

**UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON - SORBONNE**  
**U.F.R SCIENCES ÉCONOMIQUES**

N° attribué par la bibliothèque

Année 2002

|0|2|P|A|0|1|0|0|7|

**T H È S E**

**POUR LE DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE PARIS I**

**Discipline : Sciences Économiques**

présentée et soutenue publiquement par

**Anne LENORMAND**

Réalisée, dans le cadre d'une convention CIFRE,

à la Direction de la Stratégie de la SNCF et au laboratoire EUREQua de Paris I

---

**PRÉVISIONS DANS LES MODÈLES COINTÉGRÉS  
AVEC RUPTURE : APPLICATION A LA DEMANDE  
DE TRANSPORTS TERRESTRES  
DE MARCHANDISES ET DE VOYAGEURS**

---

Directeurs de thèse :

Monsieur Jean-Pierre LAFFARGUE, Professeur à l'Université de Paris I

Monsieur Philippe JOLIVALDT, Maître de Conférences à l'Université de Paris I

---

**JURY**

Mélika BEN SALEM Professeur à l'Université de Poitiers

Jacqueline PRADEL Professeur à l'Université de Paris I

Hassan SALMAN Responsable du Service Economie de la Direction de la Stratégie - SNCF

Michel SAVY Professeur à l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées

Christian VILMART Chargé de Mission au Commissariat Général du Plan

L'UNIVERSITE DE PARIS I PANTHEON-SORBONNE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

## REMERCIEMENTS

Je tiens, tout d'abord, à exprimer mes remerciements à Monsieur le Professeur Jean-Pierre Laffargue pour avoir accepté d'assurer la co-direction de cette thèse. Il a su à la fois me prodiguer d'utiles critiques et m'accorder une grande liberté dans l'organisation de ce travail.

Je désire également témoigner ma profonde reconnaissance à Monsieur le Professeur Philippe Jolivaldt pour la confiance qu'il a placée en moi dès le début des travaux. Il m'a toujours incité à explorer de nouveaux thèmes de recherche tout en m'offrant des points de repères essentiels. Je le remercie aussi pour la bienveillante attention qu'il n'a cessé de me témoigner au cours de ces recherches.

La réalisation de ce travail doit beaucoup à Monsieur Hassan Salman, responsable du Service Economie de la Direction de la Stratégie. Je le remercie de ses conseils et encouragements constants, de son aide précieuse pour ses relectures éclairées et exigeantes mais aussi et surtout de sa très grande disponibilité malgré une période tourmentée.

J'associerai à ces remerciements Monsieur Claude Berlioz, Monsieur Christian Vilmar et Mademoiselle Karine Meyer qui sont à l'initiative de ce contrat CIFRE. Qu'ils trouvent ici l'expression de ma profonde gratitude.

Mes remerciements vont également aux membres du jury pour avoir bien voulu juger ce travail. Je remercie, plus particulièrement, Madame et Monsieur les Professeurs Mélika Ben Salem et Michel Savy d'avoir accepté d'être rapporteurs.

Je tiens également à remercier Monsieur Gérard Ganet et toute son équipe du Contrôle de Gestion de la SNCF, ainsi que Monsieur De Roquefeuil. Ils ont contribué à la construction des différentes bases de données en me facilitant l'accès aux données mais aussi en partageant leurs connaissances étendues dans ce domaine.

Je remercie Monsieur le Directeur de la Stratégie, Philippe Citroën, de m'avoir

permis de réaliser ces travaux à la Direction de la Stratégie de la SNCF ainsi que Messieurs les Professeurs Antoine d'Autume et Hubert Kempf qui m'ont accueillie au sein du laboratoire de recherche EUREQua de Paris I. Mes remerciements s'adressent aussi à Monsieur Michel Mercadier et Madame Christine Forestier pour m'avoir chaleureusement accueillie dans leur bureau ces derniers mois.

La rédaction de cette thèse doit également à l'attention et à la gentillesse des relecteurs : Mickaël Ollier, José Vazquez et Paul Suzano.

Mes remerciements vont aussi à tous ceux qui ont permis que cette thèse se déroule dans le cadre le plus harmonieux possible, à savoir : Thierry Abon, François Marchal, Mickael Ollier, José Vazquez, Christophe Hausberg, Olivier Touraine, Estelle Jourdain, Sylvain Moll, Rémi Sirolli, Pascaline Boyer, Claudine Deberdt, Véronique Brière, Moulay et Nourredine Skalli.

Enfin, je voudrais remercier ma famille et mes proches de leur patience et de leur amour et surtout m'excuser de les avoir négligés ces derniers mois.





# Table des matières

Table des matières . . . . .	16
<b>Introduction générale</b>	<b>17</b>
<b>I L'analyse du marché et des fonctions de demande des transports terrestres</b>	<b>27</b>
<b>1 Le transport terrestre en France : évolution et caractéristiques</b>	<b>29</b>
1.1 Les spécificités des transports de marchandises . . . . .	30
1.1.1 Une évolution contrastée entre les différents modes . . . . .	33
1.1.2 L'analyse du trafic fret par catégories de produits . . . . .	37
1.1.3 L'analyse du trafic fret par catégories de distances . . . . .	41
1.1.4 L'analyse du trafic fret à l'international . . . . .	44
1.2 Les caractéristiques des transports de voyageurs . . . . .	56
1.2.1 Le concept de mobilité . . . . .	57
1.2.2 L'analyse de la mobilité . . . . .	60
1.2.3 L'évolution des différents modes de transport voyageurs . .	69
<b>2 Les fonctions de demande du transport terrestre</b>	<b>75</b>
2.1 Les principaux facteurs explicatifs de la demande de transport terrestre . . . . .	76

2.1.1	La sensibilité des transports de marchandises à la conjoncture économique . . . . .	76
2.1.2	L'influence de la consommation finale des ménages sur le trafic voyageurs . . . . .	79
2.1.3	Les facteurs d'offre susceptibles de modifier la demande de transport . . . . .	81
2.2	Les fonctions de demande du transport de marchandises . . . . .	87
2.2.1	Les modèles macro-économiques fret . . . . .	87
2.2.2	Les modélisations du transport ferroviaire total de marchandises . . . . .	92
2.2.3	Les modélisations du transport routier de marchandises . .	94
2.2.4	Les principaux facteurs de la demande de transport de marchandises . . . . .	95
2.3	Les fonctions de demande du transport de voyageurs . . . . .	96
2.3.1	Les modèles macro-économiques voyageurs . . . . .	97
2.3.2	Les modélisations du trafic de voyageurs SNCF . . . . .	99
2.3.3	Les modélisations des véhicules légers sur les autoroutes concédées . . . . .	104
2.3.4	Les principaux facteurs de la demande de transport de voyageurs . . . . .	106
<b>II</b>	<b>La base de données</b>	<b>109</b>
<b>1</b>	<b>Les différentes sources statistiques</b>	<b>115</b>
1.1	Les statistiques macro-économiques . . . . .	116
1.2	Les statistiques sur les transports . . . . .	117
1.3	Les statistiques de la SNCF . . . . .	119

1.3.1	Les statistiques chronologiques concernant le trafic fret et voyageurs . . . . .	119
1.3.2	Les données issues d'enquêtes . . . . .	121
1.4	Les problèmes de cohérence des séries sur le long terme . . . . .	122
1.5	La qualité de l'offre ferroviaire . . . . .	125
1.5.1	Les indicateurs de régularité et de fiabilité . . . . .	125
1.5.2	Le nombre de jours perdus . . . . .	127
1.5.3	L'enquête sur la satisfaction des clients fret . . . . .	127
<b>2</b>	<b>La base de données du transport de marchandises</b>	<b>133</b>
2.1	Les variables expliquées . . . . .	134
2.1.1	Le transport ferroviaire total . . . . .	134
2.1.2	Le transport combiné . . . . .	136
2.1.3	Le transport conventionnel . . . . .	139
2.1.4	Le transport ferroviaire par wagons isolés . . . . .	141
2.1.5	Le transport ferroviaire par trains entiers . . . . .	143
2.1.6	Le transport routier de marchandises . . . . .	144
2.2	Les variables explicatives . . . . .	147
2.2.1	La production industrielle . . . . .	148
2.2.2	L'indice des prix du transport routier de marchandises . . . . .	150
2.2.3	L'indice du produit moyen du transport ferroviaire . . . . .	153
<b>3</b>	<b>La base de données du transport fret national et international</b>	<b>159</b>
3.1	Les variables expliquées . . . . .	160
3.1.1	Le transport ferroviaire national . . . . .	160
3.1.2	Le transport ferroviaire international . . . . .	162
3.1.3	Le transport combiné total . . . . .	163
3.1.4	Le transport combiné national . . . . .	164

3.1.5	Le transport combiné import . . . . .	166
3.1.6	Le transport combiné export . . . . .	167
3.1.7	Le transport combiné bilatéral . . . . .	168
3.1.8	Le transport combiné transit . . . . .	169
3.1.9	Le transport routier national . . . . .	171
3.1.10	Le transport routier international . . . . .	172
3.2	Les variables explicatives . . . . .	173
3.2.1	L'indice de la production industrielle française . . . . .	174
3.2.2	L'indice des exportations et des importations . . . . .	175
3.2.3	L'indice des échanges commerciaux . . . . .	179
3.2.4	Les produits moyens du transport combiné . . . . .	180
3.2.5	L'indice des prix du transport routier de marchandises . .	185
<b>4</b>	<b>La base de données du transport de voyageurs</b>	<b>191</b>
4.1	Les variables expliquées . . . . .	191
4.1.1	Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal . . . . .	192
4.1.2	Le trafic voyageurs SNCF sur les Grandes Lignes . . . . .	195
4.1.3	Le trafic voyageurs SNCF des Trains Express Régionaux .	197
4.1.4	Le trafic voyageurs SNCF en Ile-de-France . . . . .	198
4.1.5	Le trafic voyageurs SNCF des Trains à Grande Vitesse .	200
4.1.6	Le trafic voyageurs SNCF des Trains Rapides Nationaux .	202
4.1.7	Le trafic des Véhicules Légers sur les Autoroutes Concédées	203
4.2	Les variables explicatives . . . . .	205
4.2.1	La dépense en consommation des ménages . . . . .	205
4.2.2	Le produit intérieur brut . . . . .	207
4.2.3	Le chômage . . . . .	209
4.2.4	L'indice de motorisation . . . . .	211

4.2.5	Le déflateur des prix courants : l'indice des prix à la consommation . . . . .	214
4.2.6	L'indice du produit moyen du transport ferroviaire sur le réseau principal et en Ile-de France . . . . .	216
4.2.7	L'indice des prix du carburant . . . . .	218
4.2.8	L'indice des prix ferroviaires et aériens . . . . .	220
4.2.9	La longueur du réseau autoroutier . . . . .	222
4.2.10	La vitesse moyenne des trains sur le réseau principal . . . . .	223
<b>III</b>	<b>L'estimation des fonctions de demande de transport terrestre</b>	<b>229</b>
<b>1</b>	<b>La procédure d'estimation d'une relation de cointégration avec rupture</b>	<b>231</b>
1.1	Les tests d'instabilité des paramètres pour les variables I(1) . . . . .	233
1.2	Le test de Gregory et Hansen [1996a b] . . . . .	236
1.2.1	La présentation des différents modèles, équations et approche graphique . . . . .	237
1.2.2	Le principe du test et les statistiques utilisées . . . . .	243
1.2.3	De nouvelles tabulations . . . . .	244
1.3	L'estimation de la relation de cointégration avec rupture . . . . .	246
1.3.1	La méthode des moindres carrés modifiés . . . . .	247
1.3.2	Les tests d'instabilité de Hansen [1992] . . . . .	250
1.3.3	Les différentes étapes de la procédure d'estimation . . . . .	254
<b>2</b>	<b>Les estimations</b>	<b>259</b>
2.1	Les résultats des tests de stabilité de Hansen [1992] . . . . .	261
2.2	Les modèles du transport de marchandises . . . . .	266

2.2.1	Le transport ferroviaire total . . . . .	267
2.2.2	Le transport conventionnel . . . . .	270
2.2.3	Le transport par wagons isolés . . . . .	272
2.2.4	Le transport par trains entiers . . . . .	274
2.2.5	Le transport combiné . . . . .	275
2.2.6	Le transport routier de marchandises . . . . .	278
2.2.7	L'interprétation des élasticités du transport de marchandises	282
2.3	Les modèles du fret national et international . . . . .	288
2.3.1	Le transport ferroviaire national . . . . .	289
2.3.2	Le transport ferroviaire international . . . . .	292
2.3.3	Le transport combiné total . . . . .	294
2.3.4	Le transport combiné national . . . . .	299
2.3.5	Le transport combiné export . . . . .	300
2.3.6	Le transport combiné import . . . . .	301
2.3.7	Le transport combiné bilatéral . . . . .	303
2.3.8	Le transport combiné transit . . . . .	305
2.3.9	Le transport routier national . . . . .	308
2.3.10	Le transport routier international . . . . .	310
2.3.11	L'interprétation des élasticités des modèles du fret national et international . . . . .	314
2.4	Les modèles du transport de voyageurs . . . . .	320
2.4.1	Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal . . . . .	322
2.4.2	Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal 1 <sup>ère</sup> classe	325
2.4.3	Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal 2 <sup>ème</sup> classe	328
2.4.4	Le trafic voyageurs SNCF Grandes Lignes . . . . .	330
2.4.5	Le trafic voyageurs SNCF des Trains à Grande Vitesse . . . . .	332
2.4.6	Le trafic voyageurs SNCF des Trains Rapides Nationaux . . . . .	335

2.4.7	Le trafic voyageurs SNCF des Trains Express Régionaux . . . . .	337
2.4.8	Le trafic voyageurs SNCF en Ile-de-France . . . . .	339
2.4.9	Le trafic des Véhicules Légers sur les Autoroutes Concédées	341
2.4.10	L'interprétation des élasticités du transport de voyageurs . .	344

## IV Les prévisions à long terme dans un VECM avec rupture 353

<b>1</b>	<b>Les prévisions dans un système cointégré</b>	<b>357</b>
1.1	L'exogénéité et la causalité . . . . .	359
1.1.1	La faible exogénéité . . . . .	360
1.1.2	La Granger non causalité et la forte exogénéité . . . . .	361
1.1.3	Tester l'exogénéité forte dans le cas d'un modèle à correc- tion d'erreur . . . . .	362
1.1.4	L'application des tests de forte exogénéité dans les diffé- rents modèles . . . . .	365
1.2	Les prévisions à long terme et les intervalles de prévision calculés	369
1.2.1	Modélisation des variables explicatives . . . . .	370
1.2.2	Les prévisions ponctuelles . . . . .	371
1.2.3	Les intervalles de prévision calculés . . . . .	376
1.3	Les intervalles de prévision simulés . . . . .	377
1.3.1	Simulations à partir de la méthode de Monte Carlo . . . .	377
1.3.2	Simulations à partir des méthodes de ré-échantillonnage : le Bootstrap . . . . .	381
1.3.3	La comparaison des intervalles de prévision calculés et simulés	385
1.4	Les prévisions avec scénario . . . . .	390
1.4.1	Qu'est-ce qu'un scénario ? . . . . .	390
1.4.2	La prise en compte des scénarios dans les modèles . . . .	392

1.4.3	Les scénarios du SES . . . . .	394
1.4.4	Etude des différents scénarios du SES . . . . .	399
<b>2</b>	<b>Les résultats et les analyses des prévisions à long terme</b>	<b>405</b>
2.1	Les modèles fret . . . . .	406
2.1.1	Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision . .	406
2.1.2	Les prévisions à partir des scénarios . . . . .	415
2.1.3	Une étude comparée entre les simulations et les scénarios .	420
2.2	Les modèles du fret national et international . . . . .	429
2.2.1	Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision . .	429
2.2.2	Les prévisions à partir des scénarios . . . . .	442
2.2.3	Une étude comparée entre les simulations et les scénarios .	443
2.3	Les modèles voyageurs . . . . .	446
2.3.1	Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision . .	446
2.3.2	Les prévisions à partir des scénarios . . . . .	458
2.3.3	Une étude comparée entre les simulations et les scénarios .	463
<b>Conclusion générale</b>		<b>471</b>
<b>V</b>	<b>Annexes</b>	<b>479</b>
<b>Annexes</b>		<b>481</b>
0.1	Les processus non-stationnaires . . . . .	481
0.1.1	La non-stationnarité . . . . .	481
0.1.2	Les tests de stationnarité et de non-stationnarité . . . . .	483
0.1.3	Les processus cointégrés . . . . .	492
0.2	La décomposition des transports de marchandises par catégories de produits . . . . .	495

0.3	La représentation graphique des transports de marchandises par catégories de produits . . . . .	499
0.4	La décomposition des différents transports de marchandises par catégories de distances . . . . .	503
0.5	Les nouvelles évaluations des séries macro-économiques . . . . .	505
0.5.1	La production industrielle . . . . .	506
0.5.2	Les importations et les exportations . . . . .	506
0.5.3	La dépense en consommation des ménages . . . . .	508
0.5.4	Le produit intérieur brut . . . . .	510
0.6	Etude de la satisfaction des clients fret de la SNCF . . . . .	512
0.6.1	Description de l'enquête . . . . .	512
0.6.2	Les données . . . . .	513
0.7	Les tables statistiques des tests de rupture . . . . .	523
0.7.1	Les tables statistiques pour un échantillon $T=50$ . . . . .	523
0.7.2	Les tables statistiques pour un échantillon $T=70$ . . . . .	524
0.7.3	Les tables statistiques pour un échantillon $T=84$ . . . . .	525
0.7.4	Les tables statistiques pour un échantillon $T=100$ . . . . .	526
0.7.5	Les tables statistiques pour un échantillon $T=120$ . . . . .	527
0.7.6	Les tables statistiques pour un échantillon $T=200$ . . . . .	528
0.8	Les prévisions et les intervalles de prévision asymptotiques en logarithme . . . . .	553
0.9	Les prévisions selon les différents scénarios des transports de marchandises . . . . .	555
0.10	Les prévisions selon les différents scénarios des transports de voyageurs . . . . .	557
0.11	Les prévisions des schémas de service . . . . .	561

0.11.1 Les résultats des projections de la demande de transport de voyageurs à l'horizon 2020 . . . . .	561
0.11.2 Les résultats des projections de la demande de transport de marchandises à l'horizon 2020 . . . . .	562
0.12 Liste des abréviations et des acronymes . . . . .	563

# Introduction générale

La croissance des déplacements des marchandises et des personnes est une donnée primordiale pour le développement des sociétés modernes. En 20 ans, les transports de marchandises et de voyageurs (exprimés resp. en tonnes-kilomètres et en voyageurs-kilomètres) ont augmenté de 60% en Europe, ce qui correspond à un taux de croissance annuel moyen de 2,5%, supérieur à celui du PIB.

Les évolutions de l'économie mondiale ont placé la circulation des biens et des informations au cœur des logiques industrielles. L'épuisement du modèle taylorien d'une production de masse standardisée ainsi que la tendance à se recentrer sur les métiers incitent les entreprises à être beaucoup plus réactives et à adopter des méthodes de flux tendus. La prestation de transport est, dans ces conditions, considérée comme une source de gain de productivité potentielle, d'où une très forte pression sur les prix du fret de la part des donneurs d'ordre. Parallèlement, une démocratisation partielle du tourisme alliée à une plus grande mobilité des individus et à l'essor spectaculaire de la motorisation (le parc automobile a triplé en 30 ans en Europe) contribue à accroître la demande de transport de voyageurs.

Les mutations qui se sont produites sur le marché des transports, depuis 20 ans, ont eu des répercussions sur la répartition modale des différents transports terrestres. La situation du transport ferroviaire s'est fortement dégradée en fa-

veur de la route. Le transport routier est devenu le mode dominant, il représente aujourd’hui 77% du transport de marchandises et 85% des déplacements de voyageurs. Cette suprématie croissante concerne tous les pays industrialisés, où l’hégémonie de la route au détriment des autres moyens de transport est devenue assez préoccupante. Les impacts environnementaux du transport routier sont importants, générant nombre de nuisances à la charge de la collectivité.

L’Europe se doit de répondre aux impératifs environnementaux et aux préoccupations des citoyens, sans remettre en cause la compétitivité du système de transport et de l’économie. Un des moyens les plus efficaces pour résoudre ces problèmes consiste à faire évoluer le partage modal, dans le sens d’un rééquilibrage, en faveur notamment du rail et du fluvial. D’après le Livre blanc<sup>1</sup>, si aucune mesure politique n’est prise d’ici 2010 dans l’Union Européenne pour utiliser plus rationnellement les avantages de chaque mode de transport, l’augmentation du seul trafic des poids lourds atteindrait près de 50% par rapport à son niveau de 1998.

En France, le transport routier n’a cessé de renforcer son emprise depuis 20 ans, tant dans l’acheminement des marchandises (avec une part de 63% en 1980 et 75% en 2000) que dans le déplacement des personnes (87% en 1980, 88% en 2000).

Dans le cas des marchandises, le transport par voie d’eau est devenu marginal (avec une part qui passe de 6% en 1980 à 3% en 2000). Le transport ferroviaire a perdu près du tiers de ses parts de marché (32% en 1980, pour tomber à 22% en 2000). En ce qui concerne les transports de voyageurs, la part de la route est écrasante ; le transport aérien n’a gagné qu’un point de part de marché en 20 ans

---

<sup>1</sup>Le Livre blanc comprend les orientations de la politique des transports au niveau européen.

(1% en 1980 contre 2% aujourd’hui) et ce au détriment du transport ferroviaire (8% des parts de marché en 2000 contre 10% en 1980).

L’objet de la première partie de la thèse est d’analyser les caractéristiques du marché des transports terrestres en France et de déterminer les principaux facteurs agissant sur le niveau des trafics afin d’établir une fonction de demande de transport.

Notre analyse du marché des transports terrestres sépare le marché des transports de marchandises du marché des transports de voyageurs, chacun possédant ses spécificités.

Pour les transports de marchandises, nous réalisons une étude de l’évolution des différents modes de transports (fer, route, voies navigables), en décomposant les trafics par catégories de produits, puis par catégories de distances. Nous effectuons ensuite une analyse des principaux segments du transport ferroviaire. Trois segments se distinguent, chacun correspondant à des techniques d’exploitation différentes. Le transport par wagons isolés correspond à une technique traditionnelle, basée sur la massification des trafics à travers le réseau des triages. Elle apparaît difficilement compétitive en termes de délai comme de coût, face à la rapidité et la flexibilité de la route. Les trains entiers acheminent directement, d’un embranchement particulier à un autre, des masses indivisibles. Le dernier segment correspond à celui du transport combiné, qui propose un acheminement des marchandises de porte-à-porte. Le trafic sur le parcours principal est réalisé par le fer et celui sur les parcours initiaux et/ou terminaux par la route. Le transport combiné a connu une forte expansion de 1994 à 1998, mais souffre depuis d’une crise structurelle liée à une baisse récurrente de la qualité de service.

L’intégration européenne génère une demande croissante pour le transport

international. Ainsi, pour la France, 50% du trafic ferroviaire de marchandises total et 75% du transport combiné sont aujourd’hui réalisés à l’international. Ce phénomène ne pouvant que se renforcer à l’avenir, une analyse plus fine de la partie internationale des trafics s’avère nécessaire.

Pour les voyageurs, la mobilité a été croissante depuis 20 ans. Celle-ci dépend d’un ensemble de facteurs comme le revenu des ménages, mais aussi l’évolution des mentalités et le comportement des voyageurs plus difficilement quantifiables. Nous distinguons deux sous-marchés pour les transports de voyageurs : l’urbain et l’interurbain. Les transports urbains ou périurbains répondent davantage à une logique de service public, basée sur leur rentabilité sociale plutôt que financière. Ces trafics dits régionaux (Île-de-France, Trains Express Régionaux) sont confrontés à l’étalement des agglomérations et à la dépopulation des zones rurales. Le marché interurbain correspond, pour le transport ferroviaire, au trafic SNCF Grandes Lignes. Celui-ci comprend le trafic des Trains Rapides Nationaux (TRN) et celui des Trains à Grande vitesse (TGV). Le trafic des TRN décline depuis 20 ans, alors que celui des TGV est en pleine expansion. Ce dernier obéit davantage à une logique commerciale, dont les principaux concurrents sont les voitures particulières et l’avion.

L’analyse révèle ainsi un marché des transports dynamique dont le trafic total a crû, depuis 1980, au rythme de 2% par an, mais dont la structure modale s’est fortement modifiée. Le deuxième chapitre de cette première partie propose de rassembler, à partir de l’étude de plusieurs approches économétriques, les facteurs explicatifs les plus pertinents de la demande de transport ferroviaire et routière. Ces facteurs sont d’ordre macro-économique, mais concernent aussi l’offre proposée (prix, qualité de service, amélioration des infrastructures...).

La fonction de demande de transport est décomposée, dans le cas du fret, par segment (combiné, conventionnel...), puis selon la dichotomie national/international. Le transport combiné est devenu un enjeu majeur de la politique des transports en France et en Europe. Il s'avère être un mode de transport respectueux de l'environnement et constitue une des solutions alternatives à l'hégémonie routière et à l'engorgement des réseaux. Pour ces raisons, nous avons affiné l'étude des fonctions de demande de ce mode de transport en trafic national, import, export, bilatéral, transit. La demande des transports ferroviaires de voyageurs est ventilée selon les différentes catégories (Grandes Lignes, TGV, TER...). Le trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées est également étudié, à titre de comparaison.

Les variables d'offre et plus spécifiquement celles liées à la qualité de service sont difficilement quantifiables sur longue période. La qualité du service est un critère essentiel notamment pour l'offre ferroviaire. Nous abordons le sujet des variables de qualité du transport ferroviaire au début de la deuxième partie de la thèse.

La deuxième partie de la thèse est consacrée à l'analyse des différentes données constituant les modèles. Un premier chapitre décrit l'ensemble des sources statistiques et les modifications subies par les variables. Certaines séries ont connu des changements de comportement liés aux évolutions du marché des transports, ainsi que des modifications dans la définition de leurs périmètres. Afin d'obtenir des séries homogènes, nous avons rétropolé plusieurs séries de la base de données. De plus, l'harmonisation des principales séries macro-économiques dans le cadre d'un système comptable européen a eu pour conséquence de modifier les séries des Comptes de la Nation. Plus qu'un simple changement de référentiel,

le passage de la base 1980 à la base 1995 touche aussi à la définition des séries. Ces modifications ont des incidences sur la valeur des élasticités des différentes fonctions de demande.

Les trois autres chapitres exposent les bases de données : la base fret, la base du fret national et international et la base voyageurs. Les séries macro-économiques, issues de l'INSEE, sont directement exploitables. A l'inverse, pour les séries de prix, notamment au niveau des voyageurs, il a été nécessaire de les reconstituer entièrement. Nous explicitons en détail, dans les chapitres dédiés aux bases de données, la construction des séries puis, nous proposons une analyse des variables sur 10 ou 20 ans. Chaque variable fait l'objet d'une représentation graphique, d'une description de son évolution et de tests de racine unitaire. Ces derniers permettent de conclure sur la nature exacte de la série. Nos séries sont, dans leur grande majorité, des séries non-stationnaires, dites intégrées d'ordre un :  $I(1)$ .

Dans l'état actuel de nos connaissances, les fonctions de demande de transport sont élaborées à partir de modèles log-linéaires. Beaucoup ne prennent pas en compte le caractère non-stationnaire des séries, ce qui peut créer des problèmes de spécifications des modèles. En effet, Phillips [1986] met en évidence le fait que la régression de deux séries non-stationnaires peut rendre certains coefficients significatifs alors que les séries sont indépendantes (régressions fallacieuses).

Une manière de modéliser des variables non-stationnaires est d'établir l'existence sur le long terme d'une relation linéaire stationnaire entre les variables (relation de cointégration). Lorsque celle-ci existe, nous pouvons estimer le système cointégré à partir de la méthode en deux étapes de Engle et Granger [1987]. Le système est composé de deux équations, une équation de long terme appelée relation de cointégration (avec les variables en niveau) et une équation de court

terme avec les variables en différence et une force de rappel (sous la forme des résidus estimés retardés issus de la relation de long terme). Par ailleurs, afin de pouvoir appréhender les modifications structurelles d'un marché des transports en pleine mutation, nous intégrons dans notre modélisation la possibilité d'une rupture entre les séries dans la relation de cointégration.

La troisième partie de la thèse est consacrée à l'estimation des fonctions de demande des transports terrestres fret et voyageurs. Nous développons dans le premier chapitre une méthode d'estimation en plusieurs étapes. Après avoir vérifié la non-stationnarité des variables explicatives, la première étape consiste à tester, à partir des tests de Hansen [1992], la stabilité des paramètres issus de l'estimation de la fonction de demande sur les séries en niveau. Dans la deuxième étape, dans le cas où les tests précédents valident la présence d'une instabilité, nous vérifions la présence de relation de cointégration avec rupture avec les tests de Gregory et Hansen [1996a b]. Les ruptures peuvent être de différentes formes. Nous avons considéré six spécifications différentes. Quatre sont issues des deux articles de Gregory et Hansen [1996a b] et nous en avons ajouté deux autres. Les tables statistiques des tests de rupture ont été tabulées afin d'obtenir les valeurs critiques correspondant à nos tailles d'échantillon pour l'ensemble des spécifications. Si nous validons (avec les tests de Gregory et Hansen et les tests  $t_{ECM}$ ) l'existence de plusieurs relations de cointégration avec rupture, nous déterminons, dans une dernière étape, le modèle optimal. Ce modèle est sélectionné à partir de deux facteurs principaux. Le premier est basé sur le calcul des critères de vraisemblance pénalisée et le second sur la significativité des coefficients. Lorsque plusieurs modèles ont des valeurs de critères proches, nous privilégions le modèle dont les coefficients sont significatifs.

Le deuxième chapitre de cette partie est consacré à l'ensemble des résultats. Nous commençons par présenter les modèles du fret, puis ceux du fret national et international et enfin les modèles voyageurs. Nous retenons une présentation des résultats identique pour tous les modèles. Nous décrivons l'évolution des statistiques de rupture suivant les spécifications, avant d'analyser les événements qui ont pu engendrer une rupture dans la relation de cointégration. Enfin, nous présentons l'ensemble des équations du système, distinguant l'équation de long terme et l'équation de court terme, puis un tableau final reprend les élasticités sur l'ensemble de la période. Les résultats des différentes estimations montrent l'importance des variables macro-économiques dans la génération des trafics, mais aussi l'impact de la concurrence entre les différents modes de transport. Nos modélisations ont l'avantage de proposer une ventilation à un niveau assez fin des différents trafics ferroviaires, au niveau du fret, du transport combiné mais aussi des voyageurs.

Selon les schémas de service (DATAR [2001]), le trafic de marchandises en France va, dans les dix ou douze prochaines années, doubler. Le chemin de fer pourra t-il maintenir ou améliorer ses parts de marché ? Dans quelle mesure le trafic ferroviaire de marchandises pourra t-il doubler en 2010, objectif que se sont fixés les pouvoirs publics ? Afin de permettre un premier éclairage sur l'évolution des différents modes de transport ferroviaires et routiers à un horizon de 20 ans, nous réalisons des prévisions dans la dernière partie de la thèse, à partir de l'ensemble des modèles développés dans la partie III.

Nous effectuons, tout d'abord, une prévision ponctuelle avec les intervalles issus de la théorie asymptotique. Nous utilisons les formules associées à la prévision d'un processus autorégressif gaussien. Puis, une amélioration des intervalles

est apportée en s'affranchissant de l'hypothèse de normalité des résidus avec des méthodes de simulation (Monte Carlo calibré et Bootstrap). Ces deux méthodes permettent de réduire les intervalles de prévision de manière significative et améliorent ainsi la précision des prévisions à un horizon assez grand. Ces techniques de simulation, peu utilisées dans le cadre de prévisions, sont présentées de façon précise.

Ces prévisions et les intervalles correspondants sont calculés avec des variables explicatives dont les taux de croissance futurs sont identiques aux taux observés dans le passé. Nous proposons dans une dernière approche de considérer que les variables explicatives ont des évolutions indépendantes des tendances passées. Nous introduisons alors la notion de scénarios sur les variables exogènes.

Mais le marché des transports est à l'aube de changements importants. Comment, dans ces conditions, intégrer dans les prévisions l'ouverture progressive des marchés dans le transport ferroviaire de marchandises dès 2003 ou encore la volonté politique de promouvoir un rééquilibrage entre les différents modes de transport ? Afin de prendre en compte les changements possibles à un horizon de 20 ans, nous effectuons dans une dernière étape des prévisions à partir des scénarios établis par le Service Economique et Statistique (SES) du Ministère des transports. Ces scénarios testent des hypothèses d'évolution sur l'environnement économique général et sur les politiques de transport. Les comparaisons entre les prévisions ponctuelles avec les intervalles associés et les prévisions obtenues à partir de scénarios permettent de déterminer les scénarios en rupture avec les évolutions observées dans le passé. Nous développons l'ensemble de ces méthodes dans le premier chapitre de cette dernière partie. Le deuxième chapitre présente l'ensemble des résultats pour tous les modes de transport.



# **Première partie**

## **L'analyse du marché et des fonctions de demande des transports terrestres**



# Chapitre 1

## Le transport terrestre en France : évolution et caractéristiques

### Introduction

Cette première partie expose le contexte du marché des transports terrestres en France. Nous développons séparément le marché des transports de marchandises et celui des voyageurs urbains et interurbains, chacun possédant ses spécificités.

Le marché des transports de marchandises apparaît très lié à la production industrielle et au niveau des échanges commerciaux. Les modifications structurelles de l'économie et l'ouverture des marchés au niveau européen ont une influence importante sur le niveau des trafics fret. Les incidences sont propres à chacun des modes de transport de marchandises (route, fer et voies navigables). Nous présentons tout d'abord l'évolution globale des transports de marchandises depuis 20 ans, puis nous affinons l'analyse en distinguant le trafic par catégories de produits et de distances puis par origine-destination.

La mobilité des voyageurs, pour sa part, dépend en grande partie de la richesse des ménages, mais aussi de facteurs liés au comportement du voyageur comme le sexe, l'âge, la structure familiale, le motif de transport, etc... Après avoir défini le concept de mobilité, nous analysons les principaux facteurs intervenant sur la demande de transport de voyageurs.

## 1.1 Les spécificités des transports de marchandises

La relation entre l'activité économique et la demande de transport de marchandises a connu, depuis les années 70, plusieurs évolutions qui ont entraîné la modification structurelle de la demande de transport. D. Bosseboeuf [1995] distingue trois changements majeurs : l'organisation spatiale de l'appareil productif et la globalisation des marchés, l'émergence de nouvelles pratiques de logistiques et la dématérialisation du PIB.

La première évolution majeure concerne la spécialisation des activités de production et l'internationalisation des marchés qui ont conduit à un allongement des distances. La nouvelle organisation spatiale de l'appareil productif a été possible grâce à l'amélioration des moyens de communications et des transports. La division spatiale du travail de plus en plus accentuée conduit à la concentration de lieux de production et à l'élargissement de leurs aires d'influence. La distance entre les lieux de production et de consommation varie fortement selon les produits. Ainsi, les matériaux de construction sont généralement transportés sur des distances courtes. A contrario, le transport des produits intermédiaires semble indépendant de leur localisation.

La dématérialisation du PIB entraîne une diminution des tonnes transportées. En parallèle, la globalisation des marchés générant une croissance des kilomètres parcourus, il en résulte une augmentation globale des tonnes-kilomètres<sup>1</sup>. Cette hausse observée depuis 20 ans, est liée au développement porté par une logique de l'échange, mais aussi à la dynamique des gains de productivité qui stimulent la demande.

Le développement du transport dépend aussi des nouvelles pratiques logistiques<sup>2</sup>. Celles-ci augmentent la fréquence des envois et rallongent les distances d'acheminement ; dans le même temps, la taille des colis se réduit, mais leur valeur augmente.

Le dernier grand changement correspond à la dématérialisation de l'économie. Celle-ci a eu deux conséquences majeures sur la demande de transport de marchandises. Elle affecte à la fois le niveau du potentiel transportable et la répartition modale. La "tertiairisation" de l'économie entraîne une baisse de l'utilisation de matières pondéreuses au profit de produits manufacturés. Les caractéristiques physiques (volume, poids, ...) des produits transportés ont ensuite une influence sur la répartition modale des trafics. L'augmentation de la valeur ajoutée des

---

<sup>1</sup>Cette unité correspond au produit des tonnes transportées par les kilomètres parcourus.

<sup>2</sup>La logistique a, depuis le début des années 70, fait l'objet d'une réflexion approfondie. F. Kolb [1972] définit la logistique comme une approche globale des problèmes posés par l'organisation et la conduite des opérations de transport, de manutention et de stockage, permettant l'écoulement de flux de marchandises engendrées par les activités d'une entreprise. Son sens s'est ensuite élargi en incluant la programmation des opérations de production de façon à assurer une gestion optimisée des flux de produits en vue de satisfaire au mieux la demande des clients. Mais, rapidement, cette attention aux flux des produits va amener les chercheurs et les praticiens à investir la "boîte noire" qui commande ces flux, à savoir le système d'information. Ainsi, par la suite, la logistique va devenir une technologie de la maîtrise de la circulation physique des marchandises (J. Colin, et al [1987]) qui, pour réaliser ses deux priorités de réduction des coûts et d'optimisation des niveaux de service, associe en un double mouvement un flux de marchandises régulé d'aval en amont par un flux d'informations. A partir des années 1990, la logistique parvient en phase de maturité (J. Colin [1996]). Elle devient alors technologie de la maîtrise des flux d'informations et de marchandises.

produits entraîne de nouvelles exigences de qualité de services plus rapides et plus fiables. Ces changements dans la demande de transport ne sont pas sans conséquences sur l'utilisation des différents modes de transport.

Comme le rappelle à juste titre H. Ghigonis [1999], nous assistons depuis les années 1960 à d'importants changements dans la répartition des parts de marché des différents modes de transport de marchandises. Nous constatons, depuis quarante ans, un transfert massif du transport ferroviaire vers le transport routier. En 1960, le rail transportait 65% des tonnes-kilomètres, la route 35%. Dix ans plus tard, nous observons une parité entre les deux modes. En 1980, le transport ferroviaire ne représentait plus que 39% des tonnes-kilomètres transportées, et la part de marché de la route s'élevait à 61%. En vingt ans, il s'est produit une inversion de la répartition entre le fer et la route. Nous en expliquons, dans cette partie, les raisons majeures sur la période 1985-2000.

Nous étudions tout d'abord l'évolution de la part occupée par les principaux modes de transport terrestres (ferroviaire, routier et voies navigables), puis nous analysons les différents modes en fonction des catégories de produits transportés et des distances parcourues. Enfin, afin de mesurer l'impact de la globalisation des marchés, nous nous intéressons aux transports routier et ferroviaire au niveau international.

Dans l'ensemble de nos travaux, le transport de marchandises est exprimé en tonnes-kilomètres. Cette unité de mesure ne traduit qu'un aspect de l'importance économique des différents modes de transport. Elle ne fait pas apparaître la notion de valeur des marchandises transportées. Des écarts importants apparaissent entre un trafic exprimé en tonnes-kilomètres et un trafic pondéré par la valeur des produits transportés. C. Gérondeau [1996] a réalisé cet exercice pour une

année donnée. Le tableau ci-dessous compare les parts de marché des différents modes calculées en tonnes-kilomètres et celles obtenues selon la valeur ajoutée des marchandises transportées.

**Parts de marché des modes de transport de marchandises**

en %	Tonnes-kilomètres	Valeur
Transport ferroviaire	22,4	4,5
Transport routier	74,5	95,3
Voies Navigables	3,1	0,2

Source : C. Gérondeau [1996]

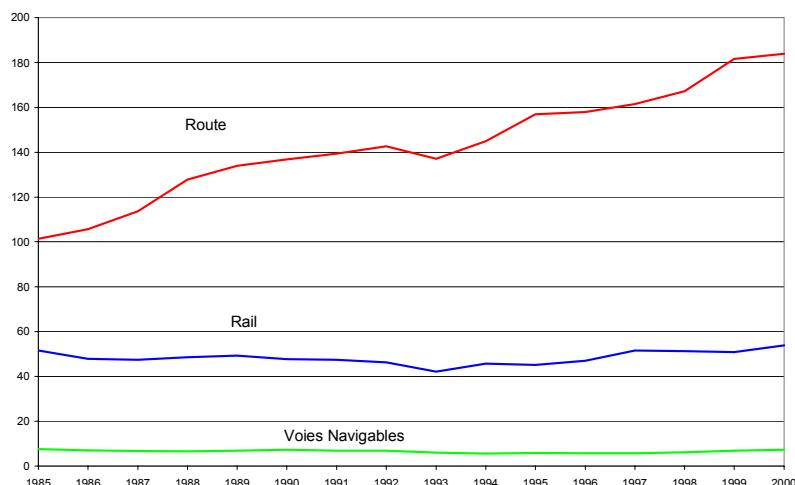
Les produits à plus grande valeur ajoutée sont transportés par le transport routier de marchandises. Avec cette mesure du trafic, le transport routier gagne un peu plus de vingt points de parts de marché par rapport à un trafic exprimé en tonnes-kilomètres. Nous sommes conscients que la comparaison des poids économiques des modes de transport (route, voies navigables, chemin de fer, etc...) donne des résultats très différents selon l'indicateur retenu. Pour notre analyse, nous utilisons l'unité des tonnes-kilomètres. Elle est plus complète que la simple tonne, car elle fait apparaître une notion de distance indispensable pour notre étude des transports de marchandises à l'international. De plus, comme le souligne la Revue de Rexecode [1996], l'ancienneté statistique des tonnes-kilomètres leur confère une légitimité apparente et une grande permanence. Enfin, ce sont souvent les seules séries disponibles sur de longues périodes.

### 1.1.1 Une évolution contrastée entre les différents modes

La croissance générale de l'activité (+2,3% par an pour le PIB entre 1985 et 2000) n'a pas uniformément profité à tous les modes de transport. Seule la route,

sur la période considérée, bénéficie de volumes croissants avec une augmentation de son trafic de 80%. Le taux de croissance annuel moyen des marchandises transportées par la route (+4% sur la période 1985-2000) est supérieur à celui de la croissance globale. La route a non seulement bénéficié de la croissance générale de l'activité des transports et de la construction de nouvelles infrastructures, notamment d'autoroutes, mais elle a aussi capté une partie des flux qui, au début de la période, utilisaient d'autres modes de transport. Le graphique suivant représente l'évolution de 1985 à 2000 des principaux modes de transport de marchandises en milliards de tonnes-kilomètres (Gtk)<sup>3</sup>.

### Trafic fret des différents modes de transport (Gtk)



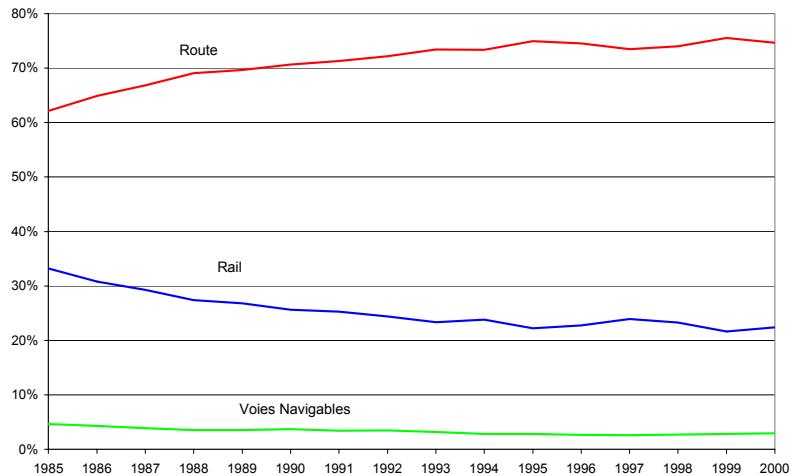
Sources : SNCF/SES

Une analyse des parts de marché en tonnes-kilomètres (cf. graphique suivant) montre que la route, qui transportait déjà 62% des tonnes-kilomètres en 1985, en détient aujourd’hui plus de 75%, soit une augmentation de 13 points. Le transport

<sup>3</sup>Les milliards de tonnes-kilomètres sont usuellement appelées Giga tonnes-kilomètres, d'où l'abréviation Gtk.

ferroviaire passe, au cours de la même période, de 33% à 22% des parts de marché totales. Les voies navigables, qui occupaient une place marginale, ont encore vu leur part diminuer de près de deux points (4,7% en 1985 contre 3,0% en 2000).

### Parts de marché fret des différents modes de transport (%)



Sources : SNCF/SES

La route apparaît comme le mode dominant, plus adaptée aux nouvelles méthodes de production "just in time" et de gestion des stocks au plus juste, voire "zero stock". Elle a su montrer sa réactivité et sa flexibilité, expliquant ainsi son essor et sa conquête de nouveaux marchés, y compris ceux où elle était moins adaptée que ses concurrents.

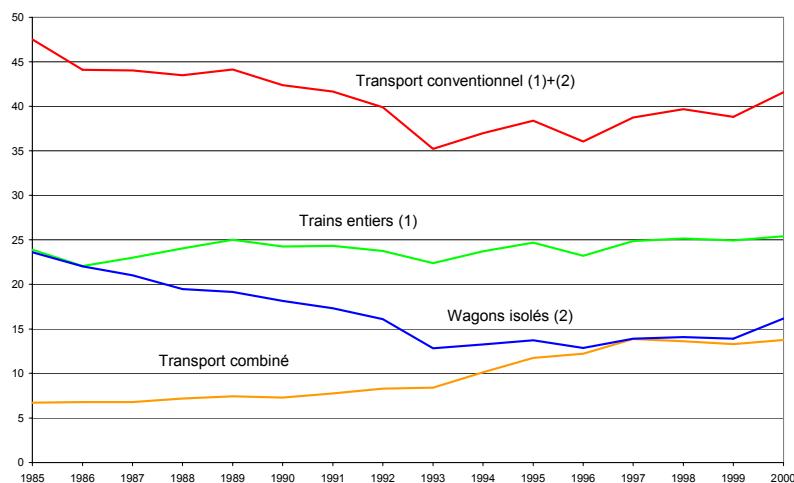
Le transport ferroviaire est resté stable sur la période considérée (54,2 Gt<sub>k</sub> en 1985 et 55,3 Gt<sub>k</sub> en 2000). Mais les différents segments le constituant (transport combiné<sup>4</sup> et transport conventionnel<sup>5</sup>) ont évolué différemment. Le transport

<sup>4</sup>L'Union Internationale des sociétés de transport combiné Rail-Route (UIRR) définit le transport combiné comme la combinaison d'au moins deux modes de transport au sein d'une même chaîne, dans laquelle n'intervient aucun changement de contenant et dont la plus grande partie s'opère par chemin de fer, voie navigable ou maritime, pour que les parcours initiaux et terminaux par route soient aussi courts que possible. Dans notre cas, nous nous intéressons uniquement au transport combiné rail/route. <http://www.uirr.com>

<sup>5</sup>Le transport conventionnel correspond au transport ferroviaire par trains entiers et par

combiné apparaît comme le mode le plus dynamique avec une croissance de l'ordre de 5% par an. A l'inverse, le transport conventionnel baisse au rythme de 1% par an. Nous observons pour les deux principaux segments du transport conventionnel, les trains entiers<sup>6</sup> et les wagons isolés<sup>7</sup>, une évolution opposée. Nous notons une stagnation du trafic des trains entiers sur la période (+0,4% par an) et une décroissance du trafic des wagons isolés (-2,5% par an). Le graphique ci-dessous représente l'évolution des modes de transport ferroviaires (en milliards de tonnes-kilomètres).

### Trafic ferroviaire par segment (GtK)



Source : SNCF

wagons isolés.

<sup>6</sup>Les trains entiers regroupent l'ensemble des trains complets et des rapilèges. Les trains complets sont des trains à charge adressés par un même expéditeur à un même destinataire, reçus et expédiés sur des installations agréées, acheminés sans remaniement entre le point de remise et le point de livraison et dont le tonnage brut maximal et le tonnage utile minimal sont fixés en fonction des possibilités optimales de remorque des engins moteurs utilisés sur l'itinéraire emprunté. Les rapilèges sont des trains à charge remplissant toutes les conditions d'un train complet, sauf celles des tonnages qui sont inférieurs.

<sup>7</sup>Le terme générique de wagon isolé désigne une unité de transport fret inférieure à la capacité d'un train entier mais constituée au minimum d'un véhicule ferroviaire remorqué.

La part de marché du transport combiné dans le transport ferroviaire, assez faible en 1985, atteint 25% en 2000. Cependant, elle ne dépasse pas celle des wagons isolés qui, après une nette reprise en 2000, est de l'ordre de 29%.

—

Le secteur du transport de marchandises apparaît comme un secteur dynamique, son taux de croissance est supérieur à la croissance économique. De 1985 à 2000, le trafic terrestre de marchandises (hors oléoducs), mesuré en tonnes-kilomètres, a augmenté à un taux de croissance annuel moyen de 2,8%. Le produit intérieur brut (PIB), en francs constants de 1995, enregistre, sur la même période, un taux de 2,3%. Une analyse plus détaillée des taux de croissance annuels moyens des marchandises transportées par catégories de produits montre que la croissance de l'activité de transport s'explique, pour une large part, par le développement des échanges des biens de consommation manufacturés.

### 1.1.2 L'analyse du trafic fret par catégories de produits

Afin d'illustrer le phénomène de dématérialisation de l'économie et les répercussions sur l'évolution du transport de marchandises, nous analysons dans ce sous chapitre les différents trafics fret suivant les catégories des produits transportés entre 1985 et 2000.

La décomposition des trafics de marchandises par produits est fondée sur un passage approximatif entre les nomenclatures d'activités et de produits de l'INSEE. Ainsi, quatorze ensembles sont retenus : les produits agro-alimentaires, les combustibles minéraux solides, les produits pétroliers, les minerais, la sidérurgie,

la fonderie, les matériaux de construction, la chimie de base, le papier, la chimie organique, les matériels de transports, les machines, les verres et les autres produits manufacturés. L'évolution du trafic des trois modes pour chaque catégorie de produit figure en annexe sous forme de tableaux et de graphiques (Partie1, Annexe A pour les tableaux et Partie1, Annexe B pour les graphiques).

L'analyse de l'évolution des différentes catégories de marchandises montre un transport ferroviaire en perte de vitesse et une hégémonie du transport routier sur l'ensemble des produits.

### **Le déclin du transport ferroviaire**

Dans le secteur des biens d'équipement<sup>8</sup>, dont la progression (en trafic) sur la période est de l'ordre de 3,8% par an depuis 1985 (soit 74% sur la période), la part de marché du fer a baissé de 12 points (28% en 1985 contre 16% en 2000).

Plus adapté au transport massif de marchandises volumineuses et lourdes, le fer n'a pas réussi à conserver sa place dans les secteurs où il était traditionnellement fort, notamment pour les biens intermédiaires<sup>9</sup> où sa part de marché passe de 36% à 28%. Plus spécifiquement, le taux de croissance annuel moyen (TCAM) des minerais relativement faible sur la période (0,5%) cache la perte en part de marché du transport ferroviaire dans ce secteur qui passe de 67% à 53% en 15 ans. Le transport des produits de la chimie organique par le fer, avec un TCAM de -4,8%, enregistre une chute de sa part de marché de plus de 15 points. Nous observons un phénomène identique dans le secteur des machines avec une perte de 8 points de part de marché pour le transport ferroviaire. Le fer a réussi à conserver

---

<sup>8</sup>Biens d'équipement : les machines et les matériels de transport.

<sup>9</sup>Biens intermédiaires : les minerais, la sidérurgie, la fonderie, les matériaux de construction, la chimie de base, le papier et la chimie organique.

ses parts dans les secteurs de la sidérurgie, de la fonderie et de la chimie de base. Pour les produits agroalimentaires (y compris les engrais), le taux de croissance annuel moyen est de -2,6%, avec une part de marché du fer diminuant presque de moitié (29,3% en 1985 contre 17,6% en 2000).

Le recul des parts du chemin de fer dans le trafic de marchandises ne provient pas uniquement du déclin de certains secteurs industriels. Il peut aussi s'expliquer par un manque de flexibilité par rapport à la route pour les biens de consommation, secteur dynamique du transport de marchandises. Les vertus de la voie ferrée, notamment la massification qu'elle permet, sont relativement inadaptées et l'organisation ferroviaire n'est pas toujours en mesure de répondre à des contraintes de rapidité, d'adaptabilité, de ponctualité<sup>10</sup> qu'exigent les biens de consommation.

### **La croissance du transport routier**

De 1985 à 2000, les parts de marchés perdues par le transport ferroviaire au cours de cette période ont été gagnées par la route qui a enregistré une augmentation de son trafic de 80% (soit une moyenne de 4% par an). La part de la route, sur la base des tonnes-kilomètres, passe de 62% à 75%. En 2000, parmi les quatorze secteurs étudiés, la route détient une part de marché supérieure à 70% pour la fonderie, les produits agroalimentaires (y compris les engrais), les matériaux de construction, les matériels de transport et les autres produits manufacturés. Pour trois secteurs, la chimie organique, les machines et les verres, ce pourcentage

---

<sup>10</sup>Le nombre des "trains calés", i.e. les trains qui ne peuvent circuler faute d'agents de conduite ou de matériels disponibles, est croissant depuis 1996. En quatre ans, les trains calés sont passés de 5 111 (4% des trains entiers) à 20 266 (15% des trains entiers), soit une augmentation de plus de 300%.

est supérieur à 90%. La part de marché de la route la plus faible (soit 19,5%) est pour les combustibles minéraux solides. Ce secteur représente à peine 1% du total des marchandises transportées sur le territoire national.

Le transport routier, sur la période, a non seulement conservé sa position dans les secteurs pour lesquels il est particulièrement pertinent, mais il a su aussi capter une partie des trafics pour lesquels il était moins adapté. Les avantages du transport routier sont bien connus. Il est rapide, très souple, doté d'une très grande adaptabilité. Enfin, il n'est pas nécessaire pour l'entreprise de transport de faire des investissements spécifiques (comme dans le cas du transport combiné). L'attrait du transport routier, y compris sur les segments de marché où il était moins adapté, s'explique aussi en partie par la baisse ininterrompue de son prix. La période étudiée correspond à celle de la libéralisation des prix de la route. Le décret du 6 mai 1988, pris en application de l'ordonnance de décembre 1986 rétablissant la liberté des prix, a abrogé la Tarification routière obligatoire (TRO). En parallèle, les mesures concernant l'abandon des licences ont permis d'intensifier la concurrence au sein du monde routier, en annulant le contingentement des entreprises<sup>11</sup>.

### **La stabilité du transport par voies navigables**

Les voies navigables (3,0% des parts de marché des transports de marchandises en 2000) ont vu leur part de marché régresser pour l'ensemble des produits suivants : les matériaux de construction (-1,8 points), les produits agroalimentaires (-2,2 points) et le papier (-5,5 points). Elles ont augmenté pour les combustibles

---

<sup>11</sup>En 1995, on comptait 91 500 autorisations de transport dont approximativement 62 000 de classe A (44 tonnes), 21 000 de classe B (26 tonnes) et 8 344 de classe C, Sénat [1997].

minéraux solides (+6,9 points), la chimie de base (+1,5 points) et la chimie organique (+2 points). Pour ces secteurs, les voies navigables ont acquis des parts de marché au détriment du transport ferroviaire.

—

Le marché du transport de marchandises a connu un certain nombre de modifications sur notre période d'analyse (1985-2000). Ainsi, les produits manufacturés qui représentaient, en 1985, 15% des tonnes kilométriques totales, atteignent aujourd'hui 30%. La route, intrinsèquement plus adaptée au transport de ces produits et grâce à une baisse importante de ses prix, a renforcé sa domination en matière de transport de marchandises au détriment du rail et des voies navigables. Le transport ferroviaire et celui des voies navigables, adaptés à des marchés déclinants, n'ont pas vraiment réussi à capter une part du trafic des secteurs en forte croissance.

Cependant, mesurée ainsi, la part du transport ferroviaire nous paraît sous-estimée. En effet, en rapportant les marchandises transportées par le transport ferroviaire à l'ensemble des marchandises, sans tenir compte des distances parcourues, la vision de la répartition modale est quelque peu déformée. Pour cette raison, nous étudions dans la partie suivante le trafic en tonnes-kilomètres par catégories de distances.

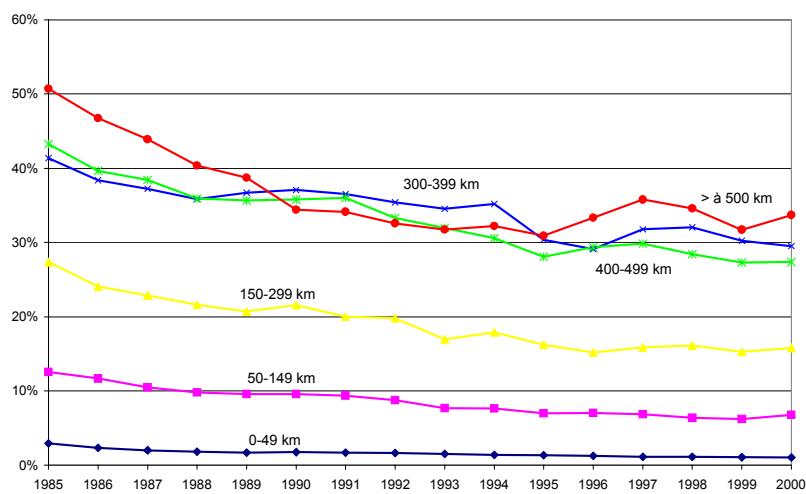
### 1.1.3 L'analyse du trafic fret par catégories de distances

L'étude des parts de marché sur la base des tonnes-kilomètres globales ne représente pas une image réelle des parts sur le marché "accessible" pour les diffé-

rents modes de transport. En effet, les modes de transport ne sont pas concurrents pour toutes les distances et tous les produits. Les statistiques de trafic incluent aussi le transport à courte distance, avec des types de marchandises très peu adaptés au transport ferroviaire ou aux voies navigables (comme la messagerie) sur lesquels le mode routier a l'avantage. Il existe donc des opérations plus adéquates pour certains modes.

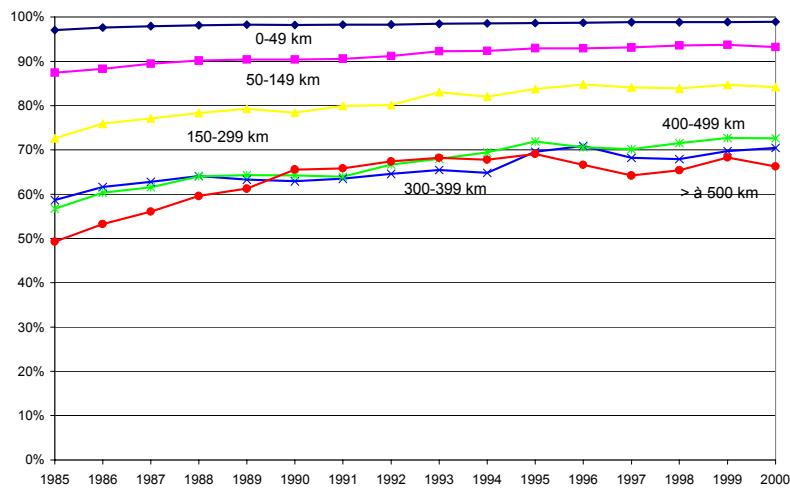
Les graphiques ci-dessous décrivent l'évolution des parts de marché des modes ferroviaire et routier par catégories de distances, sur la base des tonnes-kilomètres. Des tableaux disponibles en annexe (Partie1, Annexe C) présentent pour les trois principaux modes la variation des parts de marché en fonction des distances parcourues sur la période 1985-2000.

#### **Parts de marché du fer par catégories de distances (%)**



Source : SNCF

### Parts de marché de la route par catégories de distances (%)



Source : Données détaillées du SES

Sur les distances les plus courtes (0-49 km), le mode routier est davantage adapté. La route est un mode de transport capable d'offrir un service de porte à porte sur de nombreuses relations. Beaucoup de transports à courte distance ne peuvent s'effectuer que par la route (marché captif). La route a des coûts variables relativement élevés et des coûts fixes réduits, sa compétitivité diminue donc à mesure que les distances s'allongent et que les quantités de marchandises transportées augmentent. La part de marché du transport ferroviaire sur les courtes distances (< à 50 km) est quasiment nulle. Le mode ferroviaire ne peut être le mode privilégié pour les courtes distances. Les contraintes techniques et économiques du transport ferroviaire définissent les frontières de son marché "pertinent". Contrairement au transport routier, la compétitivité et la productivité du rail se renforcent à mesure que les distances de transport s'allongent. Comme le rappelle R. Reiss [1999], ce phénomène tient au fait que les coûts fixes du rail (y compris les coûts de friction du chargement et du déchargement) sont relativement importants et que ses coûts variables sont faibles. Ainsi, le trans-

port ferroviaire est beaucoup plus efficace sur les parcours supérieurs à 300 km. Sa part de marché, même déclinante, est plus élevée sur les longues distances. Elle atteint 32,0%<sup>12</sup> en 2000, pour des trajets supérieurs à 300 km, contre 23,1% pour le trafic ferroviaire global. La part de marché la plus importante du fer se situe sur les distances supérieures à 500 km (33,7%). Le transport ferroviaire pour cette catégorie de distance représente 57% du trafic ferroviaire total.

L'analyse des trafics distinguant les différentes catégories de distances montre que les statistiques globales sous-estiment l'importance du transport ferroviaire sur le marché du fret. Néanmoins, les graphiques dévoilent clairement une tendance à la baisse des trafics, même sur les distances plus pertinentes pour le fer.

Les constats obtenus dans le cas du transport national sont-ils valides pour le transport international ? *A priori*, les conclusions de la partie précédente devraient être en partie invalidées, puisque le transport international est soumis à d'autres contraintes. En effet, les distances parcourues sont plus longues et des contraintes physiques rendent difficile l'usage de certains modes de transport.

#### 1.1.4 L'analyse du trafic fret à l'international

Le transport européen de marchandises a augmenté de 70% depuis 1970, soit 1,8% en moyenne par an. Les schémas de services collectifs des transports<sup>13</sup> (DATAR [2001]) estiment une croissance annuelle du transport européen d'environ

---

<sup>12</sup>Part de marché calculée sur l'ensemble du trafic ferroviaire et routier uniquement.

<sup>13</sup>Les schémas de services de transport sont des documents de planification destinés à faire connaître les orientations de l'état à moyen et à long terme dans le domaine des transports, ainsi que les principales mesures pour les mettre en oeuvre. Institués par la loi d'orientation pour l'aménagement et le développement durable du territoire (LOADDT) du 25 juin 1999, les sché-

2% pour les 20 prochaines années. Si la tendance actuelle persiste, le transport routier devrait continuer à augmenter sa part de marché au détriment du transport ferroviaire. Le Livre vert de la Commission Européenne, publié fin 1995, rendait compte d'une étude évaluant les coûts externes du transport (accident, bruit, pollution atmosphérique, changements climatiques), dans 17 pays européens, à 270 milliards d'euros en 1991. Ces coûts, qui représentent 4,6% du PIB de l'Union Européenne, sont générés à 92% par la route et à seulement 1,7% par le fer. Encore, ce bilan n'intègre pas les coûts de congestion évalués par l'OCDE à 120 milliards d'euros, soit l'équivalent de 2% du PIB de l'Union Européenne.

Pour atteindre un développement socio-économique durable<sup>14</sup> et respectueux de l'environnement, prôné par la Commission des Communautés Européennes, il est aujourd'hui devenu essentiel de parvenir à une utilisation rationnelle et équilibrée des capacités existantes au sein du système européen des transports.

Une solution repose sur l'intermodalité qui constitue un outil stratégique permettant d'envisager les transports suivant une logique de systèmes. Un des objectifs de la commission européenne est de promouvoir une utilisation accrue

---

mas de services collectifs de transport de marchandises et de voyageurs sont l'expression d'une nouvelle politique des transports en nette rupture par rapport aux dispositions antérieures. L'ambition de cette politique est de répondre aux besoins de transport et de déplacement à un horizon de vingt ans, dans des conditions compatibles avec les exigences économiques, sociales et environnementales d'un développement durable. Elle se caractérise par deux des plus grandes priorités défendues par le Gouvernement depuis 1997, le fret ferroviaire et les déplacements urbains, cf. Schémas multimodaux de services collectifs de transport de voyageurs et de transport de marchandises (DATAR [2001]).

<sup>14</sup>Le développement durable, tel que l'a défini en 1987 la Commission Brundtland (Commission des Nations Unies sur l'environnement et le développement), est "un développement qui répond aux besoins du présent sans compromettre la capacité des générations futures de répondre aux leurs". Cette définition a été précisée en 1991 par l'Union mondiale pour la nature (UMN), selon cette nouvelle définition, le développement durable est "le fait d'améliorer les conditions d'existence des communautés humaines, tout en restant dans les limites de la capacité de charge des écosystèmes". Comme le rappellent P. Dansereau et J-P. Drapeau [1998], les trois éléments fondamentaux du développement durable sont la durabilité écologique, le développement économique et l'équité sociale entre les populations et entre les générations.

des modes de transport respectueux de l'environnement. Il sera alors nécessaire d'améliorer le potentiel du transport ferroviaire et du transport fluvial et maritime. Des solutions efficaces devront être mises en place afin de remplacer les parcours unimodaux routiers. L'amélioration des performances des chemins de fer, l'internalisation intégrale des "coûts externes<sup>15</sup>" et la promotion de l'intermodalité font partie d'une stratégie globale garante d'une mobilité durable.

Cependant, un certain nombre d'obstacles ont été recensés. Il s'agit principalement de l'absence d'un réseau européen cohérent, du manque d'interopérabilité technique intra- et inter-modes, de la diversité des règlements et des normes. Ces obstacles ont des effets directs sur la qualité de service. Ils ont constitué un frein important au développement du transport intermodal.

Pour l'ensemble des raisons développées précédemment, nous avons voulu mieux comprendre et analyser le trafic français à l'international des différents modes et plus particulièrement du transport combiné. Le transport combiné est devenu un enjeu majeur de la politique des transports en France et en Europe. Dans de nombreux pays européens, des projets se développent pour dynamiser ce nouveau mode qui s'avère plus respectueux de l'environnement et constitue une des solutions alternatives à "l'hégémonie routière" et à l'engorgement des réseaux. Nous avons affiné l'étude du transport combiné en distinguant le trafic combiné national, à l'importation (import), à l'exportation (export), bilatéral (import plus export) et en transit. Pour des raisons liées à la disponibilité de données sur des

---

<sup>15</sup>Les Comptes des Transports (SES/INSEE [1999]) définissent les effets externes comme des événements dont les avantages ou les inconvénients sont ressentis par d'autres agents économiques sans que l'agent économique émetteur en supporte le coût ou le bénéfice. Dans le secteur des transports, ces coûts sont principalement le bruit, la pollution, l'insécurité, la congestion,... Les coûts liés à ces nuisances peuvent être "internalisés" par des normes ou des règlements et par une tarification. On résume souvent l'internalisation des coûts externes par l'expression "pollueur-payeur".

segments plus fins pour le transport routier, nous étudions ce dernier uniquement sur le trafic national et international.

Après une description du contexte européen, nous analysons l'évolution de l'ensemble des trafics modélisés dans ces travaux, i.e. le transport ferroviaire et routier à l'international et le transport combiné avec l'ensemble de ses sous-segments internationaux.

### **La croissance du trafic fret à l'international**

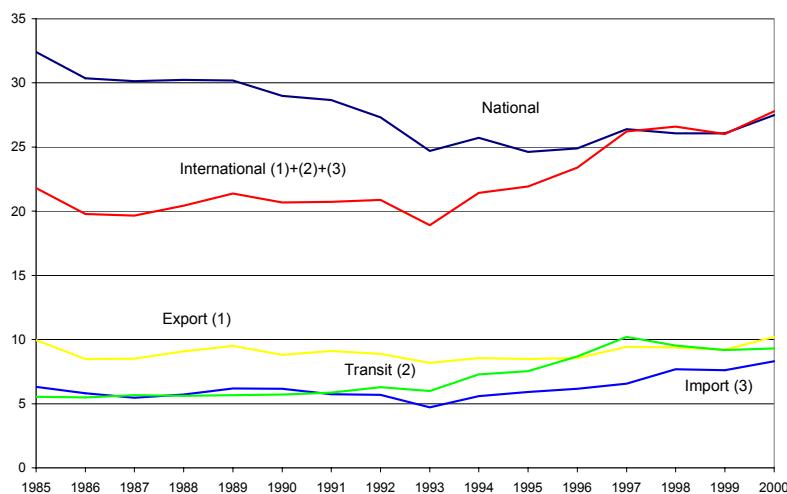
La demande de transport entre les pays d'Europe a crû ces dernières années tant au niveau des approvisionnements industriels que pour la distribution de produits finis. L'internationalisation des échanges a augmenté la part des trafics internationaux qui devient de plus en plus importante pour l'ensemble des transports de marchandises (50% en 2000 contre 34% en 1980) et pour le transport combiné en particulier (75% en 2000 et 62% en 1991). Les effets conjugués de l'ouverture de l'économie vers un marché européen et d'une meilleure pertinence du transport combiné sur les distances supérieures à 500 km laissent présager un développement important, dans les années à venir, des trafics internationaux du transport combiné.

La baisse du trafic ferroviaire, générée notamment par la modification structurelle du système de production (la production nationale et la consommation sont de plus en plus constituées de produits manufacturés, généralement peu pondéreux), est atténuée par la construction européenne et l'internationalisation des échanges qui en découle.

Le trafic international terrestre a, au cours de ces quinze dernières années, augmenté de 52% (contre 48% pour le national). Dans le cas du transport ferro-

viaire, le trafic international enregistre une augmentation de 28% de 1985 à 2000. Cette croissance est en grande partie due au transit qui totalise sur la période une augmentation de 68%. Le transport national, au contraire, voit son trafic baisser de 15%. Dans le graphique ci-après, présentant l'évolution du trafic ferroviaire national et international (avec une décomposition du trafic international en transit, import et export), nous constatons sur la fin de la période que le niveau des deux trafics se rejoignent. Chacune des deux catégories représente aujourd'hui à peu près 50% du trafic ferroviaire total alors qu'en 1985, l'international atteignait 40% du total. La hausse importante du trafic international en 1997 est expliquée par l'augmentation du trafic transmanche (+23% entre 1996 et 1997). Mais depuis 1998, le fret ferroviaire international souffre d'un manque de qualité récurrent expliquant, en partie, la perte de croissance des trafics.

### Fret ferroviaire : national et international (Gtk)

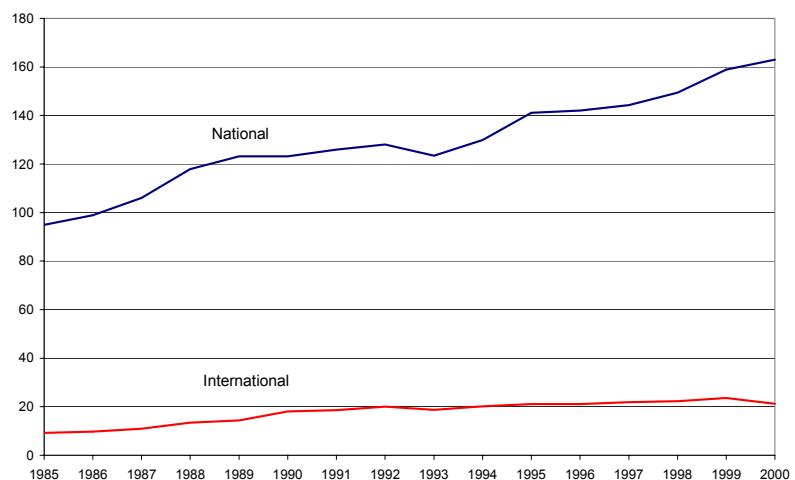


Source : SNCF

L'analyse de l'évolution du transport routier, au travers du trafic national et international, montre une répartition différente de celle du mode ferroviaire. En

2000, le transport national est dominant, 163 Gt<sub>km</sub> contre 21 Gt<sub>km</sub> pour l'international. Le niveau plus faible du trafic routier international, par rapport au transport ferroviaire, est en partie causé par une meilleure pertinence du trafic routier sur les petites distances. Plus de 90% du trafic routier en tonnes est effectué sur des parcours inférieurs à 200 km, dont 57% sur des distances inférieures à 25 km. Mais le trafic routier à l'international a explosé ces dernières années : il augmente de 130% en quinze ans alors que, sur la même période, le trafic national enregistre une progression de 72%. Le graphique suivant montre l'évolution des deux segments du trafic routier (en milliards de tonnes-kilomètres).

### Fret routier : national et international (Gt<sub>km</sub>)



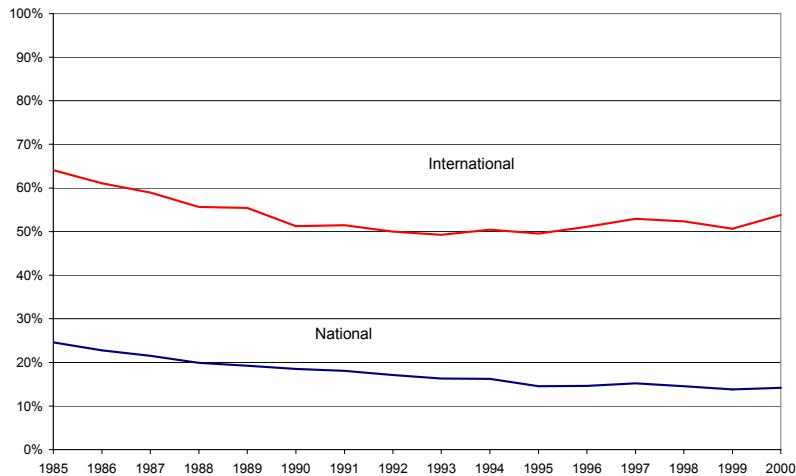
Source : Comptes des transports - SES/INSEE

Les graphiques représentant l'évolution des parts de marché<sup>16</sup> à l'international et au niveau national confirment la tendance actuelle entre les deux modes, i.e. un mode routier de plus en plus important, même sur des secteurs où le fer est le plus

<sup>16</sup>Les parts de marché sont calculées sur les principaux trafics terrestres : la route, le fer et les voies navigables.

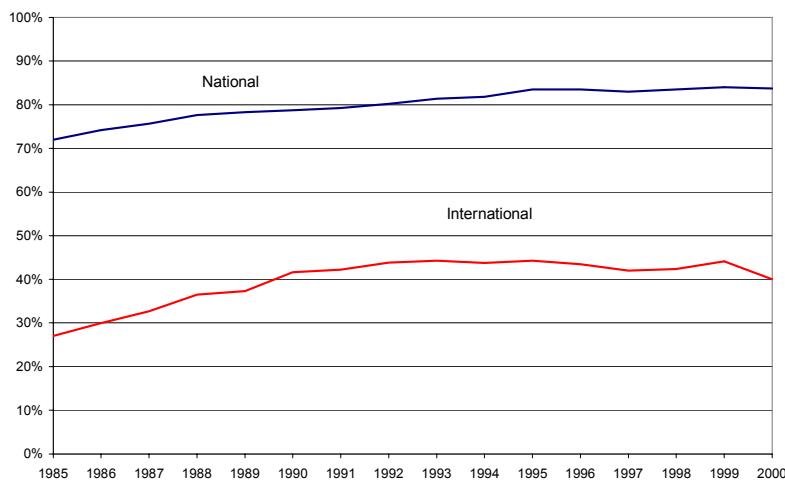
pertinent économiquement (i.e. sur les longues distances), et un mode ferroviaire qui a globalement décliné sur la période.

### Parts de marché du fret ferroviaire<sup>17</sup> : national et international (%)



Source : Comptes des transports - SES/INSEE

### Parts de marché du fret routier : national et international (%)



Source : Comptes des transports - SES/INSEE

<sup>17</sup>La part de marché du trafic national et international est calculée sur l'ensemble des trafics ferroviaire, routier et fluvial.

Nous venons de montrer que, quelles que soient la destination étudiée et les catégories de produits transportées, la part du mode ferroviaire pour le transport de marchandises était en régression continue depuis plus de quinze ans. Seulement, cette baisse ne concerne pas tous les segments du transport ferroviaire. Le transport combiné rail-route a enregistré entre 1994 et 1997 des taux de croissance élevés. Avant de clore cette partie internationale, nous allons étudier plus en détail le transport combiné et ses différents segments à l'international.

### **Les segments internationaux du transport combiné**

Le transport combiné a vu son trafic en tonnes-kilomètres presque doubler depuis 1991 (7,7 GtK en 1991 contre 13,8 GtK en 2000). Il représente aujourd'hui 25% des tonnes-kilomètres du fret SNCF, mais seulement 12% des recettes. Le transport combiné a des coûts élevés et apparaît comme le mode de transport ferroviaire le moins rentable. Son produit moyen à la tonne-kilomètre est de 11 centimes<sup>18</sup>. Il est de l'ordre de 21 centimes pour les trains entiers à charge.

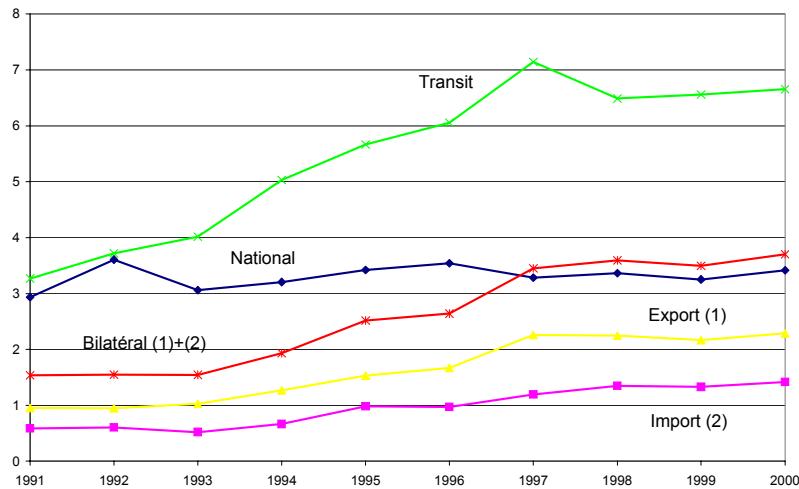
En 2000, le transport combiné national représente 25% des tonnes-kilomètres du transport combiné total (75% pour le combiné international). La partie internationale du trafic est la plus importante et la plus dynamique ; le taux de croissance du trafic international est largement supérieur à celui du trafic national (8,9% par an contre 1,7% sur la période 1991-2000).

Le graphique ci-après représente l'évolution des différents segments du transport combiné en milliards de tonnes-kilomètres.

---

<sup>18</sup>Le produit moyen est calculé uniquement pour le parcours ferroviaire du transport combiné. Il est issu du rapport C1 (document interne SNCF).

### Evolution du trafic des segments du transport combiné (GtK)

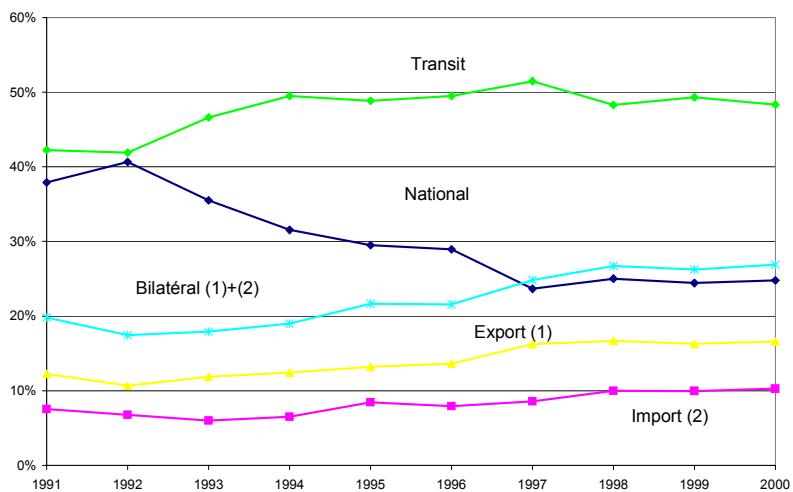


Source : Base SAFARI-SNCF

Le transit a augmenté, sur toute la période, de près de 100%, avec un réel démarrage à partir de 1994 (année de l'ouverture du tunnel sous la Manche) et un trafic record en 1997. La hausse enregistrée cette année-là est de 18%. En 1998, le trafic transit baisse de 9% en raison des difficultés d'acheminement qui ont provoqué un transfert massif du trafic vers un autre itinéraire, notamment celui de la rive droite du Rhin.

Les parts de marché relatives aux différents sous-segments montrent une part prépondérante du transit qui constitue près de 48% du transport combiné total et une part du bilatéral qui atteint près de 27%, soit un trafic à l'international de 75% du transport combiné total. Les gains de parts de marché les plus importants concernent le bilatéral qui présente une progression de 7 points entre 1991 et 2000. A l'inverse, le trafic national enregistre une chute de ses parts depuis 1991 de l'ordre de 13 points. L'évolution des parts de marché des différents segments est représentée dans le graphique ci-après :

### Parts de marché des segments du transport combiné (%)



Source : Base SAFARI-SNCF

Comme le souligne P. Perrod [1998] dans son rapport sur le transport combiné, le transport intermodal en France est profondément inséré dans un dispositif européen de plus en plus imbriqué. Pour les trafics bilatéraux et, plus encore, pour le transit, le volume de trafic français dépend largement de l'action commerciale et de l'efficacité des opérateurs étrangers. Réciproquement, les transporteurs d'un pays de transit comme la France peuvent jouer un rôle central dans plusieurs trafics européens primordiaux, notamment entre le Bénélux, la Grande-Bretagne et l'Allemagne d'une part, l'Italie et la péninsule ibérique d'autre part. Les opérateurs français se doivent donc d'avoir une stratégie internationale, qu'elle passe par la présence directe dans les autres pays, en association avec des partenaires locaux, ou par des formes d'alliances plus légères. De sa réussite dépendra leur aptitude à participer à la croissance des trafics ou, au contraire, à être laissés de côté (par exemple, pour l'axe majeur des échanges entre le Bénélux et l'Italie, il y a deux itinéraires concurrents, sur les deux rives du Rhin), voire à être concurrencés sur leur propre territoire national après l'ouverture des réseaux et l'entrée

de nouveaux opérateurs.

## Conclusion sur les spécificités des transports de marchandises

La compétitivité de la route s'est régulièrement renforcée sur tous les segments du marché des transports au cours des dernières années. Le transport routier a simultanément amélioré sa productivité physique (avec des véhicules de plus grande taille et mieux remplis), sa qualité de service (en termes de délai, de souplesse et de fiabilité) et ses prix (quelquefois en recourant à des formes néfastes de productivité, à travers le non-respect de la réglementation technique et sociale<sup>19</sup>).

De plus, la compétition par les prix se double d'une compétition par la qualité de service. Les délais offerts par le transport ferroviaire ne sont comparables à ceux de la route que sur certains trajets. L'augmentation de la vitesse commerciale moyenne du fret doit être désormais un objectif primordial pour le fret SNCF. Quant à la souplesse et à la fiabilité, elle est plus difficile à assurer dans un système ferroviaire très contraint par ses activités liées (notamment par la cohabitation sur un même réseau du trafic de marchandises et de voyageurs), sans compter les rigidités supplémentaires pour le transport combiné des chantiers<sup>20</sup> et des trajets terminaux<sup>21</sup>.

---

<sup>19</sup> La Commission des Communautés Européennes confirme dans le Livre blanc que le degré de concurrence entre les entreprises de transport est tel que certaines entreprises de transport routier, pour survivre dans cet environnement extrêmement concurrentiel, compte tenu de la hausse des charges d'exploitation (prix des carburants, nouveaux équipements), en arrivent à contourner les règles en matière de temps de travail, d'autorisation de circulation et de principes élémentaires de sécurité routière.

<sup>20</sup> Un chantier de transbordement est un lieu de transfert des marchandises d'un mode de transport à un autre, définition de la CEMT (Conférence Européenne des Ministres des Transports). <http://www1.oecd.org/com/indexfr.htm>.

<sup>21</sup> Les terminaux sont des installations d'échange des unités de transport intermodales d'un

L'analyse de la demande de transport intermodal montre une amélioration de l'image du transport combiné auprès des chargeurs comme auprès des transporteurs routiers recourant au ferroutage<sup>22</sup>. Cette amélioration est liée à l'allongement des distances de transport, procédant notamment de l'intégration du marché européen, ainsi qu'à des préoccupations d'environnement qui entrent dans la démarche de marketing de certains groupes industriels ou de distribution.

Mais cette amélioration est fragile et l'on observe la coexistence de deux discours assez contradictoires. Un discours de moyen terme assez optimiste, qui se fonde sur les tendances des années passées avec une croissance substantielle du trafic. Un discours de court terme, actuellement plus alarmiste, sensible à la conjoncture, qui répercute les dysfonctionnements, qu'ils soient d'ordre technique, social (les grèves) ou commercial. Il faut en retenir que le développement du transport combiné doit être assuré par des dispositifs techniques et économiques fiables, crédibles face aux exigences du marché du fret.

—

Dans le chapitre suivant, nous décrivons un marché différent du marché du transport de marchandises mais aussi interdépendant, celui des voyageurs. En effet, il est important de rappeler que les deux marchés utilisent, tant pour le ferroviaire que pour la route, les mêmes infrastructures. Les avantages (aménagement des infrastructures, développement du réseau) comme les inconvénients

---

mode à l'autre, où peuvent aussi être assurées des opérations techniques et commerciales complémentaires liées au transport combiné, définition de la CEMT (Conférence Européenne des Ministres des Transports).

<sup>22</sup>Le ferroutage est défini par M. Savy [1997] comme le transport combiné rail-route quand il est mis en oeuvre par un opérateur émanant du milieu du transport routier.

(problèmes de saturation, d'allocation de sillons...) ont des répercussions sur les deux marchés, quand ce n'est pas au détriment l'un de l'autre (mise en place de sillons dédiés au fret, augmentation du nombre de sillons attribués aux Trains Express Régionaux dans le cadre de la régionalisation,...).

Pour présenter le marché des transports de voyageurs, nous rappelons, tout d'abord, quelques concepts et définitions avant d'analyser l'évolution de la mobilité dans son ensemble, puis par mode de transport.

## 1.2 Les caractéristiques des transports de voyageurs

Il existe une grande diversité dans les formes de déplacement des voyageurs. On distingue, en général, l'urbain, le régional, l'inter-régional et l'international. Mais comme le rappellent J-L. Madre et J. Maffre [1997a], l'étalement urbain, constaté ces dernières années, rend plus floues les frontières de la ville et la construction de l'Europe amoindrit les "effets-frontières". Néanmoins, la distinction subsiste entre une mobilité plus quotidienne et des déplacements à longue distance moins fréquents. Les modes de transport considérés dans ces travaux recoupent les deux types de mobilité. Notre cadre d'étude regroupe à la fois le transport ferroviaire en Ile-de-France ou encore le transport des Trains Express Régionaux (TER), et les trafics Grandes Lignes comme celui des Trains Rapides Nationaux (TRN) ou des Trains à Grande Vitesse (TGV). Les premiers sont relatifs à une mobilité locale, les seconds correspondent plus à une mobilité à longue distance (i.e.  $> 100$  km<sup>23</sup>).

---

<sup>23</sup> Assimilé à 80 km à vol d'oiseau.

### 1.2.1 Le concept de mobilité

Avant de développer le marché des transports de voyageurs, nous commençons par définir le concept de mobilité qu'il convient de décrire plus précisément. On entend généralement par mobilité le déplacement spatial de personnes et de marchandises. G. Sammer [1997] distingue, dans le cas des personnes, une mobilité utilitaire<sup>24</sup> et une mobilité de loisirs<sup>25</sup>. Une étude, du Ministère des Transports [1999], sur la mobilité locale apporte une définition plus précise de cette dernière. La mobilité y est décrite comme un système articulé autour de deux dimensions. La première dimension concerne un retour à court terme, donc un déplacement circulaire (aller-retour) ou au contraire, l'absence d'intention de retour à court terme, donc un déplacement linéaire (O-D)<sup>26</sup>. La deuxième dimension dépend de la portée spatiale du déplacement, soit elle est interne au bassin de vie du domicile ou au contraire elle implique un changement de ce bassin.

Ces deux dimensions permettent de spécifier quatre types de mobilité présentés dans le tableau ci-dessous :

---

<sup>24</sup>Mobilité utilitaire : dans une perspective "active", le déplacement dans l'espace vise à accomplir des activités diverses en des lieux différents. Ces activités correspondent aux fonctions fondamentales de l'être humain que sont l'habitat, le travail, la formation, les achats et la détente.

<sup>25</sup>Mobilité de loisirs : quand un déplacement ne vise pas à accomplir une activité, mais simplement à se promener, on parle de mobilité de loisirs.

<sup>26</sup>Origine-Destination.

### Le système de mobilité spatiale<sup>27</sup>

	Mouvement interne à un bassin de vie	Mouvement vers l'extérieur d'un bassin de vie
Mouvement cyclique	Mobilité quotidienne <sup>28</sup>	Voyage <sup>29</sup>
Mouvement linéaire	Mobilité résidentielle <sup>30</sup>	Migration <sup>31</sup>

Source : Ministère des Transports [1999]

Les différentes mobilités spatiales entretiennent entre elles des liens assez forts.

Une étude réalisée par le CREDOC (J. Maffre et J-L. Volatier [1998]) montre que les groupes de déplacement non strictement locaux mélangeant longues et moyennes distances. Ce phénomène est dû au fait que les modes et les motifs de déplacement sont souvent corrélés entre eux et ce quelle que soit la distance. On peut ainsi par exemple, trouver des déplacements professionnels en voiture aussi bien à 20, 50, 100 ou 200 km de son domicile. On remarque aussi des déplacements du week-end en voiture pour visiter de la famille ou des amis ou effectuer des loisirs d'une durée très variable. M. C. Brulhert et M. Bassend [1981], confortent les observations précédentes ; pour eux, les divers flux de mobilité ne sont pas isolés les uns des autres, mais entretiennent entre eux des rapports de causalité, de complémentarité, de subsidiarité, de substitution et d'incompatibilité.

Pour analyser le comportement des voyageurs, nous nous situons (avec la deuxième définition) dans le cadre d'une mobilité quotidienne (transport en Ile-

<sup>27</sup>L'ensemble de cette construction fait référence à une population sédentaire.

<sup>28</sup>Mobilité quotidienne : ensemble des déplacements de la vie quotidienne.

<sup>29</sup>Voyages : ensemble des déplacements inter-régionaux ou internationaux impliquant l'intention d'un retour à court terme.

<sup>30</sup>Mobilité résidentielle : changements de localisation résidentielle internes à un bassin de vie sans intention de retour à court terme.

<sup>31</sup>Migration : installation dans une autre région ou un autre pays, sans intention de retour à court terme.

de-France, ...) et des voyages (transport de voyageurs Grandes Lignes ...).

La mobilité peut être exprimée à partir de plusieurs indicateurs comme le nombre moyen de voyages, la longueur ou la durée du déplacement (budgets-temps de transport) ou encore la distance moyenne parcourue par motif ou par mode de transport. Pour notre étude, la mobilité est analysée à partir d'unité de voyage.

L'évolution de la mobilité en France a pu être analysée à partir de deux enquêtes principales réalisées par l'INSEE, l'enquête transports de 1981-1982 et l'enquête transports et communications de 1993-1994. Ce type d'enquêtes ne peut être réalisé qu'à un rythme décennal compte tenu de la complexité de sa mise en oeuvre et de son coût<sup>32</sup>. Les enquêtes portent sur la mobilité quotidienne, mais aussi sur les voyages effectués à plus de 80 km à vol d'oiseau de leur domicile (y compris les voyages internationaux) par les personnes résidant en France.

Le transport ferroviaire Grandes Lignes est principalement concerné par la mobilité à longue distance. Cette dernière a constitué pendant ces vingt dernières années un des segments les plus dynamiques de la demande de transport (croissance de 85% en 20 ans<sup>33</sup>), et un de ceux qui ont connu les plus fortes mutations.

---

<sup>32</sup>Les enquêtes transports permettent d'avoir une vision cohérente des pratiques et des déplacements, de l'usage des véhicules privés et des moyens de transports publics, ainsi que des évolutions structurelles à long terme. Elles ont pour fonction essentielle de fournir des statistiques de cadrage sur les principaux aspects de la mobilité des ménages français. La taille de l'échantillon (14 200 ménages), pour l'enquête 1993-1994, autorise le repérage dans l'espace des déplacements de longue distance (de façon à permettre le calage des matrices origine-destination), la description des déplacements régionaux et la répartition de la circulation automobile par type d'infrastructure (afin d'améliorer la mesure de l'exposition aux risques d'accident).

Après une description socio-économique du ménage et de chacun de ses membres, les thèmes suivants sont développés :

- Moyens de transport du ménage et autres déterminants des déplacements.
- Déplacements quotidiens et locaux.
- Déplacements à longue distance (à plus de 100 km).
- Déplacements d'une voiture observés sur 7 jours.

<sup>33</sup>J. Bergougnoux [2000]

### 1.2.2 L'analyse de la mobilité

#### La fréquence des déplacements s'accroît

Entre les deux dernières enquêtes transports de l'INSEE (1981–1982 et 1993–1994), le nombre de voyages à longue distance réalisé par les personnes résidant en France a progressé de 68% alors que la population concernée<sup>34</sup> n'a crû que de 9% pendant la même période. Ce nombre est ainsi passé d'une moyenne d'un peu moins de quatre voyages par personne (3,7) en 1982 à près de six (5,7) en 1994, cf. N. Gouider [1997]. Parallèlement, la longueur moyenne des trajets aller-retour s'accroît faiblement passant de 800 à 860 kilomètres, soit un gain de 7,5%.

La mobilité est soumise à des déterminants de différents ordres : économique, social, démographique, culturel et géographique. Nous allons présenter ci-dessous les incidences de ces différents facteurs sur la mobilité des français entre les deux enquêtes transport de l'INSEE.

#### Les facteurs socio-démographiques

Les principaux facteurs socio-démographiques agissant sur la mobilité sont le sexe, l'âge, la structure du ménage et le degré d'urbanisation.

##### Le genre des voyageurs

Ce facteur est un élément déterminant de la mobilité. Les femmes voyagent moins que les hommes. Une étude réalisée en France et en Norvège montre que les femmes effectuent trois voyages de moins par an que les hommes, ce qui correspond à peu près à 25-50% de la moyenne annuelle des voyages par personne,

---

<sup>34</sup>En 1982, le champ de l'enquête inclut les voyages des enfants de moins de 6 ans, alors que dans l'enquête de 1994, ces voyages en sont exclus. Pour rendre les évolutions comparables, les voyages des enfants de moins de 6 ans ont été retirés des résultats de 1982.

cf. Scenario [1999]. Concernant la mobilité quotidienne, notons également que les budgets-temps<sup>35</sup> de transport des femmes sont en moyenne inférieurs à ceux des hommes (au moins dans la partie active du cycle de vie), ceci en raison d'une participation des femmes plus faible que celle des hommes au marché du travail et en raison d'emplois souvent plus proches du domicile, cf. C. Gallez et *al* [1997].

### **L'âge**

Un autre facteur aisément quantifiable est l'âge. Des comparaisons entre différents pays européens permettent d'arriver au constat suivant. Lorsque l'âge des voyageurs augmente, on remarque une hausse à la fois du nombre et des distances des voyages jusqu'à 35-45 ans. Après ce pic, le nombre des voyages décroît. Les personnes entre 25 et 50 ans sont beaucoup plus mobiles que pour les autres tranches d'âge. Les classes d'âge les moins mobiles sont les enfants en dessous de 14 ans et les personnes âgées de plus de 65 ans. Les ménages de retraités effectuent moins de voyages que les actifs de la catégorie sociale à laquelle ils appartenaient, mais les cadres et les professions intermédiaires en retraite restent les retraités les plus mobiles. Ils sont même plus mobiles que certaines catégories d'actifs (ouvriers, agriculteurs). Les personnes âgées voyagent moins souvent en raison d'une baisse de leur "niveau de vie" liée à la retraite. Pour le groupe d'âge le plus élevé, les raisons de santé, l'intérêt du voyage et la baisse du revenu sont déterminants dans le choix de voyager (INSEE 1982-1984, TØI 1993, Hautzinger et *al* 1993).

### **La structure du ménage**

La taille et la structure du ménage apparaissent comme des facteurs impor-

---

<sup>35</sup> Le budget-temps de transport correspond à la durée de déplacement sur une période donnée. Cet indicateur rend compte du coût temporel que les individus supportent pour réaliser leur programme d'activité, cf. C. Gallez et *al* [1997].

tants de la mobilité des personnes. La mobilité est liée à la composition du ménage. Un ménage composé de deux adultes et deux enfants adolescents voyage plus qu'un ménage constitué d'une mère et trois enfants (Scénario [1999]). Lorsque le nombre d'enfants en bas âge augmente, l'intensité de la mobilité du ménage décroît. L'enquête transport de l'INSEE souligne que les familles de plus de trois enfants (5 voyages par an) et surtout les familles monoparentales (4 voyages par an) sont sensiblement moins mobiles que la moyenne. La structure familiale a aussi une influence sur la mobilité des classes d'âge les plus élevées. Les personnes seules de plus de 65 ans n'effectuent que deux voyages par an en moyenne (en général, ce sont des voyages de longue durée), elles sont moins mobiles que les couples de la même classe d'âge, SES [1998]. Une étude allemande, citée dans Scénario [1999], fournit une information complémentaire concernant la relation entre la taille du ménage et le choix modal. Pour une personne seule, la part de marché est de 38% pour le fer et seulement de 23% pour la route. Pour les autres ménages, la part de marché de la route varie de 53 à 68% et celle du fer est comprise entre 10 et 20% seulement.

### **Le degré d'urbanisation**

L'enquête transports de l'INSEE met en évidence un lien entre le nombre de voyages par personne et le degré d'urbanisation. Mais l'écart entre les ménages vivant à Paris et ceux en zone rurale tend à se réduire. En 1982, un parisien faisait en moyenne trois fois plus de voyages qu'une personne en zone rurale (treize voyages pour les parisiens contre quatre pour les résidents en zone rurale). En 1994, le ratio est inférieur à deux (17 voyages contre 9). Les raisons d'une mobilité plus grande en ville qu'à la campagne sont liées, en partie, à un "désir d'évasion" dû aux conditions de vie des citadins. L'augmentation de la mobilité

dans les zones rurales est, quant à elle, due à une modification de la structure de la population qui y réside, mais aussi à l'évolution de la mobilité des agriculteurs<sup>36</sup>.

Les différents facteurs présentés précédemment ont une influence certaine sur la mobilité. Cependant, le facteur principal reste le revenu.

### Les facteurs économiques

Le revenu apparaît comme le facteur le plus déterminant. L'élasticité de la mobilité (exprimée en nombre de voyages par an) au revenu moyen varie entre 0,4 et 0,5, cf. Scenario [1999]. Le nombre de voyages interurbains est très lié au revenu. Dans un ménage dont le revenu annuel en 1994 est inférieur à 75 000 F, on effectue en moyenne trois voyages par an contre onze dans un ménage ayant un revenu de plus de 480 000 F, cf. N. Gouider [1997]. Les personnes appartenant à des ménages dont le chef de famille est cadre supérieur effectuent onze voyages par an et s'absentent de leur domicile 57 jours en moyenne, la possession d'une résidence secondaire contribuant à cette mobilité. Le revenu constitue le principal facteur, mais il est aussi très corrélé aux différents facteurs précédemment cités.

Le revenu semble aussi avoir une incidence sur le choix modal du voyageur. Des données allemandes, cf. Scenario [1999], montrent que, lorsque le revenu croît, l'utilisation des voitures particulières augmente de façon non négligeable et celle du fer décroît. Dans le cas de faibles revenus, la part des transports ferroviaires est de l'ordre de 40% et celle de la route de 15%. Pour les hauts revenus, la part de la route atteint 65% et celle du fer 11% (Hamacher et al 1988). Néanmoins, l'introduction du TGV en France montre que les personnes avec des hauts revenus

---

<sup>36</sup>Ces derniers, dont la part est en baisse dans la population des zones rurales, constituent à la fois la catégorie socio-professionnelle la moins mobile (3,5 voyages par personne et par an) et celle où le nombre de voyages progresse le plus (doublement entre 1982 et 1994), SES [1998].

utilisent les services à grande vitesse plus souvent que les personnes avec des faibles revenus. Le TGV est aussi en partie utilisé pour les voyages d'affaires. Le motif de déplacement est aussi un élément important sur l'évolution de la mobilité, notamment à longue distance.

### **Les motifs de déplacement**

Au niveau local, nous constatons une plus grande mobilité au cours des dernières années (en termes de kilomètres parcourus par personne), avec une hausse de +38%. Mais cette évolution s'analyse davantage comme un accroissement des distances parcourues pour chaque trajet, que comme un développement du nombre de déplacements par personne, cf. J.L. Madre et J. Maffre [1997b]. L'évolution des déplacements locaux par motif indique une baisse relative des motifs liés au travail (+28%), comparée à l'augmentation des trajets pour des motifs de loisirs et affaires personnelles, de +41% et +43% respectivement. Nous observons aussi une croissance des retours au domicile de 41%, ce qui représente, en fait, une baisse des déplacements successifs avant un retour au domicile.

### **Évolution de différents indicateurs de mobilité locale par motif**

	Unité : milliards de voyageurs-km/semaine <sup>37</sup>	1994	Évolution 1982-1994
<b>Mobilité locale</b>	<b>8,3</b>	<b>38%</b>	
Travail, professionnel, études	1,8	28%	
Affaires personnelles	1,7	41%	
Loisirs	1,4	43%	
Retour au domicile	3,4	41%	

Source : J.L. Madre et J. Maffre, INSEE [1997]

---

<sup>37</sup>Tous modes mécanisés.

Pour les distances de plus de 100 km, les voyages personnels et professionnels augmentent au même rythme (+67%). Dans le cas des voyages pour motif personnel, ce sont les loisirs et les "autres motifs" qui enregistrent la progression la plus importante (+76% et +105%). En revanche, la durée moyenne des voyages (mesurée par le nombre de nuits d'absence du domicile par voyage) reste stable pour les voyages personnels, soit 5,5 nuits, mais diminue légèrement pour les voyages professionnels, passant de 2,2 à 2 nuits entre 1982 et 1994. Cette tendance est certainement motivée, en partie, par le souci de réduire les coûts d'hébergement des déplacements professionnels.

#### Évolution de différents indicateurs de mobilité longue distance par motif

Unité : millions de voyages	1994	Évolution 1982-1994
<b>Personnel</b>	<b>256</b>	<b>67%</b>
<i>dont Visite à des parents, amis</i>	110	53%
<i>Vacances, loisirs</i>	95	76%
<i>Sport</i>	10	25%
<i>Autres motifs personnels</i>	41	105%
<b>Professionnel</b>	<b>301</b>	<b>67,8%</b>

Source : Enquêtes Transports 1981-1982 et 1993-1994, INSEE

Sur la période considérée, l'évolution globale de la mobilité n'a pas profité au transport ferroviaire. En effet, alors que la mobilité augmente, les parts de marché du transport ferroviaire de voyageurs tendent à diminuer au profit de la voiture qui s'impose à la fois sur les trajets locaux et les déplacements à longue distance.

## L'hégémonie de l'automobile

La voiture occupe une place prépondérante pour les différents types de déplacements (longue et courte distance). Elle a accru sa prédominance sur les autres moyens de transport, qu'il s'agisse des deux-roues ou des transports publics. Elle est utilisée pour 78% des voyages personnels et professionnels, le train ou l'avion étant plutôt choisis pour les voyages les plus certains ou sur des périodes plus longues. Dans le cas des déplacements quotidiens, la voiture en assure 82% en 1994, contre 74% en 1982.

Les véhicules particuliers ont répondu aux besoins de ceux qui se sont installés dans la périphérie des zones urbaines. Comme le soulignent J.L. Madre et J. Maffre [1997a], l'hégémonie de la voiture particulière s'est particulièrement renforcée pour les déplacements internes à la périphérie des zones urbaines (+ 15 points) ou pour les trajets entre banlieue et périphérie (+12 points).

De 1982 à 1994, le nombre de voitures a augmenté de 19% par ménage et de 28% par personne, cf. tableau ci-après. Le nombre de voitures dans le parc augmente, ainsi que le nombre de kilomètres parcourus (+13% ou +15% selon la définition en 12 ans).

### Accès à l'automobile et usage des voitures

	1994	Évolution 1982-1994
Voitures par ménage	1,15	+19%
Voitures par personne	0,46	+28%
Voitures par adulte	0,60	+22%
Permis par adulte	0,80	+4%
Km annuels/Voiture (1)	13,9	+15%
Km hebdomadaires/Voiture (2)	222	+13%

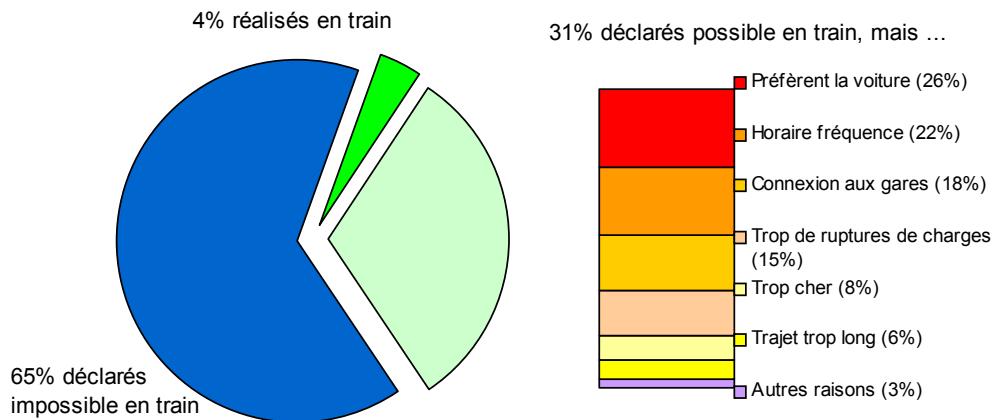
(1) Appréhendé à partir de déclarations de kilométrage annuel.

(2) Appréhendé à partir de relevés de déplacements sur semaine.

Source : Martin et Rennes, INSEE [1997]

Dans le cas des déplacements dits "régionaux", i.e. hors Ile-de-France (déplacements extra-communaux de plus de 5 km), l'enquête SOFRES-SNCF de 1993-1994 établit que 85% des déplacements se font en voiture particulière contre 2,3% en train. Même pour les déplacements pour lesquels le train serait un mode pertinent, seuls 4% des déplacements de plus de 10 km des résidents d'une commune proche d'une gare se font par train. De plus, parmi les résidents qui ne voyagent pas en train, 65% déclarent que le train n'est pas possible pour leur déplacement, mais 31% pensent qu'ils pourraient l'utiliser :

### Analyse des déplacements sur les zones de pertinence du transport ferroviaire



Source : SNCF/SOFRES, 1993-94

Il existe donc un fort potentiel de report modal des voitures particulières vers le transport ferroviaire. Celui-ci est essentiellement lié à l'amélioration de l'offre du transport ferroviaire. Le choix de la voiture pour des distances inférieures à 400 km s'explique par sa souplesse et par le symbole de liberté individuelle de la société contemporaine qu'elle représente. Au fur et à mesure que la distance à parcourir augmente, le recours à la voiture comme mode principal diminue. Ainsi, sur les voyages de 1500 km ou plus, la voiture n'est choisie que cinq fois sur dix contre 1,5 fois sur dix pour le train et 2,5 fois pour l'avion. Les distances de 800 à 1500 km sont les plus pertinentes pour le mode ferroviaire qui est alors préféré aux autres modes 2 fois sur 10.

La part respective des modes a peu évolué sur les vingt dernières années, compte tenu de la place déjà écrasante de la voiture. Nous décrivons, dans le paragraphe suivant, l'évolution depuis 1980 des différents modes de transports de voyageurs en France.

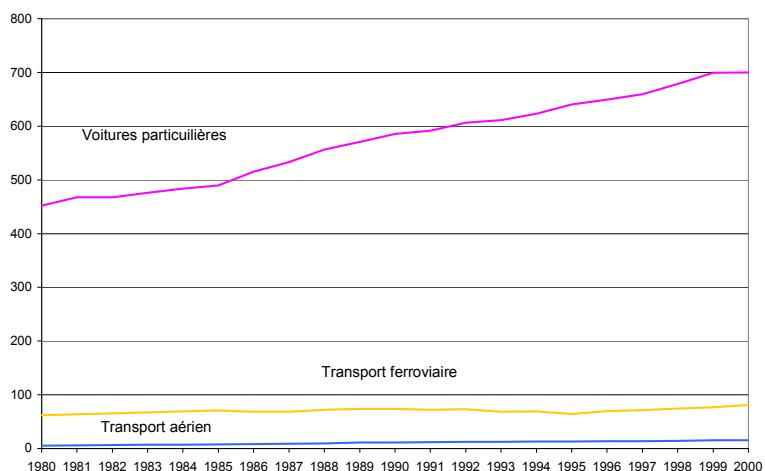
### 1.2.3 L'évolution des différents modes de transport voyageurs

Nous traitons dans un premier temps les trois principaux modes de transport de voyageurs, la voiture particulière, le transport aérien (intérieur) et le transport ferroviaire, avant de présenter les différents segments de ce dernier. Le transport voyageurs est exprimé en voyageurs-kilomètres.

#### La croissance du trafic pour l'ensemble des modes

La croissance des voitures particulières, sur la base des voyageurs-kilomètres, est de l'ordre de 55% sur 20 ans. Le mode routier (notamment le trafic autoroutier) s'est développé en s'appuyant sur les améliorations apportées aux infrastructures et aux véhicules, ainsi que sur la diminution du coût d'usage des véhicules. Sur la même période, le transport aérien intérieur enregistre une progression de plus de 200% sur 20 ans. La hausse du transport ferroviaire, de l'ordre de 30%, reste plus modeste.

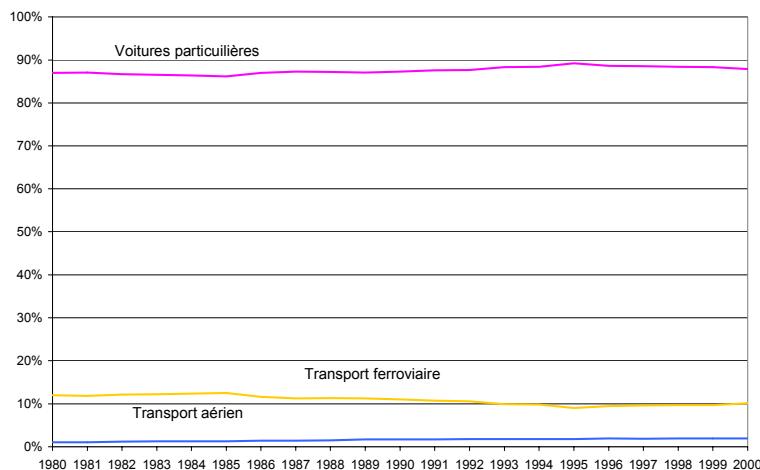
#### Trafics des principaux modes voyageurs (Gvk)



Source : SES/SNCF

Une analyse des parts de marché en voyageurs-kilomètres relatives à chacun des trois modes (cf. graphique ci-dessous) montre une part des véhicules légers stable, 87% en 1980 contre 88% en 2000. Celle du transport ferroviaire baisse de 2 points, sur la période, cédant un point à la fois au transport aérien intérieur et à la route, pour représenter près de 10% en 2000. La part de marché du transport aérien double sur 20 ans, passant de 1 à 2%.

### **Parts de marché des principaux modes voyageurs (%)**



Source : SES/SNCF

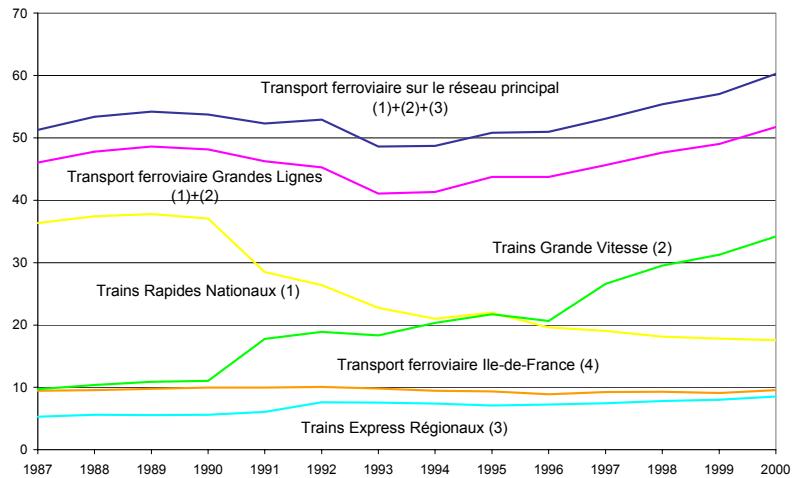
Le transport ferroviaire total de voyageurs augmente, depuis 1980, au rythme annuel moyen de 1,3% par an. Cette croissance n'est pas uniforme pour l'ensemble des segments du transport ferroviaire. Comme pour le transport de marchandises, nous distinguons des segments très dynamiques et d'autres déclinants.

### **L'étude des segments du transport ferroviaire de voyageurs**

Le graphique ci-dessous donne l'évolution, depuis 1987, du trafic voyageurs de la SNCF d'une part, sur le réseau Ile-de-France et d'autre part sur le réseau

principal. Ce dernier est décomposé entre le trafic Grandes Lignes (lui-même réparti en Trains à Grande Vitesse (TGV) et Trains Rapides Nationaux (TRN)), et les Trains Express Régionaux (TER).

### Trafics Voyageurs SNCF par segments (Gvk)



Source : SNCF

L'ensemble du trafic voyageurs de la SNCF (Réseau principal et Ile-de-France) a progressé de 17% sur la période 1987-2000. Nous observons une augmentation significative du nombre de voyageurs-kilomètres entre 1996 et 2000, passant de 60 Gvk à 70 Gvk. Cependant, sur le moyen terme, il ne s'agit que d'un rattrapage, puisque le trafic en 1999 se situe à peine au-dessus de celui de 1990 (64 Gvk en 1990 contre 66 Gvk en 1999). D'autre part, le trafic ferroviaire de voyageurs est porté par le réseau Grandes Lignes et principalement par le TGV. Les trafics régionaux, notamment en Ile-de-France, stagnent globalement depuis dix ans, mais le trafic des Trains Express Régionaux (TER) a, tout de même, enregistré une hausse significative ces dernières années (+20% depuis 1996) correspondant, en partie, à l'effet de la régionalisation. L'évolution significative du trafic sur le

réseau principal est principalement liée à la mise en service des différents TGV. Le trafic TGV augmente ainsi de 250% sur la période, soit 10% par an. A contrario, le trafic des Trains Rapides Nationaux (TRN) chute sur la même période (-45% sur 10 ans). Cette baisse du trafic des TRN est due essentiellement au report d'une partie du trafic des TRN vers le trafic TGV. Le TGV concurrence les TRN sur certains axes avec des conditions d'offre plus favorables (vitesse, confort). Comme nous le rappelle J. Bergougnoux [2000], le maintien du trafic voyageurs SNCF, voire son redressement actuel, ne doit pas masquer le fait que certains segments des transports voyageurs ferroviaires sont en train de disparaître.

Il s'est donc constitué un réseau à deux vitesses, un réseau TGV bénéficiant d'une image moderne, de rapidité et de confort qui séduit les usagers et un réseau classique qui souffre d'une perception très négative marquée par la vétusté du matériel roulant et la faible qualité de service (au niveau de la ponctualité et des correspondances), CERTU [2001].

### **Conclusion sur les caractéristiques des transports de voyageurs**

Les transports de voyageurs se sont développés à un rythme soutenu ces vingt dernières années, grâce à la fois, à la croissance du revenu des ménages et du taux de motorisation, à la modernisation des réseaux routier et ferroviaire et à la démocratisation du transport aérien. Ces fortes croissances observées dans le passé devraient, selon les schémas de services des transports (DATAR [2001]), se maintenir en volume, notamment avec la diminution du temps de travail et l'augmentation des loisirs, mais se ralentir en termes relatifs avec l'arrivée à maturité des marchés de l'automobile et du transport aérien intérieur.

