est donc presque entièrement captif des traversées françaises.

Un transit en déclin à travers la France

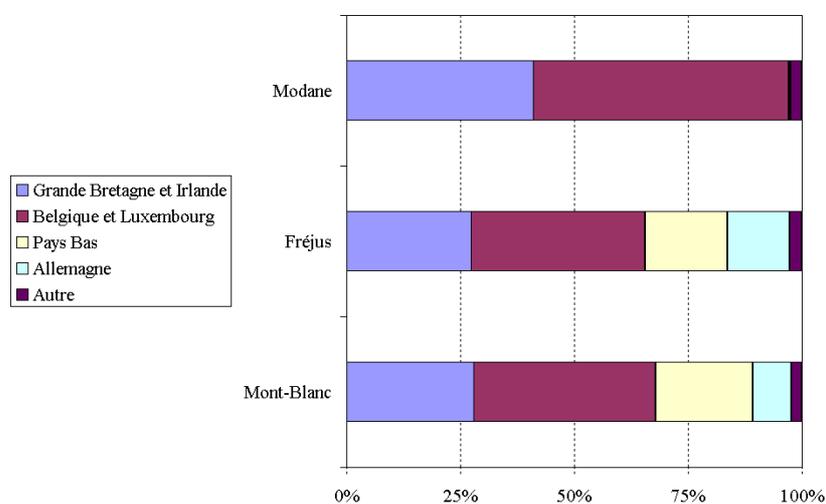
Contrairement à l'Autriche ou à la Suisse, la France n'est pas majoritairement un pays de transit mais un pays d'échange. D'autre part, les volumes de transport en transit à travers la France déclinent régulièrement depuis 1994. En 2004, ces derniers représentent environ sept millions de

tonnes, soit moins de 10% des volumes de transport en transit nord-européen. En 1994, un quart des volumes de transit à travers l'arc alpin traversaient les passages français. La baisse du transport de transit nord-européen à travers la France est donc la principale caractéristique des passages français.

Le transit à travers les passages français se caractérise ensuite par une répartition modale en faveur du transport routier. Celui-ci représente ainsi 84% des volumes de transit à travers la France. Les volumes de transit ferroviaires sont ainsi particulièrement faibles. En 2004, selon Alpinfo, ils représentaient un peu plus d'un million de tonnes de marchandises, soit 4% du transit ferroviaire à travers l'ensemble de l'arc alpin.

Enfin, il est possible d'étudier la distribution géographique du transport à travers les passages français à partir de l'enquête CAFT réalisée par le SES en 1999 (SES, 2001) même s'il est regrettable de ne pas disposer de données plus récentes³⁰.

³⁰ Une enquête CAFT a été réalisée en 2004 par le SES. A notre connaissance, les résultats de cette enquête n'ont pas encore été diffusés, ni commentés.

Figure A8 Distribution géographique du transit transalpin en France (1999)

Source : SES (2001)

La Figure A8 ci-dessus montre la part prédominante du transit concernant les pays du Bénélux. En 1999, les volumes en provenance ou à destination du Bénélux en transit à travers les Alpes françaises sont proches de cinq millions de tonnes. Le transit des pays du Bénélux a néanmoins diminué entre 1994 et 1999, tout comme le transit allemand. A l'inverse, il est notable de noter que le transit avec les îles britanniques a augmenté de 21% entre 1994 et 1999 et représente près d'un tiers des volumes de transit à travers le Nord des Alpes françaises.

Au final, les principales caractéristiques du transit à travers la France sont les suivantes :

- En premier lieu, le transit à travers la France est essentiellement routier (84%).
- Ensuite, le transit à travers la France a fortement diminué depuis 1994. La France est désormais un itinéraire mineur (10%) pour le transit à travers l'arc alpin.
- Enfin, le transit nord-européen à travers le Nord des Alpes françaises concerne d'abord les pays du Bénélux. Ces flux, comme le transit allemand, sont néanmoins en forte diminution depuis 1994. En revanche, les volumes de transit avec les îles britanniques (un tiers du transit à travers

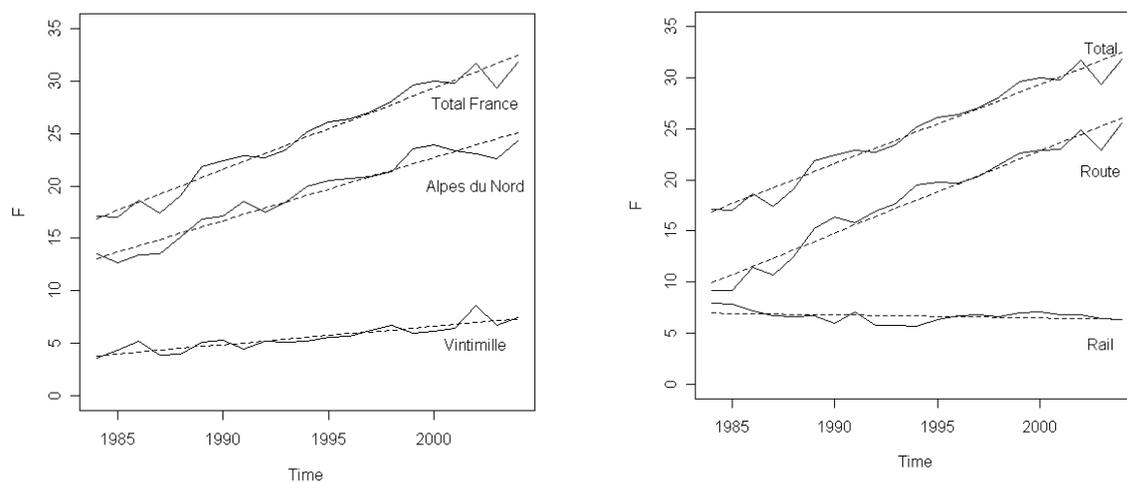
le Nord des Alpes françaises en 1999) ont augmenté entre 1994 et 1999.

L'échange bilatéral franco-italien

Contrairement aux volumes de transit à travers le Nord des Alpes françaises, les volumes de transport d'échange entre la France et l'Italie ont globalement augmenté depuis une vingtaine d'années. La Figure A9 ci-dessous montre ainsi que le flux de transport d'échange entre la France et l'Italie augmentent ainsi de 17,1 millions de tonnes en 1984 à 31,8 millions en 2004 soit à un taux de croissance annuel moyen de 4,3%.

Par ailleurs, il est possible d'observer (figure de droite) une part modale du transport routier de 80% pour les flux de transport d'échange entre la France et l'Italie. La répartition modale a évolué en faveur du transport routier de marchandises depuis le début des années 1980. La part modale de la route était en effet de 54% en 1984. Le déclin du transport ferroviaire est donc une caractéristique notable des transports d'échange bilatéral franco-italien.

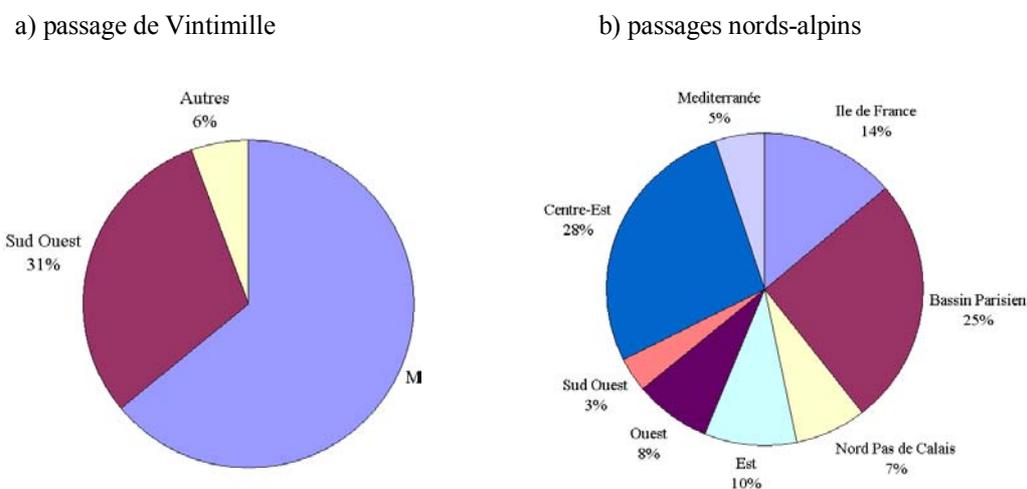
Figure A9 Volumes de transport d'échange franco-italien par traversée (G.) et mode de transport (D.), 1984-2004.



Source : Alpinfo (2006)

Deux types de flux de transport transalpins sont traditionnellement envisagés en France selon qu'ils empruntent les passages nord-alpins (Fréjus ou Mont-Blanc) ou le passage littoral de Vintimille (*e.g.* Brossier *et al.* 2001). La distribution spatiale des flux de transport d'échange entre la France et l'Italie justifie cette distinction entre traversées du Nord et du Sud des Alpes. La Figure A10 montre que la distribution géographique des flux de transport d'échange à Vintimille est significativement différente de celle qui est observée pour le transport d'échange à travers les passages nord-alpins. Les flux de transport d'échange observés à Vintimille concernent essentiellement deux régions, à savoir la région Sud-ouest (31%) et la région Méditerranée (63%). Ces flux sont quasiment inexistants dans les passages nord-alpins puisqu'ils représentent moins de dix pour-cent des volumes observés. Selon cette figure, la distribution de l'échange bilatéral à travers le nord des Alpes françaises est beaucoup plus diversifiée puisque ces flux se partagent entre la région Centre-Est (28% des flux), le Bassin parisien (25%), l'Ile de France (14%), l'Est (10%), l'Ouest (8%) ou le Nord Pas de Calais (7%).

Figure A10 Répartition régionale du transport d'échange franco-italien selon les passages



Source : SES (2001)

La distribution géographique des flux de transport justifie donc la distinction entre les passages routiers du Nord et du Sud des Alpes pour le transport d'échange entre la France et l'Italie. Les flux sont en effet captifs d'un passage selon leur région d'origine ou de destination. Ceci étant, il n'est pas jugé opportun de distinguer ces deux types de demande de transport pour estimer la relation entre la demande de transport d'échange entre la France et l'Italie. Rien ne permet *a priori* de considérer que la sensibilité par rapport à la production économique de la demande de transport en provenance ou à destination du Sud de la France soit différente à celle du reste de la France.

Le transit littoral

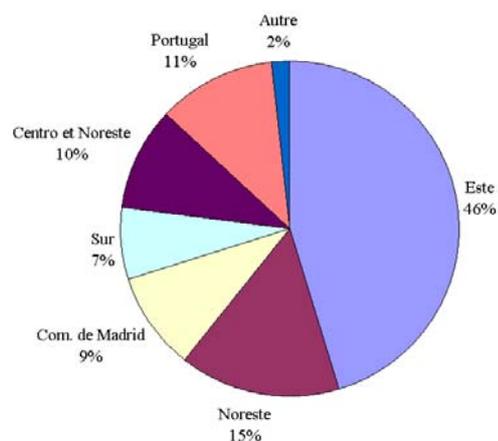
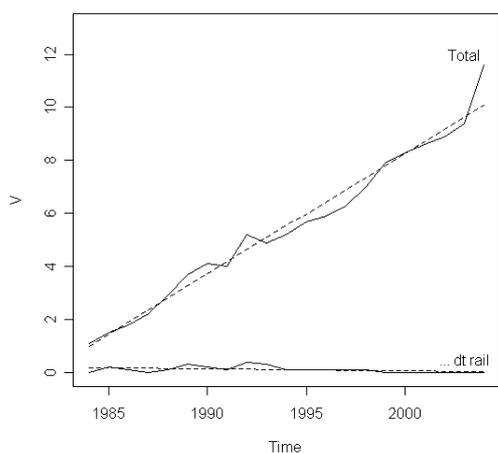
La demande de transport de marchandises à travers le passage de Vintimille ne correspond pas à un trafic alpin selon l'acception la plus stricte de l'arc alpin. Ce type de flux de transport présente toutefois des caractéristiques intéressantes au premier rang desquelles figure un taux de croissance élevé. La Figure A11a représente l'évolution de la demande de transport de marchandises en transit au passage de Vintimille. Quasiment inexistante au début des années 1980 (env. un million de

tonne en 1984), cette demande est proche de douze millions de tonnes en 2004. Les volumes de transport en transit à Vintimille sont désormais supérieurs aux volumes de transit à travers le Nord des Alpes françaises.

Figure A11 Le transport de marchandises en transit au passage de Vintimille

a) évolution des tonnages, 1984-2004.

b) distribution géographique des flux, 1999.



Source : Alpinfo (2006) pour la figure de gauche et SES (2001) pour la figure de droite

L'enquête CAFT de 1999 (SES, 2001) rapporte la distribution géographique des volumes de transport en transit à Vintimille. La Figure A11b reproduit la distribution géographique des volumes de transport observée en 1999. Selon cette figure, les flux en provenance ou à destination de la péninsule ibérique représentent la quasi-totalité des flux de transit à Vintimille (98%). Ces flux concernent d'abord la région *Este* (46% du transit) qui correspond à la Catalogne et à la région valencienne. Ensuite, apparaissent des régions comme la région *Noreste* (Pays basque, Navarre, *Rioja* et *Aragón*, 15% du transit), la *Comunidad de Madrid* (9%) ou le Portugal (11%).