## Conclusion sur les évolutions et les caractéristiques du transport terrestre en France

Les marchés des transports de marchandises et de voyageurs apparaissent comme deux marchés très différents. Mais tous deux ont connu au cours de ces vingt dernières années de grandes mutations. Dans le cas du fret, ces changements dépendent à la fois de critères économiques (croissance, dématérialisation de l'économie,...) et de marché (baisse des prix routiers). Pour les voyageurs, les critères sont plutôt liés à la modification du comportement et des mentalités des voyageurs (évolution des modes de vie, augmentation du temps de loisir, hausse de l'utilisation des voitures particulières, avancées technologiques...), générée principalement par l'élévation du revenu disponible des ménages.

Ces divers changements ont entraîné des modifications structurelles, sur le long terme, entre le transport et l'activité économique. Pour les voyageurs, cette modification est due, en partie, à la pénétration de l'information en substitution à certains déplacements, à la démocratisation du transport aérien, etc ... Dans le cas du transport de marchandises, la désynchronisation entre croissance et trafic est notamment liée à la localisation spatiale des activités de production (logistique) et à la dématérialisation de l'économie.

Les périodes de ralentissement économique ont aussi généré de profondes mutations dans l'ensemble du secteur des transports à travers la modification des comportements des usagers (utilisation plus poussée des transports collectifs, diminution des rythmes d'acquisition des véhicules neufs, modification des structures des parcs des véhicules) et par l'adaptation des entreprises aux nouvelles conditions de production et d'échange (contraction du potentiel transportable, baisse du trafic des pondéreux).

Dans la suite des travaux, nous cherchons à établir l'existence d'une relation de long terme entre les variables de trafic et les variables macro-économiques, de concurrence et d'offre. Les différentes évolutions du marché permettent-elles d'établir l'existence de tendances communes entre ces variables sur le long terme ? Les diverses mutations du marché des transports ont-elles créé des ruptures dans les séries ? Si de telles ruptures existent, auront-elles une influence sur la stabilité des paramètres de la relation de long terme ? Et ceci ne devrait-il pas nous conduire à inclure la possibilité d'une rupture dans la relation qui lie les variables sur le long terme, i.e. la relation de cointégration ?

# Chapitre 2

## Les fonctions de demande du transport terrestre

### Introduction

Intuitivement, les chercheurs admettent qu'il existe une corrélation forte entre le développement des transports et la croissance économique, cf. Commissariat Général du Plan [1992]. Plus particulièrement, nous constatons que le transport de marchandises est lié à la production industrielle ou à la valeur ajoutée et que la mobilité individuelle est corrélée à la consommation finale des ménages (P. Berry [1990]). Dans le cas du transport de marchandises, la relation entre la croissance économique et le trafic apparaît assez forte. En revanche, elle est beaucoup plus atténuée pour le transport de voyageurs où, nous le verrons, le revenu a une influence plus relative sur le niveau du trafic voyageurs.

La production industrielle est-elle le seul facteur explicatif du transport de marchandises ? Les facteurs de concurrence comme les prix ou la qualité de service sont-ils des facteurs explicatifs significatifs ? Si l'influence de la consommation

des ménages sur les trafics voyageurs est plus modérée que celle de la production industrielle sur le trafic fret, quels sont alors les autres facteurs explicatifs du transport de voyageurs ?

Nous avons tout d'abord analysé l'influence des variables macro-économiques et celles d'offre et de concurrence sur le niveau des trafics. Puis, pour déterminer d'autres facteurs explicatifs pertinents et leurs impacts respectifs sur les trafics, nous avons analysé plusieurs modélisations des fonctions de demande de transport. Nous concluons ce chapitre par la présentation de notre fonction de demande des transports terrestres.

## **2.1 Les principaux facteurs explicatifs de la demande de transport terrestre**

### **2.1.1 La sensibilité des transports de marchandises à la conjoncture économique**

Les transports de marchandises entretiennent des liens étroits avec l'activité économique. Ils représentent un des secteurs de cette activité<sup>1</sup>, mais ils sont aussi un moyen indispensable pour la réalisation de cette production. La demande de transport de marchandises apparaît comme une demande dérivée. La croissance économique se traduit en général par une amplification à la hausse de la demande de transport. A l'inverse, un ralentissement de la production industrielle induit une baisse importante du trafic de marchandises et en particulier du fret ferroviaire. Selon le Commissariat Général du Plan [1998], ce dernier sur-réagit

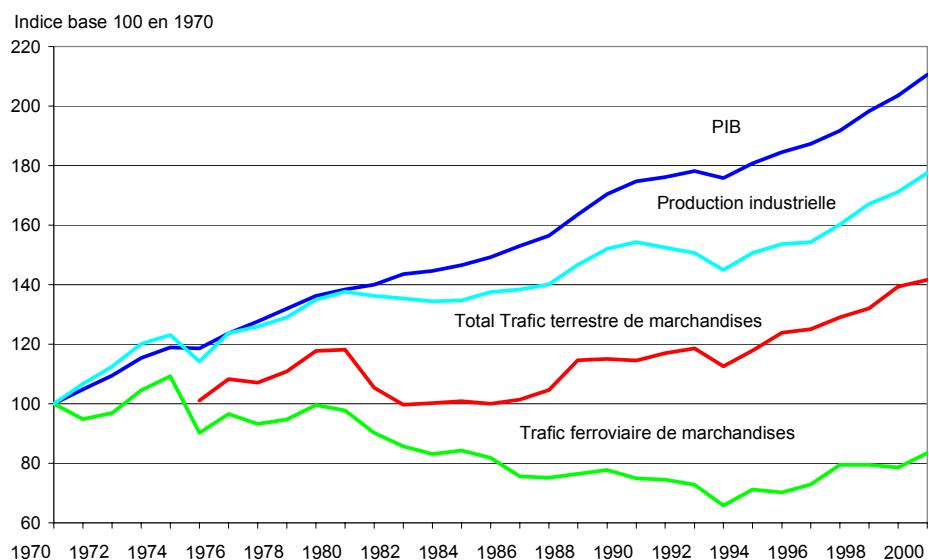
---

<sup>1</sup>La part de la valeur ajoutée de la branche transport dans le produit intérieur brut total est égale à 3,6% en 2000, SES [2001].

négativement en période de mauvaise conjoncture économique.

Diverses analyses économétriques (cf. Commissariat Général du Plan [1992]) démontrent l'existence d'une corrélation forte entre le trafic total de marchandises et la production industrielle sur le long terme. Cependant, la liaison entre les deux n'est pas stable et elle connaît quelques déformations. Nous remarquons, dans le graphique ci-dessous, deux décrochages entre le transport terrestre de marchandises et la production industrielle depuis 1970. Le graphique représente l'évolution du produit intérieur brut (francs constants de 1980), de la production industrielle (francs constants de 1980), du trafic terrestre de marchandises et du transport ferroviaire total.

### Evolution comparée du PIB, de la production industrielle et du trafic de marchandises



Sources : INSEE/SES/SNCF

Le premier décrochage a lieu en 1975, le second au cours de la période 1981-1983. Ces deux périodes correspondent à un fort ralentissement de l'activité éco-

nomique en relation avec les chocs pétroliers. Le rythme de décroissance annuel de la production industrielle de 1981 à 1983 est de -0,8%. Sur la même période, le transport terrestre de marchandises régresse de 5,3% par an. La récession économique de 1993 marque fortement l'ensemble des séries. Après cet évènement, les séries évoluent de nouveau positivement, avec des taux voisins. Le taux est de l'ordre de 2,8% pour les variables de croissance économique et atteint 3,1% pour le trafic total de marchandises. Le trafic ferroviaire a un taux de croissance légèrement inférieur (2,7%).

Nous observons une rupture très nette entre la production industrielle et le PIB dès 1980. Ce dernier intègre les services qui ne cessent de croître à partir des années 80<sup>2</sup>. La croissance annuelle du PIB est de 2,1% entre 1980 et 2000, contre 1,3% pour la production industrielle.

Le graphique met en évidence un trafic de marchandises qui réagit plus aux variations de la production industrielle qu'à celles du produit intérieur brut. Nous préférons donc retenir la production industrielle comme variable représentative de l'activité économique dans nos fonctions de demande de transport de marchandises.

Le transport de marchandises est beaucoup plus sensible à la conjoncture économique que le transport de voyageurs. Ce dernier est plus particulièrement lié au revenu des ménages ou à leur dépense en consommation finale. Le trafic aérien est le mode de transport de voyageurs le plus sensible à ce facteur<sup>3</sup>. Seules

---

<sup>2</sup>Les services principalement marchands ont progressé de 50% entre 1980 et 2000, source INSEE, Comptes Nationaux.

<sup>3</sup>Les élasticités du trafic aérien intérieur à la consommation des ménages sont de l'ordre de 2,2 pour un trafic exprimé en passagers sur la période 1969-1988 (modèle de l'OEST, aujourd'hui SES) et 2,9 pour un trafic exprimé en passagers-kilomètres (modèle de la Direction de la

les demandes de transport urbain collectif et de liaisons régulières par autocars s'avèrent inélastiques à la consommation des ménages, cf. Commissariat Général du Plan [1992].

### **2.1.2 L'influence de la consommation finale des ménages sur le trafic voyageurs**

La croissance de la richesse nationale constitue l'élément principal de l'évolution de la mobilité en France. Cependant, l'augmentation des transports de voyageurs cache certaines disparités entre les modes. Les voitures particulières et le transport ferroviaire de voyageurs, sur 20 ans, enregistrent une croissance proche de celle de la dépense en consommation finale des ménages, même si la croissance du fer est un peu inférieure, 1,3% en moyenne annuelle contre 1,8% pour la consommation et 2,2% pour les véhicules légers. Les voitures particulières ont bénéficié d'un "effet qualité" lié à une amélioration de la conception des véhicules et à un développement du réseau routier et autoroutier (+0,7% de kilomètres en moyenne par an pour le réseau routier national depuis 1980 et +3,6% par an pour le réseau autoroutier concédé et non concédé). Selon le SES [1998], le double effet de la croissance économique et de l'augmentation du parc automobile<sup>4</sup> permet d'expliquer les quatre-cinquièmes de la croissance du trafic automobile sur les vingt dernières années. Le transport aérien intérieur enregistre, sur la même période, un taux de croissance supérieur aux autres modes, de l'ordre de 5,6% par an. La décennie 80 est une période de forte expansion du trafic des

---

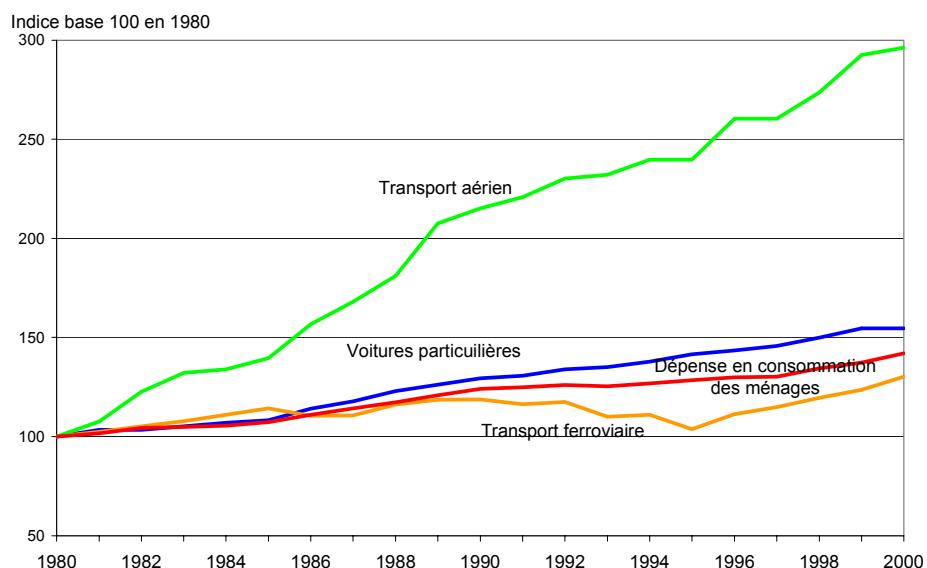
Prévision, sur une période identique), cf. Commissariat Général du Plan [1992].

<sup>4</sup>On constate dans l'Union Européenne un essor spectaculaire de la motorisation. Selon le Livre blanc (Commission des Communautés Européennes [2001]), le parc automobile a triplé en 30 ans. Il augmente de trois millions de voitures par an.

compagnies aériennes en général. Air inter ne déroge pas à la règle. La croissance du trafic est imputable notamment à l'utilisation de gros porteurs, au réaménagement des lignes en service et à l'augmentation des fréquences générées par les modifications des conditions de l'offre.

Le graphique suivant représente l'évolution (base 100 en 1980) des principaux trafics de voyageurs, sur la base des voyageurs-kilomètres, et de la dépense en consommation des ménages (en francs constants de 1995).

### **Evolution comparée des trafics voyageurs et de la dépense en consommation des ménages**



Sources : INSEE/SES/SNCF

Nous observons un décrochage entre l'évolution du transport ferroviaire de voyageurs et celle de la consommation finale des ménages à partir des années 1990. Depuis 1997, le trafic ferroviaire renoue avec des taux de croissance voisins de ceux de la consommation des ménages.

Selon le rapport sur les schémas de services (DATAR [2001]), les fortes croissances réalisées, ces dernières années, dans le trafic de voitures particulières et surtout dans l'aérien vont se ralentir (en termes relatifs) avec l'arrivée à maturité des marchés automobile et aérien intérieur. Ainsi, dans l'hypothèse d'une croissance économique future voisine de celle observée sur la période 1970-1992 (soit 2,3% en moyenne par an), le total des voyageurs-kilomètres empruntant les différents modes de transport ne progresserait plus que de 1,7% à 2,7% par an en moyenne, au lieu de 3,6% au cours de la période passée.

La part de la croissance économique est essentielle dans la constitution de la demande de transport fret et voyageurs. Mais cette demande dépend aussi de facteurs liés à l'offre, comme la "qualité de service". Ce terme regroupe plusieurs critères comme, entre autres, la rapidité, la fiabilité, la flexibilité, la fréquence, le confort... .

### **2.1.3 Les facteurs d'offre susceptibles de modifier la demande de transport**

#### **Le niveau des prix et les gains de temps**

Le transport n'est pas un bien final mais la plupart du temps un bien intermédiaire. On ne peut donc en toute rigueur parler de l'élasticité du transport aux prix. Pour E. Quinet [1990], les élasticités prix ne traduisent en fait que la "désirabilité" du produit transporté ou du motif pour lequel s'effectue le déplacement. Elles suggèrent que le niveau moyen des tarifs et leur modulation jouent sur le niveau global de la demande ainsi que sur le partage modal. La détermination des élasticités prix reste délicate mais elles sont mieux connues pour les trafics

voyageurs que marchandises.

Pour les transports de voyageurs, si l'on se place à un niveau d'analyse micro-économique, le choix du client (le consommateur) pour un mode de transport dépend d'un critère majeur appelé "coût généralisé". Le coût généralisé reflète synthétiquement la notion de qualité de service, les prix des transports et d'autres facteurs non liés à l'offre. Un des critères essentiels est le temps et plus exactement la valeur que le consommateur va attribuer au temps. En d'autres termes, quelle dépense supplémentaire sera t-il prêt à accepter pour gagner une unité de temps supplémentaire. Si l'on se réfère au second rapport Boiteux (Commissariat Général du Plan [2001]), cette valeur est, pour des distances inférieures à 150 km, de 55 F/H pour la route, 70 F/H pour le transport ferroviaire deuxième classe et 180 F/H pour la première classe. Les valeurs augmentent pour des distances supérieures à 400 km. Elles sont égales respectivement à 90 F/H pour la route, 81 F/H pour le fer en deuxième classe, 212 F/H pour la première classe et 300 F/H pour l'avion. Ces valeurs du temps ne prennent pas en compte les conditions dans lesquelles s'effectue le déplacement. En effet, d'autres facteurs peuvent influencer l'utilité du mode de transport pour le consommateur comme la sécurité, la fiabilité, le confort...

Sans être aussi nombreuses que pour le transport de voyageurs, les études sur la valeur du temps en transport de marchandises existent. De nombreuses études ont été conduites dans les années 1990, en particulier dans les pays d'Europe du Nord et en France. Les résultats de l'ensemble de ces travaux sont résumés dans un article de J-C. Méteyer [2001]. Ils apparaissent assez disparates. Les valeurs du temps moyennes varient de 20 centimes à 50 francs par tonne et par heure, soit un rapport de 1 à 250. Des travaux récents ont été réalisés en France à partir

de l'enquête auprès des chargeurs par F. Jiang [1998] et F. Jiang et C. Calzada [1998a, b, c]<sup>5</sup>. Ils établissent des modèles de choix discret pour le chargeur entre trois modes de transport : la route, le fer et le transport combiné.

Les prix du marché des transports ne sont pas fixés uniquement par la concurrence intermodale. Dans ce secteur encore administré, les tarifs vont dépendre à la fois des coûts, mais aussi de la stratégie de l'entreprise suivant la situation dans laquelle elle se trouve (monopole ou concurrence). Ils sont également influencés par les interventions et les initiatives des autorités publiques nationales et européennes en matière de réglementation technique ou sociale, de tarification ou de taxation. La déréglementation des prix routiers en est un exemple : elle a conduit à une diminution des prix routiers de près de 40% sur 20 ans. Mais aujourd'hui, la Commission des Communautés Européennes souhaite inverser la tendance. Elle préconise ainsi, dans le Livre blanc [2001], l'augmentation des prix routiers par différents leviers de tarification et de législation sociale pour le développement d'un système de transport moderne (i.e. durable à la fois d'un point de vue économique, social et environnemental)

Le prix n'est pas le seul facteur, la sécurité constitue également un élément important de la demande de transport et plus particulièrement au niveau des voyageurs.

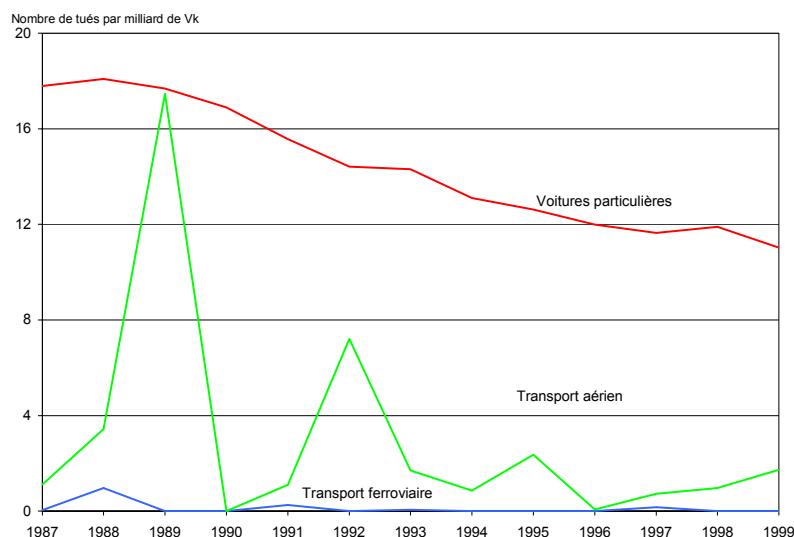
---

<sup>5</sup>Les travaux de F. Jiang montrent, en autre, qu'une diminution de 1% à 50% du temps de transport ferroviaire augmente la probabilité de choisir ce mode de 13% à 43%. En revanche, si le transport routier augmente de 1% à 50% le temps de transport, la probabilité de choisir le fer croît entre 13% et 20%. Les effets du temps ferroviaire sur la probabilité de choix sont plus forts que ceux du temps routier. Cela signifie que pour modifier le partage modal fer-route des chargeurs, une réduction du temps ferroviaire aura plus d'impact qu'une augmentation (réglementation sociale plus contraignante) du temps routier. D'autre part, les travaux démontrent que le temps de transport a un effet plus important que le prix sur le partage modal.

## La sécurité, la fiabilité

La sécurité dans les transports peut être mesurée à partir du nombre de tués par milliards de vk<sup>6</sup>. Ce ratio reste très élevé pour la route, même s'il a tendance à diminuer (baisse de 38% depuis 1987). Le ratio pour l'aérien a une évolution en dents de scie, mais il reste relativement faible au regard de celui de la route. Pour le transport ferroviaire de voyageurs, le ratio pour les accidents strictement ferroviaires est quasiment nul. Le graphique ci-dessous représente l'évolution de ce ratio pour l'ensemble des trois modes.

### Sécurité dans les transports (ratio du nombre de tués par Gvk)



Sources : SNCF / SES

<sup>6</sup>Les périmètres de cette série sont non homogènes. Comme le souligne C. Quin et *al* [1998], les définitions ne coïncident pas entre les différents modes de transport. Ainsi, pour le transport ferroviaire on ne considère que les personnes décédées (même aux passages à niveau) le jour même de l'accident ou le jour suivant. Les personnes tuées sur la route sont les victimes décédées (sauf les piétons) dans les six jours qui suivent l'accident. Pour les données du transport aérien, le nombre de tués correspond aux personnes décédées dans les trois jours.

La fiabilité des modes de transport est une aspiration assez forte des usagers. Dans le cas des transports de voyageurs, ce facteur est lié aux facteurs développés précédemment comme le confort, la sécurité...

Pour le transport de marchandises, ce facteur est déterminant. Un manque de fiabilité se traduit souvent par un report de trafic d'un mode vers un autre.

### **L'amélioration de l'offre, les innovations**

L'apport de nouvelles technologies et d'innovations n'est pas, dans le domaine des transports, négligeable sur les trafics. Le gain de temps généré par les infrastructures autoroutières ou les trains à grande vitesse (TGV) a eu des incidences positives sur la demande de transport. Une étude réalisée par la Direction du Contrôle de Gestion de la SNCF (SNCF [1993a]) évalue un trafic induit par la construction des TGV Sud-Est et Atlantique à 6,6 Gvk en 1991, soit l'équivalent de l'accroissement du trafic total par rapport à 1981. Les travaux de O. Morellet et P. Marchal [1999] estiment que la mise en service des trains à grande vitesse entre 1981 et 1984 a causé un accroissement de plus de 20% du nombre de trajets entre l'Ile-de-France et la région de Lyon, tous moyens de transport confondus. De même, les phénomènes d'induction ne peuvent être ignorés pour le transport routier. La hausse du trafic routier dépend à la fois de l'évolution de l'économie, de la démographie, de la motorisation des ménages et du prix du carburant automobile. Mais le niveau de croissance observé ces dernières années ne peut s'expliquer que si l'on ajoute aux effets de ces différents facteurs celui d'un accroissement de trafic non négligeable provoqué par l'extension du réseau des autoroutes de liaison. Certaines estimations (cf C. Calzada et *al* [1997]) conduisent à penser que cet accroissement aurait pu représenter le quart du trafic routier supplémentaire

observé entre 1975 et 1996. Ceci correspondrait à une induction de trafic représentant environ 15% du nombre supplémentaire de voyageurs-kilomètres observé.

L'ensemble des facteurs d'offre développés ci-dessus ont une incidence non négligeable sur le niveau des trafics. Malheureusement, contrairement aux variables macro-économiques dont les sources sont plus facilement identifiables, celles des variables d'offres sont plus difficilement accessibles ou non compatibles avec nos besoins, notamment les séries liées à la qualité de service.

---

De manière générale, les modèles de transport de marchandises relient le trafic à l'activité économique à un niveau régional (analysant les flux à partir des matrices input-output) ou au niveau national (à partir de trafics globaux, annuels ou trimestriels). Les modèles à un niveau agrégé (considérés dans ces travaux) essayent de mieux comprendre les causes et les mécanismes d'évolution de la demande de transport au niveau macro-économique, tout en essayant de prendre en compte les aspects micro-économiques liés à l'offre (sécurité, qualité, innovations ...).

Nous commençons, dans la section suivante, par présenter différentes modélisations de la fonction de demande de transport de marchandises avant de développer celles relatives aux voyageurs.

## 2.2 Les fonctions de demande du transport de marchandises

Nous avons vu dans le chapitre précédent l'étroite liaison entre le transport de marchandises et la croissance économique et plus particulièrement la production industrielle. La demande de transport total de marchandises dépend en grande partie de cette variable<sup>7</sup>. Le partage modal entre les différents modes de transport est davantage lié aux paramètres d'offre intrinsèques à chacun des modes. Des variables d'offre et de concurrence sont alors indispensables à la modélisation des différents segments du transport de marchandises. Pour mesurer ces effets, les prix ou les produits moyens de chacun des modes sont introduits dans les modèles, ainsi que des variables de "qualité", selon la disponibilité de ces dernières.

### 2.2.1 Les modèles macro-économiques fret

Des modèles macro-économiques expliquant les différents trafics marchandises ont été développés à l'INSEE (miniDMS) et à la Direction de la Prévision. Ces premiers modèles utilisés pour simuler l'évolution de la demande globale de transport de marchandises résultent, dans l'ensemble, d'une approche économétrique classique, i.e. des modèles de régression log-linéaires à pas annuel. Ils relient sur longue période la demande de transport de chaque mode de transport en fonction de variables représentatives de l'activité économique comme le PIB ou la produc-

---

<sup>7</sup>Pour expliquer le trafic total de marchandises, correspondant à l'agrégation de tous les volumes de trafics, les prix ne devraient pas être une variable explicative, car les variables de concurrence n'ont *a priori* pas de raison de jouer sur le niveau total du trafic, mais plutôt sur le partage modal. Néanmoins, lors des modélisations de K. Meyer [1998], le prix du transport routier, apparaissant comme le prix directeur du marché sur la période de calibrage du modèle (1982-1994), s'est révélé être une variable pertinente du trafic global de marchandises, cf. K. Meyer [1998], (chapitre 2).

tion industrielle, avec une tendance temporelle. Dans les modèles développés à l'OEST (devenu le SES), les prix du TRM sont ajoutés aux variables explicatives.

Des modélisations un peu plus complexes comme "le modèle global fret", développé à la SNCF (SNCF [1992a]), et le modèle "Quinquin" du LET (C. Gabella Latreille [1997]), proposent des simulations du trafic fret sur la base de plusieurs équations imbriquées.

Le modèle global fret SNCF est multimodal. Le trafic fret est décomposé, pour chacun des modes, par produits. Il présente une structure à deux niveaux. Le premier niveau consiste en la prévision d'un potentiel transportable, exprimé en tonnes-kilomètres, par branches d'activité. Le potentiel transportable est défini par référence au marché accessible au fer, sur lequel le transport ferroviaire exerce une concurrence vis-à-vis des autres modes. Le second niveau permet la répartition modale du potentiel entre les modes concurrents. La répartition modale résulte de la combinaison d'un effet de structure (diminution des produits lourds) et d'un effet de concurrence. Dans une première étape, le potentiel transportable pour les différentes branches<sup>8</sup> est estimé en fonction d'indicateurs qui rendent le mieux compte de l'évolution du potentiel de la branche comme la production, la consommation et les valeurs ajoutées correspondant aux différentes branches. Dans une seconde étape, les parts de marché relatives à chacun des modes sont calculées à partir du prix des transports routiers, du coût du transport ferroviaire et d'une tendance temporelle. Elles sont ensuite corrigées de l'effet de structure, lié à la baisse de certains secteurs, comme celui des pondéreux, afin de considérer la déformation de la structure du potentiel dans l'évolution du partage modal.

---

<sup>8</sup>Le potentiel transportable est décomposé en 8 branches d'activités : l'agro-alimentaire, les combustibles minéraux solides, les produits pétroliers, les minéraux et matériaux de construction, les minéraux et métaux, la chimie, les engrains et les techniques mixtes.

Les modélisations sont réalisées sur la période 1967-1990 (sur données annuelles) pour le ferroviaire total et pour les segments liés aux différentes branches.

En parallèle du modèle global, la SNCF a construit des modèles en données annuelles ne comportant qu'une seule équation log-linéaire reliant le trafic ferroviaire total (ou le potentiel transportable), exprimé en tonnes-kilomètres, à des variables économiques et de concurrence.

Le modèle Quinquin présente certaines similitudes avec le modèle global SNCF. Le principe est identique, les changements concernent les élasticités qui sont obtenues à partir de variables en différence et pas en niveau comme pour le modèle SNCF et la modélisation de la concurrence modale. Celle-ci se présente sous la forme d'un modèle "logit", où sont pris en considération le prix et le temps de parcours, au lieu des prix routiers et des coûts ferroviaires du modèle global SNCF.

Les modèles développés au Service Economique et Statistique (SES) du Ministère des transports sont similaires à ceux de l'INSEE et de la Direction de la Prévision. Ils s'agit de modèles agrégés du transport terrestre de marchandises, mais ils existent aussi sous forme désagrégées de produits (cf. H. Le Thi Minh [1995] et M. Girault et H. Le Thi Minh [1995]). Les modèles agrégés expliquent les tonnages-kilométriques du transport routier, ferroviaire et fluvial à partir d'indicateurs de croissance économique tels que la production (agricole, industrielle et du BTP) et de paramètres de compétitivité intermodale comme les prix du transport routier et l'offre d'infrastructure telle que la longueur du réseau routier. Les modèles désagrégés des différents trafics de transport terrestre (route, fer et voies navigables) sont exprimés en fonction de variables exogènes comme la production industrielle, les consommations intermédiaires, les importations et

les exportations relatives à toutes les branches.

Les travaux de R. Bergel et V. Nespoux [1996] proposent des modélisations des trafics agrégés, en périodicité annuelle et trimestrielle, sur la période 1980-1992, dans une optique modale (pour les modes routier et ferroviaire) puis bimodale route/fer. Les modèles sont de type ARMA avec des variables exogènes (AR-MAX), puis vectoriels auto-régressifs avec des variables exogènes (VARMAX). Les variables utilisées lors des modélisations sont la production industrielle décomposée en quatre secteurs distincts, les prix routiers et les produits moyens ferroviaires.

Les modèles que nous venons de décrire ont cependant leur limite. Ils sont calibrés pour la plupart sur des variables en niveau et ils ont été estimés sans une vérification au préalable de la stationnarité<sup>9</sup> des séries. Or, une régression appliquée à des variables non stationnaires peut impliquer des problèmes de "régressions fallacieuses"<sup>10</sup> ou "spurious regressions", P.C.B. Phillips [1986].

K. Meyer [1996] considère le caractère I(1) des séries dans ses modélisations du transport de marchandises. Les différents modes (transport ferroviaire total,

---

<sup>9</sup>Une série temporelle stationnaire a pour caractéristique de retourner à sa moyenne quand elle s'en est écartée sous l'effet de chocs. Par contre, une série non-stationnaire ne connaît aucune force de rappel lorsqu'elle s'est éloignée de sa moyenne. De plus, sa variance est croissante dans le temps. Une telle série sera dite non-stationnaire d'ordre de différenciation égal à un, on la note I(1).

<sup>10</sup>Soit deux variables aléatoires indépendantes  $Y_t$  et  $X_t$  définies par :

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_t = X_{t-1} + \eta_t, \text{ avec } \varepsilon_t \text{ et } \eta_t \text{ iid}$$

Le processus  $X_t$  étant indépendant du processus  $Y_t$ , on pourrait penser que dans la régression de  $Y_t$  sur  $X_t$  :

$$Y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_t + w_t, \text{ avec } t = 1 \dots T$$

$\hat{\beta}$  devrait être égal à zéro puisque les deux variables sont indépendantes. Or P.C.B. Phillips montre que lorsque l'on applique mécaniquement les procédures de tests construites pour le cas stationnaire, on sera souvent amené à refuser l'hypothèse selon laquelle le coefficient de  $X_t$  est nul et donc à accepter l'hypothèse que le processus  $X_t$ , influence  $Y_t$  alors que ce sont deux variables indépendantes.

transport routier et voies navigables) sont modélisés (sous forme de Modèle à correction d'erreur<sup>11</sup>) en fonction de la production industrielle et des prix routiers. Puis, afin de prendre en compte toute la diversité du fret, les différents trafics sont décomposés selon les principaux produits (agricoles, alimentaires, matériaux de construction et minéraux). Des modélisations similaires des trafics par mode ont été réalisées dans le cas de la Belgique sur des données annuelles de 1974 à 1992 par H. Meersman et E. Van de Voorde [1997]. Les principaux trafics sont estimés en fonction de la production industrielle et d'une variable d'échanges commerciaux (somme des importations et des exportations). Dans cette étude, les valeurs des élasticités et surtout les statistiques de significativité de certains coefficients suscitent quelques interrogations. Nous savons qu'il existe une très grande corrélation entre la production industrielle et la variable des échanges commerciaux. La présence simultanée de ces deux variables explicatives n'a-t-elle pas pu générer des problèmes de multicolinéarité ? D'autre part, K. Meyer [1996] souligne dans ses travaux l'importance d'introduire une tendance temporelle dans la relation de long terme. L'absence d'une variable déterministe et la forte probabilité de multicolinéarité n'ont-elles pas créé des problèmes de spécification dans les différents modèles étudiés ? Cette question est d'autant plus légitime lorsque nous constatons que certains coefficients estimés de la force de rappel sont non-significatifs<sup>12</sup>.

Nous présentons dans la suite du chapitre, les élasticités du transport ferroviaire total et du transport routier issues des différentes modélisations décrites précédemment.

---

<sup>11</sup>Les modèles à correction d'erreur sont explicités dans l'annexe (Partie 0).

<sup>12</sup>La non-significativité du coefficient de la force de rappel implique une invalidation de la présence de relation de cointégration.

## 2.2.2 Les modélisations du transport ferroviaire total de marchandises

Les modèles économétriques développés à la Direction de la Stratégie de la SNCF mesurent, entre 1970 et 1994, les corrélations du trafic fret en fonction de l'environnement économique (PIB Marchand) et des offres ferroviaire et concurrentes. L'élasticité du trafic fret au PIBM est de 1, celle aux prix routiers est égale à 0,8. L'élasticité aux coûts ferroviaires influe négativement sur le trafic avec une valeur estimée à -0,5, SNCF [1996].

Dans les travaux de R. Bergel et V. Nespoux [1996], le trafic ferroviaire total est modélisé en rythme annuel et trimestriel. Les variables explicatives sont différentes pour les deux spécifications. Le modèle de "long terme", sur données annuelles, est fonction des biens intermédiaires et des prix routiers. Pour le modèle trimestriel, dit de "court terme", plusieurs secteurs de production sont significatifs (l'agro-alimentaire, les biens intermédiaires, les produits manufacturés) ainsi que les deux variables de prix (prix routiers et prix ferroviaires).

Dans le modèle annuel, l'élasticité du trafic aux biens intermédiaires est inférieure à l'unité (0,84) et l'élasticité du trafic aux prix routiers est de l'ordre de 0,50. Dans le cas des modèles trimestriels, les élasticités aux différentes productions sont du même ordre de grandeur que dans le modèle annuel, 0,83 pour les biens intermédiaires et 0,89 pour les produits manufacturés. Néanmoins, l'élasticité des produits agro-alimentaires est négative, -0,29. La raison invoquée par les auteurs est la présence d'autocorrélation entre la production de l'industrie agro-alimentaire et les recettes ferroviaires. N'aurait-il pas été préférable à ce niveau de choisir une variable de croissance plus agrégée comme la production industrielle

afin d'obtenir une meilleure spécification ?

Le modèle de K. Meyer [1996] intègre une production industrielle agrégée (hors BTP). Le trafic ferroviaire total est modélisé en fonction de la production industrielle et des prix routiers sur des variables trimestrielles de 1982 à 1994.

L'élasticité de long terme du trafic ferroviaire à la production industrielle est égale à 1,10 et celle aux prix routiers est de 0,32. A court terme, les prix routiers n'ont pas d'influence sur le trafic ferroviaire. A l'inverse, l'élasticité de la production industrielle est de 1,58. Les prix ferroviaires (sous forme de produits moyens) n'apparaissent pas significatifs<sup>13</sup>. Soulignons cependant la présence à long terme d'une tendance temporelle dans le modèle de -0,006. Sa valeur correspond à une baisse du trafic ferroviaire annuelle (toutes choses égales par ailleurs) de 2,4%. Pour K. Meyer [1996], cette tendance temporelle peut être expliquée économiquement par deux phénomènes majeurs. Le premier effet correspond à la dématérialisation de la production, le second peut être interprété comme la conséquence d'un manque de compétitivité du fer face à la concurrence des prix routiers. Ces travaux proposent une technique de modélisation plus adaptée à la nature des séries modélisées. Les Modèles à Correction d'Erreur permettent d'établir une relation de long terme entre des variables non-stationnaires, puis de proposer deux équilibres distincts, un équilibre de long terme et une équation de court terme.

Des modélisations considérant le caractère I(1) des séries ont été appliquées

---

<sup>13</sup>Les diverses spécifications de modèles, prenant en compte les deux prix (ferroviaires et routiers) comme variables explicatives du trafic ferroviaire de marchandises, montrent que ces deux variables ne sont pas significatives simultanément. En revanche, lorsque l'une ou l'autre des variables est introduite, le prix du transport routier de marchandises apparaît plus significatif que le prix ferroviaire. De ce fait, seul le prix du transport routier de marchandises (prix du mode dominant) intervient dans les équations retenues, K Meyer [1996].

au trafic ferroviaire belge par H. Meersman et E. Van de Voorde [1997]. Cependant, les résultats obtenus à l'issue des différentes modélisations nous semblent peu fiables. Certaines élasticités du trafic à la production ou aux échanges commerciaux ne sont pas significatives à long terme. Ce manque de significativité laisse apparaître un doute sur la présence de relation de cointégration entre ces variables. Ce doute est confirmé par la non-significativité du coefficient estimé de la force de rappel pour certains modèles. La non-significativité de la force de rappel présuppose, après l'application des t-tests MCE de Barnerjee et *al* [1986] et Kremers et *al* [1992]<sup>14</sup>, qu'il n'existe pas de relation de cointégration. Il est donc assez difficile, à ce niveau, de valider la valeur de ces élasticités. Cependant, cette étude a le mérite d'intégrer une variable d'échanges commerciaux, permettant de prendre en compte les effets liés au marché intra- et extra-communautaire, variable assez peu utilisée dans les autres modélisations.

### 2.2.3 Les modélisations du transport routier de marchandises

Sur la période 1982-1994, les modèles de R. Bergel et V. Nespoux [1996] expliquent le trafic routier en fonction des productions industrielles des secteurs du BTP et des produits manufacturés, puis des prix routiers. Les modèles montrent une plus grande sensibilité du trafic routier à la production des produits manufacturés, l'élasticité est égale à 1,14 (0,95 pour les modèles trimestriels), qu'à celle

---

<sup>14</sup>Soit le Modèle à Correction d'Erreur (MCE) de la forme suivante :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t + \lambda (y_{t-1} - \beta' x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

La valeur  $\lambda$  de la force de rappel détermine l'existence d'une relation de cointégration selon la règle suivante :

Si  $\lambda = 0$ , testée à partir d'un test de Student, il n'y a pas de relation de cointégration et la représentation à correction d'erreur est invalide.

Si  $\lambda < 0$ , la représentation à correction d'erreur est alors correcte.

du secteur du BTP où l'élasticité est de 0,38 (contre 0,43 pour les modèles trimestriels). L'élasticité du trafic aux prix routiers est de -0,36. Dans les modèles de K. Meyer [1996], l'élasticité de long terme du trafic routier à la production industrielle agrégée (hors BTP) est inférieure à l'unité, soit 0,92. L'élasticité de long terme aux prix routiers apparaît plus sensible avec ce modèle où elle est de -0,55. Cette spécification induit un équilibre de court terme avec une élasticité à la production industrielle plus élevée, soit 1,53. A court terme, l'élasticité aux prix routiers est similaire à celle observée à long terme.

#### 2.2.4 Les principaux facteurs de la demande de transport de marchandises

A l'issue des modélisations du trafic de marchandises, nous isolons les principaux facteurs agissant sur le niveau des trafics de marchandises. Nous avons regroupés ces facteurs dans le tableau ci-dessous, puis nous avons associé les variables susceptibles de les représenter.

Catégorie	Variable
Activité économique	Production industrielle Production industrielle par secteur Production industrielle européenne Produit intérieur brut Echanges commerciaux
Offre SNCF	Prix (produit moyen ferroviaire), qualité de service <sup>15</sup> ,
Offre des concurrents	Prix routiers, infrastructure (longueur réseau autoroutier)

<sup>15</sup>Les données de qualité de service, comme le nombre de trains calés (même s'il existe un risque important de corrélation avec le trafic), le nombre de jours-hommes de grève, le retard

## 2.3 Les fonctions de demande du transport de voyageurs

Comme pour les modèles de transport de marchandises, la demande de transport de voyageurs est analysée au niveau global, i.e. au niveau d'un mode de transport ou encore d'un segment de celui-ci. Elle peut aussi être considérée à un niveau spatial, beaucoup plus fin. Elle est fonction de paramètres d'offre, i.e. de prix et de qualité de service. Nous nous intéressons, dans ces travaux, au niveau le plus agrégé. A un niveau macro-économique, le trafic voyageurs est modélisé en fonction de trois types d'effet : le premier correspond à un effet lié à l'activité économique, le deuxième à un effet d'offre et/ou de qualité de service, le dernier à un effet prix et concurrence.

Les variables mesurant l'activité économique sont en général le produit intérieur brut (PIB) et la dépense en consommation finale des ménages ou encore la dépense en consommation des ménages en transport. Le PIB représente mieux l'activité économique que la consommation des ménages. En général, le PIB est intégré dans les modélisations de trafic routier sur le réseau autoroutier et routier national. Cet indicateur macro-économique permet de mieux prendre en compte le trafic des poids lourds circulant sur le réseau national, sachant que la série du trafic routier national est une série agrégée qui comprend le trafic des véhicules légers et des poids lourds<sup>16</sup>. Une modélisation des trafics 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> classes du réseau principal SNCF réalisée par R. Bergel, J-C. Blain et F. Jiang [1995] montre que le trafic 1<sup>ère</sup> classe est mieux modélisé avec le PIB qu'avec la consom-

---

des trains etc... , ne sont pas disponibles sur un historique supérieur à 5 ans.

<sup>16</sup>Il existe une distinction entre véhicules légers et poids lourds uniquement pour le trafic sur les autoroutes concédées.

mation des ménages, car le trafic en première classe intègre un pourcentage élevé de voyageurs pour des motifs professionnels.

Les variables capables de mesurer l'effet de l'offre et de la qualité de service sont, pour la route, la longueur du réseau autoroutier concédé et, pour le trafic voyageurs SNCF, la vitesse moyenne des trains sur le réseau principal ou encore l'offre des TGV (correspondant au nombre de trains-km sur le réseau TGV). Au niveau de la SNCF, la qualité est difficilement mesurable sauf à travers des enquêtes annuelles (PANEL SNCF), mais l'historique de ce type d'enquête est souvent réduit et l'enquête n'existe que pour une périodicité annuelle.

L'effet prix et l'effet concurrence sont appréhendés notamment par le biais de l'ensemble des prix des différents modes de transport. Le prix du transport routier peut être mesuré à partir des prix des péages ou encore par les prix moyens des carburants. Les prix du fer et de l'aérien sont calculés à partir des prix INSEE ou encore des produits moyens (recette/trafic).

### 2.3.1 Les modèles macro-économiques voyageurs

Les premiers modèles représentant la demande globale de transport de voyageurs ont été réalisés par des organismes tels que le Ministère des Transports (Service Economique et Statistique) et l'INSEE. Tout comme pour le transport de marchandises, les modèles utilisés sont des modèles annuels de forme log-linéaire intégrant la présence d'une tendance temporelle. Ils ont néanmoins pour avantage la simplicité de leur utilisation et leur relative robustesse (Commissariat Général du Plan [1992]). Une analyse réalisée en 1994 par J-C. Blain et L. N'Guyen, complétant les travaux de J-P. Taroux et G. Buchmuller [1980] et ceux de J-L. Madre et T. Lambert [1989], met à jour l'ensemble des différents modèles

voyageurs. Les modèles restent cependant à un niveau assez agrégé (trafic sur les autoroutes concédées, trafic SNCF sur le réseau principal, trafic aérien intérieur,...). Des travaux effectués à la Direction de la Stratégie de la SNCF (SNCF [1992b]) proposent une segmentation du trafic grandes lignes en trafic 1<sup>ère</sup> classe et 2<sup>ème</sup> classe. Une étude plus récente, réalisée par R. Bergel et V. Nespoux [1996], porte sur une modélisation des différents trafics voyageurs en rythme infra-annuel (trimestre) et avec une approche bimodale. Des travaux menés par la Direction de la Prévision [1994] intègrent une rupture en tendance dans la modélisation du trafic voyageurs SNCF sur le long terme (1962-1993) liée à un changement de comportement de la série de trafic vers 1986-1987. Cette rupture apparaît sous la forme d'une tendance temporelle à partir de 1986. Elle permet d'obtenir un ajustement sur l'ensemble de la période. Néanmoins, la rupture est déterminée de façon exogène et son existence est validée uniquement par l'amélioration de la qualité des estimations qu'elle apporte. Différentes études étrangères recensées dans les articles Oum et *al* [1992] et Goodwin [1992] proposent une décomposition du trafic aérien et ferroviaire selon le motif de transport (professionnel, loisir et autres) à partir de séries temporelles ou en coupe. Mais seule l'élasticité prix de la demande de transport est considérée dans ces différentes études.

Nous présentons, par la suite, les élasticités des principaux modes de transport terrestre de voyageurs, issues des travaux cités précédemment. Nous commençons par les modèles du transport ferroviaire de voyageurs avant de développer les modèles des véhicules légers sur les autoroutes.

### 2.3.2 Les modélisations du trafic de voyageurs SNCF

Le modèle "global voyageurs" est un modèle de forme log-linéaire calibré à la fois sur des données annuelles et trimestrielles. La version annuelle propose une modélisation des trafics SNCF Grandes Lignes en 1<sup>ère</sup> classe et en 2<sup>ème</sup> classe, de 1970 à 1990. La version trimestrielle modélise uniquement le trafic sur le réseau principal total sur la période 70-90.

Les trafics SNCF Grandes Lignes (1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> classes) sont expliqués en fonction de la consommation finale des ménages, des produits moyens ferroviaires et aériens (respectivement 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> classes), du prix moyen annuel des carburants automobiles. Les variables d'offre sont la vitesse moyenne des trains sur le réseau principal et une variable reflétant le confort en 2<sup>ème</sup> classe. Les élasticités sont présentées dans le tableau suivant :

	Trafic Grandes Lignes (GL)	
	1 <sup>ère</sup> classe	2 <sup>ème</sup> classe
Consommation finale des ménages	1,33	0,62
Produit moyen SNCF	-0,66	-0,42
Prix des carburants	ns	0,30
Produit moyen aérien	0,68	0,23
Vitesse moyenne de transport de voyageurs	0,88	0,65
Variable reflétant le confort en 2 <sup>ème</sup> classe	-0,95	0,20

Source : SNCF, document interne [1992b]

On remarque une valeur de l'élasticité du trafic à la consommation des ménages supérieure à 1 (1,33), pour le trafic Grandes Lignes en 1<sup>ère</sup> classe. L'évolution de la richesse des ménages a donc une plus forte influence sur le trafic 1<sup>ère</sup> classe que 2<sup>ème</sup> classe. En effet, d'après les élasticités, une hausse de 1% de la

consommation des ménages induit une augmentation du trafic 1<sup>ère</sup> classe supérieure à celle du trafic 2<sup>ème</sup> classe. A l'inverse, l'augmentation des prix ferroviaires aura plus d'influence sur la baisse du trafic 1<sup>ère</sup> classe que du trafic 2<sup>ème</sup> classe (élasticité de -0,66 pour le trafic en première et -0,42 pour le trafic en seconde). D'autre part, une amélioration du confort en 2<sup>ème</sup> classe génère une baisse importante du trafic de première classe en raison d'un report du trafic de la première vers la seconde. Il convient aussi de souligner la sensibilité du trafic ferroviaire à la politique tarifaire de ses concurrents et notamment celle du trafic ferroviaire 1<sup>ère</sup> classe au produit moyen aérien (élasticité de 0,68). Par contre, les prix du carburant n'apparaissent pas significatifs pour le trafic en première classe, alors qu'ils le sont pour le trafic en seconde (élasticité de 0,30). Le trafic en 2<sup>ème</sup> classe apparaît donc concurrencé par la route et par l'avion, même si l'élasticité aux prix aériens (0,23) est moins forte que pour le trafic en première classe.

Nous retrouvons l'ensemble des variables précédentes pour le modèle global voyageurs calibré sur une périodicité trimestrielle. Seule la variable reflétant le confort en 2<sup>ème</sup> classe n'apparaît pas. Les différentes élasticités sont reportées dans le tableau ci-dessous :

**Trafic Réseau principal (RP) total**

Consommation finale des ménages	0,43
Produit moyen SNCF	-0,35
Prix des carburants	0,22
Prix moyen aérien	ns
Vitesse moyenne des trains RP	0,92

Source : SNCF, document interne [1993b]

Les comparaisons directes entre les modèles annuel et trimestriel sont impos-

sibles, dans la mesure où les champs couverts par les trafics sont différents, les variables explicatives ne sont pas toutes identiques et les périodes d'estimation ne coïncident pas. Néanmoins, il existe une certaine cohérence entre les deux modèles, même si les élasticités trimestrielles sont, dans l'ensemble, moins élevées que les élasticités annuelles, sauf pour la vitesse moyenne. Les produits moyens aériens n'apparaissent pas significatifs. Ceci peut s'expliquer par le champ géographique couvert par le trafic (Réseau Principal) qui conduit à diluer les effets, ainsi que par la prise en compte implicite des prix aériens, tout au moins pour la période récente, à travers la variable prix des carburants, SNCF [1993b].

Les modèles réalisés par le SES expliquent le trafic voyageurs SNCF sur le réseau principal en rythme annuel, sur la période 1976-1992. Les variables explicatives retenues sont identiques à celles du modèle global de la SNCF. Les élasticités obtenues sont très proches entre le modèle SNCF sur des séries trimestrielles et le modèle du SES sur des séries annuelles. L'élasticité du trafic à la consommation des ménages est semblable dans les deux modèles (0,43), elle est similaire pour le prix des carburants (0,20 pour le SES contre 0,22 pour la SNCF) et pour la vitesse moyenne (1,08 pour le SES contre 0,92 pour la SNCF). Seule l'élasticité au produit moyen ferroviaire est différente. L'élasticité obtenue est beaucoup plus élevée (en valeur absolue) pour les modèles du SES (-0,70) que pour ceux de la SNCF (-0,35). M. Girault [1997] démontre que, dans le cas où l'effet d'offre (vitesse moyenne des trains sur le réseau principal) n'est pas intégré dans la modélisation du trafic ferroviaire voyageurs, la valeur de l'élasticité du trafic à la consommation des ménages est presque doublée (0,8).

Dans les modèles de R. Bergel et V. Nespoux, calibrés sur une période plus courte 1984-1992, le trafic voyageurs SNCF est modélisé en fonction de la consom-

mation des ménages, des prix du carburant, du produit moyen ferroviaire et de la vitesse moyenne des trains pour les modèles annuels et de l'offre TGV pour les modèles trimestriels. Les élasticités du trafic à la consommation varient de 0,62 en annuel à 0,40 en trimestriel et celles au prix des carburants entre 0,22 (annuel) et 0,15 (trimestriel). On retrouve (comme dans le cas des modèles SES et SNCF) une sensibilité plus importante des trafics SNCF aux prix du fer dans les modèles annuels (-0,97) que dans les modèles trimestriels (-0,60). L'élasticité représentant l'offre ferroviaire (vitesse moyenne des trains) est, comme dans les modèles précédents, proche de l'unité (0,96).

La Direction de la Prévision [1994] a réalisé une modélisation du trafic voyageurs SNCF (Grandes Lignes) sur une très longue période (1962-1993). L'intégration d'une variable de rupture a été nécessaire afin d'obtenir une estimation satisfaisante. Cette rupture a été introduite de façon exogène en 1986. La variable de rupture est représentée par une tendance à partir de 1986 (la valeur de la tendance est nulle avant cette date). Le trafic voyageurs SNCF Grandes Lignes (exprimé en voyageurs-kilomètres) est expliqué en fonction de la consommation des ménages et des prix relatifs (rapport du prix SNCF sur le prix du transport en véhicule particulier). Les élasticités sont reportées ci-dessous.

#### **Trafic Grandes Lignes SNCF**

Consommation des ménages	0,57
Prix relatifs	-0,71
Tendance (1986-1993)	-0,03

Source : Direction de la Prévision

Cette approche est intéressante à plusieurs niveaux. Tout d'abord, c'est la seule modélisation à faire apparaître une élasticité croisée au niveau des prix relatifs. La sensibilité du trafic aux prix est assez élevée (-0,71). Puis, elle montre la difficulté de réaliser une modélisation du transport sur le long terme sans intégrer une rupture exprimant des changements dans l'environnement économique ou sur le marché des transports. Cette rupture correspond à une baisse, depuis 1987, de trafic de l'ordre de 3% par an.

L'ensemble des modèles développés jusqu'à présent décomposent le trafic selon les modes de transports. L'analyse s'affine en séparant les trafics de première et de seconde classe. Il nous semble important de considérer aussi le motif de déplacement. Oum et *al* [1992] recensent, dans leur article, un ensemble d'études internationales (sur données en coupe ou chronologiques) proposant une segmentation du trafic ferroviaire et aérien par motifs de transport. Les trafics ferroviaires sont uniquement exprimés en fonction de leur prix. Les élasticités sont résumées dans le tableau suivant (nous avons fait apparaître uniquement les élasticités des modèles calibrés sur des séries temporelles).

#### **Elasticités prix du transport ferroviaire**

Pour motif professionnel	[-0,67 ; -1,00]
Pour motif de loisir et autres	[-0,37 ; -0,40]
	[-0,74 ; -0,90]
	[-0,81 ; -1,17]
	[-0,14 ; -1,18]

Source : Oum et al [1992]

Les élasticités prix du trafic d'affaires sont comprises entre -0,67 et -1, alors que l'on observe une variation plus importante pour le trafic de loisir (-0,14/-1,18).

Cette faiblesse des élasticités se retrouve pour le trafic aérien. L'élasticité prix du trafic pour raison professionnelle est de -0,65 alors qu'elle peut être supérieure à l'unité (en valeur absolue) pour le trafic de loisir (-0,40/-1,98). Cependant, les auteurs soulignent un problème au niveau du périmètre des séries. Certains travaux considèrent souvent le trafic 1<sup>ère</sup> classe comme un trafic d'affaires et le trafic de deuxième classe comme un trafic de loisir.

### **2.3.3 Les modélisations des véhicules légers sur les autoroutes concédées**

Le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées est modélisé sur la période 1971-1990 par le SES en fonction du PIB et des prix des carburants. Les élasticités sont respectivement de 1,21 et -0,29. Les travaux plus récents de J-C. Blain et L. N'Guyen [1994] intègrent, en plus de la modélisation précédente, la variable de trafic retardée, le coût du péage et la longueur du réseau autoroutier. La variable retardée (élasticité égale à 0,25) peut traduire un effet d'inertie de comportement des usagers du réseau autoroutier. Ce dernier modèle plus complet, calibré sur la période 1971-1992, montre une élasticité au PIB plus faible, de l'ordre de 0,92, et une élasticité aux prix des carburants plus élevée (en valeur absolue) de -0,47. La sensibilité du trafic des véhicules légers aux coûts des péages est assez grande, l'élasticité étant proche de l'unité (0,96). L'effet de l'offre, représenté par la longueur du réseau autoroutier, est lui aussi assez important puisque l'élasticité est égale à 0,65. Le développement des autoroutes sur la période d'estimation a eu des répercussions importantes sur l'évolution du trafic des véhicules légers. En raison de son caractère autorégressif, les élasticités estimées par ce modèle ne sont pas entièrement comparables à celles des autres équations pré-

sentées dans ce chapitre. Ce sont des élasticités de court terme. Pour estimer les élasticités de long terme, il convient de diviser les valeurs de court terme par 0,75<sup>17</sup>. Nous reportons dans le tableau ci-dessous, les élasticités de court et de long termes issues de la note de J-C. Blain et L. Nguyen [1994].

Variables	Elasticités de CT	Elasticités de LT
PIBM	0,92	1,23
Prix des carburants	-0,47	-0,63
Prix des péages	-0,96	-1,28
Longueur réseau autoroutier	0,65	0,87

LT = long terme, CT = court terme

Source : J-C. Blain, L.Nguyen [1994]

Dans les travaux de R. Bergel et V. Nespoux [1996], le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées est exprimé en fonction de variables explicatives identiques à celles du modèle précédent, mais avec des périodicités annuelle et trimestrielle (sur la période 1980-1992). La variable d'offre, la longueur du réseau autoroutier, apparaît uniquement dans le modèle annuel, l'élasticité du trafic à cette variable étant de 0,75. Néanmoins, d'après les auteurs, l'existence d'une forte corrélation entre la croissance économique et l'offre autoroutière induit un doute sur la valeur de l'élasticité. L'élasticité du trafic des véhicules légers au PIB varie de 1,59 pour le modèle annuel à 0,96 pour le trimestriel. L'influence des coûts du péage et des prix du carburant sur le trafic est moins importante dans le modèle trimestriel, où les élasticités sont de -0,39 pour le coût du péage et -0,11 pour les prix du carburant, que dans le modèle annuel, où les élasticités sont respectivement de -0,74 et de -0,40.

<sup>17</sup> Soit (1-le coefficient de la variable autorégressive).

### 2.3.4 Les principaux facteurs de la demande de transport de voyageurs

A l'issue de l'analyse des modèles des principaux organismes institutionnels des transports, nous avons recensé les variables ayant un impact significatif sur les différents trafics modélisés. Nous les avons classées par groupes dans le tableau suivant :

Catégorie	Contenu
Activité économique	Dépense de consommation finale des ménages, Dépense de consommation des ménages en transports, Produit Intérieur Brut, Chômage.
Technologies - Innovation	Vitesse (vitesse des TGV), confort.
Offre SNCF	Prix (produit moyen ferroviaire), qualité de service <sup>18</sup> , Vitesse (vitesse moyenne des trains, vitesse du TGV).
Offre des concurrents	Prix (prix aériens, prix du carburant), Infrastructure (longueur du réseau autoroutier).

#### Conclusion sur les fonctions de demande de transport terrestre

De l'analyse des différents modèles fret et voyageurs, nous avons établi nos fonctions de demande de transport terrestre. Ce sont des fonctions standard de type log-linéaire. Les différents trafics (fret et voyageurs) vont dépendre des va-

<sup>18</sup>Des variables représentent la qualité de service du transport de voyageurs, comme la régularité des trains (retard < 6 minutes) ou leur irrégularité (retard > 14 minutes).

riables d'activité économique, de prix, d'offre<sup>19</sup> et d'innovation technologique ( $K$ ).

La fonction de demande est de la forme suivante :

$$Trafic = f(Activité, Prix, Offre, K)$$

$$Trafic = K^{\alpha+\gamma t} Activité^{\beta_1} Prix^{\beta_2} Offre^{\beta_3}$$

La transformation logarithmique conduit à :

$$\ln(Trafic) = K'(\alpha + \gamma t) + \beta_1 \ln(Activité) + \beta_2 \ln(Prix) + \beta_3 \ln(Offre)$$

Pour estimer une fonction de cette forme, nous vérifions tout d'abord le caractère non-stationnaire des variables (Partie II de la thèse), nous testons ensuite la présence d'une relation de long terme entre les variables. Si elle est validée, nous appliquons à notre fonction de demande une méthode d'estimation en deux étapes. Cette méthode distingue deux équations, une de long terme, appelée relation de cointégration (avec les variables en niveau) et une équation de court terme avec les variables en différence et une force de rappel (les résidus estimés et retardés issus de la relation de long terme :  $z_{t-1}$ ) vers l'équilibre de long terme. Les deux équations à estimer sont donc les suivantes :

### Equilibre de long terme :

$$\ln(trafic)_t = K'(\alpha + \gamma t) + \beta_{11} \ln(Activité)_t + \beta_{12} \ln(Prix)_t + \beta_{13} \ln(Offre)_t + z_t$$

---

<sup>19</sup>Offre et/ou concurrence.

**Equilibre de court terme :**

$$\Delta \ln (tradic)_t = \alpha' + \beta_{21} \Delta \ln (Activité)_t + \beta_{22} \Delta \ln (\Pr ix)_t + \beta_{23} \Delta \ln (Offre)_t - \beta_{24} \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Cette fonction de demande théorique est générique, elle va être appliquée à l'ensemble des trafics que nous allons étudier. De nombreux auteurs soulignent l'insuffisance des approches agrégées. Pour apprécier la relation transport-économie, il faut selon C. Reynaud [1993] segmenter la demande de transport. Car il n'existe pas une mais des demandes de transport répondant à des besoins différents et obéissant à des logiques distinctes. Se référant aux modèles de prévision de la RFA et des Pays-Bas, C. Reynaud [1993] propose une décomposition de la demande de transport selon l'origine et la destination (en séparant l'international), par produit pour les marchandises, par région et par catégorie de distance pour les voyageurs...

Partageant l'avis de C. Reynaud, nous proposons dans la suite des travaux d'analyser les différentes fonctions de demande de transport (fret et voyageurs) décomposées dans un premier temps par mode puis, dans le cas du fret, en segmentant le trafic total en national et international et, pour les voyageurs, en étudiant à la fois les transports urbains et interurbains.

## **Deuxième partie**

### **La base de données**



## Introduction

La partie précédente nous a permis d'identifier les principaux facteurs explicatifs de la demande de transport. Elle a mis en évidence les besoins théoriques des données nécessaires et les indicateurs pertinents pour réaliser l'analyse historique de la demande de transport.

Dans cette partie, nous confrontons cette "demande théorique de données" à "l'offre de données disponible". Cette deuxième partie est donc plus orientée sur les aspects méthodologiques et opérationnels.

L'information existante dans le domaine des transports est assez fournie. L'objectif du premier chapitre est de recenser l'ensemble des statistiques disponibles dans ce secteur. A ce niveau des travaux, se pose le problème du choix de la période d'estimation et de la périodicité. Seulement, ce choix nous est souvent imposé par la disponibilité des données. Pour modéliser nos différentes fonctions de demande de transport (basées sur des VECM<sup>20</sup> impliquant la présence d'un équilibre de long terme), est-il préférable d'avoir un historique de 10 ans avec des données mensuelles (soit 120 points), ou alors un historique de 20 ans sur des données trimestrielles (80 points) ? Les échantillons ne contiennent pas la même information et les résultats peuvent s'en trouver différents. D'autre part, dans le cas où un échantillon de plusieurs dizaines d'années existe, les séries vont-elles rester homogènes sur l'ensemble de la période ? Nous abordons dans la suite du chapitre les problèmes de cohérence sur le long terme de certaines séries. Après avoir recherché les variables correspondant aux principaux facteurs explicatifs de la demande de transport, nous consacrons la fin du chapitre aux variables sus-

---

<sup>20</sup>VECM = Vectorial Error Corrected Model.

ceptibles de représenter la qualité de l'offre et plus spécifiquement la qualité de l'offre ferroviaire.

Après la description des principales sources, nous présentons, dans les trois chapitres suivants, les variables composant nos bases de données. Nous avons structuré les informations statistiques en trois bases distinctes, la base fret, la base du fret national et international et la base voyageurs. Pour chacune des bases, nous explicitons la construction des séries en détail (source, unité, changement de périmètre...), puis nous effectuons une représentation graphique de celles-ci en données corrigées des variations saisonnières (CVS). Dans un souci d'harmonisation entre les séries, nous avons appliqué, à l'ensemble des variables de nos bases, la méthode de désaisonnalisation (CENSUS X11) identique à celle réalisée par l'INSEE sur les variables macro-économiques. Nous décrivons ensuite l'évolution des séries sur l'ensemble de notre période d'estimation. Nous finissons l'analyse des séries (en logarithme) par des tests de racine unitaire (tests ADF et KPSS<sup>21</sup>) à la fois sur les séries en niveau ( $y_t$ ,  $x_t$ ) et sur les séries en différence ( $\Delta y_t$ ,  $\Delta x_t$ ). Le premier test (sur  $y_t$ ,  $x_t$ ) vérifie la non-stationnarité du processus, le second (sur  $\Delta y_t$ ,  $\Delta x_t$ ) valide son caractère intégré à l'ordre 1. Les résultats sont repris sous la forme d'un tableau (valeur de la statistique, nombre de retards pour les tests ADF, rappel des valeurs critiques). Les résultats des tests sont reportés uniquement pour les séries en base 1995. Nous présentons, tout d'abord, les variables relatives au transport de marchandises : la base fret dans le chapitre 2 et la base du fret national et international dans le chapitre 3. La première base est construite à partir de séries trimestrielles. Dans la seconde base, pour des

---

<sup>21</sup>Les tests ADF et KPSS sont explicités en annexe (Partie 0).

raisons de disponibilité des données, les séries ont une périodicité mensuelle. La base voyageurs, sur données trimestrielles, est décrite dans le dernier chapitre.

A la fin de chaque chapitre, nous résumons dans un tableau, les différentes variables de la base de données, rappelant le nom, la source, la période et la périodicité.



# Chapitre 1

## Les différentes sources statistiques

Nous avons dû, dans un premier temps, prendre connaissance du marché des transports, comprendre l'ensemble des acteurs du marché et leurs interactions, puis analyser l'évolution de ce marché en mutation depuis 20 ans, au niveau des marchandises mais aussi des voyageurs. L'activité du transport est spécifique à plus d'un titre. C'est une activité de service mais aussi une activité qui présente des enjeux collectifs, puisqu'elle nécessite l'utilisation d'une infrastructure lourde. Cette dernière caractéristique explique l'importance de l'intervention de la puissance publique dans la politique des transports. C'est aussi un marché en concurrence : il existe un large choix possible entre les différents modes de transport en fonction d'un arbitrage économique qualité/prix. Chaque élément du marché peut être évalué de façon multiple. Comme le rappelle la Revue de Rexecode [1996], les éléments qui composent la qualité du service de transport de marchandises, particulièrement, sont nombreux. On peut citer le temps d'acheminement plus ou moins long, la fiabilité du temps d'arrivée et de départ, l'information et le suivi

du transport, la régularité, la disponibilité du service, la manutention nécessaire au départ ou à l'arrivée de la marchandise, le conditionnement ou l'emballage, la précision du point de départ ou d'arrivée...

Il existe donc un grand nombre d'informations disponibles dans le secteur des transports en général et pour chaque mode en particulier. Nous allons présenter l'ensemble des sources (les plus fiables) recueillies pour la construction de nos différentes bases de données. Nous exposons tout d'abord les statistiques macro-économiques utilisées lors des modélisations et les séries relatives au transport, puis nous achevons ce chapitre par un descriptif des statistiques disponibles à la SNCF.

## 1.1 Les statistiques macro-économiques

L'ensemble des séries macro-économiques sont fournies par l'INSEE. Les séries concernant les ressources et les emplois de biens et de services (en volume en francs constants ou en valeur en francs courants), parmi lesquels le produit intérieur brut, la dépense en consommation finale des ménages, les importations et les exportations, sont disponibles dans le tableau de bord hebdomadaire ou dans les Informations Rapides de l'INSEE. Ces deux publications ne fournissent pas un large historique des variables. Elles privilégient une information rapide pour une courte périodicité (bien souvent mensuelle, mais aussi trimestrielle)<sup>1</sup>. Les séries plus longues sont disponibles dans la publication annuelle "Séries Longues". Cette publication reprend les principaux indicateurs macro-économiques de l'IN-

---

<sup>1</sup>Le tableau de bord hebdomadaire constitue une synthèse des informations produites par l'INSEE et publiées dans les Informations Rapides. Cette synthèse est complétée par une sélection des principaux indicateurs élaborés par d'autres organismes (Banque de France, OCDE, ...) et par un résumé de l'état de la conjoncture à l'étranger.

SEE et d'autres organismes (dont le chômage) avec une périodicité trimestrielle. Les Bulletins Mensuels de Statistiques (BMS) de l'INSEE fournissent aussi beaucoup d'informations statistiques, celles-ci y apparaissent plus détaillées que dans les publications précédentes. Il existe notamment dans le BMS, une rubrique démographie et une rubrique transport dans laquelle on peut distinguer les prix et les trafics des différents modes au niveau des marchandises (sauf pour le transport ferroviaire de marchandises), du secteur de l'automobile, de la circulation routière et des voyageurs (tableau 8, BMS, INSEE). Le site de l'INSEE<sup>2</sup> (très complet) propose beaucoup d'informations en ligne et permet de télécharger l'ensemble des séries des Comptes Nationaux trimestriels ou annuels (en séries longues (depuis 1978) en francs constants de 1995 ou en francs courants, sous format Excel et html), mais aussi l'indice des prix à la consommation ainsi que des indicateurs conjoncturels.

## 1.2 Les statistiques sur les transports

Deux publications rassemblent la plupart des statistiques courantes sur les transports : le Bulletin Statistique Transport du Service Economique et Statistique (SES) du Ministère des Transports et les Comptes des Transports de l'INSEE et du SES. La nature de l'information est différente suivant les publications. La première restitue des informations mensuelles, la seconde des informations annuelles, les données les plus riches étant disponibles seulement annuellement. Ces deux sources sont accessibles sur Internet (site du SES<sup>3</sup>). Le bulletin est mis à jour régulièrement et on peut consulter en ligne et/ou télécharger l'exemplaire

---

<sup>2</sup><http://www.insee.fr>

<sup>3</sup><http://www.equipement.gouv.fr/statistiques>

le plus récent. Les Comptes des Transports sont disponibles (en ligne) avec un historique de quelques années (1999 et 2000 actuellement).

Le Bulletin statistique du SES regroupe à la fois des informations concernant les entreprises des transports (défaillances, salariés, demande et offre d'emploi ...) et les différents trafics (route, fer, air,... au niveau du fret et des voyageurs). Il reprend aussi les principaux indicateurs macro-économiques en relation avec le transport comme l'indice de la production industrielle, les exportations (en volume), les importations (en volume). Les statistiques de transport de marchandises sont disponibles en tonnes-kilomètres pour les transports routier, ferroviaire et les voies navigables. Une première décomposition a trait à la séparation entre le transport national (chargement et déchargement sur le territoire national) et le transport international. Une deuxième ventilation est réalisée selon le type de produit transporté : produits agricoles, produits alimentaires, matériaux de construction, produits manufacturés. Le bulletin regroupe aussi des informations concernant l'activité portuaire.

Le trafic de voyageurs est exprimé différemment selon le mode de transport utilisé. Il apparaît en voyageurs-kilomètres pour les trafics ferroviaire (réseau principal, TGV, Ile-de-France) et aérien, en véhicules-kilomètres pour les séries du trafic routier. Une segmentation est réalisée entre le trafic sur les routes nationales et le trafic sur les autoroutes avec, pour ce dernier uniquement, une distinction entre véhicules légers et poids lourds.

Des indices de coût et de prix au véhicule-kilomètre en zone longue (pour un parcours supérieur à 200 km) sont fournis uniquement pour le transport routier. Le prix correspond au montant payé pour la prestation de transport. Les prix du transport de voyageurs ferroviaire et aérien sont disponibles mensuellement dans

le Bulletin Mensuel de Statistiques (BMS) de l'INSEE.

Les Comptes des Transports du SES et de l'INSEE reprennent la plupart des statistiques précédentes en annuel (avec souvent un historique de quelques années). Les données complémentaires proviennent de la comptabilité nationale. On peut y trouver, entre autres, des statistiques concernant les infrastructures (investissements par mode, financement par source), les données sociales, le marché du travail et le compte satellite des transports (évaluation de la dépense nationale et de son financement par mode).

## 1.3 Les statistiques de la SNCF

Au niveau de la SNCF, nous disposons à la fois de statistiques chronologiques et de statistiques en coupe.

### 1.3.1 Les statistiques chronologiques concernant le trafic fret et voyageurs

La recherche de statistiques chronologiques, au niveau de la SNCF, s'est avérée assez difficile. En effet, le système de gestion de bases de données est un système qui gère les informations à moyen terme. Les données infra-annuelles sont régulièrement effacées pour les historiques supérieurs à 5 ans. Seules les données avec une périodicité annuelle sont gardées. A cet suppression des données, s'ajoute la difficulté d'avoir des séries homogènes. Le marché et les concepts évoluant, certaines séries ont changé de périmètre. En effet, en 1991, le périmètre Ile-de-France s'agrandit ; en 1993, une partie des Trains Rapides Nationaux (TRN) est transférée vers les Trains Express Régionaux (TER).

La SNCF dispose de plusieurs sources statistiques différentes pour le transport du fret et des voyageurs. Certaines sources statistiques regroupent les deux activités.

Au niveau du transport de marchandises, il existe une base très complète : la base "SAFARI"<sup>4</sup>. C'est une base de données commerciale alimentée en temps réel. Son accès est très restreint. Des démarches sont nécessaires pour obtenir des données. Les trafics et les recettes de notre base de données fret pour les modèles mensuels sont issus de cette base. Les données antérieures à 1991 étaient disponibles uniquement en rythme annuel.

Conjointement, la SNCF édite un rapport annuel, le rapport C1, dans lequel sont regroupées des données fret (les trafics (en volume) et les recettes) segmentées selon le secteur d'appartenance et par nature des flux transportés (intérieur, import, export, transit). Le niveau très précis de ces données, notamment pour les recettes, rend ce rapport confidentiel. Le rapport C1 n'est plus édité depuis 1999.

L'Etat AN0301H offre une périodicité beaucoup plus fine : c'est une publication hebdomadaire qui regroupe le trafic commercial fret de wagons à charge, ventilé par secteurs d'appartenance. Les données sont disponibles en tonnes, en tonnes-kilomètres taxées et en tonnage moyen par wagon. L'ensemble des trafics apparaissent pour la semaine concernée de l'année n et pour la même semaine de

---

<sup>4</sup>Cette base commerciale est composée d'environ 250 champs regroupés sous huit dossiers principaux, ENVOIS (date, caractéristiques du dossier, coupure de masse....), MARCHANDISES (code, section NST, type de marchandises...), CLIENT (expéditeur, destinataire, code APE, code SIREN ...), GEOGRAPHIE (région SNCF export, région SNCF import, pays ....), WAGON (appartenance, affectation, caractéristique physique ...), PRIX DE VENTE (mesure tarifaire, tarification appliquée), RESULTAT (recette nette, recette brute, valeur kilométrique, quantité), et LISTE DES LIBELLES (niveau commercial, TVA, NST ...), cf. le descriptif de la base SAFARI.

l'année n-1. La moyenne des trafics fret des treize dernières semaines est récapitulée pour l'année précédente et l'année en cours. Un dernier indicateur propose le trafic en cumul depuis le premier janvier de l'année n et celui de l'année n-1.

Les statistiques disponibles concernant les voyageurs sont tout aussi importantes. De façon identique au fret, il existe un état hebdomadaire du trafic Grandes Lignes. Les résultats hebdomadaires Grandes Lignes présentent les trafics des TGV déclinés par axe (TGV Sud-Est, TGV nord-Europe, TGV Atlantique, TGV jonction, Eurostar et Thalys) et les indicateurs concernant la régularité (retard < 6 minutes) et l'irrégularité (retard > 14 minutes) des trains (Grandes Lignes et TGV).

La SNCF publiait, tous les trimestres, les Résultats Mensuels de Statistiques. L'ensemble des données de trafic, fret et voyageurs (trafics, recettes, effectifs, régularité, accidents) y était publiées. Ce bulletin dans lequel l'ensemble des séries apparaissent en mensuel n'existe plus qu'en rythme annuel. Le rapport au Conseil d'Administration publié tous les mois se substitue aujourd'hui au bulletin mensuel. Sa disponibilité est immédiate puisque nous pouvons télécharger sa version la plus récente sur Intranet (<http://10.8.87.111/>).

Nous venons de recenser l'ensemble des séries chronologiques disponibles à la SNCF en relation avec nos besoins pour les modélisations des fonctions de demande. Nous allons, dans le paragraphe suivant, décrire les statistiques issues des différentes enquêtes.

### 1.3.2 Les données issues d'enquêtes

A notre connaissance, il existe deux enquêtes récurrentes depuis plusieurs années, une enquête qualité réalisée auprès des clients du fret et une enquête,

appelée panel SNCF, effectuée sur un panel de voyageurs.

La première est réalisée depuis 1996. Le but de cette enquête est de mesurer le degré de satisfaction des clients fret de la SNCF. Le mode de collecte est effectué par téléphone à partir du fichier de clientèle des agences du fret. Les clients répondent à un questionnaire semi-directif fermé, agrémenté d'une question ouverte. Le questionnaire comprend une évaluation globale du service et une trentaine de thèmes détaillent les trois aspects principaux du service : la relation avec le client, l'offre commerciale et la réalisation de cette offre.

Le panel SNCF existe depuis 1994, il fait suite au panel SOFRES/SNCF datant de 1989. L'objectif de l'étude panel est d'analyser les voyages à plus de 100 km réalisés par des résidents français sur le marché intérieur et entre la France et le marché européen proche (CEE moins la Grèce mais avec la Suisse et l'Autriche) durant une année tous modes confondus. Le panel SNCF est réalisé sur un échantillon de 10 000 individus âgés de 5 ans et plus. Le mode d'interrogation est effectué tous les deux mois par téléphone (méthode CATI) pour les voyageurs les moins fréquents (soit 75% de l'échantillon) et par questionnaire auto-administré pour les plus fréquents (25%). Le panel permet de comprendre comment se structure le marché des transports dans son ensemble et son évolution, puis il propose une analyse du positionnement du transport ferroviaire au sein de ce marché.

## **1.4 Les problèmes de cohérence des séries sur le long terme**

Après cette première phase de recherche des données, nous devons faire un choix sur la période et la périodicité de nos bases. Nous avons privilégié un his-

torique de 20 ans, sachant que les séries longues sont plus sujettes aux ruptures et aux changements de périmètre.

Les modifications intervenues sur certaines séries sont de deux ordres. Les premières modifications sont relatives aux améliorations des définitions et des sources et peuvent impliquer un changement de périmètre. Les secondes sont en rapport avec l'harmonisation des statistiques au niveau européen.

Les changements de périmètres concernent plusieurs séries de notre base de données, en particulier les séries de transport de voyageurs. De plus, une modification de ces séries souvent emboîtées implique des ruptures en chaîne sur l'ensemble des autres séries. Ainsi, l'extension de la Région des Transports Parisiens à l'ensemble de l'Ile-de-France en 1991 a eu une incidence sur le trafic en Ile-de-France, le trafic des TER et donc sur le réseau principal.

L'adaptation aux consignes européennes en matière de données statistiques a eu d'importantes répercussions au niveau des séries macro-économiques (changement de base comptable de l'INSEE), mais aussi au niveau du transport routier de marchandises. Le SES a dû réaliser une rétropolation sur les séries du trafic routier, avec un facteur multiplicatif de l'ordre de 1,2, soit une augmentation globale du trafic de 20% pour les valeurs antérieures à 1996. Pour les séries INSEE, la simple rétropolation est insuffisante. Plus que le changement de base (base 1980 à base 1995), le concept même de la construction de la variable a changé afin d'être homogène aux autres séries européennes. Les différents changements concernant les séries macro-économiques sont décrits avec plus de précisions dans les annexes (Partie II, Annexe A).

Le tableau ci-après présente les taux de croissance annuels moyens (TCAM), pour l'ensemble de nos séries macro-économiques en francs constants de 1980 et

de 1995, entre 1980 et 1997 (période commune aux séries), puis les évolutions sur l'ensemble de la période.

Francs constants	<b>Base 1980</b>		<b>Base 1995</b>	
	tcam 80-97	Evolution 80-97	tcam 80-97	Evolution 80-97
Produit Intérieur Brut	1,9%	38,5%	1,9%	38,7%
Production industrielle	1,4%	27,3%	1,9%	38,4%
Consommation des ménages	2,0%	40,6%	1,6%	30,2%
Exportations	4,6%	113,1%	5,0%	128,2%
Importations	3,8%	89,4%	3,9%	90,2%

Nous constatons des changements minimes pour les séries du PIB et des importations. A l'inverse, les taux sont beaucoup plus élevés en base 95 qu'en base 80 pour la production industrielle et les exportations et plus faibles pour la consommation des ménages. Les écarts sont en moyenne de plus ou moins 10 points pour chacun des trois agrégats. Les effets du changement de base sur la valeur des élasticités sont non négligeables (les élasticités de l'ensemble des modèles en base 80 sont présentées en annexe, Partie III, Annexe B). Mais les implications sur la qualité des modèles et des prévisions semblent minimes. Une étude, réalisée par le laboratoire EUREQua [2001] pour le SES dans le cadre d'un contrat, effectue une comparaison des modèles fret (décomposés par produits) en base 1980 et 1995. Cette comparaison est basée sur le calcul pour les deux modèles d'une quinzaine de critères de mesure de la qualité des rétroprévisions. De façon générale, la qualité des modélisations du fret ferroviaire est similaire avec les deux bases.

## 1.5 La qualité de l'offre ferroviaire

Afin de mieux comprendre l'évolution du trafic ferroviaire observée au cours de notre période d'estimation (1980-2000), nous avons voulu analyser la qualité de l'offre proposée par le transport ferroviaire à ses clients. Afin de quantifier cette notion, nous avons dénombré plusieurs indicateurs adaptés à notre problématique. Les premiers indicateurs sont quantitatifs. Ils concernent principalement la régularité et la fiabilité des trains et le temps d'acheminement, mais aussi le nombre de jours perdus pour fait de grève. Ces indicateurs se présentent sous la forme de séries chronologiques. Les deuxièmes types d'indicateurs, d'ordre plus qualitatif, sont issus des enquêtes de satisfaction auprès des clients.

### 1.5.1 Les indicateurs de régularité et de fiabilité

Pour le transport ferroviaire, plusieurs séries peuvent traduire la régularité ou la fiabilité, comme le nombre de trains calés ou encore les taux de retard des trains. Les trains calés sont les trains du fret qui n'ont pu prendre le départ par manque de matériel (série T2) ou de personnel (série T3). Ce sont deux séries distinctes en pratique. Elles sont recueillies quotidiennement auprès des différentes grandes gares ou régions SNCF. Nous disposons d'un récapitulatif mensuel de ces données. Les trains calés concernent l'ensemble du trafic fret ferroviaire, mais leur répartition n'est pas uniforme selon les types de trains. En effet, les trains les plus concernés sont les trains entiers qui représentent 90 à 95% des trains calés. La raison principale est liée à la priorité concédée à certains trains au détriment d'autres. Les trains voyageurs, même si cela tend à changer, sont prioritaires sur les trains du combiné qui sont eux-mêmes prioritaires devant les trains entiers.

Cette variable pourrait être un bon indicateur du niveau de la qualité, mais nous ne disposons pas d'un historique suffisamment long pour l'intégrer dans nos modèles. Cette série est en effet disponible uniquement depuis 1996.

Les séries de régularité existent pour le transport de marchandises comme pour le transport de voyageurs. Pour le transport combiné, la notion de retard dépend du périmètre des trains. Plusieurs catégories de trains du combiné sont considérées, "Trains Haut de gamme", "Trains standard" et "Trains du point nodal". Seul un échantillon de différentes catégories est comptabilisé. La définition du retard est aussi différente suivant le type de trains. Ainsi, un train "Haut de gamme" sera considéré en retard avec 15 minutes de décalage.

Pour le transport de voyageurs, la régularité est mesurée pour les différents segments : Grandes Lignes, TGV, TER et Ile-de-France. On distingue notamment le pourcentage de trains à l'heure (retard inférieur à 5 minutes) et le pourcentage des trains en retard (durée du retard supérieure à 14 minutes). Les deux notions ne sont pas complémentaires. Pour les TGV, la régularité des trains est ventilée par axe (Sud-Est, Atlantique, Nord-Europe, Eurostar et Thalys). Dans le cas du trafic ferroviaire en Ile-de-France, où le retard est comptabilisé pour des durées supérieures à 5 minutes, une distinction supplémentaire, en "journée complète" et en "heure de pointe", est apportée.

Le changement de périmètre intervenu en 1998 sur la série de régularité pour l'ensemble des trafics du réseau principal a introduit une nouvelle définition (un train est à l'heure si la durée de son retard est inférieure à 5 minutes contre 3 précédemment), expliquant la difficulté de disposer d'une série homogène sur l'ensemble de la période.

### 1.5.2 Le nombre de jours perdus

Le nombre de jours perdus pour fait de grèves a des implications sur les trafics ferroviaires à deux niveaux. Le premier concerne la détérioration de la qualité de l'offre, générant, comme dans le cas des grèves de 1995, un report de trafic vers les modes concurrents. Le deuxième, d'ordre plus économique, est relatif aux chocs causés par les grèves sur les séries ferroviaires. Pour l'année 1995, le nombre de jours perdus a dépassé 1 million de jours-hommes contre environ 85 000 jours-hommes en 2000. Le choc provoqué par les grèves de 1995 sur les séries ferroviaires est donc d'une très grande amplitude. Il est clairement identifiable et mesurable. Les conséquences de ce point "aberrant" sur nos modélisations à court terme sont importantes. Des estimations récursives montrent un saut durable des élasticités de court terme au moment précis des grèves. Les effets du choc causé par les grèves se sont maintenus jusqu'à la fin de la période d'estimation, contribuant à maintenir des valeurs élevées pour les élasticités de court terme. Les séries ferroviaires sont donc corrigées des grèves<sup>5</sup> en amont des modélisations.

Les indicateurs précédemment cités nous fournissent une information sur l'évolution de la qualité de l'offre ferroviaire. Mais ils ne nous renseignent pas sur les attentes réelles des clients.

### 1.5.3 L'enquête sur la satisfaction des clients fret

Une enquête de satisfaction a été réalisée pour évaluer la perception de l'offre ferroviaire auprès des clients du fret. Nous avons effectué<sup>6</sup> une analyse des ré-

---

<sup>5</sup>Les corrections des grèves ont été réalisées par le service du contrôle de gestion de la SNCF.

<sup>6</sup>Cette analyse a été réalisée en collaboration avec Rémi Sirolli, stagiaire ENSAI [1999].

ponses à cette enquête, appelée enquête "Qualité Fret", pour l'année 1998, à partir des techniques relatives à l'analyse des données. Le but de l'enquête est de déterminer le poids de la qualité de service dans la discrimination des choix des clients pour les différents modes de transport de marchandises. L'échantillon est composé de 1631 clients. Nous réalisons tout d'abord une analyse factorielle<sup>7</sup> des correspondances multiples (AFCM) pour déterminer les facteurs communs à l'ensemble des clients. Puis, à partir d'une classification<sup>8</sup>, nous réalisons une typologie des individus en quatre classes distinctes. Une description du questionnaire et du traitement de l'enquête est disponible dans les annexes (Partie II, Annexe B).

Les facteurs communs les plus significatifs des clients du fret SNCF (visibles sur le premier plan factoriel) sont le degré de satisfaction et la fidélisation.

L'analyse du premier plan factoriel montre que l'attention des clients se porte plus particulièrement sur la réactivité de la SNCF, c'est-à-dire sa flexibilité dans des situations d'imprévus (fort trafic, demande urgente, etc.), ainsi que sur le respect des délais. Dans ce dernier cas, le fait de voir la SNCF remplir ses engagements horaires s'accompagne d'un souhait de transparence sur le suivi des marchandises. Globalement, la fidélisation des clients passe par une amélioration de ces différents aspects du trafic fret. Nous affinons l'analyse du premier plan

---

<sup>7</sup>Ces méthodes ne font pas une sélection des variables, mais construisent de nouvelles variables (les axes factoriels) comme combinaisons linéaires des variables observées : ce sont l'Analyse Factorielle des Correspondances Multiples (AFCM) pour les variables qualitatives et l'Analyse en Composantes Principales (ACP) pour les variables numériques. Nous utiliserons dans notre cas la première méthode. Elle est particulièrement bien adaptée à l'exploitation d'enquêtes où les questions sont à réponses multiples.

<sup>8</sup>Cette technique fait appel à une démarche algorithmique permettant de regrouper des individus ayant des comportements similaires. Dans ces circonstances, les techniques de classification peuvent compléter et nuancer les résultats de l'analyse factorielle. L'utilisation conjointe de ces deux méthodes va nous permettre à la fois une compréhension de la structure des données et une interprétation plus aisée des résultats.

factoriel à partir des caractéristiques des répondants.

Les régions de Montpellier et de Marseille, souvent perturbées, génèrent le plus d'insatisfaction. Il en va de même pour les clients du siège (clients grands comptes). Au contraire, les régions de Reims, de Metz-Nancy et de Paris St-Lazare figurent comme des " élèves modèles ". Ce sont des régions de tradition ferroviaire où le trafic de voyageurs est peu important. Il n'existe pas de point d'engorgement ou de saturation du trafic fret. Les clients y sont en général très fidèles et il sont plus attachés au fret que dans les autres régions.

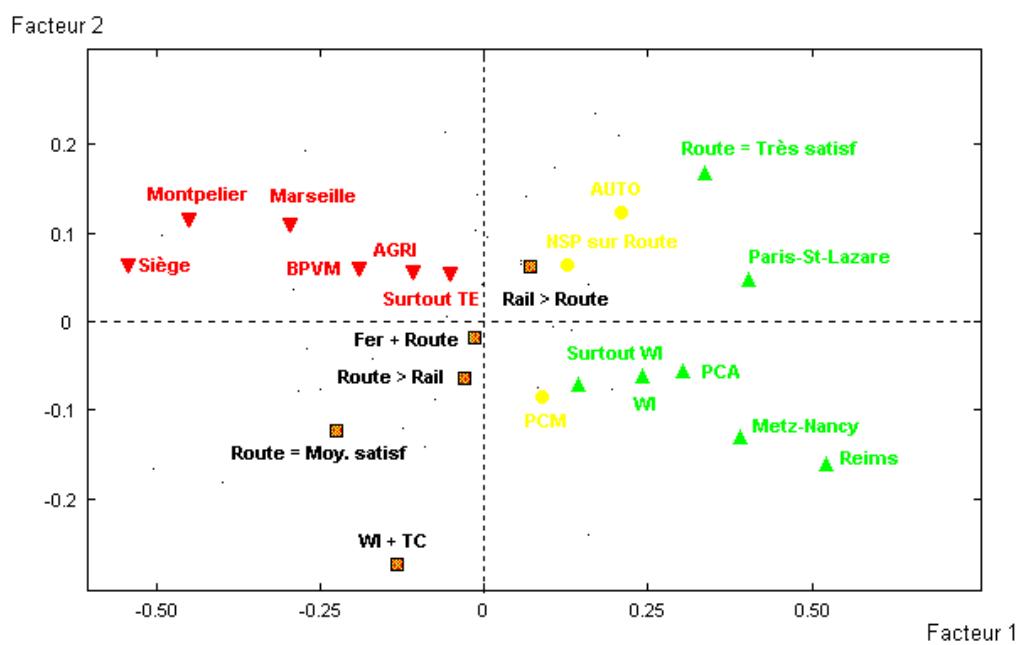
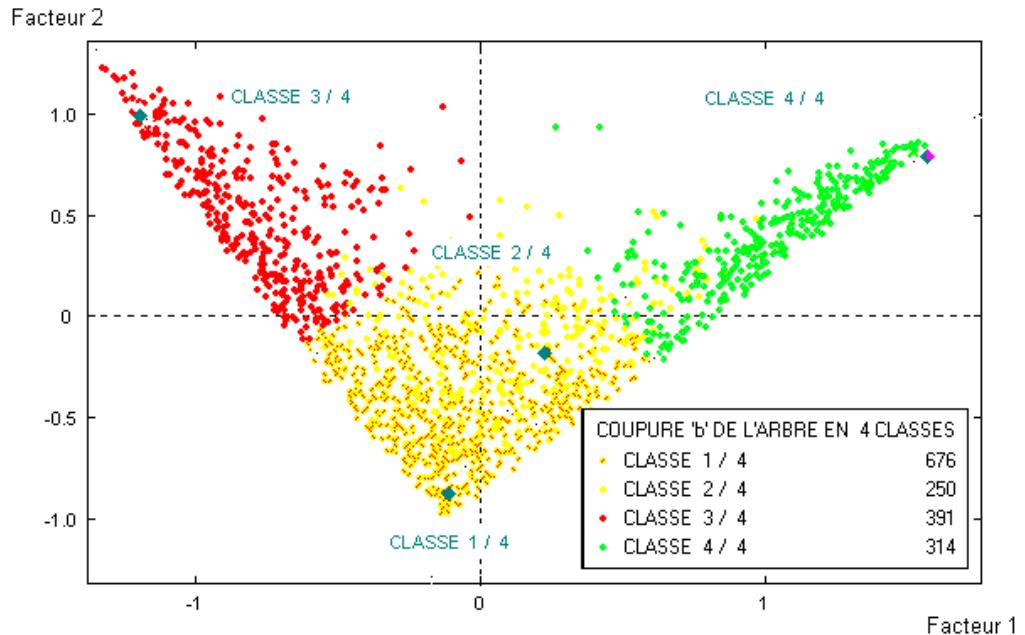
A travers l'analyse du premier plan factoriel, il apparaît que l'interlocuteur SNCF fret idéal est un partenaire unique du client et de préférence un opérationnel, un homme de terrain plutôt qu'un agent commercial de la SNCF. Au souhait d'un interlocuteur unique, s'ajoute une aspiration à une facturation plus simple facilitant les démarches administratives et réduisant de ce fait les problèmes inhérents à l'inertie d'une structure lourde, à laquelle les clients ne sont pas confrontés avec le transport routier.

Les clients mixtes (utilisant à la fois le fer et la route) apparaissent beaucoup plus satisfaits par l'offre routière que l'offre ferroviaire.

### **La classification**

Après avoir analysé les variables les plus déterminantes concernant la satisfaction et la fidélisation du client Fret, nous définissons une typologie des différents clients en prolongement de l'Analyse Factorielle des Correspondances Multiples (AFCM). Pour cela, nous utilisons des méthodes de classification (Classification Ascendante Hiérarchique). Nous déterminons quatre grandes typologies de client fret SNCF, représentées par les graphiques ci-dessous : le premier graphique représente les individus par classe, le deuxième les différentes variables illustratives

en fonction des 4 classes. Celles-ci sont ensuite commentées plus en détail.



*Les clients difficiles à fidéliser (Classe 1/4 - orange)*

Ce sont, pour la plupart (45%), des clients travaillant beaucoup plus avec la route qu'avec le fer. Cependant, ils considèrent que la SNCF est un fournisseur important. Une grande part des clients appartenant à cette classe utilisent plusieurs prestations offertes par SNCF Fret et notamment 53% ont recours à la fois au transport combiné et aux wagons isolés. Leur interlocuteur habituel est, pour la moitié d'entre eux, le commercial.

*Les clients plus facilement "fidélisables" (Classe 2/4 - jaune)*

Ce sont principalement les clients qui n'ont pas répondu à l'intégralité des questions du sondage. Les raisons sont diverses : soit l'interlocuteur n'était pas concerné, ou il était indifférent aux questions. Ce sont des clients qui n'ont pas une image négative de la qualité du Fret à la SNCF mais pour qui la SNCF n'est qu'un fournisseur secondaire (pour 20% dans cette classe).

A travers l'analyse de ces deux premières classes, nous pouvons nettement distinguer l'importance de la concurrence avec la route dans la fidélisation des clients. Si un client utilise plus le mode routier que le mode ferroviaire, il sera alors plus difficile pour la SNCF de le reconquérir. Dans les deux classes suivantes, nous retrouvons les remarques établies précédemment lors de l'AFCM.

*Les clients insatisfaits par la qualité du service offert (Classe 3/4 - rouge)*

Les clients mécontents de la qualité du service de SNCF Fret sont des clients en relation avec le siège (clients grands comptes) pour 40% d'entre eux. Les unités d'affaires (UA) les plus concernées par cette insatisfaction sont l'UA agriculture (30%) et l'UA BPVM (Bois, Papier, Verre, Matériaux) (32%). Les clients sont mécontents de la qualité de service concernant les trains entiers, 28% utilisant

principalement ce type de trains. Ils sont aussi assez insatisfaits de la multiplicité des interlocuteurs SNCF ; l'importance de l'interlocuteur unique pour satisfaire au mieux le client est ainsi mise en avant.

*Les clients très satisfaits par la qualité du fret (Classe 4/4 - vert)*

Nous retrouvons les régions énoncées dans la partie relative à l'AFCM (Reims (pour 30% des clients de la classe 4), Metz-Nancy (30%) et Paris St-Lazare (40%)). Ces clients utilisent principalement les wagons isolés (24%) et le transport combiné (35%) dont ils sont très satisfaits. Ils ont octroyé une très bonne note à la qualité de l'acheminement du transport combiné. Cette classe est composée essentiellement par des répondants utilisant plus le fer que la route.

Cette étude montre l'importance de la qualité du trafic fret auprès des clients et donc l'intérêt commercial que la SNCF peut en tirer.

Cette considération nous apparaît, en définitive, prépondérante dans les perspectives qui sont envisagées pour le fret SNCF dans les années à venir (objectif de 100 Milliards de tk pour l'année 2010).

D'autre part, notons que cette étude peut être approfondie par d'éventuels calculs de scores par analogie avec les techniques de marketing (credit scoring).

—

Dans la suite de cette partie, nous présentons l'ensemble des trois bases de données (base fret, base du fret national et international et base voyageurs) utilisées pour l'élaboration des fonctions de demande de transport.

## Chapitre 2

# La base de données du transport de marchandises

Les séries des modèles de transport de marchandises sont en périodicité trimestrielle, elles couvrent une période s'étalant du premier trimestre de 1980 au dernier trimestre de l'année 2000. Les principales sources de nos données sont : les Comptes Nationaux Trimestriels et le Bulletin Mensuel de Statistiques (BMS) de l'INSEE, le Bulletin Mensuel de Statistiques de la SNCF (document interne) et le Bulletin Statistique Transport (BST) du Service Economique et Statistique (SES) du Ministère des Transports.

Nous présentons tout d'abord les variables expliquées, puis les variables explicatives, des fonctions de demande de transport de marchandises.

Pour chacune des variables de la base de données, nous reportons dans un tableau les résultats des tests de racine unitaire. Les tests sur la variable en niveau valident la non-stationnarité de la série, ceux sur la série en différence confirment son caractère intégré à l'ordre un.

## 2.1 Les variables expliquées

L'unité de mesure du trafic fret (ferroviaire et routier) est la tonne-kilomètre. Cet indicateur standard présente quelques faiblesses qui peuvent conduire à une vision biaisée de l'activité du secteur. Il ne reflète ni la valeur économique ni les volumes des marchandises transportées. Cet indicateur apparaît cependant préférable aux tonnes puisqu'il intègre les distances. Ces dernières années, les distances parcourues ont eu tendance à augmenter (23% pour le transport ferroviaire, entre 1980 et 2000). Elles priment même sur l'effet de structure observé depuis une vingtaine d'années (baisse des pondéreux<sup>1</sup>). Une étude effectuée par C. Ladas [1996], montre que si l'on sépare l'effet structure de l'effet distance moyenne dans l'évolution du transport de marchandises (sur la période 1974-1993), le premier n'intervient que pour 20% dans cette évolution et le second pour 80%. Les séries exprimées en tonnes-kilomètres ont l'avantage d'exister sur une très longue période ce qui leur confère, selon la Revue Rexecode [1996], une légitimité apparente et une grande permanence.

### 2.1.1 Le transport ferroviaire total

Le transport ferroviaire total comprend l'ensemble du trafic par wagons réalisé sur le territoire, y compris le transit. Il ne prend pas en compte les affrètements routiers ni le trafic du SERNAM (Service National de la Messagerie). La série est issue du Bulletin Mensuel de Statistiques de la SNCF.

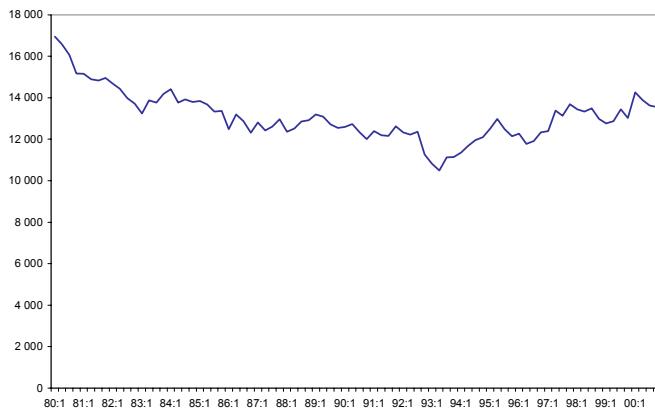
Le transport ferroviaire est constitué de deux composantes principales, le transport combiné et le transport conventionnel, ce dernier pouvant aussi être

---

<sup>1</sup>Pondéreux : sidérurgie, aluminium, charbon, ciment, tourbe, fonte, ferraille.

segmenté en transport par wagons isolés et en transport par trains entiers. Par la suite, nous étudions l'ensemble des quatre composantes du transport ferroviaire.

### Le transport ferroviaire total (millions de tonnes-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

L'évolution du transport ferroviaire se décompose en deux sous-périodes, de 1980 à 1993 et de 1994 à 2000.

La première période est caractérisée par une baisse du trafic correspondant aux effets conjugués de la concurrence grandissante de la route et de l'essoufflement du transport ferroviaire (-26% de 1980 à 1992). En 1993, la chute du trafic s'explique par le repli important de la production industrielle causé par la récession économique. Nous observons, dès le début de la deuxième période, une remontée du transport ferroviaire. La croissance est en partie due à l'augmentation de la production industrielle. Après une hausse en 1996 et surtout en 1997 (+8,9%), les années suivantes voient le trafic stagner (+0,1% en 1998), puis baisser (-1% en 1999). La décroissance du transport ferroviaire correspond en partie à la baisse de la qualité des prestations offertes (saturation des capacités, trains calés<sup>2</sup>, mouvements de grèves) qui font perdre au fer des parts de marché face à

<sup>2</sup>Un train calé est un train qui ne peut circuler, faute d'agent de conduite ou de matériel

la route, mais aussi face à d'autres itinéraires (rive droite du Rhin).

En 2000, le trafic fret SNCF enregistre une augmentation de 6,2%. Celle-ci résulte en grande partie de la bonne conjoncture économique. Les différents effets de la hausse globale du trafic, sur l'année, se répartiraient ainsi : +6,3% expliqués par la croissance de la production industrielle et la hausse des prix routiers, +2,4% liés aux différents effets de structure (international, sidérurgie, matériaux de construction), -4,1% dus aux difficultés d'acheminement (grèves, trains calés et, plus généralement, qualité de service), enfin 1,6% sont attribués à l'action commerciale, cf. A. Lenormand [2001].

La décroissance du transport ferroviaire total puis son accroissement de l'ordre de 17% entre 1994 et 2000 laissent présager du caractère non-stationnaire de la série. La présence de racine unitaire est confirmée par les tests ADF et KPSS dont les résultats sont reportés dans le tableau ci-dessous.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,79	2	-2,92	0,63	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,18	1	-2,92	0,36	0,46	I(0)

### 2.1.2 Le transport combiné

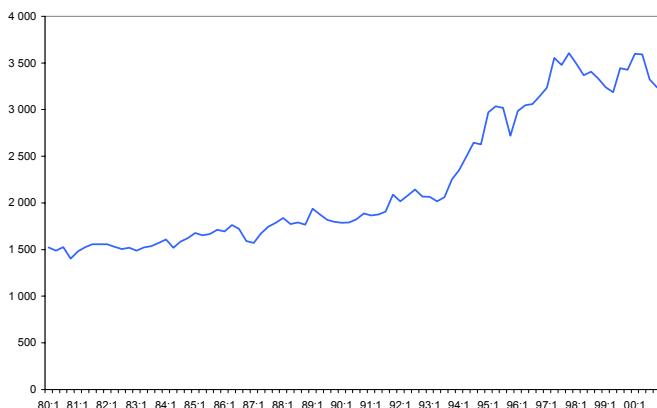
Le transport combiné rail-route est un transport intermodal dont le parcours principal est effectué par le fer et les parcours initiaux et/ou terminaux par la route. La forme la plus répandue de transport combiné est le transport de conteneurs, caisses mobiles et semi-remorques. Ce transport "non-accompagné", au

---

disponible.

cours duquel seule l'unité de chargement est transportée par rail, représente environ 80% du marché du combiné (au niveau européen), voire 90% si l'on tient compte du transport ferroviaire intracontinental de conteneurs maritimes. Dans le cas du transport "accompagné", le camion tout entier accède par une rampe à un wagon spécial "surbaissé". Pour lui permettre d'accompagner son camion, le chauffeur dispose d'un wagon spécial. Le transport combiné accompagné est aussi appelé "route-roulante". La pratique de la route roulante n'existe pas encore en France. Pour notre série, seul le parcours ferroviaire d'un transport combiné par unité de chargement (caisses mobiles, conteneurs etc..) est comptabilisé. La série est issue des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF. Elle est exprimée en millions de tonnes-kilomètres.

### Le transport combiné (millions de tonnes-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Depuis 1980, la part du transport combiné a plus que doublé dans le fret ferroviaire total, évoluant de 10% à plus de 25%. En un peu plus de 15 ans, le transport combiné est passé du statut d'activité marginale pour la SNCF à une source non négligeable de son activité fret. Depuis la fin de la récession de 1993, nous constatons une accélération de sa croissance. Cette évolution est

la traduction immédiate de la politique d'aides mise en place par le Ministère des Transports (non remise en cause par les alternances politiques successives) et d'une politique commerciale active de la part de la SNCF. Ainsi, le taux de croissance annuel moyen du transport combiné depuis 1980 s'élève à 4,3% ; il atteint 11,1% entre 1994 et 1997.

La croissance de ce mode de transport ne se confirme pas au cours de l'année 1998 (-3,1%). En effet, les mouvements de grèves en France, mais aussi dans d'autres pays européens, ont entravé le développement de ce mode en pleine expansion. A cela s'ajoute la baisse du transit de 6,9% sur l'ensemble du trafic ferroviaire et des difficultés rencontrées par la SNCF pour faire face à une demande croissante (saturation, points d'engorgement...). Au cours des années 1999 et 2000, le trafic combiné stagne. Malgré les efforts pour améliorer la qualité de service<sup>3</sup>, ce mode de transport ne connaît plus les croissances observées au milieu des années 1990. Les coûts de la "non qualité" du transport combiné au niveau européen sont estimés à 41 milliards d'euros. En 2000, 51% seulement des trains internationaux de transport combiné sont ponctuels et pas moins de 24% ont un retard de plus de 3 heures. Selon l'UIRR [2000], les raisons se situent principalement du côté des sociétés ferroviaires causé par un manque important de locomotives et de machinistes.

Après la forte croissance observée depuis 1994, le trafic ne revient pas aux valeurs du début de l'échantillon. La série a toutes les caractéristiques d'une série

---

<sup>3</sup>Mise en place au niveau Européen du projet PACT (Pilot Actions for Combined Transport), géré par l'Union Internationale des sociétés de transport combiné Rail-Route (UIRR) et co-financé par la Commission Européenne. Le but de ce programme est de rendre le transport intermodal encore plus performant à court terme, en améliorant la qualité de service ferroviaire à partir des techniques existantes dans le domaine du transbordement, de l'informatique et de la télécommunication, UIRR [1998].

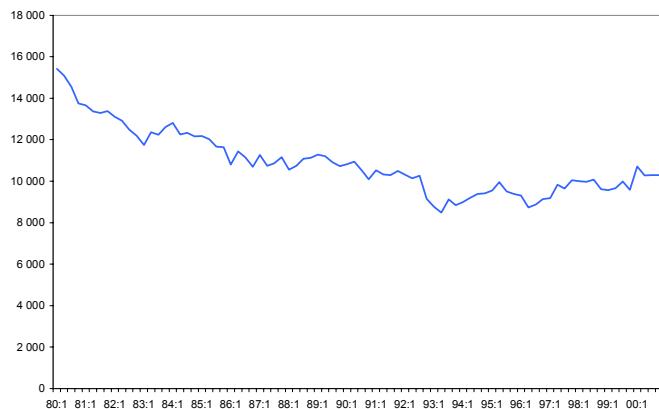
intégrée d'ordre 1 ; ceci est validé par les tests ADF et KPSS.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,26	2	-2,92	1,20	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,19	1	-2,92	0,14	0,46	I(0)

### 2.1.3 Le transport conventionnel

Le transport conventionnel correspond au transport ferroviaire par trains entiers et par wagons isolés. La répartition entre ces deux modes de transport a évolué pendant notre période d'estimation. En effet, la part des trains entiers a progressé. Elle était inférieure à 50% en début de période et elle atteint 65% à la fin de la période. L'augmentation de la part des trains entiers est expliquée par la baisse importante de trafic des wagons isolés jusqu'en 1994. La série est issue des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF. Elle est exprimée en millions de tonnes-kilomètres.

**Le transport conventionnel (millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

Le transport conventionnel n'a pas connu la même évolution que le transport combiné. Le trafic décroît de 22% sur la période d'estimation. Le déclin de ce mode de transport provient pour une large part de sa relative inadaptation concernant l'acheminement des biens de consommation. Comme le souligne H. Ghigonis [1999], les vertus de la voie ferrée, la massification qu'elle permet en particulier, sont inadaptées pour de tels biens. Ceux-ci ne sont pas particulièrement volumineux et la massification devient un handicap, car elle ne permet pas de s'adapter souplement à la demande des chargeurs. En outre, la distribution de biens de consommation requiert de pouvoir irriguer l'ensemble du territoire. L'organisation ferroviaire n'est pas toujours en mesure de répondre à de telles contraintes.

Le comportement de la série du transport conventionnel est similaire à celui du transport ferroviaire total car le transport conventionnel constitue la majorité du transport ferroviaire total (90% en 1980 et 75% en 2000). Cependant, la diminution du trafic accentuée dans le cas du transport conventionnel est expliquée par l'essor, à partir de 1994, du transport combiné comptabilisé dans le transport ferroviaire total.

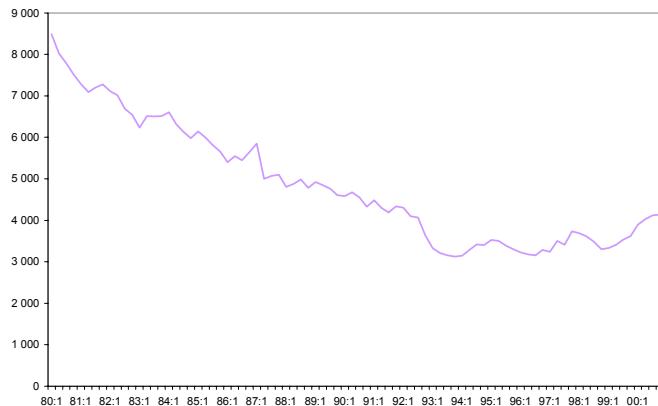
Le transport conventionnel décroît de façon quasi-continue sur l'ensemble de la période sans évoluer autour d'une valeur moyenne. La série se comporte comme une série non-stationnaire. La présence de racine unitaire est confirmée par les tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,06	3	-2,92	0,82	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-4,66	2	-2,92	0,42	0,46	I(0)

### 2.1.4 Le transport ferroviaire par wagons isolés

Le terme générique de wagon isolé (ou du lotissement) désigne une unité de transport fret inférieure à la capacité d'un train entier mais constituée au minimum d'un véhicule ferroviaire remorqué. La série est exprimée en millions de tonnes-kilomètres et elle est issue des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF.

**Le transport ferroviaire par wagons isolés (millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

Le transport par wagons isolés correspond à une technique d'exploitation traditionnelle fondée sur la massification des trafics à travers le réseau des triages. Activité essentielle du trafic fret ferroviaire dans les années 1970, le transport par

wagons isolés voit sa part régresser de 48% du transport ferroviaire total au début de la période à seulement 26% en 1998, pour remonter à 29% en 2000.

Sur la période 1980-1992, le trafic par wagons isolés chute de façon importante (-4,2% par an). Cette contraction du trafic de wagons isolés s'explique par la lenteur du service offert et les coûts supplémentaires de la prestation liés au pré- et post-acheminement routier et à la manutention des marchandises lors des ruptures de charge.

A partir de 1993, le trafic se stabilise et enregistre même en 2000 une hausse de 16,4 % par rapport à 1999. Les raisons de cette hausse du trafic des wagons isolés sont liées à la majoration des prix des "rapilèges" (voir définition ci-après) et à la hausse du nombre des trains calés (concernant les trains entiers pour 95%), générant un report des clients fret sur les wagons isolés, en particulier de certains secteurs industriels très liés à ce mode de transport (sidérurgie, matériaux de construction...).

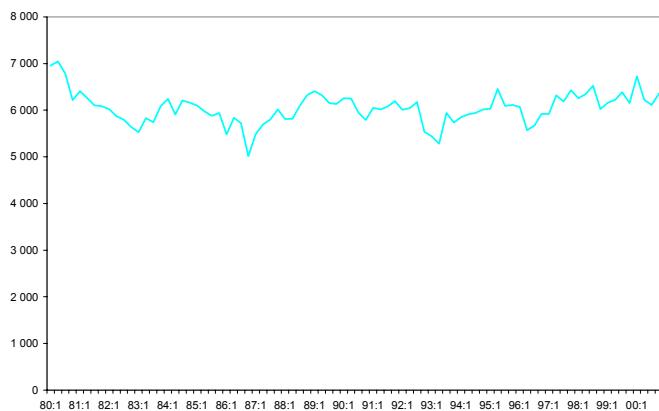
Le trafic des wagons isolés décroît jusqu'en 1993, puis devient stable sur la fin de l'échantillon. Les tests de racine unitaire concluent, sur l'ensemble de la période, à la non-stationnarité de la série.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,89	2	-2,92	1,19	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,27	1	-2,92	0,45	0,46	I(0)

### 2.1.5 Le transport ferroviaire par trains entiers

Les trains entiers regroupent l'ensemble des trains complets<sup>4</sup> et des rapilèges<sup>5</sup>.

#### Le transport ferroviaire par trains entiers (millions de tonnes-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Les trains complets acheminent des masses indivisibles. Ils constituent le segment le plus concurrentiel et le plus rentable du fret. En effet, le produit moyen à la tonne-kilomètre (en 1999) est égal à 21 centimes pour les trains entiers et seulement 11 centimes pour le transport combiné.

Le trafic des trains entiers affiche une grande stabilité sur l'ensemble de la période (évolution autour d'une valeur moyenne). Les tests confirment la stationnarité de la série.

<sup>4</sup>Train complet : train à charge adressé par un même expéditeur à un même destinataire, reçu et expédié sur des installations agréées, acheminé sans remaniement entre le point de remise et le point de livraison et dont le tonnage brut maximal et le tonnage utile minimal sont fixés en fonction des possibilités optimales de remorque des engins moteurs utilisés sur l'itinéraire emprunté.

<sup>5</sup>Rapilège : train à charge remplissant toutes les conditions d'un train complet, sauf celles des tonnages qui sont inférieurs.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-3,66	2	-2,92	0,15	0,46	I(0)
$\Delta y_t$	-5,68	2	-2,92	0,14	0,46	I(0)

## 2.1.6 Le transport routier de marchandises

La série du transport routier de marchandises recouvre le compte propre<sup>6</sup> et le compte d'autrui<sup>7</sup> pour un trafic réalisé sur le territoire français (éventuellement en provenance ou à destination des pays étrangers). Seul le transport sous pavillon français est comptabilisé, le transit n'est pas compris. Le trafic routier est, tout comme le trafic ferroviaire, exprimé en tonnes-kilomètres. La série du transport routier de marchandises est fournie par le Service Economique et Statistique du Ministère des Transports (SES), à partir de l'enquête permanente sur l'utilisation des véhicules de transport routier de marchandises, dite enquête TRM. L'enquête TRM a été révisée en 1996. La rénovation principale porte sur l'unité interrogée qui n'est plus le véhicule porteur (camion, remorque ou semi-remorque), mais le véhicule à moteur (camion ou tracteur routier). Ceci a pour conséquence de ne plus limiter le champ des véhicules porteurs sans moteur aux seuls véhicules de moins de 15 ans. Désormais, le transport effectué par les remorques et semi-remorques de plus de 15 ans est comptabilisé.

A cette modification du champ d'étude, s'ajoute l'utilisation d'une méthodologie de redressement différente dans la prise en compte des non-répondants.