Les volumes de transport de transit à Vintimille se caractérisent enfin par l'absence de flux de transport ferroviaire. Celle-ci s'explique par la conjonction de deux éléments.

(i) La *différence d'écartement des rails* entre l'Espagne et la France entraîne en premier lieu

une rupture de charge lors du passage de la frontière par les trains de marchandises. Un rapport du Conseil général des Ponts et Chaussées (2001) estime que le coût des opérations supporté par les chargeurs correspond à un montant de deux à huit euros par tonne transportée. En retenant l'hypothèse basse de deux euros, ce coût revient à plus de cinquante euros pour un tonnage équivalent à celui d'un camion. Le rapport mentionne également des délais d'immobilisation des convois pendant la durée des opérations, cette immobilisation variant de six heures à plus d'une journée.

- (ii) La *mauvaise qualité de l'offre* de transport ferroviaire littoral entre la France et l'Italie est un second handicap pour le transit ferroviaire à Vintimille. Cette dernière est en particulier causée par les caractéristiques de l'infrastructure ferroviaire en Italie. La ligne ferroviaire entre Gênes et Vintimille présente ainsi une large section à voie simple. Sur les cent quarante-quatre kilomètres de cette ligne, une section de quarante-trois kilomètres présente une voie simple (RFI, 2005). L'affectation des capacités de l'infrastructure de transport ferroviaire est un autre indice de la faible qualité de l'offre de transport ferroviaire. Le tableau qui suit souligne le faible nombre de sillons dédiés au transport de fret international sur la ligne Marseille-Vintimille (huit sillons) par rapport à ceux qu'offre la ligne Dijon-Modane (cinquante-six sillons).

Figure A12 Programme d'affectation des capacités

	Dijon-Modane	Marseille-Vintimille
Voyageur national	12	27
Voyageur régional	40	39
Fret national	9	6
Fret international	58	8
Total	119	80

Sources : RFF (2005a, 2005b)

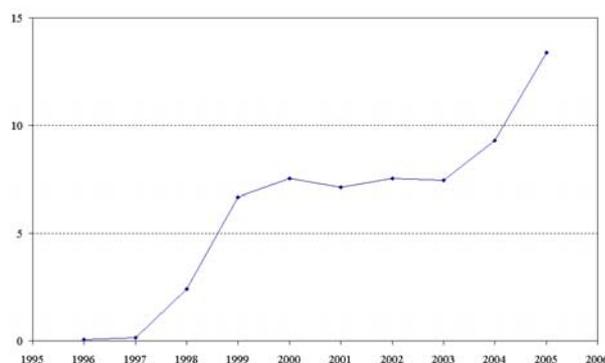
La rupture de charge consécutive à la différence d'écartement des voies à la frontière franco-

espagnole et la mauvaise qualité de l'offre de transport ferroviaire le long du littoral méditerranéen sont les principales raisons expliquant l'absence d'alternative ferroviaire pour le transport de marchandises en transit au passage de Vintimille.

Il convient cependant d'observer la possibilité d'une alternative au transport routier de marchandises avec le transport maritime et, plus précisément, avec une offre de transport de poids lourds par ferries depuis le port de Barcelone. L'armateur italien *Grimaldi Napoli* opère ainsi deux liaisons entre le port de Barcelone et les ports respectifs de Gênes et de Rome (Civitavecchia) par l'intermédiaire de sa filiale *Grimaldi Ferries*. L'évolution des tonnages de transport international par ferries³¹ (Figure A13) montre la progressive montée en charge de la ligne Barcelone – Gênes à partir de 1997 puis de la ligne Barcelone – Gênes, ouverte en mars 2004 (Port de Barcelona, 2004). Le tonnage observé représente un volume de treize millions de tonnes brutes en 2005. En 2005, l'armateur *Grimaldi Ferries* a ouvert une (troisième) ligne de ferry entre Toulon et Civitavecchia.

³¹ Les liaisons Barcelone-Gênes et Barcelone-Civitavecchia correspondent aux principales routes de transport maritime internationales par ferry depuis le port de Barcelone. Il existe en fait des liaisons maritimes par ferries entre Barcelone et l'Afrique du Nord mais ces liaisons ne sont pas régulières, contrairement aux lignes quotidiennes Barcelone-Gênes et Barcelone-Gênes. Il est donc possible d'assimiler le trafic maritime international par ferries du port de Barcelone au trafic des liaisons Barcelone-Gênes et Barcelone-Civitavecchia.

Figure A13 Evolution des tonnages bruts des ferries internationaux au port de Barcelone



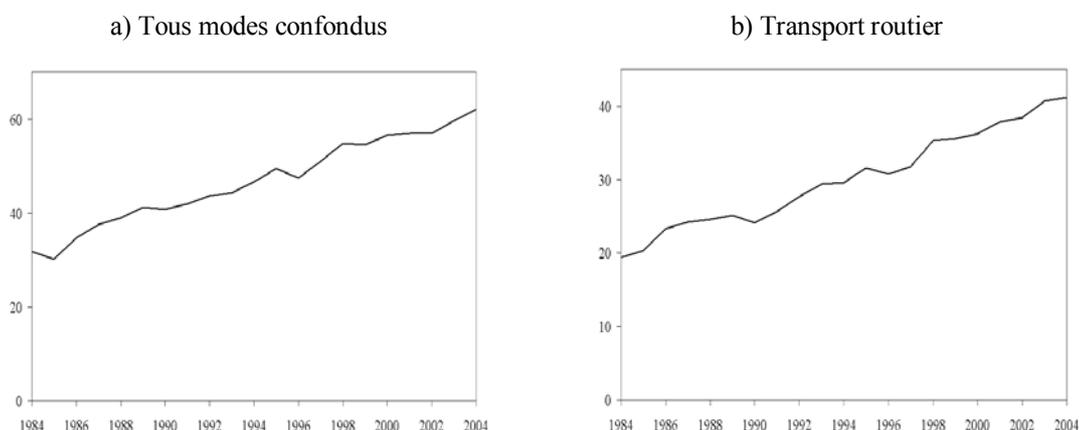
Source : Port de Barcelona (2006)

Il convient toutefois d'observer qu'il s'agit de tonnes brutes incluant également le poids des véhicules, les statistiques portuaires ne semblant pas distinguer les tonnages transportés et le poids des véhicules. Il existe de plus une incertitude quant à la présence ou non des tonnages correspondant aux véhicules légers dans ces statistiques. D'autre part, il n'est pas possible d'observer de report modal de la route vers le transport maritime avec la montée en charge du transport maritime par ferries. Il est donc impossible de déterminer si l'offre de ferries vient concurrencer l'alternative maritime elle-même (transport par conteneurs), le transport routier de poids lourds à vide ou le transport routier de poids lourds en charge.

Annexe 5 La stabilité de la demande de transport de
marchandises en France ou les nouvelles
affectations du transit nord-européen

Le transport de transit à travers les Alpes a fortement augmenté au cours des deux dernières décennies. Les tonnages observés tous modes (Figure A14a) sont ainsi passés d'environ trente millions de tonnes en 1984 à près de soixante millions de tonnes en 2004 (hors transport ferroviaire au passage de Brenner). Une évolution du même ordre est observée pour les volumes de transit routier à travers les Alpes (Figure A14b), ceux-ci passant d'environ vingt millions de tonnes en 1984 à quarante en 2004.

Figure A14 Evolution des volumes de transit à travers les Alpes
Tonnages observés du Fréjus au Brenner (hors transport ferroviaire du Brenner), tous modes confondus (a) et mode routier uniquement (b)



Source : Alpinfo (2006)

L'évolution des volumes de transport en transit à travers les Alpes est par ailleurs corrélée avec celle de l'activité industrielle italienne comme la seconde partie du présent travail l'a montré (Chapitres 3 et 4). Les ralentissements de la croissance de l'activité industrielle italienne au début des années 1990, en 1996 et après 2000 coïncident avec des ralentissements de la croissance des volumes de transit à travers les Alpes.

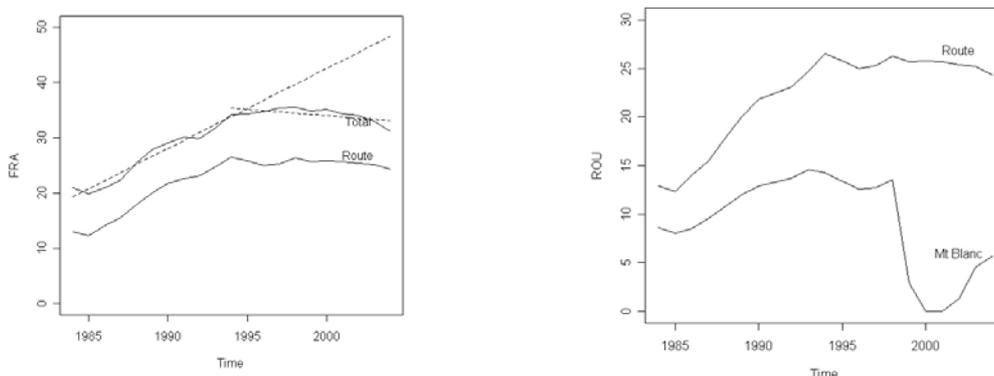
Il existe donc une relation forte entre la demande globale de transport de marchandises et l'activité industrielle. Dans ce qui suit, il est montré que cette relation est moins évidente au niveau de chaque traversée en raison de changements liés à l'affectation de la demande de transit routier selon

les différentes alternatives. Dans une première sous-section, la stabilité du trafic routier à travers les Alpes française est interprétée comme la conséquence de nouvelles affectations du transport routier de marchandises à travers les Alpes. Une seconde sous-section précise les évolutions des politiques de transport observées dans l'arc alpin et estime leur effet.

La stabilité du trafic routier en France

La demande de transit à travers les Alpes augmente donc à un rythme relativement linéaire. Dans ce contexte d'augmentation globale des volumes transport de marchandises à travers les Alpes, les volumes de transport observés à travers le Nord des Alpes françaises (*i. e.* dans les tunnels routiers du Fréjus et du Mont-Blanc et le tunnel ferroviaire de Modane) sont stables depuis 1994. Il convient en premier lieu d'observer que cette stabilité correspond à une stabilité de la demande de transport routier de marchandises (Figure A15, à gauche). Il convient d'autre part d'observer que cette stabilité est indépendante des événements ayant pu intervenir ces dernières années dans le Nord des Alpes françaises. En particulier, la fermeture du tunnel du Mont-Blanc après l'accident de mars 1999 n'a pas d'effet sur l'évolution de la demande globale de transport routier de marchandises à travers le Nord des Alpes françaises (Figure A15, à droite) puisque la quasi-totalité des trafics du tunnel du Mont-Blanc semblent se reporter vers celui du Fréjus. Différentes enquêtes (CNT, 2000 ; Houée, 2001) corroborent ailleurs cette thèse.

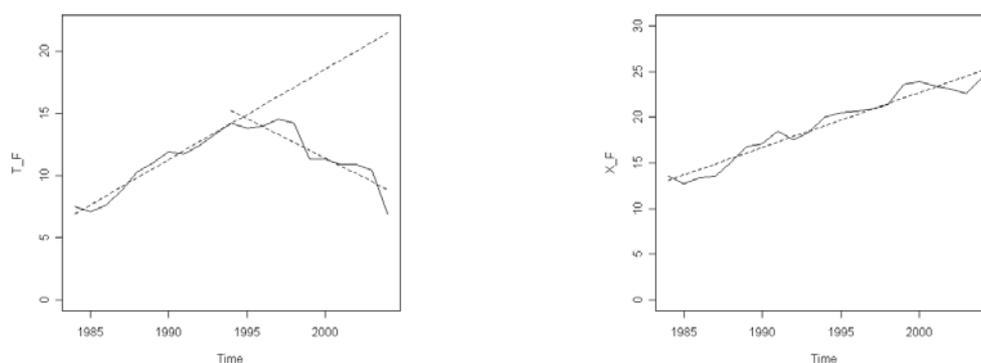
Figure A15 Evolution des volumes de transport de marchandises à travers les Alpes par mode de transport (G.) et par passage (D.)
En millions de tonnes, 1984-2004



Source : Alpinfo (2006)

La ventilation de la demande de transport entre le transit et l'échange montre que la stabilité observée depuis 1994 s'explique par la chute du transit à travers la France depuis 1994 (Figure A16, à gauche). La demande de transport d'échange bilatéral franco-italien suit, à l'inverse, une croissance relativement régulière et linéaire (Figure A16, à droite).