<sup>6</sup>Compte propre : transport qui n'est pas réalisé pour le compte d'autrui.

<sup>7</sup>Compte d'autrui : transport rémunéré de marchandises pour le compte de tiers.

La nouvelle hypothèse retenue considère que les questionnaires de l'enquête non rentrés se répartissent comme les questionnaires rentrés et que les véhicules des questionnaires non rentrés roulent autant que ceux relatifs aux questionnaires rentrés. Cette nouvelle méthodologie entraîne donc une majoration des données provenant de l'ancienne enquête TRM, dans laquelle l'hypothèse était que les non-répondants roulaient moins que les répondants.

Toutes ces modifications entraînent des ruptures de séries par rapport aux années précédentes. Des coefficients de raccord entre les anciennes et les nouvelles séries ont été calculés afin d'observer l'évolution du transport routier de marchandises. Pour être comparables, les trafics routiers avant 1996 doivent être multipliés par des coefficients de rétropolation. Ceux-ci sont différents selon que les trafics sont exprimés en tonnes ou en tonnes-kilomètres et selon l'origine (compte propre ou compte d'autrui, national ou international). Ces coefficients sont présentés dans le tableau suivant :

**Les coefficients de rétropolation du transport routier de marchandises à appliquer aux données antérieures à 1996**

	Tonnes			Tonnes-kilomètres		
	Compte d'autrui	Compte propre	Total	Compte d'autrui	Compte propre	Total
National	1,22	1,12	1,17	1,18	1,25	1,20
International	1,09	1,40	1,12	1,05	2,52	1,11
Total	1,21	1,12	1,16	1,16	1,28	1,19

Source : SES [1997]

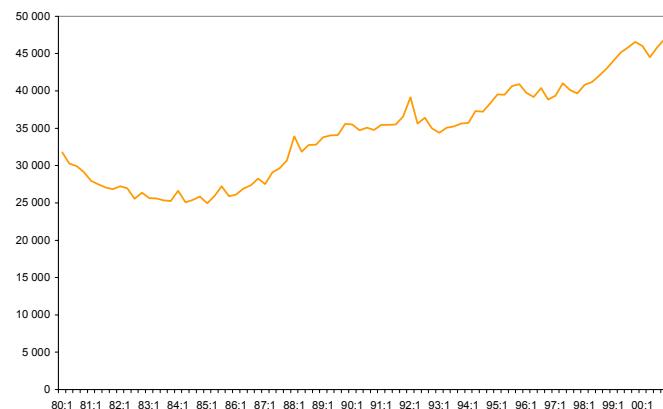
Lecture du tableau : Le coefficient 1,22, correspondant au tonnage pour compte

d'autrui et au transport national, signifie que les chiffres antérieurs à 1996 doivent être multipliés par 1,22 pour être comparables à ceux de 1996.

Cette rupture de périmètre a provoqué une modification des parts de marché du transport terrestre de marchandises. La majoration des données routières a induit une hausse d'environ 4 points de la part de marché de la route (en 1995), et une chute de 3 points du transport ferroviaire (sur des données exprimées en tkt), B. Jarrige et A. July [1996].

Ces réévaluations montrent la difficulté pour estimer de manière précise les volumes transportés à partir d'une enquête, même si celle-ci est fiable et basée sur un échantillon représentatif.

#### **Le transport routier de marchandises (millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BST-SES

L'évolution du trafic routier est ponctuée par deux événements majeurs. Nous constatons une augmentation du trafic routier dès la libéralisation des prix du transport en 1986 et une baisse de trafic lors de la récession de 1993. La progression de la route sur l'ensemble de notre période d'estimation est globalement de 62%, soit un taux annuel moyen de 3%. Les raisons d'une telle croissance re-

lèvent à la fois de phénomènes structurels (changement des types de marchandises transportées) et d'effets de compétitivité (augmentation du taux de remplissage moyen d'un camion de 10%, baisse des prix, développement du réseau, notamment autoroutier, bonne adaptabilité de la route à la nature de la demande, ...).

Le transport routier croît sur l'ensemble de la période, aucune force de rappel ne ramène la série autour d'une valeur moyenne. Le comportement non-stationnaire du transport routier est confirmé par les tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,003	3	-2,92	0,86	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-7,04	1	-2,92	0,39	0,46	I(0)

## 2.2 Les variables explicatives

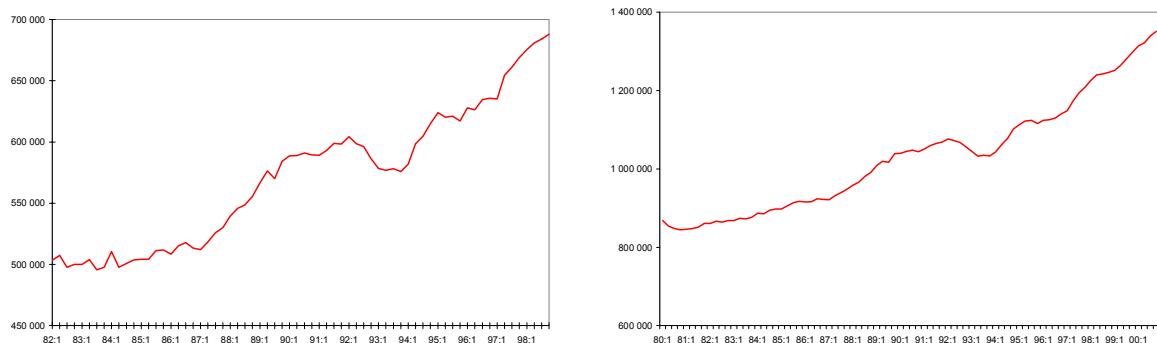
Depuis le premier trimestre de 1998, les comptes nationaux sont réalisés dans un nouveau système de comptes : le Système Européen des Comptes (SEC 95). Il correspond à la version européenne du Système de Comptabilité Nationale des Nations-Unies (SNC 93). Les comptes de la base 1995 diffèrent beaucoup de ceux de la base 1980. Les changements qui découlent de cette nouvelle base concernent, dans le cas des modèles fret, principalement le mode de valorisation de la production industrielle. Les implications du changement de base sur la production industrielle sont expliquées en détail dans les annexes (Partie II, Annexe A).

### 2.2.1 La production industrielle

La série de la production industrielle est issue des Comptes Nationaux Trimestriels de l'INSEE. Elle est exprimée en millions de francs constants de 1980 et de 1995. Cette série correspond à l'agrégation de toutes les productions effectives des secteurs de U02 à U06<sup>8</sup>, le secteur U07, correspondant au secteur du BTP, étant exclu. Les conséquences relatives à l'exclusion du BTP sont limitées, puisque la production de matériaux de construction utilisés pour l'activité du BTP est, elle, bien incluse dans la production calculée hors BTP, précisément dans la branche U04. Au demeurant, les deux productions sont très fortement corrélées.

La série est représentée en base 80 dans le graphique de gauche et en base 95 dans celui de droite.

#### La production industrielle (millions de francs constants de 1980 et 1995)



Source : Séries Longues-INSEE

<sup>8</sup>U02 : industries agricoles et alimentaires, U03 : énergie, U04 : biens intermédiaires, U05A : biens d'équipement professionnel, U05B : biens d'équipement ménager, U05C : automobile, transport terrestre, U06 : biens de consommation.

Nous pouvons décomposer l'évolution de la production industrielle en quatre sous-périodes.

La première, 1980-1986, est une période de stagnation de la production industrielle avec de nombreuses fluctuations à la hausse comme à la baisse. La période 1986 à 1992 correspond à une phase de croissance importante entraînée notamment par le contre-choc pétrolier de 1986. Puis, à partir de mai 1992, la récession économique s'étend à toute l'Europe provoquant une baisse de la production industrielle de 3% en 1993. La reprise amorcée au début de l'année 1994, se confirme jusqu'à la fin 2000, avec un taux de croissance annuel moyen de 3,7%. La principale contribution à cette croissance est apportée par la demande intérieure. La hausse de la production industrielle aurait pu être plus importante sans la "crise asiatique" de 1998, dont l'impact a provoqué une décélération progressive de l'agrégat.

La croissance de la production industrielle, sur l'ensemble de la période, est caractéristique des séries non-stationnaires. La présence de racine unitaire est confirmée par les tests ADF et KPSS.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	1,53	6	-2,92	0,57	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-4,38	3	-2,92	0,36	0,46	I(0)

## 2.2.2 L'indice des prix du transport routier de marchandises

L'indice des prix routiers est disponible dans le Bulletin Statistique Transport du SES. Il a subi, sur la période considérée, plusieurs modifications dans sa construction. Jusqu'en 1986, il est basé sur la Tarification Routière Obligatoire (TRO) puis, depuis la suppression de la TRO, l'indice est construit à partir de l'enquête TRM, sur la base d'une question permettant de calculer le prix des transports routiers. Cette question a été ajoutée dans l'enquête dès 1983. Le raccordement entre les prix pratiqués avant et après la suppression de la TRO a pu ainsi être réalisé.

En 1996, le SES a modifié le questionnaire de l'enquête TRM (pour répondre au futur règlement européen), en changeant l'unité à partir de laquelle se fait l'enquête. Avant 1996, les véhicules interrogés étaient les véhicules porteurs<sup>9</sup>, ce sont désormais les véhicules moteurs<sup>10</sup> qui constituent l'unité de l'enquête. Une rétropolation a alors été nécessaire pour garder une homogénéité dans l'ensemble de la série.

Les prix routiers servant à la construction de l'indice sont mesurés en francs par tonne-kilomètre. La moyenne des prix est, par exemple, de 0,45 F HT/tk en 1998, avec cependant des disparités assez fortes. Dans leur article, F. Jeger et J-E. Thomas [1999] recensent comme principaux déterminants des prix, la distance parcourue, la nature des marchandises, leur conditionnement et le type de relation commerciale avec le client. La distance est un des facteurs qui influent le plus fortement. Les trajets longs sont les moins chers (0,30 F HT/tk) alors

---

<sup>9</sup> Véhicules porteurs : camions, remorques et semi-remorques.

<sup>10</sup> Véhicules moteurs : camions ou tracteurs.

que les trajets courts peuvent être facturés jusqu'à 10 F HT/tk pour les petits chargements. Le prix à la tonne-kilomètre est donc une fonction décroissante de la distance et du poids de transport.

Pour la construction de la série des prix routiers, nous avons, après la suppression de la TRO (second trimestre 1985), sélectionné l'indice des prix du transport routier intérieur de marchandises zone longue (distance supérieure à 200 km) et avec une charge utile supérieure à 17 tonnes. Selon D. Lemarquis [1994], cet indice des prix agrégés est à la fois le plus robuste, la marge d'erreur se situant autour de 1,5% (calcul 1992), et celui qui correspond le mieux au marché sur lequel les deux modes (fer et route) sont en concurrence (distances supérieures à 200 km pour des charges importantes).

L'unité de mesure de l'indice est la tonne-kilomètre en charge. En effet, comme le souligne D. Lemarquis [1994], l'utilisation unique de la tonne transportée apparaît éloignée de la réalité où la notion de distance parcourue est très importante. Mais un calcul prenant en compte la totalité des kilomètres parcourus, y compris ceux à vide, relève plus d'une notion de prix de revient pour le transporteur que de prix du marché pour un transport précis.

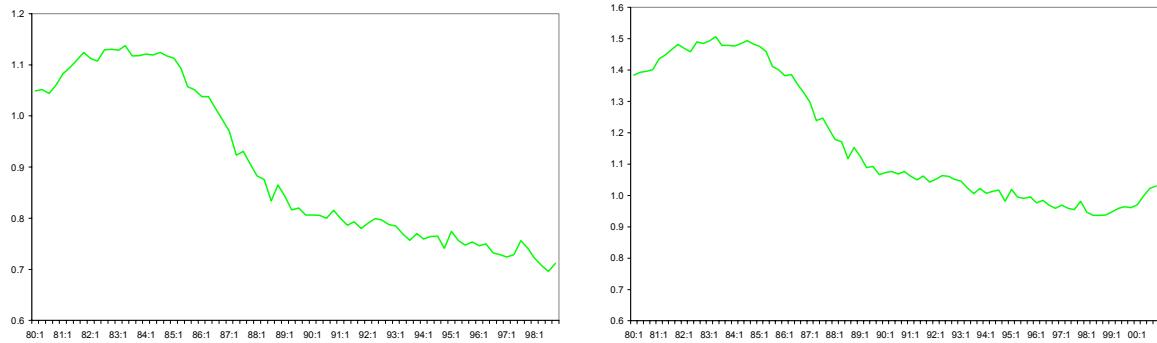
L'indice des prix routiers ainsi constitué a été ramené en base 100 de 1980 et de 1995. L'indice des prix en base 1980 a été déflaté par l'indice du prix du produit intérieur brut Marchand (PIBM) ; celui en base 1995, par le prix du PIB<sup>11</sup>.

La série en base 80 est représentée dans le graphique de gauche, celle en base 95 dans celui de droite.

---

<sup>11</sup>Le Produit Intérieur Brut Marchand et son prix, définis dans l'ancienne base INSEE (base 80) n'existent plus dans la nouvelle base des Comptes Nationaux. Selon l'INSEE, pour remplacer cet indice, le plus simple est probablement de définir une nouvelle formule d'indexation faisant intervenir le PIB total ([http://www.insee.fr/f/indicateur/cnat\\_annu/series\\_pibm.htm](http://www.insee.fr/f/indicateur/cnat_annu/series_pibm.htm)).

**L'indice des prix du transport routier de marchandises (en base 100 en 1980 et 1995)**



Source : BST-SES

L'évolution des prix du transport routier de marchandises est caractérisée par une baisse de 37% sur l'ensemble de la période. Cette chute s'explique en partie par la baisse du dollar et du prix du pétrole (1986), mais surtout par l'abandon en 1986 de la TRO<sup>12</sup> et du contingentement des licences des entreprises de transport. L'essentiel de la baisse des prix se situe dans la période qui a immédiatement suivi la déréglementation des transports. Selon M. Amar [1995], le segment des prix routiers le plus concerné par la suppression de la TRO est le transport de zone longue en France. Celui-ci a connu l'essentiel du recul des prix (-2,4% par an entre 1985 et 1990). Les prix sont stables à l'international et augmentent même lentement en zone courte (1,6% par an entre 1985 et 1990). Depuis 1990, nous pouvons constater que le mouvement est beaucoup moins marqué. Nous observons un ralentissement de la baisse des prix qui semble préfigurer une évolution des prix

<sup>12</sup>Les transports routiers de marchandises sont déréglementés par étapes à partir de 1986, ce qui met fin à un demi-siècle de contingentement. La tarification obligatoire (TRO) est également supprimée.

relativement stable, sous réserve que l'environnement économique et législatif des transports routiers ne change pas. Le marché des transports est, depuis 1986, celui d'une économie de marché, dans laquelle les différents opérateurs de transport ont la liberté de se concurrencer, pour offrir le meilleur service au meilleur prix.

La chute importante des prix routiers depuis 1986 rend la série non-stationnaire.

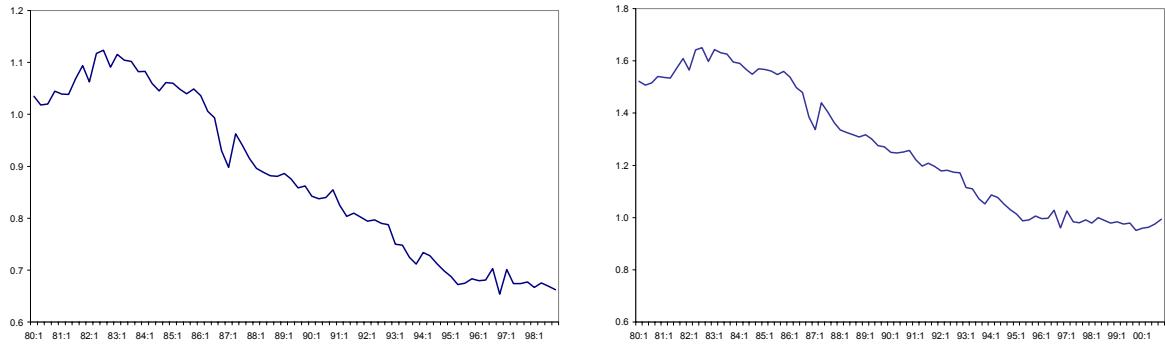
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-2,44	6	-2,92	0,50	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-3,22	6	-2,92	0,16	0,46	I(0)

### 2.2.3 L'indice du produit moyen du transport ferroviaire

Pour le transport ferroviaire de marchandises, nous ne disposons pas, comme pour la route, d'une série de prix issue d'une enquête. L'indice des prix est construit à partir du produit moyen du transport ferroviaire total (recette unitaire à la tonne-kilomètre). Nous avons constitué la série de prix en base 100 en 1980 et en 1995, puis déflaté par, respectivement, l'indice des prix du PIBM et l'indice du prix du PIB.

La série en base 80 est représentée dans le graphique de gauche et celle en base 95 dans celui de droite.

**L'indice du produit moyen du transport ferroviaire de marchandises  
(base 100 en 1980 et 1995)**



Sources : BMS-SNCF

L'évolution des prix ferroviaires est très marquée par celle des prix routiers, dont la forte baisse s'est étendue très vite à l'ensemble du marché des transports. Pour maintenir ses parts de marché, le transport ferroviaire a dû aligner ses prix sur ceux du mode dominant, à savoir la route.

Pendant 10 ans (1986-1995), le prix du fer a diminué au rythme annuel moyen de 3,4%. A partir de 1996, l'indice du produit moyen du fer se stabilise.

L'évolution des produits moyens ferroviaires, de 1980 à 2000, est similaire à celle des prix routiers. Les conclusions des tests ADF et KPSS sont identiques.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,41	3	-2,92	0,90	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-4,86	2	-2,92	0,21	0,46	I(0)

Le tableau de la page suivante reprend l'ensemble des variables de la base de données fret. Il synthétise les sources, les unités, la période et la périodicité des différentes variables de la base de données. Il définit aussi les identifiants des variables utilisés dans les équations des fonctions de demande présentées dans la partie III de la thèse.



**Base FRÉT**

Nom	Identifiant	Source	Unité	Période	Périodicité		
					M	T	A
Transport ferro-viaire total	FERTOT	SNCF	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné	COMB	SNCF	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Transport conventionnel	CONVEN	SNCF	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Transport par wagons isolés	WI	SNCF	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Transport par trains entiers	TE	SNCF	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Transport routier de marchandises	ROUTE	SES	Milliards de tk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Production Industrielle	PI80	INSEE	Millions de F80	1980-1998	⊗	⊗	
Production Industrielle	PI	INSEE	Millions de F95	1980-2000	⊗	⊗	
Indice du prix du TRM	PxTRM	SES/INSEE	Indice base 95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Indice du prix du TRM	PxTRM80	SES/INSEE	Indice base 80	1980-1997	⊗	⊗	⊗
Indice des produits moyens ferroviaires	PmFER	SNCF/INSEE	Indice base 95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Prix du PIBM	PxPIBM	INSEE	Indice base 80	1980-2000	⊗	⊗	
Prix du PIB	PxPIB	INSEE	Indice base 95	1980-2000	⊗	⊗	

M = Mensuelle, T = Trimestrielle, A = Annuelle



# Chapitre 3

## La base de données du transport fret national et international

Les données du transport ferroviaire de cette deuxième base sont issues du Bulletin Mensuel de Statistiques de la SNCF (document interne). Pour le transport routier, les données sont disponibles dans le Bulletin Statistique Transport du SES. L'ensemble des variables macro-économiques sont issues des Notes de conjoncture, des Séries Longues et des Informations rapides de l'INSEE.

Les séries relatives au transport combiné proviennent de la base de données commerciale de la SNCF (base SAFARI). L'ensemble des données brutes mensuelles sont disponibles de 1991 à 2000. Les séries antérieures à 1991 existent uniquement avec une périodicité annuelle.

Les séries ont été désaisonnalisées avec la méthode CENSUS X11, puis corrigées des grèves (pour le transport ferroviaire). Cette dernière correction est effectuée afin d'éviter tout problème de spécification dans le modèle de court terme.

Pour certaines variables, nous avons appliqué une interpolation linéaire sur les

séries afin d'affiner leur périodicité. En effet, toutes les séries macro-économiques (en base 1995) n'ont pas été rétropolées par l'INSEE en mensuel (pour un historique inférieur à 1995) mais uniquement sur une périodicité trimestrielle. Nous avons donc eu recours à une interpolation linéaire afin de "mensualiser" certaines séries (procédure SPLINE sous GAUSS<sup>1</sup>). La procédure SPLINE permet des ajustements par morceaux. Elle ne recrée pas la saisonnalité des séries. La procédure de désaisonnalisation n'est donc pas appliquée sur les séries interpolées.

Comme pour la base précédente, chacune des variables de la base de données est définie (périmètre, unité....), son évolution est décrite et représentée dans un graphique en données corrigées des variations saisonnières. Les résultats des tests de racine unitaire sont reportés, pour chaque variable, dans un tableau. Les tests sont réalisés, à la fois, sur la série en niveau et en différence. Le premier test valide la présence de racine unitaire, le second vérifie le caractère intégré à l'ordre 1 de la variable.

## 3.1 Les variables expliquées

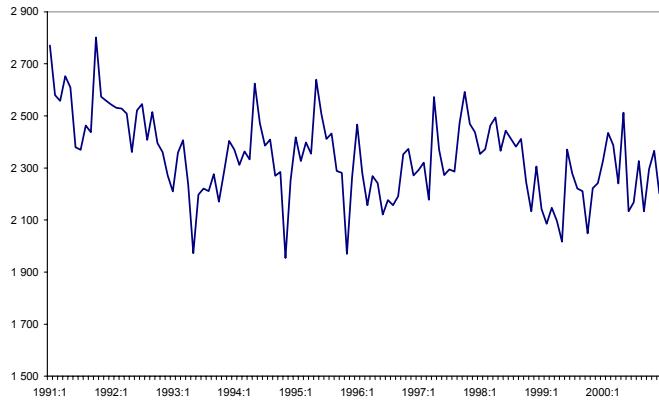
### 3.1.1 Le transport ferroviaire national

Le transport ferroviaire national correspond à l'ensemble du trafic de wagons à charge dont l'origine et la destination se situent sur le territoire national. Les données sont issues du Bulletin Mensuel de Statistiques de la SNCF et sont exprimées en millions de tonnes-kilomètres.

---

<sup>1</sup>Logiciel d'économétrie (<http://www.aptech.com/>)

### Le transport ferroviaire national (millions de tonnes-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

La lente décroissance du trafic ferroviaire national, causée en partie par la dématérialisation de l'économie et la concurrence avec la route, s'observe jusqu'en 1994. A partir de cette année-là, le trafic ferroviaire national semble avoir stoppé son déclin. Le rythme annuel d'évolution du trafic, entre 1994 et 1998, est de l'ordre de 0,3%. En 1999, ce sont les problèmes de qualité de service qui expliquent en partie la stagnation du trafic ferroviaire national. En 2000, on note une nette reprise du trafic (+5,5%).

La série semble fluctuer autour d'une valeur moyenne entre 1994 et 1998. Mais la chute du trafic observée de 1991 à 1994 rend la série non stationnaire.

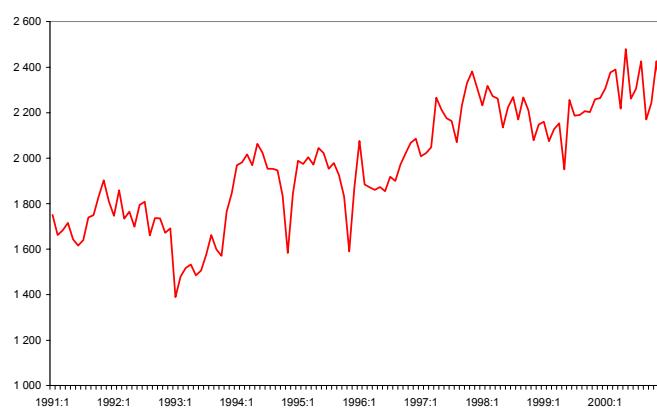
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5% <sup>2</sup>	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,57	2	-2,92	0,61	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-8,16	3	-2,92	0,08	0,46	I(0)

<sup>2</sup>VC à 5% = Valeur Critique au seuil de 5%.

### 3.1.2 Le transport ferroviaire international

Le transport ferroviaire international comprend l'ensemble des wagons à charge en provenance ou à destination de l'étranger (import, export et transit). La série est issue du Bulletin Mensuel de Statistiques de la SNCF et est exprimée en millions de tonnes-kilomètres.

**Le transport ferroviaire international (millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

Au début de la période, le trafic ferroviaire international est à peu près stable. L'année 1993 enregistre une baisse de trafic causée par la récession économique. Cette chute sera très vite rattrapée en 1994, où l'on assiste à une hausse importante du trafic ferroviaire international résultant notamment de la mise en service du tunnel sous la Manche. Malgré une mise en service retardée à plusieurs reprises, près de 1200 trains, soit 12 000 wagons et 600 000 tonnes, avaient franchi le tunnel fin 1994 (rapport annuel 1994, SNCF). Depuis, le trafic transmanche ne cesse de progresser, profitant au transport ferroviaire international, dont le taux de croissance annuel moyen a atteint 4,4% entre 1994 et 2000.

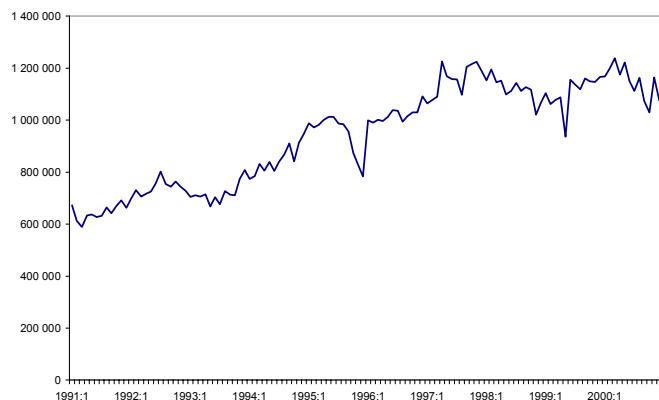
Depuis 1993, le trafic ferroviaire international croît sans revenir au niveau d'une moyenne finie. La série a les caractéristiques d'une série intégrée d'ordre un. La présence de racine unitaire est confirmée par les tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,40	4	-2,92	0,89	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,70	3	-2,92	0,05	0,46	I(0)

### 3.1.3 Le transport combiné total

La série du transport combiné total est issue de la base commerciale SAFARI de la SNCF, elle est exprimée en milliers de tonnes-kilomètres.

#### Le transport combiné total (milliers de tonnes-kilomètres)



Source :Base SAFARI-SNCF

Nous observons, entre 1991 et 2000, trois phases dans l'évolution du transport combiné. La première correspond à une augmentation de la demande pour ce mode de transport de l'ordre de 14% sur la période 1991-1992. La récession

économique de 1993 met fin à cette première période de croissance. A partir de 1994, l'augmentation du trafic est plus importante qu'auparavant avec un trafic combiné record en 1997. Au cours de cette période, la croissance du transport combiné s'est articulée autour de deux produits-phares que sont les trains d'axes<sup>3</sup>, de terminal à terminal, et les schémas nodaux<sup>4</sup>. Elle s'est appuyée notamment sur le développement du trafic via le tunnel sous la Manche. A partir de 1998, le transport combiné enregistre une baisse de trafic, liée à la qualité, traduisant une crise structurelle. La bonne conjoncture économique de 2000 semble avoir, cependant, favorisé la reprise du transport combiné.

La série du transport combiné apparaît non-stationnaire sur la période 1980-2000 (cf. chapitre précédent). Les tests confirment également la présence de racine unitaire pour la période 1991-2000.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,80	4	-2,92	0,95	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,86	3	-2,92	0,14	0,46	I(0)

### 3.1.4 Le transport combiné national

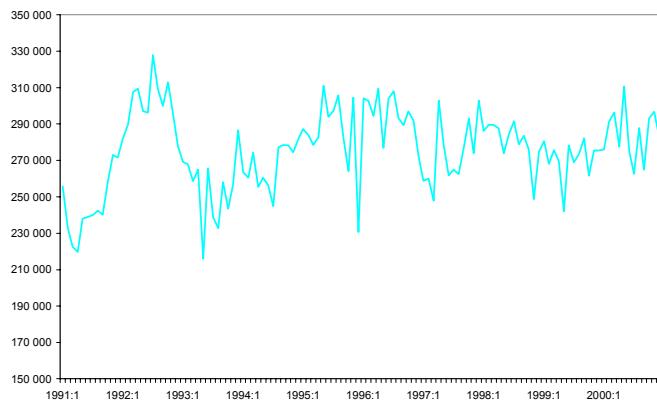
Le transport combiné national totalise le trafic dont les lieux d'origine et de destination sont situés sur le territoire national. Les données sont issues de la

<sup>3</sup>Les trains d'axes assurent, sans passer par un triage, la liaison directe entre deux points, avec parfois des enlèvements ou des dépôts de wagons en des points intermédiaires mais sans opération de tri, M. Savy [1997].

<sup>4</sup>Selon la définition de M. Savy [1997], le point nodal adapte au transport ferroviaire de wagons entiers le principe du "hub and spokes" du transport aérien de voyageurs. Le point nodal permet de traiter les flux diffus en les massifiant.

base commerciale SAFARI de la SNCF et sont exprimées en milliers de tonnes-kilomètres.

### Le transport combiné national (milliers de tonnes-kilomètres)



Source : Base SAFARI-SNCF

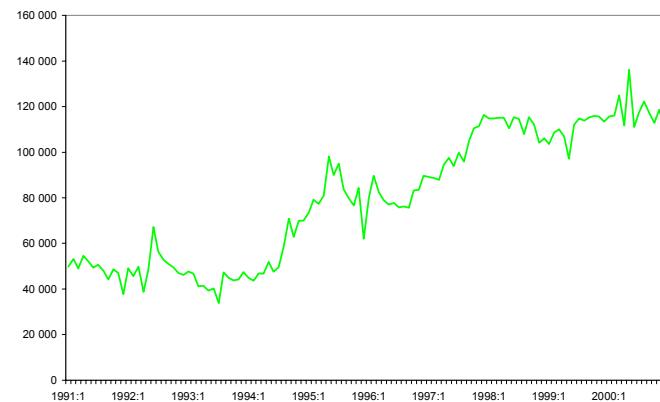
L'évolution du trafic combiné national est, au début de notre échantillon, similaire à celle du transport combiné total, avec une augmentation du trafic, puis une baisse importante au moment de la récession. A partir de 1994, le trafic semble stationnaire, avec un taux moyen de 0,3% par an. Cette stationnarité est vérifiée par les tests de racine unitaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-3,34	5	-2,92	0,23	0,46	I(0)
$\Delta y_t$	-6,55	3	-2,92	0,04	0,46	I(0)

### 3.1.5 Le transport combiné import

Le transport combiné import est un trafic en provenance de pays étrangers vers le territoire national. La série est issue de la base commerciale SAFARI de la SNCF, elle est exprimée en milliers de tonnes-kilomètres.

**Le transport combiné import (milliers de tonnes-kilomètres)**



Source : Base SAFARI-SNCF

Après un début de période sensiblement stable entre 1991 et 1994, le transport combiné import explose avec une augmentation de près de 40% en un an. Une grande partie de cette croissance provient du trafic transmanche. En 1997 et 1998, la hausse du trafic import résulte de l'augmentation des importations au cours de ces deux années : les importations de biens et services ont progressé à un rythme de +4,9% en 1998, après 2,8% en 1997, en liaison avec une demande intérieure vive, SES [1999]. Sur l'ensemble de la période, le trafic combiné import augmente en moyenne de 5,8% par an.

La série du trafic a les caractéristiques d'une série I(1). Elle croît de façon continue de 1991 à 1998 sans revenir à une valeur moyenne. Les tests ADF et KPSS arrivent aux mêmes conclusions.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,61	3	-2,92	1,18	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-8,19	2	-2,92	0,07	0,46	I(0)

### 3.1.6 Le transport combiné export

Le transport combiné export correspond au trafic combiné en provenance du territoire national vers des pays étrangers. La série est issue de la base commerciale SAFARI de la SNCF, elle est exprimée en milliers de tonnes-kilomètres.

**Le transport combiné export (milliers de tonnes-kilomètres)**



Source : Base SAFARI-SNCF

L'évolution du transport combiné export est marquée par une augmentation importante du trafic en 1997. Elle correspond à la hausse de 11,8% (contre 3,5% en 1996) des exportations françaises au cours de la même année. L'économie française a bénéficié de l'activité soutenue aux Etats-Unis et de la reprise économique en Europe. Puis, après leur exceptionnelle accélération de 1997, les exportations ont sensiblement ralenti sous l'effet de la dégradation de l'environnement international

(crise asiatique et difficultés économiques de la Russie), avec une croissance des exportations de +8,3% en 1998, après 11,8% l'année précédente.

La progression du transport combiné export sur l'ensemble de la période 1991-2000 est très importante puisqu'elle atteint 11% par an.

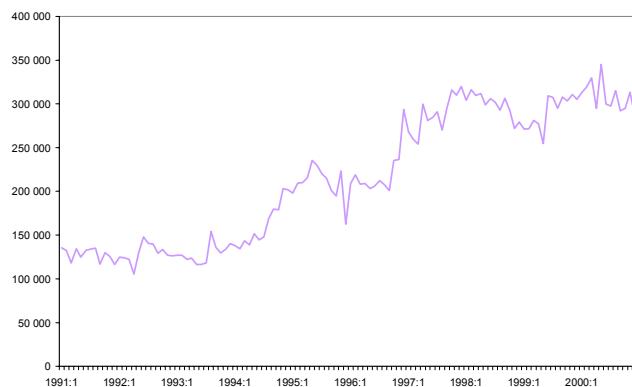
Après sa forte croissance en 1997, la série ne revient jamais à ses niveaux de trafic initiaux, attestant de sa non-stationnarité. Les résultats des tests sont en concordance avec les observations précédentes.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,18	4	-2,92	0,96	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,68	3	-2,92	0,12	0,46	I(0)

### 3.1.7 Le transport combiné bilatéral

Le transport combiné bilatéral correspond à la somme du transport combiné import et du transport combiné export. La série est issue de la base commerciale SAFARI de la SNCF, elle est exprimée en milliers de tonnes-kilomètres.

#### Le transport combiné bilatéral (milliers de tonnes-kilomètres)



Source : Base SAFARI-SNCF

Le transport combiné bilatéral étant la somme du transport combiné import et export, il cumule les évolutions de ces deux trafics. La hausse du trafic pour le transport combiné bilatéral est plus prononcée et plus durable.

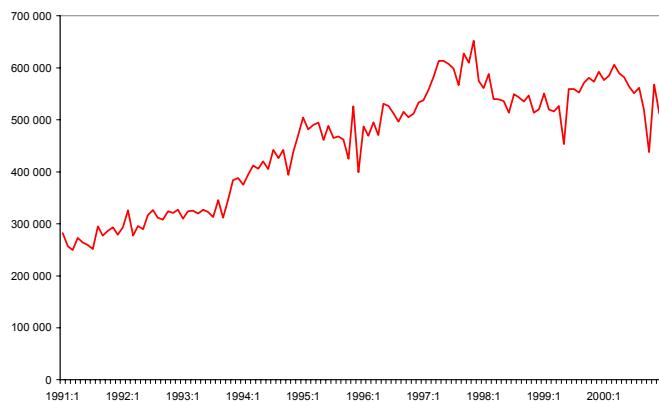
La série du transport combiné bilatéral correspondant à l'agrégation de deux séries non-stationnaires devrait être aussi non stationnaire. Les tests de racine unitaire confirment le caractère intégré de la série.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,94	4	-2,92	0,95	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,12	3	-2,92	0,11	0,46	I(0)

### 3.1.8 Le transport combiné transit

Le transport combiné transit est constitué des flux ayant leur origine et leur destination hors de France et dont le trajet passe sur le territoire français. La série est issue de la base SAFARI, elle est exprimée en milliers de tonnes-kilomètres.

**Le transport combiné transit (milliers de tonnes-kilomètres)**



Source : Base SAFARI-SNCF

La croissance du trafic combiné transit est de l'ordre de 9% par an sur 10 ans. Elle résulte de l'augmentation des échanges internationaux. Cependant, depuis 1998, le transit souffre d'un manque de qualité important (accumulation de retards, mauvaise organisation entre les différents réseaux européens,...). Ainsi, en 2000, malgré une hausse importante du trafic ferroviaire total à l'international de 10% (hors transit), le trafic transit n'enregistre qu'une faible augmentation de l'ordre de 1,6%.

L'augmentation importante du trafic combiné transit sur l'ensemble de la période est caractéristique d'une série non-stationnaire. La présence de racine unitaire est validée par les deux tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,06	4	-2,92	0,91	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,14	3	-2,92	0,23	0,46	I(0)

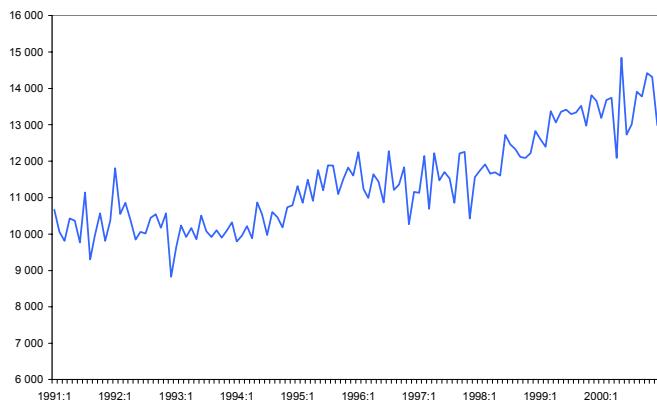
Les séries du transport routier de marchandises sont disponibles dans le Bulletin Statistique Transport (BST) du SES. Plus spécifiquement, elles sont issues de l'enquête TRM (Transport Routier de Marchandises). C'est une enquête annuelle réalisée à partir d'un sondage stratifié pour les véhicules immatriculés en France et de charge utile supérieure à 3 tonnes. Cette enquête a connu des modifications importantes en 1996. Pour répondre à des consignes européennes, le périmètre de l'enquête a changé. Les coefficients de rétroposition ont été calculés par le SES. Ils

sont différents pour le transport routier national et le transport routier international (1,22 contre 1,09). Il est donc nécessaire, pour obtenir des séries homogènes, de multiplier les données avant 1996 par les coefficients de rétropolation.

### 3.1.9 Le transport routier national

Le transport routier national est constitué par les trafics d'origine et de destination françaises. Il ne doit pas être confondu avec le transport routier intérieur qui désigne l'ensemble des transports mesurés sur le territoire français, c'est-à-dire y compris la partie française des transports internationaux arrivant ou partant de France, ainsi que le transit. Le trafic routier national est exprimé en millions de tonnes-kilomètres et est issu du Bulletin Statistique Transport du SES.

**Le transport routier national (rétropolé) (millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BST-SES

Le trafic routier national est resté relativement stable jusqu'en 1994, puis il connaît, entre 1994 et 1996, une croissance élevée (de l'ordre de 6,2% par an). Il ralentit ensuite sensiblement jusqu'à la fin 1997. En 1998 et 1999, le transport routier national, soutenu essentiellement par la demande intérieure, repart, avec

un taux de croissance annuel moyen supérieur à celui de la période précédente, soit 7,2% par an. En 2000, son évolution atteint seulement 2,6%.

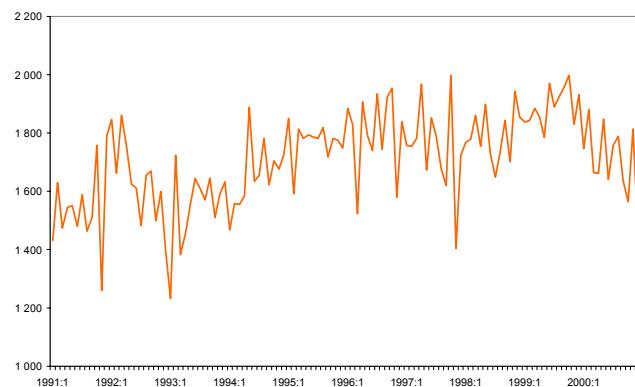
Au début de la période, le transport routier national évolue autour d'une valeur moyenne. A partir de 1994, le trafic croît sans revenir vers cette valeur moyenne. La série a les caractéristiques d'une série non-stationnaire. La présence de racine unitaire est ensuite validée par les tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,14	4	-2,92	0,94	0,46	I(0)
$\Delta y_t$	-8,05	3	-2,92	0,08	0,46	I(0)

### 3.1.10 Le transport routier international

La série du transport routier international correspond à la somme des flux d'import, d'export et de transit. Le trafic routier international est issu du Bulletin de Statistique Transport du SES et est exprimé en tonnes-kilomètres.

**Le transport routier international (rétropolé) (en millions de tonnes-kilomètres)**



Source : BST-SES

Après la récession de 1993, le transport routier international connaît une période de croissance de l'ordre de 4,9% par an entre 1994 et 1996. En 1996, alors que le transport routier national est en très légère baisse, le trafic international bénéficie de la bonne tenue des exportations, notamment en produits manufacturés (automobiles), et du trafic transmanche sur Eurotunnel. En 1998, le commerce extérieur enregistre un ralentissement qui se répercute sur le trafic routier international. La reprise amorcée en 1999 est la résultante de l'augmentation des exportations, mais elle ne se confirme pas en 2000.

La série ne fluctue pas autour d'un axe représentant une moyenne finie. Elle présente les caractéristiques d'une série I(1). Les résultats des tests confirment les observations précédentes.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,46	4	-2,92	0,69	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,79	3	-2,92	0,21	0,46	I(0)

## 3.2 Les variables explicatives

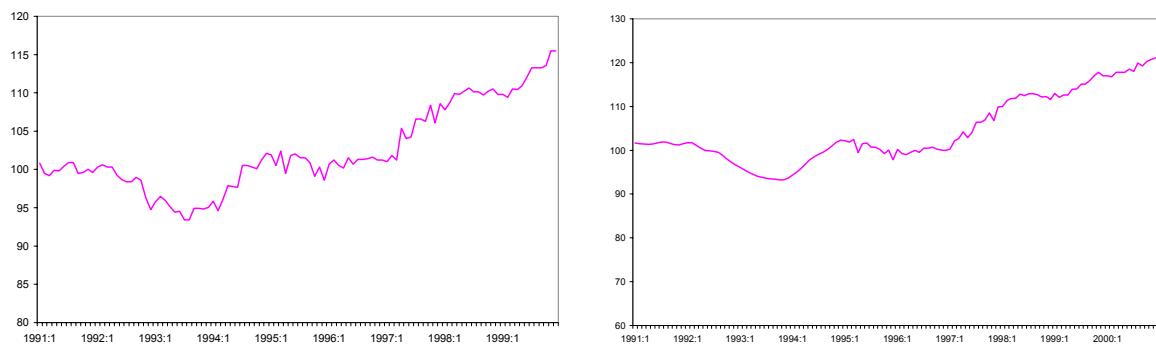
Nous insérons dans notre base de données des variables représentant la croissance économique, l'indice de production industrielle, l'indice des importations et des exportations ainsi que celui des échanges commerciaux qui est l'agrégation de ces deux dernières variables. Les séries sont issues de l'INSEE (Séries Longues et Informations Rapides). Elles sont toutes exprimées en indice base 100 en 1991 et en 1995.

### 3.2.1 L'indice de la production industrielle française

La production industrielle en volume n'étant pas disponible en variables mensuelles, nous avons sélectionné l'indice de la production industrielle (hors BTP), en francs constants de 1980 et 1995. Nous ramenons ensuite l'indice en base 100 en 1991 et en 1995. Cependant, la série de la production industrielle de l'INSEE en francs constants de 1995 n'est pas disponible avec une périodicité mensuelle avant l'année 1995. Nous avons donc, pour les années 1991 à 1994, réalisé une interpolation linéaire (procédure SPLINE sous GAUSS) à partir des séries trimestrielles.

Les graphiques ci-après représentent l'évolution de l'indice de la production industrielle en base 100 en 1991 (graphique de gauche) et 1995 (graphique de droite).

#### **L'indice de la production industrielle française (base comptable de 1980 et de 1995, niveau 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Séries Longues-INSEE

Nous observons un ralentissement de la production industrielle entre 1991 et 1992. Puis une baisse de l'ordre de 3% lors de la récession économique de 1993. La hausse de la production industrielle en 1994 (+3,4%) peut s'interpréter comme un

effet de rattrapage. La forte reprise des exportations en 1997 va doper l'activité de la production industrielle. Le retour de la confiance des ménages, se traduisant par une augmentation de la consommation intérieure, contribue à pérenniser la croissance de la production industrielle jusqu'en 2000.

Sur l'intervalle temporel plus réduit que dans la base précédente (1991-2000 contre 1980-2000), la série de la production industrielle reste non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,05	5	-2,92	0,68	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-3,32	3	-2,92	0,38	0,46	I(0)

### 3.2.2 L'indice des exportations et des importations

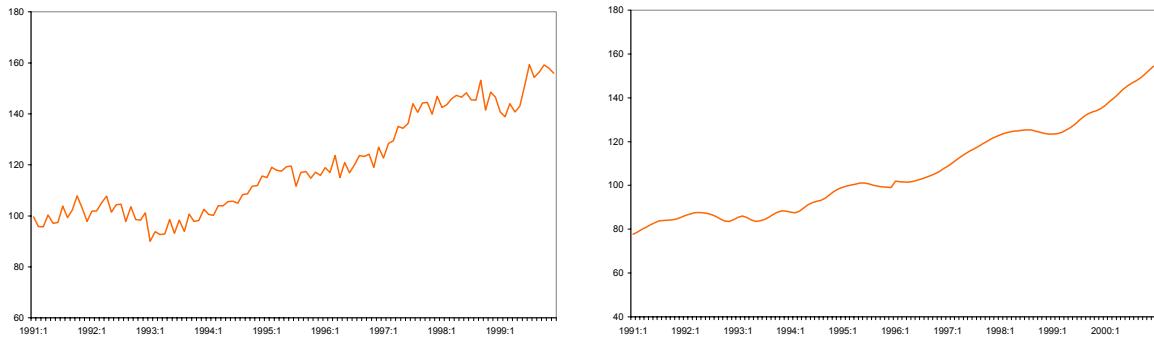
Les variables d'exportations (FAB) et d'importations (CAF) sont exprimées en milliards de francs constants de 1980 et de 1995. Pour harmoniser l'ensemble des séries, nous avons exprimé ces deux séries en indice, base 100 en 1991 et base 100 en 1995. Comme pour l'indice de la production industrielle, les séries des exportations et des importations ne sont pas rétropolées par l'INSEE sur un historique assez long en mensuel. Nous avons donc réalisé une interpolation linéaire sur les séries trimestrielles (procédure SPLINE sous GAUSS). Les séries exprimées en francs constants de 1995 apparaissent beaucoup plus lissées.

Comme l'ensemble des variables issues des Comptes Nationaux, les séries des exportations et des importations ont changé de base comptable. Une analyse des modifications des deux séries est disponible dans les annexes (Partie II, Annexe A).

Les graphiques ci-dessous représentent l'évolution des importations et des ex-

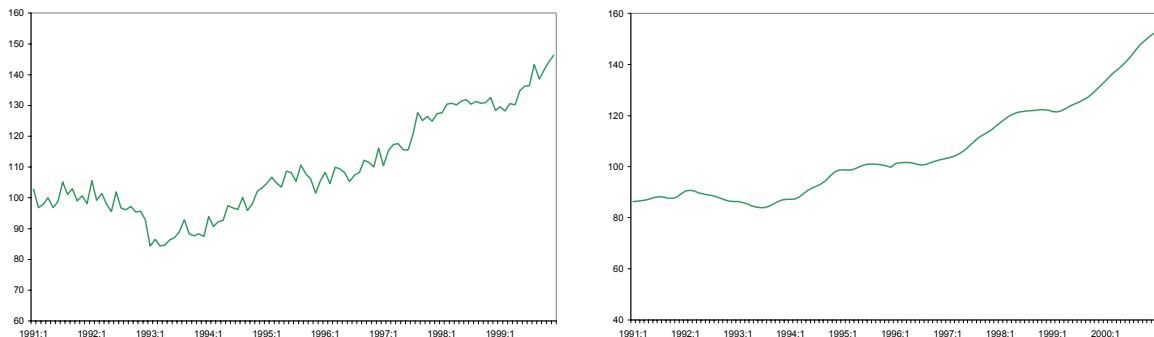
portations (CAF<sup>5</sup>/FAB<sup>6</sup>) en indice base 100 en 1991 (graphique de gauche) et 1995 (graphique de droite).

**L'indice des exportations (FAB en milliards de francs constants de 1980 et de 1995, puis base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Série Longues-INSEE

**L'indice des importations (CAF en milliards de francs constants de 1980 et de 1995, puis base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Séries Longues-INSEE

Au début de notre période d'estimation, les deux variables adoptent un comportement assez proche jusqu'en 1993, où les exportations creusent de plus en

<sup>5</sup>CAF=Coût, Assurance, Fret

<sup>6</sup>FAB=Franco à bord

plus l'écart avec les importations, laissant un solde commercial excédentaire.

A la fin 1992, les exportations se sont fortement réduites avant d'entamer un redressement début 1993. La baisse des importations apparaît plus marquée et durable. Le deuxième semestre de 1992 correspond au début de la récession économique au niveau de l'Europe. La baisse de l'activité est particulièrement forte au cours de l'hiver 1992-1993. En France, le ralentissement s'accentue au deuxième trimestre 1992. La chute des exportations est alors significative d'une baisse du dynamisme des débouchés extérieurs et celle des importations est due à la décroissance de l'activité intérieure. La conjugaison de ce climat intérieur déprimé avec la brusque dégradation de l'environnement européen va augmenter l'amplitude de la récession.

Au deuxième trimestre 1993, la reprise dans les pays anglo-saxons se confirme et permet un redémarrage des exportations. A partir de 1994, toutes les parties du monde ou presque connaissent une activité en forte progression. La demande mondiale adressée à la France augmente très lentement. Cette tendance se poursuit jusqu'à la mi-1997, les exportations restant dynamiques à l'opposé des importations qui enregistrent un ralentissement.

Le déclenchement de la crise asiatique à la mi-1997, puis les difficultés économiques de la Russie et leurs effets induits ont provoqué un fort ralentissement des exportations tout au long de l'année 1998. Dans le même temps, les importations ont été vives afin de répondre à la demande intérieure.

Au début de l'année 1999, les exportations ont fléchi, ce ralentissement traduisant les effets de la crise des pays émergents. Mais, sur le reste de l'année, elles ont renoué avec les rythmes de croissance forts du début 1997 (supérieurs à 10% en rythme annuel). Cette évolution concerne surtout les ventes de services.

Les importations ont également progressé mais à un rythme moins élevé que l'année précédente. Cette évolution est liée à la hausse des prix du pétrole et à la dépréciation de l'euro sur le marché des changes. En 2000, les exportations ont crû à un rythme élevé (12,6%), bien que moins rapide que celui des importations (+14,2%). La contribution du commerce extérieur à la croissance économique en 2000 est, de ce fait, légèrement négative (-0,1% de PIB).

Les tests valident la présence de racine unitaire pour la série des exportations mais pas pour celle des importations. Les résultats des deux tests, ADF et KPSS, sont cohérents et unanimes. La série des importations est stationnaire (même avec un nombre de retards plus important).

**Tests de racine unitaire pour les importations :**

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-7,15	1	-2,92	0,45	0,46	I(0)
$\Delta x_t$	-7,98	4	-2,92	0,06	0,46	I(0)

**Tests de racine unitaire pour les exportations :**

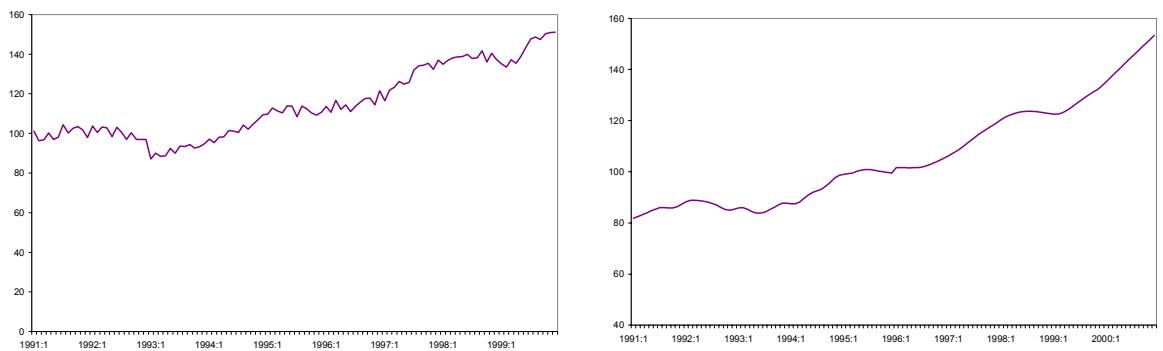
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	1,35	3	-2,92	1,29	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-5,08	2	-2,92	0,20	0,46	I(0)

### 3.2.3 L'indice des échanges commerciaux

Cet indice correspond à l'agrégation des exportations et des importations. Il a été construit de façon identique aux deux séries précédentes.

Les graphiques ci-après représentent l'évolution de l'indice des échanges commerciaux en base 100 en 1991 (graphique de gauche) et 1995 (graphique de droite).

**L'indice des échanges commerciaux (CAF/FAB en milliards de francs constants de 1980 et de 1995, puis base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Séries Longues-INSEE

Après la récession économique de 1993, les échanges commerciaux n'ont pas cessé de croître (rythme moyen de 7,7% par an).

La série des échanges commerciaux est non stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	1,70	3	-2,92	1,27	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	4,24	2	-2,92	0,38	0,46	I(0)

### 3.2.4 Les produits moyens du transport combiné

Pour obtenir des prix propres à chaque segment, nous avons fabriqué un indice des prix à partir des recettes nettes. La recette nette correspond à la recette semi-nette<sup>7</sup> à laquelle on ajoute les montants des opérations annexes et de laquelle on retranche le montant des détaxes et ristournes de toutes natures.

Par construction, les recettes nettes sont toujours inférieures aux brutes. Cependant, l'écart entre les deux variables a tendance à diminuer car certains paiements (bonifications des trains complets et redevances kilométriques) ont été intégrés dans le prix des transports, alors que les recettes à vide de wagons particuliers restaient sensiblement constantes.

Dans un premier temps, nous avons calculé les produits moyens (recette unitaire à la tonne-kilomètre), en base 100 en 1991 et base 100 en 1995, pour l'ensemble des recettes nettes. Nous avons ensuite déflaté les premiers par le prix du Produit Intérieur Brut Marchand (PIBM, base 100 en 1991) et par le prix du PIB (base 100 en 1995) pour les seconds (le prix du PIBM n'étant plus disponible dans les nouveaux Comptes de la Nation).

Les prix du PIBM et ceux du PIB sont issus des comptes trimestriels nationaux de l'INSEE. Ils sont disponibles uniquement en rythme trimestriel. Or, nos modèles étant calibrés sur des données mensuelles, nous avons dû "mensualiser" les deux prix à l'aide d'une interpolation linéaire (procédure SPLINE sous GAUSS). Nous obtenons ainsi des prix correspondant à chaque segment.

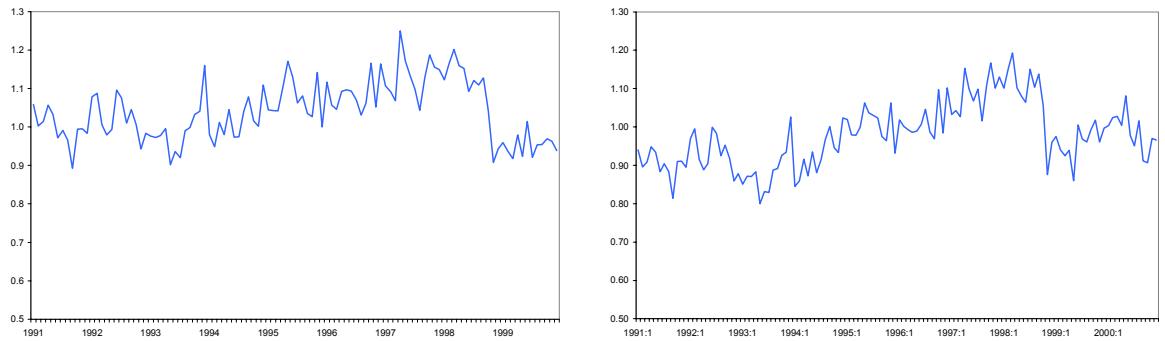
Les graphiques ci-après représentent l'évolution des différents indices de prix

---

<sup>7</sup>La recette semi-nette comprend la recette brute à charge à laquelle est ajoutée la recette des wagons particuliers vides répartie sur les transports à charge. La recette brute est la recette calculée du transport à charge ou à vide des wagons sur les lignes SNCF.

pour le transport combiné total et pour chacun des segments du transport combiné, en base 100 en 1991 (graphique de gauche) et base 100 en 1995 (graphique de droite).

**Le produit moyen du transport combiné total (base 100 en 1991 et en 1995)**



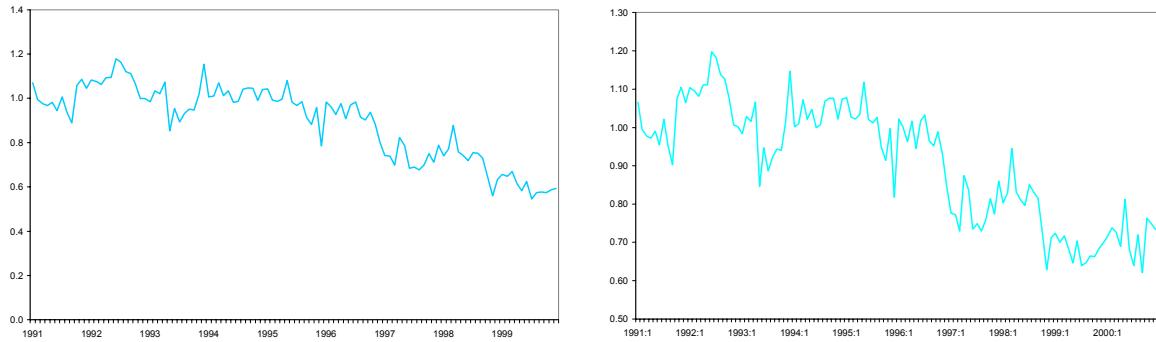
Source : Base SAFARI-SNCF

L'évolution du produit moyen du transport combiné atteint +0,8% par an en moyenne sur l'ensemble de l'échantillon. La chute observée au cours de l'année 1998 est provoquée par une baisse des recettes et une stagnation du trafic.

L'évolution erratique des différents produits moyens, divergeant d'une valeur moyenne finie, correspond aux caractéristiques des séries non-stationnaires. La présence de racine unitaire est validée pour l'ensemble des produits moyens du transport combiné.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,80	4	-2,92	0,54	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,28	3	-2,92	0,07	0,46	I(0)

**Le produit moyen du transport combiné national (base 100 en 1991 et en 1995)**

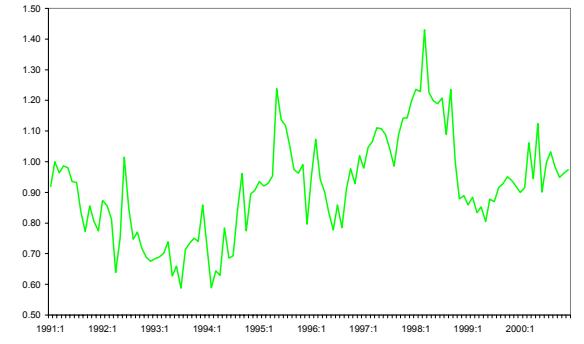
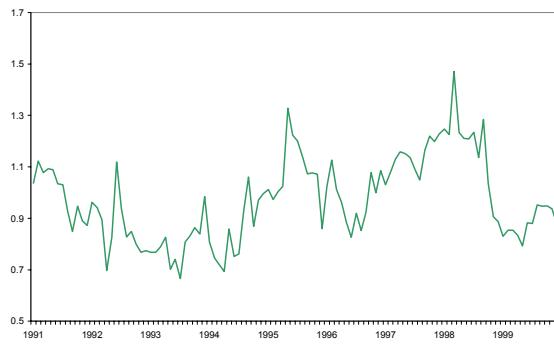


Source : Base SAFARI-SNCF

Après avoir enregistré une baisse modérée entre 1991 et 1996 (-0,7% par an en moyenne), le produit moyen du transport combiné national chute sensiblement à partir de 1997, avec -6,8% en moyenne sur la période 1997-2000. Cette décroissance est générée essentiellement par une baisse des recettes, car sur cette période le trafic reste stable.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,91	4	-2,92	0,87	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,26	3	-2,92	0,05	0,46	I(0)

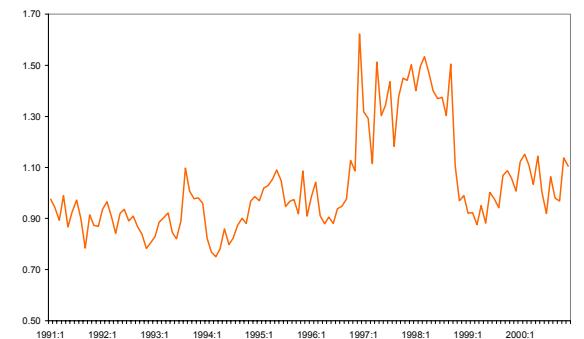
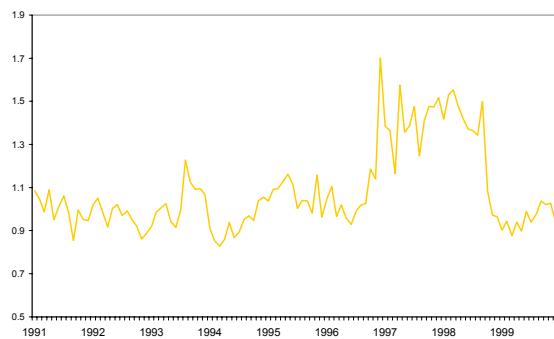
**Le produit moyen du transport combiné import (base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Base SAFARI-SNCF

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,88	3	-2,92	0,56	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-8,08	2	-2,92	0,06	0,46	I(0)

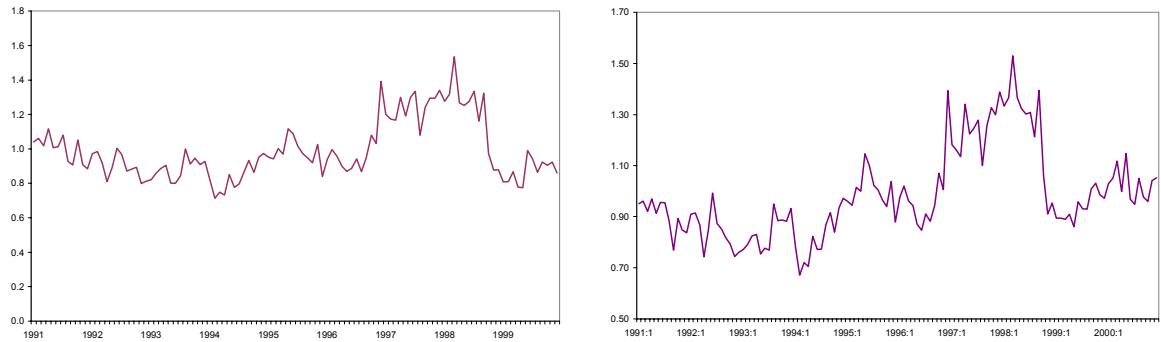
**Le produit moyen du transport combiné export (base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Base SAFARI-SNCF

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,93	3	-2,92	0,58	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,04	2	-2,92	0,05	0,46	I(0)

**Le produit moyen du transport combiné bilatéral (base 100 en 1991 et en 1995)**

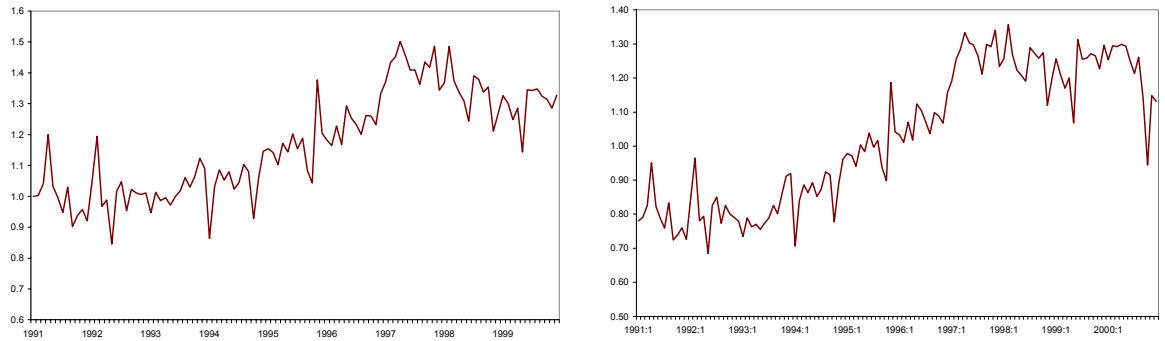


Source : Base SAFARI-SNCF

Les produits moyens du transport combiné import et export suivent les évolutions du trafic sauf à partir de la mi-1998, où on observe un décrochage dans leur évolution. Cette baisse entre le premier et le deuxième semestre de 1998 est liée pour l'essentiel à la chute des recettes nettes, de 16% pour le trafic combiné export et 15% pour le transport combiné import.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,90	3	-2,92	0,61	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,09	2	-2,92	0,06	0,46	I(0)

**Le produit moyen du transport combiné transit (base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : Base SAFARI-SNCF

Les produits moyens du transport combiné transit augmentent de 61% entre 1991 et 1997, soit 8,3% en moyenne par an. Depuis 1998, ils restent plutôt stables.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,01	5	-2,92	0,76	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-6,85	4	-2,92	0,15	0,46	I(0)

### 3.2.5 L'indice des prix du transport routier de marchandises

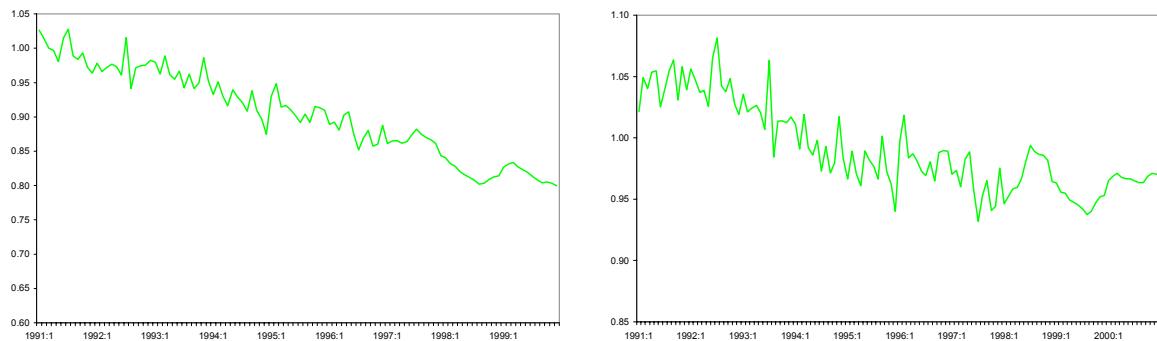
Le prix du transport routier sélectionné est le prix sur zone longue (plus de 200 km) pour les véhicules de plus de 17 tonnes de charge utile.

Les séries de prix ont subi une modification majeure en 1996 liée à un changement de périmètre des véhicules comptabilisés dans l'enquête TRM<sup>8</sup> (Transport

<sup>8</sup>Pour plus de détail, se reporter à la série des prix routiers en périodicité trimestrielle de la base de données du transport de marchandises (2-2-2).

Routier de Marchandises). Une refonte de la chaîne de l'indice des prix a été effectuée par le SES. A partir de cette date, les données de prix ne sont disponibles qu'en trimestriel. Nous avons donc effectué une opération identique à celle réalisée pour le prix du PIBM afin d'obtenir une série mensuelle sur l'ensemble de l'échantillon. Nous avons, dans un deuxième temps, indiqué les prix en base 100 en 1991 et 1995, puis nous avons déflaté la série en base 91 par l'indice des prix du PIBM et celle en base 95 par le prix du PIB.

### **L'indice des prix du transport routier (base 100 en 1991 et en 1995)**



Source : BST-SES

La construction et l'évolution de la série des prix routiers ont été explicitées en détail dans le chapitre précédent. On remarque, sur la période 1991-2000, une baisse progressive des prix routiers (en francs constants) de l'ordre de 22%, soit un taux annuel moyen de -1,2%. Cette décroissance continue de la série est conforme aux séries non-stationnaires. La présence de racine unitaire est validée par les tests.

Tests de non-stationnarité						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,76	4	-2,92	0,88	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,62	3	-2,92	0,08	0,46	I(0)

Les tableaux suivants résument l'ensemble des variables de la base du fret national et international. L'information principale y est reportée, le nom, les sources, l'unité, la période, les périodicités et l'identifiant de la variable. Ce dernier est utilisé dans l'écriture des fonctions de demande présentées dans la partie III de la thèse.

**Base FRET INTERNATIONAL**

Nom	Identifiant	Source	Unité	Période	Péodicité		
					M	T	A
Transport ferroviaire national	FERNAT	SNCF	Millions de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport ferroviaire international	FERINT	SNCF	Millions de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné total	COMBI	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné national	NAT	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné import	IMPORT	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné export	EXPORT	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné bilatéral	BILAT	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport combiné transit	TRANS	SNCF	Milliers de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport routier national	ROUTNAT	SES	Millions de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Transport routier international	ROUTINT	SES	Millions de tk	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Indice de la Production industrielle	IPI	INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Indice des exportations	EXPTION	INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗	⊗	⊗
Indice des importations	IMPTION	INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗	⊗	⊗

M = Mensuelle, T = Trimestrielle, A = Annuelle

**Base FRET INTERNATIONAL (suite)**

Nom	Identifiant	Source	Unité	Période	Péodicité
					M T A
Indice des échanges commerciaux	TRADE	INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
Produit moyen du transport combiné	PmCOMB	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
total					
Produit moyen du transport combiné	PmIMP	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
import					
Produit moyen du transport combiné	PmEXP	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
export					
Produit moyen du transport combiné	PmBILAT	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
bilatéral					
Produit moyen du transport combiné	PmTRANS	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
transit					
Indice des prix du transport routier	PxTRM	INSEE/ INSEE	Indice base 80/95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
Prix du PIBM	PxPIBM	INSEE	Indice base 80	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗
Prix du PIB	PxPIB	INSEE	Indice base 95	1991-2000	⊗ ⊗ ⊗

M = Mensuelle, T = Trimestrielle, A = Annuelle



# Chapitre 4

## La base de données du transport de voyageurs

Les séries de la base de données voyageurs sont de périodicité trimestrielle, du premier trimestre 1980 au dernier trimestre 2000. Elles sont issues de différentes sources, les plus importantes sont les Bulletins Mensuels de Statistiques (BMS) de la SNCF et de l'INSEE.

Toutes les séries sont représentées graphiquement corrigées des variations saisonnières et des jours de grèves pour les séries SNCF. Une explication sur la construction de la série et un rappel des sources sont apportés, suivis d'un commentaire sur l'évolution de la série et de tests de racine unitaire (ADF et KPSS).

### 4.1 Les variables expliquées

Le trafic de voyageurs de la SNCF comprend le trafic sur le réseau principal et le transport sur le réseau transilien (Île-de-France). Le transport de voyageurs sur le réseau principal (RP) est composé du trafic sur les Grandes Lignes (GL)

et du trafic régional (TER, Trains Express Régionaux). Le trafic de voyageurs Grandes Lignes peut être décomposé en trafic TGV (Trains à Grande Vitesse) et TRN (Trains Rapides Nationaux). Nous analysons chacun des segments du transport ferroviaire de voyageurs. Les trafics SNCF sont exprimés en millions de voyageurs-kilomètres. Ils sont issus des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF (document interne).

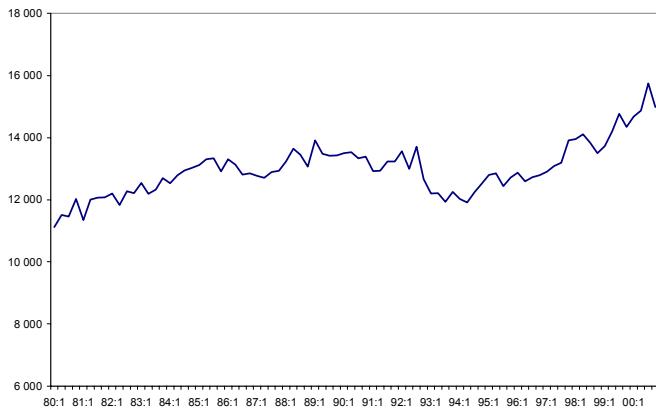
#### **4.1.1 Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal**

Au cours de notre période d'estimation, la série a été soumise à plusieurs changements de périmètres à la fois comptables et géographiques. La première rupture de la série a eu lieu en 1987 suite à un nouveau règlement comptable. La deuxième rupture concerne l'extension du réseau Ile-de-France en 1991, une partie des trafics des Trains Express Régionaux étant intégrée dans le trafic en Ile-de-France. La série du trafic ferroviaire voyageurs a été rétropolée et homogénéisée.

Le transport voyageurs sur le réseau principal (RP) est issu des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF. Il est exprimé en millions de voyageurs-kilomètres.

Nous considérons tout d'abord le trafic ferroviaire de voyageurs sur le réseau principal dans son ensemble, puis nous distinguons le trafic en première classe et celui en deuxième classe.

**Le trafic voyageurs SNCF sur le réseau principal (millions de voyageurs-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

Entre 1980 et 1986, le trafic augmente régulièrement au taux moyen de 2% par an. De 1987 à 1991, il reste globalement stable, n'évoluant qu'au rythme annuel moyen de 0,6%. La baisse du trafic à partir de la fin 1992 correspond notamment à la récession économique et à la mise en place du système SOCRATE<sup>1</sup> perturbant l'ensemble des réservations. Le trafic repart progressivement à partir de 1994.

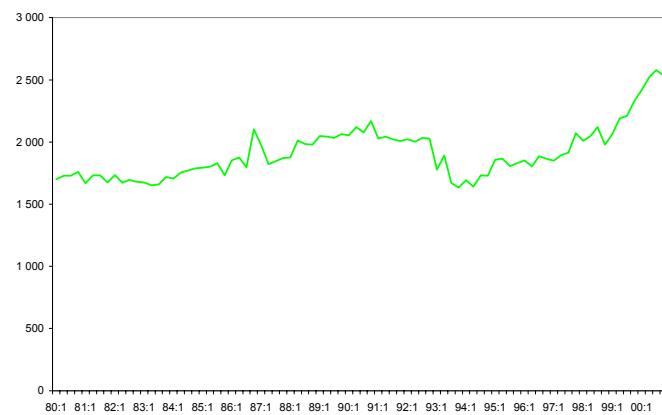
Depuis 1997, l'évolution du transport ferroviaire de voyageurs sur le réseau principal est importante, elle est de l'ordre de 4,3% par an. Cette croissance du trafic est essentiellement imputable au trafic TGV.

A l'issue des tests de racine unitaire, les séries du réseau principal (RP, RP1 et RP2) sont intégrées à l'ordre 1.

<sup>1</sup>L'ancien système de vente et de réservation de la SNCF, créé en 1972, ne pouvait plus répondre aux besoins commerciaux générés par le développement du TGV et par son extension internationale. La SNCF s'est dotée d'un véritable outil de distribution, capable de répondre à d'importants volumes de ventes de places de trains. La mise en place du système de vente SOCRATE a rencontré de nombreuses difficultés techniques et suscité des désagréments certains à la clientèle de la SNCF. Les difficultés initiales, inhérentes à l'introduction de tout projet informatique, se sont révélées plus importantes que prévu, Rapport d'activité 1993, SNCF [1994].

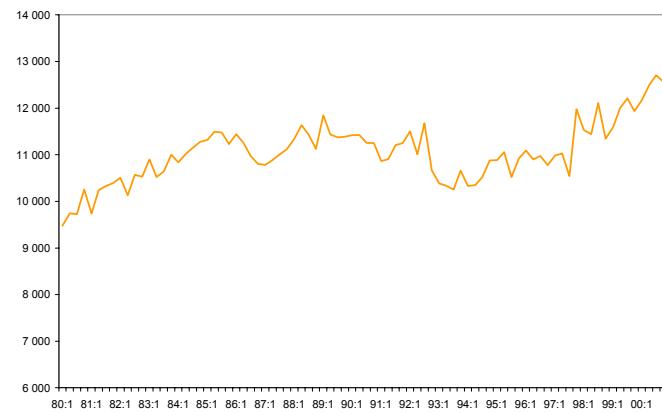
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,61	3	-2,92	0,48	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,71	2	-2,92	0,15	0,46	I(0)

**Le trafic voyageurs SNCF sur le réseau principal 1<sup>ère</sup> classe (en millions de voyageurs-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

**Le trafic voyageurs SNCF sur le réseau principal 2<sup>ème</sup> classe (en millions de voyageurs-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

Le trafic en 1<sup>ère</sup> classe évolue au taux annuel moyen de 2% sur l'ensemble de la période contre 1,2% seulement pour la 2<sup>ème</sup> classe. La part du trafic 1<sup>ère</sup> classe par rapport au trafic total sur le réseau principal est de l'ordre de 17% en 2000. Elle a progressé de deux points par rapport à 1980 où elle était de 15%.

**Tests de racine unitaire pour le trafic sur le réseau principal en première classe :**

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,68	3	-2,92	0,48	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-4,06	2	-2,92	0,18	0,46	I(0)

**Tests de racine unitaire pour le trafic sur le réseau principal en deuxième classe :**

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,50	2	-2,92	0,54	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,80	2	-2,92	0,15	0,46	I(0)

#### 4.1.2 Le trafic voyageurs SNCF sur les Grandes Lignes

Le trafic Grandes Lignes (GL) correspond à l'ensemble du trafic des Trains Rapides Nationaux (TRN) et des Trains à Grande Vitesse (TGV). Il est issu des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF. Il est exprimé en millions de voyageurs-kilomètres.

**Le trafic voyageurs SNCF sur le réseau Grandes Lignes (en millions de voyageurs-kilomètres)**



Source : BMS-SNCF

En dépit de "l'incident" SOCRATE et de la récession économique en 1992-1993, le trafic Grandes Lignes croît au taux annuel moyen de 0,6% sur l'ensemble de la période. Cette croissance est essentiellement générée par le trafic TGV. Les périodes d'augmentation du trafic Grandes Lignes correspondent aux mises en place successives des différents réseaux à grande vitesse (1981, le TGV Sud-Est ; 1990, le TGV Atlantique ; 1993, le TGV Nord ; 1994, l'Eurostar et les TGV jonction ; 1996, le Thalys...). En parallèle, sur la période considérée, le trafic sur le réseau classique (i.e. hors TGV) ne cesse de décroître.

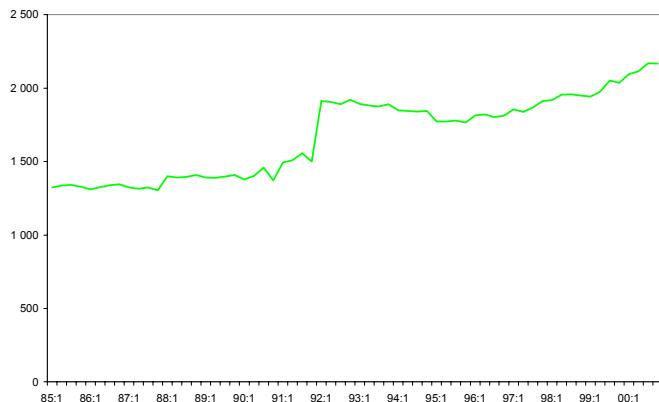
Le trafic Grandes Lignes représente la majeure partie du trafic sur le réseau principal (82% en 2000). Les conclusions des tests sont identiques pour les deux séries.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-1,32	3	-2,92	0,51	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,35	2	-2,92	0,14	0,46	I(0)

### 4.1.3 Le trafic voyageurs SNCF des Trains Express Régionaux

La série des Trains Express Régionaux (TER) est exprimée en millions de voyageurs-kilomètres. Elle comprend deux ruptures majeures (liées à un changement de périmètre). La première a eu lieu en 1991 et correspond à l'extension du réseau Ile-de-France. Une partie du trafic TER est donc transférée vers le trafic Ile-de-France. Nous avons pu quantifier ce trafic avec exactitude et le retrancher du trafic TER. Mais nous n'avons pu corriger la série TER de la deuxième rupture en raison de son imbrication avec le trafic des TRN. Cette deuxième rupture correspond au redéploiement de l'offre entre les différentes activités Grandes lignes et TER. Elle a conduit en 1992 à un transfert global d'une partie de l'activité Grandes Lignes (les EIR, Express d'Intérêt Régional) vers l'activité TER, de l'ordre de 1,7 Gvk.

#### Le trafic des TER (millions de voyageurs-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Sans le changement de périmètre, l'évolution du trafic TER apparaît stationnaire. Nous pouvons cependant noter un certain dynamisme en fin de période. En

effet, depuis 1997, le réseau des Trains Express Régionaux connaît une progression accélérée (+16% de 1997 à 2000), grâce notamment à la régionalisation. Depuis 1996, un processus de régionalisation est en effet expérimenté avec 7 régions. La régionalisation est généralisée à l'ensemble des régions françaises en 2002<sup>2</sup>.

Les tests de racine unitaire confirment la non-stationnarité de la série des TER.

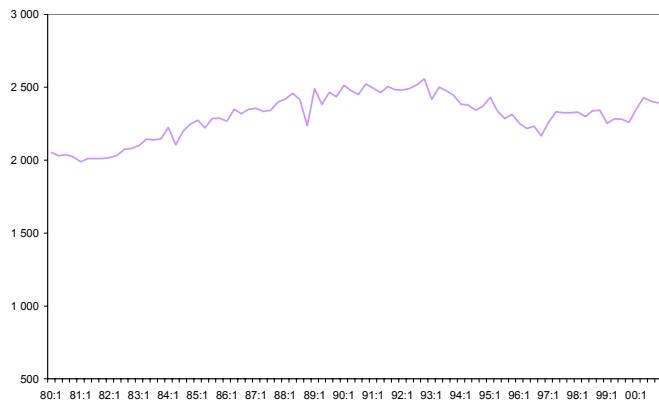
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,88	2	-2,92	0,92	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,83	1	-2,92	0,06	0,46	I(0)

#### 4.1.4 Le trafic voyageurs SNCF en Ile-de-France

Contrairement à l'ensemble des autres séries, le trafic en Ile-de-France (IdF) est un trafic estimé et non observé. Il est estimé à partir d'enquêtes "Cartes Oranges" régulières, réalisées par la SOFRES, et du nombre global de Cartes oranges vendues. Les enquêtes ont été réalisées en 1981, 1991 et 1998. Elles déterminent les clefs de partage entre la SNCF et la RATP sur le trafic et les recettes globales. Pour l'enquête de 1991, les coefficients ont été appliqués seulement en 1993. Ces enquêtes ont conduit à augmenter le trafic SNCF en 1981 et à le diminuer en 1993 et 1999. Le trafic en Ile-de-France est exprimé en millions de voyageurs-kilomètres, il est issu des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF.

<sup>2</sup>En 1997, une expérimentation a été lancée en France qui confie aux régions des pouvoirs d'Autorités Organisatrices, la SNCF demeurant l'opérateur exclusif. Les régions définissent l'ensemble de la politique des transports, au regard des objectifs économiques, sociaux et environnementaux locaux. Le projet de loi relatif à la Solidarité et au Renouvellement Urbains (SRU), qui a été examiné par le Parlement, tend à généraliser, à compter de janvier 2002, un dispositif dont les résultats, dans les sept régions pilotes, sont positifs.

### Le trafic voyageurs en Ile-de-France (millions de voyageurs-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Le trafic en Ile-de-France est en augmentation régulière de 1980 à 1992. Le taux de croissance moyen au cours de cette période est de l'ordre de 1,5% par an. Après cette période, le trafic décroît au taux annuel moyen de 1,6% jusqu'en 1996, dans un contexte de progression plus lente de la mobilité urbaine qui se traduit par une baisse de l'usage des transports en Ile-de-France. De 1997 à 1999, avec une situation économique plus favorable, le trafic repart fortement avec un TCAM de 2,8%. En 2000, la progression du transport de voyageurs en Ile-de-France est importante, +6,6%. Cette croissance du trafic est liée à plusieurs facteurs comme la décrue du taux de chômage, le succès des mesures tarifaires (abonnements "ImagineR"<sup>3</sup>, "Carte Intégrale"<sup>4</sup>) et le fonctionnement à plein régime de la ligne E du RER, mise en service durant l'été 1999.

<sup>3</sup>La carte ImagineR est une carte de transport à tarif réduit pour les collégiens, lycéens et étudiants de moins de 26 ans. Elle permet un nombre illimité de voyages en Ile-de-France.

<sup>4</sup>La carte Intégrale est une carte annuelle à tarif réduit.

A l'issue des tests de racine unitaire, la série du trafic en Ile-de-France est non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,93	3	-2,92	0,47	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-5,93	2	-2,92	0,20	0,46	I(0)

—

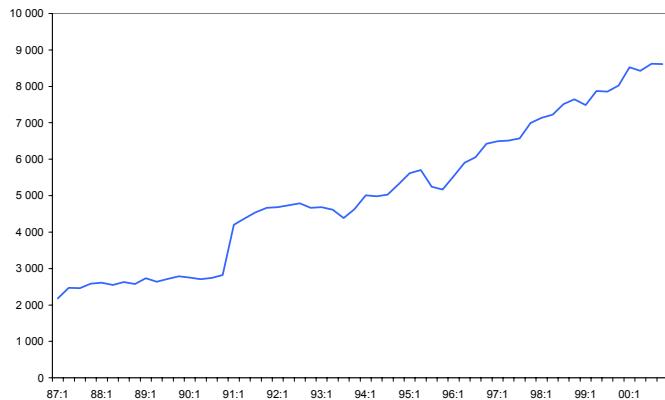
Nous allons traiter ci-après les trafics ferroviaires TGV et TRN, ainsi que le trafic d'un mode concurrent, i.e. le trafic autoroutier.

Pour des raisons de disponibilité des données avec une périodicité mensuelle, notre échantillon commence seulement en 1987 pour les séries du TGV, du TRN et pour les véhicules légers sur les autoroutes concédées (VLAC).

#### 4.1.5 Le trafic voyageurs SNCF des Trains à Grande Vitesse

Le réseau des Trains à Grande Vitesse (TGV) est actuellement constitué de six sous-ensembles : le TGV Sud-Est, le TGV Atlantique, le TGV Nord-Europe, le TGV Jonction et les deux TGV internationaux (Eurostar, Thalys). Un graphique représentant le trafic des TGV par axe est disponible en annexe (Partie II, Annexe C). Le trafic des Trains à Grande Vitesse (TGV) est exprimé en millions de voyageurs-kilomètres. Il est issu des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF.

### Le trafic TGV (millions de voyageurs-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Sur le début de la période (1987-1989), le tassement du trafic correspond à une phase de maturité du TGV Sud-Est, mais semble aussi tenir à la concurrence avec l'avion. Sur cette période, Air Inter récupère une grande partie de sa clientèle d'affaires perdue au cours des grèves, tout en cherchant à diversifier ses dessertes en direction du marché européen. L'augmentation importante du trafic en 1991 correspond à la mise en exploitation du TGV Atlantique. De 1991 à 1993, l'activité totale est stable, mais il en ressort une progression différente selon les réseaux. En effet, au cours de cette période, le TGV Sud-Est progresse peu, mais nous observons une montée en régime, surtout en 1991, du TGV Atlantique. De plus, au cours de cette période, la mise en place du système de réservation SO-CRATE perturbe le trafic. En 1994, le réseau TGV s'agrandit, le réseau Sud-Est est amélioré, le TGV Nord-Europe est mis en place ainsi que le TGV Jonction<sup>5</sup> avec le Sud-Est et les nouvelles dessertes avec l'Angleterre (Eurostar). En 1996, le TGV Thalys vers Bruxelles est inauguré. Depuis 1996, malgré la concurrence avec le transport aérien, le transport par TGV continue à se développer au rythme

<sup>5</sup>Connexions Roissy et trajets Province-Province, par exemple : Lille-Lyon.

moyen de 9% par an.

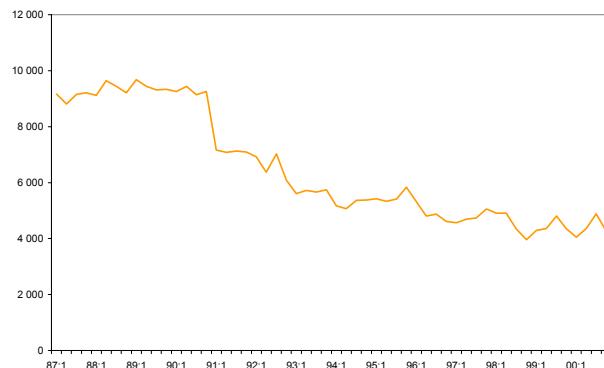
La croissance continue du trafic des TGV sur l'ensemble de la période est caractéristique des séries non-stationnaires. La présence de racine unitaire est confirmée par les tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,85	3	-2,92	0,65	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-5,68	2	-2,92	0,06	0,46	I(0)

#### 4.1.6 Le trafic voyageurs SNCF des Trains Rapides Nationaux

La série des Trains Rapides Nationaux (TRN) est exprimée en millions de voyageurs-kilomètres et elle est issue des Bulletins Mensuels de Statistiques de la SNCF.

##### Le trafic des TRN (millions de voyageurs-kilomètres)



Source : BMS-SNCF

Les Trains Rapides Nationaux (TRN) voient leur trafic décliner, sur l'ensemble de notre période d'estimation, de 5% par an en moyenne. Le développement des

TGV au détriment des Trains Rapides Nationaux explique en grande partie la baisse de trafic observée. La chute de trafic enregistrée en 1991 correspond au changement de périmètre des Trains Express Régionaux (TER), i.e. un report de trafic des TRN vers les TER. A partir de 1992, la baisse du trafic est assez préoccupante, mais après cette hémorragie, le trafic retrouve un profil plus satisfaisant à partir de 1996 : la baisse de trafic est atténuée, elle est de l'ordre de 3% par an.

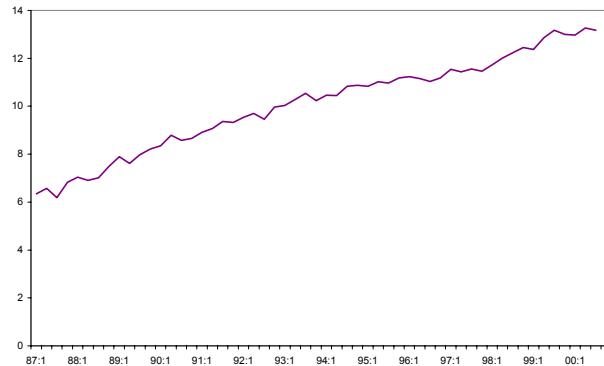
Le trafic décroît sur l'ensemble de la période. Aucune force de rappel ne ramène la courbe autour d'une valeur moyenne constante. La série est non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-0,79	2	-2,92	0,84	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-6,63	1	-2,92	0,08	0,46	I(0)

#### 4.1.7 Le trafic des Véhicules Légers sur les Autoroutes Concédées

Le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées (VLAC) est issu du SETRA (Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes). Il est exprimé en millions de véhicules-kilomètres.

**Le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées (millions de véhicules-kilomètres)**



Source : SETRA

Le trafic augmente de façon régulière entre 1987 et 1995 au taux moyen de 6,8% par an. Cette hausse est favorisée en partie par l'accroissement du parc et de l'usage des véhicules particuliers<sup>6</sup>, ainsi que par le développement du réseau autoroutier. On remarque un ralentissement du trafic entre 1995 et 1997, avec un taux moyen de 2,2%. A partir de 1998, le trafic des véhicules particuliers sur autoroutes concédées renoue avec une croissance plus forte, favorisée en grande partie par l'augmentation de la consommation des ménages.

Les tests de racine unitaire valident la non-stationnarité de la série.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$y_t$	-2,67	5	-2,92	0,49	0,46	I(1)
$\Delta y_t$	-1,80	4	-2,92	0,40	0,46	I(0)

<sup>6</sup>Le nombre d'immatriculations de voitures neuves a augmenté, pour osciller autour de deux millions de véhicules par an au cours de la dernière décennie, soit trois fois l'augmentation annuelle du parc. On peut donc estimer que, pour trois immatriculations neuves, deux véhicules sortent du parc, F. Jeger [2001].

## 4.2 Les variables explicatives

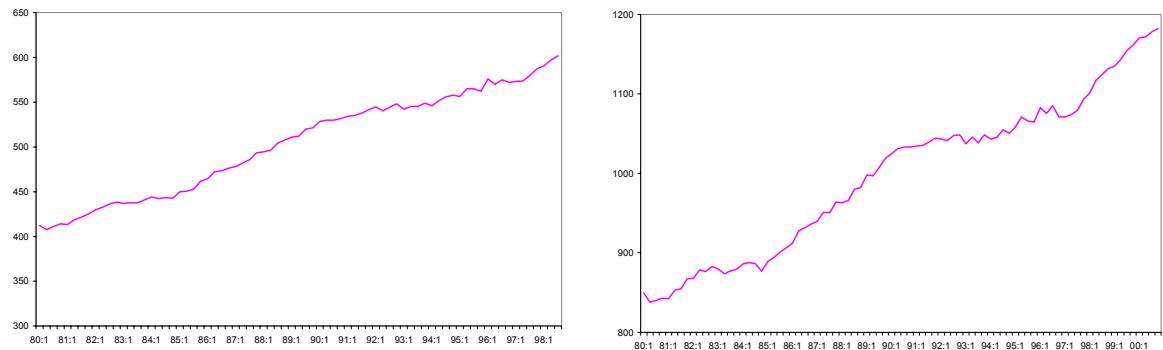
Les comptes nationaux français ont changé de base, ils passent définitivement de la base 80 à la base 95, à la fin de notre échantillon (i.e. au troisième trimestre de 1998). En base 80, le système de référence était proche du Système européen de comptes économiques intégrés de 1979 (SEC79). En base 95, il devient totalement conforme à la nouvelle norme européenne, le SEC 95, qui a fait l'objet d'un règlement communautaire (Règlement du Conseil du 25 juin 1996). Ces modifications, expliquées en détail dans les annexes (Partie II, Annexe A), concernent deux de nos variables explicatives macro-économiques : le PIB et la consommation des ménages.

### 4.2.1 La dépense en consommation des ménages

La dépense en consommation des ménages est issue des Séries Longues de l'INSEE, elle est exprimée en milliards de francs constants de 1980 et 1995.

Les deux graphiques ci-après représentent l'évolution de la consommation des ménages (francs constants de 1980) et celle de la dépense en consommation des ménages (francs constants de 1995).

## La consommation des ménages et la dépense en consommation des ménages (milliards de francs constants de 1980 et de 1995)



Source : Séries longues, INSEE

Au début des années 80, la consommation des ménages a progressé modérément jusqu'à une stagnation sur la période 1983-1984. La rupture de croissance sur cette période est le fruit de la politique de rigueur qui, après la relance de 1981-1982, était apparue nécessaire et s'est concrétisée par le blocage des salaires en juin 1982 (baisse du salaire net de 0,5% en 1983, alors que, les trois années précédentes, ce taux était de +3%).

En 1986, la consommation a fortement progressé ; cette amélioration résulte de plusieurs mesures, notamment l'allègement des impôts et le gain de pouvoir d'achat des salaires.

Après plusieurs années de hausse (1986-1991), le rythme de croissance de la consommation des ménages diminue. Les raisons sont liées au ralentissement des salaires et l'augmentation des prélèvements sociaux et fiscaux.

Ainsi, de 1992 à 1996, la consommation augmente à un rythme faible, les ménages semblent en effet privilégier l'épargne plus que la consommation.

Sur la période 1997-1999, le rythme de la consommation des ménages est soutenu, il est de l'ordre de 3,2% par an. En 2000, celui-ci se ralentit. En effet, le renchérissement des produits énergétiques, l'augmentation des prélèvements sociaux et des comportements plus favorables à l'épargne ont freiné la progression de la consommation, malgré une croissance plus vive du revenu brut.

Sur l'ensemble de la période, la dépense en consommation des ménages croît au rythme de 2,0% par an en base 1980 et de 1,7% en base 1995.

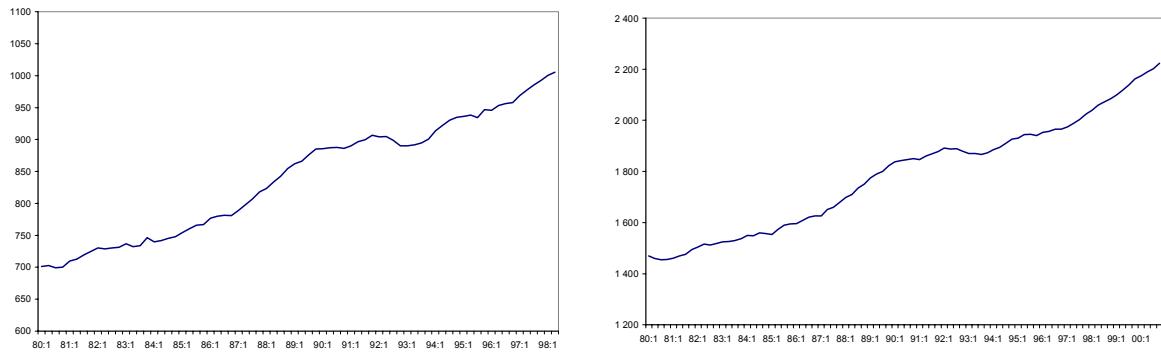
La série de la consommation des ménages, tout comme celle du PIB, est croissante sur l'ensemble de la période. Les deux séries ne reviennent pas vers une valeur moyenne mais s'en éloignent au cours du temps. Ce comportement est caractéristique des variables non-stationnaires. Les tests confirment la présence de racine unitaire dans les deux cas.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,50	3	-2,92	0,93	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-5,61	1	-2,92	0,10	0,46	I(0)

#### 4.2.2 Le produit intérieur brut

Le produit intérieur brut (PIB) est issu des Séries Longues de l'INSEE, il est exprimé en milliards de francs constants de 1980 et de 1995. Les graphiques ci-après le représentent en base 1980 (graphique de gauche), puis en base 1995 (graphique de droite).

**Le Produit Intérieur Brut (en milliards de francs constants de 1980 et de 1995)**



Source : Séries longues-INSEE

La faible croissance du PIB au début des années 1980 témoigne de l'ampleur du choc pétrolier de 1979, dont les effets ont perduré jusqu'en 1982.

En 1983-1984, le PIB augmente essentiellement grâce aux échanges extérieurs. Mais après le contre-choc pétrolier de 1986, c'est la demande intérieure (consommation des ménages, investissements et accroissement des stocks) qui tire la reprise de 1986 et 1987.

A partir de 1988, nous assistons à une forte croissance du PIB jusqu'en 1991. Le taux de croissance annuel moyen est de l'ordre de 3%. La fin de l'année 1990 et l'année 1991 sont marquées par la guerre du Golfe.

En 1992, les économies européennes ralentissent, la demande adressée à la France devient plus faible et la demande intérieure, assez basse depuis la mi-1990, ne peut compenser le recul du PIB. En fin d'année, l'activité s'infléchit très nettement jusqu'à décroître. La récession amorcée aux Etats-Unis début 1992, atteint la France en 1993. Cette année là, le PIB enregistre un recul de 1%.

De 1994 à 1997, le PIB augmente au rythme de 2% par an. Cette reprise

est favorisée par un excédent commercial important. Au cours de cette période, nous retrouvons les rythmes de croissance d'avant la récession. En 1998 et 1999, on assiste à une forte croissance économique : +3,3% en moyenne. Alors que précédemment, la croissance avait été essentiellement tirée par les exportations, en 1998 et 1999, elle a été principalement soutenue par la consommation des ménages, notamment en automobiles et biens d'équipement du foyer.

En dépit des effets pénalisants de la hausse des prix du pétrole, le PIB augmente de 3,2% en 2000.

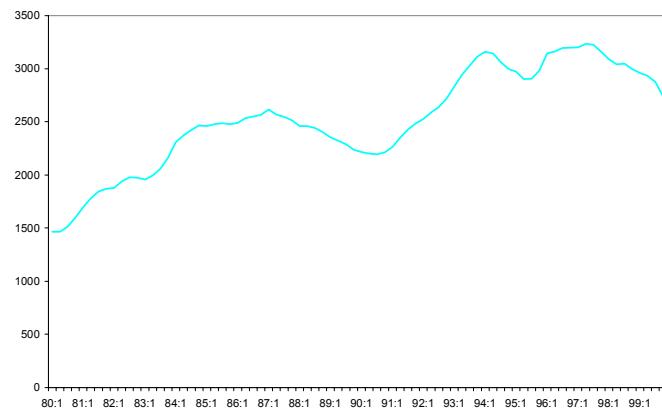
Sur l'ensemble de la période, le PIB évolue à un taux moyen de 2,2% par an en base 1995, contre 1,9% en base 1980.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,21	3	-2,92	0,94	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-3,53	2	-2,92	0,14	0,46	I(0)

### 4.2.3 Le chômage

La variable chômage retenue correspond au nombre de chômeurs en fin de trimestre. Elle est exprimée en milliers de chômeurs et elle est issue des "Séries longues" de l'INSEE.

### Le chômage (en milliers de chômeurs fin de trimestre)



Source : Séries longues-INSEE

Le chômage évolue de façon cyclique. Nous pouvons distinguer deux grands cycles. Le premier commence au début de notre période d'estimation et finit au milieu (1990), l'autre débute en 1991 et se termine à la fin de notre échantillon. Mais l'évolution de ces deux cycles se fait sur une tendance croissante du chômage. En effet, à chaque fin de cycle, le nombre de chômeurs ne revient pas à sa situation initiale. Le taux de croissance annuel moyen sur l'ensemble de la période étudiée (1980-2000) est de 3,9%, soit une augmentation globale du chômage de 190% en 20 ans.

Dès le début de notre période d'estimation (1980), le nombre de chômeurs augmente de 29% entre 1980 et 1982. Puis, grâce aux contrats de solidarité, aux mises en retraite anticipée et aux divers plans pour faciliter l'insertion des jeunes, le chômage se stabilise en 1983. Mais, dès 1984, ces mesures ne sont plus suffisantes pour compenser le ralentissement de l'activité (surtout dans l'industrie). Le même phénomène se reproduit en 1985-1986. Les mesures de traitement social du chômage ont permis de le réduire légèrement, mais ces mesures n'ont pas suffi à l'endiguer. Le chômage augmente jusqu'en 1987, au rythme de 2,2% par an.

En 1988, la tendance du chômage est orientée à la baisse. Les différents facteurs de cette baisse sont la progression de l'activité industrielle (création d'emplois dans ce secteur) et le traitement social (formation pour les jeunes et les chômeurs de longue durée). Ce reflux du chômage s'arrête en 1991. Cette année-là, le chômage s'aggrave, notamment sous l'effet des fortes pertes d'emplois dans l'industrie. Le seuil des 3 millions de chômeurs est franchi au dernier trimestre de 1992. Sous l'effet de la récession économique, le chômage atteint un record en 1993 (3,2 millions de chômeurs).

En 1994, on assiste à un retournement de tendance du marché de l'emploi, le chômage baisse temporairement, pour augmenter un an après.

Depuis 1996, les effets de la croissance économique sont bénéfiques et on observe une diminution progressive du nombre de chômeurs.

La série du chômage est croissante sur l'ensemble de la période, aucune force de rappel ne la ramène vers une valeur moyenne. La non-stationnarité est confirmée par les deux tests.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-2,09	3	-2,92	0,72	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-3,01	2	-2,92	0,48	0,46	I(0)

#### 4.2.4 L'indice de motorisation

Nous avons voulu construire une variable reflétant le dynamisme des achats d'automobiles en fonction de la population. Nous avions à notre disposition, en variables mensuelles depuis 1980, les immatriculations de véhicules particuliers

(neufs ou d'occasion) et la population française. Les autres variables comme le nombre de ménages ou encore le parc de véhicules<sup>7</sup> existent uniquement avec une périodicité annuelle.

Notre choix s'est donc orienté vers un nombre d'immatriculations par habitant, que nous appellerons, par abus de langage, indice de motorisation.

Les données sur le nombre d'immatriculations de véhicules particuliers (neufs et d'occasion) sont issues du Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (CCFA)<sup>8</sup>. Après avoir désaisonné la série des immatriculations, nous l'avons rapportée à la population française totale (exprimée en milliers d'habitants).<sup>9</sup> Dans une dernière étape, nous l'avons indiquée en base 100 en 1980 et en 1995.

L'indice ainsi construit est représenté dans les deux graphiques ci-après. Le premier correspond à l'indice en base 100 en 1980 et le deuxième en base 100 en 1995.

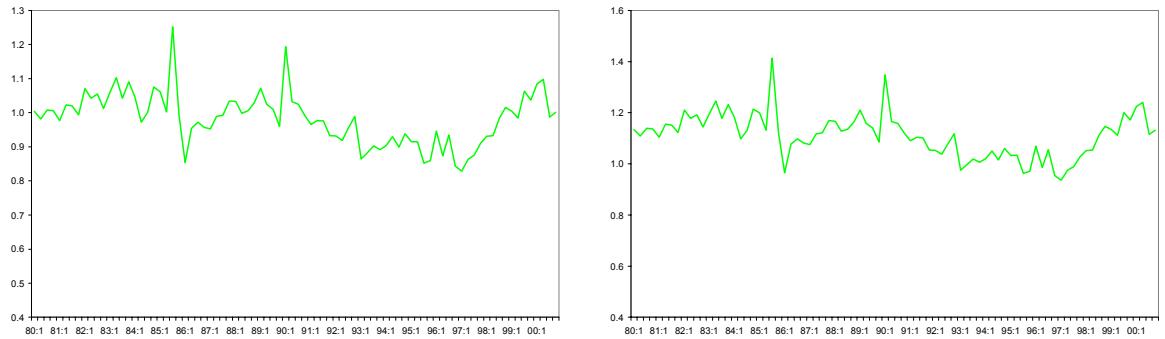
---

<sup>7</sup>Il existe une corrélation imparfaite entre l'accroissement du parc automobile et les immatriculations de véhicules particuliers. F. Jeger [2001], en comparant l'évolution entre ces deux séries, met en évidence une corrélation importante mais imparfaite entre les immatriculations et l'accroissement du parc. Au cours de périodes de faible croissance telles que 1979 à 1985 ou 1990 à 1993, les immatriculations diminuent et l'accroissement du parc s'amenuise. Pendant les périodes de forte expansion (fin des années 80 et des années 90), les deux séries augmentent mais avec parfois des désynchronisations. En 1994 et 1997, le niveau des immatriculations est faible mais le parc augmente fortement. En 1994, avant les primes à la casse, les ménages ont eu tendance à garder plus longtemps leur véhicule. En 1997, le marché des voitures neuves subit le contrecoup des augmentations de 1995 et 1996 consécutives à ces primes à la casse. Le parc, partiellement renouvelé, croît.

<sup>8</sup>Ces données sont aussi disponibles en mensuel dans les bulletins statistiques du SES et dans les Bulletins Mensuels de Statistiques de l'INSEE (Tableau 8, identifiant 3-14 et 3-19).

<sup>9</sup>Cette variable est issue des Bulletins Mensuels de Statistiques de l'INSEE (Tableau 1, identifiant 1-10).

### L'indice de motorisation (base 100 en 1980 et en 1995)



Sources : CCFA, INSEE

De 1980 à 1985, le nombre des immatriculations de voitures particulières a augmenté de 1,5% par an. Sur la période 1986-1987, la hausse est plus prononcée. Elle correspond à un cycle de renouvellement du parc. A ce mouvement cyclique, nous pouvons ajouter l'impact non négligeable de la baisse du taux de TVA.

Sur la période 1990-1997, nous assistons à une lente décroissance de l'indice des immatriculations de voitures particulières. En 1994, la prime "à la casse" (prime Balladur) s'avère nécessaire pour tout juste soutenir le niveau des ventes. La prime suivante "à la qualité" a plus de succès puisqu'elle contribue au redressement du nombre des immatriculations en 1996. Les effets conjugués de cette prime et des campagnes continues de "promotion" des constructeurs (qui augmentent les avantages de la prime d'Etat de 5000 F à 8000 F), puis de la baisse des taux et des avantages fiscaux, ont permis la reprise des immatriculations en 1996.

L'envolée des immatriculations à partir de 1997 s'explique par le vieillissement du parc et son renouvellement, avec une progression de 1,4% par an (entre 1997 et 2000).

A l'issue des tests de racine unitaire, la série est non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,74	4	-2,92	0,53	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-6,04	3	-2,92	0,09	0,46	I(0)

#### 4.2.5 Le déflateur des prix courants : l'indice des prix à la consommation

La variable utilisée pour déflater l'ensemble des prix dans la base de données voyageurs est l'indice des prix à la consommation. Cet indice, construit par l'INSEE<sup>10</sup>, essaye de répondre au mieux aux hypothèses d'homogénéité de la théorie micro-économique du consommateur. Dans ce but, il considère comme population de référence, les ménages urbains de toutes tailles, dont le chef est ouvrier ou employé et résident sur le territoire métropolitain. Pour plus de précision sur les méthodes de construction de cet indice, on peut se reporter au document de travail INSEE de J-M Rempp [1996].

Outre les quatre changements de base (1970, 1980, 1990 et 1998), la série a subi une réforme importante en 1993. L'indice des prix français s'est rapproché de l'indice des différents pays de l'Union Européenne prévu dans le traité de Maastricht. La principale différence entre l'indice harmonisé et l'indice national correspond au champ de la consommation courante.

A partir de 1993, deux indices différents sont produits par l'INSEE. Un indice hors tabac, toujours relatif aux ménages urbains dont le chef de famille est ouvrier

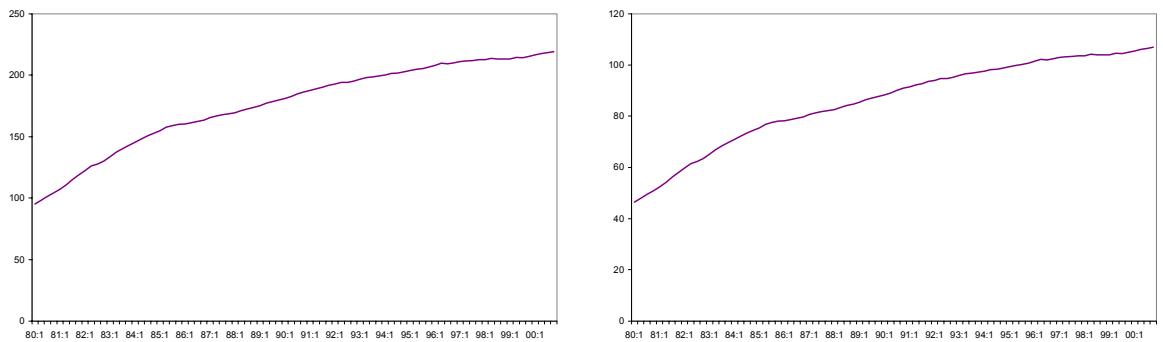
---

<sup>10</sup>Bulletins Mensuels de Statistiques sur la période 1980-2000, (tableau 23NE, identifiant 00-E).

ou employé (indice destiné aux indexations et notamment celle du salaire minimum (SMIC)), et le principal indice de l'INSEE relatif à l'ensemble des ménages qui intègre le tabac dans son champ.

La rétropolation du deuxième indice n'a été effectuée par l'INSEE que jusqu'en 1990. Notre base de données commençant en 1980, nous avons considéré, de 1980 à 1990, le seul indice des prix disponible à cette date (indice des ménages urbains dont le chef de famille est ouvrier ou employé, incluant le tabac), puis nous avons continué la série avec l'indice comprenant l'ensemble des ménages et le tabac, pour la France entière (métropole et DOM).

### L'indice des prix à la consommation (base 100 en 1980 et en 1995)



Source : BMS-INSEE

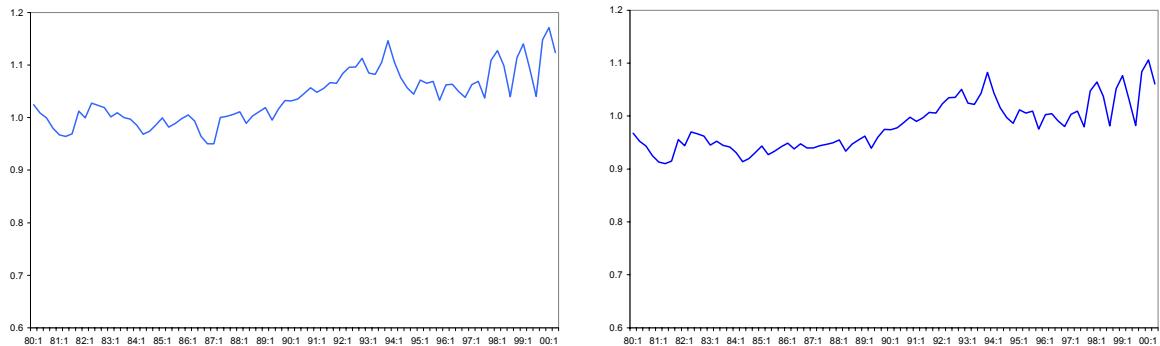
La série augmente sur toute notre période d'estimation. Cette hausse est plus prononcée en début de période ; entre 1980 et 1986, le taux annuel moyen est de 8,4% alors que, sur les quatre dernières années (1996-2000), il est inférieur à 1 (0,8%).

#### 4.2.6 L'indice du produit moyen du transport ferroviaire sur le réseau principal et en Ile-de France

Les deux indices de produits moyens (réseau principal et Ile-de-France) correspondent au rapport des recettes totales sur le nombre de voyageurs-kilomètres<sup>11</sup>, ce sont des recettes unitaires. Nous les avons désaisonnalisés, puis normalisés en base 100 en 1980 puis en 1995, avant de les déflater par l'indice des prix à la consommation.

Les deux premiers graphiques ci-dessous représentent l'indice du produit moyen sur le réseau principal (base 100 en 1980, puis en 1995), les deux suivants l'indice du produit moyen en Ile-de-France.

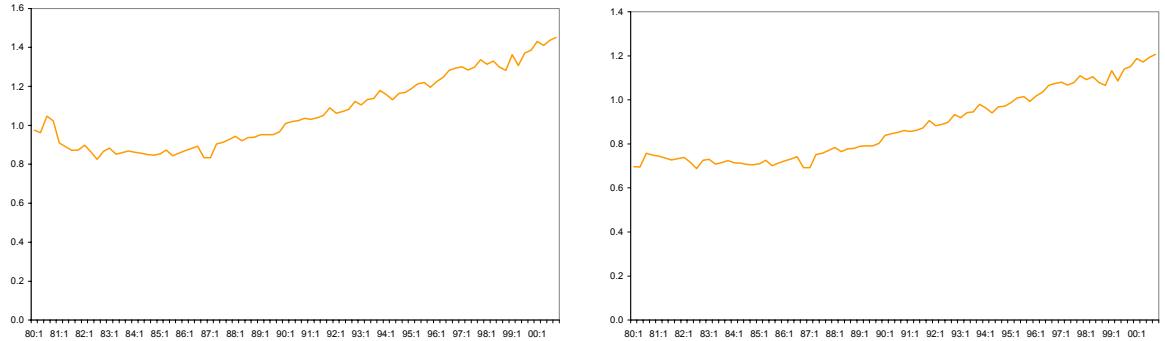
##### **L'indice du produit moyen du transport ferroviaire sur le réseau principal (base 100 en 1980 et en 1995)**



Sources : SNCF, INSEE

<sup>11</sup>Pour le calcul des recettes, le trafic mesuré correspond au nombre de titres de transport vendus (au cours du mois) et pas au nombre de billets en circulation pour le mois.

**L'indice du produit moyen du transport ferroviaire en Ile-de France  
(base 100 en 1980 et en 1995)**



Sources : SNCF, INSEE

L'indice du produit moyen du transport ferroviaire sur le Réseau Principal a une évolution beaucoup plus accentuée, surtout sur la fin de l'échantillon, que l'indice du produit moyen en Ile-de-France dont l'augmentation est beaucoup plus progressive. Sur l'ensemble de la période, le produit moyen du transport ferroviaire sur le Réseau Principal croît au taux moyen de 0,6% par an. L'évolution du produit moyen du transport ferroviaire en Ile-de-France est plus importante, puisque celui-ci augmente au taux annuel moyen de 2,5%.

A partir de 1987, le produit moyen croît sans revenir à des niveaux observés au début de la période d'estimation. Les deux tests de racine unitaire confirment la non-stationnarité de la série.

### Tests de racine unitaire sur les produits moyens du réseau principal :

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,59	3	-2,92	0,84	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-8,50	1	-2,92	0,04	0,46	I(0)

### Tests de racine unitaire sur les produits moyens en Ile-de-France :

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	1,88	4	-2,92	0,72	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-5,77	3	-2,92	0,28	0,46	I(0)

#### 4.2.7 L'indice des prix du carburant

Le prix du carburant pour les véhicules particuliers est mesuré à partir des variables de prix des différents carburants<sup>12</sup> pondérées par les quantités correspondantes. Ces variables mensuelles sont issues de l'annuaire statistique du Comité Professionnel du Pétrole (CPDP).

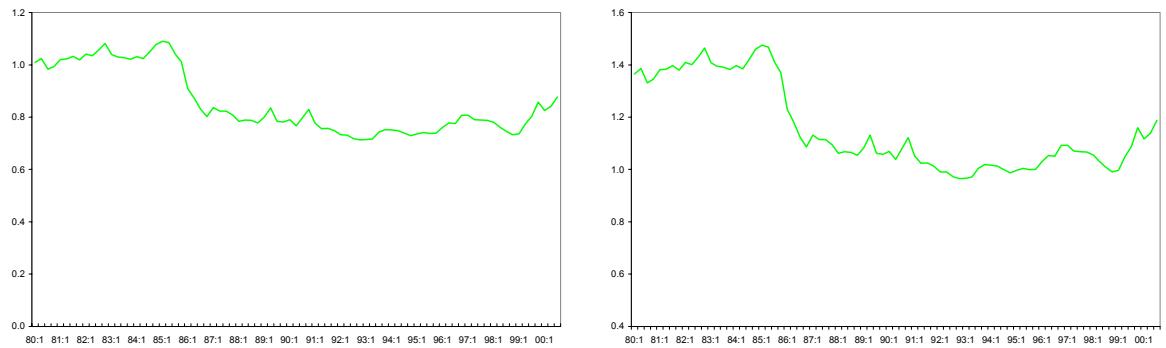
Pour chaque type de carburant, nous avons déterminé la part de la consommation des véhicules particuliers (à partir de la ventilation annuelle par matériel effectuée par le SES)<sup>13</sup>. Nous avons ainsi obtenu à l'aide de cette pondération un prix global pour les véhicules particuliers. Les prix ainsi constitués ont été désai-

<sup>12</sup>Essence-auto (de 1980 à 1994), super carburant (de 1980 à 1992), super plombé (de 1993 à 2000), super sans plomb 95 et 98 (de 1993 à 2000) et gazole.

<sup>13</sup>A titre d'indication, la part estimée en 2000 pour les voitures particulières est de 98,2 % pour l'essence-auto et le super-carburant, et 37% pour le gazole.

sonnalisés, puis indicés en base 100 en 1980 et en 1995. Ils ont enfin été déflatés par l'indice des prix à la consommation (base 100 en 1980 et en 1995).

**L'indice des prix du carburant en francs constants pour les véhicules particuliers (base 100 en 1980 et en 1995)**



Sources : CPDP, INSEE

Sur la période étudiée, l'événement principal ayant eu une incidence sur l'évolution du prix des carburants est le contre-choc pétrolier de 1986. Les prix enregistrent cette année-là une baisse de l'ordre de 18%. Sur les deux dernières années 1999-2000, l'indice des prix du carburant a progressé de 7,7%. Cette hausse est générée notamment par la reconstitution des stocks dans les pays consommateurs et par les tensions existant sur les marchés de certains produits raffinés, dans un contexte de forte demande liée à la croissance économique mondiale.

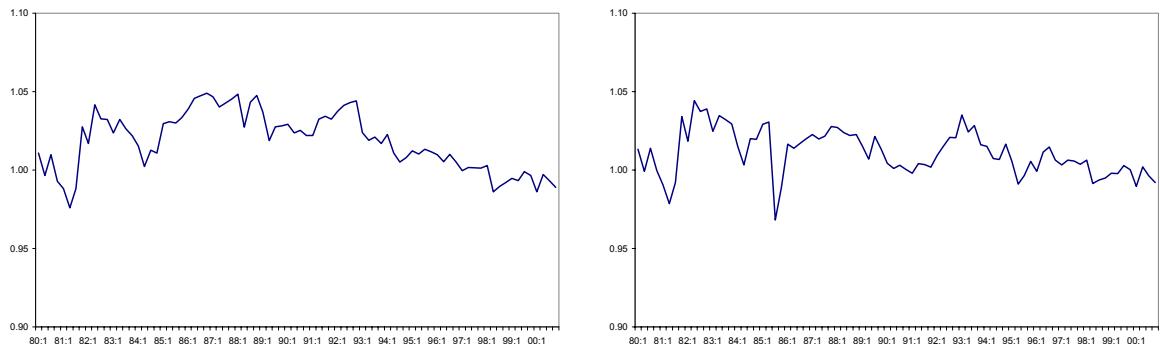
Les prix semblent stationnaires au début de l'échantillon, mais la baisse observée à partir de 1986 rend la série non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,37	2	-2,92	0,89	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-5,46	1	-2,92	0,24	0,46	I(0)

#### 4.2.8 L'indice des prix ferroviaires et aériens

L'indice des prix ferroviaires est issu du Bulletin Mensuel de Statistique de l'INSEE<sup>14</sup>, il a été déflaté par l'indice des prix à la consommation. Pour l'indice des prix aériens, la construction de la série a été plus difficile. En effet, l'indice est disponible dans les Bulletins Mensuels de l'INSEE seulement depuis 1993. De 1980 à 1992, nous avons établi un historique des évolutions tarifaires d'Air Inter (lignes intérieures) et appliqué ces évolutions à un référentiel. Nous avons testé cette méthode sur les prix ferroviaires et nous trouvons pour cette période (1980-1993) des valeurs identiques aux indices de prix. Les deux séries sont représentées dans les graphiques suivants, les deux premiers correspondent aux prix ferroviaires (base 100 en 1980, puis base 100 en 1995) et les deux autres représentent l'évolution des prix aériens (base 100 en 1980 et en 1995).

##### L'indice des prix ferroviaires (base 100 en 1980 et en 1995)

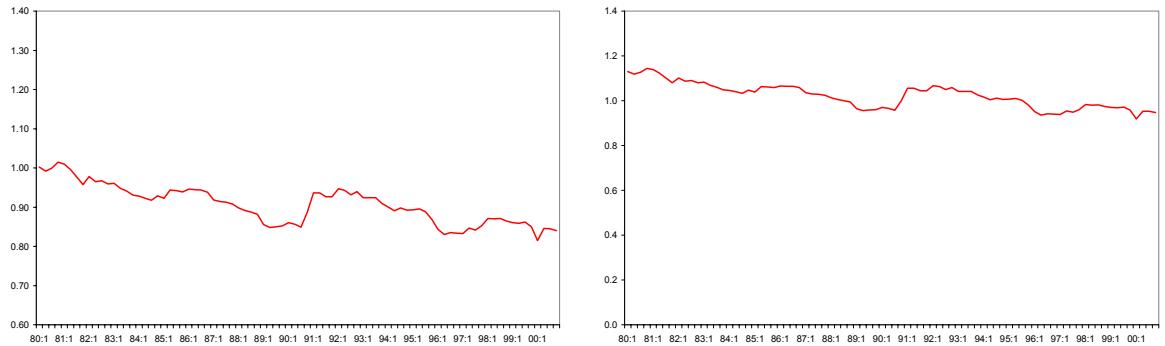


Source : BMS-INSEE

Les prix ferroviaires ont augmenté au cours des périodes 1985-1989 et 1991-1992. Depuis 1994, ils déclinent lentement au rythme de -0,3% par an.

<sup>14</sup>Tableau 23NE, identifiant 07-31 E.

### L'indice des prix aériens (base 100 en 1980 et en 1995)



Source : BMS-INSEE

De 1980 à 1990, les prix aériens ont baissé au taux annuel moyen de -1,5% par an. L'augmentation de 8% des tarifs en 1990 a eu des répercussions importantes sur les trafics qui ont enregistré une baisse de -0,3% contre +4% l'année précédente. Après une longue période de diminution des tarifs résultant d'une concurrence inter et intra-modale de plus en plus vive sur le marché intérieur (-10% entre 1991 et 1996), les prix aériens augmentent en 1997 de 7%, après la reprise d'Air liberté par British Airways. Depuis, on observe, à nouveau, une baisse des prix aériens.

Les deux séries des prix aériens et ferroviaires sont testées non-stationnaires.

#### Tests de racine unitaire sur les prix ferroviaires :

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-0,59	2	-2,92	0,84	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-8,50	1	-2,92	0,04	0,46	I(0)

### Tests de racine unitaire sur les prix aériens :

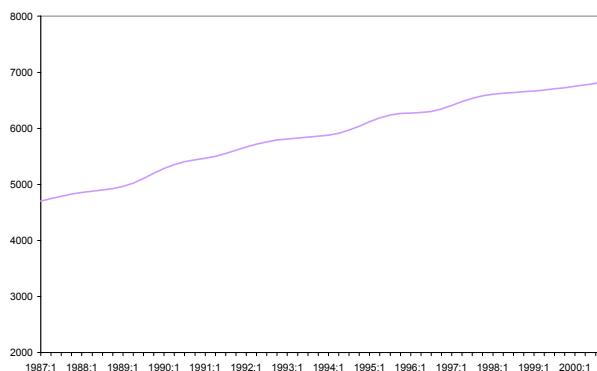
Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,73	2	-2,92	0,94	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-6,38	1	-2,92	0,06	0,46	I(0)

A contrario des modèles de transport de marchandises, nous disposons pour les modèles voyageurs de deux variables d'offre, la première est liée à l'infrastructure à travers la longueur du réseau autoroutier, la seconde correspond plus à une mesure de la qualité de l'offre à partir de la vitesse moyenne des trains sur le réseau principal.

#### 4.2.9 La longueur du réseau autoroutier

La série est issue du SETRA, elle est exprimée en kilomètres. C'est une série avec une périodicité annuelle, nous avons réalisé une interpolation linéaire (procédure SPLINE sous GAUSS) afin d'obtenir une évolution trimestrielle de la série.

##### La longueur du réseau autoroutier (km)



Source : SETRA

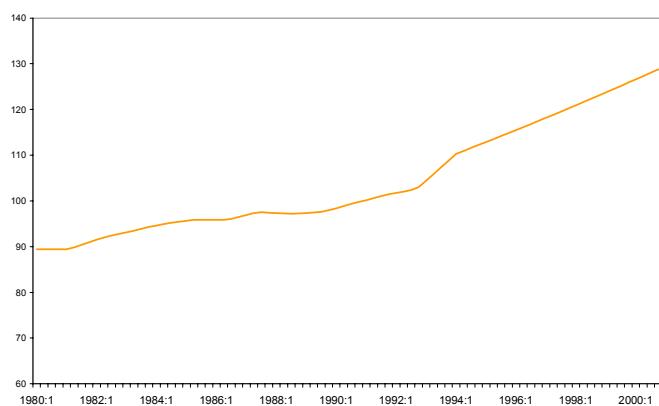
La longueur du réseau autoroutier augmente à un rythme régulier de 0,7% par an en moyenne, ce qui correspond à près de 200 km par an.

La série croissante sur l'ensemble de la période est testée non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	-1,41	1	-2,92	1,47	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-7,80	1	-2,92	0,45	0,46	I(0)

#### 4.2.10 La vitesse moyenne des trains sur le réseau principal

La vitesse est mesurée à partir des Bulletins de Traction (temps réels de parcours) et des comptages de la SNCF. Le calcul de la vitesse des trains sur le réseau principal correspond au ratio du parcours des trains (en véhicules-kilomètres) sur les heures de conduite en tête des trains des agents en premier, avec une pondération par le nombre moyen de voyageurs des différentes catégories de trains.



Source : SNCF

La vitesse moyenne sur le réseau principal SNCF est passée de 89 à 128 km/h en 20 ans, soit une augmentation de 43%.

A l'issue des tests de racine unitaire, la série de la vitesse moyenne est non-stationnaire.

Tests de racine unitaire						
Variable	Test ADF	Retards	VC à 5%	Test KPSS	VC à 5%	Conclusion
$x_t$	1,31	4	-2,92	0,73	0,46	I(1)
$\Delta x_t$	-3,33	3	-2,92	0,44	0,46	I(0)

Comme pour les deux bases précédentes, nous synthétisons dans des tableaux l'information principale concernant les différentes variables (nom, identifiant, période, périodicité, unité).

**Base VOYAGEURS**

Nom	Identifiant	Source	Unité	Période	Péodicité		
					M	T	A
Trafic voyageurs sur le réseau principal	RP	SNCF	Millions de vk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic voyageurs sur le RP 1 <sup>ère</sup> classe	RP1	SNCF	Millions de vk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic voyageurs sur le RP 2 <sup>ème</sup> classe	RP2	SNCF	Millions de vk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic voyageurs GL Grandes Lignes	GL	SNCF	Millions de vk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic TER	TER	SNCF	Millions de vk	1985-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic voyageurs Ile-de-France	IDF	SNCF	Millions de vk	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic TGV	TGV	SNCF	Millions de vk	1987-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic TRN	TRN	SNCF	Millions de vk	1987-2000	⊗	⊗	⊗
Trafic des véhicules légers sur autoroutes concédées	VLAC	SETRA	Millions de véhicules km	1987-2000	⊗	⊗	⊗
Consommation des ménages base 80	CM80	INSEE	Milliards de F 80	1980-2000	⊗	⊗	
Consommation des ménages base 95	CM	INSEE	Milliards de F 95	1980-2000	⊗	⊗	
PIB base 80	PIB80	INSEE	Milliards de F 80	1980-2000	⊗	⊗	
PIB base 95	PIB	INSEE	Milliards de F 95	1980-2000	⊗	⊗	
Chômage	CHO	INSEE	Milliers de chômeurs	1980-2000	⊗	⊗	

M = Mensuelle, T = Trimestrielle, A = Annuelle

### Base VOYAGEURS (suite)

Nom	Identifiant	Source	Unité	Période	Périodicité		
					M	T	A
Taux de motorisation	MOTORI	CCFA/ INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Indice des prix à la consommation	ICONS	INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Produit moyen RP	PmRP	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Produit moyen Ile-de-France	PmIDF	SNCF/ INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Prix des carburants	PxCARB	CPDP/ INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Prix ferroviaires	PxFER	INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Prix aériens	PxAIR	INSEE	Indice base 80/95	1980-2000	⊗	⊗	⊗
Longueur du réseau autoroutier	LGAU	SCETA	km	1980-2000	⊗	⊗	
Vitesse moyenne des trains sur le RP	VIT	SNCF	km/h	1980-2000	⊗	⊗	⊗

M = Mensuelle, T = Trimestrielle, A = Annuelle

### Conclusion sur les bases de données

Cette dernière partie, dédiée aux bases de données, expose tout d'abord les principales sources statistiques disponibles pour les variables relatives au marché des transports. Les trois autres chapitres décrivent ensuite, avec plus de précision, les variables constituant les bases de données. Pour chacune des variables nous rappelons les sources, nous la représentons graphiquement et nous identifions les évènements majeurs de son évolution. Certaines séries ont connu des changements de périmètres (RP, IDF, TER, TRN,...), des rétropolations (trafic routier, prix du transport routier de marchandises) ou des modifications dans leur définition (séries macro-économiques issues des Comptes Nationaux). Après avoir déterminé ces changements, nous avons homogénéisé, lorsque c'était possible, chacune des séries. D'autres séries non disponibles ont été construites. Ces séries sont souvent des séries de prix (prix ferroviaire des carburants, prix du transport aérien, ...). A l'issue du travail sur les bases de données, nous avons obtenu un ensemble de trois bases avec des séries homogènes (même périmètre, base identique (1980 et 1995)). Nous avons ensuite réalisé, sur l'ensemble des séries, des traitements statistiques en amont de la modélisation (désaisonnalisation, statistiques descriptives, tests de racine unitaire ...). Les séries sont, pour une grande majorité d'entre-elles, intégrées d'ordre un. Nous appliquons donc dans la partie suivante des méthodes d'estimation adaptées.



## **Troisième partie**

### **L'estimation des fonctions de demande de transport terrestre**



# Chapitre 1

## La procédure d'estimation d'une relation de cointégration avec rupture

### Introduction

Comme nous l'avons vu dans la première partie de la thèse, notre période d'estimation (1980-2000) recouvre des évènements importants au niveau de l'activité économique (contre-choc pétrolier de 1986, récession de 1993, guerre du Golfe, crise asiatique...), mais aussi au niveau des marchés des transports.

Dans le cas du transport de marchandises, nous assistons à une dématérialisation de l'économie (chute des produits pondéreux) et à une évolution de la répartition des parts modales en faveur de la route liée principalement à la baisse des prix routiers et aux qualités intrinsèques de ce mode (adaptabilité, flexibilité). Pour le transport de voyageurs, nous observons un développement important

de la mobilité<sup>1</sup> (surtout pour les transports routiers et aériens) lié, en partie, à l'augmentation de la richesse des ménages. Ces événements ont pu avoir des conséquences sur la stabilité des fonctions de demande des transports terrestres sur le long terme.

Les modèles économétriques considèrent bien souvent un environnement économique stable, c'est-à-dire que tous les coefficients du modèle sont identiques sur les différentes sous-périodes de l'échantillon. Ils ne prennent pas en compte l'éventualité d'un changement, ignorant ainsi un aspect essentiel de la réalité économique. Ne pas intégrer la possibilité d'une rupture dans la modélisation peut avoir des incidences importantes sur la qualité du modèle et notamment sur celle des prévisions.

Depuis le début des années 1990, beaucoup de travaux économétriques sont réalisés sur des ruptures dans les séries et dans les relations qui lient les variables sur le long terme (relation de cointégration). L'apport majeur de la littérature récente est de considérer le changement de structure dans un cadre non-stationnaire et d'endogéniser la date de rupture correspondante. Le principal objet de cette partie est de présenter la méthode d'estimation intégrant d'éventuels changements de structure dans la relation de cointégration.

Dans ce chapitre, nous décrivons tout d'abord les méthodes apparues récemment dans la littérature traitant des tests de changement de structure, puis nous présentons précisément les tests sélectionnés pour déterminer la présence et le type d'instabilité dans une relation de cointégration. Enfin, nous développons les différentes étapes de la méthode d'estimation appliquée à l'ensemble de nos

---

<sup>1</sup>En termes de déplacements à plus de 100 km, les français ont effectué 9 voyages par an en moyenne en 1996 au lieu de 5,5 en 1984, DATAR [2001].

fonctions de demande et transposable à tout modèle cointégré avec rupture.

## 1.1 Les tests d'instabilité des paramètres pour les variables I(1)

La littérature économétrique sur les tests de changement de structure a beaucoup évolué. Actuellement il existe une grande variété de procédures de test. Néanmoins, la validité de ces tests doit être examinée avec soin car de nombreux outils n'étaient jusqu'à récemment pas adaptés à des processus non-stationnaires.

A l'origine, le test d'instabilité le plus classique est le test de Chow [1960]. Il est simple d'application et la théorie asymptotique bien développée. Cependant, ce test nécessite, sous l'hypothèse alternative, une date de rupture fixée *a priori*.

En pratique, la sélection du point de rupture est réalisée en fonction des évènements historiques ou après examen des points de l'échantillon. Cette sélection de la date de rupture conditionnellement aux données implique la non-validité des valeurs critiques conventionnelles.

Une procédure de test alternative est proposée par Quandt [1960]. Il suggère d'intégrer la présence d'une rupture à une date indéterminée. Les hypothèses du test impliquent une validité de ce test uniquement dans le cadre de variables stationnaires.

Des recherches sur la distribution asymptotique de cette statistique de test, fondée sur des tendances linéaires simples, ont été présentées par Andrews [1990] et Hansen [1990]. Une autre approche des tests de stabilité détermine sous l'hypothèse alternative que les coefficients suivent des marches aléatoires, cf. Nabeya et Tanaka [1988], Nyblom [1989].

Ces tests sont applicables uniquement dans le cadre de variables stationnaires. Or nos travaux concernent principalement des modèles avec des variables non-stationnaires et plus précisément des variables qui peuvent être cointégrées.

Dans son article, Hansen [1992] applique les statistiques de tests mentionnées précédemment dans le contexte de modèles cointégrés, utilisant la méthode d'estimation fully-modified (FM-OLS<sup>2</sup>) de Phillips et Hansen [1990]. Il développe trois statistiques de test d'instabilité différentes ( $\text{supF}$ ,  $\text{meanF}$  et  $L_c$ ) et les distributions asymptotiques associées basées sur des processus stochastiques décrivant les variables. Des recherches similaires, réalisées par Zivot et Andrews [1992] et Barnejee, Lumsdaine et Stock [1992], développent une théorie asymptotique pour les tests de racine unitaire de Perron [1989]. Perron [1989] considère que l'hypothèse alternative des tests de racine unitaire de type Dickey Fuller [1981] est mal spécifiée, impliquant un biais vers une représentation stochastique de la tendance. La prise en compte d'un changement structurel sous l'hypothèse alternative va permettre de résoudre ce problème. Il propose alors deux spécifications de rupture déterministes pouvant affecter la tendance. La première correspond à un changement de structure dans le niveau, la seconde à une modification dans la pente. L'approche de Perron [1989] permet d'expliquer l'incapacité des tests standards de racine unitaire à distinguer les processus stationnaires autour d'une tendance des processus stationnaires en différence. Zivot et Andrews [1992] critiquent les travaux de Perron notamment au niveau de la sélection exogène de la date de rupture. Ils reprennent les hypothèses du test de Perron [1989], mais ils proposent, à partir de tests récursifs, une sélection endogène de la date de rupture. Sous l'hy-

---

<sup>2</sup>Fully Modified Ordinary Least Square

pothèse nulle (H0) de ces tests, la variable est non-stationnaire ; sous l'hypothèse alternative H1, elle est stationnaire avec rupture. La rupture se déclare dans la constante (H1 :1), ou dans la pente (H1 :2) ou dans les deux à la fois (H1 :3). Elle est introduite sous la forme de variable indicatrice. Sous H0, la série  $x_t$  suit une marche aléatoire, contrairement à l'hypothèse nulle de Perron [1989], où la série est non stationnaire avec un changement structurel (en niveau ou en pente).

$$\text{H0} \quad y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{H1 :1} \quad y_t = \hat{\mu}_1 + \hat{\theta}_1 DU_t(\hat{\tau}) + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_{1,j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{H1 :2} \quad y_t = \hat{\mu}_2 + \hat{\beta}_2 t + \hat{\gamma}_2 DT_t^*(\hat{\tau}) + \hat{\alpha}_2 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_{2,j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{H1 :3} \quad y_t = \hat{\mu}_3 + \hat{\theta}_3 DU_t(\hat{\tau}) + \hat{\beta}_3 t + \hat{\gamma}_3 DT_t^*(\hat{\tau}) + \hat{\alpha}_3 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_{3,j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

(1.1)

où  $\hat{\tau}$  fait référence à une date estimée de manière récursive.

T correspond à la période d'estimation,  $\tau = \frac{T_{break}}{T}$  et  $0 < \tau < 1$  avec  $T_{break}$  la date de rupture.  $[T\tau]$  représente la partie entière de  $T\tau$ . Les variables indicatrices sont définies comme suit :

$$DU_t(\tau) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [T\tau] \\ 1 & \text{si } t > [T\tau] \end{cases} \quad (1.2)$$

$$DT_t(\tau) = \begin{cases} t - T_\tau & \text{si } t > [T\tau] \\ 0 & \text{si } t < [T\tau] \end{cases} \quad (1.3)$$

$DU_t(\tau)$  s'interprète comme un changement permanent dans la moyenne de la série et  $DT_t(\tau)$  comme une variation durable du taux de croissance.

Sur le même principe que les tests de Zivot et Andrews [1992], Gregory et Hansen [1996a, b] appliquent le test de rupture aux relations de cointégration. Car les tests classiques de cointégration (basés sur la stationnarité des résidus) peuvent conclure, en présence de rupture, à la non-stationnarité des résidus et invalider la présence d'une relation de cointégration.

## 1.2 Le test de Gregory et Hansen [1996a b]

Gregory, Nason et Watt [1996] et Campos, Ericsson et Hendry [1996] illustrent à travers des simulations de Monte Carlo que les tests AEG<sup>3</sup> classiques de Engle et Granger sont très peu puissants pour détecter la présence de rupture dans la relation de cointégration. En effet, une série stationnaire avec rupture (dans le cas présent, les résidus estimés) est souvent considérée, à l'issue des tests de Dickey et Fuller [1981], comme non-stationnaire. Ceci a été démontré de façon analytique par Perron [1989] et validé empiriquement, à partir de simulations de Monte Carlo, par Hendry et Neale [1991].

Gregory et Hansen [1996 a, b] vont généraliser les tests de rupture aux tests de cointégration basés sur la stationnarité des résidus estimés de la relation de long

---

<sup>3</sup>Le test Augmenté de Engle et Granger (AEG) correspond à l'application des tests de Dickey et Fuller sur les résidus estimés (par les MCO) de la relation de cointégration.

terme. Ils testent, sous l'hypothèse nulle ( $H_0$ ), la non-stationnarité des résidus estimés (absence de relation de cointégration) contre quatre alternatives possibles de relation de cointégration avec changement structurel à une date indéterminée. Ils développent une version des tests AEG de Engle et Granger [1987], ainsi que les tests  $Z_\alpha^*$  et  $Z_t^*$  de Phillips et Ouliaris [1990]. La relation de cointégration (si l'hypothèse nulle est rejetée) va présenter une rupture en niveau ( $\mu$ ), et/ou une rupture dans le vecteur de cointégration ( $\alpha$ ).

### 1.2.1 La présentation des différents modèles, équations et approche graphique

La rupture est représentée dans les modèles à l'aide d'une variable indicatrice  $\phi_t$

$$\phi_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [T\tau] \\ 1 & \text{si } t > [T\tau] \end{cases} \quad (1.4)$$

où  $T$  correspond à la période d'estimation, et  $\tau$ , compris entre  $[0,1]$ , indique le moment inconnu du changement de structure.  $[T\tau]$  représente la partie entière de  $T\tau$ . Un changement de structure peut apparaître sous différentes formes ; quatre cas différents sont considérés dans les deux articles de Gregory et Hansen.

Afin d'illustrer ces différentes ruptures, nous avons simulé sous le logiciel GAUSS<sup>4</sup> les différents cas de changement de structure. L'échantillon est de taille 100 avec une rupture provoquée au milieu de la période. Pour chaque spécification, le premier graphique représente la relation de long terme, à savoir, l'évolution de la variable endogène (en ordonnée) en fonction d'une variable exogène (en

---

<sup>4</sup>[www.aptech.com/](http://www.aptech.com/)

abscisse). Le deuxième graphique décrit l'évolution temporelle de la variable endogène. Dans la suite, nous utilisons pour les différents modèles des abréviations de type (c/s/t) en minuscule ou majuscule. La lettre majuscule indique la présence de rupture. Ainsi, (C/s/t) par exemple signifie une rupture sur la constante (Constant) et aucune rupture sur la relation cointégrante, i.e. la pente (Slope) et sur la tendance (Trend).

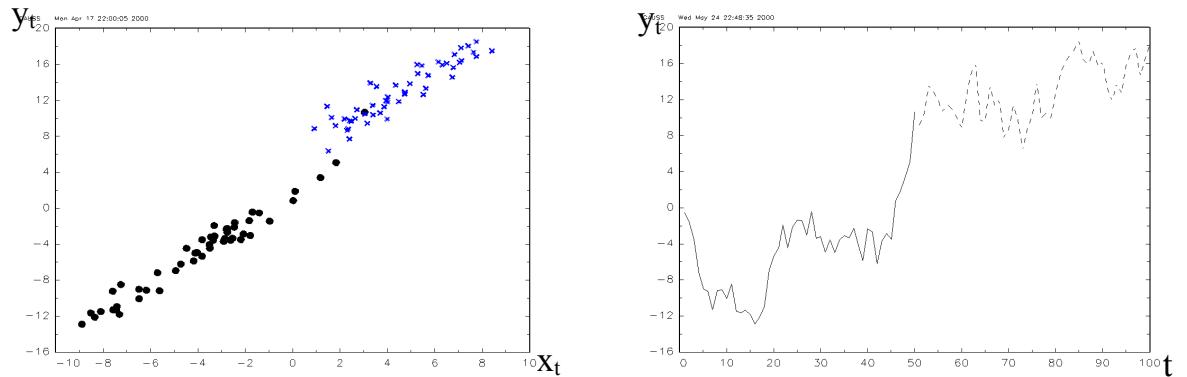
### Le modèle (C/s) : Rupture sur le niveau

La rupture provoque un changement sur le niveau de la relation de cointégration, mais le vecteur de cointégration  $(1, \alpha)$  reste invariant. Ce modèle est noté (C/s).

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

$\mu_1$  représente la constante avant le changement de structure et  $\mu_1 + \mu_2$  la valeur de la constante après la rupture.

### Représentation graphique du modèle (C/s) :



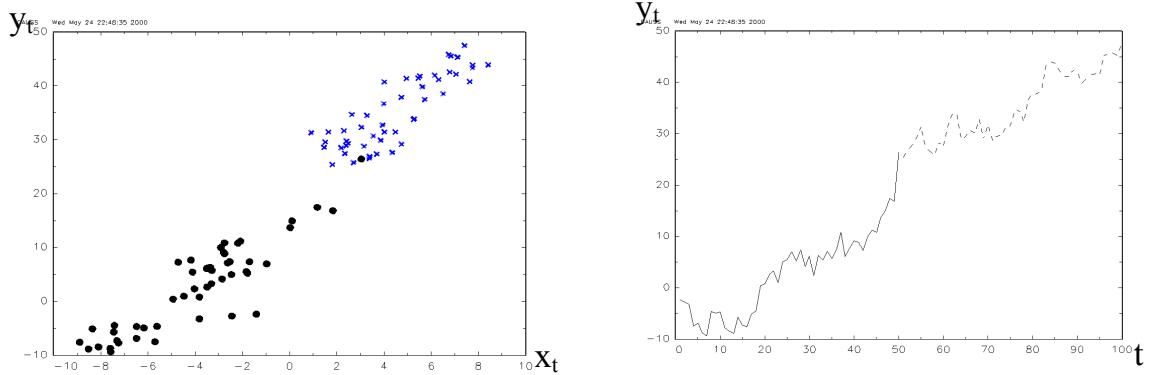
L'existence de la relation de cointégration entre les variables  $y_t$  et  $x_t$  est caractérisée, dans le graphique de gauche, par un nuage de points assez étroit. Les points en noir correspondent aux points avant la date de rupture (moitié de l'échantillon), les points en bleu sont ceux après la rupture. La rupture en niveau provoque une translation d'une partie du nuage.

### Le modèle (C/s/t) : Rupture sur le niveau avec une tendance

Il s'agit, pour cette spécification, d'une rupture de même nature que dans le modèle (C/s) mais qui incorpore une tendance. On note ce modèle Modèle (C/s/t).

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta t + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

### Représentation graphique du modèle (C/s/t) :



L'ajout d'une tendance dans la relation de cointégration introduit une plus grande croissance de la variable  $y_t$  et génère une dispersion importante du nuage de points.

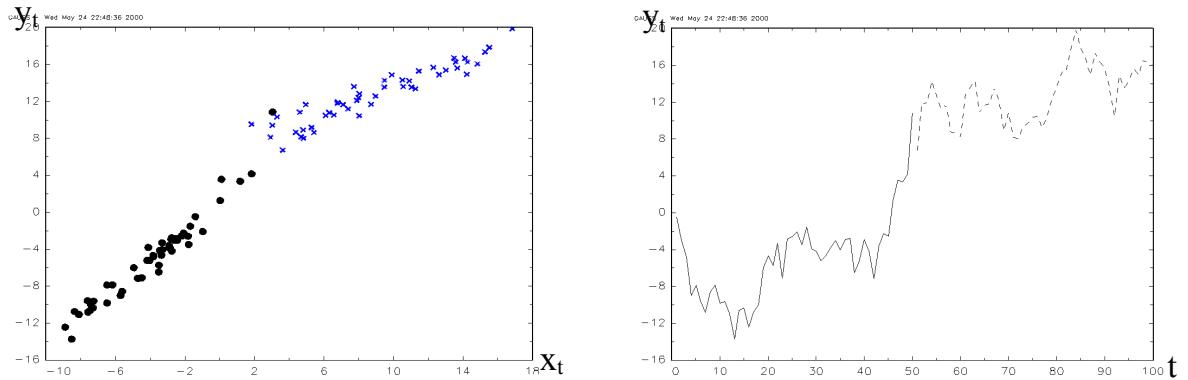
### Le modèle (C/S) : Rupture dans le vecteur de cointégration, changement de régime

Cette spécification introduit une rupture ayant une incidence à la fois sur le niveau et sur le vecteur de cointégration. Le modèle à estimer, noté modèle (C/S), s'écrit de la façon suivante :

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

$\mu_1$  et  $\mu_2$  sont les niveaux,  $\alpha_1$  est la valeur des coefficients du vecteur de cointégration avant la rupture et  $\alpha_2$  représente la valeur des coefficients après la rupture.

#### Représentation graphique du modèle (C/S) :



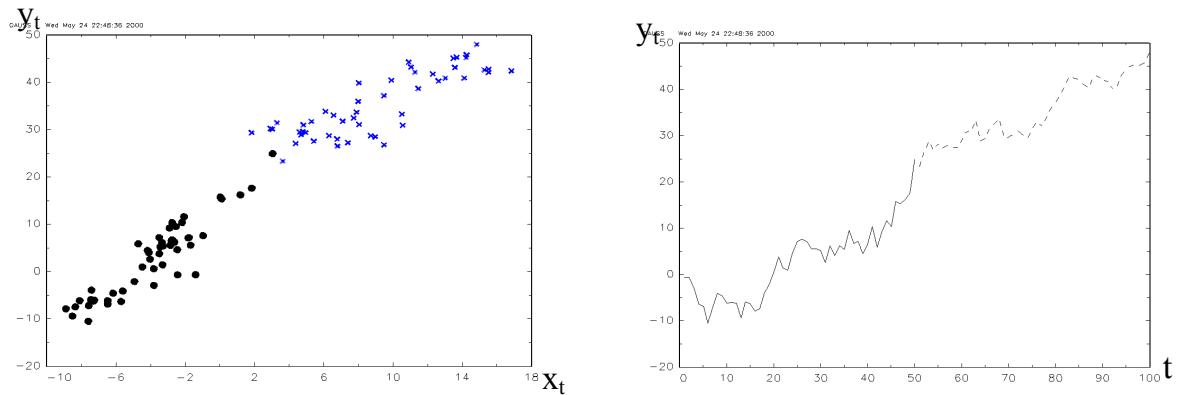
L'introduction de la rupture dans le vecteur de cointégration provoque un changement dans la pente de la relation de long terme. Les deux nuages de points ne sont plus parallèles comme dans les cas précédents.

### Le modèle (C/S/T) : Rupture sur le niveau, sur la tendance et sur le vecteur de cointégration

Dans un second article, Gregory et Hansen [1996b] ajoutent une nouvelle spécification (C/S/T) dans laquelle le changement de régime s'effectue à la fois sur le niveau, la pente et la tendance. Elle est de la forme :

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta_1 t + \beta_2 t \phi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

#### Représentation graphique du modèle (C/S/T) :



Le changement dans la pente de la relation de cointégration apparaît plus atténué que dans le cas (C/S) en raison de la présence de la tendance provoquant une plus grande croissance de la variable  $y_t$  et une dispersion du nuage de points.

—

Gregory et Hansen proposent quatre spécifications de rupture différentes : (C/s), (C/s/t), (C/S) et (C/S/T). Toutefois, il nous paraît judicieux d'étudier l'ensemble des cas possibles. Dans l'hypothèse où nous gardons une rupture en

niveau (C), nous pouvons ajouter deux autres spécifications : (C/s/T) et (C/S/t).

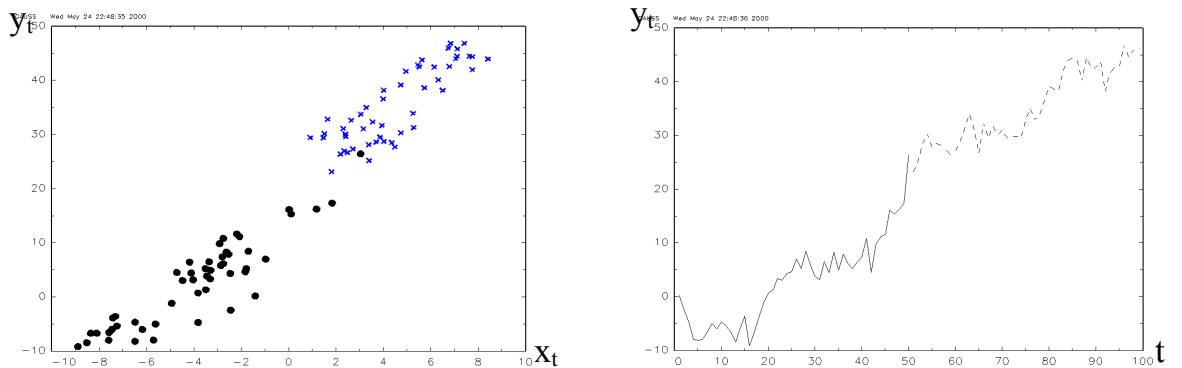
Elles sont présentées ci-dessous.

### **Le modèle (C/s/T) : Rupture sur le niveau et dans la tendance**

Pour cette spécification, la rupture a lieu à la fois sur le niveau et sur la tendance, elle est de la forme suivante :

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta_1 t + \beta_2 t \phi_t + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

#### **Représentation graphique du modèle (C/s/T) :**



Comme dans les modèles précédents, la présence de la tendance induit à la fois une dispersion des points et une plus grande croissance de la variable  $y_t$ .

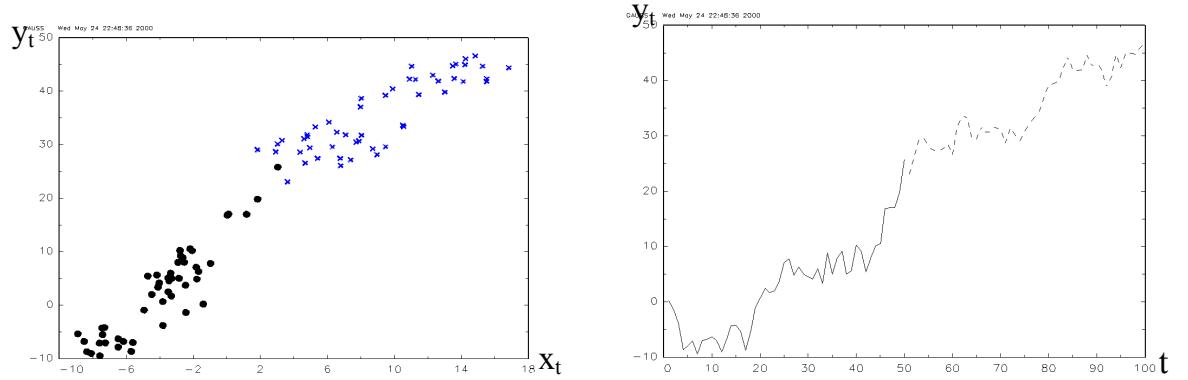
Cependant, dans ce cas, les deux nuages sont sur la même pente.

### **Le modèle (C/S/t) : Rupture sur le niveau et dans le vecteur de coin-tégration avec une tendance sans rupture**

Cette dernière spécification comporte une tendance, mais la rupture se déclare sur le niveau et la pente, elle est de la forme :

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

**Représentation graphique du modèle (C/S/t) :**



La représentation graphique de la spécification (C/S/t) est proche de la précédente, mais avec, en plus, une légère rupture dans la pente.

### 1.2.2 Le principe du test et les statistiques utilisées

La détection des ruptures s'appuie, dans le cas de l'article de Gregory et Hansen [1996a, b], sur la statistique de student des tests de racine unitaire de Dickey et Fuller Augmenté (ADF) et sur deux statistiques de test non paramétrique de Phillips et Ouliaris  $Z_\alpha$  et  $Z_t$ . Ces deux statistiques sont fondées sur une correction non paramétrique des autocorrélations des résidus contrairement aux tests ADF où, pour blanchir les résidus, on ajoute des retards sur la variable endogène.

Le principe du test de Gregory et Hansen est de calculer les trois statistiques de test ( $ADF^*$ ,  $Z_\alpha^*$  et  $Z_t^*$ ) pour une date de rupture qui balaie l'échantillon. Les statistiques de test sont les plus petites valeurs obtenues.

Les statistiques de test sont les suivantes :

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad (1.11)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (1.12)$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (1.13)$$

Si, dans l'estimation réalisée sur les données empiriques, la valeur calculée de cette statistique est inférieure à la valeur critique prise en compte, nous rejetons l'hypothèse nulle, c'est-à-dire que nous concluons à l'existence d'une relation de cointégration avec rupture.

Des simulations de Monte Carlo, réalisées par les auteurs, mettent en évidence une puissance des tests raisonnable lorsque les échantillons ont des tailles de l'ordre de 100. La statistique  $\inf Z_t^*$  procure les meilleures puissances, mais elle a tendance à sur-estimer la possibilité d'existence d'une relation de cointégration.

### 1.2.3 De nouvelles tabulations

Nous avons construit les tables statistiques pour l'ensemble des spécifications et pour plusieurs tailles d'échantillon. Nous obtenons ainsi les valeurs critiques pour nos tailles d'échantillon  $n = 84$  observations (modèles fret et voyageurs) et  $n = 120$  observations (modèles du fret national et international), auxquelles nous ajoutons les tables statistiques pour  $n = 50$ ,  $n = 70$ ,  $n = 100$  et  $n = 200$ . Ces tables sont réalisées à partir de 20 000 simulations de Monte Carlo pour un nombre de variables explicatives  $m$  ( $m = 1, 2, 3, 4$ ). Elles sont présentées dans les

annexes (Partie III, Annexe A).

La construction des tables, pour un modèle de type (C/s) et la statistique  $Z_t^*(\tau)$ , est explicitée ci-dessous.

On considère un processus de génération des données sans rupture, sous H0, de la forme

$$y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

où  $y_t$ ,  $x_t$  sont deux variables non-stationnaires, intégrées d'ordre 1 et  $\varepsilon_t$  une marche aléatoire. On estime le modèle sous H1 pour chaque échantillon simulé.

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \alpha x_t + e_t \quad (1.15)$$

puis nous effectuons un test de racine unitaire sur les résidus. Nous estimons dans l'équation suivante  $\rho$  par les MCO<sup>5</sup>

$$\hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1.16)$$

Nous calculons les statistiques  $Z_t^*(\tau)$  et  $Z_\alpha^*(\tau)$  de Phillips et Perron et  $ADF^*(\tau)$ .

On réitère ensuite ce processus d'estimation en balayant la date de rupture  $\tau$  sur une fenêtre de taille  $F = [0, 15n ; 0, 85n]$ . La taille réduite de l'échantillon est préconisée par D. W. Andrews [1990] afin de se prémunir des effets de bords. Nous retenons la valeur minimale pour cet ensemble de dates de rupture. Les calculs sont répétés un grand nombre de fois et permettent d'obtenir la distribution de la statistique, puis la valeur critique au seuil désiré.

---

<sup>5</sup>Moindres Carrés Ordinaires

Notre méthode d'estimation est composée de plusieurs étapes. La première étape consiste à vérifier la stabilité des coefficients estimés de la relation en niveau à partir des tests de Hansen [1992]. Ces tests se fondent sur l'estimation "Fully Modified" de Hansen [1990]. Dans le cas où nous sommes en présence d'une instabilité (rejet de  $H_0$ ), nous testons dans la deuxième étape, à partir des tests de Gregory et Hansen [1996], l'existence d'une relation de cointégration avec rupture (rejet de l'hypothèse nulle). La troisième étape associée à la précédente valide, à partir des tests  $t_{ECM}$ , la stationnarité des résidus estimés de la relation de long terme. La dernière étape détermine le modèle optimal, dans le cas où plusieurs spécifications de modèle apparaissent significatives à l'issue de l'étape précédente.

Dans les sections suivantes, nous décrivons la méthode d'estimation "Fully Modified" et les tests de stabilité développés par Hansen [1992]. La dernière section reprend l'ensemble des étapes de notre procédure d'estimation d'une relation de cointégration avec rupture.

### **1.3 L'estimation de la relation de cointégration avec rupture**

La méthode d'estimation Fully Modified a été élaborée par Phillips et Hansen [1990], puis étendue par Phillips [1995]. Elle permet d'effectuer une correction semi-paramétrique pour traiter à la fois le biais de l'endogénéité des régresseurs et l'autocorrélation dans les résidus. De plus, cette approche offre l'avantage de tester la stabilité de la relation de cointégration estimée à partir des tests de Hansen [1992].

Nous présentons tout d'abord la méthode d'estimation des moindres carrés modifiés, puis les tests de stabilité développés par Hansen [1992].

### 1.3.1 La méthode des moindres carrés modifiés

La relation de cointégration est de la forme suivante :

$$y_t = Ax_t + u_{1t} \quad t = 1, \dots, T \quad (1.17)$$

$A$  est le vecteur des coefficients de cointégration,  $x_t$  est composé de deux termes ( $x_{1t}$ ,  $x_{2t}$ ), définis par les équations suivantes :

$$x_{1t} = k_{1t} \quad (1.18)$$

$$x_{2t} = M_1 k_{1t} + M_2 k_{2t} + x_{2t}^0 \quad (1.19)$$

avec

$$x_{2t}^0 = x_{2t-1}^0 + u_{2t} \quad (1.20)$$

$M_1$  et  $M_2$  sont des vecteurs colonnes de  $p_1$  et  $p_2$  éléments.

$k_{1t}$  et  $k_{2t}$  sont des vecteurs de dimensions respectives  $p_1$  et  $p_2$ . Ce sont des vecteurs nuls ou constitués d'une constante et/ou de puissances entières non négatives du temps,  $(1, t, t^2, t^3, \dots)$ .

$u_{1t}$  et  $u_{2t}$  sont des vecteurs de résidus de dimensions  $m_1$  et  $m_2 + p_2$ .

$x_{2t}^0$  est une marche aléatoire multidimensionnelle à  $m_2$  éléments.

Ce modèle de régression multivarié très général englobe toutes les combinaisons possibles de tendances et de constantes dans les  $x_t$  et la relation de cointégration. Ainsi, si  $k_{1t} = 0$  (resp.  $k_{1t} = 1$ ), la relation de cointégration comprend seulement une constante (resp. une constante et une tendance temporelle). Si les variables explicatives sont intégrées d'ordre 1 sans tendance,  $k_{2t} = 0$  (resp.  $k_{2t} = 1$  avec une tendance linéaire,  $k_{2t} = 2$  avec une tendance quadratique...).

Pour un modèle de cette forme, l'estimateur des MCO n'est pas convergent. Phillips et Hansen estiment le modèle par des variables instrumentales basées sur les moindres carrés modifiés. Ils réalisent une correction semi-paramétrique de l'estimateur des MCO du vecteur des coefficients et de sa matrice des covariances pour annuler les effets dus à la simultanéité et à la corrélation sérielle des erreurs.

### Les différentes étapes de l'estimation

Dans une première étape, nous estimons l'équation (1.17) par les MCO. A l'issue de cette estimation nous disposons de la matrice des coefficients  $\hat{A}$  et les résidus estimés associés  $\hat{u}_{1t} = y_t - \hat{A}x_t$ .

Puis l'on estime par les MCO l'équation (1.19) en différence, soit :

$$\Delta x_{2t} = \hat{M}_1 \Delta k_{1t} + \hat{M}_2 \Delta k_{2t} + \hat{u}_{2t} \quad (1.21)$$

Il est alors possible de calculer les grandeurs estimées suivantes :

$$Soit \Omega = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^T E(u_j u_t)' \quad (1.22)$$

$$et \Lambda = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^t E(u_j u_t)' \quad (1.23)$$

Les matrices  $\Omega$  et  $\Lambda$  sont ensuite partitionnées en fonction des  $u_t$ , telles que :

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \Lambda = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{pmatrix} \quad (1.24)$$

Nous définissons ensuite  $\Omega_{12}$  qui correspond à la variance de long terme de  $u_{1t}$  conditionnelle à  $u_{2t}$ , et  $\Lambda_{21}^+$  qui représente le biais dû à l'endogénéité des régresseurs.

$$\Omega_{12} = \Omega_{11} - \Omega_{12}^{-1} \Omega_{22} \Omega_{21} \quad (1.25)$$

$$\Lambda_{12}^+ = \Lambda_{21} - \Lambda_{22}^{-1} \Omega_{22} \Omega_{21} \quad (1.26)$$

### Estimation des paramètres de la régression

Nous définissons la variable dépendante transformée :

$$y_t^+ = y_t - \widehat{\Omega}_{12} \widehat{\Omega}_{22}^{-1} \widehat{u}_{2t} \quad (1.27)$$

$\widehat{A}^+$  est l'estimateur fully modified :

$$\widehat{A}^+ = \left( \sum_{t=1}^T \left( y_t^+ x_t' - \begin{pmatrix} 0 & \widehat{\Lambda}_{21}^{+'} \end{pmatrix} \right) \right) \left( \sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} \quad (1.28)$$

où  $\begin{pmatrix} 0 \\ \widehat{\Lambda}_{21}^{+'} \end{pmatrix}$  est le biais estimé.

Les résidus associés aux paramètres sont :

$$\widehat{u}_{1t}^+ = y_t^+ - \widehat{A}^+ x_t \quad (1.29)$$

La méthode des moindres carrés modifiés applique les MCO sur les variables transformées. Cette transformation est basée sur une estimation de la matrice de variance-covariance de long terme pour ramener à une nouvelle représentation de la relation de long terme pour laquelle les résidus vérifient les propriétés d'orthogonalité.

### 1.3.2 Les tests d'instabilité de Hansen [1992]

Hansen [1992] propose de tester la stabilité des paramètres estimés, issus de la régression (par Fully Modified), sur les variables en niveau. Les trois statistiques  $SupF$ ,  $MeanF$  et  $L_c$  sont calculées à partir de l'estimateur  $\widehat{A}$  et du score,  $\widehat{s}_t$ .

$$\hat{s}_t = \left( x_t \hat{u}_{1t}^{+'} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \hat{u}_{1t}^{+'} \right) \quad (1.30)$$

Pour introduire les paramètres d'instabilité, nous faisons dépendre  $A$  du temps ; par conséquent, la relation de cointégration (1.17) devient :

$$y_t = A_t x_t + u_{1t} \quad t = 1, \dots, T \quad (1.31)$$

L'hypothèse nulle testée est identique à l'ensemble des trois statistiques, c'est-à-dire la constance des paramètres de  $A$ , seule l'hypothèse alternative diffère suivant la statistique considérée.

### La statistique SupF

Dans ce test, l'instabilité est provoquée par un changement de structure des paramètres de  $A$  à la date  $t$  supposée inconnue *a priori*,  $t$  est compris entre 1 et  $T$ .

$$\begin{aligned} A_i &= A_1 & \text{si } i \leq t \\ &= A_2 & \text{si } i > t \end{aligned} \quad (1.32)$$

l'hypothèse nulle testée est :

$$H0 : A_1 = A_2 \quad (1.33)$$

contre l'hypothèse alternative :

$$H1 : A_1 \neq A_2 \text{ avec } [t/T] \in I \quad (1.34)$$

où  $I$  est un sous ensemble compact de  $(0, 1)$  et  $[.]$  représente la partie entière

d'un nombre.

Le test de H0 contre H1 est donné par la statistique suivante :

$$\begin{aligned}
 F_{Tt} &= \text{vec}(S_{Tt})' \left( \widehat{\Omega}_{1.2} \otimes V_{Tt} \right)^{-1} \text{vec}(S_{Tt}) \\
 &= \text{tr} \left\{ S'_{Tt} V_{Tt}^{-1} S'_{Tt} \widehat{\Omega}_{1.2}^{-1} \right\} \\
 & \quad \text{où } S_{Tt} = \sum_{i=1}^t \widehat{s}_{it} \\
 & \quad V_{Tt} = M_{Tt} - M_{Tt} M_{TT}^{-1} M_{Tt} \\
 & \quad M_{Tt} = \sum_{i=1}^t x_i x'_i
 \end{aligned} \tag{1.35}$$

On calcule cette statistique pour chaque date de rupture en balayant l'échantillon réduit de ses bornes extrêmes. La statistique est alors égale à :

$$\text{SupF} = \sup_{[t/T] \in I} F_{Tt} \tag{1.36}$$

Notons que la statistique SupF avec t fixé correspond au test de Chow [1960].

### La statistique MeanF

Pour ce test et le suivant ( $L_c$ ), nous supposons que l'instabilité de  $A$  est stochastique et plus précisément que le processus  $A$  est une martingale telle que :

$$\begin{aligned}
 A_t &= A_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \text{où } E(\varepsilon_t / I_{t-1}) &= 0 \\
 \text{avec } I_{t-1} &\text{ l'ensemble des informations passées} \\
 \text{et } E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) &= \sigma^2 G_t
 \end{aligned} \tag{1.37}$$

Dans ce contexte, l'hypothèse nulle peut être réécrite en contraignant la variance  $\sigma^2$  de la martingale différenciée à 0. Les hypothèses du test deviennent

alors :

$$\begin{aligned} H0 : \quad \sigma^2 &= 0 \\ H1 : \quad \sigma^2 &> 0, \quad G_t \left( \widehat{\Omega}_{1.2} \otimes V_{Tt} \right)^{-1} \end{aligned} \quad (1.38)$$

avec  $[t/T] \in I$  et  $V_{Tt}$  définie précédemment.

La statistique du test MeanF est alors la suivante :

$$MeanF = \frac{1}{T^*} \sum_{[t/T] \in I} F_{Tt}, \quad \text{avec } T^* = \sum_{[t/T] \in I} 1 \quad (1.39)$$

### La statistique $L_c$

L'hypothèse nulle pour la statistique  $L_c$  est identique à celle du test précédent, seule l'hypothèse alternative change, soit :

$$\begin{aligned} H0 : \quad \sigma^2 &= 0 \\ H1 : \quad \sigma^2 &> 0, \quad G_t \left( \widehat{\Omega}_{1.2} \otimes M_{TT} \right)^{-1} \end{aligned} \quad (1.40)$$

La statistique de test est :

$$L_c = \text{tr} \left\{ M_{TT}^{-1} \sum_{t=1}^T S_t \widehat{\Omega}_{1.2}^{-1} S_t' \right\} \quad (1.41)$$

Les valeurs critiques des trois tests sont obtenues par Hansen [1992] à partir des simulations de Monte Carlo. Elles dépendent du nombre  $p$  de variables déterministes, et du nombre  $m_2$  de variables explicatives. La règle de décision est la suivante : si les statistiques calculées sont inférieures aux valeurs critiques correspondant, nous acceptons  $H0$ , c'est-à-dire l'hypothèse de stabilité des paramètres. Néanmoins, il est possible que les trois tests donnent des résultats contradictoires. Le test  $SupF$  détecte les changements brutaux dans les coefficients. A contrario,

les changements structurels plus progressifs sont plus aisément validés par les deux autres statistiques. Les tests ne sont pas substituables, il est important de les réaliser simultanément.

Nous décrivons ci-dessous les différentes étapes de notre procédure d'estimation.

### 1.3.3 Les différentes étapes de la procédure d'estimation

Soit le modèle suivant :

$$y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (1.42)$$

avec  $y_t$  et  $x_t = (x'_1, \dots, x'_i)$  des processus non-stationnaires.

#### La première étape

La première étape consiste à valider la présence ou pas d'une instabilité des paramètres dans la relation (1.41) à partir des trois statistiques de Hansen [1992] :  $SupF$ ,  $MeanF$ ,  $L_c$ .

Dans le cas où nous acceptons  $H_0$  (stabilité des paramètres), nous vérifions à partir des tests de racine unitaire "classiques", l'existence d'une relation de cointégration. Dans le cas contraire, nous passons à l'étape suivante.

#### La deuxième étape

L'étape précédente met en évidence l'instabilité des paramètres estimés de la régression des variables intégrées (1.41). Nous testons, dans cette deuxième étape, la présence de relation de cointégration avec rupture à partir des tests de Gregory et Hansen [1996].

Les hypothèses sont les suivantes :

$$H0 : y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t$$

$$H1 : y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \alpha x_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta t + \alpha x_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta_1 t + \beta_2 t \phi_t + \alpha x_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta_1 t + \beta_2 t \phi_t + \alpha_1 x_t + \alpha_2 x_t \phi_t + \varepsilon_t$$

Nous calculons les statistiques de rupture ( $ADF^*$ ,  $Z_\alpha^*$  et  $Z_t^*$ ) pour les six spécifications.

A partir des valeurs critiques que nous avons tabulées, nous rejetons ou pas l'hypothèse nulle (non cointégration).

Si nous acceptons l'hypothèse nulle, nous sommes en présence d'une relation instable non cointégrée.

Dans le cas contraire, nous obtenons une ou plusieurs spécifications avec rupture et les dates de rupture estimées associées. Nous confirmons à l'étape suivante la présence de relation de cointégration.

### La troisième étape

A l'issue des tests de Gregory et Hansen [1996], nous estimons pour chacune des spécifications significatives l'équation de court terme à partir des MCO. Nous vérifions la présence d'une relation de cointégration à partir des tests  $t_{ECM}$ . Kremer et al [1992] démontrent que la distribution de la statistique  $t_{ECM}$ , appliquée au coefficient de la force de rappel, est asymptotiquement gaussienne. Cependant, elle dépend de l'importance relative des variances des variables explicatives et de

celle du bruit. Lorsque  $q$  (ratio des deux variances) est suffisamment grand, le test  $t_{ECM}$  apparaît plus puissant que le test de Dickey et Fuller ( $DF$ ). Les deux tests sont de puissance équivalente, lorsque le ratio est égal à 0. Cependant, en présence de cointégration, la moyenne estimée de la statistique  $t_{ECM}$  n'est pas indépendante de  $q$ , contrairement à la statistique  $DF$ . Kremers et al suggèrent d'utiliser les valeurs critiques de Dickey Fuller plutôt que les gaussiennes afin de contrôler l'effet de taille. Les valeurs critiques sont de -1,95 au seuil de 5% et -2,60 au seuil de 1% pour  $T = 100$ .

Dans la pratique, le test  $t_{ECM}$  revient à tester la significativité de la force de rappel de l'équation de court terme à partir des valeurs critiques de Dickey Fuller. Si la statistique calculée est inférieure à la valeur critique, alors nous acceptons la présence de relation de cointégration.

Dans le cas où plusieurs relations de cointégration avec rupture sont validées, nous procédon dans une dernière étape à la sélection de la spécification optimale.

#### La quatrième étape

Pour déterminer la meilleure spécification, nous utilisons les critères de vraisemblance pénalisée ( $AIC$ ,  $BIC$ ,  $Hannan$ ,  $RAC$ ). Nous retenons le modèle avec des valeurs de critères minimales. Les formules des différents critères sont les suivantes :

$$\begin{aligned} AIC &= \ln \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 + 2 \times k/T \\ BIC &= \ln \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 + k \times \ln(T)/T \\ Hannan &= \ln \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 + k \times \ln(\ln(T))/T \\ RAC &= \ln \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 + k \times (\sqrt{T})/T \end{aligned} \tag{1.43}$$

avec  $\widehat{\sigma}_\varepsilon^2$  la variance résiduelle estimée et  $k$  le nombre de variables explicatives.

La valeur des différents critères de vraisemblance pénalisée est cohérente pour l'ensemble des spécifications. Nous choisissons de présenter pour les résultats des estimations uniquement deux critères d'information différents.

Dans le cas où nous avons des valeurs de critères similaires, nous arbitrons en sélectionnant le modèle le plus pertinent économiquement et/ou dont la spécification propose une plus grande significativité des élasticités.

—

Pour un même modèle ( $y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t$ ), nous réalisons cette procédure un grand nombre de fois. Nous partons d'un modèle général, avec l'ensemble des variables explicatives, sauf celles redondantes (comme la production industrielle et les échanges commerciaux) pour éviter tout problème de colinéarité. Nous éliminons pas à pas les variables explicatives qui n'apportent pas d'information supplémentaire au modèle (non-significativité des coefficients).

### **Conclusion sur la méthode d'estimation**

La procédure d'estimation développée dans cette partie peut être transposée à tous les modèles cointégrés. Plus que l'application d'un test, nous proposons un ensemble d'étapes à suivre. Les tables statistiques pour toutes les spécifications et pour différentes tailles d'échantillon sont disponibles en annexe (Partie III, Annexe A). Pour la suite des travaux, il serait intéressant de trouver un lien entre la possibilité d'une rupture et l'éventualité d'avoir plusieurs ruptures. Malheureusement, ce n'est pas possible aujourd'hui à cause du manque de résultats théoriques.

Le travail de Bai et Perron [1998] et Bai et *al* [1997] constitue néanmoins une première étape dans cette direction.

# Chapitre 2

## Les estimations

### Introduction

Nous présentons, dans ce chapitre, les résultats des estimations de l'ensemble des modèles. Nous testons, tout d'abord, la stabilité des paramètres issus de la régression des séries en niveau, à partir des tests de Hansen [1992]. Dans le cas d'une instabilité, nous explicitons, pour chaque trafic (fret, fret national et international, voyageurs), notre procédure d'estimation, la date de rupture correspondante, puis nous présentons les élasticités issues de la modélisation. L'information principale de la procédure d'estimation est résumée dans un tableau. Pour chacune des spécifications de modèle avec rupture, nous rapportons dans le tableau les statistiques minimales des tests  $Z_t^*$  et les valeurs critiques associées (colonnes 2 et 3). La statistique  $Z_t^*$  est, pour Gregory et Hansen [1996a b], la statistique de test la plus puissante parmi les trois statistiques considérées :  $Z_t^*$ ,  $Z_a^*$ ,  $ADF^*$ . Nous assimilons dans les commentaires les statistiques de rupture à la statistique  $Z_t^*$ , mais les calculs sont réalisés pour l'ensemble des trois statistiques. Les valeurs critiques ont été obtenues tant pour les tailles d'échantillon de 84 périodes (modèles

trimestriels) que 120 périodes (modèles mensuels) à partir de 20 000 réplications. Les colonnes 4 et 5 du tableau donnent les valeurs des critères de vraisemblance pénalisée (BIC et RAC) de la relation de long terme pour l'ensemble des modèles. A titre de comparaison, nous indiquons les valeurs des critères d'information pour un modèle sans rupture avec une tendance temporelle (première ligne du tableau). L'analyse de la valeur des critères d'information nous permet de déterminer la spécification du modèle<sup>1</sup>. La date de rupture, reportée dans la colonne 6, correspond à la valeur minimale des statistiques. Le modèle retenu est référencé par une croix dans la dernière colonne du tableau. Les résultats sont reportés uniquement lorsque nous sommes dans le cas d'une relation de cointégration avec rupture validée par les tests. Un graphique résume notre analyse de la rupture. Nous avons représenté l'évolution temporelle de la statistique  $Z_t^*$  pour l'ensemble des six spécifications. Le graphique permet de visualiser l'évolution des statistiques pour les différents modèles au cours de la période d'estimation. Enfin, le modèle sélectionné est présenté sous forme de Modèle à Correction d'Erreur (MCE). La première équation correspond à la relation de long terme avec rupture (variables en niveau), la seconde, à l'équation de court terme (variables en différence) corrigée de la force de rappel vers l'équilibre de long terme. Dans cette dernière équation, nous vérifions, à partir des tests  $t_{ECM}$ , la présence de relation de cointégration. Si celle-ci est vérifiée au seuil de 1%, nous annotons de deux étoiles la valeur de la statistique du coefficient de la force de rappel et d'une étoile pour un seuil de 5%. Un dernier tableau synthétise les deux équations. Une interprétation des élasticités est développée à la fin de chaque section. Nous commençons par

---

<sup>1</sup>Nous rappelons qu'il existe six spécifications de modèle différentes, (C/s), (C/s/t), (C/s/T), (C/S), (C/S/t) et (C/S/T). Pour plus de précision, se reporter au chapitre précédent.

exposer les modèles fret et les modèles du fret national et international, puis nous finissons par les modèles voyageurs.

La procédure d'estimation appliquée aux fonctions de demande de transports terrestres n'est pas une méthode standard. Nous avons programmé l'ensemble des différentes étapes de la modélisation sous le logiciel GAUSS (version 3.2). Les programmes sont disponibles sur simple demande.

## 2.1 Les résultats des tests de stabilité de Hansen [1992]

La première étape de notre procédure d'estimation consiste à tester la stabilité des paramètres issus de la régression des séries en niveau, à partir des moindres carrés modifiés. Pour chaque régression, nous calculons les statistiques  $L_c$ ,  $MeanF$ ,  $SupF$ .

Afin de tester l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres, nous nous référons aux valeurs critiques tabulées par Hansen à partir de simulations de Monte Carlo. Les valeurs critiques dépendent du nombre de variables explicatives et de variables déterministes dans l'ensemble des modèles.

Nous rappelons les valeurs calculées pour deux variables déterministes (constante et tendance temporelle, i.e.  $p = 2$ ) et pour un nombre  $m_2$  de variables explicatives. L'hypothèse de stabilité est acceptée pour toute statistique calculée inférieure à la valeur critique. Les résultats des différents tests et les valeurs critiques associées sont reportés dans les trois tableaux ci-après. Les résultats apparaissent contrastées selon les statistiques retenues.

**Tableau de résultats des modèles fret globaux**

	<b>L<sub>c</sub></b>	<b>MeanF</b>	<b>SupF</b>
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=3</i>	0,95	10,40	21,40
T. ferroviaire total	0,75	11,82	25,62
T. conventionnel	0,71	11,39	20,64
T. par wagons isolés	0,87	12,45	25,16
T. combiné	0,86	11,69	25,69
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=2</i>	0,81	9,12	19,70
T. routier	0,52	9,41	23,85

VC = valeur critique

Pour les modèles du transport de marchandises, l'hypothèse nulle est rejetée (au seuil de 5%) pour l'ensemble des modèles avec les statistiques *MeanF* et *SupF*. A l'inverse, avec la statistique de test *L<sub>c</sub>*, on accepte H0, c'est-à-dire l'hypothèse de stabilité des paramètres.

Tableau de résultats des modèles du fret national et international

	<b>L<sub>c</sub></b>	<b>MeanF</b>	<b>SupF</b>
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=1</i>	0,65	7,76	17,80
T. ferroviaire national	0,25	3,59	8,56
T. ferroviaire international	0,79	7,54	12,50
T. combiné	0,81	8,65	15,85
T. combiné import	1,10	9,17	12,35
T. combiné export	0,90	8,04	13,60
T. combiné bilatéral	1,03	8,85	13,85
T. combiné transit	0,75	8,60	14,77
T. routier national	0,22	3,34	7,32
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=2</i>	0,81	9,12	19,70
T. routier international	0,90	8,75	9,00

VC = valeur critique

Contrairement aux modèles fret globaux, on constate, dans le cas des modèles du fret national et international, le rejet de l'hypothèse nulle avec les statistiques L<sub>c</sub> et MeanF pour l'ensemble des modèles (sauf les transports ferroviaires et routiers nationaux). L'hypothèse nulle de stabilité est validée pour l'ensemble des modèles avec la statistique SupF. Cette dernière statistique détecte plus aisément les changements brutaux à l'inverse des deux autres statistiques.

**Tableau de résultats des modèles voyageurs**

	<b>L<sub>c</sub></b>	<b>MeanF</b>	<b>SupF</b>
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=3</i>	<i>0,95</i>	<i>10,40</i>	<i>21,40</i>
Trafic SNCF RP	1,01	6,99	13,97
Trafic SNCF RP1	0,98	6,88	13,87
Trafic SNCF RP2	0,97	6,22	13,55
Trafic SNCF GL	0,80 <sup>2</sup>	7,98	17,00
Trafic SNCF TRN	0,99	9,06	19,94
Trafic des VLAC	0,80 <sup>3</sup>	12,62	24,78
<i>VC 5% pour p=2 et m<sub>2</sub>=2</i>	<i>0,81</i>	<i>9,12</i>	<i>19,70</i>
Trafic SNCF IdF	0,20	2,01	6,72
Trafic SNCF TGV	0,64	7,46	22,19
Trafic SNCF TER	0,36	3,31	19,99

VC = valeur critique

Nous rejetons l'hypothèse nulle de stabilité avec la statistique  $L_c$  pour les modèles voyageurs (RP, RP1, RP2, GL et TRN). Pour ces mêmes modèles, nous acceptons cette hypothèse avec les statistiques *MeanF* et *SupF*. Pour les modèles TGV et TER, nous rejetons l'hypothèse nulle avec la statistique *SupF* et nous l'acceptons avec les deux autres statistiques. Nous confirmons la présence d'une instabilité des paramètres avec l'ensemble des statistiques pour le modèle des véhicules légers et de stabilité pour le modèle du trafic en Ile-de-France.

Les conclusions des tests à partir des trois statistiques sont souvent contradictoires. Les résultats dépendent beaucoup de la statistique de test sélectionnée. Il

<sup>2</sup>Statistique validée au seuil de 10%.(0,79).

<sup>3</sup>Statistique validée au seuil de 10%.(0,79).

est donc important de réaliser les trois tests de stabilité de Hansen simultanément car chaque test détermine un type d'instabilité spécifique. Ainsi, les tests *SupF* détectent plus les instabilités brutales. A l'inverse, les deux autres tests valident plus aisément les changements structurels progressifs. Les conclusions des tests mettent en évidence, pour au moins un des trois tests, une instabilité dans l'ensemble des relations qui lient les variables sur le long terme. Ils montrent aussi que cette instabilité existe sous plusieurs formes.

Les tests de stabilité sont réalisés sur des variables en niveau, mais ils ne déterminent pas la présence de relation de cointégration entre les variables. Etant donné le caractère intégré des variables et celui instable de la régression, nous testons, dans l'étape suivante, la présence d'une relation de cointégration avec rupture.

Nous effectuons ensuite la procédure d'estimation sur l'ensemble des modèles, même ceux dont les paramètres sont testés stables avec les trois statistiques sur l'ensemble de la période, comme les segments nationaux du transport ferroviaire et du transport routier et le trafic en Ile-de-France. Si les tests de relation de cointégration avec rupture de Gregory et Hansen confirment l'absence de rupture dans la relation de long terme ou si l'ajout de la rupture n'améliore pas la spécification du modèle, nous considérons alors la stabilité de la relation.

## 2.2 Les modèles du transport de marchandises

Le transport de marchandises est intimement lié à la croissance économique. Comme nous l'avons vu dans le chapitre 1 de la partie II, une augmentation de la production industrielle génère une hausse du trafic fret. Cette relation entre les deux variables peut-elle se vérifier en sens inverse ? Selon Quinet [1998], il existe un effet de causalité inverse, l'amélioration des transports est propice au développement de l'activité économique. Cet effet peut prendre plusieurs formes. La première résulte de la réalisation des infrastructures et de l'activité qu'elle suscite. La seconde réside dans l'abaissement des coûts de production lié à la baisse des coûts du transport générant développement des marchés et croissance économique. La troisième passe par les effets d'externalités que peut entraîner un meilleur réseau des transports. Nous vérifierons économétriquement, dans la suite des travaux (Partie IV, chapitre 1), l'existence de cette causalité inverse discutable.

La production industrielle génère un potentiel transportable. Le partage modal entre le fer et la route s'effectue ensuite à partir de critères de concurrence comme le prix, mais aussi d'offre tels que la rapidité et la flexibilité. Malheureusement, ces derniers facteurs sont difficilement modélisables à cause du manque de données reflétant la qualité.

Dans quelle mesure la croissance économique contribue t-elle à l'évolution du trafic de marchandises ? Quel est l'impact des prix sur le niveau des trafics ? Quels sont les effets liés à la qualité et peut-on les quantifier ? Les modélisations réalisées par mode de transport apportent des éléments de réponse à ces différentes questions.

Nous estimons les paramètres des fonctions de demande "théoriques" présentées à la fin de la partie II. Les trafics pourront être fonction de la production industrielle (croissance économique), mais aussi des prix des deux modes concurrents, soit les prix routiers et les produits moyens ferroviaires, et dans certains cas d'une tendance temporelle. Les fonctions de demande sont calibrées sur une période s'étalant du premier trimestre 1980 au dernier trimestre de l'année 2000.

### 2.2.1 Le transport ferroviaire total

Pour cette première analyse, nous rappelons le schéma de l'étude adopté, à savoir : un commentaire justifiant la sélection du modèle avec rupture, un tableau synthétisant les principaux résultats, un graphique représentant l'évolution de la statistique de rupture  $Z_t^*$  et un commentaire explicatif de la date de rupture. Les équations sont écrites sous la forme log-linéaire dont les coefficients sont à interpréter comme des élasticités. Nous avons précisé la valeur des élasticités avant et après la date de rupture dans la relation de cointégration. Enfin, un dernier tableau synthétise la valeur des élasticités sur l'ensemble de la période.

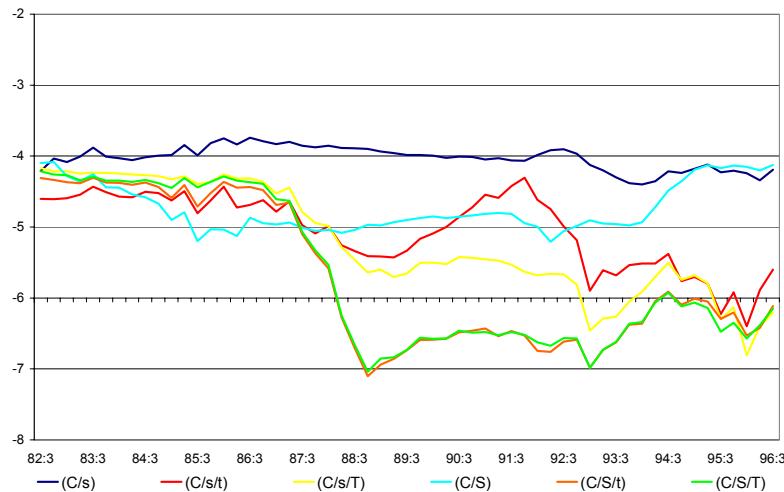
Pour le modèle ferroviaire total, l'évolution des statistiques de rupture pour les spécifications sans tendance, (C/s) et (C/S), est assez stable sur l'ensemble de la période. Ces deux spécifications rejettent la présence d'une relation de cointégration avec rupture (les valeurs des statistiques de rupture sont supérieures aux valeurs critiques). A l'inverse, l'évolution des statistiques des quatre autres modèles montre deux points de rupture différents, le premier au deuxième trimestre de 1989 et le second au troisième trimestre de 1996. La spécification sélectionnée est celle avec rupture en niveau avec une tendance (C/s/t). Dans le cas présent,

la discrimination par les critères n'est pas assez pertinente, nous avons fait notre choix en faveur de la significativité des élasticités. De même, pour les autres trafics, certains modèles pouvaient être statistiquement retenus, nous préférons sélectionner les modèles les plus en cohérence avec l'environnement économique.

### Tableau de résultats pour le transport ferroviaire total

Spécification	Statistique	VC5% <sup>4</sup>	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-6,62	-1,97		
(C/s/t)	-6,40	-5,85	-7,04	-2,39	1996 :3	⊗
(C/s/T)	-6,81	-6,21	-7,08	-2,43	1996 :3	
(C/S/t)	-7,10	-6,69	-7,15	-2,28	1989 :2	
(C/S/T)	-7,04	-6,86	-7,16	-2,29	1989 :2	

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le transport ferroviaire total



La date de rupture détectée au troisième trimestre de l'année 1996 semble provenir d'une croissance élevée du transport combiné. Ce dernier enregistre en

<sup>4</sup>Lecture de la table : Pour rejeter H0 (pas de relation de cointégration), la statistique calculée doit être inférieure à la valeur critique.

1996 une hausse de trafic de 11%. Cette progression dans un contexte morose est essentiellement due au dynamisme de l'opération "Energie Fret" à laquelle ont participé plus de 1400 vendeurs et personnels des services de production, regroupés en équipes-clients et mobilisés sur des objectifs quantitatifs et qualitatifs, cf. rapport d'activité de la SNCF [1997].

Les résultats des estimations sont présentés ci-dessous sous la forme de deux équations (équilibre de long terme et équation de court terme). Les coefficients figurant avant la variable en logarithme correspondent aux élasticités et le paramètre entre parenthèses à la statistique de Student. Cette statistique permet de déterminer la significativité de l'élasticité au seuil de 5%. Si cette valeur est supérieure à 1,96 en valeur absolue, alors le coefficient estimé est significatif. Nous avons estimé la relation de cointégration par les moindres carrés modifiés. Cette méthode d'estimation élaborée par Phillips et Hansen [1990] permet de corriger les estimations afin d'obtenir des estimateurs asymptotiquement convergents. Nous pouvons donc tester directement la significativité des coefficients estimés. Les diminutifs PI, Pxtrm et Pmfer représentent respectivement la production industrielle, les prix du transport routier de marchandises et le produit moyen ferroviaire.

### **Equation de long terme, avec une spécification (C/s/t) et une rupture au troisième trimestre 1996**

$$\begin{aligned}
 \ln(Fertot)_t = & - 12,75 + 0,09 I_{1996:3} - 0,015 t + 1,66 \ln(PI)_t \\
 & + 0,66 \ln(Pxtrm)_t - 0,93 \ln(Pmfer)_t
 \end{aligned}$$

$(-6,30)$        $(6,09)$        $(-14,75)$        $(11,11)$   
 $(8,36)$        $(-9,73)$

### Equation de court terme :

$$\begin{aligned}\Delta \ln(Fertot)_t = & -0,019 + 2,80 \Delta \ln(PI)_t + 0,41 \Delta \ln(Pxtrm)_t \\ & - 0,41 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,63 z_{t-1} \\ & (-5,79) \quad (7,74) \quad (2,70) \\ & (-3,67) \quad (-6,75)^{**} \quad 5\end{aligned}$$

Soit :

	Constante	Tendance	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	-12,66	-0,015	1,66	0,66	-0,93	-
Elasticités de CT	-0,019	-	2,80	0,41	-0,41	-0,63

LT = long terme, CT = court terme

### 2.2.2 Le transport conventionnel

Comme pour le modèle ferroviaire total, les deux spécifications sans tendance ne sont pas retenues, les statistiques de rupture sont non significatives pour la spécification (C/s) et les critères d'information sont les plus élevés pour le modèle (C/S). Nous soulignons l'importance d'intégrer une tendance dans les modélisations du transport ferroviaire. Sans tendance dans le modèle du transport conventionnel, nous aurions du accepter l'hypothèse nulle, i.e. qu'il n'existe pas de relation de cointégration.

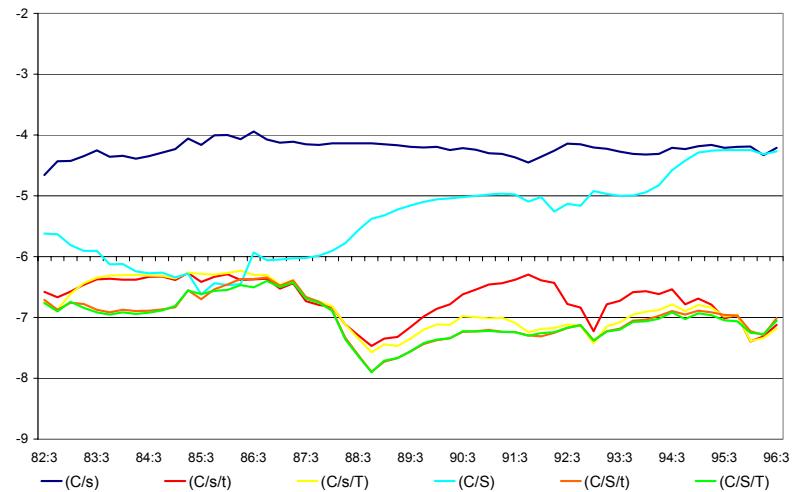
La date de rupture est identique pour l'ensemble des modèles avec tendance (deuxième trimestre de 1989). Le choix du modèle correspond au critère minimum, c'est-à-dire un modèle avec rupture en niveau et dans la tendance (C/s/T).

---

<sup>5</sup>Les tests  $t_{ECM}$  valident la présence de relation de cointégration (rejet de H0), lorsque la statistique de student de la force de rappel est inférieure à la valeur critique de Dickey Fuller. La valeur critique est égale à -2,60 au seuil de 1% et -1,65 au seuil de 5%. Nous annotons de deux étoiles la statistique de student lorsque l'on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1% et d'une seule étoile au seuil de 5%.

**Tableau de résultats pour le transport conventionnel**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-7,05	-2,40		
(C/s/t)	-7,47	-5,85	-7,21	-2,56	1989 :2	
(C/s/T)	-7,57	-6,21	-7,26	-2,61	1989 :2	⊗
(C/S)	-6,62	-6,33	-6,36	-1,49	1986 :1	
(C/S/t)	-7,89	-6,69	-7,20	-2,34	1989 :2	
(C/S/T)	-7,90	-6,86	-7,22	-2,35	1989 :2	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport conventionnel**


La rupture correspond, en partie, à un report du trafic ferroviaire conventionnel vers la route, dans un contexte de concurrence exacerbée, suite à la libéralisation des prix routiers en 1986.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/s/T) et une rupture au deuxième trimestre 1989**

$$\begin{aligned} \ln(Conven)_t = & -20,33 - 0,13 I_{1989:2} - 0,018 t + 0,002 t I_{1989:2} \\ & + 2,20 \ln(PI)_t + 0,25 \ln(Pxtrm)_t - 0,37 \ln(Pmfer)_t 1989:2 \\ & (16,50) \quad (2,31) \quad (-3,05) \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Conven)_t = & -0,02 + 3,14 \Delta \ln(PI)_t + 0,28 \Delta \ln(Pxtrm)_t \\ & - 0,29 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,84 z_{t-1} \\ & (-2,48) \quad (-7,66)^{**} \end{aligned}$$

Soit :

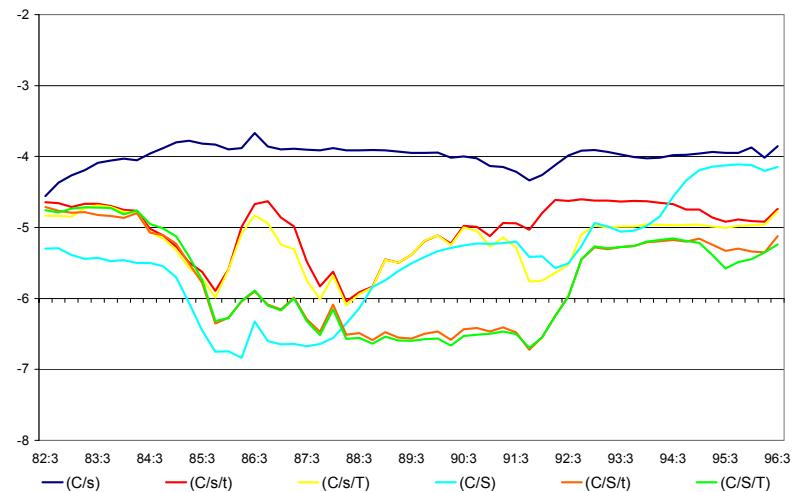
	Constante	Tendance	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	-20,46	-0,016	2,20	0,25	-0,37	-
Elasticités de CT	0,02	-	3,14	0,28	-0,29	-0,84

### 2.2.3 Le transport par wagons isolés

Pour le transport par wagons isolés, nous rejetons les modèles sans tendance comme dans le cas des deux trafics ferroviaires précédents. Nous remarquons, dans le cas des wagons isolés, une plus grande volatilité des statistiques de rupture. Les raisons de cette volatilité sont diverses, le trafic des wagons isolés est plus soumis que les autres modes aux aléas de la conjoncture économique et il a subi une restructuration de la part de la SNCF dans les années 1980, provoquant une baisse importante du trafic jusqu'en 1992. La spécification retenue est celle pour laquelle les critères de vraisemblance pénalisée sont minimaux, c'est-à-dire, (C/S/T), pour une date de rupture au deuxième trimestre de 1992.

**Tableau de résultats pour le transport ferroviaire par wagons isolés**

Spécification	Statistique	VC10%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-6,53	-1,88		
(C/s/t)	-6,04	-5,55	-6,85	-2,02	1988 :4	
(C/s/T)	-6,10	-5,91	-6,92	-2,27	1988 :4	
(C/S)	-6,83	-5,99	-5,88	-1,01	1986 :4	
(C/S/t)	-6,73	-6,37	-7,15	-2,28	1992 :2	
(C/S/T)	-6,69	-6,52	-7,16	-2,29	1992 :2	⊗

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport par wagons isolés**


La date de rupture est relative à une reprise du trafic en 1992 due à la mise en place d'un nouveau plan de transport des wagons isolés. En effet, après quatre années de rationalisation du réseau des triages, l'offre ferroviaire a réalisé des progrès significatifs grâce à des acheminements plus performants et plus compétitifs. Cette nouvelle offre d'acheminement des wagons isolés est articulée autour d'un nombre restreint de triages et permet d'obtenir des délais de transport de type "jour A/ jour B" pour la majorité des envois.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/S/T) et une rupture au deuxième trimestre de 1992**

$$\begin{aligned}
 \ln(WI)_t = & -5,19 - 27,76 I_{1992:2} - 0,018 t - 0,001 t I_{1992:2} \\
 & + 1,05 \ln(PI)_t + 1,99 \ln(PI)_t I_{1992:2} + 0,64 \ln(Pxtrm)_t + 0,40 \ln(Pxtrm)_t I_{1992:2} \\
 & - 0,68 \ln(Pmfer)_t + 0,56 \ln(Pmfer)_t I_{1992:2}
 \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln(WI)_t = & -0,025 + 2,94 \Delta \ln(PI)_t + 0,69 \Delta \ln(Pxtrm)_t \\
 & - 0,51 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,65 z_{t-1}
 \end{aligned}$$

Soit :

	Constante	Tendance	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	-32,95	-0,019	3,04	1,04	-0,12	-
Elasticités de CT	-0,025	-	2,94	0,69	-0,51	-0,65

#### 2.2.4 Le transport par trains entiers

A l'issue des tests de racine unitaire, ADF et KPSS<sup>6</sup>, la série du transport ferroviaire par trains entiers apparaît stationnaire sur la période. Le caractère stationnaire de la série nous empêche d'appliquer au trafic des trains entiers

<sup>6</sup>Pour obtenir l'ensemble des résultats des tests de racine unitaire, pour les séries du transport ferroviaire de marchandises, se reporter au chapitre 2 de la partie II.

les méthodes d'estimation réalisées sur les modèles précédents. Nous avons deux solutions : la première consiste à estimer l'ensemble des séries en différence car les variables explicatives sont, elles, non-stationnaires. Mais, dans ce cas, l'équation cesse d'avoir un sens. La seconde est d'expliquer le transport par trains entiers en fonction de son passé. La première méthode posant des problèmes de spécifications (non significativité des paramètres), nous optons pour la seconde.

Le nombre de retards sélectionné, basé sur l'étude de l'ensemble des critères BIC, AIC et du *kmax* de Hall [1994], est de un :

**L'équation est la suivante :**

$$\ln(TE)_t = 3,00 + 0,65 \ln(TE)_{t-1}$$

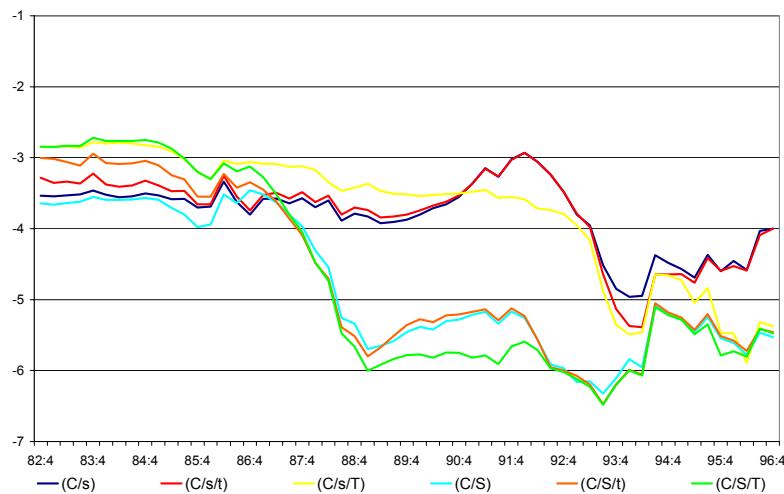
(4,39)      (8,31)

### 2.2.5 Le transport combiné

Les critères d'information sont minimaux pour les modèles avec rupture dans le vecteur de cointégration et dans la tendance. Or, les modèles avec tendance sont pour le transport combiné des modèles avec des élasticités aux prix non significatives contrairement au modèle (C/S) où les prix apparaissent. Il nous paraît important pour ce trafic de pouvoir analyser l'influence des prix routiers. En effet, le transport combiné offre un service proche de celui de la route. Il propose un acheminement de porte-à-porte contrairement aux prestations plus classiques de la SNCF. Nous sélectionnons la spécification (C/s). Pour ce modèle, la date de rupture se déclare au deuxième trimestre de 1994.

**Tableau de résultats pour le transport combiné**

Spécification	Statistique	VC10%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-5,06	-0,41		
(C/s)	-5,24	-5,22	-5,85	-1,20	1994 :2	⊗
(C/s/T)	-5,92	-5,91	-6,00	-1,35	1994 :3	
(C/S)	-6,33	-5,99	-5,87	-1,00	1993 :2	
(C/S/t)	-6,48	-6,37	-6,12	-1,25	1993 :4	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné**


L'évolution des statistiques  $Z_t^*$  montre deux baisses importantes pour les modèles avec rupture dans le vecteur de cointégration. La première a lieu fin 1988 et la seconde commence dès la fin 1993 jusqu'en 1994. Les modèles avec rupture en niveau ne détectent que cette dernière. Parmi les facteurs explicatifs de cette rupture, un élément essentiel a été la mise en place progressive, à partir de 1992, du dispositif de points nodaux<sup>7</sup> (début de la décroissance des statistiques au cours de

<sup>7</sup>La SNCF a mis en service en 1992 un réseau en étoile avec tri central (hub), d'abord à Noisy-le-sec, puis transféré à Villeneuve-saint-georges. Depuis son ouverture, le point nodal traite le trafic de transport combiné de manière croissante : le trafic, mesuré en milliards de tonnes-kilomètres, est passé de 0 à 1,65 en quatre ans.

cette période). Ce dispositif apporte un meilleur remplissage des trains et permet l'augmentation de la vitesse de circulation par la technique du hub. Le transport combiné améliore de ce fait ses conditions de coût et de qualité de service. La rupture s'explique aussi par la poursuite d'une politique commerciale active au sein de la SNCF et des aides soutenues de la part des Pouvoirs Publics. De 1994 à 1998, l'aide directe à l'exploitation du transport combiné atteint près de 1 GF.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/s) et une rupture au deuxième trimestre 1994**

$$\begin{aligned} \ln(Comb)_t = & -3,01 \underset{(-1,13)}{+} 0,27 I_{1994:2} + 0,77 \ln(PI)_t + 0,36 \ln(Pxtrm)_t \\ & - 0,77 \underset{(-2,85)}{(Pmfer)}_t \end{aligned}$$

**Equation de court terme**

$$\begin{aligned} \Delta \ln(Comb)_t = & +1,77 \underset{(2,99)}{\Delta \ln(PI)}_t + 0,22 \underset{(0,86)}{\Delta \ln(Pxtrm)}_t \\ & - 0,16 \underset{(-0,82)}{\Delta \ln(Pmfer)}_t - 0,29 \underset{(-3,41)**}{z_{t-1}} \end{aligned}$$

Soit :

	Constante	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	-2,74	0,77	0,36	-0,77	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,00	1,77	ns	ns	-0,29

### 2.2.6 Le transport routier de marchandises

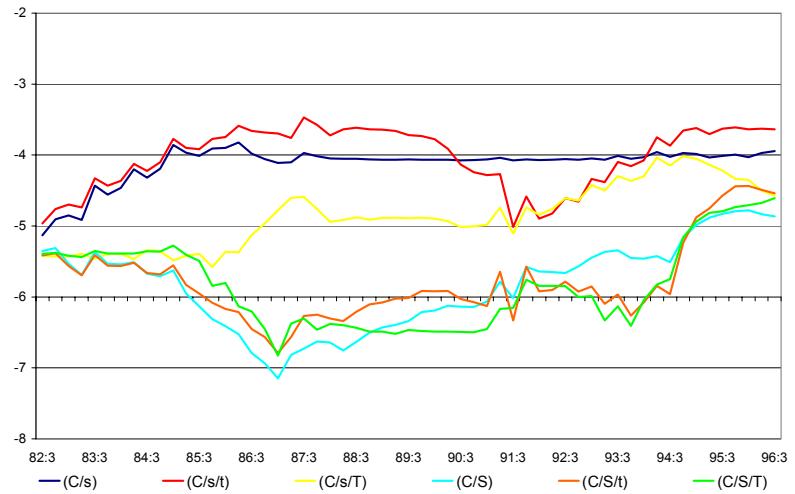
Pour le modèle du transport routier, l'analyse conjointe du tableau de résultats et du graphique montre un rejet des modèles avec une rupture en niveau uniquement (avec ou sans tendance). Seule la spécification (C/s) est significative, mais pour une date de rupture au début de la période d'estimation<sup>8</sup>. La valeur de la statistique est ensuite stable sur l'ensemble de l'échantillon. Parmi les trois modèles avec une rupture dans le vecteur de cointégration, nous sélectionnons celui sans tendance, (C/S). Les critères des autres modèles sont plus élevés (en valeur absolue), mais le coefficient de la tendance n'apparaît significatif pour aucun d'entre eux. La date de rupture, identique pour l'ensemble des modèles avec rupture dans le vecteur de cointégration, a lieu au troisième trimestre 1987.

**Tableau de résultats pour le transport routier**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>BIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-6,55	-1,97		
(C/s)	-5,13	-5,14	-6,89	-2,32	1983 :1	
(C/S)	-7,15	-5,78	-7,19	-2,47	1987 :3	⊗
(C/S/t)	-6,79	-6,18	-7,19	-2,46	1987 :3	
(C/S/T)	-6,82	-6,42	-7,39	-2,67	1987 :3	

<sup>8</sup>Les dates de rupture au début de l'échantillon ne sont en général pas retenues, car le passé sur lequel s'effectue l'estimation n'est pas assez fiable.

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le transport routier de marchandises



La date de rupture, détectée par les statistiques en 1987, correspond à la période suivant la libéralisation des prix routiers (en 1986). La baisse des prix en résultant, liée à la concurrence âpre entre les différentes entreprises de transport routier, a généré une hausse importante du trafic routier de 1986 à la récession économique de 1993, de 3,7% par an.

### Equation de long terme, avec une spécification (C/S) et une date de rupture au troisième trimestre 1987

$$\ln(Route)_t = 30,31 - 33,37 I_{1987:3} - 1,44 \ln(PI)_t + 2,41 \ln(PI)_t I_{1987:3}$$

$$- 1,31 \ln(Pxtrm)_t + 1,05 \ln(Pxtrm)_t I_{1987:3}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Route)_t = -0,004 + 1,32 \Delta \ln(PI)_t - 0,48 \Delta \ln(Pxtrm)_t$$

$$- 0,56 z_{t-1}$$

(1,12) (3,53) (-3,00)  
 (-5,37)\*\*

Soit :

	Constante	PI	Pxtrm	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	-3,06	0,97	-0,26	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,004	1,32	-0,48	-0,56

**Conclusion sur les estimations des modèles fret agrégés**

A l'issue des tests de rupture et de la sélection des différents modèles fret, nous soulignons quelques points importants concernant l'intérêt des ruptures, l'importance des tendances temporelles et la diversité des spécifications des modèles et leur date de rupture.

L'introduction de la rupture améliore de façon significative la qualité des modèles estimés. Sans l'ajout de la rupture, le modèle du transport combiné apparaît mal spécifié avec une élasticité de long terme à la production industrielle non significative<sup>9</sup>. De plus, nous constatons une valeur des critères de vraisemblance pénalisée généralement supérieure (en valeur absolue) pour les modèles avec rupture. Cette différence entre les deux critères (avec et sans rupture) peut parfois atteindre plus d'un point (cf. tableau de résultats du transport combiné). Néanmoins, dans le cas du transport conventionnel, nous remarquons que la valeur des

<sup>9</sup> L'ensemble des modèles ont été estimés avec et sans rupture, les différentes estimations des paramètres sont reportées dans les annexes.

critères du modèle (C/S), i.e. sans tendance, est moins élevée (en valeur absolue ; -6,36 contre -7,05) que celle d'un modèle sans rupture avec tendance.

La présence d'une tendance semble donc essentielle pour les modèles ferroviaires "classiques" (i.e. hors transport combiné). Pour ces modèles, les spécifications sans tendance ne sont jamais retenues et ont une évolution stationnaire sans réel point d'infexion. En revanche, dans le cas du transport routier de marchandises, les modèles avec une rupture en niveau sont privilégiés.

En dehors des améliorations au niveau statistique, l'ajout des ruptures permet une prise en compte des changements structurels économiques sous-jacents qui affectent la relation de long terme entre les séries.

Aucun des modèles fret étudiés n'a une spécification ou une date de rupture identique. Chaque trafic évolue indépendamment des autres et a une structure qui lui est propre. Même pour les séries emboîtées, comme le transport ferroviaire total et le transport conventionnel (le conventionnel représente 75% du fer total en fin d'échantillon et 90% en début), la date de détection de la rupture n'est pas nécessairement la même. La rupture de 1989 observée pour le transport conventionnel a aussi une incidence sur le transport total, mais c'est la reprise de 1996 amorcée par le transport combiné qui représente, pour ce trafic, la rupture la plus importante. Notons enfin qu'une conséquence de la présence de la rupture est la baisse de la valeur de l'ensemble des élasticités des modèles fret, sauf pour le transport combiné. Les élasticités de long terme du trafic ferroviaire total à la production industrielle sont de 2,2 pour le modèle sans rupture et 1,7 lorsque l'on intègre la rupture.

Après cette synthèse sur les ruptures et les dates associées, nous interprétons, ci-après, les différentes élasticités issues des estimations des modèles fret.

## 2.2.7 L'interprétation des élasticités du transport de marchandises

Les estimations permettent d'évaluer l'effet des principaux facteurs comme l'activité économique et la concurrence (en particulier les prix des différents modes) sur le niveau des trafics. Nous considérons tout d'abord l'impact de l'activité économique sur le transport de marchandises, puis celui de la concurrence rail/route.

### L'impact de l'activité économique

Les différents transports de marchandises réagissent inégalement à la production industrielle. Le transport combiné et le transport routier de marchandises ont une élasticité de long terme à la production inférieure à l'unité. Elle est de l'ordre de 0,77 pour le combiné et 0,97 pour la route. A l'inverse, cette élasticité est supérieure à l'unité pour le transport ferroviaire total, pour le transport conventionnel et pour les wagons isolés, soit respectivement 1,66, 2,20 et 3,04. Nous observons une hyper-réaction du trafic ferroviaire "classique" à la production industrielle.

Nous pensons que ce phénomène est lié à trois facteurs principaux.

Le premier dépend de la structure même de la production industrielle. Sa composition a beaucoup évolué au cours des vingt dernières années. Nous assistons à une dématérialisation de la production industrielle se traduisant par un développement important de la part des produits manufacturés à plus forte valeur ajoutée. Les transports de marchandises comme le combiné et la route sont plus adaptés au transport de produits manufacturés (produits légers) qu'au transport de pondéreux (produits lourds). L'élasticité de long terme du trafic (exprimé en tonnes-kilomètres) à la production industrielle est donc moins élevée pour ces

deux modes de transport. Au contraire, elle est plus importante pour les modes transportant des matériaux lourds.

Le deuxième facteur correspond à la spécification du modèle. En effet, les modèles routier et combiné n'ont pas de tendance. Tous les autres modèles sont fonction d'une tendance temporelle qui varie entre -0,015 pour le transport ferroviaire total et -0,019 pour les wagons isolés. Ces différentes tendances représentent des baisses de trafic (toutes choses égales par ailleurs) de l'ordre de 6% à 7,6% par an. Elles intègrent des phénomènes non modélisables comme la qualité de service, la rapidité, la flexibilité, l'offre ferroviaire... Sans ces tendances, les modèles ferroviaires apparaissent mal spécifiés. Les critères d'information sont alors élevés et les élasticités du trafic à la production industrielle non significatives. Les tendances semblent indispensables à la modélisation, la valeur des statistiques de Student est très significative<sup>10</sup>, dans certains cas elle est supérieure à 15 (en valeur absolue).

Le troisième facteur correspond au changement de base comptable de la production industrielle. La série a été modifiée au niveau de la base de référence, mais aussi au niveau des concepts (cf. chapitre 2 de la partie 2). En conséquence, sur la période 1980-1997, la production industrielle enregistre une évolution de 38,4% en base 1995 (soit un TCAM de 1,9%), alors qu'elle n'augmente que de 27,3% en base 1980 (soit un taux de croissance annuel moyen de 1,4%). La réaction du trafic ferroviaire "classique" à la production industrielle apparaît plus forte pour les modèles en base 95 que pour ceux en base 80. Les estimations réalisées à partir de la série en base 1980 donnent des élasticités plus basses pour les modes

---

<sup>10</sup>Nous rappelons qu'un paramètre estimé est significativement différent de 0, lorsque la statistique de Student est supérieure à 2 en valeur absolue.

ferroviaires "classiques" et plus élevées pour le transport routier et combiné. Elles sont de 0,94 pour le transport combiné, 1,09 pour la route et de l'ordre de 1,6 pour le transport conventionnel et le transport ferroviaire total, cf. A. Lenormand [1999]. Le changement dans la construction des agrégats macro-économiques de l'INSEE augmente les écarts entre les valeurs des élasticités relatives aux deux types de trafics (service ferroviaire contre service de porte-à-porte).

Les élasticités de court terme du transport de marchandises à la croissance économique sont de manière générale plus élevées que les élasticités de long terme. Elles varient de 1,32 pour le transport routier de marchandises à 1,77 pour le transport combiné. Elles sont encore plus importantes pour le transport ferroviaire total (2,80), le transport conventionnel (3,14) et le transport par wagons isolés (2,94). Nous constatons, pour ces trois derniers modèles, qu'à court terme les valeurs des différentes forces de rappel sont plus élevées (en valeur absolue) que pour les modèles du transport routier et du transport combiné. Les élasticités varient entre -0,63 et -0,84 pour les modèles ferroviaires "classiques" et sont égales à -0,56 pour la route et -0,29 pour le combiné. La forte tendance négative est donc intégrée dans la force de rappel qui ramène l'équation de court terme vers l'équilibre de long terme.

### **La concurrence rail/route**

Si l'on se réfère à la théorie micro-économique, le marché des transports de marchandises n'apparaît pas comme un marché en concurrence pure et parfaite. Il n'existe pas un prix de marché unique pour les différents modes de transport mais, dans le cas du fer et de la route, deux prix distincts même si l'un se comporte comme suiveur (les prix ferroviaires) des prix directeurs (les prix

routiers)<sup>11</sup>. La concurrence entre les deux modes de transport à travers les prix a été très intense depuis 1986, date de la déréglementation des prix routiers. Les prix ont baissé, sur la période 1986-2000, de 34% pour le prix ferroviaire et de 26% pour la route. Les deux biens n'étant pas totalement substituables, il existe deux prix différents. L'offre proposée n'est pas la même pour les deux modes. Le fer est plus adapté à un transport massif de gare à gare ; la route, elle, est plus flexible et propose une livraison de porte-à-porte. Cependant, la route subit une concurrence intra-modale vive. Les entreprises routières se livrent, depuis la déréglementation des prix, une concurrence exacerbée. Le prix du transport routier de marchandises est réellement un prix de marché lié à l'offre et la demande. Pour garder sa compétitivité face à la route, le fer a dû aligner ses prix. En 2000, on observe une inversion des tendances avec une hausse des prix routiers de l'ordre de 5%<sup>12</sup> (francs constants de 1995) et une stabilité des produits moyens ferroviaires (0,05%)<sup>13</sup>. La sensibilité du transport ferroviaire aux prix est assez variable selon les modes. L'élasticité du trafic au produit moyen ferroviaire est la plus élevée pour le transport ferroviaire total (-0,93). Cette élasticité proche de -1 peut s'expliquer par la présence de corrélation entre le trafic ferroviaire total et le produit moyen. Cette élasticité, encore assez élevée pour le transport combiné (-0,77), apparaît moins forte pour le transport conventionnel (-0,37) et surtout pour le transport par wagons isolés où elle est de -0,12. Les élasticités des trafics

---

<sup>11</sup>Cette assertion est démontrée dans le chapitre 1 de la partie IV de la thèse.

<sup>12</sup>La hausse des prix du transport routier de marchandises en 2000 provient de l'augmentation des prix du carburant et des rémunérations. Selon l'indice publié par le Comité National Routier, le coût kilométrique - à productivité constante - d'un semi-remorque maxicode a progressé de 7,4% en 2000, SES [2001].

<sup>13</sup>Les deux prix ne sont pas construits de la même façon, les prix routiers étant proches de la notion classique de prix alors que les prix ferroviaires correspondent à un produit moyen, i.e. au ratio des recettes sur les trafics.

ferroviaires aux prix routiers sont tout aussi hétérogènes. Elles varient de 0,25 pour le transport conventionnel à 1,04 pour le trafic par wagons isolés. Le trafic par wagons isolés semble très peu sensible aux prix du fer, à l'inverse le niveau du trafic réagit fortement aux évolutions du prix de la route. En dehors du transport ferroviaire par wagons isolés, l'influence des prix routiers dans les modèles ferroviaires est moins importante que celle des produits moyens ferroviaires eux-mêmes. Les prix routiers ne semblent donc pas être le seul facteur déterminant dans le choix modal des clients. Ce choix est aussi lié à l'offre et à la qualité de service (voir les tendances lourdes observées dans les modèles ferroviaires).

L'élasticité de long terme du trafic routier aux prix (-0,26) est moins élevée que pour les modèles du transport ferroviaire. Les produits moyens ferroviaires quant à eux n'ont aucune influence sur le trafic routier, cette variable apparaît non significative lors des différentes estimations.

Les prix ferroviaires et routiers ont donc une incidence sur les trafics ferroviaires. Par contre, seuls les prix routiers ont une influence sur le trafic routier mais de manière beaucoup moins marquée que le produit moyen ferroviaire sur le trafic ferroviaire. Contrairement aux travaux de K. Meyer [1998], la présence de la rupture dans la relation de cointégration et d'un historique plus long nous permet d'obtenir des élasticités de court terme du trafic ferroviaire au prix significatives.

Les élasticités prix sont en général plus élevées (en valeur absolue) à long terme qu'à court terme. Mais ce phénomène ne s'observe pas pour les wagons isolés et pour le transport routier de marchandises. Ce dernier apparaît plus sensible à court terme à l'évolution des prix du marché. L'élasticité plus élevée (en valeur absolue) à court terme (-0,48 contre -0,26) reflète la concurrence intra-modale, à

travers les prix, entre les entreprises de transport de marchandises<sup>14</sup>.

—

### Conclusion sur les modèles de fret agrégés

Les modèles fret agrégés montrent, surtout pour les modèles ferroviaires "classiques", une grande sensibilité à la production industrielle à long terme, mais aussi et surtout à court terme. La croissance économique a donc un effet direct sur la génération du trafic ferroviaire. Les trafics ferroviaires sont confrontés à des tendances fortes, qui représentent la dématérialisation de l'économie mais aussi les effets liés à la qualité de service (grèves, trains calés, saturation du réseau...) qui ont nui au développement du fret SNCF. D'autre part, toujours pour les trafics ferroviaires, l'influence des élasticités aux produits moyens ferroviaires est plus importante que celles aux prix routiers. Il semblerait que la concurrence entre les deux modes de transport se situe moins au niveau des prix qu'au niveau de la prestation de service proposée.

Dans le chapitre suivant, nous abordons les trafics du fret national et international. Retrouverons-nous, sur les modèles fret internationaux calibrés sur une période différente en données mensuelles, des caractéristiques identiques à celles observées précédemment ? Nous présentons successivement les modèles fer-

---

<sup>14</sup>L'évolution du nombre d'entreprises du transport routier est de 7,1% entre 1990 et 1999 contre 5,8% pour l'ensemble des entreprises du secteur des transports, sources des données tableau A 4.3 dans "les transports en 2000", SES[2001] et tableau 5.10 dans les comptes des transports en 1994, INSEE [1995].

roviaires nationaux et internationaux, ceux du transport combiné avec ses différents segments internationaux et ceux du principal concurrent, le transport routier lui-même décomposé en trafic national et international.

## 2.3 Les modèles du fret national et international

La croissance économique et l'intensification des relations commerciales internationales ont eu des incidences profondes sur l'évolution des transports terrestres ces dernières années<sup>15</sup>. Pour mesurer l'influence de ces deux facteurs, nous avons isolé la partie internationale des différents trafics de marchandises (ferroviaire et routier), en approfondissant le transport combiné qui apparaît comme un mode de transport porté sur l'international. Le transport combiné est pertinent économiquement sur des distances supérieures à 500 km (en raison des ruptures de charge) et, ces dernières années, 75% de son trafic dépasse les frontières. De plus, la Commission Européenne souhaite agir en faveur du développement de l'intermodalité dans les dix prochaines années, afin de proposer des alternatives à la route compétitives et respectueuses de l'environnement, cf. Livre blanc de la Commission des Communautés Européennes [2001]). Le transport routier de marchandises est un mode moins pertinent sur les longues distances. Verra-t-il, dans un contexte européen, s'élargir ou se réduire sa part de marché<sup>16</sup>? La poursuite de l'intégration européenne se traduira certainement par un allongement des distances de transport génératrice de potentialités marchandes nouvelles. Celles-ci permettront-elles un rééquilibrage modal en faveur des modes de transport alternatifs à la route

---

<sup>15</sup>Les trafics internationaux, tous modes confondus, ont augmenté de 60% en 20 ans, dont une hausse de plus de 150% pour le trafic routier international.

<sup>16</sup>La part de marché du trafic routier, exprimé en tonnes-kilomètres, tous trafic confondus (hors oléoducs), est de 79% en 2000.

comme le fer ou les voies navigables ? Le niveau de la concurrence représenté par les prix aura t-il autant d'influence dans les modèles mensuels internationaux que dans les modèles globaux trimestriels ?

L'ensemble des trafics fret nationaux et internationaux sont modélisés de 1991 à 2000 sur des données mensuelles. Ils sont exprimés en fonction des prix et de l'indice de la production industrielle ou des échanges commerciaux. L'introduction simultanée des deux dernières variables limite la qualité des estimations en raison de la forte corrélation entre la production industrielle et la variable d'échange causant des risques importants de multicolinéarité.

Nous commençons par développer les modèles ferroviaires nationaux et internationaux, puis ceux du transport combiné avec ses différents segments, nous finissons par les modèles des transports routiers nationaux et internationaux. Nous restituons l'ordre de présentation des résultats de façon identique à celui des modèles fret agrégés.

—

Pour cette période d'estimation, les transports ferroviaires national et international sont uniquement expliqués par la production industrielle. La modélisation du transport ferroviaire international en fonction du flux des échanges est apparue moins pertinente en raison de la non-significativité de l'élasticité de court terme.

### 2.3.1 Le transport ferroviaire national

Comme nous l'avons observé, dans le chapitre précédent, pour les modèles du transport ferroviaire (transport ferroviaire total, transport conventionnel et wagons isolés), les statistiques des deux spécifications sans tendance ont une valeur

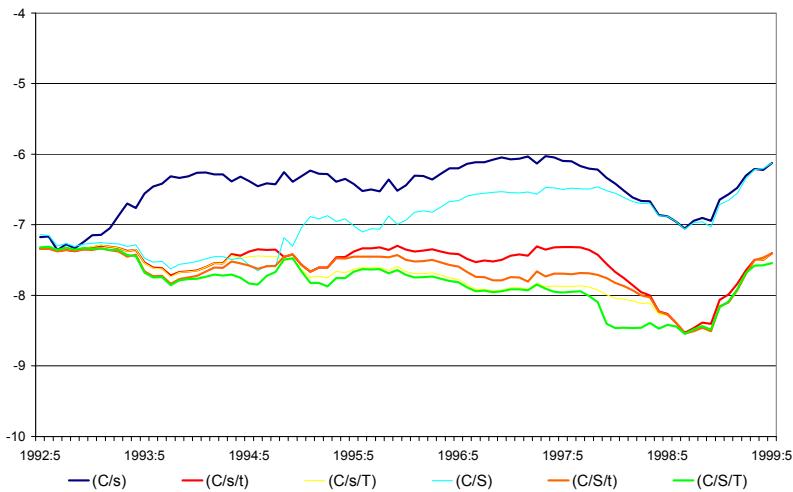
des critères (AIC et RAC) plus élevée que les autres modèles avec rupture. Cette valeur est similaire ou supérieure aux modèles sans rupture. Notre choix se porte donc sur des spécifications avec tendance. Le modèle retenu est le modèle dont les critères sont minimaux, c'est un modèle avec une rupture en niveau et une tendance (C/s/t)<sup>17</sup>. Contrairement aux tests de stabilité, les tests de Gregory et Hansen détectent une rupture au mois d'août 1998. Nous gardons une rupture dans notre modélisation du transport ferroviaire national car la statistique de ces tests apparaît très significative (-8,53) et la valeur des critères est minimale pour une spécification avec rupture.

### **Le tableau de résultats pour le transport ferroviaire national**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>AIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date de rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-5,73	-0,88		
(C/s)	-7,36	-4,70	-5,69	-0,84	1992 :08	
(C/s/t)	-8,53	-5,14	-5,91	-1,05	1998 :08	⊗
(C/s/T)	-8,54	-5,49	-5,91	-1,05	1998 :08	
(C/S)	-7,65	-5,04	-5,72	-0,80	1994 :07	
(C/S/t)	-8,54	-5,50	-5,87	-0,95	1998 :08	
(C/S/T)	-8,54	-5,72	-5,88	-0,96	1998 :08	

<sup>17</sup>Le modèle (C/s/T) a des critères d'information identiques, mais la tendance après la rupture apparaît non significative, de plus la valeur des élasticités est similaire.

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le transport ferroviaire national



L'ensemble des statistiques de rupture amorcent une décroissance à la fin de l'échantillon. La rupture du transport ferroviaire national est détectée au cours de l'année 1998. Elle tient notamment à la baisse de la qualité du service fret, à la saturation des capacités liée à l'augmentation du transport de voyageurs et aux mouvements de grèves de novembre 1998<sup>18</sup>.

#### Spécification du modèle de long terme (C/s/t) pour une date de rupture en 1998 :8

$$\ln(Fernat)_t = 3,02 - 0,09 I_{1998:08} - 0,002 t$$

$$+ 1,05 \ln(IPI)_t$$

<sup>18</sup> Les difficultés d'acheminement causées en partie par les grèves et les trains calés ont coûté, en 1998, au trafic ferroviaire total de marchandises 5,9 points de croissance. En effet, sur 7,6% de croissance attendus (estimé par le modèle ferroviaire total), l'activité fret a crû de 0,1%, soit un écart de 7,5 points. Sur cet écart, l'effet qualité ôte 5,9 points de croissance au fret ferroviaire total et l'effet de structure, causé par la hausse de la sidérurgie et du trafic transmanche et la baisse du transit, explique les 1,6 points restants, E. Jourdain et A. Lenormand [1999].