Figure A16 Volumes de transport de transit (G.) et d'échange bilatéral (D.) à travers les tunnels routiers du Fréjus et du Mont-Blanc et ferroviaire de Modane
Volumen en millions de tonnes, 1984-2004



Source : Alpinfo (2006)

La stabilité de la demande de transport de marchandises à travers le Nord des Alpes françaises est expliquée par la chute du transit à travers la France : les volumes de transport en transit à travers le

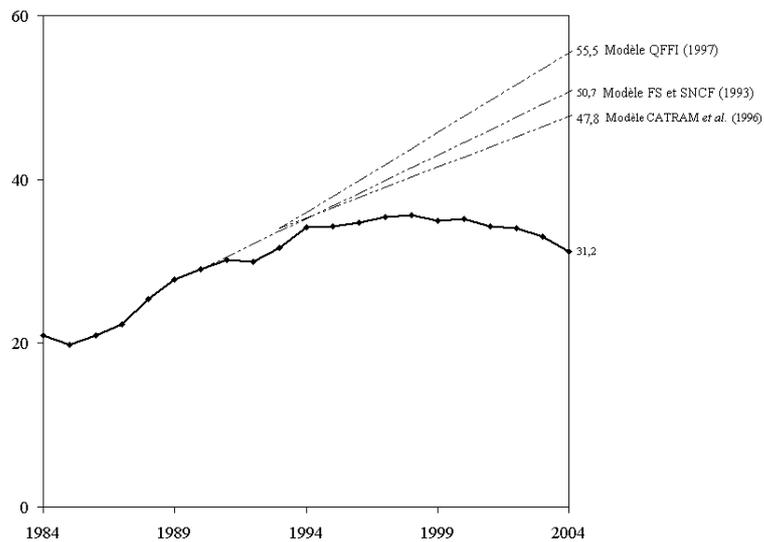
Nord des Alpes françaises passant de 14,2 millions de tonnes en 1994 à 6,9 en 2004 (Alpinfo, 2006), soit une chute de plus de sept millions de tonnes. En postulant une croissance linéaire de la demande de transport de marchandises, la demande de transport de marchandises en transit à travers la France aurait été d'environ vingt millions de tonnes en 2004. Par rapport à cette situation théorique de croissance linéaire du transit à travers la France, la rupture de la croissance du transit routier en 1994 a donc entraîné un *déficit d'environ treize millions de tonnes*.

En dépit d'un grand nombre de travaux réalisés sur la demande de transport de marchandises à travers les Alpes françaises, rares sont les analyses mentionnant la stabilité observée depuis 1994. Aucune analyse *ex-ante* n'avait par exemple prévu ce phénomène (Figure A17). Les modèles de prévision de la demande de transport de marchandises prévoyaient une poursuite de la croissance de la demande globale de transport de marchandises à travers le Nord des Alpes françaises.

Parmi les analyses *ex post*, l'article de Lionel Clément (2004) est le principal travail qui évoque cette question. Celui-ci observe que « *la question qui se pose au regard des chiffres précédents est donc de chercher à connaître les facteurs qui ont conduit à cette stabilité des trafics* ». Des facteurs explicatifs sont évoqués « *mais devraient être approfondis* ». Clément envisage cinq explications possibles³² dont deux paraissent particulièrement pertinentes : le rôle d'absorption naturelle joué par la Suisse et la conjoncture macroéconomique italienne.

³² Les autres explications envisagées sont l'ouverture du tunnel sous la Manche, l'accident du tunnel du Mont-Blanc et le passage des poids lourds à vides par la Suisse. La première explication peut expliquer la stabilité de la demande de transport routier de marchandises en transit à travers les Alpes françaises, mais ne permet pas d'expliquer la stabilité de la demande de transport terrestre en transit à travers la France (Figure A15, gauche). La seconde explication joue un rôle minime car la demande de transport à travers le tunnel du Mont-Blanc s'est reportée presque entièrement sur le tunnel de Fréjus (Figure A15, droite). Enfin, les changements d'itinéraire des poids lourds vides peuvent expliquer des évolutions concernant les trafics (en véhicules) mais non des évolutions concernant des tonnages.

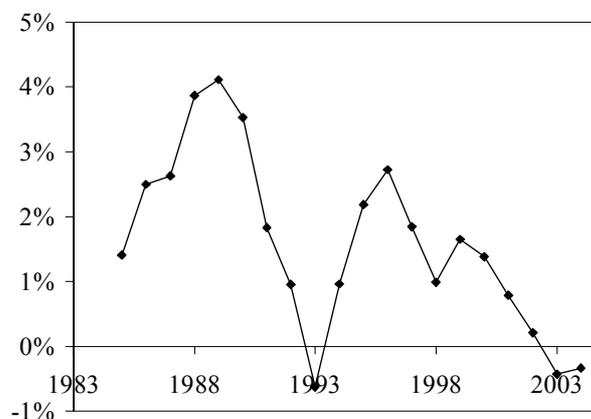
Figure A17 Prévisions et observations des tonnages dans le Nord des Alpes françaises
Tunnels du Mont-Blanc, de Fréjus et de Modane, en millions de tonnes, 1984-2004



Sources : LET (1997b), FS et SNCF (1993), CATRAM *et al.* (1996).

Il existe en premier lieu un *déficit de génération d'origine macroéconomique* dû au faibles taux de la croissance de la production industrielle durant la période [1994-2004]. Le taux de croissance moyen de la production industrielle est ainsi de 2,2% pour la période [1984-1993] contre un taux de 1,1% pour la période [1994-2004].

Figure A18 Taux de croissance de la production industrielle italienne de moyen terme
Lissés par la méthode des moyennes mobiles d'ordre trois, 1985-2004



Source : ISTAT (2006)

Dans une situation théorique de croissance linéaire de la demande de transit à travers la France, la demande de transport en transit à travers les Alpes serait passée de quatorze millions de tonnes en 1994 à vingt millions de tonnes en 2004, soit une croissance de six millions de tonnes. La croissance de la production industrielle étant en moyenne deux fois moindre durant la période [1994-2004] que durant la période [1984-1993], il est alors possible d'estimer que le déficit de génération d'origine macroéconomique est responsable d'un *déficit de croissance d'environ trois millions de tonnes* sur les treize millions de tonnes de déficit estimées plus haut.

Il subsiste donc un *déficit inexpliqué de dix millions de tonnes*. Dans ce qui suit, il est montré que le solde inexpliqué du déficit de croissance observé pour le transit en France est expliqué *par les nouvelles affectations du transit nord-européen* à travers les Alpes suivant les modifications des politiques nationales de transport en Suisse ou en Autriche.

Le transit en Autriche et la Suisse

De nouvelles affectations de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes sont

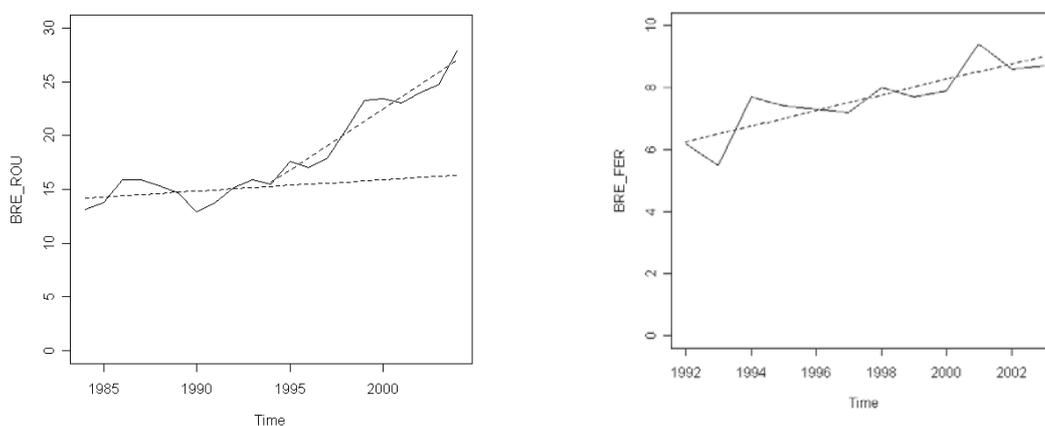
observées, pour la demande de transport de marchandises à travers la Suisse et l'Autriche. Dans une première partie, les effets de l'*adhésion de l'Autriche à l'UE* sont présentés. Ensuite, les effets de l'*ouverture de la Suisse* aux poids lourds de plus de vingt huit tonnes sont évoqués.

L'adhésion de l'Autriche à l'UE

Le passage du Brenner est le principal passage de transit à travers les Alpes. L'analyse graphique des évolutions de la demande de transport de marchandises en transit au col du Brenner met en évidence une rupture de tendance significative en 1994 pour le transit routier (Figure A19, à gauche). Cette rupture se produit sans diminution des volumes de transit ferroviaire (Figure A19, à droite).

Cette rupture se produit alors que l'évolution de la politique de transport autrichienne traduit l'assouplissement d'une réglementation traditionnellement contraignante. Dès le début des années 1980, le gouvernement autrichien mit en place un système de péages pour limiter le transport de transit à travers les vallées tyroliennes. La contradiction entre le principe européen de libre circulation des biens et la pratique de péage en Autriche explique le changement d'orientation de la politique de transport autrichienne prise au début des années 1990 (Sutto, 2004). Un accord sur le transit signé en 1992 par l'Autriche et l'UE définit les nouvelles orientations de la politique de transport autrichienne. L'adhésion de l'Autriche à l'Union en 1995 confirme cette politique qui se caractérise par deux volets (Giorgi et Schmidt, 2005).

Figure A19 Flux de transit routier (G.) et ferroviaire (D.) au passage du Brenner (Autriche)
Volume en millions de tonnes, 1984-2004.



Source : Alpinfo (2006).

En premier lieu, la politique autrichienne de transport veut développer le transport ferroviaire de marchandises en réalisant de nouvelles infrastructures de transport. Le percement d'un nouveau tunnel ferroviaire au Brenner est envisagé. La réalisation de ce tunnel n'a toutefois toujours pas été amorcée en raison de l'absence des fonds nécessaires. Le second volet de la politique autrichienne est la mise en place du système des écopoints (*Ökopunkte*). Ce système est une forme de distribution de permis de droit à polluer non échangeables (Raux, 2004) appliquée au transport routier de marchandises. Il s'agit donc d'un système de contingentement des pollutions et, plus particulièrement, des émissions de NOx.

Selon Raux (2004) ou Giorgi et Schmidt (2005), ce système s'est accompagné d'une forte diminution des émissions de polluants causés par le secteur des transports de marchandises grâce au renouvellement de la flotte de poids lourds. Aucune étude ne met cependant en évidence le rôle des écopoints sur ces évolutions. La Figure A19 montre d'ailleurs que cette politique n'a pas empêché une forte croissance du transit routier. Au final, il apparaît que l'adhésion de l'Autriche à l'Union a réduit les contraintes subies par les transporteurs routiers, se traduisant par exemple par

une simplification des formalités douanières (un gain de temps). La sur-croissance de la demande de transit de marchandises observée au col du Brenner coïncide alors avec l'assouplissement de la politique autrichienne de transport.

Deux arguments sont avancés pour montrer qu'il existe une substituabilité possible entre les traversées françaises et le passage du Brenner pour le transit nord-européen. En premier lieu, les caractéristiques de ces deux alternatives montrent qu'en dépit de leur éloignement apparent, ces itinéraires peuvent se concurrencer pour certaines origines/destinations (O/D). En second lieu, des enquêtes corroborent l'hypothèse de reports entre les traversées françaises et le passage du Brenner.

Il apparaît en premier lieu que les caractéristiques des itinéraires alternatifs sont proches pour certaines O/D de transit nord-européen. Par exemple, pour l'O/D Rotterdam-Milan, la différence entre les itinéraires *via* le tunnel de Fréjus et le passage de Brenner est d'environ une demi-heure et représente trente-cinq kilomètres. Ces différences sont minimales par rapport à la distance ou au temps de transport total si bien que des modifications réglementaires ou tarifaires peuvent modifier les choix d'itinéraires.

Figure A20 Caractéristiques des itinéraires *via* le Fréjus (Fr.) ou le Brenner (Br.)