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln (Fernat)_t = -0,003 + 1,09 \Delta \ln (IPI)_t - 0,73 z_{t-1}$$

(-0,60) (1,95) (-8,11) \*\*

	Constante	Tendance	IPI	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	2,93	-0,002	1,05	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,003	-	1,09	-0,73

LT = long terme, CT = court terme

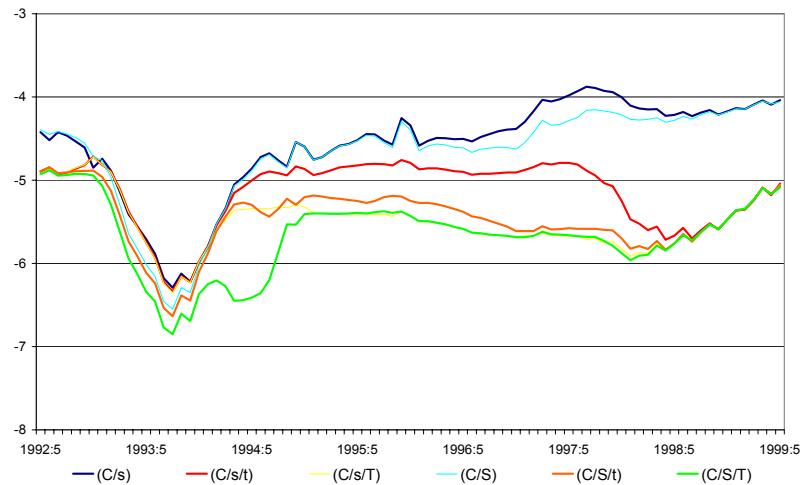
### 2.3.2 Le transport ferroviaire international

Pour le transport ferroviaire international, la spécification sélectionnée, (C/S/T), correspond aux critères de vraisemblance pénalisée minimaux. Cette spécification est la plus complète puisqu'elle intègre une rupture sur le niveau, le vecteur de cointégration et la tendance.

#### Le tableau de résultats pour le transport ferroviaire international

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-5,30	-0,45		
(C/s)	-6,29	-4,70	-5,60	-0,75	1993 :09	
(C/s/t)	-6,34	-5,14	-5,61	-0,76	1993 :09	
(C/s/T)	-6,35	-5,49	-5,62	-0,77	1993 :09	
(C/S)	-6,55	-5,04	-5,61	-0,69	1993 :09	
(C/S/t)	-6,64	-5,50	-5,65	-0,73	1993 :09	
(C/S/T)	-6,85	-5,72	-5,69	-0,77	1993 :09	⊗

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le transport ferroviaire international



Contrairement aux modèles précédents, la décroissance de la statistique  $Z_t^*$  est très marquée et identique pour l'ensemble des modèles. La rupture se déclare au mois de septembre 1993. Elle correspond à une période de baisse des échanges commerciaux entre la France et l'Europe due à la récession économique. L'ensemble des trafics internationaux de marchandises, généralement dynamiques, baissent en 1993 davantage que les trafics nationaux (-8% au lieu de -4%), F. Favre et K. Moussalam [1994].

### Spécification du modèle de long terme (C/S/T) pour une date de rupture en 1993 :09

$$\ln(Ferint)_t = -11,23 + 15,94 I_{1993:09} + 0,009 t - 0,007 t I_{1993:09}$$

(-2,22) (3,02) (2,34) (-1,94)

$$4,03 \ln(IPI)_t - 3,42 \ln(IPI)_t I_{1993:09}$$

(3,71) (-3,00)

### Equation de court terme :

$$\Delta \ln (Ferint)_t = 0,002 + 0,93 \Delta \ln (IPI)_t - 0,51 z_{t-1}$$

(0,40) (1,67) (-6,26)\*\*

	Constante	Tendance	IPI	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	4,71	0,002	0,61	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,002	-	0,93	-0,51

### 2.3.3 Le transport combiné total

Le transport combiné total est expliqué, dans un premier temps, en fonction de la production industrielle, puis en fonction des échanges commerciaux (variable Trade). La première modélisation nous permet de faire un parallèle avec le modèle du transport combiné trimestriel présenté dans le chapitre 1 de cette partie.

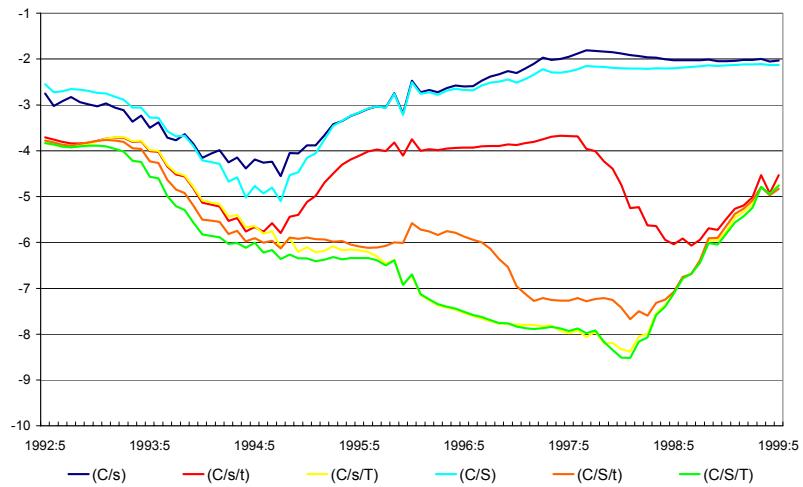
Les produits moyens de chacun des segments du transport combiné apparaissent très corrélés avec les trafics, ce qui affecte le signe de certaines élasticités. Ils ne sont donc pas retenus pour les modélisations. Comme pour les modèles du transport ferroviaire national et international, les prix routiers ne sont pas significatifs pour le transport combiné. Cette non-significativité des prix n'est liée ni à la périodicité ni à la période d'estimation. Une estimation réalisée sur une période identique, avec des séries trimestrielles, donne des résultats similaires.

Les tableaux de résultats du trafic combiné en fonction de l'indice de la production industrielle, puis en fonction des échanges commerciaux sont présentés ci-après.

**Tableau de résultats pour le transport combiné total en fonction de la production industrielle**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>AIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date de rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-4,97	-0,12		
(C/s)	-4,55 <sup>19</sup>	-4,70	-4,89	-0,04	1994 :09	
(C/s/t)	-6,07	-5,14	-5,52	-0,67	1998 :08	
(C/s/T)	-8,38	-5,49	-5,99	-1,14	1998 :01	⊗
(C/S)	-5,10	-5,04	-5,05	-0,13	1994 :09	
(C/S/t)	-7,67	-5,50	-5,81	-0,89	1998 :01	
(C/S/T)	-8,51	-5,72	-5,98	-1,06	1998 :01	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné total**



<sup>19</sup>Test de rupture validé à 10%, t-stat = - 4,41

**Spécification du modèle de long terme (C/s/T) pour une date de  
rupture en 1998 :01**

$$\ln(Combi)_t = 8,52 + 0,64 I_{1998:01} + 0,008 t - 0,009 t I_{1998:01} + 1,05 \ln(IPI)_t$$

(7,11) (4,84) (19,54) (-6,76) (4,00)

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Combi)_t = 0,003 + 1,41 \Delta \ln(IPI)_t - 0,68 z_{t-1}$$

(0,70) (2,55) (-7,38)\*\*

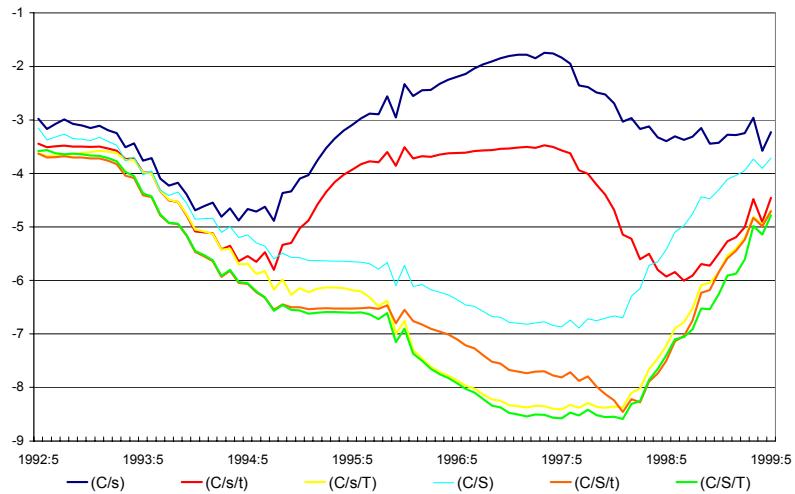
	Constante	Tendance	IPI	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	9,16	-0,001	1,05	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,003	-	1,41	-0,68

—

**Tableau de résultats pour le transport combiné total en fonction  
des échanges commerciaux**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-4,93	-0,09		
(C/s)	-4,88	-4,70	-5,17	-0,32	1994 :09	
(C/s/t)	-6,00	-5,14	-5,51	-0,66	1998 :08	
(C/s/T)	-8,41	-5,49	-6,00	-1,14	1997 :06	⊗
(C/S)	-6,89	-5,04	-5,71	-0,80	1997 :08	
(C/S/t)	-8,45	-5,50	-5,91	-0,99	1998 :01	
(C/S/T)	-8,59	-5,72	-5,96	-1,05	1998 :01	

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le transport combiné total



### Spécification du modèle de long terme (C/s/T) pour une date de rupture en 1997 :06

$$\begin{aligned}
 \ln(Combi)_t = & 9,00 + 0,86 I_{1997:06} + 0,004 t - 0,011 t I_{1997:06} \\
 & + 0,98 \ln(Trade)_t
 \end{aligned}$$

### Equation de court terme :

$$\Delta \ln(Combi)_t = 1,04 \Delta \ln(Trade)_t - 0,74 z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	Trade	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	9,86	-0,007	0,98	-
Elasticités de CT	0,00	-	1,04	-0,74

Les évolutions des statistiques  $Z_t^*$  pour l'ensemble des deux modèles du transport combiné (avec la production industrielle et les échanges commerciaux) sont semblables à l'exception de la spécification (C/S). Dans le premier modèle, la statistique du modèle (C/S) se comporte comme celle de la spécification (C/s) ; dans le second modèle, elle suit l'évolution des spécifications (C/s/T), (C/S/t) et (C/S/T).

La spécification retenue pour les deux modèles du transport combiné est (C/s/T), i.e. une rupture dans le niveau et dans la tendance. Dans les deux cas, la spécification sélectionnée correspond aux valeurs des critères d'information minimales. La date de rupture se déclare au début 1998 pour le premier (en fonction de la production industrielle) et un peu avant pour le second (juin 1997).

Un premier palier de décroissance des statistiques  $Z_t^*$  est observé en 1994 (date de rupture du modèle combiné trimestriel). Cette date correspond à une croissance spectaculaire du transport combiné (+21% sur l'année). Cette hausse du trafic résulte principalement de l'évolution favorable des échanges à grande distance et en particulier internationaux, de la montée en régime du trafic empruntant le tunnel sous la Manche et du succès rencontré auprès des opérateurs par les offres nouvelles mises en place au cours des années écoulées, sous la forme d'acheminements complètement repensés autour du concept de point nodal, cf. Rapport Annuel SNCF [1995]. L'amorce de la rupture de 1994 est moins prononcée que sur la période 1997-1998<sup>20</sup> où les statistiques apparaissent minimales.

La date de rupture est fortement liée aux difficultés rencontrées en termes

---

<sup>20</sup>Dans les modèles trimestriels, l'année 1998 ne peut être considérée comme une année de rupture puisque le calcul des statistiques se réalise sur un échantillon tronqué de 15% en début et en fin de période. La rupture de 1998 ne peut donc être détectée que sous sa forme mensuelle.

d'offre<sup>21</sup> dès la fin 1997 provoquant une baisse importante du trafic en 1998 de l'ordre de 3%. Cette baisse est relative, d'après les chargeurs, à des difficultés pour faire face à la demande et assurer une qualité de service suivie.

Après avoir présenté le transport combiné total, nous abordons ses différents segments. Nous commençons par le trafic combiné national, avant de développer les trafics internationaux décomposés en transport combiné import, export, bilatéral et transit.

### 2.3.4 Le transport combiné national

Nous avons, pour le modèle du transport combiné national, un problème de spécification rappelant celui observé pour le transport ferroviaire par trains entiers. En effet, les conclusions à l'issue des tests de racine unitaire montrent que la série du transport combiné national est stationnaire,  $I(0)$ . Or, les variables explicatives sont  $I(1)$ . Pour les mêmes raisons que celles évoquées précédemment, nous expliquons le trafic du transport combiné national en fonction de son passé. Le nombre de retards optimal, égal à quatre, a été détecté à l'aide des critères de vraisemblance pénalisée AIC et BIC et de la méthode du  $kmax$ <sup>22</sup>.

**L'équation est la suivante :**

$$\ln(nat)_t = 4,04 + 0,27 \ln(nat)_{t-1} + 0,33 \ln(nat)_{t-2} + 0,30 \ln(nat)_{t-3} - 0,23 \ln(nat)_{t-4}$$

(1,00)	(2,96)	(3,71)	(3,39)	(-2,59)
--------	--------	--------	--------	---------

---

<sup>21</sup>Les opérateurs et les clients soulignent que l'on bute sur une pénurie de locomotives et de personnels de conduite pénalisant le fret. Ce phénomène aurait pour conséquence de détourner une partie de la demande vers la route de bout en bout, P. Salini [2000].

<sup>22</sup>La méthode du  $kmax$  de A. Hall [1994] sélectionne le nombre de retards optimum de manière itérative, le nombre de retards diminue jusqu'à l'obtention d'un coefficient de retard significatif.

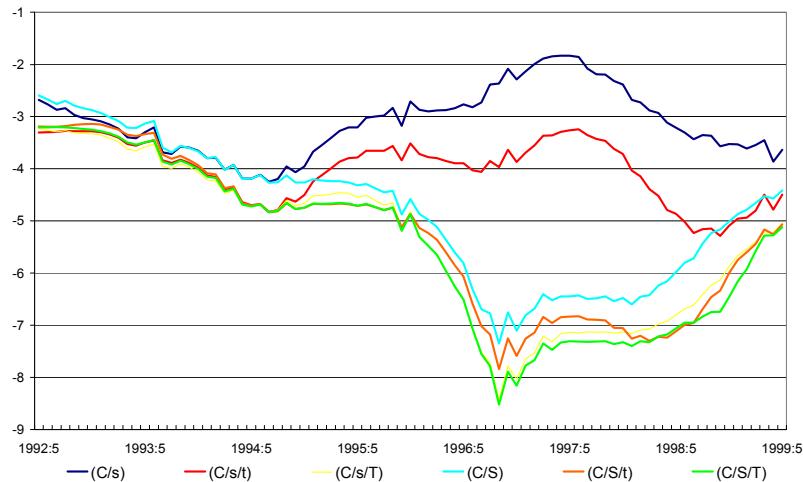
### 2.3.5 Le transport combiné export

Le modèle sélectionné est de la forme (C/S/T), i.e. avec une rupture en niveau, dans le vecteur de cointégration et dans la tendance. Cette spécification correspond aux critères de vraisemblance pénalisée minimaux.

**Tableau de résultats pour le transport combiné export**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-4,09	0		
(C/s)	-4,25	-4,70	-4,34	0	1994 :08	
(C/s/t)	-5,28	-5,14	-4,62	0	1998 :11	
(C/s/T)	-8,42	-5,49	-5,17	-0,23	1996 :10	
(C/S)	-7,35	-5,04	-4,95	-0,04	1996 :10	
(C/S/t)	-7,84	-5,50	-5,02	-0,10	1996 :10	
(C/S/T)	-8,52	-5,72	-5,17	-0,32	1996 :10	⊗

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné export**



Le graphique montre un seul point d'inflexion pour les statistiques  $Z_t^*$ , celui-ci correspond à une rupture au mois d'octobre 1996, sauf pour les modèles (C/s)

et (C/s/t). Ces deux spécifications évoluent d'une façon identique aux autres jusqu'en 1994, année à partir de laquelle elles divergent.

La rupture correspond à une amélioration de l'offre ferroviaire à l'international, notamment avec la montée en régime du trafic du tunnel sous la Manche et à la mise en place d'une organisation commerciale à un niveau international.

**Equation de long terme de la forme (C/S/T) pour une date de rupture en 1996 :10**

$$\begin{aligned} \ln(Export)_t = & 3,51 + 2,91 I_{1996:10} + 0,005 t - 0,012 t I_{1996:10} \\ & (1,72) \quad (0,80) \quad (2,64) \quad (-2,18) \\ & + 1,73 \ln(Trade)_t - 0,41 \ln(Trade)_t I_{1996:10} \\ & (3,73) \quad (-0,47) \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Export)_t = -0,01 + 3,41 \Delta \ln(Trade)_t - 0,62 z_{t-1}$$

$$(-1,13) \quad (3,25) \quad (-7,70)^{**}$$

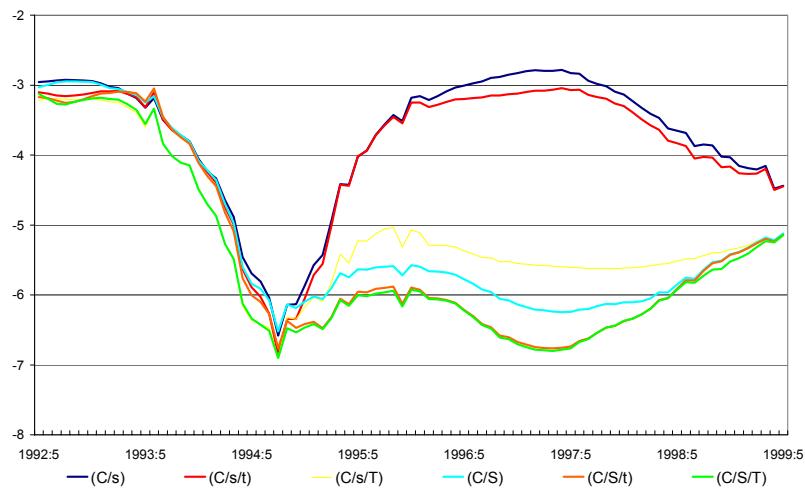
	Constante	Tendance	Trade	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	6,42	-0,007	1,32	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,01	-	3,41	-0,62

### 2.3.6 Le transport combiné import

Pour le transport combiné import, la spécification retenue, correspondant aux critères d'information minimaux, est de la forme (C/S/T), c'est-à-dire un modèle avec une rupture en niveau, dans le vecteur de cointégration et dans la tendance.

**Tableau de résultats pour le transport combiné import**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-3,85		
(C/s)	-6,57	-4,70	-4,59	1994 :09	
(C/s/t)	-6,85	-5,14	-4,65	1994 :09	
(C/s/T)	-6,89	-5,49	-4,66	1994 :09	
(C/S)	-6,52	-5,04	-4,54	1994 :09	
(C/S/t)	-6,76	-5,50	-4,66	1997 :04	
(C/S/T)	-6,90	-5,72	-4,72	1994 :09	⊗

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné import**


Nous constatons une évolution des statistiques de rupture similaire à celle du transport combiné export, mais avec un premier point d'inflexion plus tôt dans la période et un écart entre les statistiques plus marqué. Le point d'inflexion est identique pour l'ensemble des modèles, sauf pour la spécification (C/S/t).

La rupture détectée fin 1994 correspond à une amélioration de l'offre ferroviaire. Celle-ci se manifeste par de nouvelles relations internationales (année

d'ouverture du tunnel sous la Manche) et par le recours croissant à la technique du "point nodal" qui propose une qualité d'acheminement correspondant aux attentes des opérateurs.

**Equation de long terme de la forme (C/S/T) pour une date de rupture en 1994 :09**

$$\begin{aligned} \ln(Import)_t = & + 3,46 \underset{(+4,14)}{+} 3,71 \underset{(9,00)}{I_{1994:09}} - 0,004 \underset{(-2,62)}{t} + 0,006 \underset{(1,60)}{t} I_{1994:09} \\ & + 1,65 \underset{(9,00)}{\ln(Trade)_t} - 0,79 \underset{(-9,03)}{\ln(Trade)_t} I_{1994:09} \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Import)_t = -0,004 \underset{(-0,40)}{+} 2,00 \underset{(1,67)}{\Delta \ln(Trade)_t} - 0,48 \underset{(-5,38)**}{z_{t-1}}$$

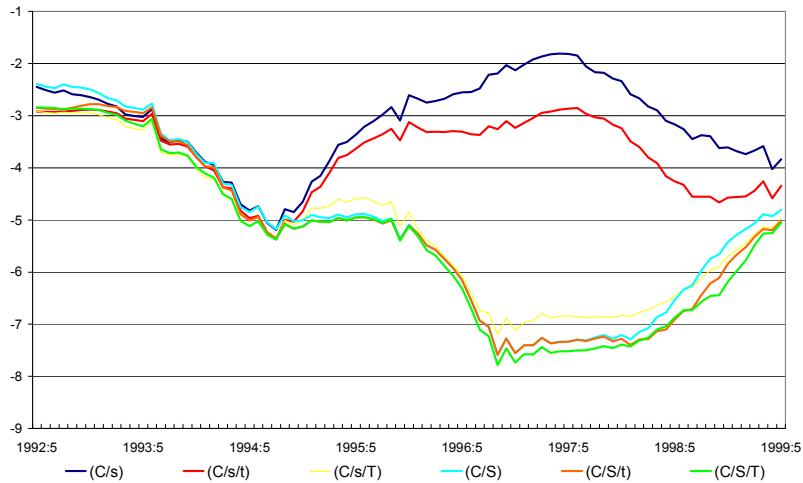
	Constante	Tendance	Trade	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	7,17	0,002	0,87	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,004	-	2,00	-0,48

### 2.3.7 Le transport combiné bilatéral

Le choix de la spécification du modèle bilatéral est déterminé par la valeur des critères d'information. Ils sont minimaux, comme pour les deux modèles précédents, pour une spécification (C/S/T), soit un modèle avec une rupture en niveau, dans le vecteur de cointégration et dans la tendance.

**Tableau de résultats pour le transport combiné bilatéral**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-4,13	0		
(C/s)	-5,20	-4,70	-5,69	0	1994 :09	
(C/s/t)	-5,37	-5,14	-5,75	0	1994 :09	
(C/s/T)	-7,20	-5,49	-5,17	-0,32	1996 :10	
(C/S)	-7,59	-5,04	-5,15	-0,23	1996 :10	
(C/S/t)	-7,59	-5,50	-5,16	-0,24	1996 :10	
(C/S/T)	-7,78	-5,72	-5,21	-0,29	1996 :10	⊗

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné bilatéral**


L'activité du transport combiné se développe à partir de 1994 de plus en plus à l'international. La rupture détectée fin 1996 est expliquée en partie par la progression spectaculaire de 40% en 1996 du trafic du tunnel sous la Manche. Sur un niveau de trafic de 2,4 millions de tonnes en 1996, 70% sont réalisés en transport combiné. En parallèle, des progrès sont enregistrés sur toutes les liaisons grâce à une politique dynamique au niveau de l'Europe et à l'amélioration de la

présence commerciale à l'étranger à travers des représentations spécialisées dans le fret.

**Equation de long terme de la forme (C/S/T) pour une date de rupture en 1996 :10**

$$\begin{aligned}\ln(Bilat)_t = & -0,69 & + 8,67 I_{1996:10} & + 0,001 t & - 0,006 t I_{1996:10} \\ & (-0,36) & (2,51) & (0,50) & (-1,95) \\ & + 2,79 \ln(Trade)_t & - 1,74 \ln(Trade)_t I_{1996:10} \\ & (6,47) & (-2,15)\end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Bilat)_t = -0,007 & + 2,78 \Delta \ln(Trade)_t & - 0,67 z_{t-1} \\ (-0,88) & (2,88) & (-7,84)**\end{math>$$

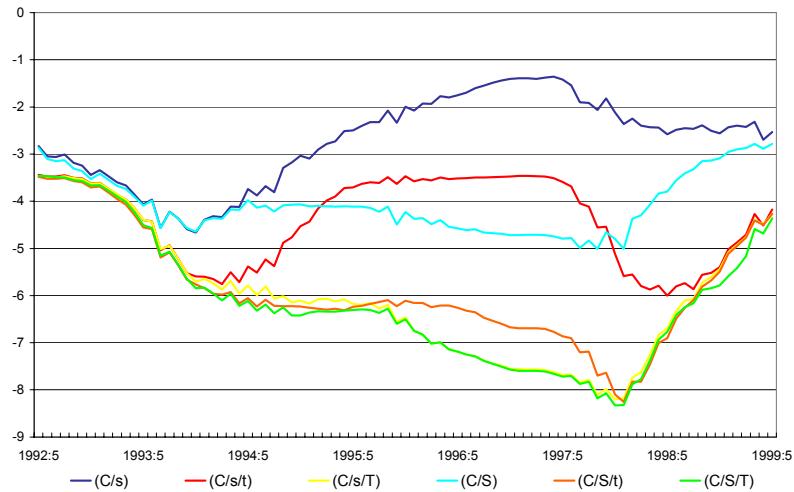
	Constante	Tendance	Trade	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	7,98	-0,005	1,05	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,007	-	2,78	-0,67

### 2.3.8 Le transport combiné transit

Les critères d'information sont minimaux pour le modèle (C/S/T). Mais cette spécification, introduisant une rupture dans la tendance, est uniquement descriptive du taux de croissance ; l'élasticité aux échanges commerciaux n'est pas significative, seule la tendance l'est. Désirant privilégier l'intérêt économique par la significativité des élasticités, nous sélectionnons la spécification (C/s).

**Tableau de résultats pour le transport combiné transit**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>AIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date de rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-4,45	0		
(C/s)	-4,66 <sup>23</sup>	-4,70	-4,68	0	1998 :01	⊗
(C/s/t)	-6,00	-5,14	-5,07	0,30	1998 :06	
(C/s/T)	-8,20	-5,49	-5,51	-0,32	1997 :12	
(C/S)	-5,01	-5,04	-4,79	-0,04	1997 :10	
(C/S/t)	-8,26	-5,50	-5,42	-0,10	1998 :01	
(C/S/T)	-8,33	-5,72	-5,49	-0,23	1997 :12	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport combiné transit**


La rupture est détectée en janvier 1998 pour les spécifications (C/s) et (C/S/t) et fin 1997 ou milieu 1998 pour les autres. Elle correspond à un changement dans l'évolution du trafic : en 1998, on observe un recul du trafic de 9,2% par rapport à 1997 qui avait été une année particulièrement favorable avec une progression de

<sup>23</sup>Le test de rupture valide la présence d'une rupture en niveau à 10%, tstat = -4,41.

17%. Cette baisse est liée à une détérioration de la qualité de service induisant un report de trafic sur la rive droite du Rhin<sup>24</sup>.

Le modèle du transport combiné transit par rapport à la production industrielle offre une meilleure spécification qu'en fonction de la variable des échanges commerciaux. Nous présentons donc également ci-après à titre d'indication, les équations du modèle en fonction de la production industrielle, de forme (C/s/T).

## Spécification du modèle de long terme (C/s) pour une date de rupture en 1998 :1

$$\ln(Trans)_t = 10,34 + 0,40 I_{1998:1} + 0,51 \ln(Trade)_t$$

### Equation de court terme :

$$\Delta \ln (Trans)_t = 0,003 + 0,72 \Delta \ln (Trade)_t - 0,30 z_{t-1}$$

(0,31) (0,70) (-4,30)\*\*

	Constante	Trade	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	10,74	0,51	-
Elasticités de CT	0,003	ns	-0,30

<sup>24</sup>Le transfert du trafic Cortax vers l'Italie sur la rive droite du Rhin a fait chuter de 20% le trafic international de Novatrans/UIRR depuis octobre 1999, Note UA TIM, SNCF [1999b].

**Spécification du modèle de long terme (C/s/T) pour une date de  
rupture en 1997 :12**

$$\begin{aligned}\ln(Trans)_t = & 9,80 + 0,88 I_{1997:12} + 0,010 t - 0,012 t I_{1997:12} \\ & + 0,58 \ln(IPI)_t\end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Trans)_t = 0,004 + 1,08 \Delta \ln(IPI)_t - 0,71 z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	IPI	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	10,68	-0,002	0,58	-
Elasticités de CT	0,004	-	1,08	-0,71

—

Après avoir présenté les différents segments du transport combiné, nous abordons les segments nationaux et internationaux de son principal concurrent, le transport routier.

### 2.3.9 Le transport routier national

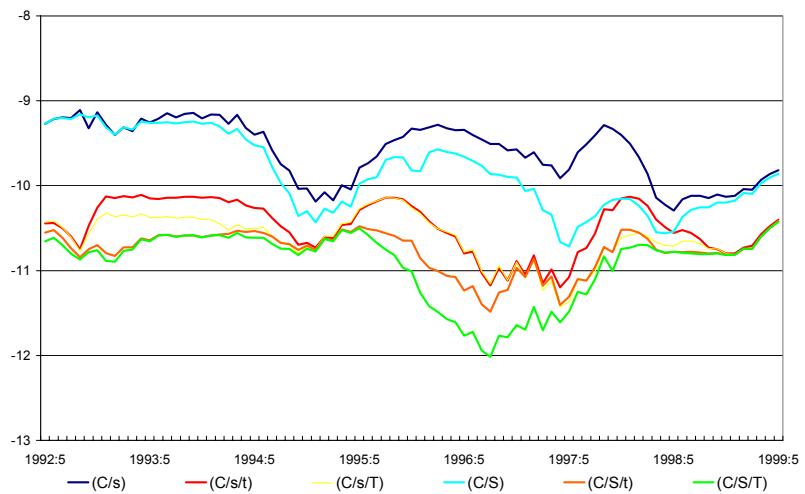
La spécification retenue à l'issue du calcul des différents critères pour le modèle routier national est une rupture en niveau et dans la tendance, soit (C/s/T), avec une date de rupture en mai 1997. Malgré la stabilité de la relation de long terme

validée par les tests de Hansen [1992], la significativité de la statistique de rupture et l'amélioration des critères d'information nous incite à garder cette spécification.

**Tableau de résultats pour le transport routier national**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-6,06	-1,21		
(C/s)	-9,89	-4,70	-6,05	-1,19	1995 :01	
(C/s/t)	-11,17	-5,14	-6,15	-1,30	1996 :09	
(C/s/T)	-11,22	-5,49	-6,16	-1,31	1997 :05	⊗
(C/S)	-10,29	-5,04	-6,05	-1,13	1994 :11	
(C/S/t)	-11,38	-5,50	-6,15	-1,23	1996 :09	
(C/S/T)	-11,96	-5,72	-6,17	-1,25	1996 :09	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport routier national**



Trois spécifications déterminent une date de rupture fin 1996. Cette date correspond aux importants conflits sociaux des transports routiers<sup>25</sup>. La date de

<sup>25</sup>On estime l'impact de ces mouvements sociaux à environ un demi-point de croissance en moins, SES/INSEE [1997].

rupture du modèle sélectionné, i.e. mai 1997, est relative à une période de ralentissement de la demande intérieure.

**Spécification du modèle de long terme (C/s/T) pour une date de rupture en 1997 :05**

$$\ln(Routnat)_t = 4,90 - 0,12 I_{1997:05} + 0,002 t + 0,000 t I_{1997:05} + 0,93 \ln(IPI)_t$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Routnat)_t = 0,001 + 1,49 \Delta \ln(IPI)_t - 1,00 z_{t-1}$$

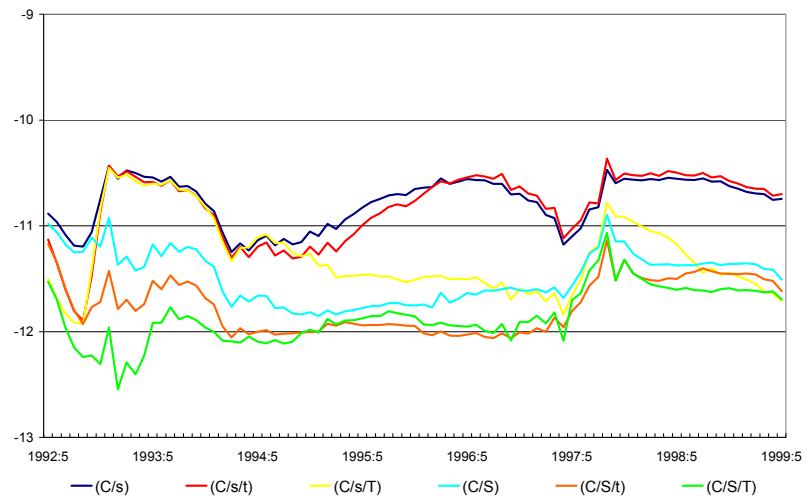
	Constante	Tendance	IPI	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	4,78	0,002	0,93	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,001	-	1,49	1,00

### 2.3.10 Le transport routier international

Le modèle sélectionné par les critères de vraisemblance pénalisée est un modèle avec une rupture en niveau et en tendance (comme pour le transport routier national), soit (C/s/T). La date de rupture détectée est identique à celle du modèle du transport routier national, i.e. mai 1997.

**Tableau de résultats du transport routier international**

Spécification	Statistique	VC5%	AIC	RAC	Date de rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-5,06	-0,14		
(C/s)	-11,25	-4,70	-5,07	-0,14	1998 :06	
(C/s/t)	-11,90	-5,14	-5,12	-0,20	1997 :05	
(C/s/T)	-11,92	-5,49	-5,22	-0,30	1997 :05	⊗
(C/S)	-11,85	-5,04	-5,12	-0,07	1997 :06	
(C/S/t)	-12,06	-5,50	-5,13	-0,08	1996 :09	
(C/S/T)	-12,54	-5,72	-5,15	-0,10	1996 :09	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le transport routier international**


En 1997, comme pour les autres modes de transport international de marchandises, le transport routier international a profité de la croissance de l'économie tournée vers les échanges extérieurs.

**Spécification du modèle de long terme (C/s/T) pour une date de  
rupture en 1997 :05**

$$\ln(Routint)_t = 2,44 + 0,24 I_{1997:05} + 0,001 t - 0,004 t I_{1997:05}$$

$$+ 1,07 \ln(IPI)_t - 0,87 \ln(Pxtrm)_t$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(Routint)_t = -0,003 + 1,85 \Delta \ln(IPI)_t - 1,02 \Delta \ln(Pxtrm)_t - 1,07 z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	IPI	Pxtrm	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	2,68	-0,003	1,07	-0,87	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,003	-	1,85	-1,02	-1,07

—

**Conclusion sur les estimations des modèles du fret national et international**

Pour le modèle du transport combiné, seul modèle commun aux modélisations mensuelles et trimestrielles, les dates de rupture ne sont pas les mêmes, l'une se déclare en au deuxième trimestre de 1994 et l'autre en janvier 1998. Les raisons sont liées à la différence de période, de périodicité et de spécification des deux modèles. Le calcul des statistiques de rupture s'effectue sur un échantillon réduit des bornes extrêmes [0,15-0,85]. Celui-ci s'étend de mai 1992 à mai 1999 pour les modèles mensuels et du deuxième trimestre 1984 au deuxième trimestre de 1996

pour les modèles trimestriels. La modélisation sur données mensuelles nous a donc permis de détecter des ruptures qui semblent avoir une influence plus importante sur les trafics fret que celles trouvées pour les modèles trimestriels. On ne pourra vérifier et comparer l'importance respective des deux ruptures que lorsqu'on aura un historique trimestriel plus long, i.e. jusqu'en 2003-2004, pour pouvoir capter les ruptures de 1998.

La présence d'une tendance dans les modèles ferroviaires demeure importante, même si elles apparaissent beaucoup moins élevées que pour les modèles trimestriels. Plusieurs modèles fret internationaux intègrent une rupture en tendance. Après le point de rupture, l'évolution des trafics est souvent moins dynamique.

Comme pour les modèles fret globaux, la présence de la rupture dans la relation de long terme des différents modèles améliore la qualité des modèles. Dans les modèles sans rupture du transport combiné total, export et transit, plusieurs élasticités à la croissance (production industrielle ou échanges commerciaux) apparaissent négatives<sup>26</sup>. Sans cette correction de l'équilibre de long terme, les modèles ne seraient pas apparus cohérents avec la réalité économique.

Dans le paragraphe suivant, nous déterminons l'influence des échanges commerciaux et la part de la croissance économique dans la génération des trafics du fret national et international.

---

<sup>26</sup>Les élasticités issues des estimations sans rupture sont reportées dans les annexes.

### **2.3.11 L'interprétation des élasticités des modèles du fret national et international**

#### **L'impact des échanges internationaux**

La variable explicative "importations" seule est stationnaire. Pour pouvoir mesurer les effets entre le trafic et le volume des échanges, nous avons modélisé chaque trafic en fonction d'une variable d'échange global (somme des importations et des exportations). L'incidence de l'évolution des échanges commerciaux est différente selon les segments des trafics combinés internationaux. L'élasticité de long terme du trafic aux échanges varie entre 0,51 et 1,32. Elle est minimum pour le trafic combiné de transit et maximum pour le trafic combiné export. Le trafic combiné export est le trafic le plus réactif à la variable des échanges. Une augmentation de 1% des échanges totaux génère une hausse de 1,3% du trafic combiné export. L'élasticité est moindre pour l'ensemble des autres trafics. Le transport combiné import est moins sensible aux flux d'importation et d'exportation, mais la part des importations dans l'ensemble des échanges est plus faible (depuis 1992, la France comptabilise un excédent commercial). Le transport combiné bilatéral ainsi que le transport combiné total ont une élasticité de long terme aux flux des échanges de l'ordre de l'unité (1,05 pour le premier et 0,98 pour le second). Le transit est le segment du transport combiné qui semble le moins réagir aux échanges commerciaux français. Son élasticité de long terme aux échanges est la plus basse, 0,51. Nous rappelons que le trafic transit est un trafic de destination et de réception à l'extérieur du territoire national. Il nous paraît donc cohérent que les échanges commerciaux français aient moins d'influence sur ces trafics.

Pour l'ensemble des modèles, l'élasticité aux échanges commerciaux est beau-

coup plus élevée à court terme qu'à long terme. La réaction des trafics aux échanges est beaucoup plus vive à court terme. Elle est la plus élevée pour le transport combiné export (3,40), devant le combiné bilatéral (2,78) et le combiné import (2,00), et apparaît non significative dans le cas du transport combiné transit.

### **L'influence de la croissance économique**

Pour les trafics modélisés à la fois en fonction des échanges commerciaux et de la production industrielle (transport combiné total, combiné transit), les élasticités de long terme du trafic à la production industrielle apparaissent plus élevées qu'aux échanges commerciaux. Mais, comme le souligne P. Salini [2000], la croissance économique entraîne généralement une croissance des échanges commerciaux supérieure. Ce phénomène se vérifie tout au long de l'histoire, sauf pendant l'entre-deux guerres, en raison notamment d'un renforcement des barrières douanières (American tariff Act dit Smoot-Hawley, doublant les tarifs). Cette différence reste cependant faible. Les élasticités du transport combiné total sont de 1,05 à la production industrielle et 0,98 aux échanges commerciaux et respectivement 0,58 et 0,51 pour le transport combiné transit.

Pour les modèles ferroviaires, l'élasticité de long terme du trafic à la production industrielle est plus importante au niveau national qu'international, 1,05 contre 0,61. Cette différence entre les deux élasticités s'explique en partie par le fait que la production industrielle est un agrégat qui mesure l'activité intérieure du pays. Elle a donc moins d'influence sur un trafic international. Nous avons introduit, lors des différentes modélisations, les variables des productions industrielles européennes (Union Européenne et sept principaux pays européens). Or

aucune des deux variables n'apparaît explicative des trafics ferroviaires et routiers internationaux.

Nous ne retrouvons pas, pour le transport routier, la différence observée pour le fer entre les élasticités du trafic national et international à la production industrielle. Les élasticités de long terme sont de l'ordre de l'unité, 0,93 pour le transport routier national et 1,07 pour l'international. Le transport routier international a connu, sur notre période d'estimation, une augmentation similaire à celle du transport routier national. Le taux de croissance annuel moyen est de l'ordre de 2,2% pour le trafic international et 2,7% pour le trafic national. Les deux trafics ayant des évolutions similaires, il est cohérent que leurs élasticités à la production industrielle soient proches. Globalement, une augmentation de 1% de la production industrielle génère (toutes choses égales par ailleurs) une hausse de 1% du trafic routier. Nous observons la même valeur de l'élasticité du trafic routier à la production industrielle dans le modèle trimestriel, cette dernière est égale à 1 dans l'équation de long terme.

Les élasticités à court terme du trafic routier à la production industrielle sont beaucoup plus élevées qu'à long terme. Ces élasticités de court terme sont de l'ordre de 1,85 à l'international et 1,49 au niveau national.

### **La concurrence et l'offre ferroviaire**

L'élasticité des différents modèles ferroviaires aux prix routiers n'apparaît pas significative sur la période 1991-2000. Afin de vérifier si la non-significativité provenait de la périodicité ou de la période d'estimation, nous avons réalisé une estimation du modèle combiné trimestriel sur la même période. Les conclusions sont identiques quant à la non-significativité des prix routiers. Le prix de la route

a donc eu moins d'influence sur le transport combiné ces dix dernières années. Dans un contexte où les prix des deux modes en concurrence sont proches, la compétitivité entre les deux modes s'effectue à partir d'autres critères, comme l'offre et la qualité de la prestation. La baisse de la qualité observée ces dernières années sur le trafic ferroviaire se répercute sur les trafics et s'observe par l'intermédiaire des variables de rupture dans les modélisations. Les difficultés<sup>27</sup> rencontrées par le transport ferroviaire national et combiné ont généré un changement structurel dans la relation de long terme.

Les prix routiers apparaissent significatifs uniquement pour le trafic routier international. Les prix routiers utilisés pour les modélisations sont des prix zone longue (pour une charge utile supérieure à 17 tonnes) afin de pouvoir être compatibles avec les produits moyens ferroviaires, dont l'essentiel du trafic est réalisé sur des parcours longs. Les élasticités sont égales à -0,87 à long terme et -1,02 à court terme. L'élasticité des prix est plus élevée (en valeur absolue) à court terme qu'à long terme ; nous observons un phénomène identique pour le modèle de transport routier total, reflétant la grande sensibilité du trafic à court terme à la forte concurrence entre les entreprises de transport routier.

—

### **Conclusion sur les modèles du fret national et international**

Les modèles fret mensuels apparaissent moins complets que les modèles fret trimestriels qui permettent d'étudier, à partir des élasticités prix, le niveau de

---

<sup>27</sup>Les difficultés sont diverses, elles sont principalement liées à l'augmentation de la demande impliquant une saturation de l'appareil de production et des points d'engorgement.

la concurrence entre les différents modes de transport. Les modèles trimestriels sont beaucoup plus riches en information. Nous pouvons, à ce stade des travaux, répondre à une question posée au début de la partie II de la thèse, concernant l'influence de la période et de la périodicité des séries. Pour nos modélisations impliquant des relations de long terme, il est préférable d'avoir des données sur une longue période avec une périodicité trimestrielle. Néanmoins, cette modélisation sur données mensuelles est la première étude proposant un niveau aussi fin de décomposition du transport combiné. Elle permet de mettre en avant les spécificités des différents segments. On retrouve aussi une certaine cohérence entre les modèles trimestriels et mensuels, surtout au niveau des élasticités à la production industrielle, même si celles-ci sont plus faibles dans les modèles mensuels. La différence principale entre les deux modèles, i.e. la non-significativité des prix, met en cause la période d'estimation considérée, plus que la périodicité du modèle. Les principaux obstacles de la modélisation mensuelle proviennent essentiellement de l'historique. Les modèles mensuels, en allongeant la période d'estimation pour les tests de rupture (prise en compte des années 1997 à mi-1999), ont permis de mettre en avant de nouvelles ruptures, qui nous pourront être observées dans les modèles trimestriels que dans quelques années.

L'étude des différents modèles ne permet pas de répondre directement à la question concernant l'évolution des parts modales du fer et de la route à l'international. Dans le cas du trafic ferroviaire comme du trafic routier international, l'élasticité à la production industrielle est similaire. On serait tenté de croire que les deux modes vont conserver leurs parts de marché à l'international. Durant ces dernières années, la croissance du trafic routier international a été moins dy-

namique que celle du trafic ferroviaire (+34,3% pour le fer et +23,2%<sup>28</sup> pour la route entre 1990 et 2000). Mais l'évolution du partage modal entre les deux principaux modes dépendra de la compétitivité de chacun. Celle-ci se mesure à la fois au niveau des prix et de la qualité de service ; or comme nous l'avons vu, les modèles internationaux montrent que le choix modal pour les utilisateurs est relativement inélastique aux prix. Pour ce qui est du service, le transport ferroviaire souffre d'une organisation technique nécessairement intégrée et peu flexible. L'intégration européenne fait des trafics internationaux fret et voyageurs un marché en expansion et un enjeu d'avenir. Mais, comme le souligne M. Savy [1999], l'histoire a légué aux réseaux nationaux une grande disparité technique (touchant notamment à l'alimentation électrique, à la signalisation, au gabarit, sans compter l'écartement des rails de la péninsule ibérique et de la Russie) et organisationnelle, qui limite les performances du rail dès qu'il doit franchir une frontière. L'homogénéisation intégrale de l'ensemble des réseaux ferroviaires est communément appelée "interopérabilité". Cette dernière, primordiale pour le développement du fer au niveau européen, sera difficile à mettre en place. L'interopérabilité est économiquement difficile compte tenu, comme le rappelle M. Savy [1999], du poids des équipements déjà en place ; la recherche porte sur un matériel compatible, aujourd'hui complexe et coûteux, et sur les normes des installations nouvelles. Un tel processus d'intégration s'est déjà déroulé, mais dans un cadre national : en France, la division du territoire entre plusieurs réseaux aux normes différentes était devenue contradictoire avec le besoin d'un système de transport efficace à l'échelle nationale, et trouva sa solution en 1937 dans la création de la

---

<sup>28</sup>Le trafic international comptabilisé pour la route correspond au trafic des véhicules immatriculés en France, de moins de 15 ans d'âge, avec des charges utiles supérieures à 3 tonnes.

SNCF (qui mit ensuite de longues années à résorber les particularismes initiaux de ses éléments constitutifs), M. Savy [1999].

Enfin, le trafic ferroviaire international ne pourra s'accroître sans des améliorations au niveau des goulets d'étranglement trop nombreux sur le réseau. Mais leur suppression demande des investissements coûteux, même pour une modernisation de l'équipement et de l'exploitation des voies existantes.

Le rééquilibrage entre les différents modes, prôné par la Commission Européenne pour un développement durable, peut donner au transport ferroviaire un second souffle qui pourrait relancer son développement.

## 2.4 Les modèles du transport de voyageurs

Les modèles voyageurs apparaissent plus complexes que ceux du transport de marchandises. La demande de transport de marchandises est principalement conditionnée par l'évolution de l'activité économique, les caractéristiques des différents processus de production (industrie lourde, agriculture, services) et les systèmes logistiques. La demande de transport de voyageurs est, quant à elle, influencée par des caractéristiques liées à la population (démographie), à l'habitat (densité de population, degré d'urbanisation), au niveau de vie et au comportement du consommateur, au niveau de l'emploi, au tourisme national et international, aux caractéristiques géographiques et climatiques et au niveau de développement des services des transports.

Le transport de voyageurs dépend donc de la richesse des ménages (consommation, revenu disponible), mais elle est aussi fonction de facteurs d'ordre socio-économique et démographique. Nous avons aussi intégré dans nos modèles des

variables liées à l'activité comme le nombre de chômeurs, l'indice de motorisation à travers le taux d'immatriculation par habitant. Nous avons aussi introduit des variables relatives à l'offre d'infrastructures résultant essentiellement des politiques menées par les pouvoirs publics. Ces dernières concernent particulièrement le développement du réseau autoroutier et, plus récemment, le développement du réseau ferroviaire à grande vitesse. Les variables, comme celles liées à l'évolution de la répartition de la population ou à l'habitat ou encore aux comportements du consommateur, n'existent que ponctuellement et pas sous forme de séries chronologiques. Elles ne seront pas intégrées dans les modèles.

Selon J-L. Madre [1997], si l'on excepte les transports aériens, l'automobile est le moteur de la croissance du transport de voyageurs depuis ces vingt dernières années. Or, toujours selon J-L. Madre [1997], nous observons un ralentissement sensible de la croissance du parc automobile : +10% entre 1990 et 1995, contre +24% entre 1975 et 1980. Dans un contexte où l'ensemble des trafics voyageurs ne cessent de croître, comment évolue le jeu de la concurrence entre les différents modes ? Quel est réellement le poids de la route, mode dominant, et son impact sur les trafics ferroviaires de voyageurs ? L'aérien concurrence-t-il vraiment le fer à un niveau aussi agrégé ou est-il seulement un concurrent sur quelques axes principaux ? Existe-t-il une réelle substitution entre ces différents modes pour le transport interurbain de voyageurs ? L'effet de la concurrence est représenté à travers les prix relatifs aux différents modes y compris ceux du transport aérien "intérieur". Nous allons tenter de répondre à l'ensemble de ces questions, à partir des modélisations développées ci-dessous. Nous décrivons les modèles ferroviaires de voyageurs avec les différents segments et complétons notre analyse par une modélisation des voitures particulières.

Les modèles voyageurs sont calibrés, à partir de données trimestrielles, sur la période 1980-2000 pour les modèles du Réseau Principal, du Réseau Principal première classe et seconde classe, du trafic sur les Grandes Lignes et du trafic ferroviaire en Ile-de-France. Pour des raisons liées à la disponibilité des données, les modèles du trafic des Trains à Grande Vitesse, des Trains Rapides Nationaux, et des véhicules légers sur les autoroutes concédées sont estimés sur la période 1987-2000. Enfin, la période d'estimation des Trains Express Régionaux s'étend de 1985 à 2000.

Pour les modèles voyageurs, nous adoptons un mode de présentation identique à celui des modèles fret (tableau, graphique...). Etant donné le caractère spécifique de chaque trafic, nous ajoutons au début de chaque modélisation un bref commentaire concernant la sélection des variables explicatives.

#### **2.4.1 Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal**

Le trafic sur le Réseau Principal (toutes classes confondues) est modélisé en fonction de la dépense de consommation finale des ménages ( $C_m$ ), du produit moyen ferroviaire sur le réseau principal ( $P_{mfer}$ ), des prix aériens ( $P_{xair}$ ) et des prix du carburant ( $P_{xcarb}$ ). Dans l'ensemble des modèles ferroviaires de voyageurs, la variable des produits moyens ferroviaires donne de meilleures spécifications que celle des prix ferroviaires voyageurs de l'INSEE, mais aucune des deux variables n'est apparue significative. Cependant, nous avons constaté, dans les modèles avec une rupture dans le vecteur de cointégration, que l'élasticité du trafic sur le Réseau Principal aux prix est significative sur la première partie de la période (avant la rupture). Ensuite, un effet de rattrapage après la rupture

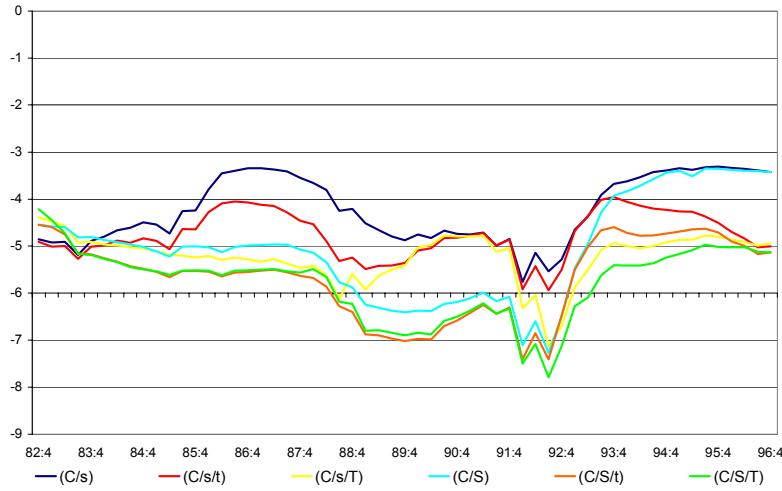
annule la valeur de cette élasticité. Dans les modèles sans rupture, l'élasticité est nulle. Notons enfin que, dans la modélisation, les prix aériens (source INSEE) sont significatifs sur toute la période d'estimation. L'introduction des produits moyens aériens aurait pu améliorer la spécification des modèles, mais les séries n'étaient pas disponibles en rythme trimestriel.

La spécification sélectionnée à l'issue des estimations est de la forme (C/S/T). Elle correspond à la valeur des critères d'information minimale, pour une date de rupture au quatrième trimestre de 1992.

**Tableau de résultats pour le trafic voyageurs SNCF sur le réseau principal**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>BIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-6,50	-1,85		
(C/s)	-5,76	-5,52	-6,81	-2,16	1990 :3	
(C/s/t)	-5,94	-5,85	-7,13	-2,49	1992 :4	
(C/s/T)	-7,13	-6,21	-7,33	-2,68	1992 :4	
(C/S)	-7,27	-6,33	-7,49	-2,62	1992 :4	
(C/S/t)	-7,41	-6,69	-7,51	-2,64	1992 :4	
(C/S/T)	-7,79	-6,86	-7,53	-2,67	1992 :4	⊗

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le réseau principal



Le graphique montre une décroissance forte des statistiques  $Z_t^*$  sur un an (entre fin 1991 et fin 1992) pour l'ensemble des modèles. Cette période correspond à une amélioration de l'offre routière et autoroutière, accompagnée d'une baisse relative des prix du carburant de 2% et d'une progression du parc automobile induisant un ralentissement du trafic ferroviaire. Le trafic sur le réseau TGV (Sud-Est et Atlantique) plafonne et la fréquentation des trains Grandes Lignes classiques s'effrite. Le trafic assuré par ces trains, dits trains rapides nationaux (TRN), a baissé, en 1992, de 9,4%.

### Equation de long terme, avec une spécification (C/S/T) et une rupture au dernier trimestre 1992

$$\begin{aligned}
 \ln(RP)_t = & 16,04 - 12,02 I_{1992:4} + 0,007 t - 0,002 t I_{1992:4} - 0,99 \ln(Cm)_t \\
 & + 1,72 \ln(Cm)_t I_{1992:4} + 0,06 \ln(Pxcarb)_t + 0,15 \ln(Pxcarb)_t I_{1992:4} \\
 & - 0,48 \ln(Pxair)_t + 0,96 \ln(Pxair)_t I_{1992:4}
 \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(RP)_t = -0,001 + 1,10 \Delta \ln(Cm)_t + 0,12 \Delta \ln(Pxcarb)_t$$

$$+ 0,12 \Delta \ln(Pxair)_t - 0,94^{29} z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	Cm	Pxcarb	Pxair	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	4,02	0,005	0,73	0,21	0,48	-
Elasticités de CT	-0,001	-	1,10	ns	ns	-0,94

LT = long terme, CT = court terme

### 2.4.2 Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal 1<sup>ère</sup> classe

Le trafic sur le Réseau Principal première classe repose en partie sur les trajets professionnels (40% en 1999, extrait du panel SNCF [1999a]). Afin de prendre en compte les voyages d'affaires plus sensibles au PIB qu'à la consommation finale des ménages, le modèle a été tout d'abord estimé en fonction du PIB. Or l'élasticité de court terme du trafic au PIB n'est pas apparue significative. Le trafic sur le Réseau Principal en première classe est donc estimé en fonction de la dépense de consommation des ménages. Cette spécification offre une plus grande pertinence (significativité des paramètres estimés) qu'avec le PIB. Pour mesurer les effets liés aux déplacements professionnels, une autre variable d'activité a été

---

<sup>29</sup>Les tests  $t_{ECM}$  valident la présence de relation de cointégration (rejet de H0), lorsque la statistique de student de la force de rappel est inférieure à la valeur critique de Dickey Fuller. La valeur critique est égale à -2,60 au seuil de 1% et -1,65 au seuil de 5%. Nous annotons de deux étoiles la statistique de student lorsque l'on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1% et d'une seule étoile au seuil de 5%.

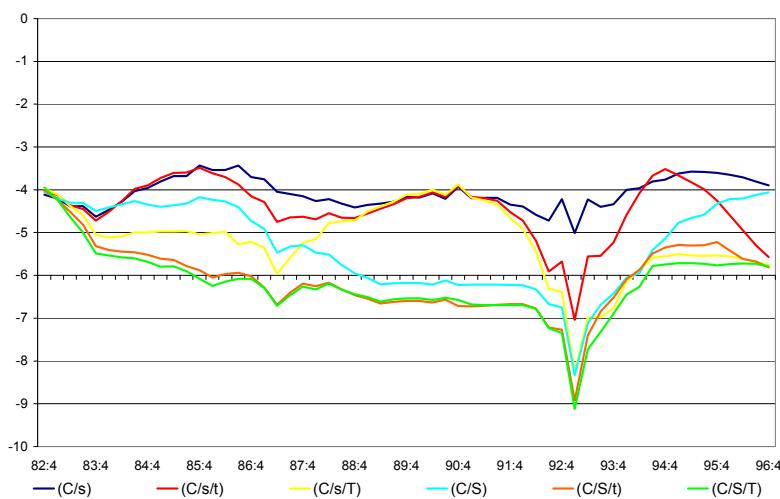
ajoutée, celle du chômage (Cho). Les produits moyens ferroviaires sont également significatifs. En revanche, les prix aériens intégrant tous types de classes et de destinations n'apparaissent pas significatifs du trafic première classe du réseau principal.

**Tableau de résultats pour le trafic sur le réseau principal 1<sup>ère</sup> classe**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-5,68	-1,03		
(C/s/t)	-7,03	-5,85	-6,18	-1,53	1993 :1	
(C/s/T)	-8,25	-6,21	-6,52	-1,87	1993 :1	
(C/S)	-8,33	-6,33	-6,74	-1,87	1993 :1	
(C/S/t)	-8,92	-6,69	-6,84	-1,97	1993 :1	⊗
(C/S/T)	-9,11	-6,86	-6,84	-1,97	1993 :1	

Les critères d'information sont identiques pour les deux dernières spécifications, (C/S/t) et (C/S/T). Notre choix se porte sur le modèle (C/S/t) avec une date de rupture au premier trimestre de 1993. Le modèle (C/S/T) n'est pas retenu en raison de la non-significativité de la tendance après la rupture.

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour le réseau principal 1<sup>ère</sup> classe**



Dans le cas du trafic sur le réseau principal première classe, nous remarquons l'extrême cohérence de l'évolution des statistiques de rupture. La rupture est identique pour l'ensemble des modèles. A contrario du modèle sur le réseau principal total, la rupture apparaît un trimestre après, i.e. au premier trimestre de 1993. La date de rupture correspond notamment à la baisse de la fréquentation des hommes d'affaires liée en grande partie à la récession économique et à la mise en place d'un nouveau système de vente et de réservation (SOCRATE).

**Equation de long terme, avec une spécification (C/S/t) et une rupture au premier trimestre 1993**

$$\begin{aligned}
 \ln(RP1)_t = & 7,08 - 1,15 I_{1993:1} + 0,007 t + 0,28 \ln(Cm)_t + 0,57 \ln(Cm)_t I_{1993:1} \\
 & - 0,22 \ln(Cho)_t - 0,37 \ln(Cho)_t I_{1993:1} - 0,93 \ln(Pmfer)_t + 0,82 \ln(Pmfer)_t I_{1993:1}
 \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(RP1)_t = + 1,71 \Delta \ln(Cm)_t - 0,37 \Delta \ln(Cho)_t$$

$$- 0,26 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,84 z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	Cm	Cho	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	5,93	0,007	0,85	-0,59	-0,11	-
Elasticités de CT	0,00	-	1,71	-0,37	-0,26	-0,84

### 2.4.3 Le trafic voyageurs SNCF sur le Réseau Principal 2<sup>ème</sup> classe

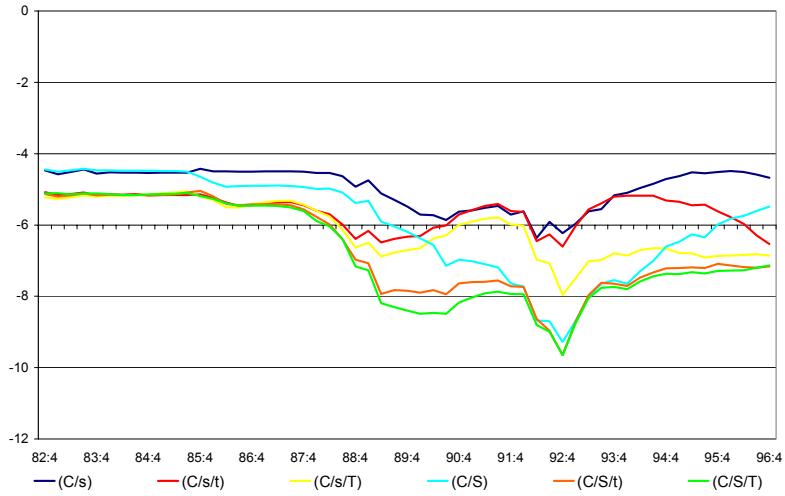
Le trafic sur le Réseau principal deuxième classe est exprimé en fonction de la dépense de consommation finale des ménages, des prix du carburant et du produit moyen ferroviaire sur le Réseau Principal. La variable des prix aériens n'apparaît pas comme une variable explicative du trafic deuxième classe.

Nous retrouvons, pour le trafic sur le Réseau Principal deuxième classe, les particularismes du modèle du Réseau Principal total : une date de rupture identique et une décroissance assez nette des statistiques de rupture  $Z_t^*$ . Le modèle sélectionné est de la forme (C/s/T). Cette spécification n'est pas optimale pour les critères de vraisemblance pénalisée mais, dans l'ensemble des modèles avec des valeurs de critères comparables, c'est la seule spécification qui offre des élasticités-prix significatives.

**Tableau de résultats pour le trafic sur le réseau principal 2<sup>ème</sup> classe**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>BIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-6,78	-2,13		
(C/s)	-6,65	-5,52	-6,88	-2,23	1992 :2	
(C/s/t)	-8,82	-5,85	-6,94	-2,29	1992 :4	
(C/s/T)	-8,88	-6,21	-7,30	-2,65	1992 :4	⊗
(C/S)	-9,83	-6,33	-7,51	-2,64	1992 :4	
(C/S/t)	-9,97	-6,69	-7,52	-2,65	1992 :4	
(C/S/T)	-10,87	-6,86	-7,52	-2,66	1992 :4	

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le réseau principal 2<sup>ème</sup> classe



Les explications concernant la date de rupture sont identiques à celles du trafic sur le Réseau Principal total. L'amélioration de l'offre routière, causée à la fois par de nouvelles infrastructures, une baisse des prix du carburant et une augmentation du parc automobile, a provoqué un essoufflement du trafic voyageurs SNCF. Le trafic ferroviaire des trains classiques enregistre une baisse importante de 9,2% et le TGV ne "tire" plus le trafic vers la croissance, avec un TGV Sud-Est à maturité et un TGV Atlantique en période de rodage.

#### Equation de long terme, avec une spécification (C/s/T) et une rupture au dernier trimestre 1992

$$\ln(RP2)_t = 3,52 - 0,28 I_{1992:4} - 0,001 t + 0,003 t I_{1992:4} + 0,63 \ln(Cm)_t$$

$$+ 0,25 \ln(Pxcarb)_t - 0,18 \ln(Pmfer)_t$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(RP2)_t = -0,004 + 1,51 \Delta \ln(Cm)_t + 0,16 \Delta \ln(Pxcarb)_t$$

$$-0,26 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,78 z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	Cm	Pxcarb	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	3,24	0,002	0,63	0,25	-0,18	-
Elasticités de CT	-0,004	-	1,51	0,16	-0,26	-0,78

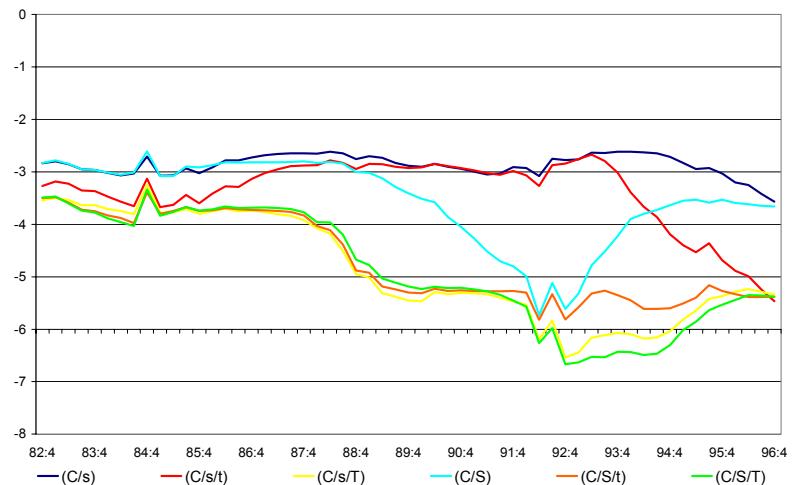
#### 2.4.4 Le trafic voyageurs SNCF Grandes Lignes

Les variables explicatives du modèle Grandes Lignes sont identiques à celles du modèle du réseau principal. Les comparaisons entre les élasticités des différents trafics sont alors possibles.

Nous retrouvons pour le modèle Grandes Lignes une spécification et une date de rupture équivalentes à celles observées pour le trafic sur le réseau principal. Cependant, l'évolution des statistiques de rupture  $Z_t^*$  est différente. Nous observons une décroissance similaire à celle du réseau principal mais, après la date de rupture, les statistiques ne se redressent pas et varient autour de la valeur -6. Le modèle sélectionné correspond aux valeurs des critères d'information minimales.

**Tableau de résultats pour le trafic Grandes Lignes**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>BIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-6,39	-1,74		
$(C/s)$	-5,90	-5,52	-6,57	-1,92	1992 :2	
$(C/s/t)$	-6,35	-5,85	-6,75	-2,10	1997 :2	
$(C/s/T)$	-7,41	-6,21	-7,05	-2,40	1992 :4	
$(C/S)$	-7,67	-6,33	-7,14	-2,27	1992 :4	
$(C/S/t)$	-7,78	-6,69	-7,16	-2,29	1992 :4	
$(C/S/T)$	-8,71	-6,86	-7,20	-2,33	1992 :4	$\otimes$

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour les Grandes Lignes**


Les explications de la rupture pour le modèle du trafic Grandes Lignes sont identiques à celles évoquées pour le trafic sur le Réseau Principal et le Réseau Principal en seconde classe. Le trafic Grandes Lignes représente 86% (en 2000) du Réseau Principal.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/S/T) et une rupture au dernier trimestre 1992.**

$$\ln(GL)_t = 10,21 - 5,44 I_{1992:4} + 0,002 t + 0,004 t I_{1992:4}$$

(6,33)      (-2,02)      (1,56)      (2,15)

$$- 0,13 \ln(Cm)_t + 0,73 \ln(Cm)_t I_{1992:4} + 0,29 \ln(Pxcarb)_t$$

(-0,55)      (1,81)      (6,05)

$$- 0,12 \ln(Pxcarb)_t I_{1992:4} - 0,53 \ln(Pxair)_t + 0,94 \ln(Pxair)_t I_{1992:4}$$

(-1,08)      (-6,57)      (4,73)

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(GL)_t = + 0,66 \Delta \ln(Cm)_t + 0,27 \Delta \ln(Pxcarb)_t - 0,06 \Delta \ln(Pxair)_t$$

(1,66)      (2,38)      (-0,26)

$$- 0,77 z_{t-1}$$

(-5,95)\*\*

**Soit :**

	Constante	Tendance	Cm	Pxcarb	Pxair	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	4,77	0,006	0,60	0,17	0,41	-
Elasticités de CT	ns	-	0,66	0,27	ns	-0,77

#### 2.4.5 Le trafic voyageurs SNCF des Trains à Grande Vitesse

Pour des raisons liées à la disponibilité des données, la période d'estimation est plus courte pour les modèles TGV, TRN, TER, VLAC. Elle s'étend du premier trimestre de 1987 au dernier trimestre 2000.

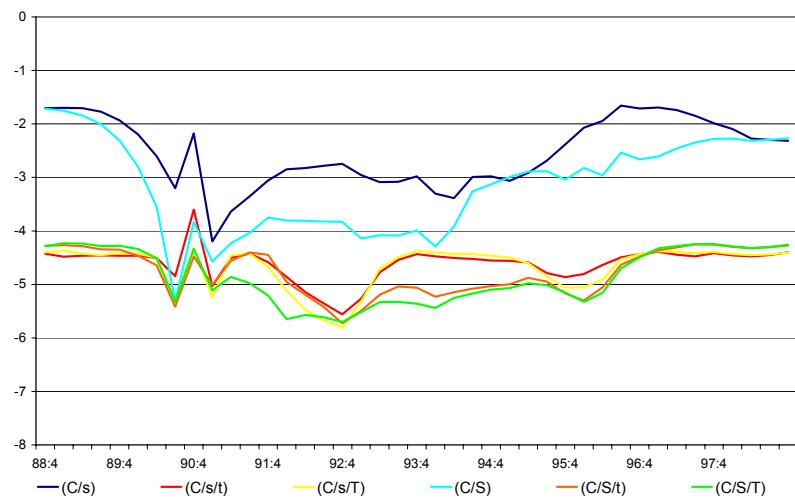
Le trafic des Trains à Grande Vitesse est exprimé en fonction de la consommation finale des ménages et des prix aériens.

Les spécifications sans tendance sont toutes rejetées. A l'image des modèles ferroviaires de marchandises, nous observons l'importance de l'intégration d'une tendance (positive dans ce cas) dans les modélisations. Le modèle sélectionné est de la forme  $(C/S/t)$  pour une date de rupture au quatrième trimestre 1992. Nous préférons cette spécification à celles dont les critères sont minimaux comme  $(C/S/T)$ , car elle permet d'obtenir des élasticités du trafic aux prix aériens significatives.

**Tableau de résultats pour les Trains Grande Vitesse**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-5,48	-1,30		
$(C/s/t)$	-5,54	-5,54	-5,67	-1,48	1992 :4	
$(C/s/T)$	-5,85 <sup>30</sup>	-5,92	-5,76	-1,57	1992 :4	
$(C/S/t)$	-6,72	-6,18	-5,74	-1,40	1992 :4	⊗
$(C/S/T)$	-6,69	-6,42	-5,98	-1,64	1992 :4	

**Evolution de la statistique  $Z_t^*$  pour les Trains Grande Vitesse**



<sup>30</sup>Présence de rupture en niveau et dans la tendance validée à 10%, t-stat = -5,60.

Nous remarquons un premier point d'inflexion des statistiques  $Z_t^*$  correspondant à la mise en service du TGV Atlantique (1989). La date de rupture détectée est identique à celle du trafic sur le Réseau Principal et du trafic Grandes Lignes, i.e. 1992:4. Elle semble correspondre à un palier de maturité au niveau de l'offre TGV sur les axes Sud-Est et Atlantique dont les trafics décroissent (-1,4% pour le premier et -1% pour le second). La progression (+2,5%) du trafic des TGV jonction (dessertes transversales Atlantique-Sud-Est) n'a pas totalement compensé la baisse observée sur les axes principaux.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/S/t) et une rupture au dernier trimestre de 1992**

$$\ln(TGV)_t = -7,51_{(-2,52)} + 11,01_{(6,20)} I_{1992:4} + 0,019_{(8,58)} t$$

$$+ 2,21_{(5,09)} \ln(Cm)_t - 1,57_{(-6,14)} \ln(Cm)_t I_{1992:4}$$

$$+ 3,30_{(16,58)} \ln(Pxair)_t - 2,96_{(-8,11)} \ln(Pxair)_t I_{1992:4}$$

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(TGV)_t = + 0,022_{(3,12)} + 1,30_{(1,68)} \Delta \ln(Cm)_t + 1,03_{(2,74)} \Delta \ln(Pxair)_t - 0,73_{(-6,17)**} z_{t-1}$$

	Constante	Tendance	Cm	Pxair	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	3,50	0,019	0,64	0,34	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,022	-	1,30	1,03	-0,73

### 2.4.6 Le trafic voyageurs SNCF des Trains Rapides Nationaux

Le trafic des Trains Rapides Nationaux est exprimé en fonction du chômage, des prix du carburant et des produits moyens ferroviaires.

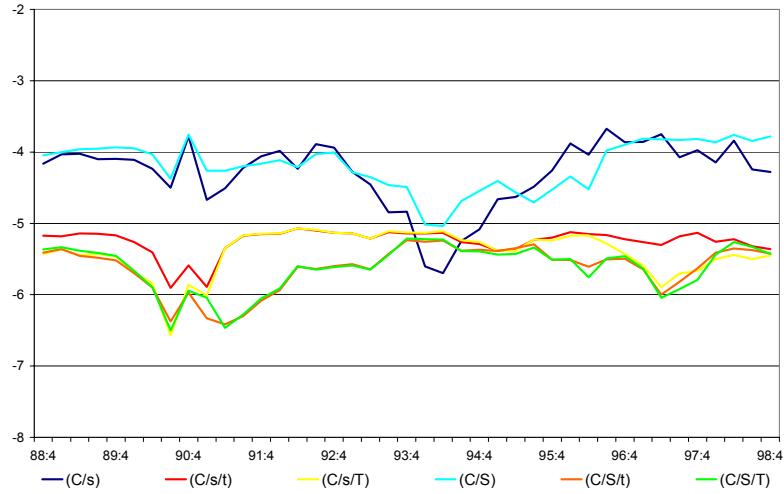
Les deux modèles sans tendance, (C/S) et (C/s), ne sont pas sélectionnés (leurs critères d'information sont élevés). Ils évoluent indépendamment des autres spécifications et retiennent une date de rupture différente (1994 :1 contre 1990 :3 pour les modèles avec tendance). Les critères de vraisemblance pénalisée sont minimaux pour une spécification (C/s/T) dont la date de rupture se déclare au troisième trimestre de l'année 1990.

**Tableau de résultats des Trains Rapides Nationaux**

<i>Spécification</i>	<i>Statistique</i>	<i>VC5%</i>	<i>BIC</i>	<i>RAC</i>	<i>Date rupture</i>	<i>Choix</i>
<i>Sans rupture</i>			-5,56	-1,29		
(C/s)	-5,70	-5,52	-4,72	-0,45	1994 :1	
(C/s/t)	-5,91	-5,85	-5,61	-1,35	1990 :3	
(C/s/T)	-6,57	-6,21	-5,74	-1,48	1990 :3	⊗
(C/S/t)	-6,41 <sup>31</sup>	-6,69	-5,63	-1,13	1991 :2	

<sup>31</sup>Spécification (C/S/t) validée au seuil de 10%, t-stat = -6,37.

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour les Trains Rapides Nationaux



La date de rupture correspond notamment à des améliorations apportées à l'offre des TRN (offre de nuit, agencement intérieur, sièges inclinables, couchettes climatisées,...) pour éviter l'hémorragie du trafic depuis 1989, liée aux transferts de trafic vers les TGV.

#### Equation de long terme, avec une spécification (C/s/T) et une rupture au troisième trimestre 1990

$$\ln(TRN)_t = 12,65 + 0,09 I_{1990:3} - 0,014 t I_{1990:3}$$

(25,24) (2,61) (-4,85)

$$- 0,46 \ln(Cho) + 0,48 \ln(Pxcarb)_t - 0,65 \ln(Pmfer)_t$$

(-7,32) (3,55) (-3,74)

#### Equation de court terme :

$$\Delta \ln(TRN)_t = - 0,012 - 0,58 \Delta \ln(Cho)_t + 0,72 \Delta \ln(Pxcarb)_t$$

(-1,71) (-1,81) (2,58)

$$- 0,47 \Delta \ln(Pmfer)_t - 0,78 z_{t-1}$$

(-1,80) (-5,68)\*\*

	Constante	Tendance	Cho	Pxcarb	Pmfer	$z_{t-1}$
Elasticités de LT	12,74	-0,014	-0,46	0,48	-0,65	-
Elasticités de CT	-0,012	-	-0,58	0,72	-0,47	-0,78

### 2.4.7 Le trafic voyageurs SNCF des Trains Express Régionaux

Les variables explicatives retenues à l'issue des modélisations du trafic TER sont le chômage et l'indice de motorisation (Motori). La consommation des ménages ainsi que les différents prix n'apparaissent pas comme des variables pertinentes pour expliquer le trafic TER.

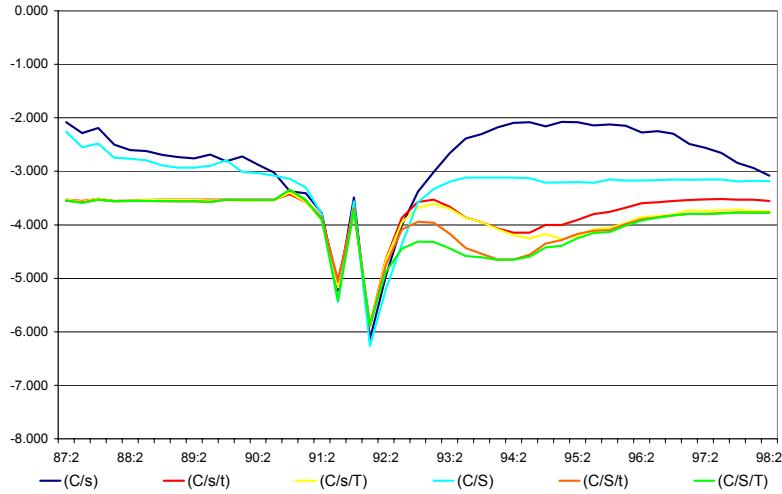
La spécification sélectionnée est de la forme (C/s/t). Elle est relative aux valeurs minimales des critères d'information. La date de rupture correspondante a lieu au premier trimestre 1992.

**Tableau de résultats des trains Express Régionaux**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
Sans rupture			-6,04	-1,73		
(C/s)	-6,13	-5,14	-6,69	-2,38	1992 :1	
(C/s/t)	-5,88	-5,54	-7,05	-2,74	1992 :1	⊗
(C/s/T)	-5,89	-5,92	-6,97	-2,66	1992 :1	
(C/S)	-6,26	-5,78	-6,72	-2,25	1992 :1	
(C/S/t)	-5,89 <sup>32</sup>	-6,18	-6,79	-2,32	1992 :1	

<sup>32</sup>Spécification (C/S/t) validée par les tests de rupture au seuil de 10%, t-stat =-5,86.

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour les Trains Express Régionaux



En 1992, une partie des trains comptabilisés dans les Trains Rapides Nationaux, les Express d'Intérêt Régional (EIR), sont transférés vers les TER. Ce changement de périmètre a créé une rupture dans la série au premier trimestre de 1992.

#### Equation de long terme, avec une spécification (C/s/t) et une rupture au premier trimestre de 1992

$$\ln(TER)_t = 9,67 + 0,20 I_{1992:1} + 0,002 t$$

(11,90) (5,53) (2,44)

$$- 0,30 \ln(Cho)_t + 0,25 \ln(Motori)_t$$

(-2,92) (2,32)

#### Equation de court terme :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(TER)_t = & + 0,006 - 0,32 \Delta \ln(Cho)_t + 0,12 \Delta \ln(Motori)_t \\ & - 0,55 z_{t-1} \end{aligned}$$

(1,19) (-1,38) (1,69)  
(-3,18)\*\*

	Constante	Tendance	Cho	Motori	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	9,87	0,002	-0,30	0,25	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,006	-	-0,32	0,12	-0,55

## 2.4.8 Le trafic voyageurs SNCF en Ile-de-France

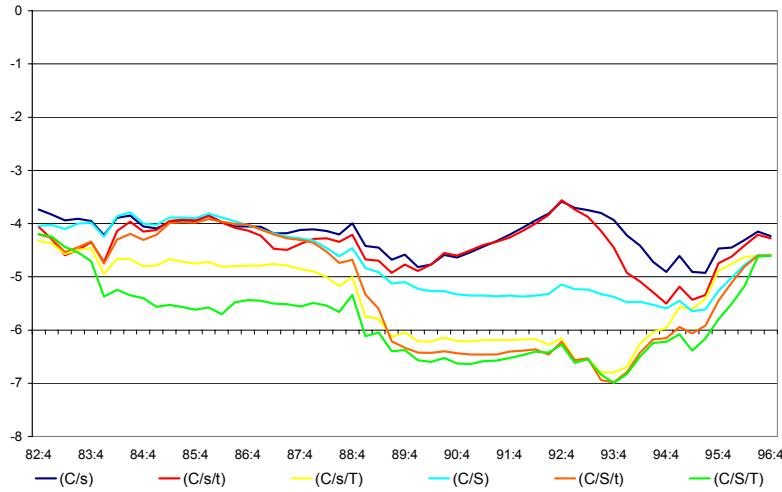
Le trafic en Ile-de-France est exprimé en fonction de la consommation des ménages et des produits moyens du trafic Ile-de-France (Pmidf). La spécification sélectionnée est de la forme (C/s/T). Elle est relative aux valeurs minimales des critères d'information BIC et RAC. Contrairement aux tests de stabilité, les tests de Gregory et Hansen détectent une rupture au troisième trimestre de 1993. De plus la valeur des critères d'information est minimale en considérant la rupture. Nous préférons donc cette spécification à un modèle sans rupture.

**Tableau de résultats pour le trafic Ile-de-France**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-6,74	-2,16		
(C/s)	-4,93	-5,14	-7,22	-2,65	1995 :3	
(C/s/t)	-5,51	-5,54	-7,20	-2,63	1994 :4	
(C/s/T)	-6,81	-5,92	-7,44	-2,86	1993 :3	⊗
(C/S)	-5,65 <sup>33</sup>	-5,78	-7,33	-2,60	1995 :2	
(C/S/t)	-6,98	-6,18	-7,32	-2,59	1993 :4	
(C/S/T)	-7,00	-6,42	-7,44	-2,71	1993 :4	

<sup>33</sup>Spécification (C/S) validée au seuil de 10%, t-stat =-5,46.

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour le trafic Ile-de-france



Les statistiques de rupture  $Z_t^*$  entament une longue période de décroissance jusqu'au point du troisième trimestre 1993 où elles apparaissent minimales. A cette date, le trafic subit les effets cumulés d'un nombre de chômeurs record (3,2 millions) et d'une progression plus lente, à partir de 1990, de la mobilité urbaine se traduisant par un infléchissement de la fréquentation des transports collectifs.

### Equation de long terme, avec une spécification (C/s/T) et une rupture au troisième trimestre 1993

$$\ln(IDF)_t = 2,85 + 0,19 I_{1993:3} + 0,003 t - 0,004 t I_{1993:3}$$

(1,55) (4,05) (2,50) (-5,75)

$$+ 0,69 \ln(Cm)_t - 0,36 \ln(Pmidf)_t$$

(2,52) (-4,14)

**Equation de court terme :**

$$\Delta \ln(IDF)_t = -0,002 + 1,13 \Delta \ln(Cm)_t - 0,24 \Delta \ln(Pmidf)_t - 0,58 z_{t-1}$$

(-0,59) (3,03) (-2,44) (-5,80)\*\*

	Constante	Tendance	Cm	Pmidf	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	3,04	-0,001	0,69	-0,36	-
<i>Elasticités de CT</i>	-0,002	-	1,13	-0,24	-0,58

#### 2.4.9 Le trafic des Véhicules Légers sur les Autoroutes Concédées

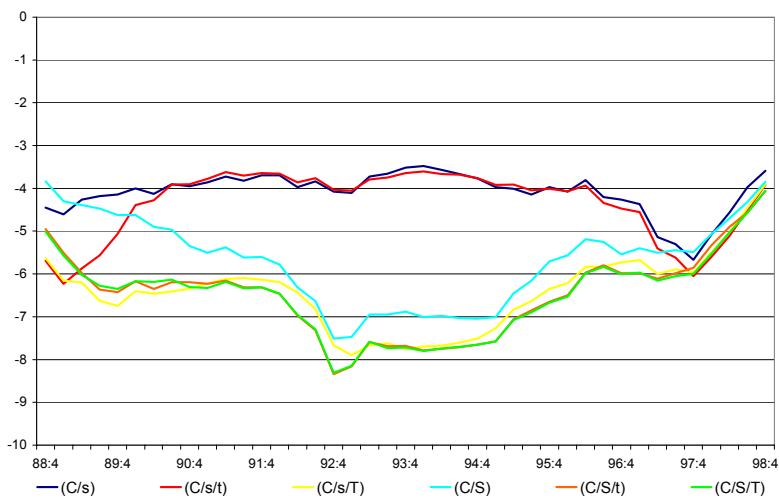
Le trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées est modélisé en fonction de la dépense de consommation finale des ménages et des prix du carburant. Les produits moyens du fer et les prix aériens n'apparaissent pas comme des facteurs déterminants de l'évolution du trafic. En revanche, un indicateur permettant de mesurer l'offre à partir de la longueur du réseau autoroutier (lgau) a été introduit.

Les modèles avec tendance (C/s/T), (C/S/t) et (C/S/T) ont des critères minimaux, mais les tendances n'apparaissent pas significatives. Nous avons donc décidé de retenir le modèle sans tendance dont les critères d'information sont minimaux. La date de rupture est détectée au quatrième trimestre de 1997.

**Tableau de résultats pour le trafic des véhicules légers**

Spécification	Statistique	VC5%	BIC	RAC	Date rupture	Choix
<i>Sans rupture</i>			-2,99	-2,81		
(C/s)	-5,55	-5,52	-3,75	-3,66	1997 :4	⊗
(C/s/t)	-5,99	-5,85	-3,37	-3,19	1997 :4	
(C/s/T)	-7,93	-6,21	-3,84	-3,66	1993 :1	
(C/S)	-7,27	-6,33	-3,64	-3,27	1992 :4	
(C/S/t)	-7,95	-6,69	-3,83	-3,46	1992 :4	
(C/S/T)	-8,05	-6,86	-3,83	-3,46	1992 :4	

### Evolution de la statistique $Z_t^*$ pour les véhicules légers sur autoroutes concédées (VLAC)



L'évolution des statistiques (C/s/t) et (C/s), contrairement aux autres statistiques pour lesquelles la rupture se déclare au quatrième trimestre de 1992, détermine un point de rupture au quatrième trimestre de 1997. On observe à la mi-1997, une désaffection des transports aériens liée aux difficultés structurelles du secteur, un plafonnement des trafics TGV et une baisse du trafic sur le Ré-

seau Principal. Le trafic potentiel s'est reporté vers les voitures particulières qui enregistrent une augmentation de 3,5% sur six mois.

**Equation de long terme, avec une spécification (C/s) et une rupture au quatrième trimestre de 1997**

$$\begin{aligned} \ln(VLAC)_t = & -18,85 - 0,05 I_{1997:4} + 1,25 \ln(\lg au) \\ & ( -19,10 ) \quad ( -2,97 ) \quad ( 10,27 ) \\ & + 1,48 \ln(Cm)_t - 0,32 \ln(Pxcarb)_t \\ & ( 5,69 ) \quad ( -3,34 ) \end{aligned}$$

**Equation de court terme :**

$$\begin{aligned} \Delta \ln(VLAC)_t = & 0,001 + 1,22 \Delta \ln(\lg au) + 0,98 \Delta \ln(Cm)_t \\ & ( 0,10 ) \quad ( 1,71 ) \quad ( 2,07 ) \\ & - 0,17 \Delta \ln(Pxcarb)_t - 0,60 z_{t-1} \\ & ( -1,37 ) \quad ( -4,50 )^{**} \end{aligned}$$

	Constante	Cm	Pxcarb	lgau	$z_{t-1}$
<i>Elasticités de LT</i>	-18,90	1,48	-0,32	1,25	-
<i>Elasticités de CT</i>	0,001	0,98	-0,17	1,22	-0,60

—

**Conclusion sur les modélisations voyageurs**

Nous retrouvons pour les modèles voyageurs les mêmes caractéristiques que pour les modèles fret, i.e. une amélioration de la qualité des modèles lorsque l'on introduit une rupture dans la relation de cointégration (meilleurs critères d'information). L'ajout de la rupture améliore la spécification des modèles TGV, TER, VLAC, elle permet la significativité de certaines variables explicatives. Les

élasticités des trafics à la consommation des ménages sont moins élevées que pour les modèles sans rupture. Elles varient de 0,51 à 2 pour les modèles ferroviaires sans rupture et de 0,60 à 0,85 pour les modèles avec rupture. L'ensemble des élasticités avec et sans rupture, à la fois en base 1980 et en base 1995, sont disponibles dans les annexes (Partie IV).

#### **2.4.10 L'interprétation des élasticités du transport de voyageurs**

Nous consacrons la section suivante à l'interprétation des effets liés au revenu, à l'activité, à la concurrence et à l'offre.

##### **L'effet revenu**

La croissance de la richesse nationale a été importante durant ces vingt dernières années. Elle constitue un facteur du développement de la mobilité en France. L'effet revenu est représenté, pour l'ensemble des modèles voyageurs, par la dépense de consommation des ménages. Lors des modélisations, le Produit Intérieur Brut apparaît comme une variable de croissance moins pertinente que la consommation des ménages, même pour le trafic sur le réseau principal 1<sup>ère</sup> classe. La variable du Produit Intérieur Brut permet, dans le cas des trafics en première classe, de prendre en considération le trafic lié à l'activité économique, comme les voyages professionnels. Mais les voyageurs d'affaires ne représentent pas la majorité des voyageurs du trafic ferroviaire première classe. En 1999, le trafic première classe (TGV + TRN) est composé de 40% de voyageurs d'affaires (42% pour le TGV première classe). En comparaison, sur le trafic du réseau principal

total, les voyageurs pour motif professionnel représentent 21%<sup>34</sup> de l'ensemble des voyageurs, SNCF [1999a].

A l'issue des modélisations, l'élasticité des trafics à la consommation des ménages apparaît différente selon les modes (fer et route) et similaire pour l'ensemble des segments du fer (RP, GL, TGV...). La dépense de consommation des ménages a une influence importante sur les déplacements en voiture et moindre pour le transport ferroviaire de voyageurs<sup>35</sup>. L'élasticité à long terme du trafic des voitures particulières à la consommation finale des ménages est égale à 1,48 contre 0,73 pour le trafic ferroviaire sur le réseau principal. L'augmentation du revenu contribue à la croissance du parc automobile et implique une hausse du trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées dont la longueur croît tout au long de la période d'estimation. La croissance du revenu des ménages joue aussi sur le trafic SNCF première classe du réseau principal. L'élasticité de long terme du trafic 1<sup>ère</sup> classe à la consommation des ménages est égale à 0,85 contre 0,63 pour le trafic 2<sup>ème</sup> classe. On retrouve, comme pour le modèle global voyageurs SNCF (Partie I, chapitre 1), une élasticité plus élevée pour le trafic en première qu'en seconde. Les élasticités de long terme des autres trafics ferroviaires modélisés sont comprises entre 0,60 et 0,70.

Les élasticités de court terme des trafics à la consommation des ménages sont plus élevées qu'à long terme. Elles sont supérieures à l'unité pour l'ensemble des

---

<sup>34</sup>La répartition des déplacements selon le motif et le type de train est réalisée sur la base de voyages kilométriques. En nombre de voyages, le pourcentage de voyageurs d'affaires sur l'ensemble du réseau principal est un peu plus élevée, 24%.

<sup>35</sup>Nous trouvons une relation assez forte entre la consommation des ménages et le trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées, contrairement aux travaux de J-C. Blain et L. Nguyen [1994] qui modélisent le trafic des voitures particulières en fonction du PIBM, en raison d'une très forte corrélation entre la longueur du réseau des autoroutes concédées, la consommation des ménages et le PIB causant une non-significativité de la variable d'offre. Nous n'observons pas ce phénomène sur notre période d'estimation.

modèles. L'élasticité atteint même 1,71 pour le trafic SNCF en première classe. Une variation du revenu des ménages a donc une plus grande influence sur le trafic 1<sup>ère</sup> classe que pour l'ensemble des autres modes. Le voyage en première classe<sup>36</sup>, en dehors des voyages d'affaires, peut être assimilé à un bien de luxe avec des élasticités de la demande au revenu supérieures à l'unité. Les hauts revenus sont généralement associés avec une demande importante pour le trafic en première classe. Les autres trafics ont une élasticité de court terme à la consommation des ménages qui varie entre 1,10 pour le trafic sur le réseau principal et 1,51 pour le trafic 2<sup>ème</sup> classe.

## L'activité

Certains transports de voyageurs dépendent plus d'une variable d'activité que du revenu. Parmi les variables disponibles, nous avons utilisé la variable "nombre de chômeurs en fin de période" pour représenter le niveau de l'activité. En effet, certains modes de transport sont particulièrement utilisés pour un motif domicile-travail ou professionnel, comme les TER (Trains Express Régionaux) ou les TRN (Trains Rapides Nationaux). Pour ces deux modèles, l'élasticité de long terme du trafic au taux de chômage varie de -0,46 à -0,30. Une augmentation du nombre de chômeurs a donc une incidence sur l'évolution de certains trafics ferroviaires, la baisse de trafic en résultant peut être interprétée comme une baisse du nombre de personnes prenant le train pour se rendre sur leur lieu de travail, mais aussi et surtout comme un ralentissement général de l'activité française. Le chômage

---

<sup>36</sup>Le résultat du panel SNCF de 1999, pour tous types de trains en première classe, donne la décomposition du trafic par CSP suivante : 24,1% sont cadres supérieurs ou exercent des professions libérales, 17,3% ont des professions intermédiaires et 26% sont retraités, a contrario on comptabilise seulement 1,4% d'ouvriers.

explique aussi le trafic sur le réseau principal 1<sup>ère</sup> classe. Une baisse de l'activité a une influence sur le trafic en première classe plus forte à long terme (élasticité de -0,59) qu'à court terme (-0,37). La présence de cette variable d'activité permet une meilleure spécification de la modélisation du trafic première classe (les critères d'information sont meilleurs). Nous rejoignons certains travaux de R. Bergel, J-C. Blain et F. Jiang [1995], qui soulignent l'importance d'une variable d'activité pour modéliser un trafic composé, en partie, de voyageurs d'affaires. Mais, contrairement à ces travaux, nous ne substituons pas la variable d'activité à la variable de revenu, nous intégrons ces deux effets afin d'améliorer la qualité du modèle.

Le transport ferroviaire de voyageurs est un mode qui a subi depuis 20 ans une concurrence accrue avec les autres modes de transport, l'aérien et la route. Les effets de cette concurrence sont mesurés dans les modèles, mais de façon incomplète à travers les prix et l'offre. Nous allons voir ci-dessous ces différents effets.

### **La concurrence inter et intra-modale**

Les évolutions du prix du carburant et du produit moyen ferroviaire caractérisent fortement le marché des transports terrestres intérieurs à plus de 100 km. Les différents prix et leurs évolutions constituent des éléments de la dynamique des modes et les différentes élasticités (court et long terme) éclairent sur la concurrence de ceux-ci.

L'influence du prix du carburant à long terme sur les différents trafics ferroviaires (réseau principal, réseau principal 2<sup>ème</sup> classe et grandes lignes) est assez faible : elle est de l'ordre de 0,20. Cette élasticité est supérieure (en valeur abso-

lue) pour le trafic routier où elle est égale à -0,32. Avant le contre-choc pétrolier de 1986, les prix du carburant sont restés à un niveau élevé entre 1980 et 1985. Cette situation a freiné la circulation routière tout en contribuant à une croissance du transport ferroviaire de voyageurs. La chute des prix du carburant en 1986 a renversé cette tendance.

La sensibilité du trafic ferroviaire de voyageurs aux produits moyens ferroviaires est assez forte pour les Trains Rapides Nationaux (élasticité de l'ordre de -0,65). Elle est beaucoup moins élevée pour le trafic sur le réseau principal 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> classe où elle atteint 0,11 pour le premier et 0,18 pour le second. Le trafic 1<sup>ère</sup> classe sur le réseau principal apparaît moins sensible à l'augmentation des prix que le trafic deuxième classe. Ce dernier est plus soumis à la concurrence de la route que le trafic en première classe dont l'offre proposée ne se limite pas au voyage mais améliore le confort au client.

La concurrence se mesure aussi au niveau du trafic aérien. L'élasticité de long terme des prix aériens est significative pour les modèles du Réseau Principal (0,48), des Grandes Lignes (0,41) et du TGV (0,34) et apparaît même supérieure à celle des prix du carburant. A long terme, l'avion concurrence plus les segments du train que la voiture. La voiture est utilisée pour des trajets courts et l'avion est présent sur des parcours longs. Une augmentation des prix aériens génère donc plus de trafic pour le fer (notamment le trafic TGV) qu'une hausse des prix des carburants.

A court terme, les élasticités des prix aériens sont significatives uniquement pour le TGV où elles sont supérieures à l'unité. Le niveau des prix aériens à court terme est donc important sur l'arbitrage du consommateur entre le train à grande vitesse et l'avion. Sur des destinations où les deux modes sont en concurrence,

le prix apparaît comme un critère de choix déterminant pour le voyageur. Une variation de 1% des prix aériens génère un peu plus de 1% du trafic TGV (toutes choses égales par ailleurs).

### **Les effets d'offre**

Les nouvelles infrastructures mises en service depuis le début de la période d'estimation ont été assez importantes tant au niveau du transport ferroviaire, avec la mise en fonctionnement des lignes à grande vitesse, qu'au niveau des autoroutes avec une augmentation de la longueur du réseau autoroutier de 550% sur 20 ans. L'amélioration de la vitesse moyenne sur le réseau principal SNCF constitue aussi un élément important dans la qualité de l'offre. Ces deux éléments ont eu un impact conséquent sur les trafics. Nous avons essayé d'évaluer celui-ci à travers les différentes élasticités.

Les nouvelles offres d'infrastructure sont mesurées de façon différente selon qu'il s'agisse de la route (longueur du réseau) ou du transport ferroviaire (vitesse moyenne) ; une comparaison inter-modale n'est donc pas envisageable. Nous pouvons juste mesurer l'impact de ces variables sur chaque trafic.

L'élasticité du trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées à la longueur du réseau autoroutier est supérieure à l'unité. Une augmentation de 1% de la longueur du réseau génère une augmentation du trafic de l'ordre de 1,2%. La valeur de cette élasticité est identique à court et long terme. La création de nouvelles autoroutes a un effet immédiat sur l'augmentation du trafic et cet effet est durable.

La vitesse moyenne sur le réseau principal ou du TGV n'apparaît pas significative dans les modèles du réseau principal, des grandes lignes et du TGV. Nous

avons constaté, lors de l'introduction de cette variable de vitesse, que les spécifications de modèle retenues étaient alors celles sans tendance. La vitesse suit la croissance linéaire incluse dans l'effet de tendance, mais elle n'apparaît pas significative seule. La tendance intègre, en plus de la vitesse, d'autres effets comme la qualité de service et elle est significative pour l'ensemble des modèles voyageurs.

—

### **Conclusion de la partie**

Nous avons présenté dans cette partie l'ensemble des estimations des différents modèles de transport de marchandises et de voyageurs. Les résultats obtenus appellent plusieurs remarques, les premières d'ordre économétrique sont en rapport avec la méthode utilisée, les secondes sont d'ordre plus économique.

Nous avons déterminé, par la comparaison avec les modélisations sans changement de structure (élasticités disponibles dans les annexes, Partie III), que l'introduction des ruptures a trois effets différents. Le premier est de corriger les différentes élasticités de croissance à long terme (à travers les ruptures) et à court terme (par l'intermédiaire des forces de rappel). Les forces de rappel sont plus élevées, en valeur absolue, dans les modèles avec changement de structure.

Le deuxième impact concerne l'amélioration de la spécification du modèle. Les modèles du transport combiné, des trafics TGV, TER et du trafic des voitures particulières sont mieux spécifiés après l'introduction des ruptures dans la relation de cointégration.

Le dernier effet est relatif à la qualité des modèles au travers des différents critères d'information qui attribuent des valeurs minimales (meilleure informa-

tion) aux modèles avec rupture. L'amélioration constatée de la spécification des modèles provient aussi du choix en amont du type de rupture le plus adéquat à partir de notre sélection du modèle optimal. Enfin, nous pensons que l'endogénéisation de la date de rupture contribue fortement à la qualité des modèles obtenus. Les ruptures ne sont pas sélectionnées en amont de la modélisation, mais elles font partie intégrante du système.

L'ensemble des modélisations ont mis en évidence les différences importantes des deux marchés étudiés. Les modèles du transport ferroviaire "classique" de marchandises reflètent très clairement les mutations structurelles qu'a subies le tissu industriel et l'évolution de la demande au profit de produits industriels plus légers incorporant plus de valeur ajoutée et exigeant plus de vitesse et de fiabilité, et donc contribuant à l'essor de la route. Les tendances lourdes présentes dans ces modèles sont là pour rappeler le déclin du transport ferroviaire observé depuis plus de 20 ans. Seuls les modèles du transport combiné et du transport routier ont des spécifications sans tendance, reflétant leur similitude et leur dynamisme. Mais, contrairement aux modèles voyageurs, les modèles fret apparaissent assez homogènes. Ils sont tous expliqués en fonction de la production industrielle et des prix des deux modes en concurrence.

Les modèles voyageurs offrent des modélisations plus hétéroclites. Les périmètres étudiés pour les voyageurs ne sont pas les mêmes, les modes de transports étudiés étant très variés. Nous avons décomposé l'ensemble des segments du transport ferroviaire en considérant à la fois le transport urbain et interurbain. De plus, les différents segments du transport ferroviaire de voyageurs ne répondent pas aux mêmes demandes. Les voyageurs empruntant le TGV n'auront pas les mêmes attentes qu'un voyageur de TER. Les variables explicatives rassemblent

toute une palette d'indicateurs socio-économiques, mais aussi de variables de prix et de concurrence. L'évolution de la mobilité est plus complexe à analyser que celle de la production industrielle puisqu'elle intègre des paramètres liés au comportement du consommateur qu'il est plus difficile d'appréhender. Celui-ci peut avoir des revenus élevés et faire le choix de ne pas voyager.

Nous avons ventilé les transports ferroviaire et routier suivant les principaux segments. Nous aurions pu ajouter, dans le cas du transport de marchandises, une ventilation par produit. Une segmentation des différents modes par produit, sous la forme de modèle à correction d'erreur, a déjà été réalisée par K. Meyer [1998] dans ses travaux de thèse. Pour les modèles voyageurs, une analyse plus précise des déplacements par motifs peut apporter un éclairage supplémentaire sur la mobilité. Les données peuvent être construites à partir d'un recouplement entre les séries chronologiques et les données d'enquête, comme celles du panel SNCF. Ces enquêtes annuelles, disponibles depuis 1989, proposent une décomposition des différents trafics selon le motif de déplacement. Une exploitation de ces données fines serait fort utile dans le cadre de travaux futurs.

Il est à noter que, nos modélisations restant dans un cadre univarié, il serait intéressant, dans un premier temps, de prolonger notre travail à travers une modélisation multivariée pour pouvoir analyser les interactions entre les différents modes de transport, puis dans un deuxième temps, d'introduire, dans le cadre multivarié, la possibilité d'une ou plusieurs ruptures.

## **Quatrième partie**

**Les prévisions à long terme dans  
un VECM avec rupture**



## Introduction

Les modèles estimés dans la partie précédente permettent une analyse approfondie des différents segments du transport ferroviaire (fret et voyageurs) et de son principal concurrent, la route. Les modèles ont mis en évidence les liens existant entre les variables économiques et les transports terrestres, mais aussi le jeu de la concurrence entre les différents modes. L'environnement actuel du marché des transports sera-t-il le même dans 10 ou 20 ans ? Quelles seront les grandes tendances de la demande de transport de demain ? Une évolution possible à long terme de cette demande est réalisée à partir des prévisions ponctuelles. Nous associons à chaque prévision un ensemble de réalisations possibles au travers des intervalles de prévision. Ceux-ci sont, dans une première approche, élaborés à partir de la théorie asymptotique. Afin d'augmenter la précision des prévisions par la réduction des intervalles de prévision, nous utilisons, dans une deuxième approche, des techniques de simulation comme la procédure de Monte Carlo ou de ré-échantillonnage comme le Bootstrap.

Les prévisions obtenues sont à placer dans un contexte où l'ensemble des paramètres influençant le mode de transport considéré conservent leurs valeurs passées. A l'aube de changements importants sur le marché des transports, comment intégrer dans les prévisions l'ouverture progressive des marchés dans le transport ferroviaire de marchandises<sup>37</sup>, une volonté politique de développer le transport dans des conditions compatibles avec les exigences économiques, sociales et

---

<sup>37</sup>L'Union Européenne a inscrit la revitalisation des chemins de fer à son programme dès le début des années quatre-vingt-dix. Ce processus a débuté par l'adoption en 1991 de la directive 91/440/CE sur le développement des chemins de fer européens. L'intention de la Directive était d'améliorer le cadre institutionnel des chemins de fer et de stopper le déclin permanent de leur part de marché. Les chemins de fer devaient pouvoir se préparer lentement, mais résolument, à évoluer dans un marché intérieur compétitif, T&E [2001].

environnementales d'un développement durable, et les événements d'ordre plus conjoncturel comme les difficultés que traverse actuellement le secteur aérien ?

Dans un contexte de modifications des politiques ou encore d'évolution des dispositifs réglementaires, la prévision réalisée à partir des tendances passées n'apparaît pas comme la meilleure prévision. Selon D.F. Hendry et E. Mizon [1998], lorsque des changements politiques sont prévus, les meilleures prévisions sont obtenues à partir de scénarios. Les scénarios sont des hypothèses faites *a priori* sur l'environnement économique général et sur les politiques de transport mises en oeuvre. Ils sont élaborés par des experts et permettent d'intégrer un nouveau cadre d'hypothèses.

Les schémas multimodaux de services des transports (DATAR [2001]) proposent une vision commune de l'évolution de la demande de transport en France, de sa répartition entre les différents modes de transport et des effets des différents facteurs économiques et sociaux qui peuvent l'influencer à long terme. C'est dans ce contexte que s'inscrit notre démarche de prévision à un horizon de 20 ans développée dans cette section.

Dans le premier chapitre, nous présentons et testons la forte exogénéité des variables explicatives, puis nous développons les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision associés à un horizon de 20 ans. Dans une dernière section, nous présentons les scénarios élaborés par le SES (Service Economique et Statistique du Ministère des Transports) utilisés pour les projections des trafics à long terme. Les résultats des prévisions pour l'ensemble des modèles (fret, fret national et international, voyageurs) sont présentés dans le deuxième chapitre.

# Chapitre 1

## Les prévisions dans un système cointégré

Les prévisions sont réalisées à partir des fonctions de demande de transport développées dans la partie III de la thèse. Les fonctions de demande sont sous la forme de modèles à correction d'erreur avec une rupture dans la relation de long terme. L'avantage de la présence d'une relation de cointégration dans un système réside dans l'amélioration des performances des prévisions qu'elle permet. Engle et Yoo [1987] démontrent à partir des simulations de Monte Carlo que la présence de relation de cointégration dans un modèle de prévision peut réduire la variance de l'erreur de prévision de près de 40% pour des horizons de prévision supérieurs à 20 périodes. A l'inverse, sur les courtes périodes (inférieures à 3), les prévisions sont meilleures avec un VAR en niveau. Au-delà de la quatrième période, la qualité de la prévision augmente en faveur du VECM. Clements et Hendry [1995], Hoffman et Rasche [1996] réexaminent les résultats obtenus par Engle et Yoo. Ils mettent en évidence la difficulté de vérifier dans la pratique ces résultats. Clements et Hendry [1993] montrent que le gain (ou la perte) de performance des

prévisions dépend de la représentation des variables (en niveau, en différence,...).

Plus récemment, P.F. Christoffersen et F.X. Diebold [1996] démontrent que la contrainte imposée dans un modèle par la relation de cointégration n'améliore pas les prévisions à long terme lorsque l'on évalue la performance des prévisions à partir de la mesure standard de l'erreur quadratique moyenne (MSE). Une mesure alternative de la performance des prévisions ( $MSE_{tri}$ ) reconnaît l'intérêt de la présence de relation de cointégration sur la qualité des modèles. Les prévisions obtenues à partir d'un VECM sont meilleures, avec ce nouveau critère, que lorsque l'on utilise une modélisation VAR en niveau ou en différence. P.F. Christoffersen et F.X. Diebold [1996] précisent aussi que, pour des horizons de long terme, la force de rappel est négligeable. L'équation de court terme n'est donc pas nécessaire au calcul des prévisions à long terme. Nos prévisions sont réalisées, à un horizon de 10 ou 20 ans, uniquement à partir de l'équation de long terme. Toutefois, les prévisions sur les premières périodes sont moins fiables que si elles avaient été calculées à partir de l'équation de court terme.

Les prévisions sont réalisées à partir des tendances passées des variables explicatives. L'ensemble des paramètres influençant le mode de transport conserve ses taux de variation passés. Les différences sont liées à l'information supplémentaire apportée par les variables explicatives. Pour chaque projection, nous associons des intervalles de prévision. Les intervalles représentent un ensemble de valeurs possibles pour la réalisation de la prévision. Ils sont tout d'abord construits sous l'hypothèse de normalité des résidus. Mais le nombre d'observations assez réduit, surtout dans le cas des modèles trimestriels (inférieur à 100), soulève quelques interrogations quant à l'utilisation de résultats asymptotiques pour la construction des intervalles. Nous réalisons alors des intervalles à partir de simulations. Nous

options, dans un premier temps, pour l'utilisation des techniques de simulations de Monte Carlo, sous l'hypothèse que les résidus sont gaussiens. Puis nous appliquons les méthodes de ré-échantillonnage et plus précisément celle du Bootstrap. Cette méthode est particulièrement adaptée lorsque nous ne connaissons pas la vraie distribution du processus et que la taille de l'échantillon est faible.

Les prévisions à long terme sont effectuées sous l'hypothèse de constance des taux passés pour les évolutions futures des variables explicatives. Afin d'intégrer la possibilité d'une variation différente de certaines variables explicatives, nous réalisons également des prévisions à partir de scénarios. Les scénarios retenus sont ceux qui ont été élaborés par le SES dans le cadre de leur dernière étude prévisionnelle. Ils permettent de prendre en compte à la fois l'environnement économique (à partir des hypothèses sur les variables macro-économiques) et des changements dans la politique des transports, notamment à travers les prix des différents modes en concurrence. En amont des prévisions, nous testons le caractère fortement exogène de l'ensemble des variables explicatives.

## 1.1 L'exogénéité et la causalité

Les notions d'exogénéité et de causalité ont un impact important sur les prévisions d'un modèle économétrique. Les variables exogènes ont pour fonction principale d'accroître la capacité descriptive d'un modèle. Dans le cadre d'une estimation efficace, elles doivent influencer les variables endogènes mais ne pas être affectées en retour. Le test de causalité de Granger [1969] permet d'améliorer le concept d'exogénéité. Le but de Granger était de découvrir des "feedbacks" possibles entre les variables endogènes et exogènes. Dans notre cas, la présence de

relation de cointégration implique une relation de causalité entre les variables explicatives et la variable expliquée. Dans ce premier chapitre, nous devons valider à la fois l'exogénéité faible des variables explicatives et l'absence de "feedback", i.e. que  $Y$  ne cause pas  $X$ . La combinaison des concepts de faible exogénéité et de non causalité est appelé exogénéité forte. Si on montre que  $Y$  ne cause pas  $X$  au sens de Granger et également que  $X$  est fortement exogène par rapport aux paramètres de l'équation de  $Y$ , il est possible d'étudier l'équation conditionnelle de  $Y$  conditionnellement à  $X$  sans se préoccuper de la modélisation marginale de  $X$ . Une invalidation des hypothèses d'exogénéité faible pose des problèmes au niveau de l'inférence statistique et l'absence d'exogénéité forte ne permet pas de calculer des prévisions de façon efficace.

### 1.1.1 La faible exogénéité

Nous considérons un vecteur  $z_t$  de  $n$  variables, avec un ensemble d'information disponible à la date  $t$ , noté  $Z_{t-1}$ . Nous partitionnons  $z_t$  tel que :  $z'_t = (y'_t : x'_t)$  avec  $n = m + k$  et  $\theta$  correspondant à l'ensemble des paramètres de  $z_t$ . Soit  $\lambda$  la reparamétrisation de  $\theta$ , tel que  $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ . Nous avons une factorisation de la densité jointe  $F_z(z_t|Z_{t-1}, \theta) = F_z(y_t, x_t|Z_{t-1}, \theta)$  en densité conditionnelle et marginale suivante :

$$F_z(y_t, x_t|Z_{t-1}, \lambda) = F_{y|x}(y_t|x_t, Z_{t-1}, \lambda_1) F_x(x_t|Z_{t-1}, \lambda_2) \quad (1.1)$$

où  $F_z(z_t|Z_{t-1}, \theta)$  est la densité jointe de  $z_t$ ,  $F_{y|x}(y_t|x_t, Z_{t-1}, \lambda_1)$  est la densité conditionnelle de  $y_t$  connaissant  $x_t$  et  $F_x(x_t|Z_{t-1}, \lambda_2)$  est la densité marginale de

$x_t$ .

La variable  $x_t$  est dite faiblement exogène, selon Engle, Hendry et Richard [1983], sur l'ensemble de la période, si et seulement si, il existe une fonction des paramètres d'intérêt telle que :

$$f : \Theta \rightarrow \Psi; \quad \theta \longrightarrow \varphi = f(\theta) \quad (1.2)$$

$$\psi = \psi(\lambda_1) \quad \text{et} \quad (1.3)$$

$\lambda_1, \lambda_2$  sont libres de variation i.e.  $(\lambda_1, \lambda_2) \in \Lambda_1 \times \Lambda_2$

Cette libre variation signifie qu'en pratique les coefficients  $\lambda_1, \lambda_2$  ne doivent être soumis à aucune restriction croisée.

Par conséquent, si  $x_t$  est faiblement exogène pour  $\psi$ , on ne perd pas d'information sur  $\psi$  à ne pas modéliser  $x_t$ . Dans notre cas, ceci signifie que nous n'avons pas besoin de connaître les paramètres de  $x_t$  pour modéliser la relation de cointégration.

Le fait que  $x_t$  soit faiblement exogène pour les paramètres d'intérêt  $\psi$  n'implique pas que  $x_t$  ne cause pas  $y_t$ . Nous considérons dans la section suivante la relation de causalité entre les deux variables.

### 1.1.2 La Granger non causalité et la forte exogénéité

On considère que  $X$  "cause"  $Y$  au sens de Granger [1969], si la connaissance des valeurs passées de  $X$  permet d'obtenir une meilleure prévision de la valeur

présente de  $Y$ . Autrement dit, nous disons qu'une variable  $X$  "cause"  $Y$  si la connaissance du passé de  $X$  permet de réduire la variance de l'erreur de prévision de  $Y$ .

Soit  $H_{t-1}(X)$  l'ensemble d'information contenant tout le passé de la variable  $X$ ,  $H_{t-1}(X) = (X_\tau, \tau \leq t-1)$ ,  $X$  ne cause pas  $Y$  au sens de Granger si :

$$\text{pour tout } t, \text{MSE}[Y_t|H_{t-1}(Y), H_{t-1}(X)] = \text{MSE}[Y_t|H_{t-1}(Y)] \quad (1.4)$$

où MSE est la moyenne des carrés des résidus.

Avant de réaliser les prévisions, les hypothèses d'exogénéité faible et de non causalité des variables explicatives sur la variable endogène doivent être validées. Le concept d'exogénéité forte doit à la fois vérifier les hypothèses d'exogénéité faible et de non causalité au sens de Granger.

### 1.1.3 Tester l'exogénéité forte dans le cas d'un modèle à correction d'erreur

Nous avons vu précédemment que l'exogénéité forte était la combinaison de l'exogénéité faible et de la non causalité de  $x_t$  sur  $y_t$  au sens de Granger. Nous présentons, dans cette partie, les tests d'exogénéité forte dans un modèle à correction d'erreur.

Soit le modèle à correction d'erreur suivant (1.4) avec le processus marginal correspondant (1.5) :

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + u_{1t} \quad (1.5)$$

$$\Delta x_t = \alpha (y_{t-1} - \delta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

La variable  $x_t$  est faiblement exogène si  $\alpha = 0$ , cf. N. R. Ericsson [1994].

La présence d'exogénéité forte implique, en plus de l'exogénéité faible, la validation de la non causalité de  $x_t$  sur  $y_t$ .