	Rotterdam-Milan		Bruxelles-Milan		Francfort-Milan	
	Fr.	Br.	Fr.	Br.	Fr.	Br.
Temps	17 h 37	18 h 10	15 h 45	17 h 17	13 h 41	12 h 50
Distance	1325 km	1360 km	1186 km	1288 km	951 km	974 km

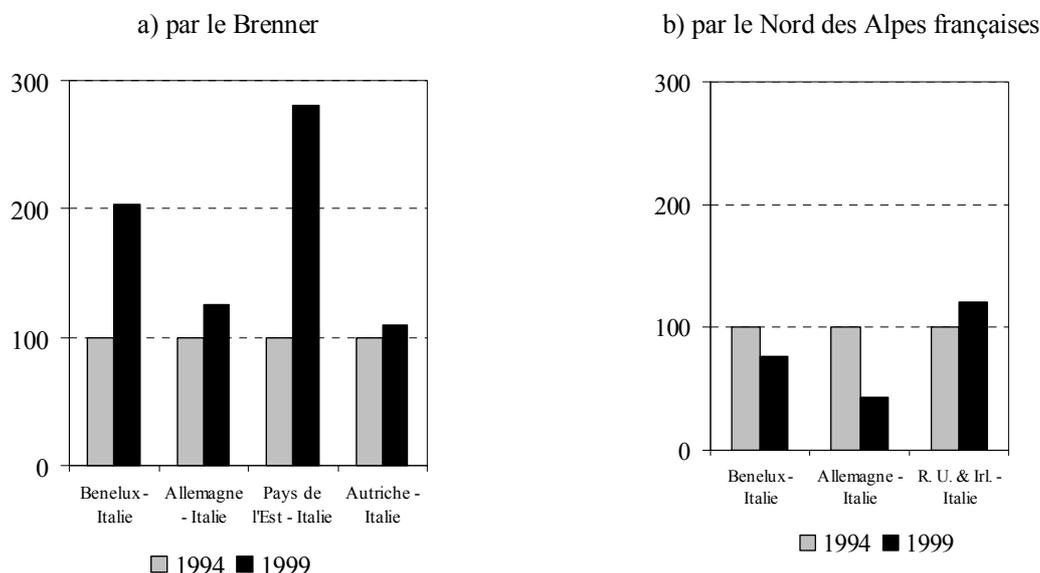
Source : www.mappy.com

En second lieu, des enquêtes de trafics viennent corroborer l'hypothèse d'un report du transit à travers la France vers le passage du Brenner. Ces enquêtes montrent que l'explosion du transit pour certaines O/D au Brenner se déroule simultanément à une chute des volumes du transit impliquant ces mêmes O/D à travers les Alpes françaises.

Une enquête autrichienne (BMVIT, 2001) reconstituant l'origine et la destination des flux de transport à travers les Alpes autrichiennes montre l'évolution des principales O/D au passage du Brenner entre 1994 et 1999. Cette enquête pointe l'explosion de certaines O/D (Figure A21a) comme une croissance de 204% des trafics entre l'Italie et les pays du Bénélux, soit une croissance d'environ deux millions de tonnes de marchandises. De même, les trafics entre les pays scandinaves et l'Italie d'une part et l'Allemagne et l'Italie d'autre part augmentent respectivement de 99% et 25%, soit des croissances respectives d'un et quatre millions de tonnes.

Une enquête similaire a été réalisée en France (CETE Méditerranée, 2000). Selon cette enquête, les volumes de transport belges et hollandais en transit à travers le Nord des Alpes françaises ont diminué de 23% entre 1994 et 1999 (Figure A19b). De même, les volumes de transit impliquant l'Allemagne ont baissé de 57%. Au final, la diminution des volumes de transport en transit à travers la France correspond à une perte brute de près de deux millions et demi de tonnes. Il convient également de remarquer la croissance des trafics entre l'Italie et les pays du centre et de l'Est de l'Europe *via* le Brenner puisque ces flux augmentent de 281% entre 1994 et 1999. Ces flux correspondent néanmoins à des volumes de transport encore limités (un million de tonnes en 1999).

Figure A21 Evolutions des principales OD selon les itinéraires
 Nombre de véhicules indicés 100 pour 1994.



Sources : BMVIT (2001), CETE Méditerranée (2000)

Il ressort donc de cette partie que l'adhésion de l'Autriche à l'UE a entraîné une sur-croissance de la demande de transport de marchandises au Brenner. Cette sur-croissance se manifeste par l'explosion des volumes de transport impliquant les pays du Bénélux ou les pays scandinaves et la croissance soutenue des volumes de transport impliquant l'Allemagne. Les volumes de transport impliquant ces OD ont, dans le même temps, diminué pour la demande de transport en transit à travers les Alpes françaises.

Il est possible d'estimer que la croissance de la demande de transport de marchandises au Brenner impliquant les pays du Bénélux et l'Allemagne a entraîné une sur-croissance de la demande de transport de marchandises de trois à quatre millions de tonnes entre 1994 et 1999 au détriment du transit à travers les passages français. Sur la base de la Figure A21, il est postulé que la croissance des trafics impliquant l'Allemagne, les pays du Bénélux ou les pays scandinaves se poursuit au même rythme durant les années [1999-2004]. En suivant cette hypothèse, il apparaît que l'adhésion de l'Autriche à l'UE a entraîné le report d'environ sept millions de tonnes de transit à travers le

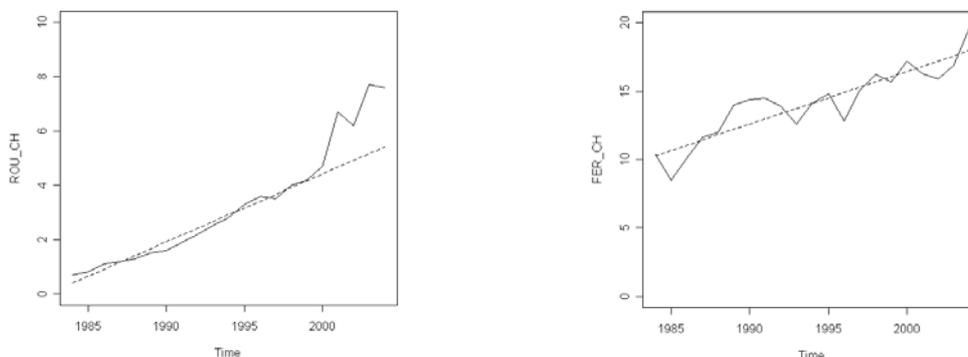
Nord des Alpes françaises en direction du Brenner.

L'ouverture de la Suisse

Une dernière explication de la chute de la demande de transport en transit à travers la France est liée aux récentes modifications de la politique de transport en Suisse. Dans l'introduction du présent chapitre, les reports de trafics provoqués par la politique suisse de transport ont été mis en évidence. La politique de transport suisse a connu d'importantes évolutions depuis 2000. L'interdiction de circulation des poids lourds de plus de vingt-huit tonnes a été progressivement abandonnée. En contrepartie, les poids lourds suisses ou étrangers paient une redevance proportionnelle aux volumes et à la distance du transport (la *redevance poids lourds liées aux prestations*, RPLP) dont la recette est affectée au financement de nouvelles infrastructures de transport (Clément et Darmont, 2000 ; Giorgi et Schmidt, 2005).

L'observation des volumes de transport de marchandises en transit en Suisse indique une évidente rupture en 2000 pour le transport routier (Figure A22, à gauche), coïncidant avec l'ouverture de la Suisse aux poids lourds. Dans le même temps, le transport de transit ferroviaire ne connaît pas de rupture (Figure A22, à droite). La rupture correspond, selon cette figure, à une sur-croissance des volumes de transport à travers la Suisse d'environ deux millions de tonnes.

Figure A22 Flux de transit routier (G.) et ferroviaire (D.) à travers la Suisse
Volumes en millions de tonnes



Source : Alpinfo (2006)

La politique restrictive de la Suisse à l'égard du transport routier de marchandises provoquait des reports d'itinéraires en direction des traversées françaises et autrichiennes. Diverses évidences empiriques soutiennent l'idée d'un report provoqué par la réglementation suisse traditionnellement restrictive vers la France ou l'Autriche.

Une étude du SES (Brossier *et al.*, 1998 : annexes) utilise par exemple l'affectation observée des poids lourds de moins de vingt-huit tonnes pour estimer l'impact de cette dernière. Cette étude évalue les reports d'itinéraires à 767 000 poids lourds. Environ deux tiers d'entre eux transitent par la France et un tiers par l'Autriche.

Ailleurs, Banos (1999) estime les reports de trafics routiers suisses vers la France ou l'Autriche en utilisant la théorie de l'information. D'après cet article, la politique restrictive de la Suisse est responsable du report de près d'un million de poids lourds de la Suisse vers l'Autriche ou la France. Il estime qu'environ deux tiers de ces flux transitent par la France.

De même, le bureau d'études MVA a réalisé un modèle d'affectation des trafics routiers permettant d'estimer l'impact de la politique suisse sur les trafics routiers pour le compte du SES (Dornbusch, 1998 ; Méteyer, 2000). Il s'agit d'un modèle de coût routier à l'échelle européenne. Ce modèle

permet d'estimer les volumes de trafics détournés de Suisse vers la France et l'Autriche. Une valeur d'un million et demi de poids lourds est estimée.

Enfin, Beuthe *et al.* (1999) estiment les reports causés par la politique suisse de transport à partir du modèle de réseau NODUS. Ce travail estime qu'environ vingt-cinq millions de tonnes ont été détournées de la Suisse vers la France (onze millions de tonnes) et l'Autriche (quatorze millions de tonnes).

Il ressort donc des différentes estimations des reports d'itinéraires provoqués par la politique de transport suisse (Figure A23) l'idée selon laquelle les politiques nationales de transport entraînent des reports de trafics entre itinéraires. En d'autres termes, ces travaux montrent l'influence des politiques nationales de transport sur l'affectation du transport routier de marchandises.

Figure A23 Les reports de trafics provoqués par la politique suisse
En millions de tonnes, harmonisés en utilisant un taux de vingt tonnes par PL

	... <i>via</i> la France	... <i>via</i> l'Autriche	total
SES (1997)	9,2	6,1	15,3
Dornbusch (1998), Méteyer (2000)	19	10	29
Banos (1999)	12,2	6,9	19,1
Beuthe <i>et al.</i> (1999)	11	14	25

Il est donc logique que la disparition de cette réglementation restrictive envers le transport routier se traduise par la diminution des reports d'itinéraires en direction des traversées françaises ou autrichiennes ou, autrement dit, que l'ouverture de la Suisse aux poids lourds de plus de vingt-huit tonnes coïncide avec l'augmentation des trafics traversant la Suisse. L'effet de l'ouverture de la Suisse aux poids lourds de plus de vingt-huit tonnes est donc responsable d'une sur-croissance des volumes de transport routier de marchandises d'environ deux millions de tonnes.

Synthèse

Dans cette annexe, les enjeux de l'affectation de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes ont été présentés en montrant le rôle de cette problématique dans l'explication de la stabilité de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes françaises.

Figure A24 Synthèse : les motifs de la rupture de 1994

	Estimation
Effet déficit macroéconomique	3 Mt
Effet ouverture suisse	2 Mt
Effet adhésion autrichienne	7 Mt
Total expliqué	12 Mt
Total observé	13 Mt

Avec le déficit de croissance d'origine macroéconomique, les effets liés à l'affectation de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes expliquent la quasi-totalité du déficit de treize millions de tonnes de marchandises observé pour le transit à travers les Alpes (Figure A24).

Une interrogation demeure toutefois sur la possibilité d'une reprise de la croissance de la demande de transport de marchandises à travers les Alpes françaises. Un récent exercice de modélisation invite à penser qu'une reprise de la croissance de la demande de transport de marchandises à travers les traversées françaises peut se produire à moyen terme (Céard, 2005). Deux éléments pourraient par ailleurs la soutenir. D'abord, la redevance poids lourds (*LKW Maut*) en Allemagne en vigueur depuis 2005 pourrait rendre les traversés français plus attractives. Ensuite, les deux augmentations de la RPLP en Suisse, la première étant observée en 2005, l'autre prévue en 2008 pourraient également renforcer l'attractivité des passages français.

Bibliographie

ÅHMAN, M., 2004. *A closer look at road freight transport and economic growth in Sweden. Are there any opportunities for decoupling?* Bromma (Suède) : Naturvardsverket, 53 p.

ALPINFO, 2006. *Trafic marchandises routier et ferroviaire à travers les Alpes*. Berne (Suisse) : Office fédérale du développement territorial.

[En ligne : <http://www.are.admin.ch/are/fr/verkehr/alpinfo/> consulté le 1^{er} septembre 2006]

ALVES, D. C. O., DE LOSSO DA SILVEIRA BUENO, R., 2003. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. *Energy economics*, 25 (2), 191-199.

ANDERSON, J. E., 1979. A theoretical foundation of the gravity equation. *American economic review*, 69 (1), 106-116.

ANDERSON, J. E., VAN WINCOOP, E., 2003. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American economic review*, 93 (1), 170-192.

ANG, B. W., ZHANG, F. Q., 2000. A Survey of index decomposition analysis and environmental studies. *Energy*, 25, 1149-1176.

ANGUERA, R., 2006. The Channel tunnel - an *ex post* economic evaluation. *Transportation Research*, 40 A (4), 291-315.

ARELLANO, M., BOND, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of economic studies*, 58 (2), 277-297.

ARROW, J. K., LIND, R. C., 1970. Uncertainty and the evaluation of public investment decisions. *American economic review*, 60 (3), 364-378

ATTIA, W., 2004. Découplage entre transport et croissance économique : réalité ou utopie ? In : SNCF, *Les Annales 2003-2004 de la SNCF*. Paris : SNCF, 43-53.

ATTIA, W., 2006. *Découplage entre la croissance du transport et la croissance économique : vérification d'une hypothèse*. Thèse. Lyon : Université Lumière Lyon 2, 453 p.

BAGARD, V., CROZET, Y., JOLY, I., 2002. *Le couplage des croissances de l'économie et des transports de voyageurs est-il inéluctable ?* Paris : DATAR.

BALTAGI, B. H., 2005. *Econometric analysis of panel data*. New York (Etats-Unis) : John Wiley & Sons, 314 p.

BANERJEE, A., DOLADO, J. J., HENDRY, D. F., SMITH, G., 1986. Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 48 (3), 253-277.

BANISTER, D., STEAD, D., 2002. Reducing transport intensity. *European journal of transport and infrastructure research*, 2 (3/4), 161-178.

BANOS, A., 1999. A propos des flux transalpins de poids lourds : peut-on parler d'un effet de barrière suisse ? *Revue géographique de l'Est*, 39 (4), 179-184.

BATES, J. M., GRANGER, C. W. J. 1969. The Combination of Forecasts. *Operational research quarterly*, 20 (4), 451-468.

BAUM, H., 2000. Decoupling transport intensity from economic growth. In : ECMT, (éd) *Key issues for transport beyond 2000. 15th international symposium on theory and practice in transport economics*. Paris : OECD, 231-260.

BAUM, H., KURTE, J., 2002. In : CEMT (éd.), *Transport et développement économique*. Paris : OCDE, 5-49.

BENNATHAN, E., FRASER, J., THOMPSON, L. S., 1992. What determines demand for freight transport? *World Bank working paper series #998*, 29 p.

BENTZEN, J., 1994. An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using co-integration techniques. *Energy economics*, 16 (2), 139-143.

BERGEL, R., 2002. *Modélisation des trafics de voyageurs et de marchandises. Formats trimestriel et semestriel. Agrégats macro-économiques base 1995. Estimation sous SAS et sous Eviews*. Arcueil : INRETS, 49 p.

BERGEL, R., MUTTER, A., 2000. *Modélisation trimestrielle des trafics de voyageurs et de marchandises*. Arcueil : INRETS, 65 p.

BERGSTRAND, J. H., 1985. The gravity equation in international trade: Some microeconomic foundations and empirical evidence. *Review of economics and statistics*, 67 (3), 474-681.

BERGSTRAND, J. H., 1989. The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. *Review of economics and statistics*, 71 (1), 143-153.

BEUTHE, M., DEMILIE, L., JOURQUIN, B., 1999. The international impacts of a new road taxation scheme in Switzerland. In : BEUTHE, M., NIJKAMP, P., (éd.) *New contributions to transportation analysis in Europe*. Aldershot (Royaume-Uni) : Ashgate, pp. 97-117.

BJORNER, T. B., 1999. Environmental benefits from better freight transport management: freight traffic in a VAR model. *Transportation research*, 4 D (1), 45-64.

BONNAFOUS, A., 1989. *Le siècle des ténèbres de l'économie*. Paris : Economica, 184 p.

BONNAFOUS, A., 2002. Les infrastructures de transport et la logique financière du partenariat public-privé : quelques paradoxes. *Revue française d'économie*, 17 (1), 173-194.

BOUGHEAS, S., DEMETRIADES, P. O., MORGENROTH, E. L. W., 1999. Infrastructure, transport costs and trade. *Journal of international economics*, 47, 169-189.

- BRESSON, G., PIROTTE, A., 1995. *Econométrie des séries temporelles. Théorie et applications*. Paris : PUF, 658 p.
- BREUSCH, T. S., PAGAN, A. R., 1980. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of economic studies*, 47 (1), 239-253.
- BROSSIER, C., BLANCHET, J.-D., GERARD, M., 1998. *La politique française des transports terrestres dans les Alpes*. Paris : La documentation française, 94 p.
- BROWN, R. L., DURBIN, J., EVANS, J. M., 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the royal statistical society*, 37 B (2), 149-192.
- BRUCE, J. P., LEE, H., HAITES, E. F., (éd) 1996. *Le changement climatique. Dimensions économiques et sociales*. Paris : Dossiers et débats pour le développement durable, 544 p.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERKEHR, INNOVATION UND TECHNOLOGIE, 2001. *Austrian cross Alpine freight transport 1999*. Vienne (Autriche) : BMVIT, 57 p.
- CADET INTERNATIONAL, 2000. *Prévision de trafic d'un service de ferroutage entre la France et l'Italie. Rapport final*. Charbonnière: GIP Transalpes, 29 p.
[En ligne : http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/doc/T20/t20.htm consulté le 10 mai 2007]
- CAIRNCROSS, A., 1969. Economic forecasting. *Economic journal*, 79, 316, 797-812.
- CAMPISI, D., DANIELIS, R., LA BELLA, A., SCHACHTER, G., 1991. An empirical study of international transportation plans. *International journal of transport economics*, 28 (1), 31-46.
- CASSING, J. H., 1978. Transport costs in international trade theory: A comparison with the analysis of nontraded goods. *Quarterly journal of economics*, 92 4, 535-550.
- CATRAM, GEODE, SEMALY, ISIS, 1996. *Etude de transport: volet marchandises. Prévision de trafic d'un service ferroutage entre la France et l'Italie. Fiche de synthèse*. Charbonnière (France): GIP Transalpes, 30 p.
[En ligne : http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/doc/T2_1/t2_1.htm consulté le 10 mai 2007]
- CEARD, F., 2005. *Les transports terrestres de marchandises dans l'arc alpin*. Mémoire de master. Lyon : Laboratoire d'économie des transports, 155 p.
- CETE MEDITERRANNEE, 2000. *Flux de marchandises en transit et échanges transalpins et transpyrénéens en 1999*. Aix-en-Provence : CETE Méditerranée, 113 p.
- CHATARD, D., HARCOUET, D., SALINI, P., 1981. *PRETRAM : Reprise et actualisation des équations du modèle de prévision du trafic de marchandises*, Paris : Ministère des transports, 33 p.
- CHÂTEAU, B., MORCHEOINE, A., 2001. Transports écologiquement viables dans l'arc alpin : les enseignements d'une étude conduite pour l'OCDE. *Cahiers scientifiques des transports*, 40, 115-149.

CITEPA, 2005. *Emissions dans l'air en France : Substances impliquées dans le phénomène d'accroissement de l'effet de serre*. Paris : CITEPA.

CLEMEN, R. T., 1989. Combining forecasts: A review annotated bibliography. *International journal of forecasting*, 5 (4), 559-583

CLEMENT, L., 2004. Traversées alpines. Analyse rétrospective de long terme et premiers résultats de la politique des transports de la Suisse. *Transports*, 423, 30-40.

CLEMENT, L., DARMONT, F., 2000. Traversées alpines. La politique des transports de la Suisse et de l'Autriche : évolution récentes et incertitudes. *Transports*, 401, 165-176.

COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN, 1992. *Transport 2010. Rapport du groupe présidé par le Commissaire du Plan*. Paris : La documentation française, 516 p.

COMMISSION EUROPEENNE, 2001. *European transport policy for 2010: time to decide*. Luxembourg : European Commission.

CONFERENCE EUROPEENNE DES MINISTRES DES TRANSPORTS, 2001. *L'absence de cohérence au niveau européen dans les prévisions de trafic : le cas du trafic transalpin*. Paris : OCDE, 92 p.

[En ligne : <http://www.cemt.org/online/council/2001/CM0121f.pdf>consulté le 3 mai 2007]

CONFERENCE EUROPEENNE DES MINISTRES DES TRANSPORTS, 2002. *Transport et développement économique. Table ronde 119*. Paris : OCDE, 211 p.

CONSEIL GENERAL DES PONTS ET CHAUSSEES, 2001. *Les transports à travers les Pyrénées : Enjeux et perspectives. Rapport général sur la mission Pyrénées*. Paris : Ministère des transports, 82 p.

CONSEIL GENERAL DES PONTS ET CHAUSSEES, INSPECTION GENERALE DES FINANCES, 2003. *Rapport d'audit sur les grands projets d'infrastructure de transport*. Paris : CGPC et IGF, 112 p.

CONSEIL NATIONAL DES TRANSPORTS, 2000. *Rapport sur les conséquences à court, moyen et long terme à tirer de l'incendie du tunnel du Mont-Blanc*. Paris : CNT, février, 17 p.

COTO-MILLAN, P., BANOS-PINO, J., INGLADA, V., 1997. Marshallian demands of intercity passenger transport in Spain: 1980-1992. An economic analysis. *Transportation Research*, 33 E (2), 76-96.

COTO-MILLAN, P., BANOS-PINO, J., VILLAVARDE CASTRO, J., 2005. Determinants of the demand for maritime imports and exports. *Transportation Research*, 41 E (4), 357-372.

CRAINIC, T. G., DEJAX, P., GENDREAU, M., 1991. Le transport terrestre multimodal des conteneurs maritimes : une démarche de planification. *Cahiers scientifiques du transport*, 23, 53-74.

CRAINIC, T. G., FLORIAN, M., LEAL, J.-E., 1990. A model for the strategic planning of national freight transportation by rail. *Transportation science*, 24 (1), 1-24.

DEARDORFF, A. V., 1995. Determinants of bilateral trade: does gravity works in a neoclassical world? *NBER Working paper*, 5377, 28 p.

DE JONG, G., GUNN, H., WALKER, W., National and international freight transport models. An overview and ideas for future development. *Transport reviews*, 24 (1), 103-124.

DE TILIERE, G., 2000. Problématique du transport transalpin de marchandises. In : REYNUAD, C., POINCELET, M., (éd) *Recherche alpine et traversées alpines*. Arcueil : Les collections de l'INRETS, 25-45.

DEUTSCHE BAHN AG, 2006. *Competition Report 2006*. Berlin (Allemagne) : Deutsche Bahn AG, 61 p.

[En ligne : http://www.db.de/site/shared/en/file__attachements/reports/competition__report__2006.pdf consulté le 3 mai 2007]

DIAZ-OLIVEIRA, L., LE NIR, C., PLAT, D., RAUX, C., 1995. *Les effets-frontières : évidences empiriques, impasses théoriques*. Lyon : Laboratoire d'économie des transports, coll. Etudes et Recherches, 104 p.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74, 427-431.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

DICKINSON, J.P., 1973 Some statistical results on the combination of forecasts, *Operational research quarterly*, 24, 253-260.

DORBUSCH, J., 1998. Transport routier transalpin et taxe routière suisse. *Note de synthèse du SES*, 130, 15-18.

DURAND, S., 2001. *Analyse et modélisation spatiale de long terme du transport national de marchandises*. Thèse. Université Lumière Lyon 2, 452 p.

DURBIN, J., WATSON, G. S. 1950. Testing for serial correlation in least squares regression: I. *Biometrika*, 37 (3/4), 409-428.

ELTONY, M. N., AL-MUTAIRI, N. H., 1995. Demand for gasoline in Kuwait: an empirical analysis using cointegration techniques. *Energy economics*, 17 (3), 249-253.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

ESPEY, M., 1998. Gasoline demand revisited: An international meta-analysis of elasticities. *Energy economics*, 20 (3), 273-296.

EUROSTAT, 2002. *Everything on transports. Data 1970-2000*. CD-ROM, Luxembourg : European Commission.

EUROSTAT, 2006. *Comptes nationaux, données annuelles - Ventilations (principales composantes, par branche d'activité, par produit d'investissement, par fonction de consommation)*, Luxembourg : Eurostat.

FALVEY, R. E., 1976. Transport costs in the pure theory of international trade. *Economic journal*, 86 343, 536-550.

FINGER, J. M., YEATES, A. J., 1976. Effective protection by transportation costs and tariffs: A comparison of magnitudes. *Quarterly journal of economics*, 90 (1), 196-176.

FLYVBJERG B., SKARMIS HOLM, M. K., BUHL, S. L., 2005. How (in)accurate are demand forecasts in public works projects? The case of transportation. *Journal of the American planning association*, 71 (2), 131-146.

FLYVBJERG B., 2005. Measuring inaccuracy in travel demand forecasting: methodological considerations regarding ramp up and sampling. *Transportation research*, 39 A (6), 522-530.

FOSGERAU, M., KVEIBORG, O., 2004. A review of some critical assumptions in the relationship between economic activity and freight transport. *International journal of transports economics*, 31 (2), 247-261.

FRANKEL, A. J., ROSE, A. K., 2002. An estimate of the effect of common currencies on trade and income. *Quarterly Journal of economics*, 117 (2), 437-466.

FS, SNCF, 1993 *Nouvelle liaison ferroviaire Lyon-Turin. Etude de franchissement alpin*. Rome, Paris : FS et SNCF, 19 p.

[En ligne: http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/doc/T75/t75.htm consulté le 10 mai 2007]

GABELLA-LATREILLE, C., 1997. *Le modèle quin-quin fret, un modèle de simulation à l'horizon 2015 des flux de transport de marchandises. Tome 1 : Le modèle quin-quin fret, un instrument d'aide à la décision*. Thèse. Université Lumière Lyon 2, 280 p.

GABELLA-LATREILLE, C., 1999. *Prévision du fret ferroviaire et tarification. Expertise économique pour le compte de Réseau ferré de France*. Lyon : Laboratoire d'économie des transports.