Les tests de causalité au sens de Granger [1969] consistent à tester la nullité des coefficients de la variable non causale  $x_t$  dans l'équation de la variable causée  $y_t$ . Les tests sont valides uniquement dans le cas de variables stationnaires. Etant donné le caractère intégré de nos variables, les tests sont réalisés sur les séries en différence.

La variable  $y_t$  ne cause pas  $x_t$  au sens de Granger (soit sous  $H_0$ ,  $y_t$  ne cause pas  $x_t$ ) si, dans la régression ci-dessous, nous avons  $\lambda_1 = \dots = \lambda_k = 0$

$$\Delta x_t = v + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta x_{t-i} \quad (1.7)$$

Tester la forte exogénéité revient à tester dans un modèle de régression linéaire, où  $x_t$  est exprimé en fonction de  $y_t$ , la nullité des coefficients de la force de rappel et des variables  $\Delta y_{t-i}$ , soit :

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_{1t} \quad (1.8)$$

$$\Delta x_t = v + \alpha (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (1.9)$$

$\beta \neq 0$ , détermine la présence de cointégration entre  $y_t$  et  $x_t$

$\lambda_i \neq 0$ , détermine la causalité au sens de Granger de  $\Delta x_t$  sur  $\Delta y_t$

$\alpha \neq 0$ , détermine l'absence d'exogénéité faible de  $x_t$  dans la relation de cointégration

L'hypothèse de forte exogénéité est validée, selon Mizon [2001], dans un modèle à correction d'erreur si nous avons :  $\alpha = \lambda_1 = \dots = \lambda_k = 0$ .

Nous vérifions la nullité de l'ensemble des coefficients simultanément à partir d'un test de Fisher sous les hypothèses suivantes :

$$H0 : \alpha = \lambda_1 = \dots = \lambda_k = 0 \quad (1.10)$$

La statistique de test est une statistique de Fisher classique :

$$F = \frac{(scrc - scrnc) / p}{scrnc / (t - (k + 1))} \quad (1.11)$$

avec  $scrc$  : somme des carrés des résidus contraints

$scrnc$  : somme des carrés des résidus non contraints ( $\alpha, \lambda_i$ , non tous nuls)

$p$  correspondant au nombre de contraintes et  $k$  étant le nombre de variables explicatives.

Les tests d'exogénéité forte sont réalisés pour l'ensemble des modèles. Pour une spécification donnée, nous effectuons le test de chacune des variables explicatives en fonction du trafic.

### 1.1.4 L'application des tests de forte exogénéité dans les différents modèles

Nous avons réalisé les tests d'exogénéité forte pour l'ensemble des variables explicatives, pour un nombre de retards  $k$  variant de 2 à 4. Les tableaux de résultats sont disponibles dans les annexes (Partie IV, Annexe A). Les résultats des tests montrent qu'une grande majorité des variables explicatives sont fortement exogènes (au seuil de 5% et 10%). Nous ne validons pas la forte exogénéité dans trois cas : les produits moyens ferroviaires pour le modèle du transport ferroviaire total de marchandises, les produits moyens Ile-de-France pour le transport ferroviaire en Ile-de-France et le chômage dans la modélisation des Trains Express Régionaux. Ne disposant pas de véritable variable de prix pour les modèles de fret ferroviaire, a contrario des prix routiers, nous avons utilisé les produits moyens comme variable de prix. Or, cette variable est une recette unitaire, i.e. elle correspond au ratio des recettes sur le trafic total. L'inverse du trafic ferroviaire est donc intégré dans la variable exogène pour expliquer le trafic : la variable des produits moyens ferroviaires ne peut donc pas être indépendante du trafic. L'hypothèse de forte exogénéité du produit moyen ferroviaire total n'est pas validée pour le trafic ferroviaire total, mais elle est vérifiée pour les autres segments du trafic ferroviaire de marchandises. Le produit moyen ferroviaire total est moins corrélé avec les autres segments du fret. Nous constatons un phénomène identique pour le trafic ferroviaire de voyageurs en Ile-de-France. Ce trafic est expliqué en fonction de la consommation des ménages et du produit moyen Ile-de-France. Cette variable n'est pas fortement exogène, même avec un nombre de retards croissant. En ce qui concerne le trafic des Trains Express Régionaux (TER), la variable

du nombre de chômeurs en fin de période apparaît *a priori* indépendante. Les tests de forte exogénéité démontrent le contraire. En effet, l'hypothèse de forte exogénéité n'est pas validée pour la variable du chômage dans la modélisation des TER. Nous ne pouvons pas expliquer ce phénomène, cependant nous vérifierons les conséquences sur les prévisions.

La non exogénéité de ces trois variables explicatives peut avoir des implications sur la qualité des prévisions, puisque la variable explicative ne varie pas indépendamment de la variable endogène. Dans les modèles fret internationaux, les variables explicatives sont toutes testées fortement exogènes.

Comme nous l'avons vu précédemment, les tests de forte exogénéité intègrent le concept de causalité. Nous vérifions, à partir de ces tests, certaines "évidences" relatives au marché des transports comme le statut directeur des prix routiers et l'existence d'une relation de causalité inverse entre le développement des transports et la croissance de la production industrielle.

### **L'existence d'une relation de causalité inverse entre les transports fret et la production industrielle**

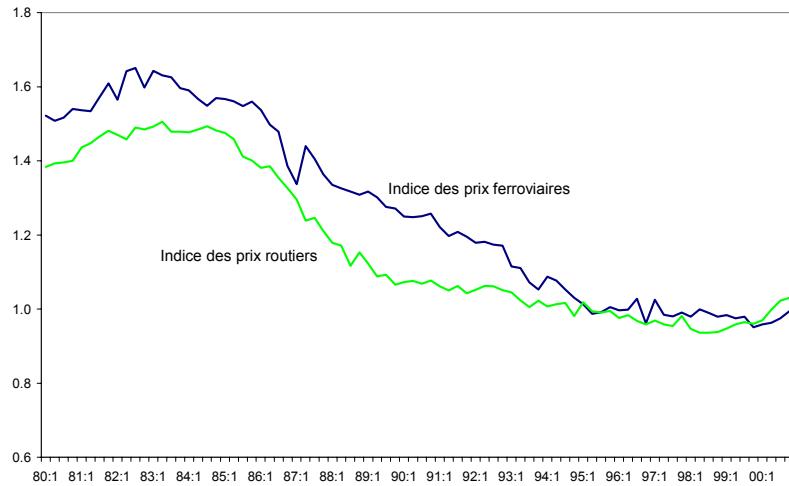
Les tests de forte exogénéité vérifient, pour notre cas, à la fois la faible exogénéité et la relation de causalité entre les variables explicatives et la variable expliquée. Ces tests ont révélé une non causalité de l'ensemble des variables explicatives sur les variables expliquées et plus précisément de la production industrielle sur les trafics fret. La relation de causalité inverse qui lie le trafic à la production industrielle n'est pas valide. La production industrielle génère un niveau de transport (puisque nous sommes en présence d'une relation de cointégration) ; à l'inverse, le niveau de transport a peu d'influence sur le niveau de la

production industrielle. Les tests montrent que l'augmentation du trafic fret ne se traduit pas directement par une hausse de la production industrielle. Cependant, un mauvais fonctionnement des transports a des répercussions importantes sur l'économie. Selon E. Quinet [1998], l'effet d'une amélioration des transports sur l'activité économique peut prendre plusieurs formes. Il en distingue trois, le premier résulte de la réalisation des infrastructures et de l'activité que suscite cette réalisation. Le second réside dans l'abaissement des coûts de transport entraînant un développement des marchés et de l'activité économique. Le troisième concerne les effets d'externalités que peut entraîner un meilleur réseau de transport. Mais, dans aucun de ces trois effets, un lien causal direct n'est établi entre production industrielle et transport.

### **La relation de causalité et les prix directeurs**

Nous voulons, à partir des tests de causalité, vérifier le caractère "leader" des prix du transport routier de marchandises sur le marché des transports mais aussi l'existence d'un éventuel "feedback" entre les produits moyens ferroviaires et les prix routiers. Ces derniers ont beaucoup baissé depuis la déréglementation des prix du transport routier en 1986. Une représentation graphique (ci-après) des évolutions des prix des modes ferroviaire et routier montre que les prix ferroviaires suivent la baisse des prix routiers ; on note un rapprochement des séries à partir du milieu des années 1990. Rappelons cependant que les deux notions de prix ne sont pas comparables, les prix ferroviaires étant en fait des recettes unitaires alors que les prix routiers sont plus proches d'une définition "classique" des prix.

**Evolution comparée des indices des prix routiers et du produit moyen ferroviaire (base 100 en 1995)**



La méthode est basée sur les tests de causalité selon Granger développés précédemment ; nous n'incluons pas dans ce cas la présence d'exogénéité faible.

Les résultats des tests sont résumés dans le tableau ci-dessous. L'équation 1 teste si les prix routiers "causent" les produits moyens ferroviaires, l'équation 2, la relation inverse. Les chiffres entre parenthèses correspondent au seuil de significativité (à 5%). Si ceux-ci sont supérieurs à 0,05, alors nous acceptons la présence de relation de causalité. Le critère de vraisemblance pénalisée BIC détermine un nombre de retards  $k$  égal à 2 pour la première équation et à 3 pour la seconde.

$$\textbf{Equation 1 :} \Delta \ln(Pmfer)_t = v + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta \ln(Pxtrm)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \ln(Pmfer)_{t-i}$$

$$\textbf{Equation 2 :} \Delta \ln(Pxtrm)_t = v + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta \ln(Pmfer)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \ln(Pxtrm)_{t-i}$$

Equation 1	Equation 2
$k = 2$	$k = 3$
0,54 (0,59)	3,11 (0,03)

A l'issue des tests, les prix routiers apparaissent comme les prix directeurs du marché des transports. Par contre, la relation de causalité inverse n'est pas validée. Les produits moyens ferroviaires n'ont pas d'influence en retour sur les prix routiers.

—

Après avoir testé l'hypothèse de forte exogénéité pour l'ensemble des variables explicatives, nous réalisons dans le chapitre suivant les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision associés pour les différents transports terrestres (fret et voyageurs). Nous portons une attention particulière aux modèles dont l'une des variables explicatives n'a pas été testée fortement exogène.

## 1.2 Les prévisions à long terme et les intervalles de prévision calculés

Dans cette section, nous construisons les prévisions, à un horizon de 20 ans, en fonction de l'ensemble d'information passé associé à l'ensemble des variables du modèle. Nous proposons de développer les différentes étapes, dans le cas d'un VECM, pour l'obtention des prévisions ponctuelles à long terme et des intervalles de prévision associés. Nous calculons tout d'abord la meilleure prévision linéaire dans le cadre d'un système dynamique. Néanmoins, il s'avère assez difficile de

donner une mesure précise du risque associé à cette prévision ponctuelle sans utiliser les formules fondées sur la normalité asymptotique de la distribution. Dans un premier temps, les intervalles de prévision sont construits à partir de la théorie asymptotique sous l'hypothèse que les résidus sont gaussiens. Dans un deuxième temps, à titre de comparaison, nous calculons les intervalles de prévision à partir de simulations de Monte Carlo et de la méthode du Bootstrap.

Le modèle considéré pour les prévisions est de la forme d'un  $VAR(p)$  et  $\Omega_t$  correspond à l'ensemble de l'information disponible à la date  $t$ .  $\Omega_t$  contient le passé et le présent des variables du système sous les hypothèses suivantes :

$$\Omega_t = \{y_s / s \leq t\}$$

$$\text{avec } y_s = (y_{1s}, \dots, y_{ks})$$

La date  $t$  où la prévision est réalisée est le point d'origine. Le nombre de périodes dans le futur pour lequel la prévision est désirée est appelé horizon de prévision, on le note  $h$ .

### 1.2.1 Modélisation des variables explicatives

La première étape consiste à modéliser les variables explicatives. Les variables sont intégrées d'ordre 1. La présence de racine unitaire a été testée à partir des tests ADF et KPSS (cf. partie II). Pour analyser les évolutions des différentes variables explicatives, nous proposons une modélisation des variables en différence sous forme autorégressive, i.e. expliquées en fonction de leurs niveaux antérieurs. Nous réalisons pour chacune des variables une modélisation autorégressive d'ordre  $p$ . L'ordre  $p$  est déterminé à partir d'une analyse du critère de vraisemblance pénalisée BIC.

Pour une variable explicative  $x_t$ , nous estimons l'équation suivante :

$$\Delta \ln(x_t) = \alpha + \varphi_1 \Delta \ln(x_{t-1}) + \varphi_2 \ln(\Delta x_{t-2}) + \dots + \varphi_p \ln(\Delta x_{t-p}) \quad (1.12)$$

### 1.2.2 Les prévisions ponctuelles

Dans la deuxième étape, nous procédons au calcul des prévisions ponctuelles et de la matrice de variance-covariance des erreurs de prévision, nécessaire à la construction des intervalles de prévision. Nous présentons nos équations dans une formulation similaire à celle développée par H. Luktopöl [1991].

Le système présenté correspond au cas des modèles fret où la variable endogène est expliquée en fonction de trois variables explicatives. Pour simplifier la présentation, les coefficients de la relation de cointégration correspondent à l'agrégation des valeurs des paramètres avant et après la date de rupture.

Soit la modélisation suivante :

$$\left. \begin{array}{l} \ln(y)_t = \alpha_0 + \gamma t + \beta_1 \ln(x_1)_t + \beta_2 \ln(x_2)_t + \beta_3 \ln(x_3)_t + z_t \\ \\ \Delta \ln(x_1)_t = \alpha_1 + \varphi_{11} \Delta \ln(x_1)_{t-1} + \varphi_{12} \ln \Delta(x_1)_{t-2} + \dots + \varphi_{1p} \Delta \ln(x_1)_{t-p} + \varepsilon_{1t} \\ \\ \Delta \ln(x_2)_t = \alpha_2 + \varphi_{21} \Delta \ln(x_2)_{t-1} + \varphi_{22} \ln \Delta(x_2)_{t-2} + \dots + \varphi_{2p} \Delta \ln(x_2)_{t-p} + \varepsilon_{2t} \\ \\ \Delta \ln(x_3)_t = \alpha_3 + \varphi_{31} \Delta \ln(x_3)_{t-1} + \varphi_{32} \ln \Delta(x_3)_{t-2} + \dots + \varphi_{3p} \Delta \ln(x_3)_{t-p} + \varepsilon_{3t} \end{array} \right\} \quad (1.13)$$

On peut réécrire le système sous la forme suivante :

$$\left. \begin{aligned}
\ln(y)_t &= \gamma + \ln(y)_{t-1} + \beta_1 \ln(x_1)_t - \beta_1 \ln(x_1)_{t-1} + \beta_2 \ln(x_2)_t - \beta_2 \ln(x_2)_{t-1} \\
&\quad + \beta_3 \ln(x_3)_t - \beta_3 \ln(x_3)_{t-1} + z_t - z_{t-1} \\
\ln(x_1)_t &= \alpha_1 + (1 + \varphi_{11}) \ln(x_1)_{t-1} + (\varphi_{12} - \varphi_{11}) \ln(x_1)_{t-2} + \dots + (\varphi_{1p} - \varphi_{1(p-1)}) \ln(x_1)_{t-p} \\
&\quad - \varphi_{1p} \ln(x_1)_{t-(p+1)} + u_{1t} \\
\ln(x_2)_t &= \alpha_2 + (1 + \varphi_{21}) \ln(x_2)_{t-1} + (\varphi_{22} - \varphi_{21}) \ln(x_2)_{t-2} + \dots + (\varphi_{2p} - \varphi_{2(p-1)}) \ln(x_2)_{t-p} \\
&\quad - \varphi_{2p} \ln(x_2)_{t-(p+1)} + u_{2t} \\
\ln(x_3)_t &= \alpha_3 + (1 + \varphi_{31}) \ln(x_3)_{t-1} + (\varphi_{32} - \varphi_{31}) \ln(x_3)_{t-2} + \dots + (\varphi_{3p} - \varphi_{3(p-1)}) \ln(x_3)_{t-p} \\
&\quad - \varphi_{3p} \ln(x_3)_{t-(p+1)} + u_{3t}
\end{aligned} \right\} \quad (1.14)$$

ou sous forme matricielle,

$$Z_t = v + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_{(p+1)} Z_{t-(p+1)} + \omega_t \quad (1.15)$$

La prévision linéaire optimale d'un tel processus, à un horizon de prévision  $h$ ,

est :

$$Z_t(h) = v + A_1 Z_t(h-1) + \dots + A_{(p+1)} Z_t(h-(p+1)) + \omega_t \quad (1.16)$$

Tout modèle  $VAR(p)$  peut être mis sous la forme d'un modèle  $VAR(1)$ , soit :

$$Y_t = AY_{t-1} + \mu + U_t \quad (1.17)$$

avec  $Y_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \end{pmatrix}$ ,  $\mu = \begin{pmatrix} v \\ 0_{(p \times 1)} \\ 0_{(p \times 1)} \end{pmatrix}$ ,  $A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & A_3 \\ I_p & 0_p & 0_p \\ 0_p & I_p & 0_p \end{bmatrix}$

et  $U_t = \begin{pmatrix} \omega_t \\ 0_{(p \times 1)} \\ 0_{(p \times 1)} \end{pmatrix}$

avec  $A_1 = \begin{bmatrix} 1 & \beta_1\varphi_{11} & \beta_2\varphi_{21} & \beta_3\varphi_{31} \\ 0 & (1 + \varphi_{11}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (1 + \varphi_{21}) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (1 + \varphi_{31}) \end{bmatrix}$ ,

$$A_2 = \begin{bmatrix} 0 & \beta_1(\varphi_{12} - \varphi_{11}) & \beta_2(\varphi_{22} - \varphi_{21}) & \beta_3(\varphi_{32} - \varphi_{31}) \\ 0 & (\varphi_{12} + \varphi_{11}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\varphi_{22} + \varphi_{21}) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\varphi_{32} + \varphi_{31}) \end{bmatrix}$$

$$A_3 = \begin{bmatrix} 0 & -\beta_1\varphi_{12} & -\beta_2\varphi_{22} & -\beta_3\varphi_{32} \\ 0 & -\varphi_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\varphi_{22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\varphi_{32} \end{bmatrix}$$

$$\omega_t = \begin{bmatrix} \Delta z_t + \beta_1 u_{1t} + \beta_2 u_{2t} + \beta_3 u_{3t} \\ u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}$$

$$v = \begin{bmatrix} \gamma + \beta_1 c_1 + \beta_2 c_2 + \beta_3 c_3 \\ c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix}$$

La prévision linéaire optimale de  $Y_{t+h}$  est donnée par :

$$Y_t(h) = A^h Y_t = AY_t(h-1) \quad (1.18)$$

Soit la matrice  $J = \begin{bmatrix} I_K & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$ , la prévision optimale à l'horizon  $h$  de  $Y_t$  au point d'origine  $t$  est égale à :

$$Y_t(h) = JAY_t(h-1) = [A_1 \dots A_p] Y_t(h-1) \quad (1.19)$$

$$\text{avec } Y_{t+h} = A^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} A^i U_{t+h-i} \quad (1.20)$$

L'erreur de prévision est égale à :

$$\begin{aligned}
Y_{t+h} - Y_t(h) &= J [Y_{t+h} - Y_t(h)] \\
&= J \left[ \sum_{i=0}^{h-1} A^i U_{t+h-i} \right] \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} J A^i J' J U_{t+h-i} \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i U_{t+h-i}
\end{aligned} \tag{1.21}$$

Nous avons donc  $\Phi_i = J A^i J'$ .

Les  $\Phi_i$  sont obtenus à partir des  $A_i$  par récursivité :

$$\phi_i = \sum_{j=1}^p \phi_{i-j} A_j \tag{1.22}$$

avec  $i = 1, \dots, h-1$

et  $\phi_0 = I_p$

La matrice de variance-covariance est facile à obtenir, elle est égale à :

$$\begin{aligned}
\xi_y(h) &= MSE [y_t(h)] \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i \xi_u \phi_i' \\
&= \xi_y(h-1) + \phi_{h-1} \xi_u \phi_{h-1}' \tag{1.23}
\end{aligned}$$

Or cette matrice est estimée, à partir des estimations de  $v$ ,  $\omega_t$  et des  $A_i$ , soit  $\hat{v}_t$ ,  $\hat{\omega}_t$ ,  $\hat{A}_i$ , on obtient le meilleur estimateur possible :

$$\widehat{\xi}_y(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \widehat{\phi}_i \xi_u \widehat{\phi}_i' \quad (1.24)$$

L'ensemble des  $\widehat{\phi}_i$  sont obtenus à partir des récursivités et

$$\widehat{\xi}_u = \frac{1}{T-p-1} \sum_{t=1}^T \widehat{\omega}_t \widehat{\omega}_t' \quad (1.25)$$

### 1.2.3 Les intervalles de prévision calculés

La troisième et dernière étape correspond à la construction des intervalles de prévision. Afin d'obtenir ces intervalles, nous devons faire des hypothèses sur la distribution des résidus. Le plus simple est de considérer tout d'abord que les résidus sont gaussiens. Dans ces conditions, l'erreur de prévision est normalement distribuée et asymptotiquement gaussienne.

$$\frac{y_{k,t+h} - y_{k,t}(h)}{\sigma_k^2(h)} \rightarrow N(0, 1) \quad (1.26)$$

avec  $y_{k,t+h}$  le  $k^{ième}$  élément de  $y_t(h)$  et  $\sigma_k(h)$  le  $k^{ième}$  élément de la diagonale de la matrice  $\xi_y(h)$ . L'intervalle de confiance au niveau de  $(1-\alpha)\%$  de la prévision, où  $t^{\alpha/2} = 1,96^1$  pour  $\alpha = 0,05$ , est :

$$[y_{k,t}(h) - t^{\alpha/2} \sigma_k^2(h), y_{k,t}(h) + t^{\alpha/2} \sigma_k^2(h)] \quad (1.27)$$

---

<sup>1</sup>Cette valeur se retrouve dans la table de la loi normale centrée réduite.

L'intervalle ainsi calculé offre un ensemble des réalisations possibles de la prévision à un niveau de confiance donné.

## 1.3 Les intervalles de prévision simulés

La méthode de calcul des intervalles de confiance théoriques est basée sur l'hypothèse de normalité des résidus. Or, les tests de Jarque et Bera démontrent l'absence de normalité des résidus. Nous allons, dans la suite des travaux, comparer les résultats théoriques relatifs à la théorie asymptotique aux résultats obtenus à partir de simulations issues de la procédure de Monte Carlo, puis des techniques du Bootstrap qui permettent de prendre en compte des phénomènes d'asymétrie et d'aplatissement. Les méthodes de simulations nous permettent de calculer un grand nombre de valeurs de la densité de prévision, à un horizon  $h$ , des variables endogènes et de récupérer une information exhaustive sur sa distribution.

### 1.3.1 Simulations à partir de la méthode de Monte Carlo

Soit le processus cointégré avec rupture suivant :

$$\ln(y)_t = \alpha^r + \gamma^r t + \beta_1^r \ln(x_1)_t + \beta_2^r \ln(x_2)_t + \beta_3^r \ln(x_3)_t + z_t \quad (1.28)$$

Les coefficients du modèle indicés d'un petit r correspondent aux coefficients sur l'ensemble de la période d'estimation,  $\alpha^r = \alpha' + \alpha''$ , i.e la constante avant ( $\alpha'$ ) et après ( $\alpha''$ ) la date de rupture.

Les variables exogènes sont intégrées d'ordre 1. Elles sont donc exprimées en différence. Leur dynamique est définie par un processus retardé à l'ordre 2. Nous

obtenons le système suivant :

$$\left. \begin{array}{l} \ln(y)_t = \alpha^r + \gamma^r t + \beta_1^r \ln(x_1)_t + \beta_2^r \ln(x_2)_t + \beta_3^r \ln(x_3)_t + z_t \\ \Delta \ln(x_1)_t = \alpha_1 + \varphi_{11} \Delta \ln(x_1)_{t-1} + \varphi_{12} \ln \Delta(x_1)_{t-2} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta \ln(x_2)_t = \alpha_2 + \varphi_{21} \Delta \ln(x_2)_{t-1} + \varphi_{22} \ln \Delta(x_2)_{t-2} + \varepsilon_{2,t} \\ \Delta \ln(x_3)_t = \alpha_3 + \varphi_{31} \Delta \ln(x_3)_{t-1} + \varphi_{32} \ln \Delta(x_3)_{t-2} + \varepsilon_{3,t} \end{array} \right\} \quad (1.29)$$

Nous supposons, pour l'estimation des paramètres, l'indépendance des perturbations du système précédent, soit :

$$\begin{pmatrix} z_t \\ \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{pmatrix} \longmapsto bb \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \end{pmatrix} \quad (1.30)$$

Nous avons décomposé la construction des intervalles de confiance simulés en quatre étapes principales. La première, qui consiste à estimer les paramètres, est commune aux méthodes de construction des intervalles calculés et simulés.

### Première étape : Estimation de l'ensemble des paramètres du système

Nous estimons (par les MCO) les paramètres de la dynamique autorégressive des processus  $(x_{i,t})$  stationarisés (soit en différence), avec  $i = 1, 2, 3$  et  $t = 1, \dots, T$ .

$$\Delta \ln(x_i)_t = \alpha_i + \varphi_{i1} \Delta \ln(x_i)_{t-1} + \varphi_{i2} \ln \Delta(x_i)_{t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.31)$$

Nous obtenons (pour trois variables explicatives) des estimations convergentes des paramètres, soit  $\hat{\alpha}_1, \hat{\varphi}_{11}, \hat{\varphi}_{12}, \hat{\alpha}_2, \hat{\varphi}_{21}, \hat{\varphi}_{22}$  et  $\hat{\alpha}_3, \hat{\varphi}_{31}, \hat{\varphi}_{32}$ .

Les estimations des paramètres de la relation de long terme avec les différentes ruptures sont réalisées par les Moindres Carrés Modifiés de Phillips et Hansen [1990]. Nous obtenons les estimations présentées dans la partie III de la thèse, elles sont notées  $\hat{\alpha}^r, \hat{\gamma}^r, \hat{\beta}_1^r, \hat{\beta}_2^r, \hat{\beta}_3^r$  et le vecteur des résidus suivant :  $(\hat{z}_1, \dots, \hat{z}_T)'$ .

### Deuxième étape : Génération des variables explicatives à l'horizon $h$

A partir des estimations des dynamiques autorégressives des différentes variables explicatives, nous calculons la variance et la moyenne des résidus estimés. Sous l'hypothèse que nos résidus sont gaussiens, nous tirons des lois Gaussiennes d'espérances et de variances correspondant aux moyennes et variances empiriques de  $(\hat{\varepsilon}_{i,1}, \dots, \hat{\varepsilon}_{i,T})$ , résidus issus des estimations par les MCO de (1.30). Nous générerons un grand nombre de fois (ici 20 000 fois, soit  $m = 20\,000$ ) les processus  $x_t$  à l'horizon  $h$  avec les paramètres estimés lors de la première étape et les résidus simulés  $(\hat{\varepsilon}_{i,T+1}, \dots, \hat{\varepsilon}_{i,T+h})^{(m)}$ . Nous obtenons des réalisations pour les perturbations. Cette procédure de Monte Carlo est calibrée puisque nous générerons des résidus suivant une loi similaire à celle observée (sous réserve de normalité des résidus). En générant les processus  $x_{i,t}$ , nous prenons en considération la source

d'incertitude liée aux résidus des variables explicatives.

Nous calculons ensuite les meilleures prévisions linéaires des variables explicatives pour un horizon  $h \geq 1$  donné, avec  $i = 1, 2, 3$ ,  $i$  étant le nombre de variables explicatives, soit :

$$\widehat{\Delta} \ln (x_i)_{t+h}^m = \widehat{\alpha}_i + \widehat{\varphi}_{i1} \widehat{\Delta} \ln (x_i)_{t+h-1} + \widehat{\varphi}_{i2} \widehat{\Delta} \ln (x_i)_{t+h-2} + \varepsilon_{i,t+h}^m \quad (1.32)$$

Pour obtenir les variables explicatives en niveau à l'horizon  $h$  (nécessaires pour le calcul de  $\widehat{y}_t^m (h)$ ), il suffit d'ajouter à la variable en différence, la variable en niveau retardée, soit :

$$\ln (\widehat{x}_i)_{t+h}^m = \widehat{\Delta} \ln (x_i)_{t+h} + \ln (\widehat{x}_i)_{t+h-1}$$

**Troisième étape : Construction de la variable endogène  $y_t^m$  à l'horizon de prévision  $h$**

Après avoir générée les variables explicatives, nous obtenons la meilleure prévision linéaire de la variable endogène à l'horizon  $h$ , à partir de l'équation suivante :

$$\ln (\widehat{y})_{t+h}^m = \widehat{\alpha}^r + \widehat{\gamma}^r (t+h) + \widehat{\beta}_1^r \ln (\widehat{x}_1)_{t+h} + \widehat{\beta}_2^r \ln (\widehat{x}_2)_{t+h} + \widehat{\beta}_3^r \ln (\widehat{x}_3)_{t+h} + \widehat{z}_{t+h}^m \quad (1.33)$$

Les  $(\widehat{z}_{t+1}, \dots, \widehat{z}_{t+h})^{(m)}$  sont issus d'une loi gaussienne dont l'espérance et la variance sont identiques aux variances et espérances empiriques des  $(\widehat{z}_1, \dots, \widehat{z}_T)$ , résidus découlant de l'estimation par les moindres carrés modifiés de la relation (1.28).

### Quatrième étape : Construction des intervalles de confiance

Pour la construction de nos intervalles de prévision, nous utilisons la méthode simple des "percentiles". Le but est de générer les quantiles de la distribution de la variable endogène. Les bornes de l'intervalle des  $\hat{y}_t^m(h)$  sont définies par les percentiles  $(\alpha)$  et  $(1 - \alpha)$  de la fonction de distribution. L'intervalle de confiance à 95% est donné par la limite inférieure  $\hat{\theta}_{\text{inf}}$  telle que 2,5% des points de la distribution générée lui sont inférieurs et la limite supérieure  $\hat{\theta}_{\text{sup}}$  telle que 2,5% des points sont supérieurs.

Cette procédure permet de décrire de façon exhaustive la distribution des vraies prévisions de  $y_t$  pour un horizon  $h$ . Cependant, nous ne considérons pas, dans le cas de la procédure de Monte Carlo, l'incertitude découlant des paramètres estimés, ni celle liée à la loi particulière que pourraient suivre les innovations futures. En effet, nous avons fait l'hypothèse que nos résidus suivaient une loi gaussienne ; afin de lever cette hypothèse, nous appliquons dans la suite des travaux les techniques du ré-échantillonnage, et plus particulièrement celle du Bootstrap. La méthode du bootstrap permet à la fois de s'affranchir de l'hypothèse de normalité des résidus et de prendre en compte l'incertitude liée aux paramètres.

#### 1.3.2 Simulations à partir des méthodes de ré-échantillonnage : le Bootstrap

Nous avons fait précédemment des hypothèses sur la distribution des résidus. En l'absence de connaissance sur la vraie distribution des résidus, la distribution empirique apparaît comme l'information la plus précise. Pour obtenir la distribu-

tion empirique, nous utilisons les techniques du ré-échantillonnage et plus précisément celle du bootstrap. Le bootstrap permet, à partir d'un échantillon initial, que l'on génère un grand nombre de fois par un tirage aléatoire avec remise, d'obtenir la distribution empirique des observations. Dans notre cas, la méthode du bootstrap permet de reconstruire la "vraie distribution" de la prévision à un horizon  $h$  dans le futur, sachant l'information dont on dispose à la date  $T$ , date où est réalisée cette prévision. La procédure d'estimation des intervalles de prévision développée ci-dessous est fortement inspirée des travaux de Kim [1999].

### **Première étape : Estimation de l'ensemble des paramètres du système**

La première étape est identique à l'ensemble des trois méthodes de calcul des intervalles de prévision, elle consiste en l'estimation de l'ensemble des paramètres du système (1.28).

### **Deuxième étape : Bootstrap sur les résidus de la relation de long terme et réPLICATION de b $y_t$ , soit $y_t^b$**

Nous appliquons la méthode du bootstrap sur les résidus de la relation de long terme  $(\hat{z}_1, \dots, \hat{z}_T)'$ , nous réalisons  $b$  ( $b = 10\,000^2$ ) tirages indépendants, nous obtenons  $\hat{z}_t^b$  répliques.

Nous générerons alors  $b$  autres réalisations de la variable endogène en utilisant les résidus bootstrapés, soit :

---

<sup>2</sup>Un des problèmes des techniques du Bootstrap est le nombre nécessaire de rééchantillonnages. Dans des cas classiques de calcul d'intervalles de confiance des paramètres, le nombre de répliques proposé est de l'ordre de 1 000. Des travaux, tels que ceux de KIM [1999], suggèrent un nombre plus important de répliques dans le cadre de prévisions de variables non-stationnaires. Nous avons réalisé les simulations pour 2 000 et 10 000 répliques. Les valeurs obtenues sont très proches.

$$\ln(y_t)^b = \widehat{\alpha}^r + \widehat{\gamma}^r t + \widehat{\beta}_1^r \ln(x_1)_t + \widehat{\beta}_2^r \ln(x_2)_t + \widehat{\beta}_3^r \ln(x_3)_t + \widehat{z}_t^b \quad (1.34)$$

**Troisième étape : Estimation par les Moindres Carrés Modifiés des différentes trajectoires de  $y_t^b$**

Nous effectuons à nouveau l'estimation des paramètres de l'équation de long terme en considérant la variable simulée  $\ln(y_t)^b$  comme étant la variable observée. L'estimation est alors réalisée avec une spécification identique à celle déduite des tests de rupture. Nous conservons aussi la même date de rupture. Nous posons l'hypothèse qu'une simulation dans le vecteur des résidus (variable stationnaire) n'a pas d'influence sur la spécification du modèle.

A l'issue des nouvelles estimations, nous obtenons pour chaque estimation de  $\ln(y_t)^b$ , des nouvelles valeurs des paramètres,  $\widehat{\alpha}^r, \widehat{\gamma}^r, \widehat{\beta}_1^r, \widehat{\beta}_2^r, \widehat{\beta}_3^r$ .

Pour chaque réplication de  $y_t$  :  $y_t^b$ , nous avons des paramètres estimés différents. Par conséquent, la source d'incertitude qui porte sur l'estimation des paramètres est prise en compte.

$$\ln(y_t)^b = \widehat{\alpha}^r + \widehat{\gamma}^r t + \widehat{\beta}_1^r \ln(x_1)_t + \widehat{\beta}_2^r \ln(x_2)_t + \widehat{\beta}_3^r \ln(x_3)_t + \widehat{z}_t^b \quad (1.35)$$

**Quatrième étape : Génération des variables explicatives à l'horizon  $h$**

Dans cette étape, nous générerons les différentes variables explicatives à partir des paramètres estimés lors de la première étape. Nous ajoutons au processus

des résidus futurs répliqués, par la méthode du Bootstrap, à partir de ceux issus des estimations. Nous obtenons les meilleures prévisions linéaires des variables explicatives pour un horizon  $h$  donné, soit :

$$\widehat{\Delta} \ln(x_i)_{t+h}^b = \widehat{\alpha}_i + \widehat{\varphi}_{i1} \widehat{\Delta} \ln(x_i)_{t+h-1} + \widehat{\varphi}_{i2} \widehat{\Delta} \ln(x_i)_{t+h-2} + u_{i,t+h}^b \quad (1.36)$$

Les variables explicatives en niveau, nécessaires pour le calcul de  $\widehat{y}_t^m(h)$ , sont obtenues en ajoutant à la variable en différence, la variable en niveau retardée d'une période.

#### **Cinquième étape : Prévision à 20 ans de $y_t^b$**

Les prévisions à 20 ans sont obtenues à partir de l'équation de long terme, la meilleure prévision linéaire de  $y_t$  est donnée par :

$$\ln(\widehat{y})_{t+h}^b = \widehat{\alpha}^r + \widehat{\gamma}^r(t+h) + \widehat{\beta}_1^r \ln(\widehat{x}_1)_{t+h} + \widehat{\beta}_2^r \ln(\widehat{x}_2)_{t+h} + \widehat{\beta}_3^r \ln(\widehat{x}_3)_{t+h} + \widehat{z}_{t+h}^b \quad (1.37)$$

Les résidus futurs  $(\widehat{z}_{t+h}^b)$  sont générés par la méthode du bootstrap à partir des résidus estimés de la relation de cointégration avec rupture.

#### **Sixième étape : Calcul des intervalles de confiance**

La construction des intervalles de confiance est similaire à celle expliquée précédemment dans le cas de la procédure de Monte Carlo. Cette méthode est inspirée d'Efron [1979]. Elle n'implique aucune restriction sur la distribution du

caractère étudié et elle permet de prendre en compte les phénomènes d'asymétrie et de valeurs extrêmes.

### 1.3.3 La comparaison des intervalles de prévision calculés et simulés

#### L'évaluation de l'incertitude liée aux variables explicatives

Nous avons réalisé pour l'ensemble des modèles les simulations des intervalles de prévision. Le nombre de réplications est égal à 20 000 dans le cas de la procédure de Monte Carlo et 10 000 pour le Bootstrap. Nous illustrons les résultats obtenus à partir de l'analyse d'un exemple : celui du transport ferroviaire de marchandises.

Les intervalles de prévision asymptotiques et simulés, pour plusieurs niveaux de confiance (95%, 90%, 50%), sont reportés dans les tableaux suivants. Ils sont exprimés en Millions de tonnes-kilomètres (Mtk) annuelles. Le premier tableau correspond aux résultats obtenus lorsque les variables explicatives suivent leur taux d'évolution passé (aléas des variables explicatives nuls). Dans le second tableau, les variables explicatives sont générées (aléas non nuls) à partir de la méthode de Monte Carlo ou du Bootstrap. Nous reportons dans les deux tableaux les résultats des trois méthodes : asymptotique (intervalle de référence dans la première colonne), Monte Carlo (deuxième colonne) et Bootstrap (troisième colonne).

**Les variables explicatives suivent les taux d'évolution passés (aléas nuls)**

Unité : Mtk	Asymptotique	Monte Carlo	Bootstrap
<b>95%</b>	[22 468 - 97 458]	[43 388 - 50 696]	[42 407 - 51 752]
Ecart entre les bornes	74 990	7 308	9 345
<b>90%</b>	[25 232 - 86 780]	[43 987 - 50 054]	[43 280 - 51 007]
Ecart entre les bornes	61 548	6 067	7 727
<b>50%</b>	[36 346 - 60 245]	[45 623 - 48 204]	[45 340 - 48 500]
Ecart entre les bornes	23 899	2 581	3 160

**Les variables explicatives sont simulées (aléas non nuls)**

Unité : Mtk	Asymptotique	Monte Carlo	Bootstrap
<b>95%</b>	[22 468 - 97 458]	[27 174 - 80 799]	[27 301 - 81 477]
Ecart entre les bornes	74 990	53 625	56 176
<b>90%</b>	[25 232 - 86 780]	[30 084 - 74 276]	[30 407 - 75 259]
Ecart entre les bornes	61 548	44 192	44 852
<b>50%</b>	[36 346 - 60 245]	[38 934 - 56 732]	[39 385 - 57 206]
Ecart entre les bornes	23 899	17 798	17 821

Les intervalles de prévisions obtenus sans ajouter de l'aléa dans les modélisations des variables explicatives sont beaucoup plus réduits que lorsque l'on prend en compte l'incertitude liée aux variables explicatives. Sans cette incertitude, les écarts entre les bornes inférieure et supérieure, au seuil de 95%, sont 7 fois plus petits avec les simulations de Monte Carlo (resp. 6 fois pour le Bootstrap).

Lorsque l'on intègre de l'aléa sur les variables explicatives, les intervalles résultant des simulations de Monte Carlo calibré sont les moins larges que les intervalles asymptotiques. Ils sont cependant assez proches de ceux obtenus avec le bootstrap, surtout pour des niveaux de confiance de 90%. L'amplitude plus grande des

intervalles bootstrapés est liée à la prise en compte, dans la procédure, de l'incertitude de l'estimation des paramètres. L'écart entre les deux méthodes reste cependant assez faible comparé aux résultats obtenus à partir des calculs asymptotiques. L'utilisation de la méthode de Monte Carlo calibrée est intéressante car elle réduit de façon importante l'intervalle de prévision calculé et l'obtention des résultats est plus rapide (elle ne nécessite pas les étapes de génération et d'estimation des variables expliquées). Néanmoins, dans la suite des travaux, nous retenons les résultats bootstrapés. Ils sont plus fiables car ils intègrent plusieurs formes d'incertitude (sur les variables explicatives et sur les paramètres) tout en s'affranchissant du caractère gaussien des résidus.

### **Les variances relatives des variables explicatives**

Nous avons voulu mesurer l'influence respective des variables explicatives sur la variance totale de la distribution des prévisions. Nous avons donc effectué les simulations (Monte Carlo, Bootstrap) en ajoutant tour à tour une incertitude portant sur les variables explicatives. Autrement dit, les simulations sont d'abord réalisées sans ajout de résidus simulés sur les variables explicatives. Puis, les simulations sont calculées en générant une des variables explicatives (aléas non nuls), les autres suivant leur évolution passée (aléas nuls). Nous réalisons cette opération alternativement, pour toutes les variables explicatives. Nous remarquons une variance relative assez importante pour certaines variables sur la variance empirique totale. La part relative des différentes variables explicatives dans la variance totale est rapportée, dans les tableaux ci-après, pour les modèles fret globaux et les modèles voyageurs uniquement car les trafics du fret national et international sont expliqués à partir d'une seule variable explicative. La somme

des variances relatives des variables explicatives est différente de 100 en raison de l'existence de covariance entre les variables. Nous n'avons pas la capacité de calculer les covariances futures entre les différentes variables explicatives.

<b>Variances relatives - Modèles Fret</b>			
	PI	Pxtrm	Pmfer
T. ferroviaire total	0,56	0,03	0,03
T. conventionnel	0,83	0,01	0,01
T. par wagons isolés	0,47	0,21	0,21
T. combiné	0,70	0,01	0,01
T. routier	0,88	0,09	—

Pour les modèles de transport de marchandises, la variance de la production industrielle est prépondérante, les poids des deux variables de prix (routiers et ferroviaires) sont très faibles, sauf pour les wagons isolés (variance de 0,21).

Variances relatives - Modèles Voyageurs							
	Cm	Cho	Pmfer <sup>3</sup>	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau
RP	0,35	—	—	0,22	0,21	—	—
RP1	0,12	0,07	0,07	—	—	—	—
RP2	0,30	—	0,27	0,27	—	—	—
GL	0,50	—	—	0,38	0,38	—	—
TGV	0,59	—	—	—	0,46	—	—
TRN	—	0,98	0,14	0,15	—	—	—
TER	—	0,92	—	—	—	0,09	—
IDF	0,66	—	0,41	—	—	—	—
VLAC	0,52	—	—	0,10	—	—	0,10

Comme pour les modèles fret globaux, nous observons pour les modèles voyageurs une variance des variables macro-économiques assez importante, surtout pour la variable du chômage, où elle est supérieure à 0,90. Néanmoins, les modèles expliqués en fonction de la consommation des ménages ont une variance relative des prix non négligeable contrairement aux modèles fret. Les prix ont un poids relatif variant de 0,10 pour le trafic des véhicules légers à 0,46 pour les TGV. Dans le cas du trafic voyageurs sur le réseau principal en première classe, le poids des différentes variables explicatives est peu important. Les raisons sont peut être liées à la présence de covariance importante entre la variable de la consommation et celle du chômage.

<sup>3</sup>Le produit moyen ferroviaire correspond au produit moyen sur le réseau principal pour l'ensemble des trafics ferroviaires de voyageurs sauf pour le trafic Ile-de-France où celui-ci est le produit moyen sur le trafic en Ile-de-France (Pmidf).

Cette analyse du poids relatif des variables dans la variance de la distribution de la prévision est importante lorsque l'on attribue aux variables explicatives, comme dans le cas de certains scénarios, des taux d'évolution en rupture avec les tendances passées. Nous pouvons, grâce aux calculs effectués précédemment, mieux comprendre les incidences d'une hypothèse trop volontariste sur l'erreur de prévision.

## 1.4 Les prévisions avec scénario

Les scénarios sont un ensemble d'hypothèses d'évolution, à un horizon donné, des variables explicatives. Ils permettent de tester des hypothèses alternatives par rapport au cadre de référence basé sur les tendances passées, par exemple des objectifs préalablement fixés (comme le doublement du transport ferroviaire de marchandises à l'horizon 2010).

Les techniques économétriques classiques établissent, à partir de modèles calibrés sur le passé, une projection unique avec un intervalle de prévision associé. Mais le principe de prévoir à partir du passé, même avec des intervalles de prévision plus précis, comporte certaines incertitudes surtout dans un contexte où les pouvoirs publics peuvent avoir de l'influence sur l'évolution des variables explicatives.

### 1.4.1 Qu'est-ce qu'un scénario ?

Les scénarios sont utilisés dans différentes sphères de l'activité, par les gouvernements pour établir des politiques économiques, comme par les entreprises dans le secteur commercial.

Les techniques classiques de prévision donnent des tendances futures dans la continuité du passé et produisent des projections sur un point avec des intervalles de prévision. Elles sont donc limitées par l'inertie liée au passé. Les scénarios offrent une alternative beaucoup plus flexible, permettant de prendre en compte différentes évolutions des variables explicatives, en particulier les chocs futurs. On donne ainsi au processus une autre évolution. Les scénarios sont en général établis par des experts. La construction de scénarios peut être divisée en deux catégories cf. Scenario [1998]. La première, "forecasting", est une approche exploratoire. Les scénarios alternatifs sont construits à partir de la situation présente pour un horizon donné. A l'opposé, la seconde, "backcasting", adopte une démarche rétrospective qui définit au préalable le futur désiré et en déduit la faisabilité et les conditions nécessaires pour l'atteindre. Les deux méthodes ont des applications distinctes. Elles sont adaptées à deux horizons de temps différents. La méthode forecasting est plus sensible à court terme, contrairement aux scénarios backcasting qui sont plus orientés vers le long terme pour pouvoir prendre en compte des ruptures importantes dans les tendances. Pour notre cas, la méthode de construction des scénarios considérée par le SES est exploratoire. A l'inverse, les objectifs de 100 Gt<sub>k</sub> à l'horizon 2010 et 150 Gt<sub>k</sub> en 2020 se rapprochent plus d'une démarche rétrospective.

Parmi les scénarios "forecasting", nous distinguons un scénario de référence et un scénario contrasté impliquant différentes hypothèses sur les évolutions futures des variables explicatives. Le scénario contrasté offre l'avantage d'intégrer des changements anticipés spécifiques tels que les évolutions technologiques, un ralentissement de l'activité économique... Le scénario de référence est basé sur les hypothèses de continuation des tendances passées.

Les scénarios proposent une approche innovante dans le processus de décision à long terme. Ils permettent un éclairage sur les hypothèses alternatives en relation avec les changements souhaités.

#### 1.4.2 La prise en compte des scénarios dans les modèles

Les scénarios développés par le SES proposent des hypothèses sur les agrégats économiques et les prix des différents modes de transports sous la forme de taux de croissance à l'horizon 2020. Nous supposons que les scénarios ne constituent pas des changements d'ordre structurel dans la modélisation des variables explicatives. Les modifications se limitent à un changement du taux de croissance futur par rapport à celui observé dans le passé. Au niveau de la modélisation de la variable explicative, le scénario se concrétise par un changement de la constante. Considérons le modèle autorégressif, sur les variables logarithmiques en différence, suivant :

$$\Delta \ln(x)_t = \alpha + \varphi_1 \Delta \ln(x)_{t-1} + \dots + \varphi_p \Delta \ln(x)_{t-p} \quad (1.38)$$

En développant cette équation, nous obtenons :

$$\ln(x)_t - \ln(x)_{t-1} = \alpha + \varphi_1 \Delta \ln(x)_{t-1} - \varphi_1 \Delta \ln(x)_{t-2} + \dots + \varphi_k \Delta \ln(x)_{t-p-1} - \varphi_k \Delta \ln(x)_{t-p} \quad (1.39)$$

soit :

$$\ln \left( \frac{x_t}{x_{t-1}} \right) = \alpha + \varphi_1 \ln \left( \frac{x_{t-1}}{x_{t-2}} \right) + \dots + \varphi_p \ln \left( \frac{x_{t-p-1}}{x_{t-p}} \right) \quad (1.40)$$

avec

$$\ln \left( \frac{x_t}{x_{t-1}} \right) = \ln \left( \frac{x_t - x_{t-1} + x_{t-1}}{x_{t-1}} \right) = \ln \left( \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} + 1 \right)$$

$$\text{au voisinage de } 0 \approx \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} = \tau \quad (\text{taux de variation}) \quad (1.41)$$

L'équation (1.39) devient alors :

$$\tau = \alpha + \varphi_1 \tau + \dots + \varphi_p \tau \quad (1.42)$$

$$\tau = \frac{\alpha}{1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_p} \quad (1.43)$$

La prise en compte du scénario implique un changement de la constante du modèle (1.37),  $\alpha^*$  remplace  $\alpha$ , soit :

$$\Delta \ln(x)_t = \alpha^* + \varphi_1 \Delta \ln(x)_{t-1} + \dots + \varphi_p \Delta \ln(x)_{t-p} \quad (1.44)$$

$$\text{avec } \alpha^* = \tau (1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_p) \quad (1.45)$$

Les prévisions des variables explicatives sont réalisées sur les séries en différence. Pour obtenir les variables explicatives en niveau, il suffit d'ajouter à la variable en différence, la variable en niveau retardée d'une période, soit :

$$\ln(x)_t = \Delta \ln(x)_t + \ln(x)_{t-1} \quad (1.46)$$

Nous abordons, ci-après, les projections à 20 ans relatives aux variables macro-économiques, puis aux différents scénarios de la politique des transports.

### 1.4.3 Les scénarios du SES

#### Le cadrage macro-économique

Trois scénarios macro-économiques décrivent les caractéristiques de la croissance économique, en fonction de l'organisation géopolitique de l'économie mondiale et des axes de régulation privilégiés par l'Europe et la France.

Le scénario médian s'appuie sur une hypothèse de croissance moyenne (2,3% de croissance annuelle du PIB français) avec la constitution d'espaces économiques structurés autour de trois pôles (Europe, Amérique et Asie) et la définition des politiques économiques et sociales à l'échelle de ces zones, il est appelé scénario : "Europe". Il est encadré par deux autres scénarios, un scénario de croissance soutenue (2,9% de croissance annuelle du PIB français) dans un contexte de mondialisation de l'économie et des échanges favorisé par des politiques libérales, c'est le scénario "Monde" ; un scénario de croissance plus faible (1,9% de croissance

annuelle du PIB français) avec une forte fragmentation mondiale et un repli de la France sur elle-même, appelé scénario "Repli".

Les différents taux d'évolution des principaux agrégats économiques en fonction des trois scénarios sont présentés dans le tableau ci-dessous. Nous y ajoutons la production industrielle (utilisée lors de nos modélisations) dont les projections à 20 ans sont réalisées par le BIPE [1999].

Agrégat	"Monde"	"Europe"	"Repli"
PIB mondial	4,5	3,9	3,3
PIB européen	3,0	2,4	2,0
<i>France</i>			
PIB	2,9	2,3	1,9
Production Industrielle	2,9	2,3	1,7
Importations	5,6	4,4	3,1
Exportations	5,9	4,5	2,6
Consommation des ménages	2,6	2,3	1,9

BIPE [1999]

## Les scénarios de la politique des transports

Au niveau de la politique des transports, quatre scénarios ont été retenus. Le premier (scénario A) prolonge les tendances observées sur les deux dernières décennies. Le scénario B suppose la poursuite des inflexions apportées récemment à la politique des transports. Le scénario C vise lui, à améliorer l'internalisation des coûts externes et le partage modal sans limiter la mobilité des voyageurs. Le scénario D vise à un rééquilibrage plus volontariste des parts modales.

Ces scénarios et leurs incidences sur la TIPP (Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers), les prix des transports ferroviaires de voyageurs, les prix aériens et les coûts du transport routier sont détaillés ci-dessous.

#### *Le scénario A*

Il est caractérisé par l'absence de mesures de régulation des transports, il est construit selon les hypothèses suivantes :

- Le maintien de la TIPP au niveau de l'année 1998, en francs constants (soit 0,58 euro/l pour le super sans plomb et 0,37 euro/l pour le gazole).
- La stabilité des prix des transports ferroviaires de voyageurs.
- La décroissance marquée des prix du transport aérien, malgré une taxation du kérosène de 20% introduite à partir de 2015.
- La baisse des coûts du fret routier liée au maintien des pratiques sociales passées et au passage au 44 tonnes.

Nous obtenons, pour le scénario A, les hypothèses suivantes :

#### **Scénario A**

	Taux annuel	Taux sur 20 ans
<b>Voyageurs</b>		
Prix moyen des carburants	0,03%	0,6%
Prix aérien intérieur	-1,50%	-26,1%
<b>Marchandises</b>		
Prix du TRM	-0,50%	-9,5%

#### *Le scénario B*

Le scénario B suppose la poursuite des inflexions apportées récemment à la politique des transports, c'est-à-dire :

- Le maintien de la TIPP sur le super sans plomb, au niveau de l'année 1998, en francs constants (soit 0,58 euro/l) et une hausse modérée de la TIPP sur le gazole (soit 0,47 euro/l au lieu de 0,37 actuellement).
- La stabilité des prix des transports ferroviaires de voyageurs.
- La baisse modérée des prix aériens, avec une taxation du kérosène de 20% en 2005 et 50% en 2015.
- Un meilleur respect de la réglementation routière avec l'application du contrat de progrès au transport routier de marchandises.

Les hypothèses concernant le scénario B sont reprises dans le tableau ci-dessous :

### Scénario B

	Taux annuel	Taux sur 20 ans
<b>Voyageurs</b>		
Prix moyen des carburants	0,49%	10,3%
Prix aérien intérieur	-0,40%	-7,7%
<b>Marchandises</b>		
Prix du TRM	+0,30%	6,2%

### Le scénario C

Il vise à améliorer l'internalisation des coûts externes. Les différentes hypothèses concernant le scénario C sont :

- Le maintien de la TIPP au niveau de l'année 1998, en francs constants, pour l'essence (soit 0,58 euro/l pour le super sans plomb) et un rattrapage de la TIPP sur le gazole (soit 0,58 euro/l au lieu de 0,37 actuellement).
- La baisse de près de 10% des prix des transports ferroviaires de voyageurs (gains de productivité et politique commerciale).

- Une très faible baisse des prix aériens (taxation du kérosène, 20% en 2005 et 50% en 2015).

- La réduction effective du temps de travail dans le transport routier de marchandises au niveau français (impact limité du passage de la durée légale du travail à 35 heures). Nous obtenons les taux annuels et à 20 ans suivants :

### Scénario C

	Taux annuel	Taux sur 20 ans
<b>Voyageurs</b>		
Prix moyen des carburants	0,76%	16,3%
Prix aérien intérieur	-0,20%	-3,9%
Prix transport ferroviaire	-0,40%	-7,7%
<b>Marchandises</b>		
Prix du TRM	0,66%	14,1%

### *Le scénario D*

Le scénario D vise à un rééquilibrage plus volontariste des parts modales, ses hypothèses sont résumées ci-dessous :

- La hausse de 5% par an de la TIPP, en francs constants, soit plus de 2 euros le litre de super ou de gazole en 2020.
- La décroissance de près de 10% des prix des transports ferroviaires de voyageurs.
- Une légère hausse des prix du transport aérien liée à une taxation du kérosène (à hauteur de 50%) qui interviendrait dans le cadre d'un accord européen et mondial.
- Un respect intégral de la réglementation routière, avec la mise en oeuvre effective au niveau français et européen de l'harmonisation des horaires de travail

dans le transport routier de marchandises.

Les différents taux annuels et à 20 ans sont reportés dans le tableau suivant :

### Scénario D

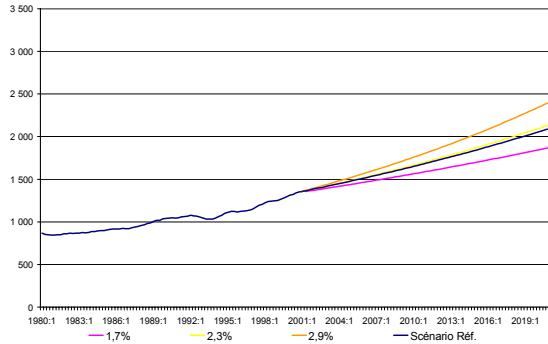
	Taux annuel	Taux sur 20 ans
<b>Voyageurs</b>		
Prix moyen des carburants	3,78%	110,0%
Prix aérien intérieur	0,20%	4,2%
Prix transport ferroviaire	-0,40%	-7,7%
<b>Marchandises</b>		
Prix du TRM	2,1%	51,5%

#### 1.4.4 Etude des différents scénarios du SES

Pour visualiser et analyser les différents scénarios, nous avons représenté graphiquement l'ensemble des projections des variables explicatives à un horizon de 20 ans. Dans le cas des scénarios macro-économiques, la courbe en jaune correspond à l'hypothèse médiane, la courbe en rose à l'hypothèse basse et la courbe en orange à l'hypothèse haute. Nous avons ajouté dans les graphiques les projections des variables explicatives en fonction des tendances passées (courbe en bleu foncé), sur la période 1980-2000.

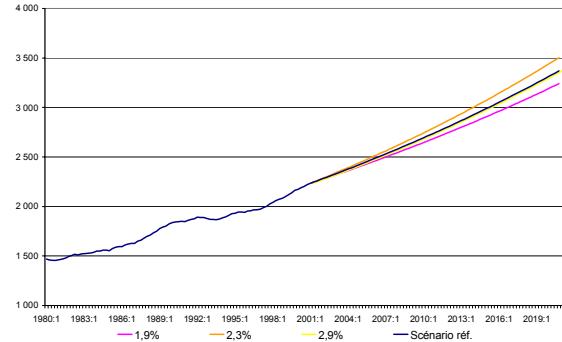
### La Production industrielle

(en milliards de francs constants de 95)



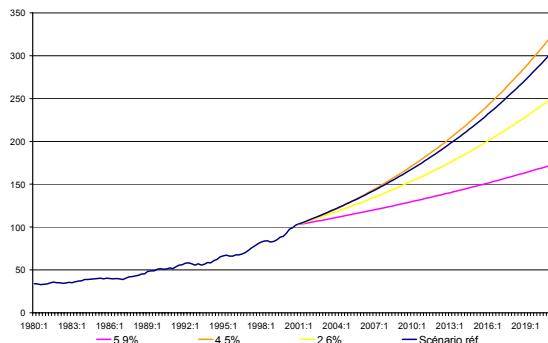
### Le Produit Intérieur Brut

(en milliards de francs constants de 95)



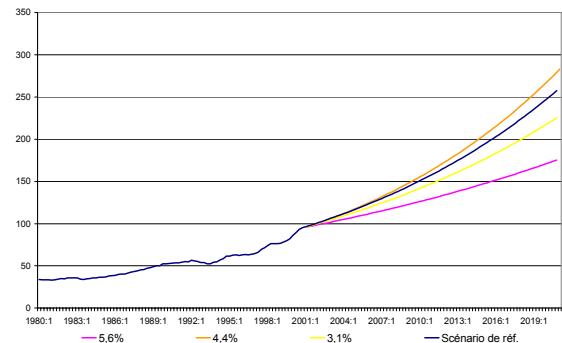
### Les Exportations

(en milliards de francs constants de 95)



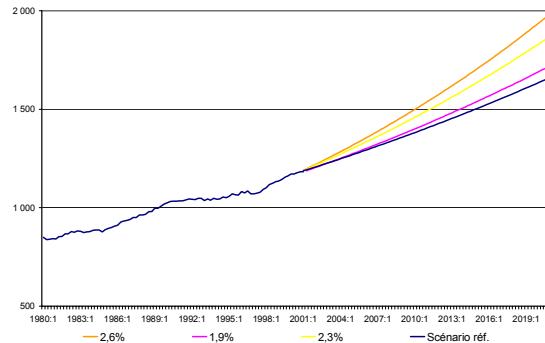
### Les Importations

(en milliards de francs constants de 95)



### La Dépense en Consommation des ménages

(en milliards de francs constants de 95)

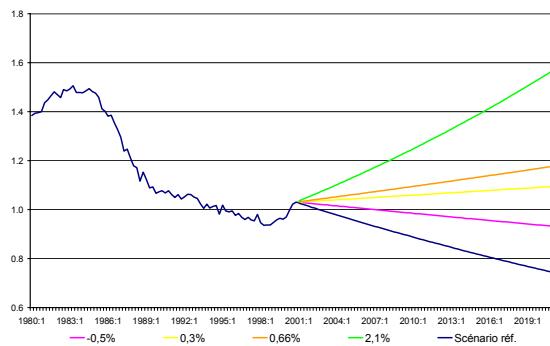


Nous observons pour la production industrielle et le produit intérieur brut une hypothèse similaire aux tendances passées. Les hypothèses basse et médiane sont en dessous des croissances observées depuis 1980 pour les exportations et les importations. L'hypothèse forte, de 5,6% en moyenne par an pour les importations et 5,9% pour les exportations, est proche des taux observés depuis 20 ans. A l'inverse, pour la dépense en consommation des ménages, l'ensemble des hypothèses, même la plus basse (i.e. 1,9% de croissance en moyenne par an), sont au-dessus de la tendance observée dans le passé.

Nous représentons ci-dessous les variantes pour l'ensemble des prix. La légende des couleurs des différentes courbes est identique à celle des scénarios macro-économiques. Nous ajoutons la courbe verte correspondant au scénario de prix volontariste, "D". Nous n'avons pas réalisé le graphique pour le prix du transport ferroviaire (voyageurs). Contrairement aux autres prix, les hypothèses sur le prix ferroviaire n'offrent que deux alternatives possibles. Il évolue en fonction des tendances passées (hausse de 0,6% par an en moyenne) dans les scénarios A et B et il baisse de 0,4% par an dans les scénarios C et D.

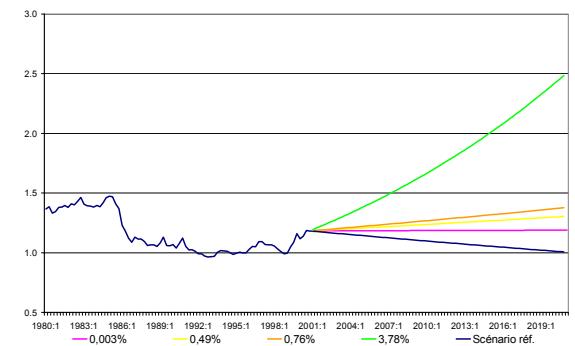
### Les prix routiers

(Indice base 95)



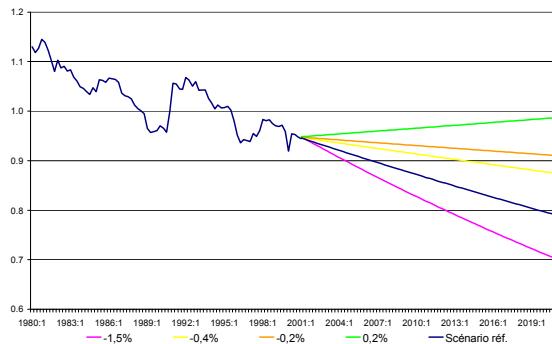
### Les prix du carburant

(Indice base 95)



## Les prix aériens

(Indice base 95)



Les hypothèses de prix sélectionnées reflètent clairement la volonté des pouvoirs publics de permettre un rééquilibrage entre les différents modes à travers les prix. Les différentes hypothèses concernant les prix se situent en effet toutes au-dessus des tendances passées, sauf pour le transport aérien dont l'hypothèse A est plus basse que l'évolution observée sur la période 1980-2000. L'hypothèse volontariste, "D", envisage des hausses de prix prononcées, en rupture par rapport au passé.

Les scénarios des différents prix proposent un éventail de possibilités beaucoup plus large que pour les agrégats macro-économiques. Mais les implications de cette dispersion sur la validité des prévisions sont, comme nous l'avons vu précédemment, moindres que les effets d'une grande variabilité sur les variables macro-économiques dont le poids dans la variance de l'erreur de prévision est beaucoup plus important.

### Conclusion sur les prévisions à long terme dans un VECM

L'objet de ce premier chapitre est de présenter les méthodes de prévision à long terme à partir des modèles développés dans la partie précédente.

Nous avons dans un premier temps calculé la meilleure prévision linéaire et construit les intervalles de prévision associés. Les intervalles de prévision sont tout d'abord élaborés selon l'approche classique, dans le cadre d'un VECM, sous l'hypothèse de normalité des résidus. Ils se sont avérés assez larges pour des raisons liées à la nature non-stationnaire des séries. Une première amélioration dans la précision des intervalles de prévision a été obtenue à partir des méthodes de simulation de Monte Carlo calibré. Dans cette méthode, on génère les processus explicatifs et expliqués sous l'hypothèse de normalité des résidus, puis on calcule les intervalles de prévision à plusieurs niveaux de confiance. Une seconde amélioration est apportée par la technique du Bootstrap qui permet de s'affranchir de l'hypothèse de normalité des résidus estimés. Les résultats obtenus à partir des simulations de Monte Carlo calibré et du Bootstrap sont proches. La technique du Bootstrap demeure cependant la plus fiable car elle intègre, contrairement à la méthode de Monte Carlo, l'incertitude liée à l'estimation des paramètres. Par la suite, des améliorations pourraient être apportées dans la procédure du Bootstrap. En effet, la méthode "classique" du Bootstrap est réalisée sous l'hypothèse que les résidus sont indépendants et identiquement distribués (*iid*). Or la structure des erreurs, surtout en présence de racine unitaire et de relation de cointégration, semble plus complexe. Selon H. Li et G.S. Maddala [1997], des méthodes de Bootstrap comme le "moving block Bootstrap" et le "stationary Bootstrap" pourraient être plus adaptées et améliorer la qualité des résultats.

Mais cette première approche concernant les prévisions à long terme est fondée sur des évolutions futures des variables exogènes identiques à celles du passé. Nous introduisons alors la notion de scénario sur les variables explicatives. Nous appliquons aux différentes modélisations les scénarios établis par le SES. Ceux-ci

proposent en particulier des hypothèses de prix pour les différents modes de transport (dont certaines sont en rupture avec les évolutions passées) dans l'optique d'un rééquilibrage modal à l'horizon 2020.

Le chapitre suivant rassemble les résultats et les analyses pour tous les modèles en appliquant les méthodes développées dans ce chapitre.

## **Chapitre 2**

# **Les résultats et les analyses des prévisions à long terme**

Ce chapitre rassemble les résultats et l'analyse des prévisions à long terme obtenues à partir des modélisations développées dans la partie III. Nous présentons l'ensemble des résultats, successivement pour : les modèles fret globaux, les modèles du fret national et international et les modèles voyageurs. Le schéma de lecture des tableaux et des graphiques est développé de façon précise pour les premiers modèles et appliqué à l'ensemble des modèles. Le calcul des prévisions ponctuelles et des intervalles de prévision calculés et bootstrapés sont programmés sous GAUSS. Les programmes sont disponibles sur simple demande.

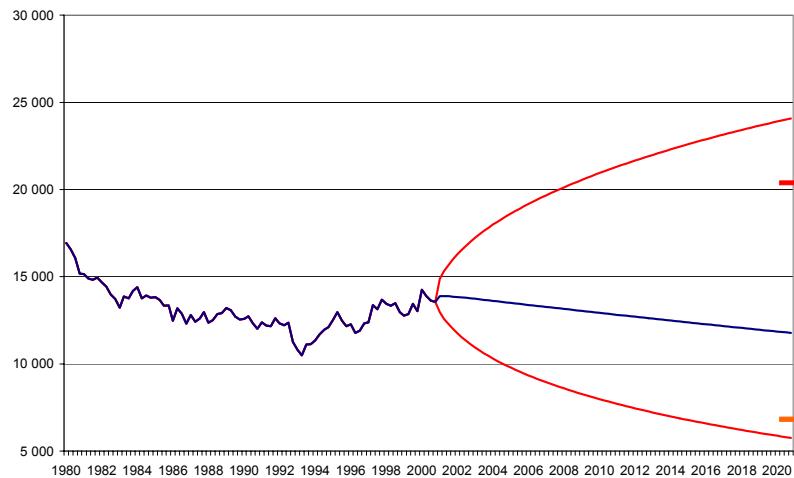
## 2.1 Les modèles fret

### 2.1.1 Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision

Les intervalles de prévision indiquent l'ensemble des valeurs possibles pour la réalisation future d'un événement. Les modélisations sont réalisées sur des données logarithmiques. Pour faciliter la lecture des graphiques, nous avons effectué un passage des séries en exponentiel, afin d'obtenir des données exprimées en Millions de tonnes-kilomètres (Mtk) trimestrielles. Dans les tableaux, pour disposer de résultats annuels, nous avons multiplié par quatre la dernière valeur trimestrielle obtenue à l'horizon  $h$ . L'analyse des trafics prévus porte donc principalement sur les ordres de grandeur, les valeurs exprimées en Mtk annuelles étant des approximations. Pour cette raison, nous associons aux valeurs des prévisions en Mtk les taux de croissance annuels moyens (TCAM). On trouvera cependant en annexe, pour chaque trafic, une représentation graphique des prévisions et des intervalles sur données logarithmiques (Partie IV, Annexe B). La représentation logarithmique permet une meilleure évaluation des intervalles de prévision (hypothèse de normalité). Contrairement à ces graphiques, ceux exprimés en Mtk montrent une asymétrie importante des intervalles de prévision, qui s'explique par la distribution de la loi log-normale fortement asymétrique. Les prévisions à 20 ans sont représentées graphiquement avec les intervalles de prévision asymptotiques à un niveau de 95%. Nous avons ajouté aux graphiques, sur l'axe de l'horizon  $h$  (2020), deux traits correspondant aux valeurs des intervalles de prévision obtenus à partir de la procédure du bootstrap pour un même niveau de confiance (95%).

Pour l'ensemble des modèles étudiés, outre les graphiques, deux tableaux de synthèse sont présentés. Un premier tableau rappelle la valeur du trafic en 2000 avec le taux de croissance annuel moyen depuis 1980 et la prévision ponctuelle à un horizon de 10 ou 20 ans selon le modèle avec le TCAM correspondant. Un second tableau rapporte, pour plusieurs niveaux de confiance (95%, 90% et 50%), les valeurs des intervalles de prévision asymptotiques et "bootstrapés". Les résultats des distributions de prévision sont obtenus à partir d'un nombre de réplications égal à 10 000.

### Le transport ferroviaire total

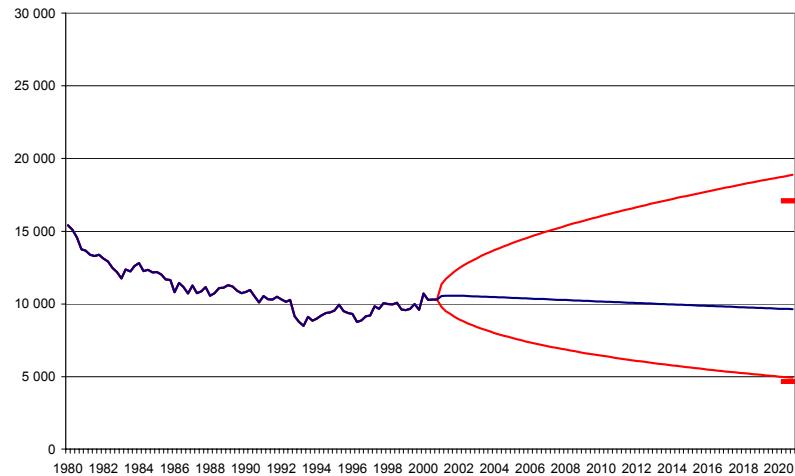


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mtk)	TCAM 00-20
55 352	-0,8%	47 286	-0,8%

#### Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[22 468 - 97 458]	[27 301 - 81 477]
Ecart entre les bornes	74 990	56 176
90%	[25 232 - 86 780]	[30 407 - 75 259]
Ecart entre les bornes	61 548	44 852
50%	[36 346 - 60 245]	[39 385 - 57 206]
Ecart entre les bornes	23 899	17 821
Médiane	47 286	49 386
Moyenne		47 593

## Le transport conventionnel

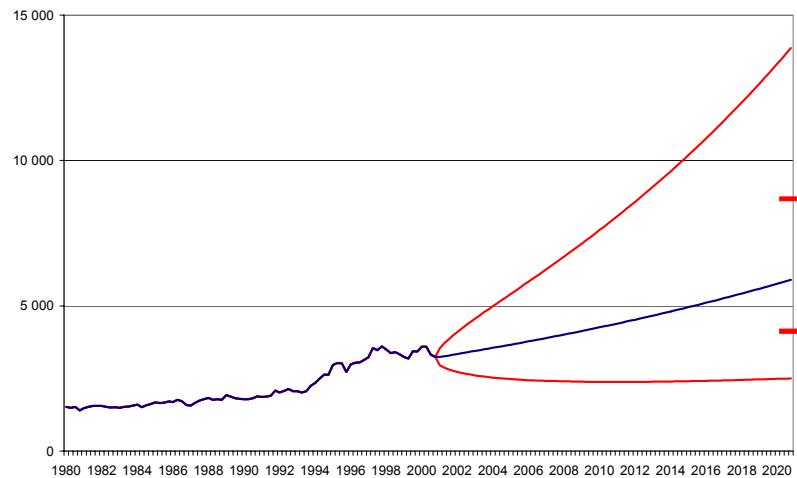


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mtk)	TCAM 00-20
41 585	-1,7%	38 600	-0,4%

Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[17 146 - 71 636]	[18 546 - 68 306]
Ecart entre les bornes	54 490	49 760
90%	[19 198 - 63 977]	[20 985 - 61 858]
Ecart entre les bornes	44 779	40 873
50%	[27 398 - 44 830]	[28 616 - 44 615]
Ecart entre les bornes	17 432	15 999
Médiane	38 600	37 757
Moyenne		35 827

### Le transport combiné

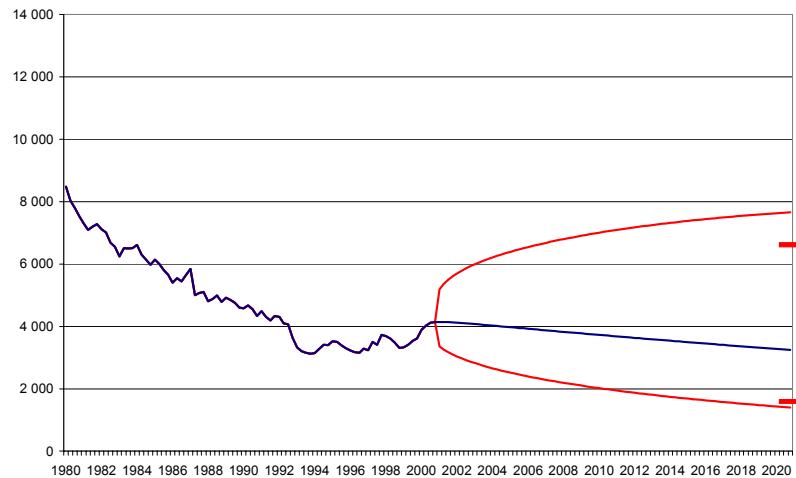


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mtk)	TCAM 00-20
13 767	4,3%	23 312	2,7%

Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[8 932 - 63 112]	[16 489 - 34 711]
Ecart entre les bornes	54 180	18 222
90%	[10 425 - 54 070]	[17 663 - 32 374]
Ecart entre les bornes	43 645	14 742
50%	[16 955 - 33 247]	[20 774 - 26 769]
Ecart entre les bornes	16 292	5 995
Médiane	23 312	24 043
Moyenne		23 490

### Le transport ferroviaire par wagons isolés

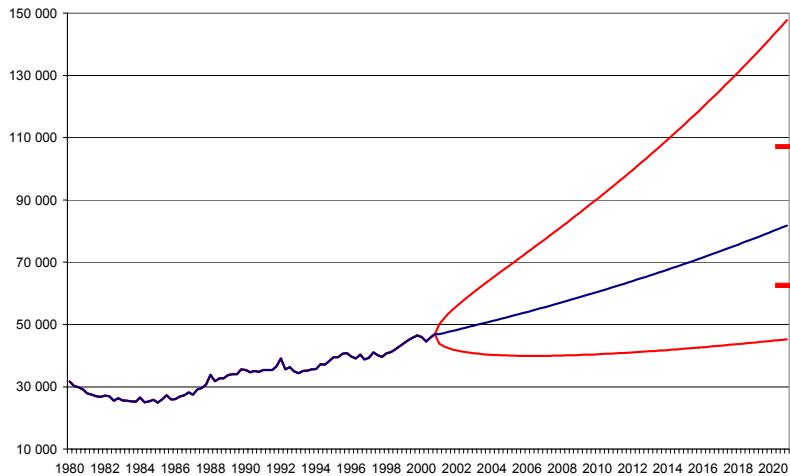


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mtk)	TCAM 00-20
16 186	-3,3%	13 042	-1,1%

Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[5 599 - 30 638]	[6 147 - 24 763]
Ecart entre les bornes	25 039	18 616
90%	[6 460 - 26 560]	[6 863 - 22 179]
Ecart entre les bornes	20 101	15 316
50%	[9 778 - 17 524]	[9 706 - 15 683]
Ecart entre les bornes	7 746	5 977
Médiane	13 070	14 342
Moyenne		13 042

### Le transport routier de marchandises



Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mtk)	TCAM 00-20
183 700	2,1%	323 816	2,9%

#### Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[180 579 - 607 533]	[250 371 - 428 351]
Ecart entre les bornes	426 954	177 980
90%	[198 763 - 551 952]	[263 314 - 410 544]
Ecart entre les bornes	353 189	147 230
50%	[268 775 - 408 176]	[297 541 - 358 456]
Ecart entre les bornes	139 401	60 915
Médiane	323 816	330 198
Moyenne		327 021

### L'analyse des prévisions ponctuelles des modèles fret

Notons en préambule que nos prévisions ne sont pas réalisées à partir d'un système d'équations (équations simultanées, VAR structurel...), mais à partir d'équations univariées indépendantes les unes des autres, nous permettant d'intégrer des ruptures dans la modélisation. Pour cette raison, la somme des projections des deux segments du transport ferroviaire n'est pas nécessairement égale à la prévision du transport ferroviaire total.

Nous observons, pour le modèle ferroviaire total, une légère décroissance du trafic à l'horizon 2020 de -0,8% par an (soit -15% sur l'ensemble de la période). Cette décroissance s'accompagne d'une perte de parts de marché<sup>1</sup> de 10 points, la part du fer passant ainsi de 23% en 2000 à 13% en 2020.

La ventilation du trafic ferroviaire total en transport conventionnel et transport combiné montre un certain infléchissement du transport conventionnel dont la baisse de trafic est estimée à -0,4% par an (soit -7% sur 20 ans). La rupture a permis de prendre en compte le changement structurel observé en 1989, à partir duquel le transport conventionnel cesse de décroître. Les prévisions du transport conventionnel semblent prolonger les tendances observées ces 10 dernières années, qui se traduisaient par une atténuation de la baisse de trafic. La chute escomptée du transport conventionnel est de ce fait moins élevée que celle observée sur les 20 dernières années (-1,7% par an).

La décroissance du transport conventionnel peut être imputée au transport par wagons isolés, puisque l'on prévoit une baisse de trafic de l'ordre de 1,1% par an (soit 20% sur la période). Les wagons isolés pourraient alors représenter 34%

---

<sup>1</sup>Les parts de marché sont calculées sur les deux principaux modes de transport terrestre, le transport ferroviaire et le transport routier.

du transport conventionnel en 2020 contre 39% en 2000.

Parmi les modèles ferroviaires, seules les prévisions du transport combiné sont positives avec une croissance prévue de 2,7% par an à l'horizon 2020. Le transport combiné représentera alors près de 38% du transport ferroviaire total contre 25% en 2000. Le transport combiné constitue donc un atout indéniable pour le développement futur du transport ferroviaire.

Le transport routier de marchandises montre des taux de croissance annuels de l'ordre de 3%, soit une hausse de 77% du trafic sur la période 2000-2020, supérieure à celle constatée sur les vingt dernières années (+51%). Les prévisions projettent des croissances du trafic routier similaires à celles observées après la date de rupture du troisième trimestre 1987 correspondant à la libéralisation des prix routiers.

Les intervalles de prévision calculés et simulés apportent des informations supplémentaires sur la précision des prévisions. Les projections du transport ferroviaire total sont déclinantes. La probabilité pour que le transport ferroviaire de marchandises soit supérieur aux niveaux actuels de trafic est de seulement 50% (toutes choses égales par ailleurs). Les projections ponctuelles des wagons isolés sont en dessous de la valeur médiane des intervalles de prévisions bootstrapés. Ce mode de transport a donc peu de probabilité de retrouver des niveaux de trafic passés. A l'inverse, les prévisions pour le transport combiné sont plus optimistes. Elles donnent une probabilité de 50% pour que le trafic combiné soit compris entre 21 et 27 Gt<sub>k</sub>, soit dans l'hypothèse haute un doublement à un horizon de 20 ans. Ceci confirme la part croissante du transport combiné dans le transport ferroviaire à l'horizon 2020. La situation est encore meilleure pour le transport routier de marchandises. La probabilité pour que le niveau du trafic routier stagne

est de seulement 5%.

Les prévisions du transport routier de marchandises seront-elles aussi élevées dans le cadre de scénarios favorables à un rééquilibrage entre les différents modes de transport ?

### 2.1.2 Les prévisions à partir des scénarios

Nous réalisons ensuite les prévisions des trafics de marchandises à 20 ans à partir des scénarios du SES. Dans le cadre de ces scénarios, les hypothèses d'évolution des variables explicatives ne couvrent pas l'ensemble de nos variables. Concernant les variables explicatives pour lesquelles il n'existe pas de scénario, nous appliquons les taux de croissance passés, observés sur l'ensemble de la période 1980-2000.

Nous proposons, pour la présentation des prévisions, de faire varier les différentes hypothèses de prix routiers pour chaque valeur de la production industrielle. Les produits moyens ferroviaires, quant à eux, ont un taux d'évolution constant, correspondant à celui observé sur 20 ans (1980-2000). Les trois tableaux ci-après synthétisent les prévisions à l'horizon 2020 du transport ferroviaire et du transport routier pour les différents scénarios. Chaque tableau correspond à une hypothèse macro-économique ("Repli", "Europe", "Monde"), dans lequel nous reportons les différentes hypothèses de prix ("A", "B", "C", "D"). Pour alléger la lecture, les projections concernant le transport combiné et le transport conventionnel sont exposées en annexe (Partie IV, annexe C).

Les prévisions sont exprimées en Mtk annuelles. Les taux de croissance annuels moyens sont ajoutés en dessous. Sur les deux dernières lignes du tableau, nous

avons calculé les parts de marché<sup>2</sup> relatives au transport ferroviaire et routier.

"Repli" (PIB :1,9%)	2000 <sup>3</sup>	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. ferroviaire (Mtk)</b>	55 352	42 226	46 819	49 035	58 941
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-0,8%	-1,3%	-0,8%	-0,6%	0,3%
<b>T. routier (Mtk)</b>	183 700	265 417	254 945	250 397	233 059
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	2,1%	1,9%	1,7%	1,6%	1,2%
<b>Total (Mtk)</b>	239 052	307 643	301 764	299 432	292 000
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,3%	1,3%	1,2%	1,2%	1,1%
<b>Part de marché du fer</b>	23%	14%	16%	16%	20%
<b>Part de marché de la route</b>	77%	86%	84%	84%	80%

<sup>2</sup>Dans le cas présent, le transport terrestre total de marchandises est composé uniquement du transport routier et du transport ferroviaire.

<sup>3</sup>Le taux de croissance annuel moyen, figurant dans la colonne "2000", est calculé sur la période de référence 1980-2000.

"Europe" (PIB :2,3%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. ferroviaire (Mtk)</b>	55 352	51 011	56 573	59 251	71 239
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-0,8%	-0,4%	0,1%	0,3%	1,3%
<b>T. routier (Mtk)</b>	183 700	290 207	284 521	279 515	260 096
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	2,1%	2,4%	2,2%	2,1%	1,8%
<b>Total (Mtk)</b>	239 052	341 218	341 094	338 766	331 335
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,3%	1,8%	1,8%	1,8%	1,7%
<b>Part de marché du fer</b>	23%	15%	17%	17%	22%
<b>Part de marché de la route</b>	77%	85%	83%	83%	78%

"Monde" (PIB :2,9%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. ferroviaire (Mtk)</b>	55 352	61 593	68 292	71 525	85 975
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-0,8%	0,5%	1,1%	1,3%	2,2%
<b>T. routier (Mtk)</b>	183 700	330 406	317 370	311 707	290 124
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	2,1%	3,0%	2,8%	2,7%	2,3%
<b>Total (Mtk)</b>	239 052	391 999	385 662	383 232	376 099
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,3%	2,5%	2,5%	2,4%	2,3%
<b>Part de marché du fer</b>	23%	16%	18%	19%	23%
<b>Part de marché de la route</b>	77%	84%	82%	81%	77%

Trois axes de réflexion se dégagent des projections de l'ensemble des modèles fret. Le premier montre l'impact sur les trafics de la politique de régulation par les prix du transport routier de marchandises. Les deux autres concernent l'évolution des parts de marché à long terme du transport et la croissance importante du transport combiné dans le cadre d'un scénario volontariste.

### **L'impact de la politique de régulation par les prix du transport routier de marchandises**

Les différentes simulations nous permettent de comprendre l'impact d'une évolution des prix de la route sur le rééquilibrage à un horizon de 20 ans entre les différents modes de transport terrestre. Si l'on se place dans le contexte d'évolution de la production industrielle observé ces dernières années (soit 2,3% en moyenne par an), correspondant au scénario "Europe", le transport ferroviaire gagne 7 points de parts de marché (elles passent de 15% à 22%) entre les deux scénarios extrêmes de prix routiers. Pour ces scénarios, les taux de croissance annuels moyens estimés de la route évoluent de 2,4% à 1,8% et ceux du transport ferroviaire varient entre -0,4% et +1,3%. On note ainsi que le taux de croissance du fer le plus élevé reste en deça de celui de la route obtenu dans un contexte de prix défavorable à ce mode.

### **Le maintien des parts de marché du fer à 20 ans**

Le transport ferroviaire de marchandises conserve ses parts modales (soit 23%) à un horizon de 20 ans dans un contexte de croissance de la production industrielle de 2,9% en moyenne par an et un scénario de prix routiers volontariste i.e. 2,1% de hausse annuelle. Ce maintien des parts de marché cache cependant une forte

progression du niveau du trafic ferroviaire. En effet, le trafic prévu à l'horizon 2020 est de l'ordre de 86 Gt<sub>k</sub>, soit une croissance de l'ordre de 55% en 20 ans (soit 2,2% par an). Nous rappelons que l'évolution du trafic ferroviaire entre 1980 et 2000 est de -15%. En parallèle, le transport routier de marchandises augmente, pour les mêmes hypothèses, de 58% en 20 ans, soit 2,3% en moyenne par an. Selon nos projections, le transport ferroviaire ne gagne pas de parts de marché sur la route, même dans un contexte de croissance soutenue de la production industrielle.

Le maintien ou l'amélioration des parts du fer dépendent donc de la mise en oeuvre de la part des pouvoirs publics d'une politique générale de régulation des transports, visant à assurer des conditions équitables de concurrence entre les différents modes. Si ces conditions sont nécessaires, elles ne sont évidemment pas suffisantes. Les efforts intrinsèques de la SNCF pour l'amélioration de sa productivité et de sa politique commerciale envers les clients restent, en effet, incontournables.

### **Le transport combiné est-il l'avenir du fer ?**

Nos prévisions révèlent qu'à long terme, l'essentiel de la croissance du trafic fret ferroviaire sera généré par le transport combiné. Dans le cas du scénario "Europe", les prévisions du transport conventionnel varient entre une baisse de 0,6% en moyenne par an et une quasi-stagnation du trafic (+0,1% par an). De son côté, le transport combiné enregistre des taux de croissance largement positifs (variant de +3,5% à +4,5% par an selon les hypothèses de prix routiers). Cette évolution du transport combiné suppose implicitement une amélioration de la productivité et de la qualité de service sans lesquelles le transport combiné ne

pourra se développer durablement.

### **L'objectif de 100 Gtk en 2010 est-il réaliste ?**

Les prévisions sont issues de modèles calibrés sur des tendances passées. Mais ces modèles sont aussi capables d'intégrer des ruptures de comportement des variables. Ils ont notamment mis en évidence le fait que les diverses subventions de l'Etat couplées à une politique commerciale active de la SNCF avaient créé une rupture sur la série du transport combiné à partir de l'année 1994. Les diverses mesures ont donc eu des effets réels sur le comportement du transport combiné. La politique actuelle, visant au rééquilibrage intermodal en faveur des transports alternatifs à la route, doit de la même façon se donner les moyens d'atteindre l'objectif de doublement du trafic fret ferroviaire à l'horizon de 10 ans. Sans réel changement, les projections estiment pour les scénarios les plus favorables au fer, un niveau de trafic ferroviaire proche de 90 Gtk à un horizon de 20 ans, loin de l'objectif de 100 Gtk en 2010 assigné à la SNCF par les pouvoirs publics.

#### **2.1.3 Une étude comparée entre les simulations et les scénarios**

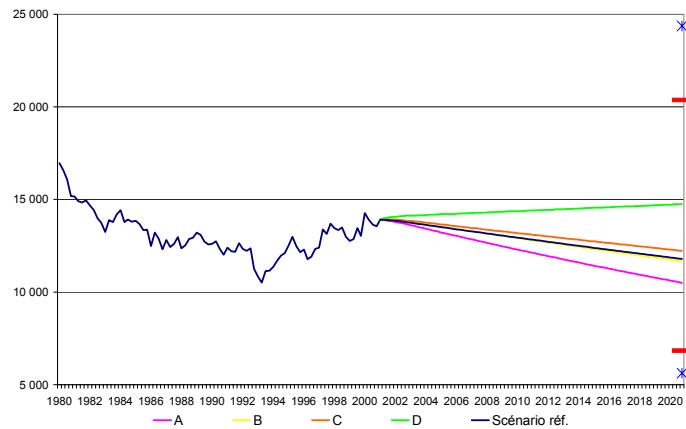
Les intervalles de prévision définissent (toutes choses égales par ailleurs) les amplitudes avec lesquelles les prévisions de trafic peuvent évoluer. Les scénarios quant à eux peuvent être construits à partir d'hypothèses en rupture avec les tendances passées. La comparaison des prévisions ponctuelles et des intervalles de prévision, avec les scénarios nous permet de voir les limites des prévisions construites à partir de modèles fondés sur l'historique du processus étudié.

Afin de permettre une compréhension plus aisée de l'analyse comparée entre

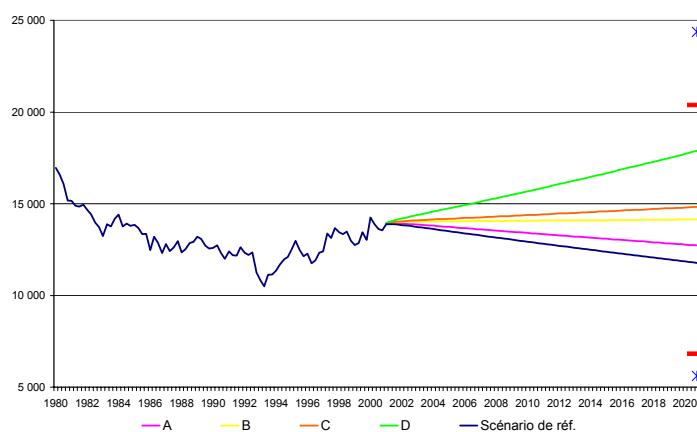
les intervalles de prévisions simulés et les projections des différents scénarios, nous avons réalisé des graphiques représentant ces projections ainsi que la meilleure prévision linéaire (bleue foncée). La projection en rose correspond au scénario "A" de la politique des transports, la jaune au "B", la orange au "C" et la verte au "D". Nous rappelons les valeurs des intervalles de prévision à l'horizon  $h$  avec deux étoiles pour les intervalles asymptotiques et deux traits rouges pour les intervalles "bootstrapés". Nous appliquons cette présentation à l'ensemble des graphiques des différents modèles.

## Le transport ferroviaire total

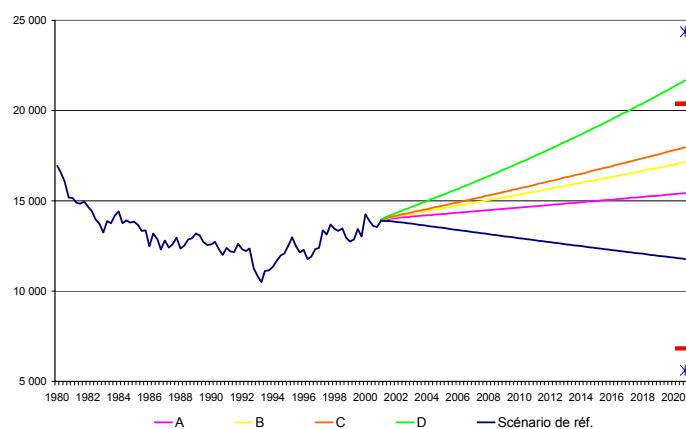
Scénario "Repli"



Scénario "Europe"

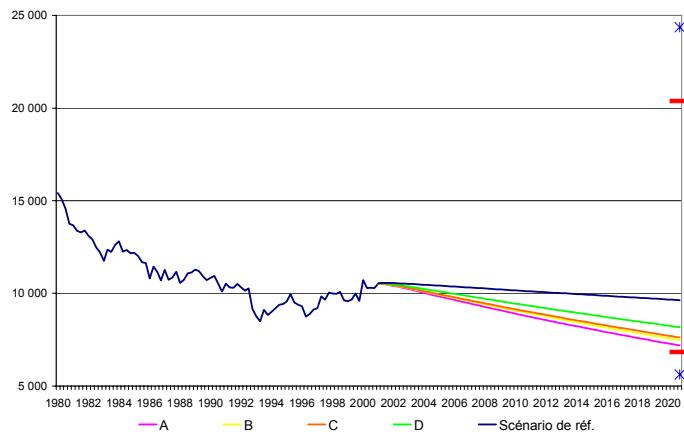


Scénario "Monde"

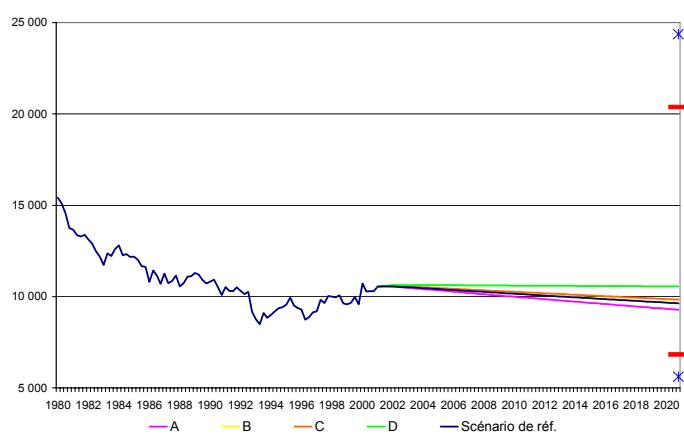


## Le transport conventionnel

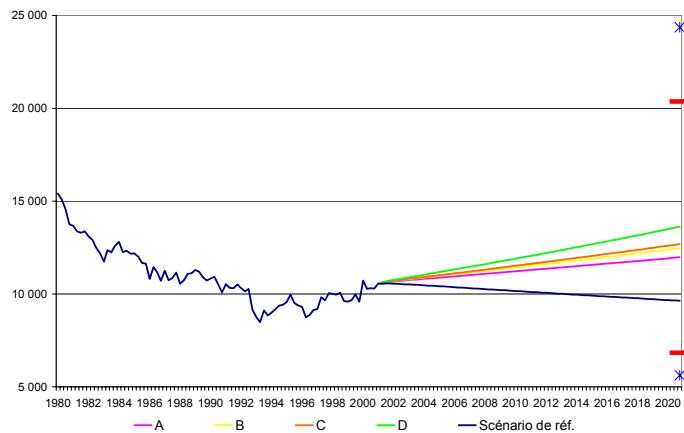
### Scénario "Repli"



### Scénario "Europe"

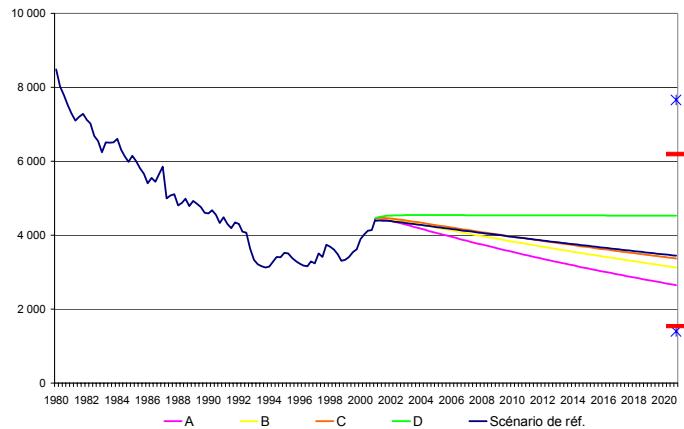


### Scénario "Monde"

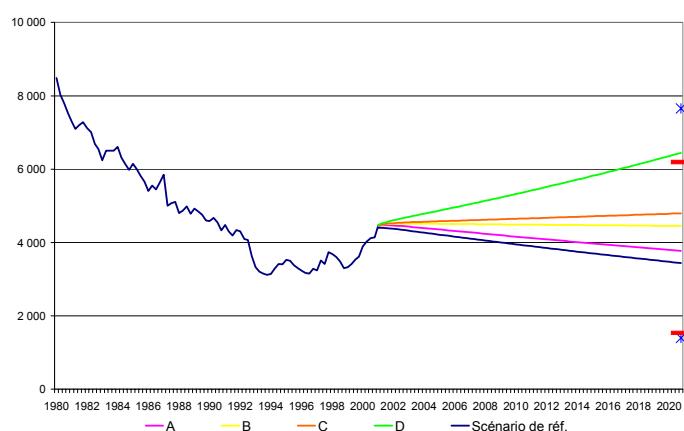


## Le transport par wagons isolés

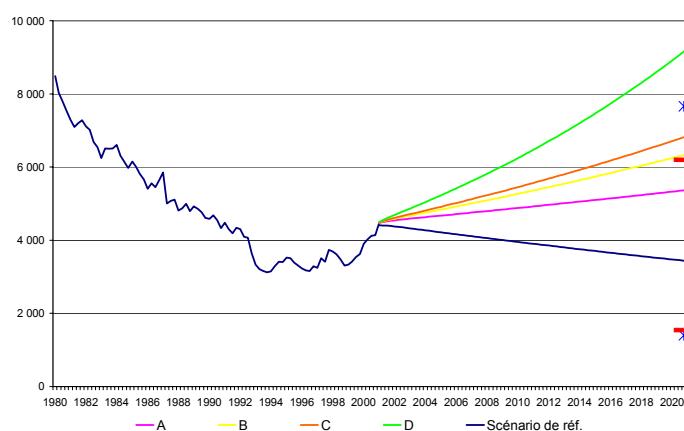
### Scénario "Repli"



### Scénario "Europe"

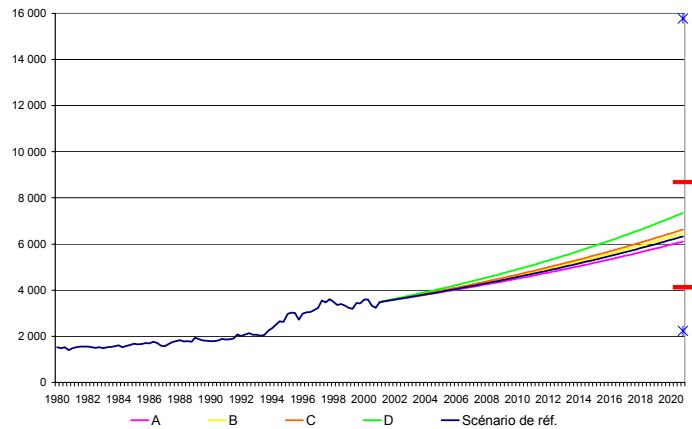


### Scénario "Monde"

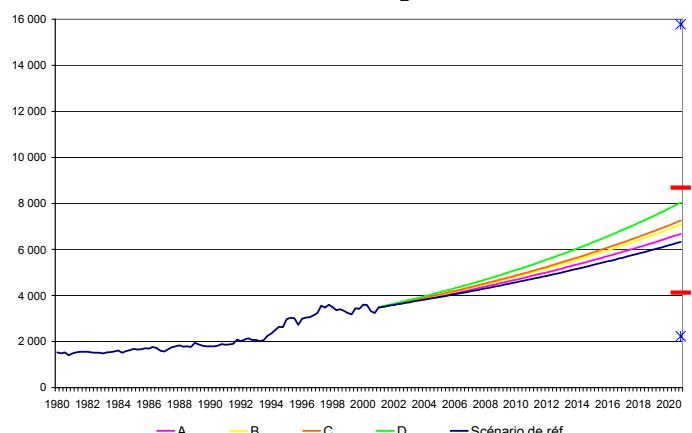


## Le transport combiné

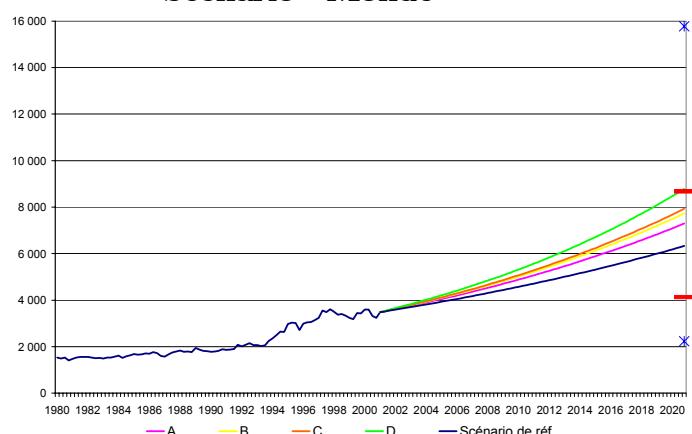
Scénario "Repli"



Scénario "Europe"

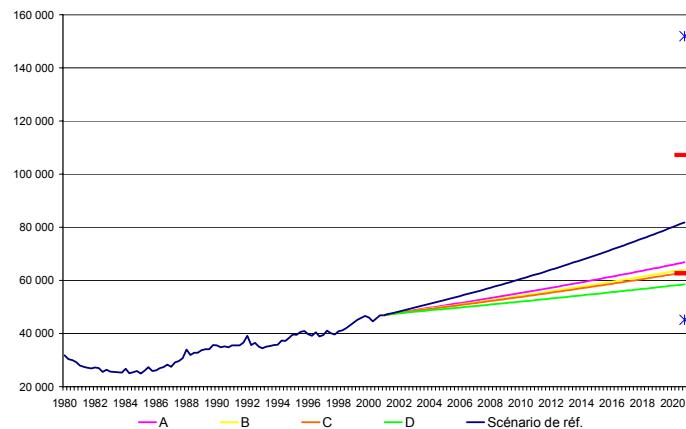


Scénario "Monde"

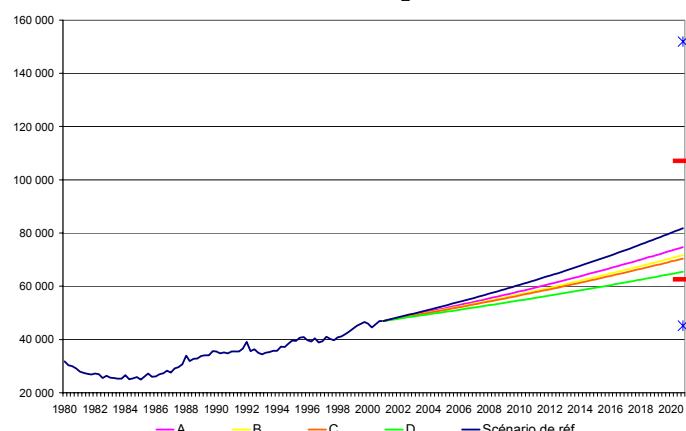


## Le transport routier de marchandises

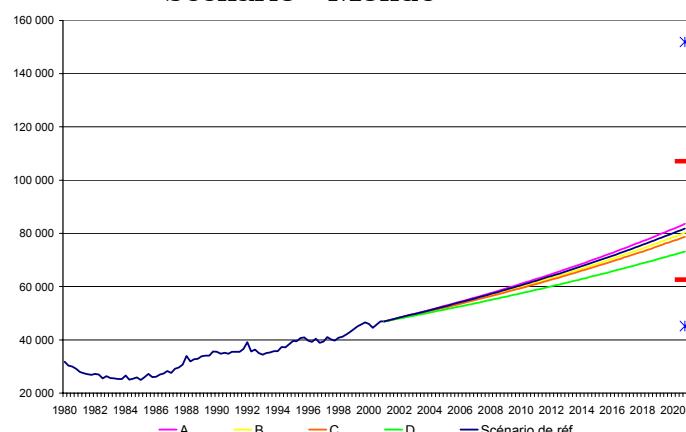
Scénario "Repli"



Scénario "Europe"



Scénario "Monde"



Pour le modèle ferroviaire total, le scénario de repli et le scénario médian donnent des projections à l'intérieur de l'intervalle de prévision "bootstrapé". Le scénario "Monde" prévoit des trafics équivalents aux niveaux de trafic de 1980, sauf pour la variante la plus volontariste des prix routiers (hausse des prix de 2,1%). Celle-ci donne une projection à l'extérieur de l'intervalle de prévision. La réalisation d'un niveau de trafic de 86 Gt<sub>k</sub> à l'horizon 2020 semble, toutes choses égales par ailleurs, très peu probable, à moins de modifications structurelles profondes du transport ferroviaire. Les scénarios "Repli" et "Europe" nous semblent les plus réalisables, le scénario "Repli" apparaissant assez proche des tendances passées notamment avec la variante de prix "B". Pour le transport combiné, la probabilité pour le scénario "Europe" n'est pas négligeable, mais on observe une plus grande probabilité pour le scénario "Repli". Dans ce cas, la meilleure prévision linéaire et les différents scénarios apparaissent très proches. Comme pour le transport ferroviaire total, la réalisation du scénario "Monde" avec des prix du transport routier volontaristes paraît très peu probable car la projection est à la limite extérieure de l'intervalle de prévision. Le scénario de "Repli" apparaît comme le plus probable pour le transport par wagons isolés. Mais la plupart des variantes du scénario "Europe" restent dans le champ des réalisations possibles. On constate une grande variabilité du transport par wagons isolés pour les différents scénarios (macro-économiques, prix) ; les raisons sont liées, en partie, à la valeur élevée des élasticités à la production industrielle (3,04) et aux prix routiers (1,04). A l'inverse, on observe très peu de variabilité pour les différents scénarios de prix du transport conventionnel, avec une plus grande chance de réalisation pour le scénario médian.

Pour le transport routier, dans le cadre du scénario "Repli", l'ensemble des

projections, sauf celle de la variante "A" sortent de l'intervalle de prévision "bootstrapé". Ceci semble attester du peu de probabilité de réalisation de ce scénario. Les scénarios de prix en rupture avec les évolutions passées, même le moins volontariste, génèrent pour le transport routier de marchandises des prévisions très peu probables. A notre avis, à l'horizon 2020, le scénario "Monde" semble le plus réalisable pour le transport routier. Dans ce scénario, l'évolution de la production industrielle compense la perte de trafic provoquée par la hausse des prix. Dans ce cas, les projections se situent à un niveau de réalisation beaucoup plus probable, soit un minimum de 290 Gt<sub>k</sub> à un horizon de 20 ans.

La comparaison entre les intervalles de prévision et les projections issues des scénarios met en évidence la difficulté pour le transport ferroviaire de marchandises d'atteindre les 86 Gt<sub>k</sub> en 2020 et la faible probabilité de voir le transport routier se situer au-dessous de 290 Gt<sub>k</sub> pour le même horizon.

## 2.2 Les modèles du fret national et international

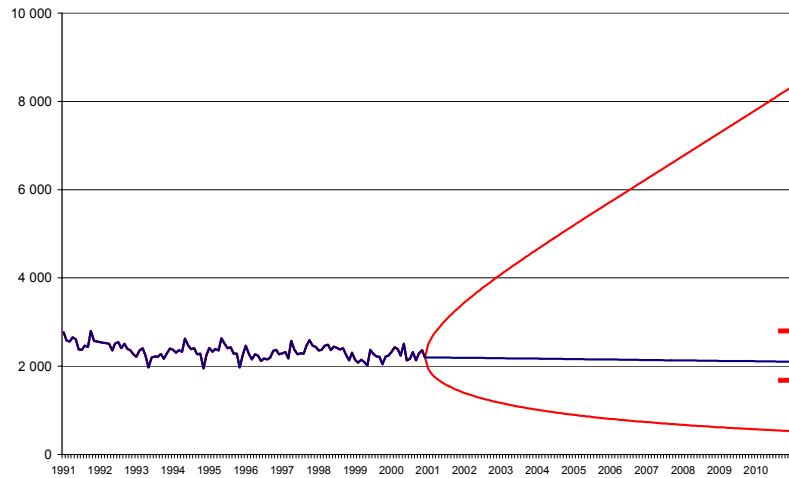
### 2.2.1 Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision

Pour représenter les résultats des modèles du fret national et international, nous adoptons un mode de présentation identique au précédent (cf. chapitre 2-1 de la Partie IV).

Nous rappelons les points essentiels pour la lecture des résultats des prévisions et des intervalles associés. Le graphique représente le trafic observé sur la période 1991-2000 et la projection mensuelle ponctuelle à l'horizon de 10 ans. La courbe en rouge correspond à l'intervalle de prévision asymptotique. Les deux traits, représentent les deux bornes des intervalles de prévision bootstrapés.

Dans le premier tableau, nous reportons le trafic annuel en millions de tonnes-kilomètres et la prévision annuelle en 2010. Pour ces deux valeurs, nous calculons les taux de croissance annuels moyens. Le second tableau présente, à différents niveaux de confiance, les bornes supérieures et inférieures des intervalles asymptotiques et bootstrapés ainsi que la valeur médiane et la moyenne.