GARRIDO, R. A., 2000. Spatial interaction between the truck flows through the Mexico-Texan border. *Transportation research*, 34 A (1), 23-33.

GEIE ALPETUNNEL, 1996. *Analyse des flux de marchandises transalpines*. Charbonnières-les-Bains : GEIE Alpetunnel, 121 p.

GERACI, V. J., PREWO, W., 1977. Bilateral trade flows and transport costs. *Review of economic and statistics*, 59 (1), 67-74.

GILBERT, R., NADEAU, K., 2002. Decoupling economic growth and transport demand: a requirement for sustainability. *Conference transport and economic development 23-25 September 2001* Portland.

GIORGI, L., SCHMIDT, M., 2005. Transalpine transport: A local problem in search of European solutions or a European problem in search of local solutions? *Transport reviews*, 25 (2), 201-219.

GIRAULT, M., 2000. Le programme de recherche REDEFINE. *Notes de synthèses du SES*, 128, 23-28.

GIRAULT, M., LE THI MINH, H., 1995. Modélisation et prévision à long terme du trafic routier national de marchandises. *OEST synthèses*, janvier.

GIRAULT, M., LERAY, F., 2000. A la recherche des familles logistiques. *Notes de synthèses du SES*, 130, 37-42.

GOODWIN, P., DARGAY, J., HANLY, M., 2004. Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review. *Transport review*, 24 (3), 275-292.

GOURIEROUX, C., HOLLY, A., MONFORT, A., 1982. Likelihood ratio test, Wald test, and Kuhn-Tucker test in linear models with inequality constraints on the regression parameters. *Econometrica*, 50 (1), 63-80.

GRAHAM, D. J., GLAISTER, S., 2002a. *Review of income and price elasticities of demand for road traffic. Final report*. Londres (R.-U.) : Centre for transport studies, Imperial college of science technology and medicine, 126 p.

GRAHAM, D. J., GLAISTER, S., 2002b. The demand for automobile fuel: A survey of elasticities. *Journal of transport economics and policy*, 36 (1), 1-25.

GRAHAM, D. J., GLAISTER, S., 2004. Road traffic demand elasticity estimates: A review. *Transport reviews*, 24 (3), 261-274.

GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P., 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2, 111-120.

GROSSMAN, G. M., KRUEGER, A. B., 1995. Economic growth and the environment. *Quarterly journal of economics*, 110 (2), 353-377.

GUÉLAT, J., FLORIAN, M., CRAINIC, T. G., 1990 A multiproduct network assignment for strategic planning of freight flows. *Transportation science*, 24 (1), 25-39.

GUICHONNET, P., 2002. Tracés et contextes de la traversée des Alpes au cours des siècles. *Revue de géographie alpine*, 3, 55-79.

HARALAMBIDES, H. E., VEENSTRA, A. W., 1998. Multivariate autoregressive models in commodity trade. *8th World conference on transport research*, 12-17 Juillet, Anvers (Belgique), 16 p.

HARKER, P. T., 1987. *Predicting intercity freight flows*. Utrecht (Pays-Bas) : VNU Science press, 260 p.

HARKER, T., FRIESZ, T. L., 1986. Prediction of intercity freight: I Theory ; II Mathematical formulation. *Transportation research*, 20 B (2), 139-174.

HESTON, A., SUMMERS, R., ATEN, B., 2002. *Penn World Table Version 6.1*. Philadelphia (Etats-Unis) : Center for international comparisons at the University of Pennsylvania.

HIBON, M., EVGUENIOU, T., 2005. To combine or not to combine: selecting among forecasts and their combinations. *International journal of forecasting*, 21 (1), 15-24.

HOLTZ-EAKIN, D., SELDEN, T. M., 1992. Stoking the fires? CO2 emissions and economic growth. *NBER working paper*, 4248.

HONDA, Y., 1985. Testing the error components model with non-normal disturbances. *Review of economic studies*, 52 (4), 681-690.

HUGOSSON, M. B., 2005. Quantifying uncertainties in a national forecasting model. *Transportation research*, 39 A (6), 531-547.

HUMMELS, D., 1999. *Have international transportation cost declined?* University of Chicago mimeo.

INSEE, 2006. *Indices et séries statistiques : Transports terrestres de marchandises (Millions de tonnes/km)*. Paris : INSEE.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE, 2001. *Climate change 2001: The scientific basis*. Cambridge (Royaume-Uni) : Cambridge University Press.

ISTAT, 2006. *Tavole valore aggiunto (Tavole ZIP)*. Rome (Italie) ; ISTAT.

ITS, 2000. *Separating the intensity of transport from economic growth. Final publishing report*. Leeds (Royaume-Uni) : ITS.

IWW, 2000. *Assessment of transport strategies (ASTRA). Final report*. Karlsruhe (Allemagne) : IWW, 48 p.

JOIGNAUX, G., VERNY, J., 2003. Le découplage entre transport de marchandises et croissance : organisations productives, localisations et demande de transport. *XXXIX^e Conférence de l'ASRD*, Lyon, 1-3 Septembre, 16 p.

JOHANSEN, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 52 (2), 169-210.

JOURQUIN, B., 1996. *Un outil d'analyse économique des transports de marchandises sur des réseaux multi-modaux et multi-produits. Le virtuel, concept, méthodes et applications*. Thèse. Mons (Belgique) : Facultés universitaires catholiques de Mons, 212 p.

JUDSON, R. A., OWENS, A. L., 1999. Estimating dynamic panel data model: a guide for macroeconomists. *Economic letters*, 65 (1), 9-15.

KIANG, N., SHIPPER, L., 1996. Energy trends in the Japanese transportation sector. *Transport policy*, 3 (1/2), 21-35.

KING, M. L., WU, P. X., 1997. Locally optimal one-sided tests for multiparameter hypothesis. *Econometric reviews*, 16 (2), 131-156

KULSHRESHTHA, M., NAG, B., KULSHRESTHA, M., 2001. A multivariate cointegrating vector auto regressive model of freight transport demand: evidence from Indian railways. *Transportation research*, 35 A (1), 1-72.

KUZNETS, S., 1955. Economic growth and income inequality. *American economic review*, 45 (1), 1-28.

KVEIBORG, M., FOSGERAU, M., 2004. Explaining the decoupling of freight traffic growth and economic growth. *European transport conference*. Strasbourg, 4-6 Octobre, 10 p.

KVEIBORG, M., FOSGERAU, M., 2007. Decomposing the decoupling of Danish road freight traffic growth and economic growth. *Transport policy*, 14 (1), 39-48.

KWON, T.-H., 2005. Decomposition of factors determining the trend of CO₂ emissions from car travel in Great-Britain. *Ecological economics*, 53, 261-275.

LAHIRI, K., YAO, V., W. 2006. Economic indicators for the US transportation sector, *Transportation research*, 40 A (10), 872-887.

LET, 1997a. *Expertise économique des modèles de prévision du fret aux franchisements alpins. Rapport final*. Lyon (France) : LET, 27 p.

[En ligne : http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/doc/T6/t6.htm consulté le 10 mai 2007]

LET, 1997b. *Le modèle QFFI : les simulations à long terme des échanges de marchandises aux franchisements alpins franco-italiens*. Lyon (France) : LET, 57 p.

[En ligne : http://sdocument.ish-lyon.cnrs.fr/let_transalp/doc/T7/T7_6.PDF consulté le 10 mai 2007]

LAHIRI, K., YAO, V. W., 2004. The predictive power of an experimental transportation output index. *Applied economics letters*, 11 (3), 149-152.

LE THI MINH, H., 1995. *Modélisation et prévision du trafic routier de marchandises*. Paris : OEST, 76 p.

LENORMAND, A., 2002. *Prévisions dans les modèles cointégrés avec rupture: Application à la demande de transports terrestres de marchandises et de voyageurs*. Thèse. Paris : Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, 583 p.

LERAY, F., POUDEVIGNE, P., 2000. Lien entre activité économique et transport de fret à l'horizon 2005. Projections européennes. *Notes de synthèses du SES*, 130, 37-42.

- LYON TURIN FERROVIAIRE, 2003. *Synthèse des études de trafic, économiques et socio-économiques*. Chambéry : Lyon-Turin ferroviaire, 97 p.
- MACKINNON, J., 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 11 (6), 601-618.
- MAKIRIDAKIS, S., HIBON, M., MOSER, C., 1979. Accuracy of forecasting: an empirical investigation. *Journal of the royal society of statistical society*, 142 (2), 97-145.
- MARTIN, J.-M., 1988. L'intensité énergétique de l'activité économique dans les pays industrialisés : Les évolutions de très longue période livrent-elles des enseignements utiles ? *Economies et sociétés*, Série EN, 4, 9-27.
- MATAS, A., RAYMOND, J.-L., 2003. Demand elasticity on tolled motorways. *Journal of transportation and statistics*, 2/3, 91-108.
- McKINNON, A. C., WOODBURN, A., 1996. Logistical restructuring and road freight traffic growth. *Transportation*, 23 (2), 141-161.
- McKINNON, A. C., 2007. Decoupling of road freight transport and economic growth trends in the UK: An exploratory analysis. *Transport reviews*, 27 (1), 37-64.
- ME&P, 2002a. *DfT integrated transport and economic appraisal. Review of freight modelling. Report B2. Review of models in continental Europe and elsewhere*. Cambridge (Royaume-Uni) : ME&P, 178 p.
- ME&P, 2002b. *SCENES European transport scenarios. Final report*. Cambridge (Royaume-Uni) : ME&P, 82 p.
- MEERSMAN, H., VAN DE VOORDE, E., 1999. La croissance des transports de marchandises est-elle évitable? In : CEMT, (éd) *Quels changements pour les transports au siècle prochain ? 14^e symposium international sur la théorie et la pratique dans l'économie des transports*. Paris : OECD, 23-51.
- METEYER, M., 2000. Projection de la demande en France. In : REYNAUD, C., POICELET, M., (éd) *Recherche européenne et traversées alpines*. Arcueil : Les collections de l'INRETS, 67-77.
- METEYER, M., CALIO, J., 2002. Les modèles alpins et pyrénéens du SES. *Note de synthèse du SES*, janv.-fév., 139, 1-6.
- MEYER, K., 1995. *Modélisation du trafic terrestre de marchandises : Application de la cointégration. Rapport de stage*. Paris : Ministère de l'équipement, des transports et du tourisme, 84 p.
- MEYER, K., 1996. Elasticités de long et de court terme du fret à la croissance économique et au prix. *Notes de synthèse de l'OEST*, juillet-août.

MEYER, K., 1998. *La concurrence rail-route : Analyse économique des trafics de marchandises et perspective du transport combiné*. Thèse. Paris : Université Paris I Panthéon-Sorbonne, 515 p.

MONETA, C., 1959. The estimation of transportation costs in international economics. *Journal of political economy*, 67 (1), 41-58.

MVA, 2003. *Enquête sur les coûts ressentis par les usagers du transport de marchandises à travers les Alpes. Rapport final préparé pour le compte de METL-DRAST*. Paris : MVA, 92 p.

NEA, 1999. *The NEAC Model, 1997-2020. Western Europe description database construction and forecasting*. Rijswijk (Pays-Bas) : NEA, 62 p.

NEI, 1999. *Relationship between demand for freight-transport and industrial effects. Summary report*, Rotterdam (Pays-Bas) : NEI.

NELSON, C. R., 1972. The prediction performance of the FRB-MIT-PENN Model of the US economy. *American economic review*, 62 (5), 902-917.

NICKELL, S., 1981. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49 (6), 1417-1426

NIJKAMP, P., 1975. Reflections on gravity and entropy models. *Regional science and urban economics*, 5 (2), 203-225.

OCDE, 1997. E.S.T. : *Environmentally sustainable transport. Alpine region: step A: Alpine freight transport. Preliminary report*. Paris : OCDE, 113 p.

OCDE, 2003. *Projects on decoupling transport impacts and economic growth: Analysis of the links between transport and economic growth*. Paris : OCDE, 94 p.

OCDE, 2005. *Produit intérieur brut (PIB) des pays membres de l'OCDE depuis 1970*. Paris : OCDE.

ORTUZAR, J. DE D., WILLUMSEN, L. G., 2006. *Modelling transport*. John Wiley & Sons, 499 p.

OUM, T. H., 1989. Alternative demand models and their elasticity estimates. *Journal of transport economics and policy*, 23 (2), 163-188.

OUM, T. H., WATERS II, W. G., YONG, J. S., 1990. A survey of recent estimates of price elasticities of demand for transport. *World Bank working paper series WPS #359*, 30 p.

OUM, T. H., WATERS II, W. G., YONG, J. S., 1992. Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates: An interpretative survey. *Journal of transport economics and policy*, 26 (2), 139-154.

PHILLIPS, P. C. B., 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, 55 (2), 277-301.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P., 1987. Does GNP have a unit root ? *Economic letters*, 23 (2), 139-145.

PICARD, G., GAUDRY, M., NGUYEN, S., 1988. Fret : Un modèle de simulation des flux de marchandises au Canada. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 17-18, 183-200.

PLAT, D., RAUX, C., 1998. Frontier impedance effects and the growth of international exchanges: an empirical analysis for France. *Papers in regional science*, 77 (2), 155-172.

PLOBERGER, W., KRAMER, W. 1992. The CUSUM test with OLS residuals. *Econometrica*, 60 (2), 271-285.

POLEMIS, M. L., 2006. Empirical assessment of the determinants of road energy demand in Greece. *Energy Economics*, 28 (3), 385-403.

PORT DE BARCELONA. 2006. *Traffic statistics*. Barcelone (Espagne) : Port of Barcelona, publication annuelle.

PORT DE BARCELONA. 2004. Inauguración de la línea marítima Barcelona-Civitavecchia (Roma). *Nota de prensa*. 29/04/2004.

[En ligne : http://www.apb.es/es/APB/Prensa/Notas_De_Prensa/files/es.Nota_20040429.pdf consulté le 12 mai 2006]

POUDEVIGNE, P., 2000a. Les déterminants de la circulation routière en France de 1980 à 1995. *Notes de synthèses du SES*, 128, 29-32.

POUDEVIGNE, P., 2000b. Les déterminants de la circulation routière en Europe de 1985 à 1995. *Notes de synthèses du SES*, 128, 33-36.

POUDEVIGNE, P., ROUCHAUD, D., 2000. Evolutions technologiques et mesures politiques de la circulation des poids lourds afin de limiter leurs nuisances. *Notes de synthèses du SES*, 129, 25-32.

PRUD'HOMME, R., 2002. In : CEMT, (éd) *Transport et développement économique*. Paris : OCDE, 83-106.

RAMATHAN, R., 1999. Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using co-integration techniques. *Energy Economics*, 21, 321-330.

RAMATHAN, R., 2001. The long-run behaviour of transport performance in India: a cointegration approach. *Transportation research*, 35 A (4), 309-312.

RAND EUROPE, 2002. *Expert-system based predictions of demand for internal transport in Europe (EXPEDITE)*. Final report. Leiden (Pays-Bas) : Rand Europe, 162 p.

RAND EUROPE, 2005. *Uncertainty in traffic forecasts. Literature review and new results for the Netherlands*. Leiden (Pays-Bas) : Rand Europe, 171 p.

- RATHERY, A., 2000. Trafics transalpins : observation des flux et prévisions. In : REYNUAD, C., POINCELET, M., (éd) *Recherche alpine et traversées alpines*. Arcueil : Les collections de l'INRETS, 25-45.
- RAUX, C., 2004. The use of transferable permits in transport policy. *Transportation research*, 9 D (3), 185-197.
- REGAN, A., GARRIDO, R., 2002. Modeling freight demand and shipper behavior: state of the art, future directions. In : HENSHER, D., (éd) *The Leading Edge of Travel Behaviour Research*, Oxford (R.-U.) : Pergamon Press, 185-216.
- RFF. 2005a. *Document de référence du réseau ferroviaire national. Edition du 9 décembre 2005. Annexe 10.10 : Dijon-Modane et 10.12 : Marseille-Vintimille*. Paris : RFF, 6 p.
- RFF. 2005b. *Document de référence du réseau ferroviaire national. Edition du 9 décembre 2005. Annexe 10.12 : Marseille-Vintimille*. Paris : RFF, 6 p.
- RFI. 2005. *La linea Genova-Ventimiglia. Il radoppio del tratto Andora-San Lorenzo. Le nuove stazioni di Imperia, Diano e Andora*. Rome : RFI, 20 p.
- RHEA, R., 2002. *The Dow theory*. Faser publishing compagny, 252 p. (1^{ère} édition : 1932).
- RITEVELD, P., VICKERMAN, R., 2004. Transport in regional science: The death of distance is premature. *Papers in regional science*, 83, 229-248.
- ROSE, A. K., 2000. One money, one market: the effect of common currencies on trade. *Economic policy*, 15 (30), 7-45.
- ROSE, A. K., VAN WINCOOP, E., 2001. National money as a barrier to international trade: The real case for currency union. *American economic review*, 91 (2), 386-390.
- ROUCHAUD, D., 2000. L'analyse REDEFINE par groupe de produits. *Notes de synthèses du SES*, 128, 37-40.
- SAMINI, R., 1995. Road transport energy demand in Australia. A co-integration approach. *Energy economics*, 17 (4), 329-339.
- SAVAGE, I. R., DEUTSCH, K. W., 1960. A statistical model for the gross analysis of transaction flows. *Econometrica*, 28 (3), 551-572.
- SAVIN, J.-M., 2000a. L'évolution des distances moyennes de transport de marchandises. *Notes de synthèses du SES*, 129, 17-20.
- SAVIN, J.-M., 2000b. L'augmentation du chargement moyen des véhicules routiers en Europe. *Notes de synthèses du SES*, 129, 21-24.
- SCHÄFER, A., 2005. Structural change in energy use. *Energy Policy*, 33, 429-437.
- SCHLEICHER-TAPPESER, R., HEY, C., STEEN, P., 1998. Policy approaches for decoupling freight transport from economic growth. *8th World Conference on Transport Research* 12-17 Juillet Anvers, 20 p.

SERVICE ECONOMIQUE ET STATISTIQUES. 1997. *La demande de transport en 2015*. Paris : Ministère de l'équipement, des transports et du logement, 59 p.

SERVICE ECONOMIE ET STATISTIQUES, 2001. *Flux terrestres de marchandises en transit ou en échange à travers les Alpes françaises et les Pyrénées en 1999*. CD-Rom. Paris : Ministère des transports.

SHAFIK, N., 1994. Economic development and environmental quality: An econometric analysis. *Oxford Economic Papers*, 46, 757-773.

SHIPPER, L., SCHOLL, L., PRICE, L., 1997. Energy use and carbon emissions from freight in 10 industrialized countries: an analysis of trends from 1973 to 1992. *Transportation Research*, 2 D (1), 57-76.

SIKA, 2001. *The Swedish national model system for goods transport - Samgods. A brief introductory overview*. Stockholm (Suède) : SIKA, 50 p.

SKARMIS, M. K., FLYVBJERG, B., 1997. Inaccuracy of traffic forecasts and cost estimates on large transport projects. *Transport policy*, 4 (3), 141-146.

SOMESHWAR RAO, P., 1978. Forecasting the demand for railway freight services. *Journal of Transport Economics and Policy*, 12 (1), 7-26.

STANDING ADVISORY COMMITTEE ON TRUNK ROAD ASSESSMENT, 1999. *Transport and the economy: full report*. London (Royaume-Uni) : SACTRA, 298 p.

STEAD, D., 2001. Transport intensity in Europe - indicators and trends. *Transport Policy*, 8, 29-46.

STEENHOF, P., WOUDSMA, C., SPARLING, E., 2006. Greenhouse gas emissions and the surface transport of freight in Canada. *Transportation research*, 11 D (5), 369-376.

STEER DAVIES GLEAVES, 2004, *Freight transport intensity of production and consumption*, Steer Davies Gleaves, 144 p.

SUTTO, L., 2004. *Les transports à travers les Alpes : Analyse des trafics transalpins et des enjeux de la politique de transport*. Mémoire de master. Lyon : Laboratoire d'économie des transports, 100 p.

TAPIO, P., 2005. Towards a theory of decoupling: degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 1980. *Transport policy*, 12, 137-151.

TIGHT, M. R., DELLE SITE, P., MEYER-RÜHLE, O., 2004. Decoupling transport from economic growth. *European journal of transport and infrastructure research*, 4 (4), 381-404.

TØI, 2002. *Network model for freight transport within Norway and between Norway and other countries*. Oslo : TØI.

VEENSTRA, A. W., HARALAMBIDES, H. E., 2001. Multivariate autoregressive models for forecasting seaborne trade flows. *Transportation research*, 37 E (4), 311-319.

VICKERMAN, R., 2002. *Drivers of freight transport demand. ECMT International Seminar: Managing the fundamental drivers of transport demand*, Bruxelles (Belgique), 16 décembre.

[En ligne : <http://www.cemt.org/topics/env/Brussels02/Vickerman.pdf> consulté le 8 décembre 2005].

WINSTON, C., 1985. Conceptual developments in economics of transportation: An interpretative survey. *Journal of economic literature*, 23 (3), 57-94.

WOODBURN HYDE, W., 1935. The Alps in history. *Proceedings of the American philosophical society*, 75 (6), 431-442.

YAO, V. W. 2005. The causal linkages between freight and economic fluctuation. international. *Journal of transport economics*, 32 (2), 143-169.

ZLATOPER, T. J., AUSTRIAN, Z., 1989. Freight transportation demand: A survey of recent econometric studies. *Transportation*, 16 (1), 27-46.

Liste des figures

Figure 1	La relation double-logarithmique : le cas des tonnages maritimes français.....	29
Figure 2	La relation entre les taux de croissance de moyen terme des tonnages intra-nationaux et de la valeur ajoutée de l'industrie en France, [1980-1994].....	32
Figure 3	L'élasticité estimée en fonction du taux de croissance de la VA de l'industrie.....	33
Figure 4	Les émissions de CO ₂ par secteur en France.....	43
Figure 5	La température moyenne à la surface de la terre entre 1000 et 2000.....	44
Figure 6	Typologie du découplage selon Tapio (2005).....	47
Figure 7	Illustration de la typologie du découplage de Tapio (2005).....	48
Figure 8	ITR_i dans l'UE entre 1982 et 1998 Indice 1,0 pour l'année 1982 excepté * et ** respectivement indicés 1,0 pour 1986 et 1987.....	59
Figure 9	Représentation des cycles de Hodrick-Prescott pour le PIB et la demande de transport.....	87
Figure 10	Résidus estimés pour la relation transport/activité industrielle de court terme Résidus pour la relation transport/ activité industrielle pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n).....	104
Figure 11	Résidus estimés pour la relation transport/PIB de court terme.....	104
Figure 12	Résidus estimés pour la relation transport/activité industrielle de moyen terme.....	105
Figure 13	Résidus estimés pour la relation transport/PIB de moyen terme.....	105
Figure 14	Interprétation du test de Durbin et Watson.....	107
Figure 15	Elasticités estimées par rapport au PIB italien Elasticités observées et estimées pour le transit littoral (a), l'échange franco-italien (b) et le transit nord-européen (c).	112
Figure 16	Elasticités par rapport à l'activité industrielle italienne Elasticités observées et estimées pour le transit littoral (a), l'échange franco-italien (b) et le transit nord-européen (c).	113
Figure 17	Evolution des séries indicées 100 en 1984.....	115
Figure 18	Représentation des résidus $\hat{\varepsilon}_p$ (à g.) et $\hat{\varepsilon}_n$ (à d.).....	151
Figure 19	Le test CUSUM-carré pour la relation entre la série i_t et les séries p_t (à g.) et n_t (à d.).....	153
Figure 20	Le test CUSUM-carré pour la série f	154
Figure 21	Le test CUSUM-carré pour les séries p (à g.) et n (à d.) restreintes à la période [1984-2001].....	154
Figure 22	Evolution des élasticités dans le temps.....	161
Figure 23	Test CUSUM-carré ou la stabilité du modèle de court terme Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n).....	164
Figure 24	Test CUSUM simple ou la stabilité du modèle de court terme Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n).....	165
Figure 25	Test CUSUM-MCO ou la stabilité du modèle de court terme Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n).....	167
Figure 26	Test des estimations récursives : La valeur des élasticités de court terme Pour le transit littoral (p), l'échange franco-italien (f) et le transit nord-européen (n).....	168
Figure 27	Elasticités de la demande de transit littoral par rapport à la VAI italienne.....	221
Figure 28	Volumes de transport de transit littoral prévus à horizon 2030.....	225
Figure 29	Evolution du transport de transit littoral [1984-2030].....	226
Figure 30	Volumes de transport d'échange franco-italien prévus à horizon 2030.....	227
Figure 31	Evolution des volumes de transport d'échange franco-italien [1984-2030].....	227
Figure 32	Volumes de transport de transit nord-européen prévus à horizon 2030.....	228

Figure 33	Evolution des volumes de transport de transit nord-européen [1989-2030]	229
Figure 34	Evolution des volumes globaux de transport à travers les Alpes [1989-2030]	230
Figure 35	Volumes globaux de transport transalpin prévus aux horizons 2015 et 2030	233
Figure 36	Evolution de la part modale du transport routier de marchandises.....	238
Figure 37	Evolution de la demande de transport dans les tunnels français : vers l'engorgement En considérant trois scénarios économiques italiens.....	243
Figure 38	Evolution des volumes de l'autoroute ferroviaire en France En considérant trois scénarios économiques italiens	244
Figure 39	Evolution des volumes de transport routier, hors AF En considérant trois scénarios économiques italiens	245
Figure 40	Capacité des lignes ferroviaires à travers les Alpes françaises	246
Figure 41	Evolution des volumes de transport ferroviaire (hors AF) à Modane En considérant trois scénarios économiques italiens	247
Figure 42	Evolution des volumes de transport ferroviaire (y. c. AF) à Modane En considérant trois scénarios économiques italiens	248
Figure 43	Evolution des volumes à travers les traversées françaises, tous modes confondus En considérant trois scénarios économiques italiens.....	250
Figure 44	Les volumes de transport de l'AF, situation de projet.....	253
Figure 45	Les volumes de transport à travers les tunnels français, situation de projet.....	254
Figure 46	Les volumes de transport ferroviaire (hors AF) à travers le Nord des Alpes françaises, situation de projet.....	255
Figure 47	La demande totale de transport ferroviaire à travers le Nord des Alpes françaises (y. c. AF), situation de projet.....	256
Figure 48	La demande de transport à travers le Nord des Alpes françaises Situation de référence et inflexion du partage modal.....	258
Figure 49	Valeur du TRI selon les scénarios considérés par LTF (2003)	262