### Le transport ferroviaire national

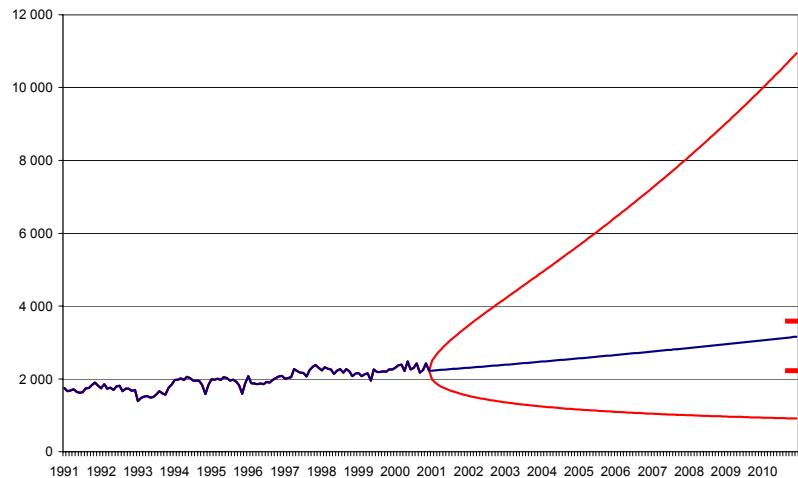


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
27 528	-1,2%	25 309	-0,8%

Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[6 511 - 103 305]	[20 177 - 33 576]
Ecart entre les bornes	96 794	13 459
90%	[8 102 - 83 021]	[21 014 - 32 215]
Ecart entre les bornes	74 919	11 201
50%	[16 113 - 41 745]	[23 713 - 28 291]
Ecart entre les bornes	25 632	4 578
Médiane	25 309	25 865
Moyenne		26 149

### Le transport ferroviaire international

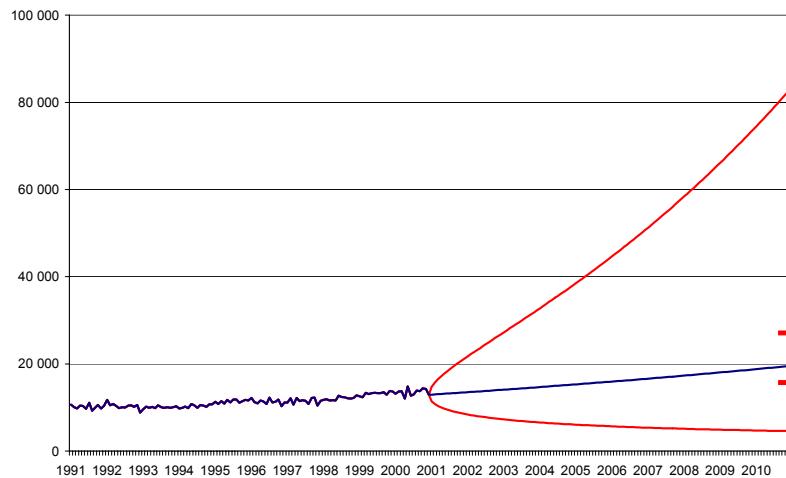


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
27 829	3,3%	37 317	3,0%

#### Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[9 252 - 128 449]	[26 654 - 42 969]
Ecart entre les bornes	119 197	16 315
90%	[11 392 - 104 323]	[28 271 - 41 454]
Ecart entre les bornes	92 931	13 183
50%	[21 916 - 54 227]	[32 010 - 37 246]
Ecart entre les bornes	32 311	5 236
Médiane	37 317	34 682
Moyenne		34 683

### Le transport routier national

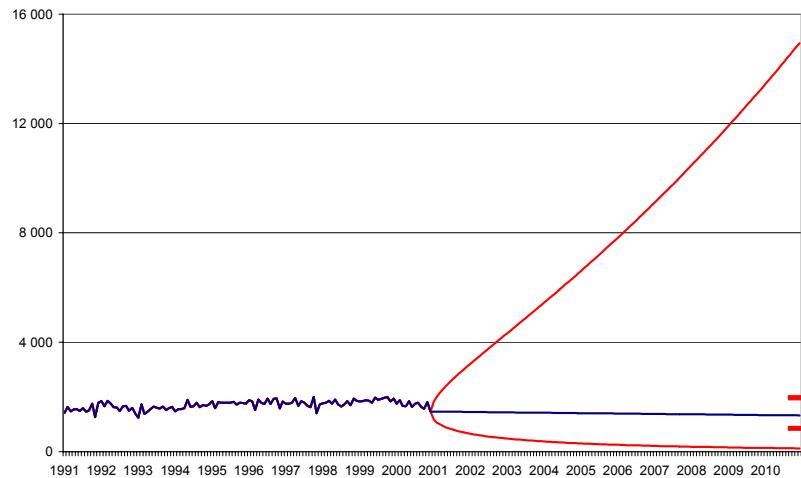


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
162 691	3,2%	230 271	3,5%

#### Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[59 188 - 1 051 731]	[188 684 - 324 712]
Ecart entre les bornes	992 543	136 028
90%	[74 312 - 837 681]	[199 733 - 311 256]
Ecart entre les bornes	763 369	111 523
50%	[152 015 - 409 502]	[228 017 - 273 692]
Ecart entre les bornes	254 487	45 675
Médiane	230 271	249 168
Moyenne		251 480

### Le transport routier international

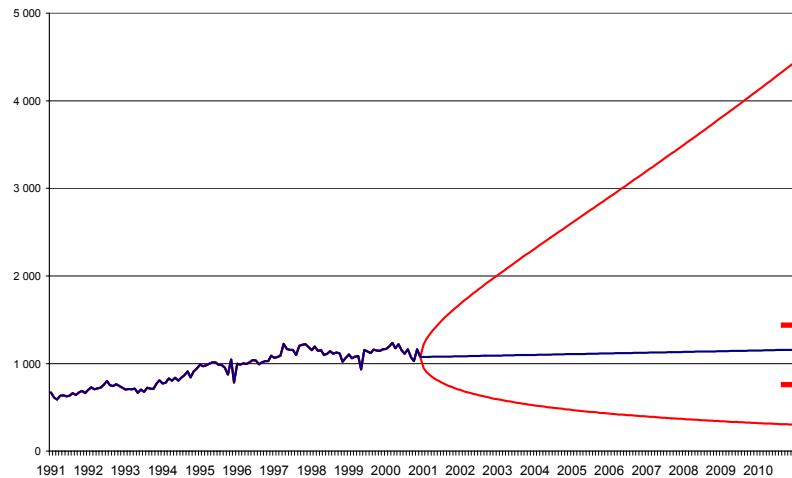


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
20 522	0,9%	15 964	-2,5%

#### Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[1 425 - 173 124]	[10 142 - 23 538]]
Ecart entre les bornes	171 699	13 396
90%	[2 082 - 118 440]	[10 825 - 22140]
Ecart entre les bornes	116 358	11 315
50%	[6 871 - 35 892]	[13 516 - 17 929]
Ecart entre les bornes	29 021	4 413
Médiane	15 964	15 890
Moyenne		15 647

### Le transport combiné total

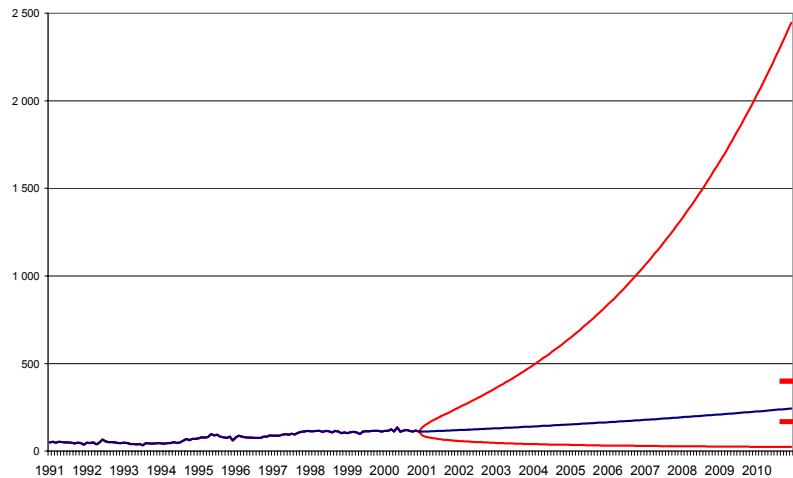


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
13 769	6,6%	13 850	0,1%

#### Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[3 237 - 48 823]	[9 100 - 17 256]
Ecart entre les bornes	45 586	8 156
90%	[4 011 - 39 394]	[9 691 - 16 393]
Ecart entre les bornes	35 383	6 702
50%	[7 878 - 20 058]	[11 277 - 14 083]
Ecart entre les bornes	12 180	2 806
Médiane	13 850	13 000
Moyenne		12 751

### Le transport combiné import

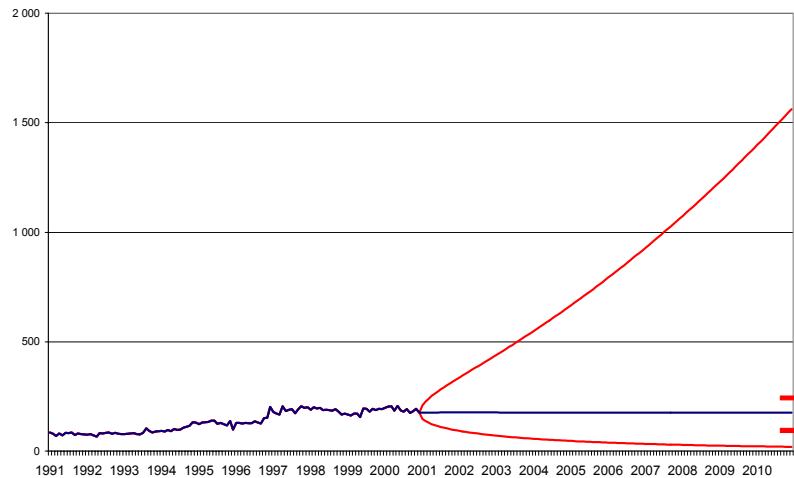


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
1 415	10,3%	2 826	7,2%

Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[305 - 30 959]	[2 013 - 4 793]
Ecart entre les bornes	30 654	2 780
90%	[439 - 21 483]	[2 201 - 4 453]
Ecart entre les bornes	21 044	2 252
50%	[1 387 - 6 808]	[2 742 - 3 606]
Ecart entre les bornes	5 421	864
Médiane	2 826	3 152
Moyenne		3 213

### Le transport combiné export

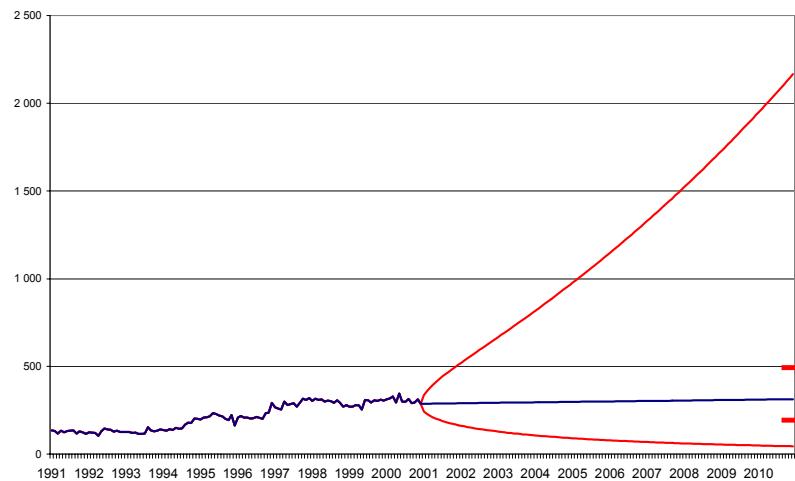


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
2 286	10,3%	2 116	-0,8%

#### Intervalle de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[242 - 14 301]	[1 126 - 2 910]
Ecart entre les bornes	14 059	1 784
90%	[334 - 10 356]	[1 266 - 2 701]
Ecart entre les bornes	10 022	1 435
50%	[920 - 3 753]	[1 635 - 2 207]
Ecart entre les bornes	2 833	572
Médiane	2 116	1 913
Moyenne		1 937

### Le transport combiné bilatéral

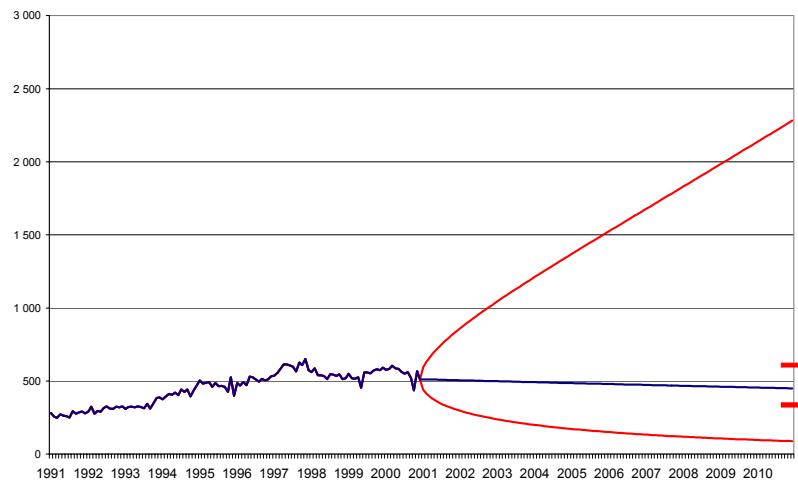


Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
3 701	10,3%	3 748	0,1%

Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[545 - 25 989]	[2 319 - 5 913]
Ecart entre les bornes	25 444	3 594
90%	[739 - 19 144]	[2 613 - 5 477]
Ecart entre les bornes	18 405	2 864
50%	[1 934 - 7 320]	[3 324 - 4 477]
Ecart entre les bornes	5 386	1 153
Médiane	3 748	3 878
Moyenne		3 938

### Le transport combiné transit



Trafic en 2000 (Mtk)	TCAM 91-00	Prévision Trafic en 2010 (Mtk)	TCAM 00-10
6 652	8,2%	5 436	-2,2%

#### Intervalles de prévision en Millions de tk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[1 066 - 27 386]	[4 034 - 7 312]
Ecart entre les bornes	26 320	3 278
90%	[1 378 - 21 186]	[4 257 - 6 900]
Ecart entre les bornes	19 808	2 643
50%	[3 090 - 9 450]	[4 586 - 6 435]
Ecart entre les bornes	6 360	1 849
Médiane	5 436	5 414
Moyenne		5 486

### **L'analyse des prévisions ponctuelles du fret national et international**

Les intervalles de prévision asymptotiques dans les modèles du fret national et international sont beaucoup plus larges que ceux observés pour les modèles fret globaux. Les modèles de transport fret mensuels apparaissent moins riches en information que les modèles fret trimestriels. Les raisons sont liées au nombre peu important, dans ces spécifications, de variables explicatives et à la longueur de l'historique. La plupart des modèles fret à l'international sont modélisés en fonction d'une seule variable explicative et la longueur de l'horizon de prévision est de 120 périodes pour les modèles mensuels contre 80 pour les modèles trimestriels. Ces deux éléments augmentent l'incertitude et jouent sur la précision des prévisions à long terme. Constatant le manque de précision des prévisions à 10 ans, nous n'avons pas augmenté l'horizon de prévision à 20 ans. Nous observons, pour l'ensemble des modèles, une réduction très importante des intervalles de prévision par les méthodes de simulations.

Sans être en contradiction, les résultats des prévisions des modèles du transport combiné et du transport ferroviaire ne sont pas comparables avec ceux étudiés précédemment. La période de calibrage des modèles et les variables explicatives sont différentes. Comme pour les modèles précédents, nous axons notre commentaire sur les taux d'évolution moyens des trafics et pas sur les niveaux annuels des trafics, ceux-ci étant des approximations.

Les prévisions du transport ferroviaire annoncent une baisse, à long terme, du trafic ferroviaire national (-0,8% par an) et une hausse du trafic ferroviaire international (+3,0% par an). A l'horizon 2010, la répartition modale entre les deux segments ne serait plus équitable comme en 2000. Elle se ferait en faveur du trafic international, dont la part serait de l'ordre de 60%, soit un gain de plus de

10 points en 10 ans. Les modèles du transport ferroviaire offrent des prévisions sur les données mensuelles plus optimistes que celles obtenues avec les modèles trimestriels. L'évolution du trafic à l'international est beaucoup plus dynamique que celle du trafic national qui évolue à peu près comme le trafic ferroviaire total (-0,8%).

Les prévisions réalisées sur les modèles internationaux apportent des informations complémentaires sur l'évolution du transport ferroviaire total. Elles affirment les potentialités de croissance du trafic international à contrario du trafic national. Le transport international constituera un segment générateur de croissance pour le transport ferroviaire à moyen terme (10 ans) et, selon les résultats obtenus, représentera 60% du fer total contre 50% en 2000 et 38% début 1980.

Les intervalles de prévision simulés fournissent une information supplémentaire sur la précision des prévisions. La probabilité pour que le trafic ferroviaire national soit compris entre 24 Gt<sub>k</sub> et 28 Gt<sub>k</sub> est de 50%, soit au mieux une stabilisation du niveau du trafic. La situation est meilleure pour le transport ferroviaire à l'international, avec une probabilité de 50% pour que le trafic augmente à un taux minimum de 0,7% par an, soit 15% sur la période.

En ce qui concerne les modèles de transport combiné à l'international, nous prévoyons, pour le transport combiné import et surtout le transport combiné export, des taux de croissance beaucoup moins importants que sur la période précédente, de l'ordre de 7,2% par an pour le transport combiné import et -0,8% par an pour le transport combiné export (contre 10,3% par an pour les deux segments entre 1991 et 2000). L'intégration de la rupture sur la fin de la période, où les évolutions étaient moins importantes, réajuste le modèle à des taux de croissance beaucoup moins dynamiques que ceux observés au début

de l'échantillon. Le transport combiné import est le seul segment du transport combiné à enregistrer des taux de croissance positifs. C'est aussi le seul modèle avec une date de rupture détectée au milieu de la période d'estimation. Les autres modèles ont des dates de rupture vers la fin de l'échantillon (comprises entre 1996 :10 et 1998 :1) et enregistrent ensuite de faibles croissances. La rupture réajuste le sentier d'équilibre de long terme sur des trafics stables sauf pour le transport combiné import où ils sont croissants, expliquant les taux positifs du trafic import à l'horizon 2010. Les prévisions de croissance du transport combiné bilatéral sont de seulement 0,1% par an. Le transport combiné transit a des taux prévus de -2,2% par an.

Les modèles du transport routier montrent des évolutions négatives pour le trafic routier international (-2,5%) et positives pour le national (3,5%). Le transport à l'international représente 11% du transport routier en 2000, cette part risquant de baisser de 4,5 points à un horizon de 10 ans. Le segment international du transport routier ne semble pas être, comme dans le cas du transport ferroviaire, un segment très dynamique à l'avenir. Le transport routier est un mode de transport dont la zone de marché pertinent diminue au fur et à mesure que les distances augmentent. Les intervalles de prévision complètent cette information. La probabilité pour que le transport routier national enregistre une croissance minimale de 4% à l'horizon 2010 est de 50%. A l'inverse, la probabilité pour que le trafic du transport routier international diminue entre 13% et 35% en 10 ans est de 50%.

## 2.2.2 Les prévisions à partir des scénarios

Les prévisions des trafics en fonction des scénarios sont beaucoup moins adaptées dans le cas des modèles du fret national et international. Les trafics sont modélisés, pour la majorité, en fonction d'une seule variable explicative. Les différentes alternatives pour les scénarios se trouvent uniquement au niveau des variables macro-économiques. Les projections donnent des résultats souvent très proches de la meilleure prévision linéaire. Pour l'ensemble de ces raisons, nous présentons uniquement les résultats pour les transports ferroviaire et routier aux niveaux national et international.

	2000 <sup>4</sup>	2010		
		”Repli”	”Europe”	”Monde”
<b>T. ferroviaire national</b>	27 528	24 905	26 404	27 984
<i>tcam sur la période 2000-2010</i>	-1,2%	-1,0%	-0,4%	0,2%
<b>T. ferroviaire international</b>	27 829	36 969	38 246	39 561
<i>tcam sur la période 2000-2010</i>	3,3%	2,9%	3,2%	3,6%
<b>T. routier national</b>	162 691	227 008	239 075	251 714
<i>tcam sur la période 2000-2010</i>	3,2%	3,4%	3,9%	4,5%
<b>T. routier international<sup>5</sup></b>	20 522	14 470	15 358	16 295
<i>tcam sur la période 2000-2010</i>	0,9%	-3,4%	-2,9%	-2,3%

Les résultats des projections à partir des scénarios confirment les conclusions précédentes. Nous observons au mieux une stabilisation du trafic ferroviaire national pour le scénario de croissance économique le plus favorable (+2,9% par

<sup>4</sup>Le taux de croissance annuel moyen, figurant dans la colonne ”2000”, est calculé sur la période de référence 1991-2000.

<sup>5</sup>Pour la variante de prix ”B”.

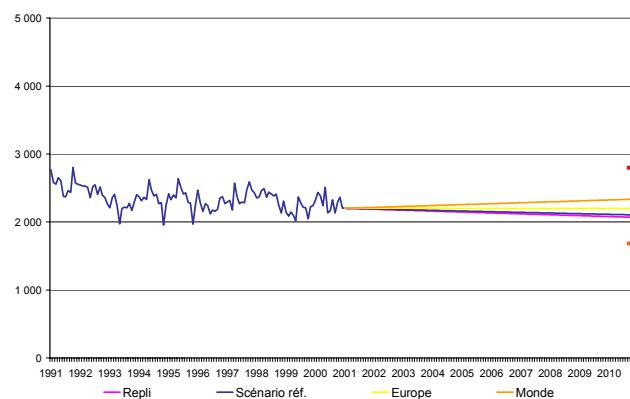
an). A l'inverse, même dans le scénario "Repli", le trafic à l'international affiche des croissances de l'ordre de 2,9% par an. Pour le transport routier, le trafic international enregistre des baisses allant de -2,3% à -3,4% par an, la part de l'international à l'horizon 2010 chutant à 6% pour l'ensemble des scénarios, contre 11% en 2000.

Les prévisions des modèles du fret national et international projettent un transport ferroviaire de plus en plus présent à l'international. A moyen terme, ce segment du transport ferroviaire devrait être majoritaire. Pour le transport routier, sa prédominance semble plutôt devoir s'élargir au niveau du marché intérieur.

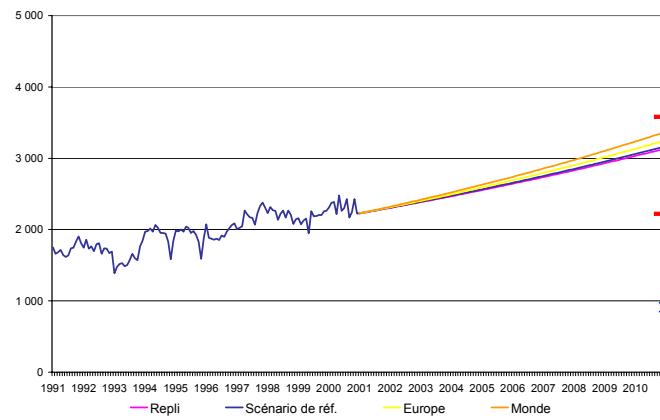
### 2.2.3 Une étude comparée entre les simulations et les scénarios

Nous présentons dans les graphiques ci-dessous les projections des trafics ferroviaire et routier, nationaux et internationaux ainsi que les intervalles de prévision "bootstrapés" et asymptotiques. Etant donnée la largeur de l'intervalle de prévision asymptotique, seule la valeur de la borne minimale est représentée.

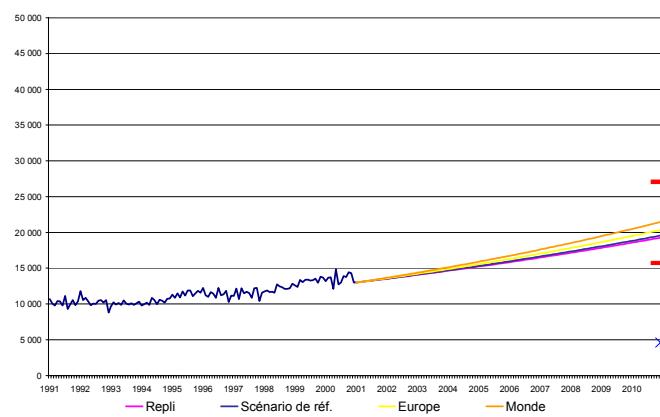
#### Transport ferroviaire national



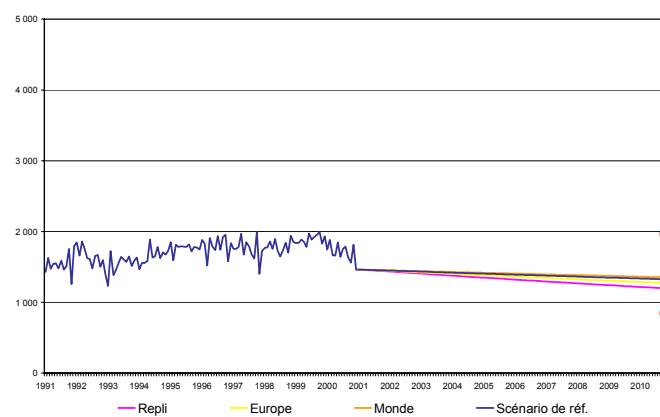
### Transport ferroviaire international



### Transport routier national



### Transport routier international



Nous n'observons pas une grande variabilité des différents scénarios. Ils évoluent autour de la prévision ponctuelle. De ce fait, l'ensemble des projections des différents scénarios sont dans les intervalles de prévision "bootstrapés". Les taux de croissance élevés du transport routier national et du transport ferroviaire international semblent donc tout à fait réalisables.

## 2.3 Les modèles voyageurs

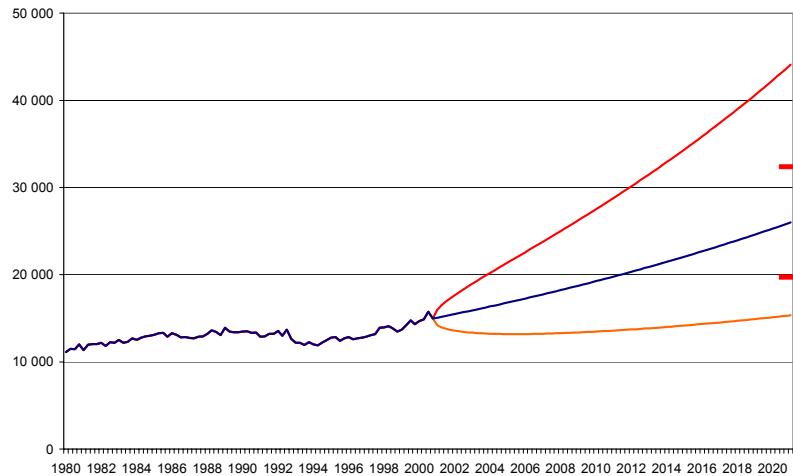
### 2.3.1 Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision

Nous reproduisons, pour les voyageurs, les résultats sous une forme identique aux modèles fret globaux (cf. chapitre 2-1 de la Partie IV).

Nous rappelons à nouveau, la méthode de lecture des différents résultats. Le graphique représente le trafic observé, sur la période 1980-2000, puis la prévision ponctuelle (à 20 ans) avec les intervalles asymptotiques (courbe en rouge) et bootstrapés (traits rouges).

Le premier tableau rappelle la valeur annuelle du trafic en 2000 et la prévision annuelle en 2020. Pour les deux valeurs, nous associons les taux de croissance annuels moyens calculés, sur la période 1980-2000, pour le premier et 2000-2020, pour le second. Le dernier tableau présente les valeurs des intervalles prévision à plusieurs niveaux de confiance ainsi que les écarts entre les bornes inférieures et supérieures.

### Le trafic SNCF sur le réseau principal (RP)

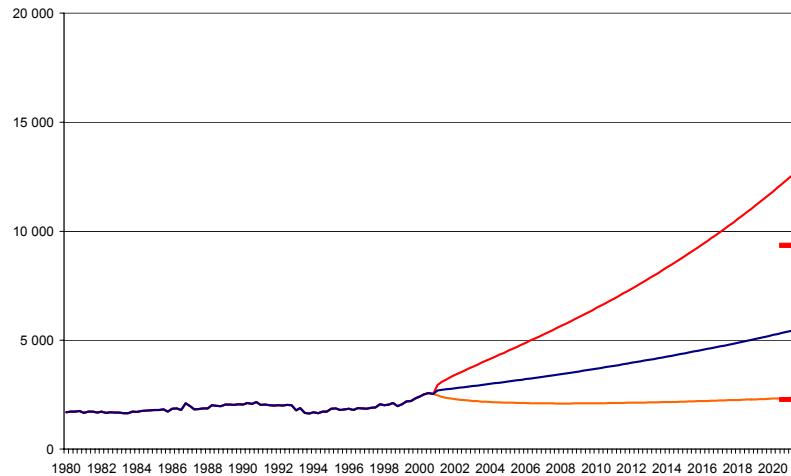


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
60 190	1,3%	102 945	2,7%

Intervalles de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[59 261 - 173 619]	[78 946 - 129 484]
Ecart entre les bornes	114 358	50 538
90%	[64 518 - 159 471]	[83 472 - 124 458]
Ecart entre les bornes	94 953	40 986
50%	[84 294 - 122 059]	[94 733 - 110 999]
Ecart entre les bornes	37 765	16 266
Médiane	102 945	102 695
Moyenne		103 062

### Le trafic SNCF sur le réseau principal première classe (RP1)

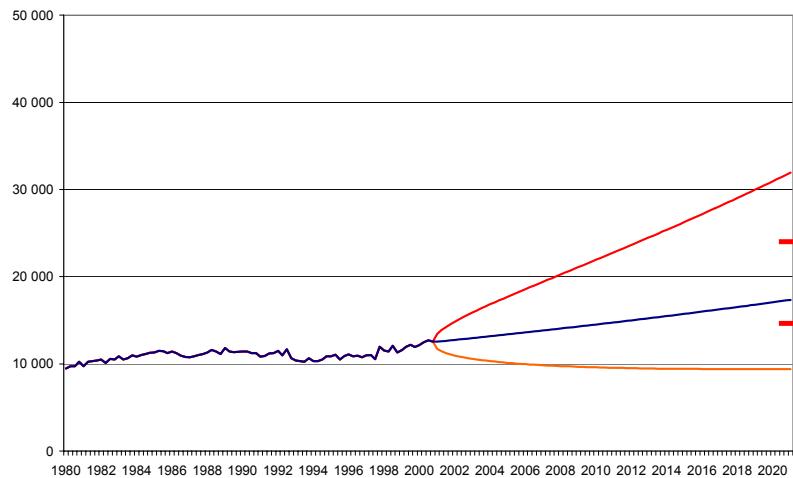


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
10 072	1,9%	21 416	3,9%

Intervalle de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[9 231 - 45 584]	[9 107 - 37 388]
Ecart entre les bornes	36 353	28 281
90%	[10 474 - 40 175]	[10 594 - 33 144]
Ecart entre les bornes	29 701	22 550
50%	[15 581 - 27 006]	[15 195 - 24 131]
Ecart entre les bornes	11 425	8 936
Médiane	21 416	19 353
Moyenne		20 222

### Le trafic SNCF sur le réseau principal seconde classe (RP2)

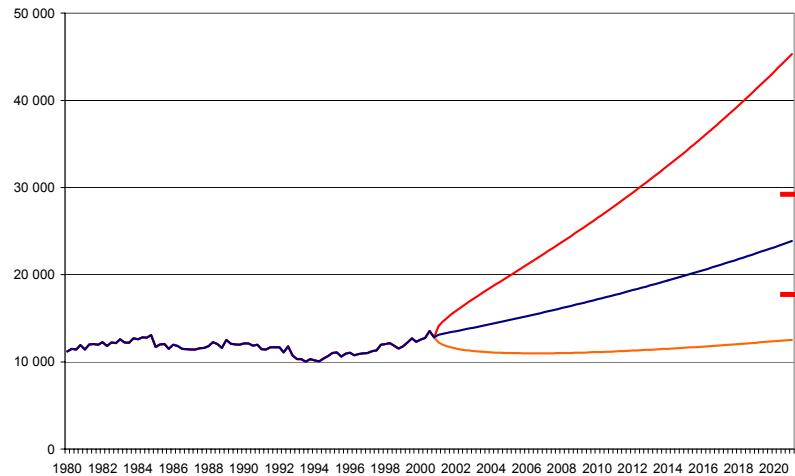


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
50 116	1,2%	68 998	1,6%

Intervalles de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[41 125 - 134 284]	[58 534 - 95 968]
Ecart entre les bornes	93 159	37 434
90%	[45 159 - 122 288]	[61 626 - 92 734]
Ecart entre les bornes	77 129	31 108
50%	[60 614 - 91 108]	[69 991 - 82 591]
Ecart entre les bornes	30 494	12 600
Médiane	68 998	76 130
Moyenne		76 431

### Le trafic SNCF Grandes Lignes (GL)

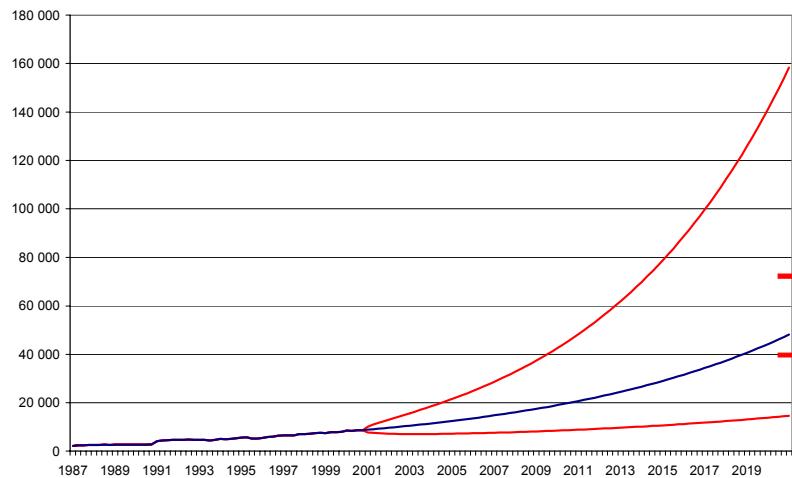


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
51 660	0,6%	94 347	3,1%

Intervalle de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[49 122 - 171 378]	[70 966 - 116 852]
Ecart entre les bornes	122 256	45 886
90%	[54 224 - 155 252]	[75 208 - 112 161]
Ecart entre les bornes	101 028	36 953
50%	[73 989 - 113 779]	[85 561 - 99 996]
Ecart entre les bornes	59 790	14 435
Médiane	94 347	92 768
Moyenne		92 970

### Le trafic des Trains à Grande Vitesse (TGV)

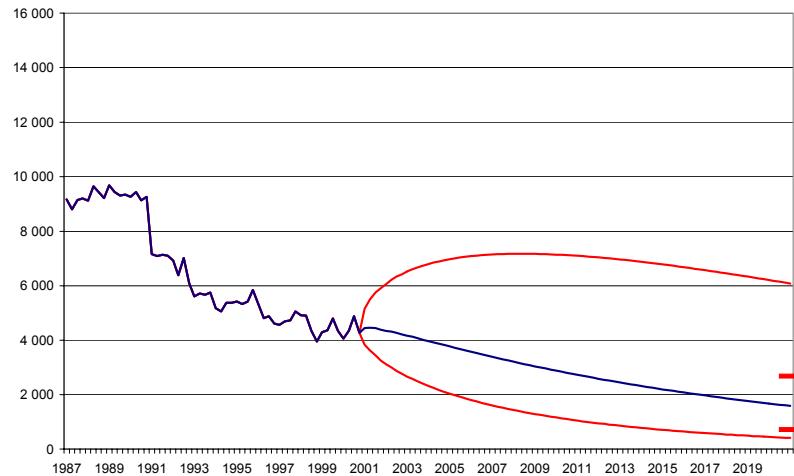


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 87-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
34 750	10,3%	186 541	8,9%

#### Intervalles de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[77 881 - 565 383]	[158 616 - 288 676]
Ecart entre les bornes	487 502	130 060
90%	[91 099 - 483 349]	[167 779 - 269 108]
Ecart entre les bornes	392 250	101 329
50%	[149 157 - 290 209]	[188 190 - 224 690]
Ecart entre les bornes	141 052	36 500
Médiane	186 541	204 735
Moyenne		209 418

### Le trafic des Trains Rapides Nationaux (TRN)

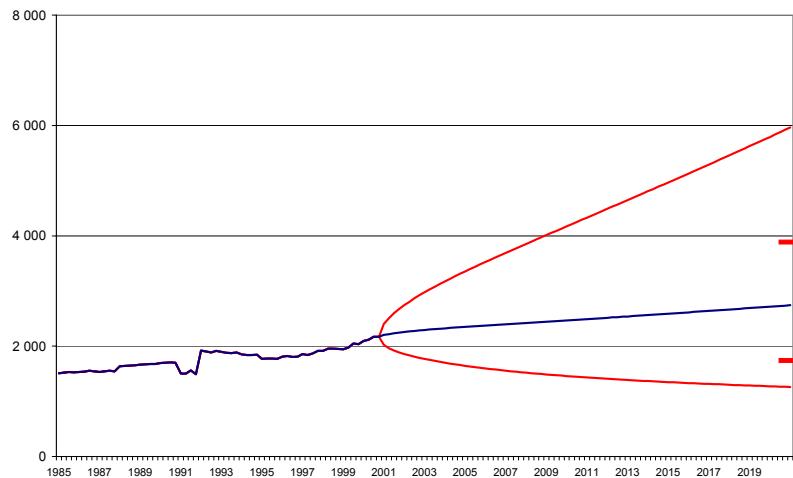


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 87-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
16 910	-6,4%	6 480	-4,9%

#### Intervalle de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[1 298 - 29 196]	[2 859 - 10 732]
Ecart entre les bornes	27 898	7 373
90%	[1 661 - 22 825]	[3 223 - 9 554]
Ecart entre les bornes	21 164	6 331
50%	[3 602 - 10 523]	[4 324 - 6 689]
Ecart entre les bornes	6 921	2 365
Médiane	6 480	5 371
Moyenne		5 726

### Le trafic des Trains Express Régionaux (TER)

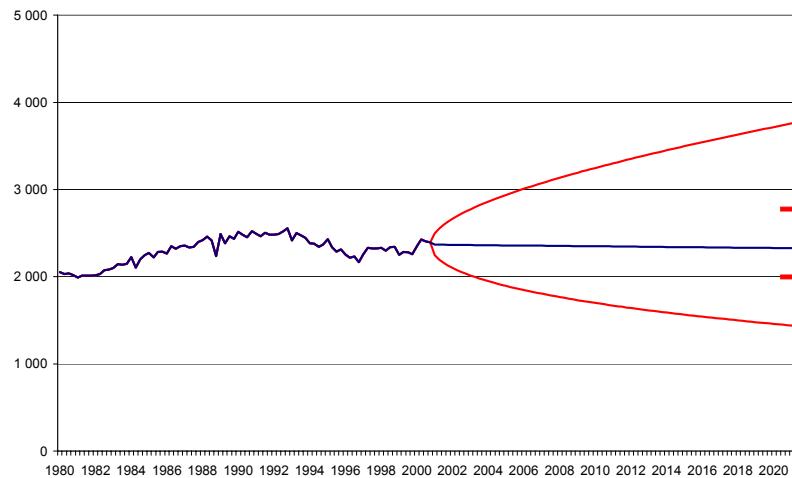


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 85-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
8 530	2,6%	10 932	1,2%

Intervalles de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[6 539 - 17 183]	[6 951 - 15 540]
Ecart entre les bornes	10 644	8 589
90%	[7 059 - 15 920]	[7 470 - 14 402]
Ecart entre les bornes	8 861	6 932
50%	[8 976 - 12 519]	[9 008 - 11 781]
Ecart entre les bornes	3 543	2 773
Médiane	10 932	10 297
Moyenne		10 535

### Le trafic en Ile-de-France (IdF)

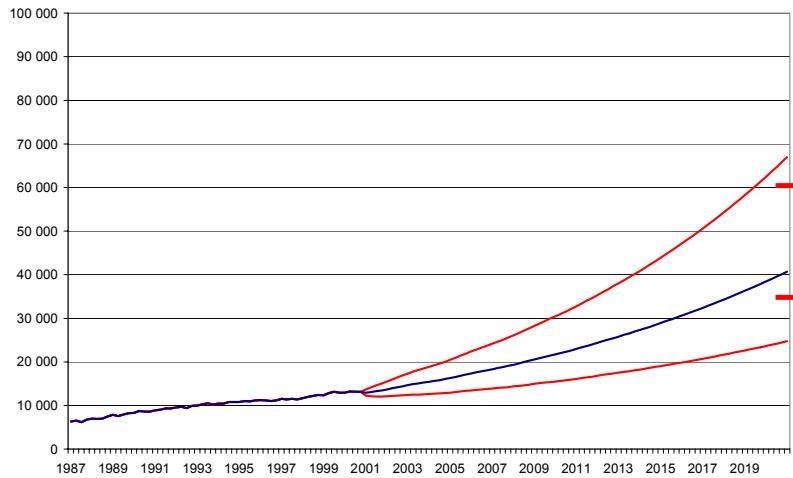


Trafic en 2000 (Mvk)	TCAM 80-00	Prévision Trafic en 2020 (Mvk)	TCAM 00-20
9 680	0,8%	9 313	-0,1%

#### Intervalle de prévision en Millions de vk par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[5 824 - 15 249]	[7 981 - 11 093]
Ecart entre les bornes	9 425	3 112
90%	[6 285 - 14 131]	[8 250 - 10 801]
Ecart entre les bornes	7 846	2 551
50%	[7 985 - 11 123]	[8 895 - 9 943]
Ecart entre les bornes	3 138	1 048
Médiane	9 313	9 404
Moyenne		9 441

### Le trafic des Véhicules Légers sur les Autoroutes Concédées (VLAC)



Trafic en 2000 (k véh-km)	TCAM 87-00	Prévision Trafic en 2020 (k véh-km)	TCAM 00-20
52 558	6,6%	159 475	5,7%

#### Intervalles de prévision en Milliers de véh-km par an

Niveau de confiance	Asymptotique	Bootstrap
95%	[101 377 - 277 081]	[139 158 - 241 546]
Ecart entre les bornes	175 704	102 388
90%	[109 767 - 255 903]	[146 610 - 231 256]
Ecart entre les bornes	146 136	84 646
50%	[140 956 - 199 281]	[165 990 - 200 597]
Ecart entre les bornes	58 325	34 607
Médiane	159 475	182 159
Moyenne		184 440

### **L'analyse des prévisions ponctuelles des modèles voyageurs**

Les intervalles de prévision obtenus avec les modèles voyageurs sont plutôt conformes à ceux des modèles fret globaux.

A contrario des modèles fret trimestriels, les évolutions prévues sont positives pour la majeure partie des trafics ferroviaires de voyageurs. Les prévisions pour 2020 du trafic sur le réseau principal sont supérieures aux tendances observées sur la période 1980-2000, soit 2,7% contre 1,3%. La prise en compte de la rupture lors de la modélisation permet des projections du trafic à long terme en accord avec les taux de croissances observés après la date de rupture, soit +3% entre 1993 et 2000. Les taux de croissance estimés sont cependant négatifs pour les Trains Rapides Nationaux qui enregistreraient une baisse de presque 4,9% par an pendant 20 ans, en retrait cependant par rapport à la décroissance observée sur la période précédente (-6,4% entre 1987 et 2000). Le trafic des Trains Express Régionaux apparaît, en revanche, en hausse de 1,2% par an à l'horizon 2020 (contre 2,6% entre 1985 et 2000). Pour le trafic ferroviaire en Ile-de-France, les prévisions laissent présager une stagnation du trafic sur les 20 prochaines années (-0,1% par an). L'essentiel de la croissance du transport ferroviaire de voyageurs serait donc généré par le trafic TGV dont les prévisions de croissance, basées sur les tendances passées, sont de l'ordre de 8,9%. La prévision ponctuelle du TGV apparaît plus élevée que celle du trafic sur le réseau principal. Il s'agit dans ce cas de prévisions à partir de deux modélisations indépendantes (variables explicatives et période d'estimation différentes). Le trafic élevé du TGV est la résultante d'une dynamique plus importante au niveau des TGV qu'au niveau total du trafic sur le réseau principal. Ces prévisions sont élaborées à partir de modèles construits sur une période durant laquelle plusieurs TGV ont été mis

en service. Néanmoins, les effets liés à la mise en service du TGV Méditerranée (2001) et à d'autres TGV prévus à l'horizon 2020 (TGV Est, TGV Rhin-Rhône, TGV Aquitaine, prolongement du TGV Méditerranée vers l'espagne, TGV Lyon-Turin,...) pourraient générer encore du trafic voyageurs et entraîner un report du trafic des trains classiques vers les trains à grande vitesse. Une carte représentant l'ensemble du réseau ferroviaire à grande vitesse à l'horizon 2020 est disponible dans les annexes (Partie VI- Annexe E).

La ventilation du trafic sur le réseau principal montre un trafic première classe prévu beaucoup plus dynamique que le trafic en seconde (3,9% contre 1,6%). L'impulsion est due à la hausse du trafic première classe observée depuis 1994. La part du trafic première classe dans le réseau principal pourrait être de l'ordre de 24% en 2020 contre 17% actuellement. La probabilité pour que le trafic du réseau principal première classe augmente entre un taux minimum de 2,1% par an et un taux maximum de 4,5%, est de 50%. Pour le trafic en seconde classe, les taux de croissance, pour une même probabilité, varient entre 1,7% et 2,5% par an.

Pour le réseau principal et les Grandes Lignes, la valeur minimale au seuil de 95% de l'intervalle de prévision "bootstrapé" est supérieure au trafic en 2000 (toutes choses égales par ailleurs). Ceci signifie que, dans un contexte futur semblable à celui observé ces 20 dernières années, l'évolution du trafic voyageurs ferroviaire (RP) sera positive, avec un minimum de croissance de l'ordre de 1,5%. A l'inverse, nous observons une très forte probabilité (toutes choses égales par ailleurs) pour que le trafic des TRN enregistre une baisse à l'horizon 2020, avec un minimum de -2,6% par an. La probabilité pour que le trafic des TRN soit divisé par 3 est de 50%.

Pour les voitures particulières sur les autoroutes concédées, les intervalles sont beaucoup moins larges que pour les modèles précédents. La croissance prévue est de 5,7% par an sur 20 ans, soit une multiplication par 3 sur l'ensemble de la période. La borne inférieure de l'intervalle de prévision "bootstrapé" prévoit (avec une probabilité de 95%) une croissance minimum du trafic de 5% par an.

Dans un contexte identique à celui observé ces 20 dernières années (pas de mise en place d'une politique volontariste dans le but d'un développement durable), la voiture particulière risque donc de poursuivre son ascension.

### 2.3.2 Les prévisions à partir des scénarios

Pour les modèles voyageurs, plusieurs variables explicatives (comme le chômage, le taux de motorisation etc...) n'ont pas d'hypothèse d'évolution dans les scénarios du SES. Les évolutions futures retenues pour ces variables correspondent donc aux taux de croissance passés. Ainsi, le trafic des Trains Express Régionaux, avec deux variables explicatives sans hypothèses "scénarisées", a uniquement une prévision ponctuelle. Le trafic en Ile-de-France et celui des Trains Rapides Nationaux ont une seule variable explicative avec des hypothèses d'évolution. Pour l'Ile-de-France, seule la dépense en consommation des ménages a des hypothèses "scénarisées" ; pour le trafic des TRN, ce sont uniquement les prix des carburants. Nous obtenons trois projections différentes pour le premier modèle (correspondant aux trois scénarios de la consommation des ménages) et quatre pour le second modèle (car nous avons quatre hypothèses de prix des carburants à l'horizon 2020). De plus, le calcul des parts de marché des différents modes de transport voyageurs, comme le transport ferroviaire sur le réseau principal et le transport routier, n'a pas pu être réalisé en raison des différences d'unités et du périmètre couvert par

les séries. Les trafics ferroviaires sont mesurés en voyageurs-kilomètres et le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées en véhicules-kilomètres. En outre, le trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées ne représente qu'une partie du trafic des véhicules légers et ne couvre pas le trafic sur l'ensemble du réseau national. Les séries de circulation sur l'ensemble du réseau national existent seulement sous forme agrégée comprenant l'ensemble des véhicules légers et des poids lourds. Les tableaux ci-après présentent les niveaux et les taux de croissance annuels moyens des principaux trafics à un horizon de 20 ans. Les projections pour les trafics sur le réseau principal en première et deuxième classe et pour le TGV sont en annexe (Partie IV, Annexe D).

"Repli" (PIB : 1,9%)	2000 <sup>6</sup>	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF sur le RP (Mvk)</b>	60 188	100 334	113 323	116 724	136 706
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>1,3%</i>	<i>2,6%</i>	<i>3,2%</i>	<i>3,4%</i>	<i>4,2%</i>
<b>Trafic SNCF GL (Mvk)</b>	51 660	90 226	100 030	102 539	116 725
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,6%</i>	<i>2,8%</i>	<i>3,4%</i>	<i>3,5%</i>	<i>4,2%</i>
<b>Trafic SNCF en IdF (Mvk)</b>	9 678	9 597	9 597	9 597	9 597
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,8%</i>	<i>0,0%</i>	<i>0,0%</i>	<i>0,0%</i>	<i>0,0%</i>
<b>Trafic des VLAC (k véh-km)<sup>7</sup></b>	52 560	139 343	135 433	133 196	110 799
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>5,6%</i>	<i>5,0%</i>	<i>4,8%</i>	<i>4,8%</i>	<i>3,8%</i>

<sup>6</sup>Le taux de croissance annuel moyen (tcam), dans la colonne 2000, est calculé sur la période 1980-2000, sauf pour le modèle des VLAC où il est calculé sur la période 1987-2000.

<sup>7</sup>k véh-km = milliers de véhicules-kilomètres.

"Europe" (PIB :2,3%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF sur le RP (Mvk)</b>	60 188	106 079	119 811	123 409	144 535
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>1,3%</i>	<i>2,9%</i>	<i>3,5%</i>	<i>3,6%</i>	<i>4,5%</i>
<b>Trafic SNCF GL (Mvk)</b>	51 660	94 451	104 714	107 341	122 192
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,6%</i>	<i>3,1%</i>	<i>3,6%</i>	<i>3,7%</i>	<i>4,4%</i>
<b>Trafic SNCF en IdF (Mvk)</b>	9 678	10 116	10 116	10 116	10 116
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,2%</i>	<i>0,3%</i>	<i>0,3%</i>	<i>0,3%</i>	<i>0,3%</i>
<b>Trafic des VLAC (k véh-km)</b>	52 560	155 996	151 619	149 113	124 040
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>5,6%</i>	<i>5,6%</i>	<i>5,4%</i>	<i>5,4%</i>	<i>4,4%</i>

"Monde" (PIB :2,9%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF sur le RP (Mvk)</b>	60 188	110 591	124 908	128 658	150 683
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>1,3%</i>	<i>3,1%</i>	<i>3,7%</i>	<i>3,9%</i>	<i>4,7%</i>
<b>Trafic SNCF GL (Mvk)</b>	51 660	97 741	108 361	111 080	126 448
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,6%</i>	<i>3,2%</i>	<i>3,8%</i>	<i>3,9%</i>	<i>4,6%</i>
<b>Trafic SNCF en IdF (Mvk)</b>	9 678	10 522	10 522	10 522	10 522
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>0,8%</i>	<i>0,5%</i>	<i>0,5%</i>	<i>0,5%</i>	<i>0,5%</i>
<b>Trafic des VLAC (k véh-km)</b>	52 560	169 743	164 980	162 254	134 971
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	<i>5,6%</i>	<i>6,0%</i>	<i>5,9%</i>	<i>5,8%</i>	<i>4,8%</i>

Dans le cadre des scénarios, les perspectives d'évolution de la demande de transport de voyageurs à l'horizon 2020 sont optimistes. Les croissances prévues, notamment pour les deux principaux trafics de voyageurs étudiés, le transport

ferroviaire sur le réseau principal et le transport des véhicules légers, devraient être plus dynamiques que dans le passé pour le premier et se maintenir à un haut niveau pour le second. A l'inverse, pour les déplacements ferroviaires urbains et périurbains, la croissance se ralentirait.

### **Des trafics croissants pour les voyages interurbains**

Les deux principaux trafics voyageurs étudiés, le transport ferroviaire sur le réseau principal et le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées, enregistrent des prévisions de croissance, à un horizon de 20 ans, très élevées. Dans un contexte d'évolution de la consommation des ménages de 2,3% par an, les projections du trafic du réseau principal SNCF varient entre 2,9% et 4,5% par an et celles des véhicules légers entre 4,4% et 5,6% par an. Pour la variante la moins avantageuse pour la route (augmentation des prix du carburant de 3,8% par an), les taux de croissance du transport ferroviaire et du transport routier sont quasiment identiques. L'évolution du trafic Grandes Lignes est semblable à celle du trafic sur le réseau principal. Le segment le plus dynamique reste celui des TGV dont les taux de croissance prévus (variant, pour le scénario "Europe", entre 8,9% et 9,5% par an) sont à peine plus faibles que ceux observés entre 1987 et 2000 (10,3% par an).

### **L'impact de la politique de régulation par les prix**

Les variations de prix entre les hypothèses extrêmes entraînent, dans le cadre du scénario médian, une diminution du trafic des véhicules légers de l'ordre de 20%. A l'inverse, le gain pour le transport ferroviaire est non négligeable (+36%). Ce gain de trafic est indépendant du niveau de la consommation des ménages

puisque'il est similaire pour l'ensemble des trois variantes macro-économiques. La politique de régulation par les prix a donc des effets importants sur les reports éventuels de trafic du mode routier vers le ferroviaire.

### **Le ralentissement du transport urbain**

Nous observons pour le trafic Ile-de-France des croissances très faibles de l'ordre de 0,3% pour un scénario médian de croissance économique. Ce taux atteint 0,5% dans le contexte de croissance le plus avantageux. Il est stable à un horizon de 20 ans dans le scénario le moins favorable.

Dans les tableaux, nous n'avons pas reporté les projections pour le trafic des TER. Comme nous l'expliquions au début de la section, ce trafic n'a pas de variable "scénarisée" dans les scénario du SES. Nous avons uniquement la prévision ponctuelle qui montre un ralentissement de la croissance du trafic à l'horizon 2020. Les intervalles de prévision déterminent cependant une probabilité de 50% pour que la croissance du trafic varie entre 0,3% et 1,7% en moyenne par an.

—

Les différents scénarios montrent une croissance importante des trafics interurbains pour le transport ferroviaire, mais aussi et surtout pour les véhicules légers. Ces évolutions sont-elles compatibles avec les capacités d'infrastructures existantes, aussi bien routières que ferroviaires, sachant que dans le cas du transport ferroviaire se rajoute l'augmentation attendue du trafic de marchandises (objectif des 100 Gt<sub>km</sub>) ? Les modèles ne prennent malheureusement pas en compte la capacité du réseau ni les effets de la congestion sur le niveau du trafic des véhicules

légers et sur le report éventuel de ce trafic sur les autres modes de transport.

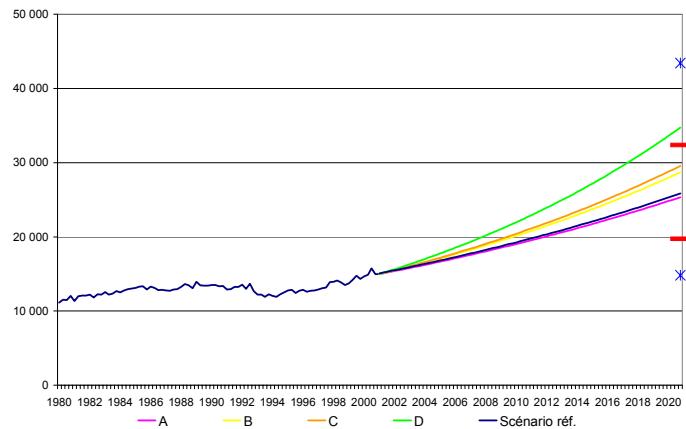
Les projections à 20 ans suivant les différents scénarios, toutes choses égales par ailleurs, montrent que le dynamisme du transport routier n'est pas vraiment remis en cause, même avec des hypothèses de prix défavorables. De son côté, le transport ferroviaire progresse sur les longues distances, mais subit un certain essoufflement au niveau urbain. Les transports urbains et périurbains sont étroitement liés à la transformation de la ville et au phénomène d'étalement urbain : les pôles d'activité (commerces, loisirs, grandes entreprises) se sont implantés en périphérie des agglomérations ; l'habitat s'est localisé à des distances de plus en plus éloignées, en liaison avec les coûts fonciers. Ce double mouvement a d'abord profité à l'automobile, le chemin de fer n'ayant pas été en mesure de répondre complètement aux besoins des voyageurs (qualité de service, dessertes, investissements en matériels et en infrastructures,...).

### **2.3.3 Une étude comparée entre les simulations et les scénarios**

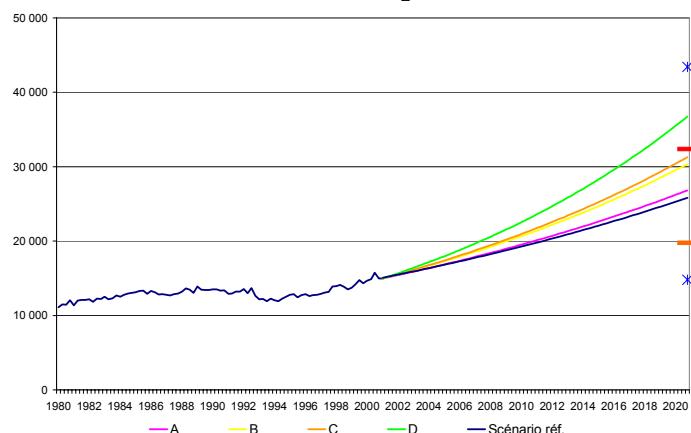
Les graphiques ci-après représentent à la fois les projections des différents scénarios et les intervalles de prévision. Les différents codes de lecture des graphiques sont identiques à ceux développés en détail pour les modèles du fret (cf. chapitre 2-1-2, Partie IV). La comparaison entre les intervalles de prévision simulés et les scénarios montre la très faible probabilité de réalisation de certains scénarios (toutes choses égales par ailleurs).

## Le transport ferroviaire sur le réseau principal

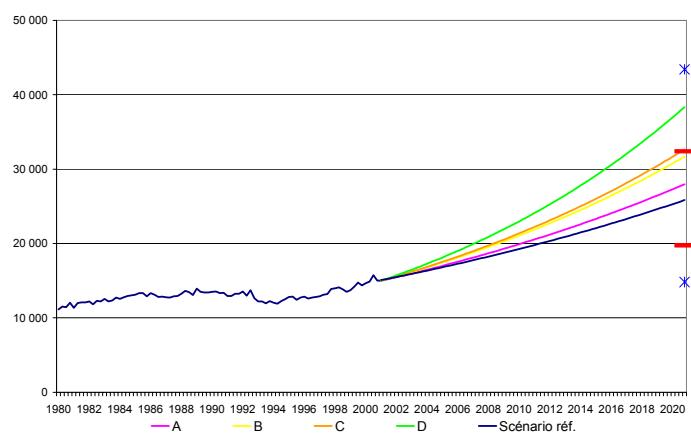
Scénario "Repli"



Scénario "Europe"

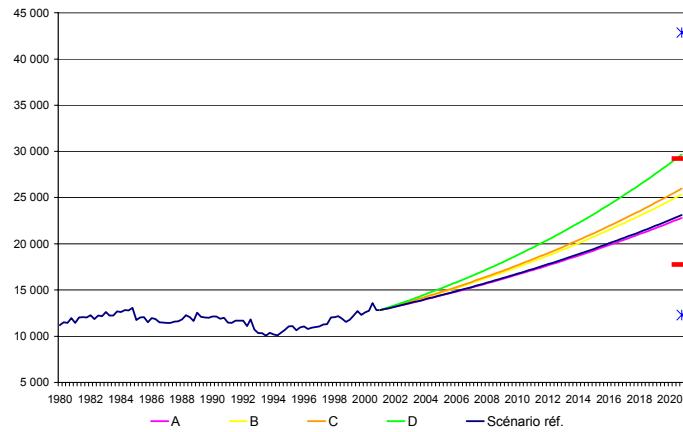


Scénario "Monde"

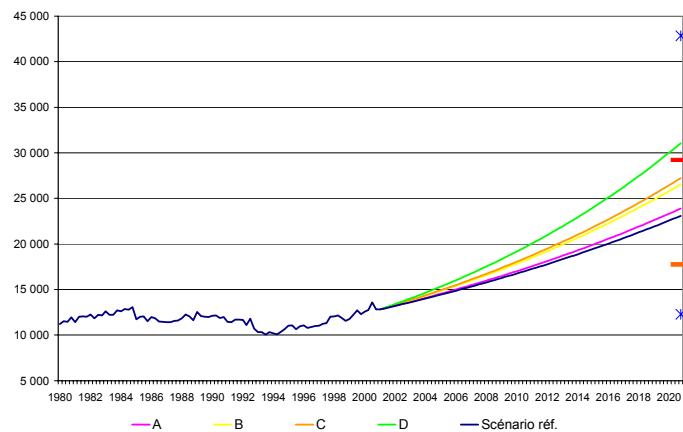


## Le transport ferroviaire Grandes Lignes

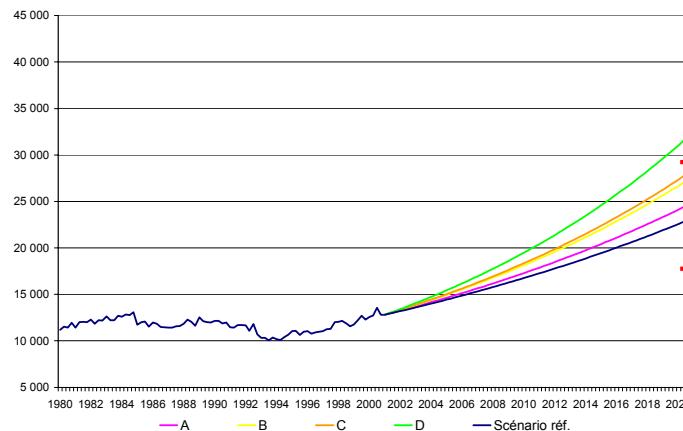
### Scénario "Repli"



### Scénario "Europe"

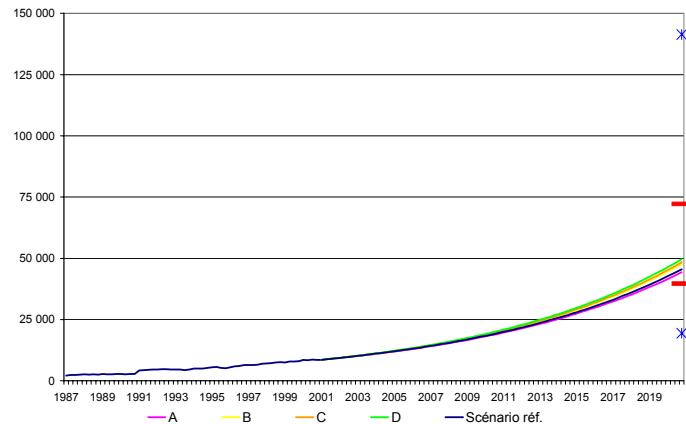


### Scénario "Monde"

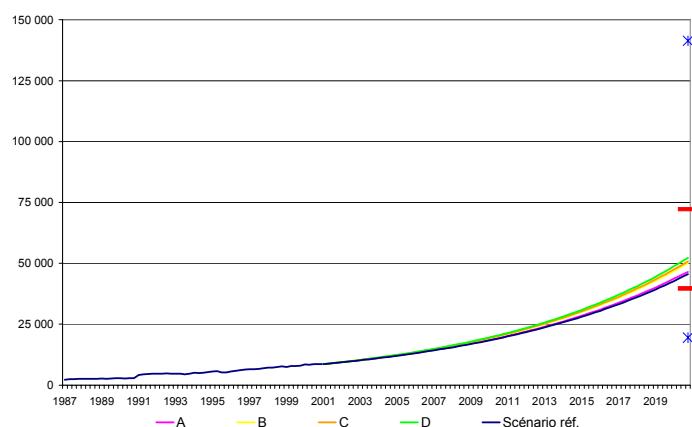


## Le trafic TGV

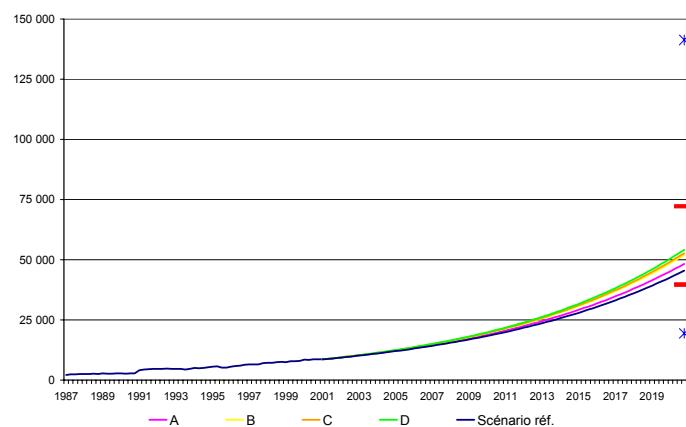
### Scénario "Repli"



### Scénario "Europe"

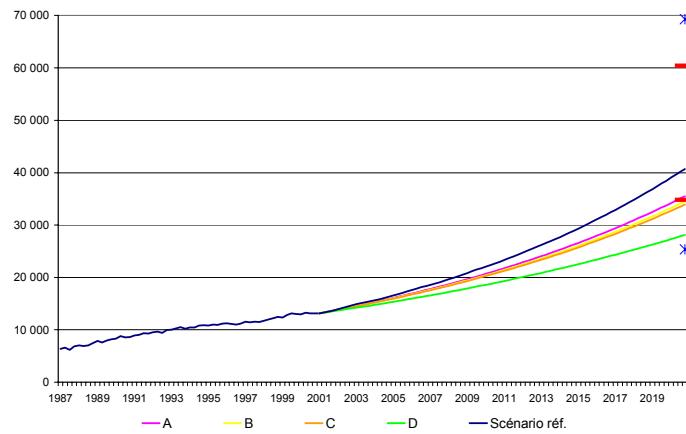


### Scénario "Monde"

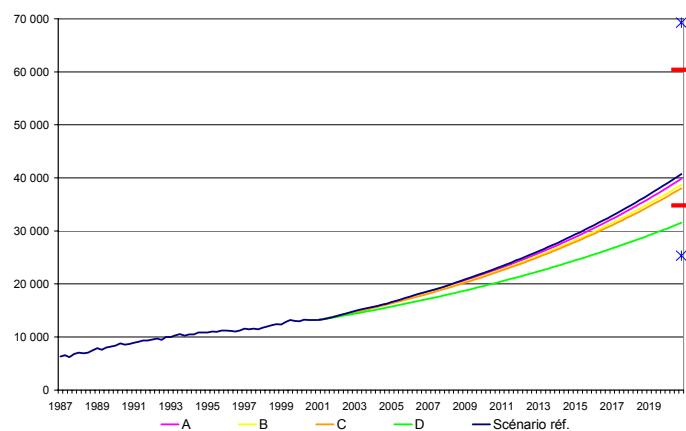


### Le trafic des véhicules légers sur les autoroutes concédées

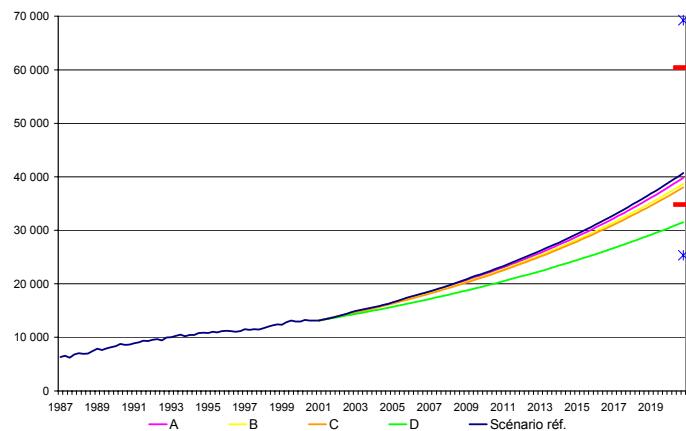
Scénario "Repli"



Scénario "Europe"



Scénario "Monde"



Les graphiques révèlent la difficulté de réalisation du scénario de prix le plus volontariste "D". Avec l'hypothèse de prix "D", les projections du transport ferroviaire voyageurs sur le Réseau Principal sont, pour toutes les hypothèses de consommation des ménages, à l'extérieur de l'intervalle de prévision "bootstrappé". Nous observons un phénomène identique pour le trafic SNCF Grandes Lignes et pour les véhicules légers. Dans le cas des modèles voyageurs, les hypothèses de prix ont plus d'influence sur les prévisions de trafics que pour les modèles fret. Pour ces derniers, le calcul des différentes variances relatives aux variables explicatives a mis en avant le poids très important de la production industrielle et celui plus marginal des prix dans la variance totale de la densité de prévision. Avec les modèles voyageurs, le poids de la variance est apparu moins important pour la consommation des ménages que pour les différents prix. Les prix ont un impact plus important sur les prévisions des modèles voyageurs que sur celles des modèles fret à l'inverse des variables macro-économiques. Ceci explique la plus grande dispersion des projections du trafic fret entre différentes hypothèses macro-économiques pour un même scénario de prix. En ce qui concerne les prévisions voyageurs, cette importante volatilité est plutôt observée selon les différents scénarios de prix pour une hypothèse macro-économique donnée. Dans tous les cas, le scénario volontariste D, qui constitue une rupture avec le passé, reste le moins réalisable.

### **Conclusion sur les résultats et l'analyse des prévisions**

Si nous comparons nos résultats, pour le scénario médian, avec ceux obtenus par le SES dans le cadre des schémas de services, nos prévisions apparaissent plus basses pour les modèles fret et plus élevées pour les voyageurs (les projections des

schémas de services sont reportées dans les annexes, Partie IV, Annexe E). Cette différence est en partie liée à la présence de rupture dans notre modélisation. Les ruptures ont permis de corriger dans la modélisation les tendances observées au début de l'échantillon, projetant pour le transport ferroviaire de marchandises des évolutions pratiquement stables et des croissances importantes pour les voyageurs observées sur la fin de la période.

Pour chaque projection, nous avons tout d'abord calculé les intervalles de prévision obtenus selon des méthodes classiques. Ceux-ci, trop étendus, conduisent à des éventualités peu réalisables surtout pour les modèles du fret à l'international. Les résultats de cette méthode sont améliorés par l'utilisation de la technique du Bootstrap qui permet de prendre en compte les distributions moins étalées que celle de la loi normale. L'application de cette méthode dans le cadre spécifique des VECM conduit ici à des intervalles de prévision dont l'amplitude est fortement diminuée. Les gains les plus importants sont obtenus pour les modèles du fret national et international.

L'étude des prévisions et des intervalles de prévision associés confirme les tendances passées observées sur la période étudiée c'est-à-dire, pour le ferroviaire, la diminution du trafic fret et l'augmentation du transport de voyageurs et, pour la route, une croissance soutenue tant au niveau des marchandises que des voyageurs. Mais ces prévisions sont réalisées en prenant comme évolution pour les variables exogènes les prévisions déduites du modèle autorégressif, reproduisant ainsi l'historique des tendances passées. Or les évolutions des variables exogènes sont aussi déterminées à partir de décisions politiques et dépendent des conditions économiques futures.

Afin de prendre en compte de telles évolutions possibles des variables expli-

catives à un horizon de 20 ans, nous avons appliqué les différents scénarios à nos modélisations, ce qui nous a permis de réaliser une comparaison entre les deux méthodes. Or certaines trajectoires sont en dehors des intervalles de prévision précédemment construits. Elles correspondent à des situations extrêmes, presque improbables. Les scénarios volontaristes ne pourront se réaliser que dans un contexte futur en rupture avec ce qui a été observé dans le passé.

# Conclusion générale

Le premier objectif de ce travail de thèse était d'élaborer des fonctions de demande à un niveau désagrégé du transport ferroviaire et de son principal concurrent : la route.

Dans un premier temps, nous avons modélisé le transport de marchandises, en particulier le transport ferroviaire et ses principaux segments (transport conventionnel, transport combiné, transport par wagons isolés,...). Le transport ferroviaire est un mode de transport plus pertinent sur les longues distances, avec une part de trafic à l'international de plus en plus importante (50% pour le transport ferroviaire total et 75% pour le transport combiné en 2000). Pour cette raison, nous avons étudié les segments internationaux du transport ferroviaire et routier, puis affiné l'analyse du transport combiné en ventilant ce dernier en transport national, import, export, bilatéral et transit.

Nous avons ensuite établi les fonctions de demande du transport de voyageurs en considérant à la fois le transport urbain et interurbain. Nous avons ainsi modélisé l'ensemble des segments ferroviaires (Grandes Lignes, TGV, TER...), puis le trafic des voitures particulières sur les autoroutes concédées.

L'analyse du marché des transports depuis 20 ans a montré de profondes mutations dans le domaine des marchandises comme dans celui des voyageurs. Celles-ci

ont eu d'importantes incidences sur le comportement des variables à long terme. De plus, l'évolution des trafics reflétait, a priori, une non-stationnarité des séries du secteur des transports. Nous avons testé cette hypothèse sur l'ensemble des variables, à partir des tests de racine unitaire ADF et KPSS. Nous avons ensuite recherché la présence, sur le long terme, de tendances d'évolution communes des différentes variables constituant les fonctions de demande. La non-stationnarité des séries couplée à la forte possibilité de changement de structure dans la relation qui lie les variables sur le long terme, nous a incité à modéliser les différentes fonctions de demande de transport à partir d'un modèle à correction d'erreur intégrant la possibilité d'une rupture dans la relation de long terme. A partir de l'ensemble de ces fonctions de demande, nous avons pu quantifier les effets de la croissance mais aussi des variables de concurrence (prix, offre) sur les trafics globaux, mais aussi sur les différents segments du transport ferroviaire.

Le deuxième objectif était de réaliser à partir de l'ensemble des fonctions de demande des prévisions à 20 ans. Les prévisions ont tout d'abord été réalisées en fonction des tendances passées, puis à partir de différents scénarios qui ont permis de tester un certain nombre de mesures de politique des transports visant à obtenir un rééquilibrage modal.

### **Les apports de la thèse :**

En amont de la modélisation, nous avons constitué nos différentes bases de données. Il a été nécessaire d'assurer la cohérence de l'ensemble des séries en raison d'importants changements en termes de périmètre, de définition ou de concept. De plus, lorsque certaines séries utiles à nos modélisations n'existaient pas, nous avons dû les construire. Ces séries sont principalement des séries de prix comme les prix aériens ou encore les prix des carburants pour les véhicules

légers. L'ensemble des éléments nécessaires à la recherche ou la construction des séries ont été développés avec précision.

L'apport des modélisations se situe à un niveau à la fois économique et économétrique.

A partir des différentes estimations, nous avons mis en évidence la relation étroite qui existe entre le trafic de marchandises et la production industrielle. Cette relation de causalité entre les deux variables existe uniquement dans un sens. Nous avons démontré à partir des tests de causalité de Granger qu'il n'existe pas de "feedback" entre le niveau des transports et la production industrielle.

Les modélisations du transport de marchandises reflètent les restructurations qu'a subies la production industrielle. Elles confirment aussi le rôle qu'a joué la suppression de la tarification routière obligatoire sur la croissance du trafic routier. La prise en compte des prix ferroviaires dans les modélisations du transport ferroviaire a permis de quantifier le niveau de la concurrence entre le fer et la route. A l'inverse, les produits moyens du transport ferroviaire ne sont pas apparus comme des facteurs explicatifs du transport routier. De plus, nous avons démontré qu'ils n'étaient pas les prix directeurs du marché des transports. La variable des échanges commerciaux est apparue comme un facteur explicatif essentiel du niveau des trafics à l'international pour le transport combiné.

Pour les voyageurs, le revenu représenté par la consommation des ménages n'est pas apparu comme le seul facteur macro-économique explicatif du niveau des trafics. En effet, le chômage est un facteur important. Cette variable apparaît significative de la fonction de demande de plusieurs trafics. Nous avons pu aussi quantifier le niveau de la concurrence à partir des prix de l'ensemble des modes de transport et de quelques variables d'offre (vitesse moyenne des trains, longueur

du réseau autoroutier, ...).

Pour les variables macro-économiques, les modélisations ont été réalisées aussi bien dans l'ancienne base 1980 que dans la nouvelle base 1995 des Comptes Nationaux. Nous avons constaté que la qualité des modèles était similaire, mais que les valeurs des élasticités étaient différentes.

Au niveau économétrique, nous avons proposé une méthode d'estimation en plusieurs étapes, intégrant la possibilité d'une rupture dans la relation de cointégration. La première étape a consisté à tester (avec les tests de Hansen) la stabilité des paramètres des différentes fonctions de demande. Dans le cas d'une instabilité, nous avons vérifié la présence de relation de cointégration avec rupture à partir des tests de Gregory et Hansen. La sélection de la date de rupture est obtenue à partir de tests récursifs. Pour couvrir le plus grand nombre possible de cas de ruptures, nous avons ajouté deux nouvelles spécifications aux tests initiaux de Gregory et Hansen. De plus, nous avons tabulé l'ensemble des tables statistiques pour nos tailles d'échantillon et pour toutes les spécifications. Nous avons ensuite établi une stratégie de choix de modèles. Celle-ci a permis, à partir du calcul des différents critères de vraisemblance pénalisée et de l'étude de la significativité des coefficients, de sélectionner le modèle optimal. Notons que cette procédure d'estimation ne concerne pas uniquement notre cas d'étude. Elle est transposable à tout autre secteur comprenant des séries non-stationnaires.

L'ajout d'une rupture dans la relation de long terme est importante. Elle permet d'améliorer la spécification des différentes fonctions de demande. Certains modèles comme ceux du transport combiné, du trafic des Trains à Grande Vitesse, des Trains Express Régionaux et des véhicules légers apparaissent mieux spécifiés (significativité des élasticités du trafic à la croissance et/ou aux prix)

après l'introduction de la rupture. La qualité des modèles mesurée, au travers des différents critères de vraisemblance pénalisée, est meilleure (valeurs des critères minimales). Cette amélioration observée des modèles provient de la sélection de la rupture la plus adéquate mais également de notre stratégie de choix du modèle optimal. Enfin, nous pensons que l'endogénéisation de la date de rupture contribue fortement à l'amélioration de la qualité des modèles.

En ce qui concerne les prévisions à long terme des différents modèles estimés, elles ont tout d'abord été élaborées en fonction des tendances passées. A cette prévision ponctuelle, nous avons ajouté des intervalles de prévision tout d'abord calculés à partir de la théorie asymptotique. Afin de réduire ces intervalles qui se sont révélés trop larges, nous avons utilisé les méthodes de simulation de Monte Carlo calibré et de rééchantillonnage du Bootstrap. Les résultats obtenus à l'issue de ces deux dernières simulations sont assez proches. Mais la méthode du Bootstrap est plus fiable car elle intègre les incertitudes sur les variables explicatives, sur les estimations des paramètres et sur la nature des résidus. L'obtention des résultats est cependant beaucoup plus rapide à partir des simulations de Monte Carlo car elle ne comporte pas les étapes de génération et de réestimation des variables expliquées.

Les prévisions ponctuelles et les intervalles de prévision calculés et simulés confirment les tendances historiques. Pour les modèles fret, on prévoit une diminution du transport ferroviaire classique, une hausse du transport combiné et une croissance importante du transport routier. Les prévisions à 20 ans des transports de voyageurs montrent des trafics interurbains croissants (trafic sur le réseau principal SNCF et trafic des véhicules légers). Quant au transport urbain et périurbain, le trafic prévu est pratiquement stable (Île-de-France) ou en crois-

sance modérée (Trains Express Régionaux). Toutes ces prévisions sont réalisées en considérant pour les variables exogènes des taux d'évolution futurs identiques aux taux observés dans le passé. Or les variables exogènes dépendent des choix de politique des transports (prix, infrastructures, ...) et des conditions économiques (production industrielle,...) futurs. Nous avons alors introduit la notion de scénario dans l'élaboration des prévisions à 20 ans. La comparaison entre les deux méthodes de prévision permet de déterminer les scénarios extrêmes. En effet, certaines trajectoires sont en dehors des intervalles de prévision simulés. Les projections montrent clairement la faible probabilité de réalisation des scénarios volontaristes en faveur des modes alternatifs à la route, notamment le transport ferroviaire, sans changements fondamentaux de la part de ces derniers (amélioration de la productivité, de la qualité de service,...).

### **Les extensions possibles...**

Il serait intéressant d'approfondir des travaux que nous n'avons pu mener à bien pour des raisons de disponibilité de données, comme une segmentation des différents trafics selon les motifs de déplacement (professionnels, loisirs, ...). La mobilité est en effet davantage liée à un motif qu'à un mode de transport, celui-ci n'étant qu'un moyen de le satisfaire.

Nous avons également tenté de modéliser le trafic de voyageurs à l'international avec les mêmes outils. Mais cette voie n'a pas été poursuivie en raison des données peu adaptées à notre modélisation de long terme (l'historique est, par exemple, de 6-7 ans pour le TGV Eurostar et de 4-5 ans pour le TGV Thalys). Des modélisations de type ARIMA sont plus appropriées à ce genre de données.

Nous souhaitions aussi traiter plus en profondeur les variables d'offre, notamment les variables représentant la qualité de service. Celle-ci est en partie

responsable de la baisse du transport ferroviaire enregistrée dans le passé. Des enquêtes sur la satisfaction des clients ainsi que des travaux internes dissociant les différents facteurs explicatifs de l'évolution des trafics ont d'ailleurs montré le rôle important de l'effet qualité. Le problème qui se pose avec acuité est la quantification des paramètres de qualité de service sur un historique suffisamment long et cohérent. Des travaux futurs d'approfondissement et d'homogénéisation des données sont donc impératifs sur ce thème primordial, pour le secteur des transports comme pour les autres secteurs.

Enfin, une modélisation multivariée permettrait d'étudier, avec plus de précision, le niveau de la concurrence entre les différents modes de transport. Dans ce cas, l'interdépendance des variables assurerait la cohérence des différentes estimations. Mais alors se poserait la question de l'interprétation de plusieurs relations de cointégration et de l'introduction des ruptures...



## **Cinquième partie**

### **Annexes**



## 0.1 Les processus non-stationnaires

De nombreux travaux économétriques réalisés depuis le début des années 80 ont mis en évidence la nécessité et l'intérêt de préciser la nature (stationnaire ou non-stationnaire) des séries économiques. L'importance de valider le caractère non-stationnaire apparaît lorsque l'on régresse des variables non-stationnaires entre elles. P.C.B. Phillips [1986] montre que la régression de deux séries indépendantes et non-stationnaires peut faire apparaître, à tort, des coefficients significatifs. On appelle de telles régressions, des régressions fallacieuses ou encore "spurious regressions". Déterminer, en amont des modélisations, la nature précise des séries nous permet de mieux comprendre la nature des chocs sous-jacents sur les séries étudiées. Si les séries sont testées stationnaires, nous avons alors la possibilité de distinguer, à partir d'une modélisation à correction d'erreur, l'équilibre de long terme de l'équation de court terme. Cette différenciation est d'autant plus utile dans notre cas que nous devons réaliser des prévisions à long terme, i.e. plus de douze périodes dans le futur.

En conséquence, il apparaît nécessaire de déterminer au préalable la stationnarité ou la non-stationnarité des séries analysées, puis d'étudier les liens possibles entre les différentes variables sur le long terme.

### 0.1.1 La non-stationnarité

Deux types de tendances peuvent rendre les processus non-stationnaires. Il peut s'agir d'une tendance déterministe ou d'une tendance stochastique. Dans le premier cas, nous parlons de processus "stationnaire en tendance" ou processus TS, pour le second de processus "stationnaire en différence" ou processus DS.

Nous présentons pour un cas simple les deux définitions.

Soit un processus linéaire avec une composante affine déterministe :

$$X_t = \alpha + \beta t + \frac{\Theta_q(B)}{\Phi_p(B)} e_t \quad e_t: \text{bb}(0, \sigma_e^2)$$

**Définition 1 :** Si le polynôme  $\Phi_p(z)$  possède toutes ses racines à l'extérieur du disque unité, alors la partie stochastique du processus est stationnaire et le processus s'écrit sous la forme  $TS$

$$X_t = \alpha + \beta t + C(B) e_t \quad e_t: \text{bb}(0, \sigma_e^2)$$

où  $C(B) = \Phi_p(B)^{-1} \Theta_q(B)$ , on dit que le processus est stationnaire en tendance.

**Définition 2 :** Si le polynôme  $\Phi_p(z)$  possède une racine simple égale à 1, soit :

$$\Phi_p(B) = (1 - B) (1 - \phi'_1 B - \cdots - \phi'_{p-1} B^p) = (1 - B) \phi'_p B$$

il s'écrit sous la forme  $DS$

$$\Delta X_t = \beta + C'_\infty(B) e_t \quad e_t: \text{bb}(0, \sigma_e^2)$$

où  $C'_\infty(B) = \Phi'_{p-1}(B)^{-1} \Theta_q(B)$  et on dit que le processus est stationnaire en différence.

**Définition 3 :** Un processus de nature  $DS$  et de racine de multiplicité 1 est dit processus à racine unitaire. On dira que le processus est intégré d'ordre 1, on

le note I(1).

L'étape essentielle est de tester la présence ou pas de racine unitaire dans le processus. Il existe plusieurs tests. Les tests les plus usuels sont les tests de Dickey-Fuller [1981] ou de Phillips et Perron [1988]. Avec le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin [1992], appelé test de KPSS, nous abordons une approche différente. Dans ce test, nous testons sous l'hypothèse nulle la stationnarité des processus contrairement aux deux premiers tests où nous testons la non-stationnarité.

### 0.1.2 Les tests de stationnarité et de non-stationnarité

Nous présentons dans cette section l'ensemble des tests permettant de tester la nature stationnaire ou non des différentes séries. Les tests sont utilisés à la fois pour tester la présence de racine unitaire dans les séries mais aussi pour valider l'existence de relation de cointégration entre les variables.

#### Les tests de Dickey et Fuller Augmenté

##### La construction du test

Dans le cas du modèle simplifié, le Processus Générateur de Données (PGD) est de la forme  $y_t = y_{t-1} + u_t$ , avec les  $u_t$ , stationnaires mais également bruits blancs (i.e. d'espérance nulle, de variance constante et non autocorrélé). Nous devons estimer dans l'équation de régression suivante,  $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$ , le paramètre  $\rho$  et tester si il est égal ou différent de 1. Nous avons les hypothèses suivantes :

$$H_0: \rho = 1 \text{ contre l'alternative, } H_1: \rho < 1$$

La règle de décision est la suivante : on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire si la statistique estimée  $\tau_\rho$  du paramètre  $\rho$  est inférieure à la valeur critique (correspondant à un niveau  $\alpha$  fixé).

### La procédure de test

Le test de Dickey et Fuller est un test emboîté. Trois modèles sont à considérer :

$$y_t = \rho_a y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$y_t = \mu_c + \gamma_c t + \rho_c y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Pour chacun de ces modèles, on testera successivement la stationnarité puis la présence d'une constante et/ou d'une tendance déterministe.

La démarche du test est assez complexe, elle est composée de plusieurs étapes qui doivent être effectuées dans l'ordre. On commence la procédure par l'estimation du modèle général, avec constante et tendance déterministe, (3). On teste la présence de racine unitaire à l'aide des tables de Dickey et Fuller puis la significativité de la tendance et de la constante avec la table de Student. Dans le cas d'une présence de racine unitaire et de la non significativité de la tendance, on réitère la procédure dans le modèle sans tendance. On effectue cette opération jusqu'au modèle simplifié (1).

### Le choix du nombre de retards

Nous avons supposé dans l'ensemble des modèles précédents que les résidus étaient des bruits blancs. Or il est préférable de corriger l'éventualité de présence d'autocorrélations entre les résidus. Pour corriger celle-ci de façon paramétrique, on augmente le modèle d'une dynamique autorégressive. Une correction paramétrique consiste à ajouter parmi l'ensemble des régresseurs des variables différenciées de l'endogène retardée ( $y_{t-i}$ ). L'équation estimante est donc de la forme suivante :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Deux approches peuvent être mises en oeuvre. La première s'appuie sur les critères de choix de modèles de vraisemblance pénalisée. On choisit le critère qui va minimiser la quantité suivante :

$$I = \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + k \left( \frac{C_T}{T} \right) \quad (5)$$

avec  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  la variance résiduelle estimée et  $k$  le nombre de variables explicatives.

Avec pour le critère Akaike (AIC),  $C_T = 2$ , pour le critère de Schwartz (BIC),  $C_T = \ln(T)$  et pour le critère d'Hannan,  $C_T = \ln(\ln(T))$ .

La deuxième méthode est celle élaborée par Hall [1994]. Elle consiste à prendre un ordre maximum de retards ( $k_{\max}$ ) de tester la significativité du dernier coefficient et réduire à chaque étape l'ordre de  $k$  jusqu'à l'obtention d'un coefficient de retard significatif.

Le choix du nombre de retards est important puisque dans certains cas les statistiques de racine unitaire sont très sensibles aux nombres de retards. Suivant

la valeur de  $k$ , on peut conclure ou pas à la présence de racine unitaire (cf. tests de ADF ou de KPSS). Il est donc important de réaliser conjointement les différentes méthodes et d'arbitrer en fonction des résultats obtenus.

### Le test de Phillips et Perron

Phillips et Perron [1988] proposent dans leur test une correction non paramétrique dans le cas où nous sommes en présence d'autocorrélations des perturbations.

Lorsque les résidus sont des bruits blancs, nous avons une confusion entre leur variance

$$\sigma^2 = \frac{1}{T} \left( \sum_{t=1}^T u_t^2 \right) = V(u_t) \quad (6)$$

et leur variance de long terme

$$\omega^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{T} \left( \sum_{t=1}^T u_t^2 \right) \right) = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \sum_{t=\tau+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau} \quad (7)$$

En revanche, quand les erreurs sont autocorrélées, l'utilisation de  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  comme estimation à la fois de  $\sigma^2$  et de  $\omega^2$  n'est pas valide. La méthode proposée par Phillips et Perron est de reconnaître que  $\sigma^2$  et  $\omega^2$  ne sont pas égales et d'estimer  $\omega^2$  avec un meilleur estimateur que  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ . Ils proposent d'utiliser  $s_\varepsilon^2$  et  $\omega_{Tl}^2$  comme estimateurs convergents de  $\sigma_\varepsilon^2$  et  $\omega^2$ .

$$\text{avec } s_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \quad (8)$$

$$\text{et } \omega_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \sum_{t=\tau+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau} \quad (9)$$

Cependant,  $\omega_{Tl}^2$  peut prendre des valeurs négatives. Newey et West [1987] suggèrent une modification de l'estimateur de la variance afin d'être assuré que le terme  $\omega_{Tl}^2$  soit toujours positif. De plus, elle permet d'affecter un poids moins important aux variances les plus lointaines. La modification suggérée est l'introduction d'une fenêtre (un intervalle) sur lequel on considère le calcul de la variance.

$$\text{soit } \tilde{\omega}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{\tau+l} \sum_{t=\tau+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau} \quad (10)$$

La fenêtre utilisée est celle de Barlett qui est égale à  $\omega_{\tau l} = 1 - \frac{\tau}{l+1}$  et où  $l$  correspond à la largeur de la fenêtre, c'est-à-dire le nombre d'observations considérées pour le calcul des corrélations.

Lorsque le test porte sur la significativité de  $\rho$  dans la relation sans constante ni tendance déterministe :

$$\Delta y_t = \rho_a y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

les statistiques de Phillips et Perron sont les suivantes :

$$Z_\rho = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_\varepsilon^2)}{T^{-2} \sum_1^T y_{t-1}^2} \quad (12)$$

$$Z_t = \frac{S_\varepsilon}{s} t_{\hat{\rho}} - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_\varepsilon^2)}{s \left( T^{-2} \sum_1^T y_{t-1}^2 \right)^{1/2}} \quad (13)$$

Lorsque le test porte sur la significativité de  $\rho$  dans la relation sans tendance déterministe :

$$\Delta y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Nous obtenons les statistiques suivantes :

$$Z_\rho = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_\varepsilon^2)}{T^{-2} \sum_1^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2} \quad (15)$$

$$Z_t = \frac{S_\varepsilon}{s} t_{\hat{\rho}} - \frac{1}{2} \frac{(s^2 - s_\varepsilon^2)}{s \left[ T^{-2} \sum_1^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right]^{1/2}} \quad (16)$$

$$ou \bar{y}_{-1} = \sum_1^{T-1} y_t / (T-1) \quad (17)$$

Lorsque le test porte sur la significativité de  $\rho$  dans la relation avec une constante et une tendance déterministe :

$$\Delta y_t = \mu_c + b_c t + \rho_c y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Pour cette dernière spécification, les statistiques de Phillips et Perron sont :

$$Z_\rho = T (\hat{\rho} - 1) - \frac{T^6}{24D_X} (s^2 - s_\varepsilon^2) \quad (19)$$

$$Z_t = \frac{S_\varepsilon}{s} t_{\hat{\rho}} - \frac{T^3 (s^2 - s_\varepsilon^2)}{4\sqrt{3}D_X^{1/2}s} \quad (20)$$

avec  $D_X = \det(X'X)$  et les régresseurs sont  $X = (1, t, y_{t-1})$ .

## Le test de KPSS

Les tests standards de racine unitaire apparaissent peu puissants envers l'hypothèse alternative. En effet, ils ont tendance à conclure le plus souvent en faveur de la non-stationnarité pour des valeurs proches de l'unité. De plus, ils ne permettent pas de différencier le type de non-stationnarité (processus TS contre processus DS). L'idée développée par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS [1992]) est de considérer la stationnarité sous l'hypothèse nulle et la présence de racine unitaire sous l'alternative. Ils supposent que toute série peut être décomposée en somme d'une tendance déterministe, d'une marche aléatoire et d'un résidu stationnaire.

$$y_t = \zeta t + r_t + \varepsilon_t \text{ avec } u_t \text{ stationnaire} \quad (21)$$

avec  $r_t$  marche aléatoire

$$r_t = r_{t-1} + u_t, u_t \sim iid(0, \sigma_u^2) \quad (22)$$

L'hypothèse nulle de stationnarité est formulée de la façon suivante :

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0 \quad (23)$$

La statistique de test est :

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_t}^2} \quad (24)$$

où  $\varepsilon_t$  sont les résidus de la régression de  $y_t$  sur une constante et (le cas échéant) une tendance déterministe,  $\hat{\sigma}_{\varepsilon_t}^2$  est la variance des résidus de cette régression. et  $S_t$ , correspondant à la somme partielle des résidus est défini par :

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (25)$$

Le test est construit d'une façon identique pour tester la non-stationnarité stochastique et la non-stationnarité en tendance, excepté que, pour ce dernier, les résidus  $\varepsilon_t$  sont obtenus à partir de la régression de  $y_t$  sur la constante uniquement.

La distribution asymptotique de la statistique est valide uniquement si les résidus sont des bruits blancs. Pour blanchir les résidus, cette statistique est modifiée à la manière de Phillips et Perron [1988]. Lorsque les résidus issus de la régression sont des bruits blancs, le dénominateur de la statistique LM ( $\widehat{\sigma}_\varepsilon^2$ ) converge vers  $\sigma^2$ . Cependant, lorsqu'ils ne sont pas bruits blancs, ce dénominateur converge vers un estimateur de  $\sigma^2$ , où  $\sigma^2$  est la variance de long terme définie par :

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} = \frac{1}{T} E(S_T^2) \quad (26)$$

D'une façon identique aux tests de Phillips et Perron, l'estimateur convergent est donné par :

$$\tilde{s}_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \omega_{\tau+l} \sum_{t=\tau+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau} \quad (27)$$

On note  $\widehat{\eta}_\mu$  la statistique de test en l'absence de tendance déterministe et  $\widehat{\eta}_\tau$  la statistique de test en présence de tendance.

$$\eta = \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_t^2 \right) / \tilde{s}_{Tl}^2 \quad (28)$$

Les valeurs critiques pour le test de KPSS sont données dans le tableau suivant :

Seuil de risque	10%	5%	1%
$\hat{\eta}_\mu$	0,347	0,463	0,739
$\hat{\eta}_\tau$	0,119	0,146	0,216

Le test de Dickey et Fuller reste le test le plus "classique". Cependant, de par sa construction, ce test permet de conclure plus facilement à la présence de racine unitaire. Une alternative possible consiste à utiliser simultanément les tests de KPSS et ADF puis, en cas d'indétermination, à arbitrer par les tests de Phillips et Perron qui intègrent une correction non paramétrique de la présence d'autocorrélation des résidus et complètent les résultats précédents.

### 0.1.3 Les processus cointégrés

Une des idées novatrices de ces dernières années est de se demander si des séries non-stationnaires ne possèdent pas des tendances communes d'évolution. Si une relation linéaire stationnaire existe entre plusieurs séries, nous parlons alors de relation de cointégration.

**Définition 4 :** Soient  $X_t$  et  $Y_t$  deux séries intégrées d'ordre 1. Les deux séries sont cointégrées d'ordre 1, si il existe un nombre  $\alpha$  tel que la combinaison linéaire  $Y_t - \alpha X_t$  soit stationnaire.

Si  $Y_t - \alpha X_t = e_t$  avec  $E(e_t) = 0$ , alors les deux séries possèdent une trajectoire d'équilibre de long terme. A l'opposé, si  $Y_t - \alpha X_t = e_t$  avec  $e_t$  non-stationnaire, alors les deux séries divergent entre elles. La détermination de cet équilibre de long

terme entre les variables est d'autant plus importante que, dans le cas contraire, il est possible, comme nous le rappelons en introduction, de régresser deux séries indépendantes intégrées d'ordre 1 et d'obtenir une estimation non nulle du coefficient de régression.

Soit le vecteur  $Z_t$  formé de deux variables non stationnaires, processus autorégressifs d'ordre p.

$$Z_t = \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix}$$

Si nos deux composantes sont cointégrées, il existe une représentation autorégressive "corrigée" à savoir il existe  $\alpha, \beta$  tels que :

$$\Delta Z_t = \phi_1 \Delta Z_{t-1} + \cdots + \phi_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} - \beta (Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}) + e_t$$

Une telle représentation est dite représentation vectorielle à correction d'erreur. Le terme correctif retardé  $(Y_{t-1} - \alpha X_{t-1})$  représente la relation cointégrante et exprime l'équilibre de long terme entre les variables  $X_t$  et  $Y_t$ .

Cette représentation à correction d'erreur est estimée en deux temps. Dans un premier temps, nous estimons la relation de long terme (relation de cointégration) avec les variables en niveau. Dans un deuxième temps, nous estimons les paramètres de la représentation autorégressive "corrigée" avec les résidus estimés retardés de la relation de cointégration. La détection, dans ce cas bi-varié, de l'existence d'une relation de cointégration, est assez simple. Nous réalisons une régression par les MCO de  $Y_t$  sur  $X_t$  et nous testons la présence de racine unitaire dans le processus résiduel. La présence de racine unitaire dans la série des rési-

dus estimés doit être validée à partir des tables tabulées par Phillips et Ouliaris [1989].

Plusieurs stratégies ont été développées pour améliorer l'estimation des paramètres de la relation de long terme. Elles ont pour but de corriger deux types de biais. Un premier biais est causé par la présence d'autocorrélations. Un second biais résulte de l'endogénéisation à long terme des variables présentes dans l'équation de long terme. Une méthode proposée par Phillips et Hansen [1990], sous le nom de "Fully Modified Estimator" (FM-OLS), corrige simultanément ces deux biais. Nous avons utilisé cette méthode pour estimer notre relation de cointégration.

## 0.2 La décomposition des transports de marchandises par catégories de produits

Les tableaux donnent les différents trafics décomposés par catégorie de produits, exprimés en milliards de tonnes-kilomètres. Sur la dernière ligne des tableaux, nous rappelons le Taux de Croissance Annuel Moyen (TCAM) entre 1985 et 2000. Nous avons retenu quatorze ensembles de produits différents (décomposition du SES) : produits agro-alimentaires (NAP : U01,U02 - NST 0, 1, 7) ; combustibles minéraux solides (T04 - NST2) ; produits pétroliers (S053 - NST 3) ; minérais (S09, S12 - NST 4) ; sidérurgie (S10, S11 - NST 5a) ; fonderie (S13, T13 - NST 5b) ; matériaux de construction (T09 - NST 6a) ; chimie de base (S171 - NST 6b, 8a) ; papier (T21 - NST 8b) ; chimie organique (S172 - NST 8c) ; matériels de transport (T16 - NST 9a) ; machines (T14 - NST 9b) ; verres (T10 - NST 9c) ; produits manufacturés (U05b, U06 - NST 9d).

<i>Pdts agroalimentaires (y.c. engrais)</i>				<i>Combustibles minéraux solides</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	16,7	37,3	3,0	1985	2,7	0,8	1,0
1990	14,0	48,9	1,9	1990	2,0	0,7	0,6
1995	10,6	57,9	1,4	1995	1,4	0,5	0,4
2000	12,6	56,8	2,2	2000	1,4	0,5	0,8
<i>Tcam</i>	<i>-1,9%</i>	<i>2,8%</i>	<i>-2,0%</i>	<i>Tcam</i>	<i>-4,3%</i>	<i>-3,1%</i>	<i>-1,5%</i>

<i>Produits Pétroliers</i>				<i>Minerais</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	3,8	5,4	0,8	1985	2,6	1,2	0,1
1990	3,6	5,7	0,7	1990	1,8	1,9	0,2
1995	2,8	6,9	0,7	1995	2,3	2,3	0,2
2000	3,5	6,6	0,7	2000	2,8	2,2	0,2
<i>Tcam</i>	<i>-0,5%</i>	<i>1,3%</i>	<i>-0,9%</i>	<i>Tcam</i>	<i>0,5%</i>	<i>4,1%</i>	<i>4,7%</i>

<i>Sidérurgie</i>				<i>Fonderie</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	6,2	4,1	0,3	1985	0,3	1,1	-
1990	6,4	4,6	0,3	1990	0,3	1,4	-
1995	5,9	4,5	0,3	1995	0,3	1,4	-
2000	7,6	4,6	0,4	2000	0,4	1,1	-
<i>Tcam</i>	<i>1,4%</i>	<i>0,8%</i>	<i>1,9%</i>	<i>Tcam</i>	<i>1,9%</i>	-	-

<i>Matériaux de construction</i>				<i>Chimie de base</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	5,3	18,5	2,1	1985	3,8	3,3	0,2
1990	5,4	26,4	3,1	1990	3,2	4,1	0,1
1995	5,0	26,3	2,4	1995	3,0	3,0	0,2
2000	5,3	29,7	2,4	2000	2,9	2,9	0,3
<i>Tcam</i>	-	<i>3,2%</i>	<i>0,9%</i>	<i>Tcam</i>	<i>-1,8%</i>	<i>-0,9%</i>	<i>2,7%</i>

<i>Papier</i>				<i>Chimie organique</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	0,45	0,7	0,1	1985	1,04	3,5	-
1990	0,42	0,7	-	1990	0,88	5,5	0,2
1995	0,35	0,9	-	1995	0,45	6,6	0,1
2000	0,50	1,2	-	2000	0,50	6,0	0,1
<i>Tcam</i>	0,7%	3,7%	-	<i>Tcam</i>	-4,8%	3,7%	-

<i>Matériels de transport</i>				<i>Machines</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	1,8	2,2	-	1985	0,6	4,2	-
1990	2,0	3,6	-	1990	0,4	5,6	-
1995	1,7	4,9	-	1995	0,3	6,0	-
2000	2,2	6,8	-	2000	0,3	6,0	-
<i>Tcam</i>	1,3%	7,8%	-	<i>Tcam</i>	-4,5%	2,4%	-

<i>Verres</i>				<i>Autres produits manufacturés</i>			
Années	Fer	Route	Fluvial	Années	Fer	Route	Fluvial
1985	0,41	1,4	-	1985	8,38	17,7	-
1990	0,34	1,9	-	1990	8,82	25,6	-
1995	0,23	2,6	-	1995	12,11	33,2	0,1
2000	0,22	2,3	-	2000	15,10	57,0	0,2
<i>Tcam</i>	-4,1%	3,4%	-	<i>Tcam</i>	4,0%	8,1%	-

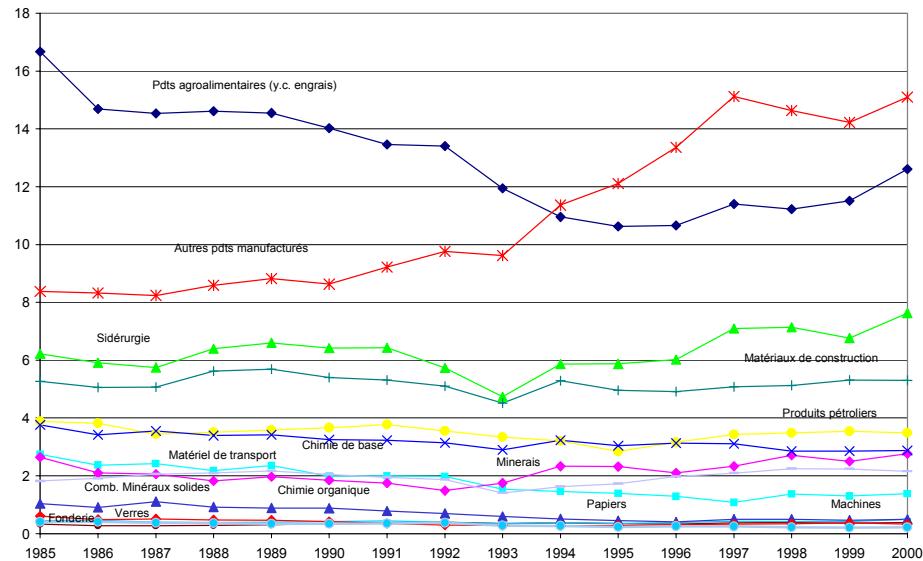
*Total*

Années	Fer	Route	Fluvial
1985	54,22	101,4	7,6
1990	49,68	136,7	7,2
1995	46,56	156,9	5,9
2000	55,35	183,9	7,3
<i>Tcam</i>	<i>0,1%</i>	<i>4,0%</i>	<i>-0,3%</i>

### 0.3 La représentation graphique des transports de marchandises par catégories de produits

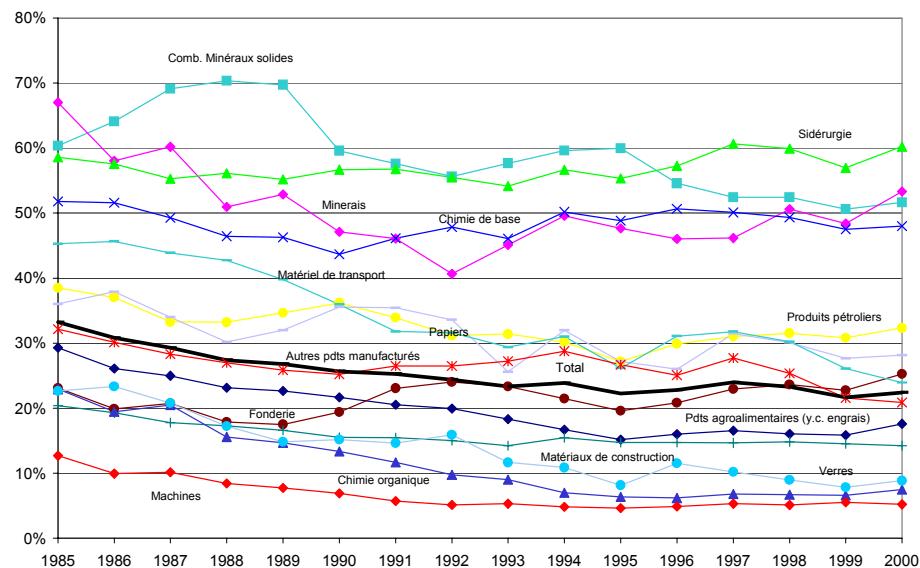
Pour chaque mode de transport (fer, route et voies navigables), le premier graphique représente le trafic en milliards de tonnes-kilomètres (Gt<sub>tk</sub>), le second les parts de marché des différents modes. Dans ce dernier graphique, la courbe noire en gras représente la part de marché totale du mode de transport.

## Transport ferroviaire de marchandises par catégories de produits (Gt<sub>k</sub>)



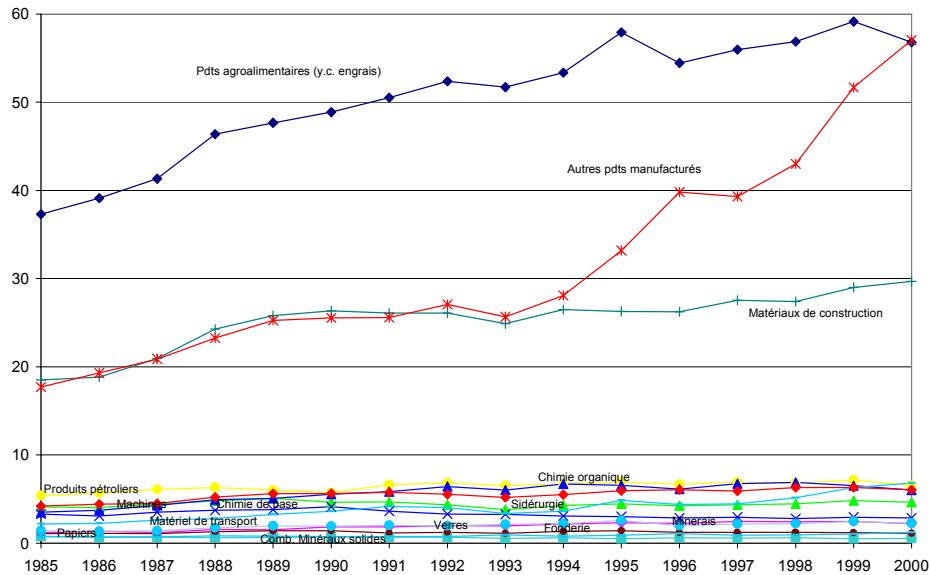
Source : SNCF

## Parts de marché du transport ferroviaire de marchandises par catégories de produits (%)



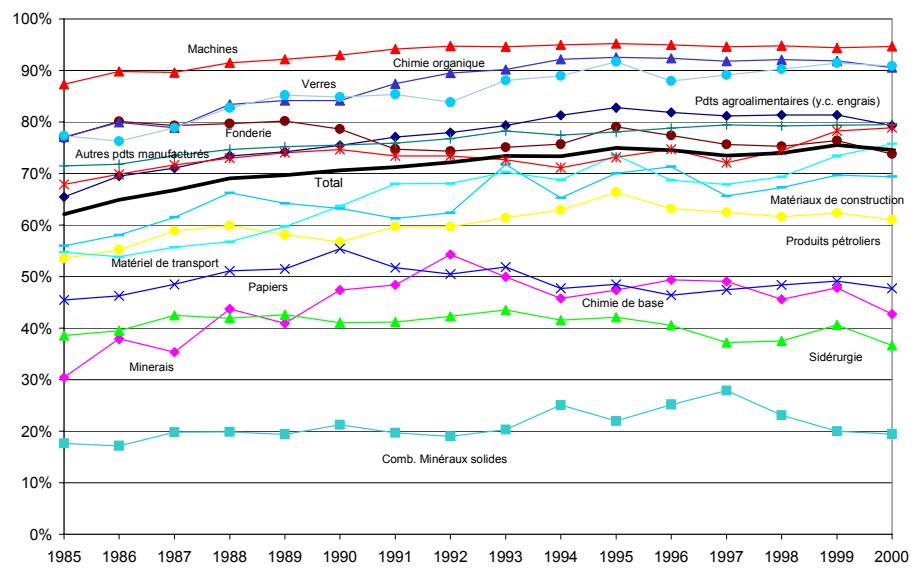
Source : SNCF

### Transport routier de marchandises par catégories de produits (Gtk)



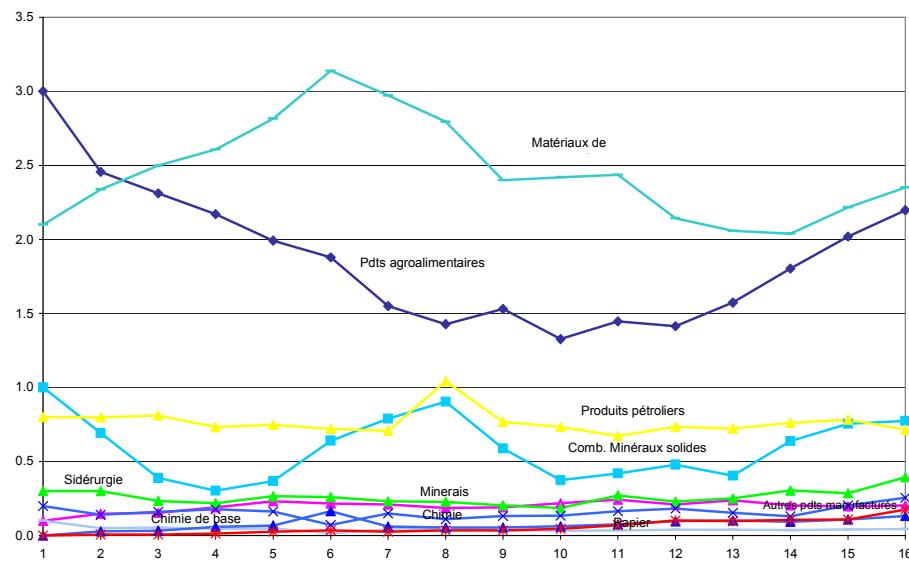
Source : Comptes des Transports - SES/INSEE

### Parts de marché du transport routier par catégories de produits (%)



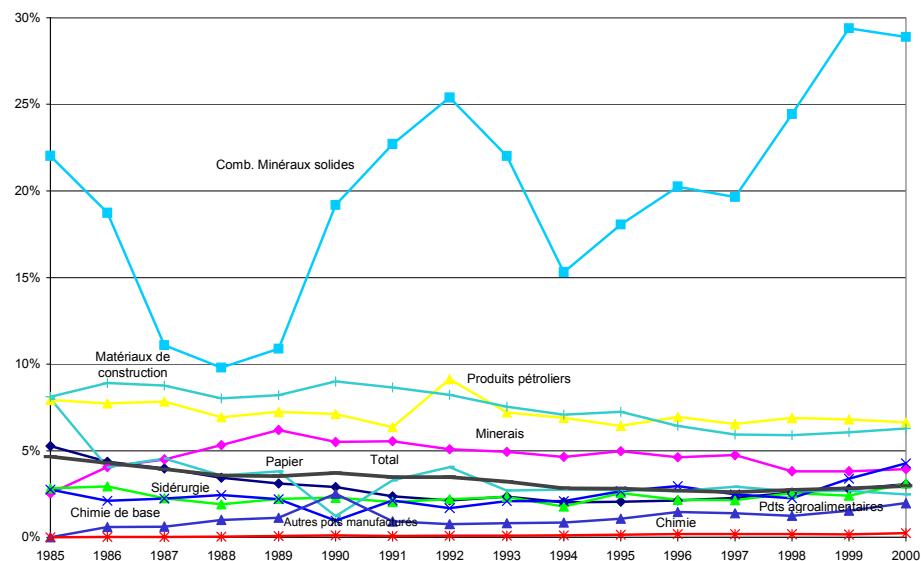
Source : Comptes des Transports - SES/INSEE

### Transport de marchandises par voies navigables par catégories de produits (Gtk)



Source : Comptes des Transports - SES/INSEE

### Parts de marché des voies navigables par catégories de produits (%)



Source : Comptes des Transports - SES/INSEE

## 0.4 La décomposition des différents transports de marchandises par catégories de distances

Trafic ferroviaire	1985	1990	1995	2000	Evolution 85-00
0-49 km	0,42	0,27	0,20	0,20	-52,5%
50-149 km	2,82	2,40	1,83	2,17	-23,1%
150-299 km	7,61	6,62	5,53	7,08	-7,0%
300-399 km	6,98	7,31	6,77	8,35	19,7%
400-499 km	6,93	6,70	5,64	6,18	-10,8%
> 500 km	29,46	26,38	26,60	31,37	6,5%
Total	54,22	49,68	46,57	55,35	2,1%

Source : SNCF

Trafic routier	1985	1990	1995	2000	Evolution 85-00
0-49 km	13,91	15,22	14,69	18,73	34,7%
50-149 km	19,67	22,63	24,29	29,81	51,5%
150-299 km	20,19	24,07	28,51	37,66	86,6%
300-399 km	9,89	12,41	15,50	19,94	101,5%
400-499 km	9,10	12,02	14,43	16,40	80,3%
> 500 km	28,64	50,30	59,44	61,68	115,4%
Total	101,40	136,65	156,86	184,22	81,7%

Source : Enquête sur l'utilisation des véhicules de transport routier de marchandises-SES

Trafic fluvial	1985	1990	1995	2000	Evolution 85-00
0-49 km	0,47	0,51	0,45	0,43	-8,5%
50-149 km	1,88	2,20	2,09	1,83	-2,7%
150-299 km	2,82	2,96	2,00	2,66	-5,7%
> 300 km	3,22	1,91	1,33	2,34	-27,3%
Total	8,39	7,58	5,87	7,26	-13,5%

Source : Mémento-résultat 2000-SES

La différence entre le trafic total du transport fluvial décomposé par produits et celui décomposé par catégories de distances est lié à l'intégration du trafic Rhénan pour ce dernier jusqu'en 1990.

## 0.5 Les nouvelles évaluations des séries macro-économiques

Les comptes nationaux français ont changé de base, ils passent définitivement de la base 80 à la base 95, à la fin de notre échantillon (i.e. au troisième trimestre de 1998). En base 80, le système de référence était proche du Système européen de comptes économiques intégrés de 1979 (SEC79). En base 95, il devient totalement conforme à la nouvelle norme européenne, le SEC 95, qui a fait l'objet d'un règlement communautaire (Règlement du Conseil du 25 juin 1996). Ces modifications concernent plusieurs de nos variables explicatives macro-économiques, la production industrielle, les importations et les exportations, le produit intérieur brut et la consommation des ménages.

En dehors de l'intégration des territoires d'Outre-mer, le changement de base des Comptes Nationaux fait intervenir deux types de modifications : d'une part, les définitions des variables ("concepts") deviennent plus adaptées aux évolutions de l'économie et, d'autre part, les nouvelles sources statistiques utilisées sont plus riches et/ou mieux exploitées. Les modifications des différents concepts pour le passage au système européen des comptes sont explicitées en détail dans l'article de D. Temam [1998], paru dans *Economie et Statistiques*.

L'incorporation des départements d'Outre-mer constitue une des principales sources de l'écart entre la nouvelle et l'ancienne base comptable. L'intégration de ces départements dans le territoire économique a changé le niveau des principaux agrégats et a, en particulier, rehaussé le niveau du PIB.

Le changement de base des différentes variables explicatives n'est pas sans conséquences dans les modélisations. Nous constatons de grandes différences au

niveau de la valeur des élasticités. Pour cette raison, nous allons, pour chacune des variables concernées, analyser en détail les effets du changement comptable.

### 0.5.1 La production industrielle

Plus qu'un simple changement de l'année de référence dans la structure des prix (francs constants de 1995 vs francs constants de 1980), la méthode de comptabilisation de la production industrielle a été modifiée. En effet, la production industrielle n'est plus valorisée au prix du producteur mais au prix de base, c'est-à-dire hors impôts mais y compris les subventions sur les produits. Les changements d'ordre de grandeur ont été différents suivant les secteurs. Ils ont été importants dans l'énergie et dans l'agriculture, beaucoup moins dans les services marchands. Ainsi, en base 80, la production d'énergie est valorisée y compris la Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers (TIPP). En base 95, cette production est valorisée au prix de base, soit hors TIPP.

### 0.5.2 Les importations et les exportations

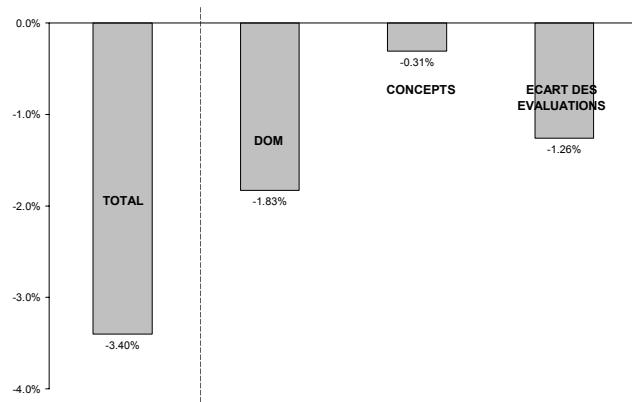
Les séries des importations et des exportations sont sensiblement modifiées, surtout pour les exportations dont l'écart entre les bases est de -3,4%. Les importations ont peu évolué, la différence entre les deux bases, étant de l'ordre de -0,1%. Le solde du commerce extérieur, pour l'année 1992, passe de 94 milliards de francs à 41 milliards de francs.