Liste des tableaux

Tableau 1	Elasticités de la demande de transport de marchandises estimées à partir des techniques de la co-intégration.....	38
Tableau 2	Estimations par les MCO.....	65
Tableau 3	Estimations <i>within</i>	67
Tableau 4	Tests d'effets fixes individuels Le tableau qui suit reproduit la probabilité de H_0	68
Tableau 5	Estimations <i>within</i> du modèle dynamique.....	70
Tableau 6	Estimations par la méthode d'Arellano-Bond en deux étapes.....	71
Tableau 7	Elasticités-PIB des facteurs de couplage.....	72
Tableau 8	Elasticités retenues par les modèles de prévision nord-alpins.....	83
Tableau 9	Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit littoral (<i>p</i>).....	92
Tableau 10	Estimation du modèle QFCT pour le transport bilatéral franco-italien (<i>f</i>).....	93
Tableau 11	Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit nord-européen (<i>n</i>).....	94
Tableau 12	Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit littoral (<i>p</i>).....	95
Tableau 13	Estimation du modèle QFCT pour le transport bilatéral franco-italien (<i>f</i>).....	95
Tableau 14	Estimation du modèle QFCT pour les flux de transit nord-européen (<i>n</i>).....	96
Tableau 15	Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit littoral (<i>p</i>).....	98
Tableau 16	Estimation du modèle QFMT pour le transport bilatéral franco-italien (<i>f</i>).....	99
Tableau 17	Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit nord-européen (<i>n</i>).....	100
Tableau 18	Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit littoral (<i>p</i>).....	101
Tableau 19	Estimation du modèle QFMT pour le transport bilatéral franco-italien (<i>f</i>).....	101
Tableau 20	Estimation du modèle QFMT pour les flux de transit nord-européen (<i>n</i>).....	102
Tableau 21	Test de Durbin et Watson : relations de court terme Relation entre la demande de transport de transit littoral (<i>p</i>), d'échange franco-italien (<i>f</i>) et de transit nord-européen (<i>n</i>) et l'activité industrielle ou économique.....	107
Tableau 22	Test de Durbin et Watson : relations de moyen terme Relation entre la demande de transport de transit littoral (<i>p</i>), d'échange franco-italien (<i>f</i>) et de transit nord-européen (<i>n</i>) et l'activité industrielle ou économique.....	108
Tableau 23	La relation de le moyen terme entre les échanges extérieurs italiens et la VAI italienne.....	115
Tableau 24	La correspondance entre nomenclatures de transport.....	118
Tableau 25	Estimations Eurostat et Alpinfo du modèle en taux de croissance.....	119
Tableau 26	Estimation du modèle QFMT désagrégé : série <i>p</i>	122
Tableau 27	Estimation du modèle QFMT désagrégé : série <i>f</i>	123
Tableau 28	Estimation du modèle QFMT désagrégé : série <i>n</i>	124
Tableau 29	Les relations de moyen terme estimées par catégorie de produits.....	125
Tableau 30	Une correspondance entre les nomenclatures transport et macroéconomiques.....	127
Tableau 31	Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série <i>p</i>	128
Tableau 32	Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série <i>f</i>	129
Tableau 33	Estimation du modèle QFMT désagrégé en utilisant la VAB sectorielle comme variable explicative : série <i>n</i>	130

Tableau 34	Les relations de moyen terme estimées par catégorie de produits, en utilisant une variable explicative désagrégée.....	131
Tableau 35	Test ADF pour le modèle sans constante ni tendance	140
Tableau 36	Test ADF pour le modèle avec constante et sans tendance.....	140
Tableau 37	Valeurs des t associées à la constante.....	141
Tableau 38	Test ADF pour le modèle avec constante et tendance	142
Tableau 39	Valeurs des t associées à la constante et à la tendance	142
Tableau 40	Test ADF pour le modèle [1], séries prises en différence première	143
Tableau 41	Test ADF pour le modèle avec constante et sans tendance, variables prises en différence première	143
Tableau 42	Test ADF pour le modèle avec constante et tendance, variables prises en différence première	143
Tableau 43	Test PP pour le modèle sans constante ni tendance.....	145
Tableau 44	Test PP pour le modèle avec constante et sans tendance.....	146
Tableau 45	Test PP pour le modèle avec constante et tendance	147
Tableau 46	La significativité de la constante et de la tendance estimée.....	147
Tableau 47	Tests PP pour les variables prises en différence première	148
Tableau 48	Test ADF pour le modèle [1], résidus de l'équation de long terme.....	150
Tableau 49	Test ADF pour le modèle sans constante ni tendance pour les résidus de l'équation de long terme restreinte	155
Tableau 50	L'estimation du modèle de long terme.....	156
Tableau 51	Estimation du modèle à correction d'erreur.....	158
Tableau 52	Elasticités par rapport à l'activité industrielle italienne.....	158
Tableau 53	Elasticités retenues par les modèles de prévision nord-alpins.....	159
Tableau 54	Test ADF pour le modèle [1], séries p_t désagrégées.....	174
Tableau 55	Test ADF pour les modèle [2] et [3], séries p_t désagrégées	174
Tableau 56	La significativité de la constante et de la tendance, séries p_t désagrégées	175
Tableau 57	Test ADF pour le modèle [1], séries p_t désagrégées prises en différence premières	176
Tableau 58	Test ADF pour le modèle [1], séries f_t désagrégées	177
Tableau 59	Test ADF pour les modèles [2] et [3], séries f_t désagrégées	178
Tableau 60	La significativité de la constante et de la tendance, séries f_t désagrégées	179
Tableau 61	Test ADF pour le modèle [1], séries f_t désagrégées prises en différence première	179
Tableau 62	Test ADF pour le modèle [1], séries n_t désagrégées.....	180
Tableau 63	Test ADF pour les modèles [2] et [3], séries n_t désagrégées.....	181
Tableau 64	La significativité de la constante et de la tendance estimée.....	182
Tableau 65	Test ADF pour le modèle [1], séries n_t désagrégées prises en différence première.....	182
Tableau 66	Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries p_t désagrégées et i_t ...	183
Tableau 67	Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries f_t désagrégées et i_t ...	184
Tableau 68	Test ADF pour les résidus de la relation de long terme entre les séries n_t désagrégées et i_t ...	185
Tableau 69	Estimation du modèle double-logarithmique, séries p_t désagrégées.....	186
Tableau 70	Estimation du modèle double-logarithmique, séries f_t désagrégées	187
Tableau 71	Estimation du modèle double-logarithmique, séries n_t désagrégées.....	188
Tableau 72	Les élasticités de long terme par catégories de produits.....	189
Tableau 73	Estimation du modèle à correction d'erreur, séries p_t désagrégées	190

Tableau 74	Estimation du modèle à correction d'erreur, séries f_i désagrégées	191
Tableau 75	Estimation du modèle à correction d'erreur.....	192
Tableau 76	Les élasticités de court terme par catégories de produits.....	193
Tableau 77	Les élasticités de la demande agrégée de transport par rapport à la VAI italienne	196
Tableau 78	Les élasticités par catégories de produits.....	198
Tableau 79	Avantages et inconvénients des modèles alternatifs.....	207
Tableau 80	L'exactitude des modèles de prévision alternatifs Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris.....	209
Tableau 81	L'exactitude des modèles individuels et des combinaisons de prévisions Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris.....	213
Tableau 82	Estimations des modèles individuels.....	215
Tableau 83	L'exactitude des modèles individuels et des combinaisons de prévisions Le meilleur modèle est représenté en gras, le pire en gris.....	216
Tableau 84	Elasticités de la demande par rapport à la VAI italienne, modèle E.....	220
Tableau 85	Sensibilité de la demande par rapport à la VAI italienne, modèle Q.....	222
Tableau 86	Hypothèses de croissance des modèles de prévisions alpins	224
Tableau 87	Répartition modale prévue à horizon 2015 et 2030.....	237
Tableau 88	L'affectation prévue des flux de transport routier à travers les Alpes	239
Tableau 89	L'affectation prévue des flux de transport ferroviaire à travers les Alpes	240

Table des matières

INTRODUCTION	5
PARTIE 1 PREVOIR LA DEMANDE DE TRANSPORT DE MARCHANDISES A LONG TERME	10
CHAPITRE 1 LES FONCTIONS DE DEMANDE DE TRANSPORT DE MARCHANDISES A LONG TERME.....	13
Section 1 L'équation gravitaire et les modèles dérivés : des modèles spatialisés	19
I Les modèles gravitaires purs.....	19
II Les modèles inspirés du modèle gravitaire.....	21
Section 2 L'analyse économétrique de la relation transport/économie	24
I Les modèles économétriques standards.....	26
II Les modèles de l'économétrie des séries temporelles	35
CHAPITRE 2 LA RELATION TRANSPORT/ECONOMIE OU LE DEFI DU COUPLAGE : UNE INTERPRETATION ECONOMETRIQUE	42
Section 1 La problématique du couplage : revue de la littérature	46
I L'approche agrégée du couplage	46
II La décomposition du couplage	52
Section 2 Un modèle de décomposition.....	57
I Le modèle	57
II L'estimation du modèle.....	61
PARTIE 2 ESTIMATION ECONOMETRIQUE DU COUPLAGE TRANSPORT/ECONOMIE : LE CAS DU TRANSPORT TRANSALPIN	79
CHAPITRE 3 LE MODELE A ELASTICITE VARIABLE	85
Section 1 Estimation du modèle en taux de croissance	88
I Le modèle en taux de croissance annuel.....	90
II Estimation d'une relation de moyen terme	97
III L'auto-corrélation des erreurs.....	103
Section 2 Les élasticités estimées en question	110
I Elasticité variable ou élasticité constante ?.....	111
II L'estimation du modèle de moyen terme à partir de la donne Eurostat	116
CHAPITRE 4 L'APPLICATION DES TECHNIQUES DE LA CO-INTEGRATION OU L'ESTIMATION D'UN MODELE A CORRECTION D'ERREUR.....	135

Section 1	L'estimation d'un modèle à correction d'erreur	137
I	La stationnarité des séries temporelles	137
II	Estimation d'un modèle à correction d'erreur	148
III	La stabilité de la relation à correction d'erreur	162
Section 2	Les estimations désagrégées par catégorie de produits	172
I	Tests de racine unitaire et de co-intégration	172
II	L'estimation des relations à correction d'erreur pour la donnée désagrégée.....	185
PARTIE 3	LA DEMANDE DE TRANSPORT DE MARCHANDISES A TRAVERS LES ALPES A HORIZON 2030.....	201
CHAPITRE 5	LA COMBINAISON DE PREVISIONS : UNE METHODE POUR REDUIRE L'INCERTITUDE DES PREVISIONS	203
Section 1	Le dilemme du meilleur modèle	206
I	Avantages et limites des modèles : analyse <i>a priori</i>	207
II	L'exactitude des modèles alternatifs de prévision	208
Section 2	La combinaison de prévisions et la réduction de l'incertitude.....	211
I	Le cas du transport transalpin	212
II	Le cas de la demande totale de transport terrestre en France.....	214
Section 3	La demande globale de transport transalpin de marchandises à horizon 2030	218
I	Les hypothèses des modèles de prévision	218
II	Les volumes globaux de transport de marchandises à horizon 2030	225
CHAPITRE 6	DES VOLUMES GLOBAUX AUX VOLUMES DESAGREGES.....	234
Section 1	Répartition modale et choix d'itinéraire : le modèle LTF	236
I	La répartition modale	236
II	L'affectation des flux	238
Section 2	Les volumes de transport de marchandises à horizon 2030.....	241
I	Le transport routier de marchandises : vers l'engorgement ?	241
II	La demande de transport ferroviaire : des capacités inexploitées	246
Section 3	L'influence de la nouvelle liaison transalpine	252
I	La demande de transport routier et l'autoroute ferroviaire.....	252
II	La demande de transport ferroviaire	254
CONCLUSION	263
ANNEXES	270
Annexe 1	Les passages transalpins : carte.....	271

Annexe 2	Les passages transalpins : description	273
Annexe 3	Les bases de données de transport transalpin de marchandises	286
Annexe 4	Les flux de transport de marchandises à travers les Alpes	292
Annexe 5	La stabilité de la demande de transport de marchandises en France ou les nouvelles affectations du transit nord-européen.....	308
BIBLIOGRAPHIE.....		324