La ventilation de l'écart entre les deux bases selon le type d'effet (intégration des DOM, changement de concepts ou modification dans les évaluations) pour les exportations et les importations est reportée dans le tableau ci-après :

En milliards de francs (année 1992, en valeur)	Ecart Base95-Base80	Effet DOM	Effet Concepts	Ecart évaluations
Exportations	-54	-29	-5	-20
Importations	-1	0	-1	0

Source : J-P. Berthier [1999]

L'effet de l'incorporation des départements d'Outre-mer (DOM) au territoire économique de la nouvelle base est prédominant sur les autres effets : il représente -1,83 point sur les -3,40% totaux<sup>8</sup>. Les écarts d'évaluation ont des répercussions assez importantes puisqu'ils atteignent -1,26 point. La part relative des différents effets est reportée dans le graphique ci-dessous :



<sup>8</sup>Les chiffres du commerce extérieur sont largement marqués par l'impact des DOM. Ceux-ci présentent un déficit commercial structurel de 29 milliards de francs en 1992, leur incorporation au territoire économique entraîne une baisse d'autant du solde commercial. Les flux d'importations et d'exportations sont décrits de la façon suivante : en base 95, les exportations de l'ensemble fermé de la métropole et des DOM vers le reste du monde sont égales aux exportations totales de la métropole, y compris vers les DOM (soit les exportations telles que présentées dans les comptes de la base 80), augmentées des exportations totales des DOM (y compris vers la métropole) et enfin diminuées d'un terme sommant les flux croisés entre la métropole et les DOM (exportations métropole vers DOM + exportations DOM vers métropole). La même équation s'applique aux importations, le terme final étant le même puisque le flux croisé des importations est identique à celui des exportations. Ce dernier terme (évalué à 38 milliards de francs) compense presque exactement les importations totales des DOM, ce qui explique, pour 1992, la nullité de l'effet DOM sur les importations. Ainsi, les exportations totales des DOM représentant 9 milliards de francs, on retrouve sur les exportations totales la baisse de 29 milliards, déjà mentionnée pour le solde, c.f. Berthier [1999].

### 0.5.3 La dépense en consommation des ménages

Dans le cas de la consommation des ménages, l'écart entre les deux bases est essentiellement généré par l'introduction des DOM et des modifications conceptuelles.

La dépense de consommation des ménages (base 95) est diminuée de 339 MdF par rapport au concept de consommation des ménages (même agrégat mais en base 80). Le passage de l'une à l'autre est complexe. La différence la plus importante porte sur l'exclusion de 359 MdF correspondant à des prestations en nature (remboursement de médicaments, allocation logement, etc.) qui étaient comptées comme consommation des ménages en base 80. Dans la base 95, ce montant correspond à la consommation individualisable des administrations publiques (APU) en biens et services marchands. Cette dernière est incluse dans la dépense des APU. Le nouveau concept de consommation effective des ménages, créé par le SEC95, englobe ces prestations, mais il est beaucoup plus large que la notion de consommation des ménages de la base 80.<sup>9</sup>.

Lorsque l'on a retranché l'impact des départements d'Outre-mer et celui des modifications conceptuelles de l'écart global sur la consommation des ménages, il ne reste que 3MdF de différence qui s'expliquent par des changements d'évaluation (nouvelles sources, modifications méthodologiques ou encore correction d'erreur de la base 80). La ventilation de l'écart entre les méthodes de 95 et 80 (sur les

---

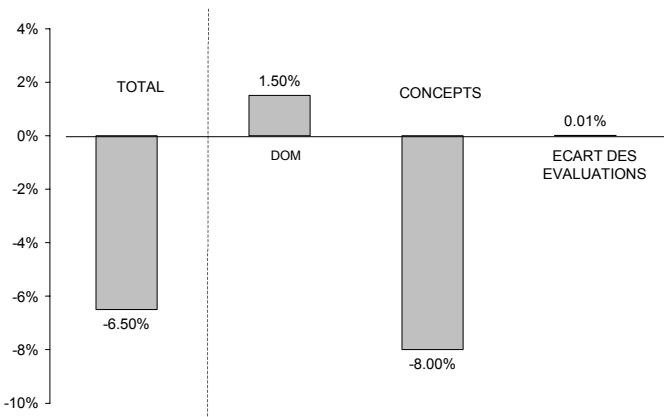
<sup>9</sup>La différence entre les deux notions, expliquée dans l'article de V. Madelin [1999] est la suivante : la dépense de consommation des ménages correspond à ce que les ménages ont effectivement déboursé : dans le cas de soins de santé par exemple, il s'agit la plupart du temps du ticket modérateur. La consommation finale effective désigne ce que les ménages ont effectivement consommé de façon individuelle. En gardant l'exemple des soins de santé, cela correspond à l'ensemble de la consommation, i.e. la partie prise en charge par les ménages et la partie prise en charge par les administrations.

séries à prix courants, avec comme année de référence 1992), selon le type de modifications (cf. J-P. Berthier [1999]), est reportée dans le tableau ci-dessous :

En milliards de francs	Ecart	Effet DOM	Effet Concepts	Ecart
1992	Base95-Base80			évaluations
Consommation finale totale	+69	+88	-44	+25
Dépense de consommation				
(vs conso) des ménages	-272	+64	-339	+3
Dépense de consommation				
(vs conso) des administrations	+341	+24	+295	+22

Source : J-P. Berthier [1999]

Pour une année de référence donnée (1992), la consommation finale des ménages enregistre une augmentation de 1,2%. En revanche, la différence est négative pour la dépense de consommation (versus la consommation) des ménages. L'écart en valeur absolue atteint 6,5%, la part relative des différents effets est représentée dans le graphique suivant :

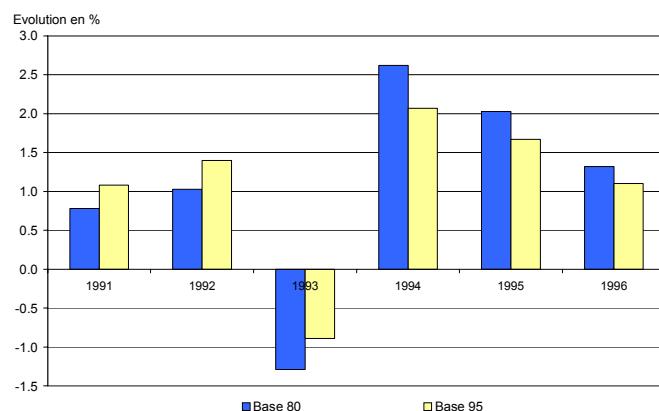


Ce sont les concepts (-8%) qui ont le plus contribué à la modification de la variable, l'introduction des départements d'Outre-mer ayant augmenté la série de 1,5%.

#### 0.5.4 Le produit intérieur brut

Le changement de base a aussi eu des incidences sur le Produit Intérieur Brut. En effet, d'une base à l'autre, le taux de croissance de l'économie est généralement révisé de quelques dixièmes de points. Le graphique ci-dessous représente ces différentes variations :

#### Comparaison des évolutions du Produit Intérieur Brut en volume en base 1980 et 1995



Source : Comptes Nationaux, INSEE

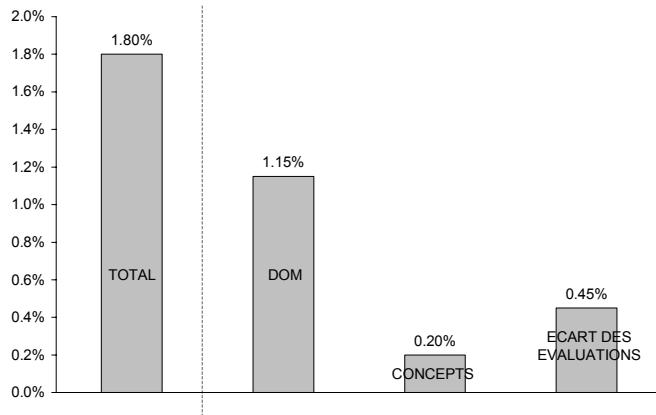
Au niveau le plus agrégé, il s'avère que, en base 95, l'ampleur de la récession de 1993 et celle du redémarrage de 1994 se sont quelque peu atténuées. Ainsi, en 1993, le Produit Intérieur Brut baisse de 0,9% au lieu de 1,3%. Cette divergence ne correspond pas uniquement au changement de base. En effet, dans la base de 1980, les comptes des années 1993 et 1994 n'ont pas bénéficié de révisions au

niveau des statistiques des entreprises, alors que celles-ci ont été prises en compte dans la nouvelle base.

Le PIB est rehaussé d'environ 2% (année de référence 1992), par rapport à l'ancienne base de 1980. Comme pour les autres agrégats, nous avons décomposé, dans le tableau ci-dessous, les différents effets. La part relative des différents effets est ensuite représentée dans le graphique suivant.

En milliards de francs (en valeur de 1992)	Ecart Base95-Base80	Effet DOM	Effet Concepts	Ecart évaluations
Produit intérieur brut	+127	+82	+13	+32

Source : J-P. Berthier [1999]



Pour le PIB, l'incorporation des départements d'Outre-mer au territoire économique de la nouvelle base prédomine sur les autres écarts. La part des écarts d'évaluation est assez importante pour cet agrégat, contrairement à la consommation des ménages où cet effet apparaît pratiquement inexistant.

## 0.6 Etude de la satisfaction des clients fret de la SNCF

Pour mieux comprendre les besoins et les attentes des clients du fret, nous proposons une étude<sup>10</sup> de l'enquête sur la qualité du fret de 1998.à partir des techniques de l'analyse des données.

Nous présentons tout d'abord l'enquête (conditions, traitement...), puis nous décrivons le travail effectué sur les données avant le traitement statistique. L'étude multidimensionnelle (AFCM<sup>11</sup> et CAH<sup>12</sup>) et les résultats de cette analyse sont développés dans le chapitre 1 de la partie II.

### 0.6.1 Description de l'enquête

L'enquête fait partie d'une série d'enquêtes similaires réalisées depuis 1996 à peu près à la même période chaque année. Cette période s'étale sur les mois de mai et juin. En choisissant de traiter les résultats d'une seule enquête, nous nous intéressons à une "photo" instantanée de l'appréciation de la qualité du fret par les clients.

#### Objectif et mode de collecte

Le but clairement affiché de l'enquête est de mesurer le degré de satisfaction des clients fret de la SNCF. Le mode de collecte le plus adapté aux objectifs de

---

<sup>10</sup>Etude réalisée en collaboration avec Rémi Sirolli (Stagiaire d'avril à septembre 1999 à la Direction de la Stratégie de la SNCF). Nous remercions Madame Anne Delacourt pour nous avoir permis d'accéder à la base de données issue de l'enquête de 1998 et Monsieur Raymond Besson pour ses conseils quant à l'interprétation de certaines variables.

<sup>11</sup>Analyse Factorielle des Correspondances Multiples.

<sup>12</sup>Classification Ascendante Hiérarchique.

l'enquête est le téléphone. L'échantillon considéré est issu des fichiers de clientèle des agences du fret. Les clients ont répondu à un questionnaire semi-directif fermé, agrémenté d'une question ouverte. Le questionnaire se décompose selon une évaluation globale du service et une trentaine de thèmes détaillant les trois aspects principaux du service : la relation avec le client, l'offre commerciale et la réalisation de cette offre.

Quelques-unes des questions sont des questions d'opinion "classiques" i.e. qualitatives avec une demi-dizaine de modalités (du type "très satisfait", "satisfait", etc...). Les autres questions sont une invitation à évaluer la satisfaction du client sur le thème abordé au moyen d'une échelle allant de 0 à 20.

### **Observations méthodologiques**

La durée de l'entretien est d'environ 20 minutes. Cette durée est loin des seuils de saturation empiriquement observés (aux alentours d'une heure). L'échantillon considéré est un échantillon constant. En effet, les personnes interrogées sont celles qui ont accepté de répondre à l'enquête précédente. Le répondant est l'interlocuteur commercial qui est le contact, dans l'entreprise cliente, de la SNCF. L'unité statistique est le client. Une même entreprise pourra donc être interrogée plusieurs fois au gré du nombre de ses services qui utilisent le fret. Il est considéré que ce choix méthodologique n'influence pas les résultats et les interprétations finales de l'étude.

#### **0.6.2 Les données**

Cette partie expose les différentes réflexions et le travail effectué en amont sur les données brutes de l'enquête de 1998. Elle se décompose en quatre paragraphes

traitant respectivement du questionnaire, du tri des questions (variables à retenir ou non), de la non-réponse et du codage.

### **Le questionnaire<sup>13</sup>**

Le questionnaire se décompose en deux grandes parties (différenciées dans l'identification des questions par les préfixes "Q" et "S"), l'une concernant la satisfaction des clients ("Q") et l'autre leur profil général ("S").

Ces deux parties n'ont pas la même importance, puisque la première partie comporte 45 questions et la deuxième seulement 11, pour un total de 58 questions (y compris deux questions traitant du climat de l'entretien et du type de client interrogé par la SNCF).

Après une première question générale sur la qualité du service fret assuré par la SNCF, la première partie se décline en trois domaines d'étude du niveau de satisfaction (comportant chacun une note de satisfaction globale) :

- 1- la relation avec l'interlocuteur SNCF Fret (Q2 à Q10)
- 2- l'offre commerciale de SNCF Fret (Q12 à Q24)
- 3- le transport assuré par SNCF Fret (Q25 à Q42).

Pour chacune des trois parties, nous avons une évaluation globale (Q43 à Q45) de la qualité.

Des questions complémentaires à caractère optionnel concernent les spécificités régionales (Q46 à Q51).

---

<sup>13</sup>L'ensemble du questionnaire figure en annexe.

### Les variables non retenues

Dans le cadre de notre étude, certaines variables nous ont paru compliquées ou hors champ d'étude.

Par exemple, les questions concernant des spécificités régionales (Q46 à Q51) ne présentent pas d'intérêt pour nous, puisque nous ne nous sommes pas placés dans une logique d'analyse géographique mais plutôt de profil de satisfaction.

De même, nous avons mis de côté la seule question ouverte (Q45) qui, en soi, est un cas méthodologique intéressant d'analyse textuelle. Mais ne disposant ni de moyens (logiciel spécifique, etc.) pour effectuer ce traitement ni d'un post-codage en variable qualitative avec un nombre de modalités raisonnable, nous avons rapidement été amenés à abandonner cette variable.

Variables non retenues	Raison
Q4 → Q7	Fruits de la question filtre Q4 : trop lourdes à gérer techniquement dans le recodage
Q12 et Q25	Fruits de la question filtre Q11 : idem
Q45	Question ouverte post-codée à l'aide d'un trop grand nombre de modalités
Q46 → Q51	Questions sur les spécificités régionales : hors champ d'étude

### La non-réponse

Le problème de la non-réponse est, comme toujours, un problème complexe et épineux. Ici, il revêt un aspect particulier. En effet, vu la diversité des interlocuteurs tant du côté du client que du côté de la SNCF, la plupart des répondants se trouvent une ou plusieurs fois dans l'incapacité de répondre.

Ceci complique sensiblement l'énigme de la non-réponse puisqu'il n'est a priori pas possible de différencier une personne qui ne peut pas répondre d'une personne qui ne veut pas répondre.

Des questions-filtres sont en partie à l'origine de ce problème. Certaines sont trop lourdes à recoder comme Q4 et ses questions induites que nous avons retirées de l'étude (voir paragraphe précédent). De même pour Q12 et Q25 qui découlent de la première modalité de Q11.

Questions-Filtres		Questions Filtrées	
Q11	Modalité n°1 : répondant concerné uniquement par des réceptions (non concerné par Q12 et Q25)	Q12 Q25 <i>(non retenues)</i>	Adéquation besoins /wagons Fourniture de wagons
Q33	Utilisation ou non du fret SNCF pour l'international	Q34 <i>(retenue)</i>	Déroulement du trafic international avec SNCF Fret
Q35	Utilisation ou non du transport combiné	Q36 <i>(retenue)</i>	Déroulement du trafic combiné avec SNCF Fret

Nous n'avons pas encore parlé des questions-filtres Q33 et Q35 qui, en elles-mêmes, ne présentent aucune non-réponse. Nous avons trouvé une solution pour pouvoir différencier les questions filtrées par Q33 et Q35. Notons à ce propos que Q35 ne filtre pas que la question Q36 mais également de manière implicite les questions sur le bon déroulement du transport conventionnel (Q31 et Q32). En effet, un répondant n'ayant recours qu'au transport combiné auprès de la SNCF ne pourrait pas répondre à ces deux questions.

En dehors des questions-filtres, nous avons considéré que la non-réponse était classique pour l'ensemble des autres questions. Il faut rester conscient qu'il s'agit là d'une approximation. En effet, on peut supposer qu'une partie des 310 non-réponses de la question Q29, concernant les délais de réponse aux réclamations écrites, est due au fait que le répondant ne s'est jamais trouvé dans une telle situation vis-à-vis de son interlocuteur SNCF.

### **Le recodage en variables qualitatives**

L'esprit du recodage tel qu'il est décrit dans ce paragraphe est celui d'une approche qualitative des réponses. Nous avons deux types de variables différents :

les variables dont la réponse est une note comprise entre 0 et 20 et les variables à choix multiples. Nous expliquons le recodage pour chacune des deux catégories de variables.

*Les variables d'évaluation de satisfaction (notes)*

Nous procédons au regroupement de 21 notes possibles (de 0 à 20) en 3 modalités. Ces modalités correspondent à une partition croissante de fidélité des clients. A ces trois modalités, nous rajoutons une modalité " Ne se prononce pas " dans la logique de notre hypothèse sur la non-réponse énoncée à la fin du paragraphe précédent.

Nous appliquons ce traitement à toutes les variables utilisant l'échelle " scolaire " (de 0 à 20), c'est-à-dire toutes les questions sauf celles que nous qualifierons par abus de langage de " qualitatives pures " (Q1, Q11, Q33, Q35, Q44 et toutes les questions " S " retenues) et les questions pour lesquelles nous avons appliqué un recodage spécifique pour cause de filtrage (Q19, Q23, Q31, Q32).

Ce codage est synthétisé dans le tableau suivant :

Réponse (note)	Recodage	Libellé
[0,11]	1	Insatisfaction
[12,16]	2	Satisfaction médiocre (nécessitant un effort de fidélisation)
[17,20]	3	Satisfaction fidélisante
Valeur manquante	4	Ne se prononce pas

*Les questions à choix multiples (S3)*

La question S3 nous renseigne sur les types de transport fret (combiné, ...) utilisés par le client. Elle autorise logiquement l'enquêté à choisir plusieurs modalités en même temps. Cela pose un problème d'utilisation de la variable telle qu'elle est présentée dans la base de données (une colonne par modalité, soit 3 colonnes).

La première solution qui vient à l'esprit est la solution naturelle de décomposer la variable en trois variables de type "dummy" (deux modalités : 1=oui et 2=non).

Mais, à ce stade, nous avons déjà l'arrière-pensée d'appliquer des techniques d'analyse de données (ACM notamment) dont certains calculs d'inertie dépendent directement du nombre de variables. Celles-ci étant déjà nombreuses, nous voulons tenter de minimiser leur nombre.

De plus, le fait qu'un client utilise à la fois deux types de transport fret n'apparaîtrait plus directement dans les données.

Ces deux remarques nous ont poussé à utiliser une astuce de recodage. Nous affectons de nouveaux identifiants aux modalités de manière à ce que la somme de plusieurs identifiants corresponde à une combinaison unique de modalités, i.e. à un type de réponse unique.

Dans notre cas, la question S3 dispose de quatre modalités {1}, {2}, {3} et {4} auxquelles nous réaffectons les identifiants {1}, {2}, {4} et {8}. On additionne alors les nouveaux identifiants de toutes les modalités choisies par l'enquêté de manière à ce que sa réponse ne soit plus qu'un seul chiffre variant de {1} à {15} . La réponse {5} sera forcément la réponse à laquelle correspond l'unique combinaison possible des chiffres 1 ,2 , 4 et 8. Pour obtenir 5, le client aura choisi simultanément les modalités {1} et {4}, c'est-à-dire qu'il utilise des trains entiers et le transport combiné (TE+TC).

Cette solution est retranscrite de façon plus claire et synthétique dans le tableau ci-dessous :

Libellé	Modalité	1 <sup>er</sup> recodage	2 <sup>ème</sup> recodage	Nouveau libellé
Trains Entiers ou rames Rapides (TE)	1	1	1	TE
Wagons Isolés (WI)	2	2	2	WI
Transport Combiné (TC)	3	4	4	TC
			5	TE+TC
			6	WI+TC
			7	TE+WI+TC
Autres	4	8	8	Autres
			9	TE+Autres
			10	WI+Autres
			11	TE+WI+Autres
			12	TC+Autres
			13	TE+TC+Autres
			14	WI+TC+Autres
			15	TE+WI+TC+Autres

### *Les questions filtrées*

Nous avons utilisé le même principe de recodage pour regrouper les questions Q19 et Q23. Pour cela, nous avons recodé Q19 avec les puissances de 2 allant de 1 à 4 et Q23 avec celles allant de 8 à 32 dans un premier temps. Nous avons ensuite additionné les deux variables pour chaque individu et raisonné de la même manière que pour la question S3.

De plus, il a fallu considérer les non-réponses qui ont d'abord été codées en 0 pour l'addition des variables puis en 64, car SPAD<sup>14</sup> émet des difficultés de traitement des modalités codées par un 0.

La variable ainsi obtenue sera notée Q1923.

---

<sup>14</sup>SPAD, logiciel d'analyse des données utilisé pour le traitement de cette enquête.

				Q1923		
Libellé		Modalité	1 <sup>er</sup> recodage	2 <sup>ème</sup> recodage	Nouveau libellé	3 <sup>ème</sup> recodage
Non-réponse (NR19)		Val. manquante	0	0	NR19+NR23	64
Prix non compétitifs sur le trafic français (⊗19)	1		1	1	⊗19+NR23	1
Prix peu compétitifs sur le trafic français (⊗19)	2		2	2	⊗19+NR23	2
Prix compétitifs sur le trafic français (⊗19)	3		4	4	⊗19+NR23	4
Prix non compétitifs sur le trafic international (⊗23)	1	8	8	8	NR19+⊗23	8
			9	9	⊗19+⊗23	9
			10	10	⊗19+⊗23	10
			12	12	⊗19+⊗23	12
Prix peu compétitifs sur le trafic international (⊗23)	2	16	16	16	NR19+⊗23	16
			17	17	⊗19+⊗23	17
			18	18	⊗19+⊗23	18
			20	20	⊗19+⊗23	20
Prix compétitifs sur le trafic international (⊗23)	3	32	32	32	NR19+⊗23	32
			33	33	⊗19+⊗23	33
			34	34	⊗19+⊗23	34
			36	36	⊗19+⊗23	36
Non-réponse (NR23)		Val. manquante	0			

Nous avons voulu appliquer un traitement identique aux questions Q31, Q32 et Q36. Celles-ci concernent la satisfaction du client sur le bon déroulement de ses transports par wagons isolés, par trains entiers ou rapides, et par transport combiné. Ces questions ont été préalablement recodées comme toutes les variables utilisant l'échelle de notes en 4 modalités : insatisfaction, satisfaction médiocre, satisfaction fidélisante et non-réponse.

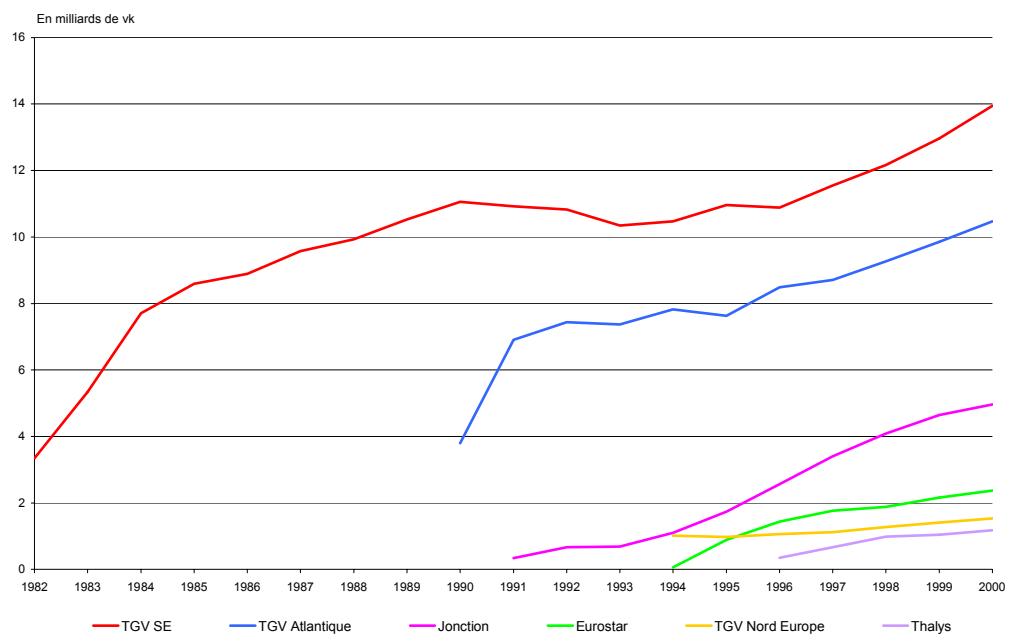
Mais notre solution de recodage utilisée pour créer la question Q1923 posait problème pour trois variables. En effet, bien qu'elle soit mathématiquement applicable, elle générait dans ce nouveau cas une variable dotée de trop nombreuses modalités ( $43 = 64$  modalités).

Notre choix a été de regrouper les notes de satisfaction relatives au trafic conventionnel, i.e. les questions Q31 et Q32 refondues en une variable Q3132.

Q3132					
Libellé	Modalité	1 <sup>er</sup> recodage	2 <sup>ème</sup> recodage	Nouveau libellé	3 <sup>ème</sup> recodage
Non-réponse (NR31)	Val. manquante	0	0	NR31+NR32	64
Insatisfaction du transport par wagons isolés (@31)	1	1	1	@31+NR32	1
Sat. médiocre du transport par wagons isolés (@31)	2	2	2	@31+NR32	2
Sat. fidélisante du transport par wagons isolés (@31)	3	4	4	@31+NR32	4
Insatisfaction du transport par trains entiers (@31)	1	8	8	NR31+@32	8
			9	@31+@32	9
			10	@31+@32	10
			12	@31+@32	12
Sat. médiocre du transport par trains entiers (@31)	2	16	16	NR31+@32	16
			17	@31+@32	17
			18	@31+@32	18
			20	@31+@32	20
Sat. fidélisante du transport par trains entiers (@31)	3	32	32	NR31+@32	32
			33	@31+@32	33
			34	@31+@32	34
			36	@31+@32	36
Non-réponse (NR32)	Val. manquante	0			

Les résultats de l'analyse des données de l'enquête sont développés dans la partie II, chapitre 1, paragraphe 1-5-3.

### EVOLUTION DU TRAFIC COMMERCIAL TGV PAR AXE



Source : SNCF

SNCF - Direction de la Stratégie

## 0.7 Les tables statistiques des tests de rupture

### 0.7.1 Les tables statistiques pour un échantillon T=50

T = 50		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
m = 1	ADF*, Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,473	-4,836	-4,520	-4,160	-2,669	-2,449	-2,005
	(C/S)	-5,916	-5,189	-4,853	-4,467	-2,905	-2,673	-2,248
	(C/s/t)	-6,015	-5,342	-5,010	-4,643	-3,191	-2,961	-2,536
	(C/S/t)	-6,437	-5,716	-5,386	-5,007	-3,474	-3,256	-2,850
	(C/s/T)	-6,519	-5,785	-5,450	-5,059	-3,560	-3,340	-2,976
	(C/S/T)	-6,744	-6,022	-5,675	-5,280	-3,685	-3,465	-3,068
m = 2	ADF*, Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-6,001	-5,307	-4,967	-4,596	-3,068	-2,824	-2,395
	(C/S)	-6,724	-5,960	-5,604	-5,201	-3,549	-3,298	-2,843
	(C/s/t)	-6,386	-5,721	-5,384	-5,011	-3,497	-3,271	-2,820
	(C/S/t)	-7,106	-6,396	-6,025	-5,626	-4,027	-3,789	-3,352
	(C/s/T)	-6,827	-6,130	-5,789	-5,405	-3,869	-3,654	-3,277
	(C/S/T)	-7,454	-6,696	-6,322	-5,893	-4,252	-4,025	-3,607
m = 3	ADF*, Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-6,346	-5,676	-5,343	-4,957	-3,401	-3,154	-2,714
	(C/S)	-7,306	-6,511	-6,172	-5,719	-4,012	-3,764	-3,335
	(C/s/t)	-6,765	-6,084	-5,740	-5,331	-3,770	-3,539	-3,087
	(C/s/T)	-7,692	-6,929	-6,560	-6,166	-4,452	-4,196	-3,747
	(C/s/T)	-7,179	-6,440	-6,095	-5,705	-4,134	-3,910	-3,541
	(C/S/T)	-7,983	-7,137	-6,749	-6,339	-4,561	-4,309	-3,866

### 0.7.2 Les tables statistiques pour un échantillon T=70

T= 70		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
m = 1	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-5,402	-4,793	-4,476	-4,129	-2,691	-2,472	-2,069
	(C/S)	-5,727	-5,108	-4,795	-4,430	-2,923	-2,711	-2,299
	(C/s/t)	-5,888	-5,253	-4,941	-4,584	-3,202	-2,979	-2,545
	(C/S/t)	-6,261	-5,622	-5,300	-4,928	-3,482	-3,265	-2,861
	(C/s/T)	-6,238	-5,635	-5,308	-4,959	-3,538	-3,337	-2,981
	(C/S/T)	-6,478	-5,873	-5,543	-5,171	-3,680	-3,466	-3,096
m = 2	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-5,829	-5,212	-4,909	-4,541	-3,078	-2,846	-2,442
	(C/S)	-6,503	-5,832	-5,505	-5,135	-3,565	-3,311	-2,891
	(C/s/t)	-6,236	-5,600	-5,292	-4,938	-3,493	-3,269	-2,825
	(C/S/t)	-6,910	-6,230	-5,915	-5,541	-4,029	-3,791	-3,379
	(C/s/T)	-6,599	-5,969	-5,643	-5,290	-3,847	-3,646	-3,260
	(C/S/T)	-7,176	-6,486	-6,149	-5,779	-4,233	-4,017	-3,628
m = 3	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-6,253	-5,583	-5,253	-4,902	-3,417	-3,183	-2,763
	(C/S)	-7,090	-6,383	-6,058	-5,641	-4,042	-3,807	-3,368
	(C/s/t)	-6,641	-5,959	-5,628	-5,254	-3,779	-3,556	-3,117
	(C/s/T)	-7,482	-6,779	-6,438	-6,053	-4,450	-4,225	-3,817
	(C/s/T)	-6,954	-6,315	-5,988	-5,611	-4,121	-3,923	-3,548
	(C/S/T)	-7,681	-6,978	-6,629	-6,212	-4,564	-4,327	-3,931
m = 4	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-6,597	-5,917	-5,598	-5,231	-3,725	-3,486	-3,040
	(C/S)	-7,646	-6,972	-6,617	-6,194	-4,508	-4,250	-3,814
	(C/s/t)	-6,949	-6,276	-5,923	-5,558	-4,050	-3,815	-3,357
	(C/S/t)	-8,005	-7,310	-6,949	-6,545	-4,865	-4,629	-4,177
	(C/s/T)	-7,288	-6,626	-6,277	-5,902	-4,388	-4,161	-3,377
	(C/S/T)	-8,188	-7,471	-7,120	-6,698	-4,973	-4,719	-4,285

### 0.7.3 Les tables statistiques pour un échantillon $T=84$

$T=84$		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
$m = 1$	$ADF^*, Z_t^*$							
	(C/s)	-5,274	-4,732	-4,430	-4,099	-2,668	-2,440	-2,000
	(C/S)	-5,737	-5,086	-4,760	-4,399	-2,915	-2,682	-2,293
	(C/s/t)	-5,711	-5,170	-4,887	-4,547	-3,180	-2,944	-2,525
	(C/S/t)	-6,181	-5,557	-5,242	-4,894	-3,488	-3,265	-2,867
	(C/s/T)	-6,137	-5,566	-5,274	-4,926	-3,546	-3,345	-2,987
	(C/S/T)	-6,393	-5,803	-5,496	-5,136	-3,682	-3,472	-3,122
$m = 2$	$ADF^*, Z_t^*$							
	(C/s)	-5,731	-5,142	-4,856	-4,508	-3,066	-2,836	-2,398
	(C/S)	-6,433	-5,778	-5,460	-5,093	-3,561	-3,317	-2,888
	(C/s/t)	-6,155	-5,538	-5,244	-4,908	-3,477	-3,257	-2,819
	(C/S/t)	-6,850	-6,184	-5,861	-5,497	-4,006	-3,788	-3,372
	(C/s/T)	-6,553	-5,917	-5,603	-5,248	-3,833	-3,621	-3,272
	(C/S/T)	-7,101	-6,419	-6,100	-5,732	-4,230	-4,015	-3,624
$m = 3$	$ADF^*, Z_t^*$							
	(C/s)	-6,144	-5,519	-5,223	-4,865	-3,403	-3,161	-2,711
	(C/S)	-7,008	-6,326	-5,987	-5,619	-4,050	-3,813	-3,368
	(C/s/t)	-6,470	-5,852	-5,552	-5,214	-3,769	-3,538	-3,080
	(C/s/T)	-7,341	-6,685	-6,365	-5,984	-4,450	-4,223	-3,804
	(C/s/T)	-6,874	-6,209	-5,909	-5,553	-4,113	-3,904	-3,531
	(C/S/T)	-7,537	-6,861	-6,515	-6,143	-4,554	-4,313	-3,904
$m = 4$	$ADF^*, Z_t^*$							
	(C/s)	-6,442	-5,840	-5,533	-5,192	-3,702	-3,458	-3,022
	(C/S)	-7,547	-6,840	-6,494	-6,117	-4,510	-4,259	-3,814
	(C/s/t)	-6,747	-6,164	-5,857	-5,504	-4,006	-3,788	-3,359
	(C/S/t)	-7,863	-7,179	-6,829	-6,452	-4,858	-4,631	-4,200
	(C/s/T)	-7,098	-6,485	-6,170	-5,821	-4,347	-4,135	-3,781
	(C/S/T)	-8,038	-7,328	-6,987	-6,586	-4,947	-4,707	-4,288

### 0.7.4 Les tables statistiques pour un échantillon T=100

T= 100		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
m = 1	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,278	-4,707	-4,146	-4,092	-2,689	-2,466	-2,059
	(C/S)	-5,619	-5,047	-4,739	-4,390	-2,935	-2,720	-2,311
	(C/s/t)	-5,696	-5,147	-4,871	-4,546	-3,183	-2,968	-2,538
	(C/S/t)	-6,097	-5,484	-5,209	-4,881	-3,465	-3,258	-2,854
	(C/s/T)	-6,098	-5,520	-5,221	-4,892	-3,525	-3,328	-2,971
	(C/S/T)	-6,312	-5,741	-5,442	-5,093	-3,666	-3,455	-3,090
m = 2	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,695	-5,116	-4,816	-4,488	-3,062	-2,841	-2,402
	(C/S)	-6,325	-5,732	-5,431	-5,065	-3,562	-3,336	-2,904
	(C/s/t)	-6,121	-5,515	-5,222	-4,883	-3,472	-3,248	-2,804
	(C/S/t)	-6,728	-6,105	-5,812	-5,466	-4,001	-3,768	-3,341
	(C/s/T)	-6,453	-5,856	-5,552	-5,220	-3,828	-3,630	-3,266
	(C/S/T)	-7,014	-6,363	-6,044	-5,688	-4,205	-3,994	-3,628
m = 3	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-6,039	-5,473	-5,180	-4,843	-3,412	-3,198	-2,723
	(C/S)	-6,877	-6,280	-5,940	-5,577	-4,051	-3,826	-3,389
	(C/s/t)	-6,411	-5,814	-5,517	-5,190	-3,751	-3,526	-3,115
	(C/s/T)	-7,248	-6,618	-6,315	-5,960	-4,455	-4,234	-3,808
	(C/S/t)	-6,731	-6,160	-5,856	-5,517	-4,104	-3,898	-3,513
	(C/S/T)	-7,443	-6,818	-6,487	-6,119	-4,550	-4,321	-3,910
m = 4	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-6,409	-5,799	-5,517	-5,154	-3,706	-3,484	-3,054
	(C/S)	-7,397	-6,776	-6,461	-6,088	-4,517	-4,281	-3,856
	(C/s/t)	-6,708	-6,115	-5,820	-5,469	-4,021	-3,791	-3,360
	(C/S/t)	-7,754	-7,104	-6,792	-6,411	-4,863	-4,643	-4,216
	(C/s/T)	-7,027	-6,449	-6,149	-5,801	-4,368	-4,163	-3,794
	(C/S/T)	-7,857	-7,276	-6,950	-6,554	-4,959	-4,727	-4,307

### 0.7.5 Les tables statistiques pour un échantillon $T=120$

T= 120		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
m = 1	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-5,240	-4,696	-4,412	-4,077	-2,676	-2,449	-2,048
	(C/S)	-5,621	-5,036	-4,730	-4,385	-2,926	-2,698	-2,283
	(C/s/t)	-5,695	-5,140	-4,858	-4,531	-3,174	-2,952	-2,506
	(C/S/t)	-6,057	-5,502	-5,200	-4,871	-3,480	-3,262	-2,855
	(C/s/T)	-6,103	-5,491	-5,220	-4,886	-3,529	-3,334	-2,966
	(C/S/T)	-6,296	-5,721	-5,417	-5,093	-3,684	-3,472	-3,105
m = 2	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-5,668	-5,081	-4,788	-4,458	-3,047	-2,825	-2,393
	(C/S)	-6,285	-5,689	-5,391	-5,049	-3,559	-3,321	-2,907
	(C/s/t)	-6,039	-5,469	-5,183	-4,852	-3,475	-3,249	-2,813
	(C/S/t)	-6,617	-6,050	-5,762	-5,429	-4,010	-3,801	-3,390
	(C/s/T)	-6,372	-5,811	-5,522	-5,197	-3,826	-3,637	-3,268
	(C/S/T)	-6,885	-6,289	-5,999	-5,665	-4,216	-4,013	-3,641
m = 3	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-6,043	-5,450	-5,162	-4,829	-3,393	-3,164	-2,739
	(C/S)	-6,866	-6,224	-5,930	-5,569	-4,049	-3,824	-3,390
	(C/s/t)	-6,369	-5,807	-5,497	-5,162	-3,749	-3,515	-3,058
	(C/s/T)	-7,204	-6,594	-6,287	-5,922	-4,440	-4,215	-3,825
	(C/S/t)	-6,693	-6,119	-5,830	-5,480	-4,102	-3,876	-3,531
	(C/S/T)	-7,296	-6,752	-6,425	-6,054	-4,559	-4,336	-3,909
m = 4	ADF*, $Z_t^*$							
	(C/s)	-6,307	-5,760	-5,469	-5,130	-3,694	-3,466	-3,030
	(C/S)	-7,376	-6,724	-6,424	-6,054	-4,498	-4,256	-3,833
	(C/s/t)	-6,623	-6,072	-5,776	-5,444	-4,030	-3,803	-3,365
	(C/S/t)	-7,645	-7,048	-6,743	-6,396	-4,861	-4,639	-4,212
	(C/s/T)	-6,972	-6,387	-6,095	-5,751	-4,349	-4,142	-3,781
	(C/S/T)	-7,784	-7,180	-6,886	-6,519	-4,960	-4,726	-4,311

### 0.7.6 Les tables statistiques pour un échantillon T=200

T= 200		0,01	0,05	0,10	0,20	0,90	0,95	0,99
m = 1	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,174	-4,637	-4,355	-4,045	-2,670	-2,450	-2,012
	(C/S)	-5,512	-4,976	-4,680	-4,352	-2,938	-2,715	-2,289
	(C/s/t)	-5,600	-5,056	-4,784	-4,471	-3,166	-2,951	-2,533
	(C/S/t)	-5,983	-5,425	-5,146	-4,827	-3,478	-3,272	-2,878
	(C/s/T)	-5,935	-5,404	-5,138	-4,822	-3,510	-3,318	-2,981
	(C/S/T)	-6,205	-5,628	-5,357	-5,038	-3,669	-3,469	-3,109
m = 2	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,554	-5,022	-4,751	-4,434	-3,056	-2,819	-2,351
	(C/S)	-6,195	-5,626	-5,343	-5,006	-3,564	-3,333	-2,895
	(C/s/t)	-5,936	-5,385	-5,119	-4,802	-3,463	-3,233	-2,766
	(C/S/t)	-6,526	-5,990	-5,705	-5,390	-3,991	-3,773	-3,377
	(C/s/T)	-6,261	-5,720	-5,445	-5,130	-3,803	-3,602	-3,247
	(C/S/T)	-6,735	-6,205	-5,921	-5,598	-4,204	-4,002	-3,634
m = 3	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-5,889	-5,334	-5,071	-4,767	-3,382	-3,154	-2,726
	(C/S)	-6,633	-6,114	-5,845	-5,516	-4,056	-3,832	-3,412
	(C/s/t)	-6,218	-5,671	-5,410	-5,103	-3,745	-3,513	-3,043
	(C/s/T)	-7,014	-6,458	-6,188	-5,876	-4,461	-4,236	-3,845
	(C/s/T)	-6,506	-5,991	-5,715	-5,403	-4,088	-3,880	-3,505
	(C/S/T)	-7,197	-6,607	-6,319	-5,992	-4,554	-4,329	-3,935
m = 4	ADF*,Z <sub>t</sub> *							
	(C/s)	-6,219	-5,677	-5,413	-5,093	-3,696	-3,472	-3,040
	(C/S)	-7,188	-6,608	-6,312	-5,974	-4,519	-4,286	-3,870
	(C/s/t)	-6,524	-5,980	-5,705	-5,380	-4,013	-3,789	-3,383
	(C/S/t)	-7,498	-6,914	-6,616	-6,286	-4,867	-4,659	-4,258
	(C/s/T)	-6,813	-6,266	-5,997	-5,683	-4,345	-4,139	-3,779
	(C/S/T)	-7,600	-7,039	-6,753	-6,414	-4,952	-4,734	-4,329

Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 80) - Modèles Fret					
	Const.	Tend.	PI	Pxtrm	Pmfer
T. ferroviaire total	-12,77 (-5,55)	-0,004 (-4,00)	1,70 (9,65)	0,80 (9,24)	-
T. conventionnel	-12,23 (-5,33)	-0,009 (-9,80)	1,65 (9,43)	0,50 (5,74)	-
T. par wagons isolés					-
T. combiné	-8,76 (-2,15)	0,019 (11,74)	1,20 (3,87)	1,52 (9,92)	-
T. routier	-14,09 (-4,47)	0,003 (2,30)	1,83 (7,61)	ns	-

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance, ns=non-significatif.

Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 80) - Modèles Fret					
	Const.	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
T. ferroviaire total	-0,010 (-2,25)	1,88 (5,73)	ns	-	-0,51 (-4,64)
T. conventionnel	-0,013 (-3,25)	1,77 (5,17)	ns	-	-0,59 (-5,12)
T. par wagons isolés				-	
T. combiné	0,006 (1,22)	1,90 (4,62)	0,51 (2,08)	-	-0,28 (-3,50)
T. routier	-0,002 (-0,40)	1,99 (5,92)	-0,35 (-1,73)	-	-0,26 (-3,28)

CT=Court Terme, Const=constante, ns=non-significatif.

Les chiffres entre parenthèses correspondent aux statistiques de Student.

Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 80) - Modèles Fret					
	Const.	Tend.	PI	Pxtrm	Pmfer
T. ferroviaire total		-0,003	1,63	0,67	-
T. conventionnel		-0,009	1,62	0,40	-
T. par wagons isolés					-
T. combiné	-4,19	0,012	0,94	0,82	-
T. routier	-4,14		1,09	-0,47	-

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 80) - Modèles Fret					
	Const.	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
T. ferroviaire total		1,65	0,34	-	
T. conventionnel		1,52	ns	-	
T. par wagons isolés				-	
T. combiné	0,007	1,58	0,37	-	-0,44
T. routier	0,001	1,77	-0,43	-	

CT=Court Terme, Const=constante, ns=non-significatif.

Nous ne reportons pas les statistiques de Student pour les modèles avec rupture car la valeur des coefficients correspond à l'agrégation de plusieurs paramètres.

<b>Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 80)</b>							
<b>Modèles du Fret national et international</b>							
	Const.	Tend.	PI	Trade	Import	Export	Pxtrm
T. ferroviaire national	4, 34 (5,20)	-0, 002 (-7,68)	0, 77 (4,20)	-	-	-	0, 16 (2,77)
T. ferroviaire international	3, 65 (3,49)	0, 002 (5,00)	0, 82 (3,58)	-	-	-	ns
T. combiné total (IPI)	14, 66 (13,28)	0, 007 (16,23)	ns	-	-	-	-
T. combiné total (T)	12, 75 (23,69)	0, 006 (9,72)	-	ns	-	-	-
T. combiné import	6, 19 (8,16)	0, 006 (8,21)	-	-	1, 00 (5,90)	-	0, 50 (4,88)
T. combiné export	9, 99 (14,06)	0, 008 (10,84)	-	-	-	-	0, 79 (9,04)
T. combiné bilatéral	9, 28 (14,62)	0, 007 (11,53)	0, 73 (8,34)	0, 53 (3,78)	-	-	-
T. combiné transit (T)	13, 93 (19,16)	0, 009 (11,93)	-	-0, 31 (-1,92)	-	-	-
T. combiné transit (IPI)	18, 65 (13,37)	0, 010 (19,00)	-1, 34 (-4,38)	-	-	-	-
T. routier national	5, 15 (2,71)	0, 001 (2,00)	0, 88 (2,12)	-	-	-	ns
T. routier international	5, 03 (4,58)	0, 003 (6,33)	0, 48 (1,99)	-	-	-	-

LT=Long Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle,  
Const=constante, Tend=tendance, ns=non-significatif.

Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 80)							
Modèles du Fret national et international							
	Const.	PI	Trade	Import	Export	Pxtrm	$z_{t-1}$
T. ferroviaire national	-0,004 (-0,82)	1,59 (3,48)	-	-	-	ns	-0,63 (-6,88)
T. ferroviaire international	0,009 (0,26)	0,77 (1,67)	-	-	-	ns	-0,32 (-4,34)
T. combiné total (IPI)	0,004 (0,88)	1,06 (2,65)	-	-	-	-	-0,19 (-3,30)
T. combiné total (T)	0,005 (1,03)	-	ns	-	-	-	-0,19 (-3,24)
T. combiné import	0,006 (0,83)	-	-	0,48 (1,94)	-	0,58 (5,13)	-0,27 (-4,00)
T. combiné export	0,007 (1,06)	-	-	-	0,27 (1,58)	0,58 (6,27)	-0,41 (-4,97)
T. combiné bilatéral	0,007 (1,14)	-	0,32 (1,60)	-	-	0,57 (6,66)	-0,32 (-4,30)
T. combiné transit (T)	0,007 (1,18)	-	ns	-	-	-	-0,20 (-3,40)
T. combiné transit (IPI)	0,007 (1,11)	ns	-	-	-	-	-0,24 (-3,90)
T. routier national	0,00 (0,00)	1,74 (1,54)	-	-	-	0,31 (1,71)	-1,02 (-10,42)
T. routier international	0,002 (0,30)	1,63 (2,43)	-	-	-	-	-0,91 (-9,50)

CT=Court Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle,  
Const=constante, ns=non-significatif.

<b>Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 80)</b>							
<b>Modèles du Fret national et international</b>							
	Const.	Tend.	PI	Trade	Import	Export	Pxtrm
T. ferroviaire national	2,29	-0,004	1,24	-	-	-	0,14
T. ferroviaire international	2,71	-	1,05	-	-	-	0,12
T. Combiné total (IPI)	8,28	-0,004	1,27	-	-	-	-
T. Combiné total (T)	11,29	-0,005	-	0,62	-	-	-
T. Combiné import	6,29	0,002	-	-	1,05	-	0,44
T. Combiné export	9,89	0,006	-	-	-	0,34	0,87
T. Combiné bilatéral	8,32	0,006	-	0,60	-	-	0,81
T. Combiné transit (T)	12,00	0,010	-	0,23	-	-	-
T. Combiné transit (IPI)	10,15	-	0,65	-	-	-	-
T. Routier national	4,10	0,001	1,11	-	-	-	-
T. Routier international	0,92	0,003	1,34	-	-	-	-

LT=Long Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle,  
Const=constante, Tend=tendance.

<b>Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 80)</b>							
<b>Modèles du Fret national et international</b>							
	Const.	PI	Trade	Import	Export	Pxtrm	$z_{t-1}$
T. Ferroviaire national	-0,004	1,74	-	-	-	ns	-0,66
T. Fer international	0,001	0,77	-	-	-	-	-0,32
T. Combiné total (IPI)	0,003	1,16	-	-	-	-	-0,53
T. Combiné total (T)	0,004	-	0,23	-	-	-	-0,61
T. Combiné import	0,006	-	-	0,48	-	0,50	-0,55
T. Combiné export	0,006	-	-	-	0,28	0,65	-0,71
T. Combiné bilatéral	0,006	-	0,43	-	-	0,55	-0,67
T. Combiné transit (T)	0,006	-	ns	-	-	-	-0,61
T. Combiné transit (IPI)	0,006	0,66	-	-	-	-	-0,61
T. Routier national	0,002	1,76	-	-	-	-	-1,07
T. Routier international	0,002	2,00	-	-	-	-	-1,07

CT=Court Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle,  
 Const=constante, ns=non-significatif.

Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 80) - Modèles Voyageurs									
	Const	Tend.	Cm	Cho	Pmfer <sup>15</sup>	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau
RP	-1,75 (-0,62)	-0,007 (-3,80)	1,85 (3,93)	-	-	0,35 (3,13)	-0,38 (-2,10)	-	-
RP1	-4,03 (-1,15)	-0,007 (-2,02)	2,13 (4,09)	-0,18 (-1,70)	-0,98 (-2,59)	-	-	-	-
RP2	-2,95 (-1,22)	-0,006 (-3,57)	2,02 (5,06)	-	-0,79 (-3,78)	0,40 (4,18)	-	-	-
GL	-2,36 (-0,66)	-0,009 (-3,74)	1,95 (3,35)	-	-	0,61 (4,42)	-0,41 (-1,81)	-	-
TGV	-2,85 (-0,32)	0,043 (2,63)	-2,64 (-2,49)	-	-	-	1,77 (1,87)	-	-
TRN	27,30 (1,68)	-0,007 (-2,66)	-	6,41 (3,16)	-4,35 (-2,52)	-4,24 (-2,52)	-	-	-
TER	-3,58 (-0,89)	0,006 (1,64)	-	1,28 (1,66)	-	-	-	0,270 (0,41)	-
IDF	-4,26 (-1,84)	-0,006 (-2,68)	1,97 (5,09)	-	-0,35 (-3,30)	-	-	-	-
VLAC	-2,21 (-2,19)	0,005 (2,50)	-1,47 (-9,50)	-	-	3,24 (16,87)	-	-	-0,60 (-3,98)

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

<sup>15</sup>Le produit moyen ferroviaire correspond au produit moyen sur le réseau principal pour l'ensemble des trafics ferroviaires de voyageurs, sauf pour le réseau Ile-de-France où il correspond au produit moyen sur le réseau Ile-de-France (Pmidf).

Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 80) - Modèles Voyageurs									
	Const.	Cm	Cho	Pmfer	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau	$z_{t-1}$
RP	-0,005 (-1,50)	1,21 (2,80)	-	-	ns	ns	-	-	-0,33 (-4,00)
RP1	-0,005 (-0,84)	1,67 (2,36)	ns	-	-	-	-	-	-0,39 (-4,21)
RP2	-0,006 (-1,48)	1,43 (2,80)	-	ns	ns	-	-	-	-0,54 (-5,30)
GL	-0,005 (-1,01)	ns	-	-	ns	ns	-	-	-0,36 (-3,89)
TGV	0,049 (2,75)	-1,18 (-1,64)	-	-	-	-	ns	-	-0,29 (-3,08)
TRN	-0,005 (-0,45)	-	ns	ns	ns	-	-	-	-0,43 (-4,22)
TER	0,005 (1,34)	-	1,04 (3,32)	-	-	-	ns	-	-0,13 (1,85)
IDF	-0,003 (-0,90)	0,94 (2,20)	-	ns	-	-	-	-	-0,34 (-4,02)
VLAC	0,007 (2,57)	-0,98 (-5,70)	-	-	2,41 (13,16)	-	-	ns	-0,54 (-4,43)

CT=Court Terme, Const=constante, ns=non-significatif.

Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 80) - Modèles Voyageurs									
	Const.	Tend.	Cm	Cho	Pmfer <sup>16</sup>	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau
RP	-0,68	0,001	1,62	-	-	0,33	0,60	-	-
RP1	2,22	0,004	0,95	-0,13	-0,29	-	-	-	-
RP2	-3,20	-0,007	2,07	-	-0,23	0,46	-	-	-
GL	-1,60	-	1,74	-	-	0,32	0,44		
TGV	2,28	0,035	1,34	-	-	-	0,90	-	-
TRN	24,30	-0,019	-	3,84	-4,44	-1,14	-	-	-
TER	-15,68	-0,007	-	2,24	-	-	-	1,65	-
IDF	1,98	-	0,92	-	-0,25	-	-	-	-
VLAC	-5,82	-	0,91	0,95	-	-	-	-	0,10

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

<sup>16</sup>Le produit moyen ferroviaire correspond au produit moyen sur le réseau principal pour l'ensemble des trafics ferroviaires de voyageurs, sauf pour le réseau Ile-de-France où il correspond au produit moyen sur le réseau Ile-de-France (Pmidf).

**Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 80) - Modèles Voyageurs**

	Const.	Cm	Cho	Pmfer	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau	$z_{t-1}$
RP	-0,003	0,79	-	-	<i>ns</i>	<i>ns</i>	-	-	-0,84
RP1	-0,005	1,78	-0,30	-0,35	-	-	-	-	-0,69
RP2	-0,006	1,53	<i>ns</i>	<i>ns</i>	-	-	-	-	-0,71
GL	-0,001	0,44	-	-	0,24	-0,21	-	-	-0,77
TGV	0,05	0,81	-	-	-	-1,99	-	-	-0,31
TRN	-0,007	-	0,34	-2,06	-1,03	-	-	-	-0,49
TER	0,005	-	1,17	-	-	-	0,55	-	-0,28
IDF	-0,003	0,92	-	<i>ns</i>	-	-	-	-	-0,48
VLAC	0,005	0,76	-	-	2,35	-	-	0,67	-0,60

CT=Court Terme, Const=constante, *ns*=non-significatif.

<b>Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 95) - Modèles Fret</b>					
	Const.	Tend.	PI	Pxtrm	Pmfer
T. ferroviaire total	-20, 50 (-7,55)	-0, 016 (-10,74)	2, 23 (11,09)	0, 93 (8,61)	-1, 11 (-7,67)
T. conventionnel	-23, 37 (-12,78)	-0, 02 (-18,21)	2, 42 (17,93)	0, 65 (8,99)	-0, 67 (-6,83)
T. par wagons isolés	-42, 09 (-14,34)	-0, 027 (-16,48)	3, 73 (17,22)	1, 09 (9,37)	-0, 42 (-2,68)
T. combiné	1, 53 (0,24)	0, 003 (0,73)	0, 45 (0,96)	1, 44 (5,66)	-2, 14 (-6,23)
T. routier	-9, 47 (-2,34)	-0, 005 (-2,83)	1, 46 (4,91)	-0, 73 (-5,95)	-

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

<b>Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 95) - Modèles Fret</b>					
	Const.	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
T. ferroviaire total	-0, 02 (-5,29)	3, 01 (7,22)	0, 44 (2,63)	-0, 43 (-3,51)	-0, 45 (-5,11)
T. conventionnel	-0, 02 (-6,54)	3, 36 (7,98)	0, 36 (2,18)	-0, 39 (-3,15)	-0, 74 (-6,91)
T. par wagons isolés	-0, 03 (-6,57)	3, 33 (7,01)	0, 63 (3,22)	-0, 52 (-3,73)	-0, 42 (-4,35)
T. combiné	-0, 001 (-0,20)	2, 23 (3,72)	0, 44 (1,73)	-0, 26 (-1,39)	-0, 23 (-3,91)
T. routier	-0, 004 (-0,98)	1, 57 (4,01)	-0, 36 (-2,12)	-	-0, 34 (-4,25)

CT=Court Terme, Const=constante.

Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 95) - Modèles Fret					
	Const.	Tend.	PI	Pxtrm	Pmfer
T. ferroviaire total	-12,66	-0,015	1,66	0,66	-0,93
T. conventionnel	-20,46	-0,016	2,20	0,25	-0,37
T. par wagons isolés	-32,95	-0,019	3,04	1,04	-0,12
T. combiné	-2,74	-	0,77	0,36	-0,77
T. routier	-3,06	-	0,97	-0,26	-

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 95) - Modèles Fret					
	Const.	PI	Pxtrm	Pmfer	$z_{t-1}$
T. ferroviaire total	-0,019	2,80	0,41	-0,41	-0,63
T. conventionnel	0,02	3,14	0,28	-0,29	-0,84
T. par wagons isolés	-0,025	2,94	0,69	-0,51	-0,65
T. combiné	0,00	1,77	ns	ns	-0,29
T. routier	-0,004	1,32	-0,48	-	-0,56

CT=Court Terme, Const=constante, ns=non-significatif.

<b>Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 95)</b>					
<b>Modèles du Fret national et international</b>					
	Const.	Tend.	PI	Trade	Pxtrm
T. ferroviaire national	5, 08 (6,18)	-0, 002 (-5,21)	0, 60 (3,34)	-	-
T. ferroviaire international	4, 98 (4,36)	0, 002 (3,37)	0, 54 (2,13)	-	-
T. combiné total (IPI)	16, 78 (8,77)	0, 007 (7,50)	-0, 74 (-1,76)	-	-
T. combiné total (T)	16, 11 (8,58)	0, 009 (3,91)	-	-0, 62 (-1,44)	-
T. combiné import	5, 37 (1,67)	0, 004 (1,15)	-	1, 20 (1,63)	-
T. combiné export	12, 50 (4,47)	0, 011 (3,34)	-	-0, 30 (-0,47)	-
T. combiné bilatéral	10, 59 (3,73)	0, 009 (2,58)	-	0, 24 (0,37)	-
T. combiné transit (T)	19, 70 (8,50)	0, 015 (5,40)	-	-1, 64 (-3,07)	-
T. combiné transit (IPI)	20, 30 (9,19)	0, 009 (9,15)	-1, 70 (-3,49)	-	-
T. routier national	6, 48 (9,62)	0, 002 (6,04)	0, 59 (3,98)	-	-
T. routier international	7, 05 (5,82)	-	0, 08 (0,30)	-	-1, 65 (-2,96)

LT=Long Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle  
Const=constante, Tend=tendance.

<b>Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 95)</b>					
<b>Modèles du Fret national et international</b>					
	Const.	PI	Trade	Pxtrm	$Z_{t-1}$
T. ferroviaire national	-0,004 (-0,71)	1,20 (2,06)	—	—	-0,61 (-7,15)
T. ferroviaire international	0,00 (0,05)	1,10 (1,82)	—	—	-0,34 (-4,80)
T. combiné total (IPI)	0,002 (0,36)	1,93 (3,15)	—	—	-0,27 (-4,36)
T. combiné total (Trade)	-0,002 (-0,31)	—	1,38 (1,66)	—	-0,25 (-3,99)
T. combiné import	-0,006 (-0,56)	—	2,50 (1,78)	—	-0,22 (-3,55)
T. combiné export	-0,007 (-0,75)	—	2,87 (2,39)	—	-0,25 (-4,19)
T. combiné bilatéral	-0,007 (-0,75)	—	2,70 (2,38)	—	-0,21 (-3,63)
T. combiné transit (Trade)	0,00 (0,02)	—	1,27 (1,25)	—	-0,26 (-4,38)
T. combiné transit (IPI)	0,004 (0,54)	1,31 (1,70)	—	—	-0,29 (-4,66)
T. routier national	0,002 (0,36)	1,09 (1,97)	—	—	-0,90 (-9,41)
T. routier international	-0,002 (-0,211)	1,33 (4,46)	—	-1,29 (-3,38)	-0,94 (-9,52)

CT=Court Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle  
Const=constante.

<b>Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 95)</b>					
<b>Modèles du Fret national et international</b>					
	Const.	Tend.	PI	Trade	Pxtrm
T. ferroviaire national	2,93	-0,002	1,05	-	-
T. ferroviaire international	4,71	0,002	0,61	-	-
T. combiné total (IPI)	9,16	-0,001	1,05	-	-
T. combiné total (T)	9,86	-0,007	-	0,98	-
T. combiné import	7,17	0,002	-	0,87	-
T. combiné export	6,42	-0,007	-	1,32	-
T. combiné bilatéral	7,98	-0,005	-	1,05	-
T. combiné transit (T)	10,74	-	-	0,51	-
T. combiné transit (IPI)	10,86	-0,002	0,58	-	-
T. routier national	4,78	0,002	0,93	-	-
T. routier international	2,68	-0,003	1,07	-	-0,87

LT=Long Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle  
 Const=constante, Tend=tendance.

<b>Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 95)</b>					
<b>Modèles du Fret national et international</b>					
	Const.	PI	Trade	Pxtrm	$z_{t-1}$
T. ferroviaire national	-0,003	1,09	-	-	-0,73
T. ferroviaire international	0,002	0,93	-	-	-0,51
T. combiné total (IPI)	0,003	1,41	-	-	-0,68
T. combiné total (T)	0,000	-	1,04	-	-0,74
T. combiné import	-0,004	-	2,00	-	-0,48
T. combiné export	-0,010	-	3,41		-0,62
T. combiné bilatéral	-0,007	-	2,78	-	-0,67
T. combiné transit (T)	0,003	-	<i>ns</i>	-	-0,30
T. combiné transit (IPI)	0,004	1,08	-	-	-0,71
T. routier national	0,001	1,49	-	-	-1,00
T. routier international	-0,003	1,85	-	-1,02	-1,07

CT=Court Terme, T=Trade, IPI=Indice de Production industrielle  
 Const=constante, *ns*=non-significatif.

Elasticités de LT des modèles sans rupture (base 95) - Modèles Voyageurs									
	Const.	Tend.	Cm	Cho	Pmfer <sup>17</sup>	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau
RP	-2,81 (-1,06)	-0,005 (-3,17)	1,80 (4,59)			0,39 (5,05)	-0,36 (-1,83)		
RP1	-2,18 (-0,41)	-0,001 (-0,25)	1,85 (2,52)	-0,38 (-3,16)	-0,96 (-2,11)	-	-	-	-
RP2	-1,75 (-0,83)	-0,005 (-3,94)	1,32 (4,45)	-	-0,26 (-1,36)	0,35 (5,93)	-	-	-
GL	-4,31 (-1,53)	-0,007 (-4,45)	2,01 (4,85)	-	-	0,64 (7,92)	-0,39 (-1,88)	-	-
TGV	12,59 (2,69)	0,03 (12,43)	-0,71 (-1,05)	-	-	-	1,96 (6,49)	-	-
TRN	14,35 (19,90)	-0,012 (-13,21)	-	-0,67 (-7,19)	-0,96 (-3,42)	0,15 (0,80)	-	-	-
TER	7,53 (7,21)	0,005 (7,33)	-	-0,03 (-0,22)	-	-	-	0,11 (0,69)	-
IDF	-3,57 (-1,59)	0,001 (0,36)	1,62 (4,83)	-	-0,81 (-6,66)	-	-	-	-
VLAC	-16,90 (-5,27)	-	1,22 (4,58)	-	-	-0,43 (-3,76)	-	-	1,24 (3,84)

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

<sup>17</sup>Le produit moyen ferroviaire correspond au produit moyen sur le réseau principal pour l'ensemble des trafics ferroviaires de voyageurs, sauf pour le réseau Ile-de-France où il correspond au produit moyen sur le réseau Ile-de-France (Pmidf).

Elasticités de CT des modèles sans rupture (base 95) - Modèles Voyageurs									
	Const.	Cm	Cho	Pmfer	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau	$z_{t-1}$
RP	-0,004 (-1,30)	1,65 (3,71)	-	-	0,07 (0,72)	0,03 (0,16)	-	-	-0,31 (-4,01)
RP1	-0,001 (-0,18)	1,96 (2,86)	-0,44 (-2,41)	-0,37 (-2,02)	-	-	-	-	-0,29 (-3,57)
RP2	-0,006 (-1,59)	2,00 (4,02)	-	-0,22 (-1,77)	0,15 (1,60)	-	-	-	-0,50 (-5,14)
GL	-0,005 (-1,17)	1,49 (2,70)	-	-	0,19 (1,54)	-0,01 (-0,03)	-	-	-0,35 (-3,94)
TGV	0,022 (2,60)	0,51 (0,45)	-	-	-	1,37 (3,04)	-	-	-0,42 (-3,54)
TRN	-0,011 (-1,47)	-	-0,78 (-2,36)	-0,55 (-2,06)	0,64 (2,25)	-	-	-	-0,69 (-5,34)
TER	0,005 (1,12)	-	-0,07 (-0,33)	-	-	-	0,06 (0,97)	-	-0,33 (-3,37)
IDF	0,00 (0,03)	0,92 (2,25)	-	-0,27 (-2,52)	-	-	-	-	-0,30 (-3,90)
VLAC	0,00 (0,017)	0,57 (1,20)	-	-	-0,18 (-1,42)	-	-	1,32 (1,49)	-0,50 (-4,13)

CT=Court Terme, Const=constante.

Elasticités de LT des modèles avec rupture (base 95) - Modèles Voyageurs									
	Const	Tend.	Cm	Cho	Pmfer <sup>18</sup>	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau
RP	4,02	0,005	0,73	—	—	0,21	0,48	—	—
RP1	5,93	0,007	0,85	-0,59	-0,11	—	—	—	—
RP2	3,24	0,002	0,63	—	-0,18	0,25	—	—	—
GL	4,77	0,006	0,60	—	—	0,17	0,41	—	—
TGV	3,50	0,019	0,64	—	—	—	0,34	—	—
TRN	12,74	-0,014	—	-0,46	-0,65	0,48	—	—	—
TER	9,87	0,002	—	-0,30	—	—	—	0,25	—
IDF	3,04	-0,001	0,69	—	-0,36	—	—	—	—
VLAC	-18,90	—	1,48	—	—	-0,32	—	—	1,25

LT=Long Terme, Const=constante, Tend=tendance.

<sup>18</sup>Le produit moyen ferroviaire correspond au produit moyen sur le réseau principal pour l'ensemble des trafics ferroviaires de voyageurs, sauf pour le réseau Ile-de-France où il correspond au produit moyen sur le réseau Ile-de-France (Pmidf).

**Elasticités de CT des modèles avec rupture (base 95) - Modèles Voyageurs**

	Const.	Cm	Cho	Pmfer	Pxcarb	Pxair	Motori	Lgau	$z_{t-1}$
RP	-0,001	1,10	—	—	<i>ns</i>	<i>ns</i>	—	—	-0,94
RP1	0,000	1,71	-0,37	-0,26	—	—	—	—	-0,84
RP2	-0,004	1,51	—	-0,26	0,16	—	—	—	-0,78
GL	0,000	0,66	—	—	0,27	<i>ns</i>	—	—	-0,77
TGV	0,022	1,30	—	—	—	1,03	—	—	-0,73
TRN	-0,012	—	-0,29	-0,47	0,72	—	—	—	-0,78
TER	0,006	—	-0,32	—	—	—	0,12	—	-0,55
IDF	-0,002	1,13	—	-0,24	—	—	—	—	-0,58
VLAC	0,009	0,98	—	—	-0,17	—	—	1,22	-0,60

LT=Long Terme, C=constante.

<b>Résultats des tests de forte exogénéité - Modèles Fret</b>					
<b>k = 2</b>	Fer Total	Conventionnel	Wagons Isolés	Combiné	Route
Production Ind	3,83 (0,013)	8,53 (0,000)	5,24 (0,002)	1,47 (0,230)	2,15 (0,100)
Prix routiers	9,20 (0,000)	9,02 (0,000)	8,95 (0,000)	7,08 (0,000)	4,69 (0,005)
Prix ferroviaires	1,53 (0,214)	2,98 (0,036)	5,04 (0,003)	0,96 (0,418)	—
<b>k = 3</b>					
Production Ind	4,34 (0,003)	8,04 (0,000)	5,47 (0,001)	2,67 (0,039)	5,49 (0,001)
Prix routiers	4,44 (0,003)	4,08 (0,005)	5,64 (0,001)	3,59 (0,010)	4,37 (0,003)
Prix ferroviaires	0,72 (0,584)	1,79 (0,140)	3,60 (0,010)	0,66 (0,623)	—
<b>k = 4</b>					
Production Ind	1,42 (0,230)	3,63 (0,005)	2,00 (0,089)	0,37 (0,870)	3,43 (0,008)
Prix routiers	4,68 (0,001)	3,85 (0,004)	6,12 (0,000)	3,25 (0,010)	2,68 (0,028)
Prix ferroviaires	1,67 (0,153)	2,83 (0,022)	3,63 (0,006)	2,26 (0,057)	—
Lecture du tableau : Exemple pour la première cellule, la production industrielle est exogène au transport ferroviaire total et elle ne cause pas le trafic ferroviaire total (test construit sur 2 retards). La première valeur correspond à la statistique de Fisher, le nombre entre parenthèses au niveau de significativité.					

<b>Résultats des tests de forte exogénéité - Modèles du Fret International</b>				
<b>k = 2</b>	Fer national	Fer Inter.	Route national	Route Inter
Production Ind	6, 94 (0,000)	9, 32 (0,000)	7, 11 (0,000)	5, 83 (0,001)
Prix TRM	—	—	—	5, 99 (0,010)
<b>k = 3</b>				
Production Ind	1, 99 (0,100)	3, 68 (0,008)	3, 66 (0,008)	3, 58 (0,009)
Prix TRM	—	—	—	3, 44 (0,011)
<b>k = 4</b>				
Production Ind	4, 12 (0,002)	5, 66 (0,000)	5, 65 (0,000)	5, 38 (0,002)
Prix TRM	—	—	—	3, 12 (0,012)

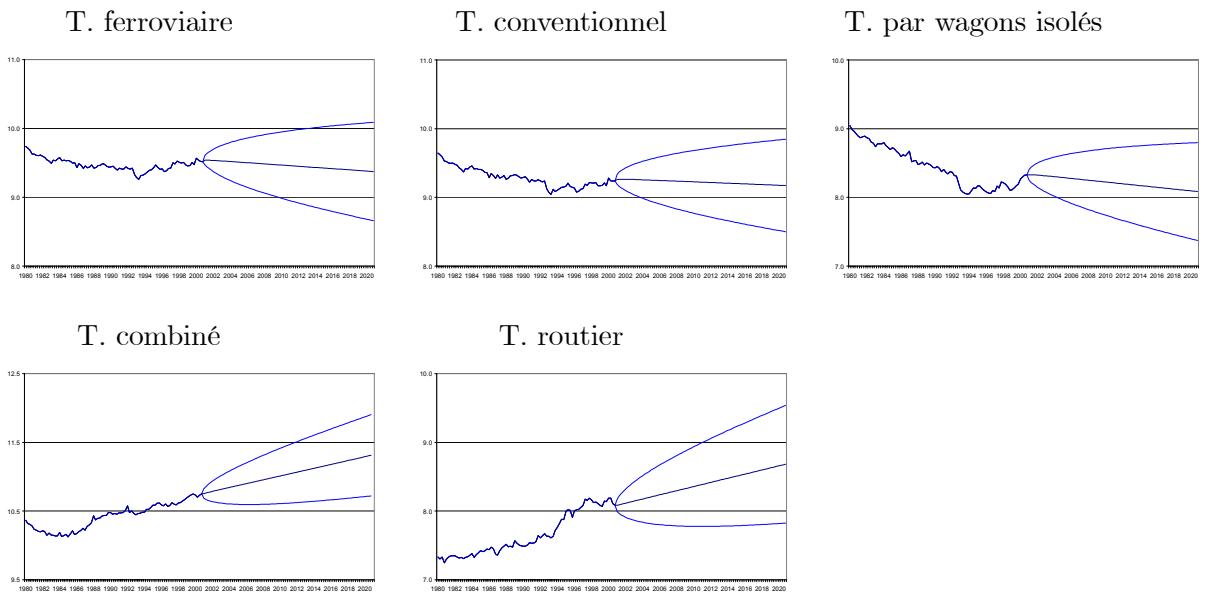
<b>Résultats des tests de forte exogénéité - Modèles Fret International</b>						
<b>k = 2</b>	Combiné (IPI)	Combiné (T)	TC. Import	TC. Export	TC. Bilatéral	TC. Transit
IPI	3, 82 (0,012)	—	—	—	—	5, 12 (0,002)
Trade	—	10, 41 (0,000)	2, 47 (0,066)	6, 46 (0,000)	4, 79 (0,004)	—
<b>k = 3</b>						
IPI	1, 02 (0,420)	—	—	—	—	1, 56 (0,189)
Trade	—	4, 85 (0,001)	2, 68 (0,035)	4, 55 (0,002)	3, 01 (0,021)	—
<b>k = 4</b>						
IPI	2, 10 (0,070)	—	—	—	—	3, 29 (0,008)
Trade	—	1, 63 (0,158)	2, 30 (0,050)	3, 02 (0,014)	2, 31 (0,049)	—

<b>Résultats des tests de forte exogénéité - Modèles Voyageurs</b>									
<b>k = 2</b>	RP	RP1	RP2	GL	TGV	TRN	TER	IDF	VLAC
Cm	2, 54 (0,062)	5, 20 (0,003)	2, 84 (0,043)	4, 74 (0,004)	4, 51 (0,007)	—	—	3, 25 (0,026)	10, 74 (0,000)
Cho	—	4, 62 (0,005)	—	—	—	0, 68 (0,570)	6, 42 (0,000)	—	—
Pmfer	—	4, 38 (0,007)	3, 42 (0,021)	—	—	3, 64 (0,019)	—	1, 94 (0,131)	—
Pxcarb	11, 62 (0,000)	—	9, 97 (0,000)	14, 59 (0,000)	—	8, 43 (0,000)	—	—	4, 99 (0,004)
Pxair	2, 74 (0,050)	—	—	2, 14 (0,102)	2, 45 (0,074)	—	—	—	—
Motori	—	—	—	—	—	—	4, 90 (0,004)	—	—
Lgau	—	—	—	—	—	—	—	—	40, 82 (0,000)
<b>k = 3</b>									
Cm	2, 16 (0,080)	4, 87 (0,002)	2, 46 (0,053)	4, 12 (0,005)	2, 49 (0,055)	—	—	2, 57 (0,044)	6, 48 (0,000)
Cho	—	2, 63 (0,041)	—	—	—	1, 020 (0,406)	4, 48 (0,003)	—	—
Pmfer	—	3, 07 (0,021)	2, 37 (0,060)	—	—	2, 08 (0,098)	—	1, 55 (0,200)	—
Pxcarb	5, 34 (0,001)	—	5, 61 (0,001)	8, 41 (0,000)	—	7, 44 (0,000)	—	—	3, 17 (0,022)
Pxair	3, 51 (0,011)	—	—	2, 76 (0,034)	2, 57 (0,050)	—	—	—	—
Motori	—	—	—	—	—	—	3, 71 (0,011)	—	—
Lgau	—	—	—	—	—	—	—	—	4, 95 (0,002)

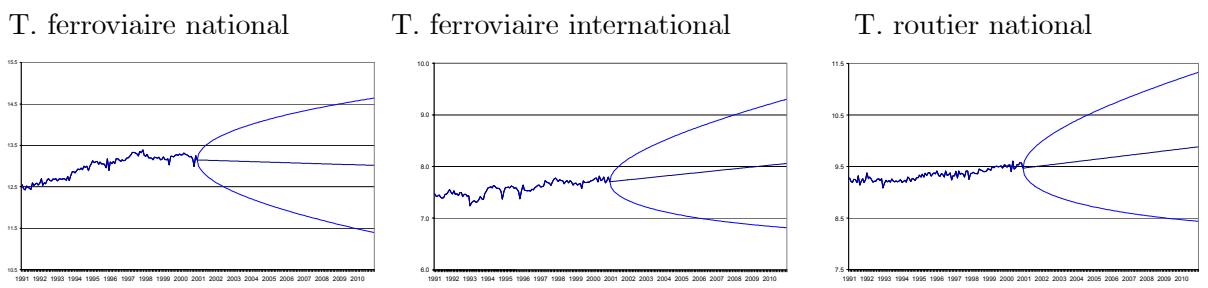
Résultats des tests de forte exogénéité - Modèles Voyageurs (suite)									
<b>k = 4</b>	RP	RP1	RP2	GL	TGV	TRN	TER	IDF	VLAC
Cm	1, 96 (0,090)	3, 86 (0,004)	2, 28 (0,054)	3, 94 (0,003)	2, 07 (0,087)	—	—	2, 20 (0,063)	5, 35 (0,001)
Cho	—	2, 09 (0,080)	—	—	—	1, 06 (0,400)	3, 65 (0,006)	—	—
Pmfer	—	3, 95 (0,003)	3, 00 (0,016)	—	—	2, 94 (0,022)	—	1, 20 (0,320)	—
Pxcarb	3, 74 (0,005)	—	4, 06 (0,003)	6, 58 (0,000)	—	4, 81 (0,001)	—	—	2, 70 (0,032)
Pxair	2, 53 (0,036)	—	—	2, 13 (0,071)	1, 84 (0,124)	—	—	—	—
Motori	—	—	—	—	—	—	4, 09 (0,003)	—	—
Lgau	—	—	—	—	—	—	—	—	21, 50 (0,000)

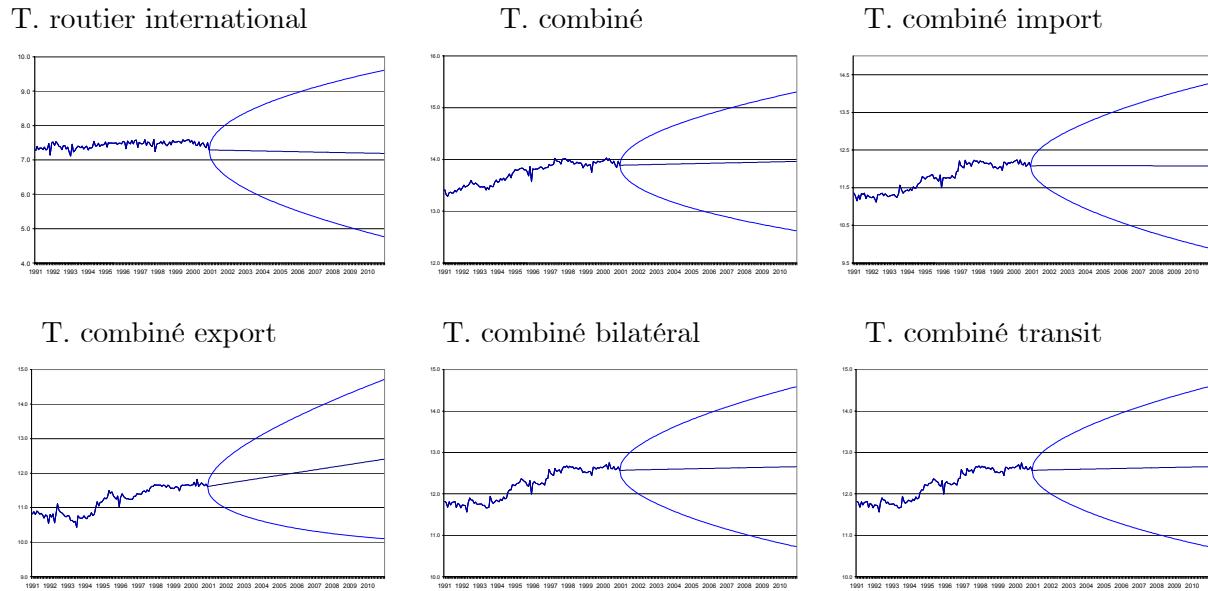
## 0.8 Les prévisions et les intervalles de prévision asymptotiques en logarithme

### Les modèles fret

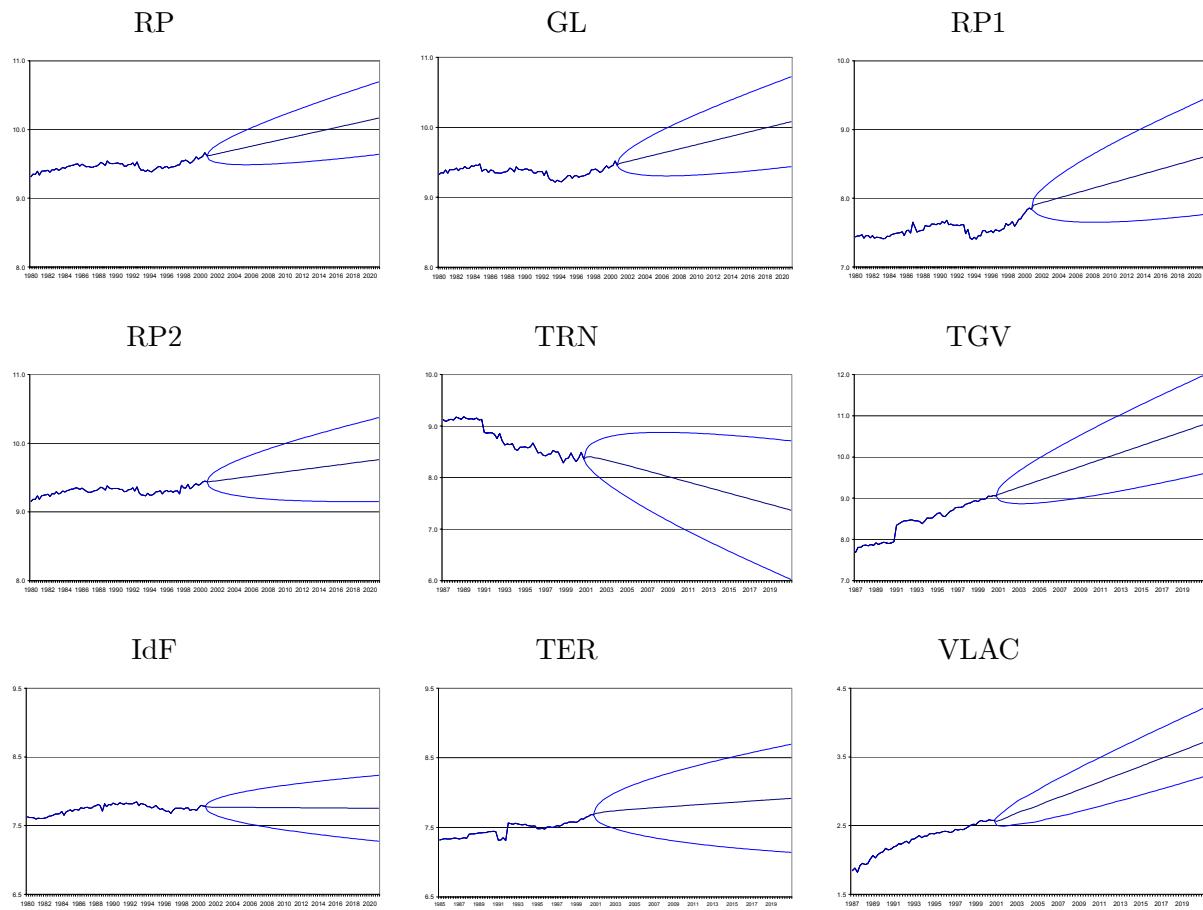


### Les modèles fret à l'international





### Les modèles voyageurs



## 0.9 Les prévisions selon les différents scénarios des transports de marchandises

"Repli" (PIB : 1,9%)	2000 <sup>19</sup>	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. conventionnel (Mtk)</b>	41 593	28 964	30 131	30 663	32 870
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-1,7%	-1,8%	-1,6%	-1,5%	-1,2%
<b>T. par wagons isolés (Mtk)</b>	16 180	10 707	12 600	13 553	18 109
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-3,3%	-2,0%	-1,2%	-0,9%	0,6%
<b>T. combiné (Mtk)</b>	13 770	24 159	25 560	26 214	28 980
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	4,3%	2,9%	3,2%	3,3%	3,8%
<b>Part du transport conventionnel</b>	75%	55%	54%	54%	53%
<b>Part du transport combiné</b>	25%	45%	46%	46%	47%

<sup>19</sup>Le taux de croissance annuel moyen, figurant dans la colonne "2000", est calculé sur la période de référence 1980-2000.

"Europe" (PIB :2,3%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. conventionnel (Mtk)</b>	41 593	37 227	38 714	39 399	42 242
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-1,7%	-0,6%	-0,4%	-0,3%	0,1%
<b>T. par wagons isolés (Mtk)</b>	16 180	15 141	17 818	19 166	25 608
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-3,3%	-0,3%	0,5%	0,9%	2,3%
<b>T. combiné (Mtk)</b>	13 770	26 376	27 905	28 618	31 639
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	4,3%	3,3%	3,6%	3,7%	4,2%
<b>Part du transport conventionnel</b>	75%	59%	58%	58%	57%
<b>Part du transport combiné</b>	25%	41%	42%	42%	43%

"Monde" (PIB :2,9%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>T. conventionnel (Mtk)</b>	41 593	47 789	49 693	50 572	54 221
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-1,7%	0,7%	0,9%	1,0%	1,3%
<b>T. par wagons isolés (Mtk)</b>	16 180	21 379	25 158	27 062	36 159
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	-3,3%	1,4%	2,2%	2,6%	4,1%
<b>T. combiné (Mtk)</b>	13 770	28 785	30 453	31 232	34 528
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	4,3%	3,8%	4,0%	4,2%	4,7%
<b>Part du transport conventionnel</b>	75%	62%	62%	62%	61%
<b>Part du transport combiné</b>	25%	38%	38%	38%	39%

## 0.10 Les prévisions selon les différents scénarios des transports de voyageurs

"Repli" (PIB :1,9%)	2000 <sup>20</sup>	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF RP 1<sup>ère</sup> classe (Mvk)</b>	10 072	18 722	18 722	18 883	18 883
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,9%	3,1%	3,1%	3,2%	3,2%
<b>Trafic SNCF RP 2<sup>ème</sup> classe (Mvk)</b>	50 116	73 988	75 652	77 722	89 742
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,2%	2,0%	2,1%	2,2%	3,0%
<b>Trafic TGV (Mvk)</b>	34 750	171 792	184 806	187 264	192 266
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	10,3%	8,4%	8,8%	8,9%	9,0%

"Europe" (PIB :2,3%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF RP 1<sup>ère</sup> classe (Mvk)</b>	10 072	19 976	19 976	20 148	20 148
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,9%	3,5%	3,5	3,5%	3,5%
<b>Trafic SNCF RP 2<sup>ème</sup> classe (Mvk)</b>	50 116	77 631	79 376	81 547	94 160
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,2%	2,2%	2,3%	2,5%	3,2%
<b>Trafic TGV (Mvk)</b>	34 750	180 388	194 053	196 634	201 887
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	10,3%	8,7%	9,1%	9,1%	9,3%

<sup>20</sup>Le taux de croissance annuel moyen, figurant dans la colonne "2000", est calculé sur la période de référence 1980-2000 pour le réseau principal première et deuxième classe et sur la période 1987-2000 pour le TGV.

"Monde" (PIB :2,9%)	2000	2020			
		Hypothèses de prix			
		A	B	C	D
<b>Trafic SNCF RP 1<sup>ère</sup> classe (Mvk)</b>	10 072	20 969	20 969	21 149	21 149
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,9%	3,7%	3,7%	3,8%	3,8%
<b>Trafic SNCF RP 2<sup>ème</sup> classe (Mvk)</b>	50 116	80 472	82 281	84 532	97 607
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	1,2%	2,4%	2,5%	2,6%	3,4%
<b>Trafic TGV (Mvk)</b>	34 750	187 098	201 273	203 949	209 397
<i>tcam sur la période 2000-2020</i>	10,3%	8,9%	9,3%	9,3%	9,5%



## RÉSEAU TGV HORIZON 2020



## 0.11 Les prévisions des schémas de service

### 0.11.1 Les résultats des projections de la demande de transport de voyageurs à l'horizon 2020

a) Trafics 2020 en mds de voy-km ; b) Croissances 96-2020 ; c) Parts modales 2020

TRANSPORTS DE VOYAGEURS	Trafics à l'horizon 2020 (en milliards de voyageurs-kilomètres)					
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %	Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %	
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
	1996	B	A	B	C	D
Routes (réseau routier nat.)	248,2	499,1	480,0	462,7	452,8	348,2
dont autoroutes concédées	81,9	231,5	219,7	208,4	202,0	139,2
Ferroviaire (hors île-de-France)	50,9	79,1	75,0	76,7	83,5	96,2
Aérien (intérieur)	13,1	32,6	34,9	29,1	28,1	26,4
<b>Total</b>	<b>312,2</b>	<b>610,8</b>	<b>590,0</b>	<b>568,5</b>	<b>564,3</b>	<b>470,7</b>
						516,6
Croissances annuelles sur la période 1996-2020						
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %	Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %	
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
	70-96	B	A	B	C	D
Routes (réseau routier nat.)	4,4 %	3,0 %	2,8 %	2,6 %	2,5 %	1,4 %
dont autoroutes concédées	9,7 %	4,4 %	4,2 %	4,0 %	3,8 %	2,2 %
Ferroviaire (hors île-de-France)	1,6 %	1,9 %	1,6 %	1,7 %	2,1 %	2,7 %
Aérien (intérieur)	9,3 %	3,9 %	4,2 %	3,4 %	3,2 %	3,0 %
<b>Total</b>	<b>3,6 %</b>	<b>2,8 %</b>	<b>2,7 %</b>	<b>2,5 %</b>	<b>2,5 %</b>	<b>1,7 %</b>
<i>circulation routière totale (interurbain + urbain)</i>				2,1 %		
<i>dont circulation urbaine</i>				1,7 %		
Parts modales en 2020						
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %	Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %	
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
	1996	B	A	B	C	D
Routes (réseau routier nat.)	79,5 %	81,7 %	81,4 %	81,4 %	80,2 %	74,0 %
dont autoroutes concédées	26,2 %	37,9 %	37,2 %	36,7 %	35,8 %	29,6 %
Ferroviaire (hors île-de-France)	16,3 %	12,9 %	12,7 %	13,5 %	14,8 %	20,4 %
Aérien (intérieur)	4,2 %	5,3 %	5,9 %	5,1 %	5,0 %	5,6 %
						4,8 %

### 0.11.2 Les résultats des projections de la demande de transport de marchandises à l'horizon 2020

a) Trafics 2020 en mds de t-km ; b) Croissances 96-2020 ; c) Parts modales 2020

TRANSPORTS DE MARCHANDISES	Trafics à l'horizon 2020 <i>en milliards de tonnes-kilomètres</i>					
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %		Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
1996	B	A	B	C	D	B
Transport routier	213,8	478,6	424,6	389,0	380,5	331,7
Transport ferroviaire	48,3	71,2	56,5	61,2	63,3	71,9
Transport fluvial	5,7	9,6	7,2	7,9	8,3	10,1
<b>Total</b>	<b>267,8</b>	<b>559,6</b>	<b>488,3</b>	<b>458,1</b>	<b>452,1</b>	<b>413,7</b>
						390,6

	Croissances annuelles sur la période 1996-2020					
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %		Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
71-96	B	A	B	C	D	B
Transport routier	3,8 %	3,4 %	2,9 %	2,6 %	2,5 %	1,9 %
Transport ferroviaire	-1,1 %	1,6 %	0,7 %	1,0 %	1,1 %	1,7 %
Transport fluvial	-3,1 %	2,3 %	1,0 %	1,1 %	1,6 %	2,4 %
<b>Total</b>	<b>2,4 %</b>	<b>3,1 %</b>	<b>2,5 %</b>	<b>2,3 %</b>	<b>2,2 %</b>	<b>1,8 %</b>
						1,6 %

	Parts modales en 2020					
	Croissance forte du PIB : + 2,9 %		Croissance médiane du PIB + 2,3 %			Croissance faible du PIB : + 1,9 %
	SCÉNARIO DE RÉGULATION DES TRANSPORTS					
1996	B	A	B	C	D	B
Transport routier	79,8 %	85,5 %	86,9 %	84,9	85,7 %	84,2 %
Transport ferroviaire	18,0 %	12,7 %	11,6 %	13,4 %	14,0 %	17,4 %
Transport fluvial	2,1 %	1,8 %	1,5 %	1,7 %	1,8 %	2,4 %
						1,6 %

*cf NB*

## 0.12 Liste des abréviations et des acronymes

ADF	Augmented Dickey and Fuller (test)
AEG	Augmented Engle and Granger (test)
AIC	Akaike's Information Criterion
ARIMA	AutoRegressive Integrated Moving Average
ARMA	AutoRegressive Moving Average
BIC	Bayesian Information Criterion
BTP	Bâtiment-Travaux Publics
CAF	Coût, Assurance, Fret
CCFA	Comité des Constructeurs Français d'Automobiles
CENSUS X11	Procédure de désaisonnalisation des séries sous SAS
CERTU	Centre d'Etudes sur les Réseaux, les Transports, l'Urbanisme et les constructions publiques
CNT	Conseil National des Transports
CREDOC	Centre de Recherche pour l'étude et l'observation des conditions de vie
DAEI	Direction des Affaires Economiques et Internationales
EUREQua	Equipe Universitaire de Recherche en Economie Quantitative
FAB	Franco A Bord
FM-OLS	Fully Modified - Ordinary Least Square
GL	Grandes Lignes
Gtk	Giga tonnes-kilomètres
Gvk	Giga voyageurs-kilomètres
INSEE	Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques
KPSS	Test de stationnarité de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin
LET	Laboratoire d'Economie des Transports
MCE (ou ECM)	Modèle à Correction d'erreur (ou Error Corrected Model)
NAP	Nomenclature d'Activités et de Produits
O-D	Origine-Destination

OEST	Office Economique et Statistique des Transports (devenu SES depuis 1997)
PIB	Produit Intérieur Brut
RP	Réseau Principal voyageurs SNCF
SAFARI	Base commerciale fret de la SNCF
SAS	Logiciel de statistiques
SES	Service Economique et Statistique du Ministère des Transports
SETRA	Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes
SNCF	Société Nationale des Chemins de fer Français
SOFRES	Taylor Nelson Sofres, Groupe d'études marketing et d'opinion
TCAM	Taux de Croissance Annuel Moyen
TER	Train Express Régional
TGV	Train à Grande Vitesse
TRN	Train Rapide National
TRO	Tarification Routière Obligatoire
UA TIM	Unité d'affaires Transport Inter-Modal
UIRR	Union Internationale Rail-Route

# Bibliographie

- [1] **AKAIKE H. [1973]**, Maximum Likelihood Estimation of Gaussian Autoregressive Moving Average Models, *Biometrika*, 60, 255-265.
- [2] **AMAR M. [1995]**, L'indice des prix du transport routier de marchandises, *Notes de Synthèse de l'OEST*, Juin 1995.
- [3] **ANDREWS D.W. [1990]**, Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point, *Econometrica*, 61, 821-856.
- [4] **BAI J. [1997]**, Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models, *Review of Economics and Statistics*, 80, 551-563.
- [5] **BAI J. and P. PERRON [1998]**, Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- [6] **BARNERJEE A., J. DOLADO, D.F. HENDRY and G.W. SMITH [1986]**, Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models : Some Monte Carlo Evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 253-277.
- [7] **BARNERJEE A., R.L. LUMSDAINE and J.H. STOCK [1992]**, Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis : Theory and International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.

- [8] **BERGEL R., J-C. BLAIN, F. JIANG [1995]**, Elasticités du trafic ferroviaire de voyageurs à la consommation et aux prix, *Notes de Synthèse de l'OEST*, Novembre 1995.
- [9] **BERGEL R., V. NESPOUX [1996]**, Modélisation à court terme de la demande bimodale route/fer de transport, *Rapport INRETS*.
- [10] **BERGEL R. [1996]**, Modélisation des trafics terrestres de voyageurs (route/fer), Notes de Synthèse.
- [11] **BERGOUGNOUX J., (sous la présidence de) [2000]**, *Services publics en réseau : perspectives de concurrence et nouvelles régulations*, Commissariat Général du Plan, chapitre 3, p 155-118, avril 2000.
- [12] **BERRY P. [1990]**, Parcs automobiles, circulations et consommations de carburants, évolution sur longues périodes et analyse économétrique, *Notes de Synthèse de l'OEST*, Paris, octobre 1990.
- [13] **BERTHIER. J.P. [1999]**, Les nouvelles évaluations de biens et services dans les comptes nationaux, *Economie et Statistiques*, n°321 – 322.
- [14] **BIPÉ [1999]**, Le modèle DIVA et le nouveau système de comptabilité nationale, mise à jour des scénarios à l'horizon 2020, Club DIVA du 18 novembre 1999.
- [15] **BLAIN J-C., L. NGUYEN [1994]**, Modélisation de trafics de voyageurs : prise en compte de la qualité de l'offre, *Note de Synthèse de l'OEST*, janvier 1994.
- [16] **BOSSEBOEUF D. [1995]**, *Analyse technico-économique de la demande d'énergie du secteur transport, quels enseignements peut-on tirer de l'expérience occidentale pour les PVD asiatiques ?*, Thèse pour le Doctorat en

Economie Appliquée, Université Pierre Mendes-France de Grenoble, UFR Développement, Gestion, Economie et Société, présentée et soutenue publiquement le 21 décembre 1995.

- [17] **BRÜLHERDT M.C. et M. BASSAND [1981]**, La mobilité spatiale en tant que système, *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, vol 3, 505-519.
- [18] **CALZADA C., P. MARCHAL, O. MORELLET, P. SOLEYRET [1997]**, Evolution du trafic français à longue distance, tendances passées et orientations futures, *Recherche-Transport-Sécurité*, n°56, pages 43-60.
- [19] **CAMPOS J., N.R. ERICSSON and D.F. HENDRY [1996]**, Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks, *Journal of Econometrics*, 70, 187-220.
- [20] **CERTU [2001]**, *La régionalisation des transports ferroviaires, Enseignements de l'Expérimentation et perspectives*, transport et mobilité, Université Lumière Lyon II, ENTPE, Certu.
- [21] **CHOW G.C. [1960]**, Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, vol 28, 591-605.
- [22] **CHRISTOFFERSEN P.F., F.X. DIEBOLD [1996]**, Cointegration and Long-Horizon Forecasting, in internet <http://www.ssc.upenn.edu/~diebold/papers/paper14/cd4.pdf>.
- [23] **CLEMENTS M.P. and D.F. HENDRY [1993]**, On the limitations of Comparing Mean Square Forecasts Errors, *Journal of Forecasting*, 617-637.
- [24] **COLIN J., C. FIORE, H. MATHE, G. PACHE [1987]**, *La logistique*, Rapport pour le Commissariat Général du Plan.

- [25] **COLIN J. [1996]**, *La logistique : Histoire et perspectives*, recherches et mise en oeuvre, Edition Hermès.
- [26] **COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN [1992]**, *Transport 2010*, Commissariat Général du Plan.
- [27] **COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN [1998]**, (sous la présidence de A. BONNAFOUS), *Les perspectives de la demande de transport à l'horizon 2015*, Commissariat Général du Plan, juin 1998.
- [28] **COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN [2001]**, (sous la présidence de M. BOITEUX), *Transports : choix des investissements et coût des nuisances*, Rapport du groupe présidé par Marcel Boiteux, Commissariat Général du plan, la Documentation française, juin 2001, <http://www.plan.gouv.fr>.
- [29] **COMMISSION DES COMMUNAUTES EUROPEENNES [2001]**, *Livre blanc, la politique européenne des transports à l'horizon 2010 : l'heure des choix*, Bruxelles le 12/09/2001, [http://europa.eu.int/comm/energy\\_transport/fr/lb\\_fr.html](http://europa.eu.int/comm/energy_transport/fr/lb_fr.html).
- [30] **CPDP [1981-2000]**, *Pétrole [80-99]*, éléments statistiques, Comité Professionnel du Pétrole, [juin 1981 - juin 2000].
- [31] **CPDP [2000]**, *Bulletin mensuel*, Comité Professionnel du Pétrole, de janvier 2000 à décembre 2000.
- [32] **DANSEREAU P., J-P. DRAPEAU [1998]**, *Déclaration de principes pour une politique énergétique qui respecte le concept de développement durable*, mémoire dans le cadre du débat public sur l'éner-

- gie au Québec par l'Union pour le développement durable in internet,  
<http://www.udd.org/français/memoires/03.html>.
- [33] **DATAR [2001]**, *Schémas multimodaux de services collectifs de transport de voyageurs et de transport de marchandises*, juillet 2001,  
<http://www.datar.gouv.fr/>.
- [34] **DECURE J.P. [1997]**, *La rénovation de l'enquête TRM en 1996, évolution 1995-1996*, document de travail, SES, DAEI, Ministère des Transports, septembre 1997.
- [35] **DEISS R. [1999]**, Etalonnage des transports européens, *méthodes d'analyses comparatives dans les transports : méthodologies, applications et données nécessaires*, CEMT, actes de la conférence tenue à Paris en novembre 1999.
- [36] **DICKEY D.A., W.A. FULLER [1979]**, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [37] **DICKEY D.A., W.A. FULLER [1981]**, The Likelihood ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 49, n°4, 1057-1072.
- [38] **DIRECTION DE LA PREVISION [1994]**, *Le trafic voyageurs SNCF : une étude économétrique sur longue période*, Bureau de l'Equipement, des Transports et de l'Energie, Direction de la Prévision, avril 1994.
- [39] **ENGLE R. F. and C.W.J. GRANGER [1987]**, Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, vol 55, 251-276.

- [40] **ENGLE R.F., D.F. HENDRY, J-F. RICHARD [1983]**, Exogeneity, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [41] **ERICSSON N. R. and J.S. IRONS [1994]**, Testing Exogeneity, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- [42] **EUREQua [2001]**, *Etude sur la précision des prévisions à long terme du transport des marchandises*, contrat réalisé à la demande du Service Economie et Statistique du Ministère des Transports.
- [43] **FAVRE F., K. MOUSSALAM [1994]**, 1993 : Une année difficile pour les transports, *Note de Synthèse de l'OEST*, avril 1994.
- [44] **FRIBOURG [1991]**, *Enseignement supérieur de transport*, tomes 1 et 2, Transport et communications, collection Paradigme, Caen.
- [45] **GABELLA-LATREILLE C. [1997]**, *Le modèle Quinquin fret, un modèle de simulation à l'horizon 2015 des flux de transport de marchandises*, Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université Lumière Lyon 2.
- [46] **GALLEZ C., J-P. ORFEIL, A. POTACCHUINI [1997]**, L'évolution de la mobilité quotidienne : croissance ou réduction des disparités ?, projet d'article pour la *Recherche-Transport-Sécurité*, février 1997.
- [47] **GERONDEAU C. [1996]**, *Les transports en Europe*, EDS, Paris.
- [48] **GHIGONIS H. [1999]**, *Pour une politique intermodale : le transport combiné*, Journal officiel de la république française, Documentation française, vol 6, mars 1997.
- [49] **GIRAUT M., J-C. BLAIN, K.MEYER [1995]**, Elasticités de court et de long terme des trafics de marchandises à la croissance économique, *Notes de Synthèse de l'OEST*, mars 1995.

- [50] **GIRAUT M., H. LE THI MINH [1995]**, Modélisation et prévision à long terme du trafic routier national de marchandises, *Notes de Synthèse de l'OEST*, janvier 1995.
- [51] **GIRAUT M. [1997]**, Mobilité comparée selon les modes de transports, *Notes de synthèse du SES*, mai-juin 1997.
- [52] **GOODWIN P.B. [1992]**, A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes, *Journal of Transport Economics and Policy*, may 1992.
- [53] **GOUIDER N. [1997]**, Les français voyagent de plus en plus, *Notes de Synthèse du SES*, septembre-octobre 1997.
- [54] **GOURIEROUX C. et A. MONFORT [1990]**, *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica, Paris.
- [55] **GRANGER C. W. J. [1969]**, Investigating Causal relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
- [56] **GREGORY A.W. and B.E. HANSEN [1996a]**, Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, vol 70, N°2, 99-126.
- [57] **GREGORY A.W. and B.E. HANSEN [1996b]**, Tests for cointegration in Models with Regime and Trend Shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 555-560.
- [58] **GREGORY A.W., J.M. NASON and P.G. WATT [1996]**, Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships, *Journal of Econometrics*, 71, 321-341.

- [59] **HALL, A. [1994]**, Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based model Selection, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 12, 461-470.
- [60] **HAMILTON J. [1994]**, *Time Serie analysis*, Princeton University Press, New Jersey Edition, Princeton.
- [61] **HANSEN B.E. [1990]**, Lagrange Multiplier Tests for Parameter Instability in non Linear Models, Paper presented at the Sixth World Congress of the Econometric Society, Barcelone, August 90.
- [62] **HANSEN B.E. [1992]**, Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321-325.
- [63] **HENDRY D.F. and A.J. NEALE [1991]**, A Monte Carlo Study of the effects of structural Breaks on tests for Unit Roots, in *P.Hackland A, westlung (eds), Economic Structural Change/Springer Verlag/* New York, 95-119.
- [64] **HOFFMAN D.L. and R.H. RASCHE [1996]**, Assessing Forecast Performance in a Cointegrated System, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 495-517.
- [65] **INSEE [1980-2000]**, *Bulletin mensuel de statistique*, de janvier 1980 à décembre 2000.
- [66] **INSEE [1995]**, *Les comptes des transports en 1994*, Economie Générale, n°113, juillet 1995.
- [67] **INSEE [1996-2001]**, *Informations Rapides*, INSEE Conjoncture.
- [68] **INSEE [1996-2001]**, *Tableau de bord hebdomadaire*, INSEE Conjoncture.

- [69] **INSEE [1998]**, *Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1997 en base 80*, Economie générale, INSEE Résultats.
- [70] **INSEE [1999-2001]**, *Séries longues*, INSEE Conjoncture.
- [71] **JARRIGE. B, A. JULY [1996]**, *Impact de la révision des séries du TRM sur les parts de marché fret*, Document de travail, Département Economie de la Direction de la Stratégie, SNCF, décembre 1996.
- [72] **JEGER F., J-E. THOMAS[1999]**, Les déterminants des prix du transport routier de marchandises, *Note de Synthèse de l'OEST*, mai-juin 1994.
- [73] **JEGER F. [2001]**, Une estimation du parc automobile à l'aide des durées de vie des véhicules, *Notes de synthèse du SES*, Janvier-février 2001.
- [74] **JIANG F [1998]**, *Choix modal et système logistique en transport de marchandises : Modélisation, Analyse Economique et Prévision du comportement du chargeur*, thèse en doctorat option Transport, Ecole nationale des Ponts et Chaussées, juillet 1998.
- [75] **JIANG F., C. CALZADA [1998a]**, Modélisation du choix modal des chargeurs en transport de marchandises (I), *Notes de Synthèses du SES*, Juillet-Aout 1998.
- [76] **JIANG F., C. CALZADA [1998b]**, Modélisation de la valeur du temps des chargeurs (II), *Notes de synthèses du SES*, Septembre-Octobre 1998.
- [77] **JIANG F., C. CALZADA [1998c]**, Validation des modélisations du choix modal des chargeurs en transport de marchandises et prévision (III), *Notes de Synthèses du SES*, Septembre-Octobre 1998.

- [78] **JOURDAIN E., A. LENORMAND [1998]**, *Analyse de l'évolution du trafic fret en 1998*, document de travail interne, Département Economie, Direction de la Stratégie, avril 1999.
- [79] **KIM J.H. [1999]**, Asymptotic and Bootstrap Prediction Regions for Vector Autoregression, *International Journal of Forecasting*, 15, 393-403.
- [80] **KOLB F. [1972]**, *La logistique : approvisionnement, production et distribution*, EME.
- [81] **KREMERS J., N. ERICSSON, J. DOLADO [1992]**, The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
- [82] **KWIATKOWSKI D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT and Y. SHIN [1992]**, Testing the Null Hypothesis of Stationnary Against the Alternative of a Unit Root, How sure are we that economic time series have a unit root ?, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [83] **LADAS C. [1996]**, Distance moyenne des transports, *Notes de Synthèse du SES*, mars 1996.
- [84] **LEBRUN F. et K. MOUSSALAM [1995]**, la reprise des transports en 1994, *Notes de synthèse de l'OEST*.
- [85] **LEMARQUIS D. [1994]**, Un nouvel indice synthétique des prix du transport routier de marchandises, *Notes de Synthèse de l'OEST*, février 1994.
- [86] **LENORMAND A. [1999]**, Analyse économétrique des fonctions de demande du transport de marchandises, *Annales 1999 de la Direction de la Stratégie*, SNCF, mai 2000.

- [87] **LENORMAND A. [2000]**, *Analyse de l'évolution du trafic fret en 1999*, Document de travail, Mission Economie de la Direction de la Stratégie, SNCF, mars 2000.
- [88] **LENORMAND A. [2001]**, *Analyse de l'évolution du trafic fret en 2000*, Document de travail, Mission Economie de la Direction de la Stratégie, SNCF, avril 2001.
- [89] **LENORMAND A. [2001]**, Prévision de trafics marchandises à l'horizon 2020, *Annales 2000 de la Direction de la Stratégie*, SNCF, mai 2001.
- [90] **LENORMAND A. [2001]**, *Analyse de l'évolution du trafic voyageurs en 2000*, Document de travail, Mission Economie de la Direction de la Stratégie, SNCF, juin 2001.
- [91] **LE THI MINH H. [1995]**, *Modélisation et prévision du trafic routier de marchandises*, rapport de stage, juin 1995.
- [92] **LI H. and G.S. MADDALA [1997]**, Bootstrapping Cointegrating Regressions, *Journal of Econometrics*, 80, 297-318.
- [93] **LUKTOPÖL H. [1991]**, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- [94] **MADDALA G. S. and KIM IN-MOO [1998]**, Unit Roots, Cointegration and Structural Change, *Cambridge University Press*, Cambridge.
- [95] **MADELIN V. [1999]**, Les comptes des secteurs institutionnels : de la base 80 à la base 95, *Economie et Statistiques*, n°321 - 322.
- [96] **MADRE J-L. [1997]**, La croissance des transports de voyageurs est-elle évitable ? *Quels changements pour les transports au siècle prochain ? 14<sup>ème</sup>*

symposium international sur la théorie et la pratique dans l'économie des transports, CEMT, Innsbruck, 21-23 octobre 1997.

- [97] **MADRE J-L., T. LAMBERT [1989]**, *Prévisions à long terme du trafic automobile*, CREDOC, Paris.
- [98] **MADRE J.L. et J. MAFFRE [1997a]**, Panorama général de la mobilité, projet d'article pour la revue *Recherche-Transport-Sécurité*, février 1997.
- [99] **MADRE J.L. et J. MAFFRE [1997b]**, *La mobilité régulière et la mobilité locale en 1982 et 1994*, Consommation et mode de vie, INSEE Résultats.
- [100] **MAFFRE J. et J.L. VOLATIER [1998]**, *Profils globaux de mobilité, la mobilité globale des français en 1982 et 1994*, CREDOC.
- [101] **MEERSMAN H. et E. VAN DE VOORDE, [1997]**, La croissance des transports de marchandises est-elle évitable ? *Quels changements pour les transports au siècle prochain ?*, 14<sup>ème</sup> symposium international sur la théorie et la pratique dans l'économie des transports, CEMT, Innsbruck, 21-23 octobre 1997.
- [102] **METEYER J-C. [1999]**, Exposé sur les traversées alpines et les scénarios français, *Séminaire du département Economie et Sociologie des Transports*, INREST, <http://www.inrets.fr/ur/dest/meteyer.htm>.
- [103] **METEYER J-C. [2001]**, Commentaire sur la diversité des valeurs du temps en transport de marchandises, *Notes de Synthèse du SES*, janvier-février 2001.
- [104] **MEYER K. [1996]**, Elasticités de long et de court termes du fret à la croissance économique et aux prix du transport, *Notes de Synthèse de*

- l'OEST*, Juillet-Août 1996.
- [105] **MEYER K. [1998]**, *La concurrence rail-route : Analyse économique des trafics de marchandises et des perspectives du transport combiné*, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université de Paris I.
- [106] **MINISTÈRE DE L'EQUIPEMENT, DU TRANSPORT ET DU LOGEMENT [1999]**, *Mobilité et vie quotidienne : synthèse et questions de recherche*, 2001 Plus Synthèses et Recherches, Centre de Prospective et de Veille Scientifique, Direction de la recherche et des affaires scientifiques et techniques, Ministère de l'Equipement, du Transport et du Logement, n°48, juin 1999. <http://www.equipement.gouv.fr/recherche/publications/publications/telechargeable/n-48.pdf>.
- [107] **MIZON G.E. [2001]**, EC6.08 Quantitative Economics lecture Notes II, february 22,2001, <http://www.economics.soton.ac.uk/courses/ex608/ge2001c.pdf>.
- [108] **MORELLET O., P. MARCHAL [1999]**, Formulation théorique de l'induction de trafic : Garantir à la fois le signe du résultat et la cohérence vis-à-vis du partage modal, *Les cahiers scientifiques du transport*, n°35/1999, pages 73-102.
- [109] **NABEYA S. and K. TANAKA [1988]**, Asymptotic Theory of Test for the Constancy of Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative, *The Annals of Statistics*, 16, 218-235.
- [110] **NEWEY W.K. and K.D. WEST [1987]**, A Simple Positive Semi-definite Heteroscedasticity and Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 703-708.

- [111] **NYBLOM S. [1989]**, Testing for the Constancy of Parameters over Time, *Journal of the American Statistical Association*, 84, 223-230.
- [112] **OUM T.H., W.G. WALTERS II, JONG-SAY YONG [1992]**, Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates, *Journal of Transport Economics and Policy*, may 1992.
- [113] **PERROD P. [1998]**, *Dix propositions pour un développement durable du transport combiné*, Rapport de mission de M. Pierre Perrod, ministère de l'Equipement, du Logement, des Transports et du Tourisme, février 1998, <http://www.transports.equipement.gouv.fr/rapports/Perrod/perrod.htm>
- [114] **PERRON P. [1989]**, The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, vol 57, 1396-1701.
- [115] **PERRON P. [1994]**, Further Evidence on Breaking Trend Function in Macroeconomic Variables, *publication N°2594*, Bibliothèque nationale du Canada.
- [116] **PHILLIPS P.C.B. [1986]**, Understanding spurious regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 33, 311-340.
- [117] **PHILLIPS P.C.B. and P. PERRON [1988]**, Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- [118] **PHILLIPS P.C.B. and B.E. HANSEN [1990]**, Statistical Inference In Instrumental Variables regression with I(1) Process, *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- [119] **PHILLIPS P.C.B. and OULIARIS [1990]**, Asymptotic Properties of residual Based Tests of Cointegration, *Econometrica*, 58, 165-193.

- [120] **PHILLIPS P.C.B.[1995]**, Fully Modified Least Square and Vector Autoregression, *Econometrica*, 63, n°5, 1023-1078, septembre 1995.
- [121] **QUANDT R.E. [1960]**, Tests of the Hypothesis that a linear Regression System Obeys Two Separate Regimes, *Journal of Economic Studies*, 55, 324-330.
- [122] **QUIN C., F. DUPREZ, N. BOURGIS [2001]**, *Compte National du Transport de voyageurs (1998)*, tome 2, Les coûts externes du transport de voyageurs, Rapport au Ministère de l'Equipement, des Transports et du Logement (Février 2001).
- [123] **QUIN C., F. DUPREZ, N. BOURGIS [2001]**, *Repères économiques sur le transport de marchandises*, appendice 2 du compte national du transport de voyageurs (1998) ; Rapport au Ministre de l'Equipement, des Transports et du Logement.
- [124] **QUINET E. [1990]**, Analyse économique des transports, *Presse Universitaire de France*, Paris.
- [125] **QUINET E. [1998]**, Principes d'Économie des transports, *Economica*, Paris.
- [126] **REMPP J.M. [1996]**, *L'expérience française des indices de prix à la consommation*, Direction des statistiques démographiques et sociales, Département des prix à la consommation, des ressources et des conditions de vie des ménages, INSEE, F9608.
- [127] **REVUE DE REXECODE [1996]**, *Le transport de marchandises : comment mesurer le service rendu ?*, Revue de Rexecode, n°50, février 1996.

- [128] **REYNAUD C., M. OLLIVIER-TRIGANO [1993]**, *Tendance du transport européen et besoins d'infrastructure*, CEMT-INREST, Paris.
- [129] **SALINI P. [2000]**, *Faits et tendances économiques 1999-2000*, Rapport économique du CNT, Conseil National des Transports, novembre 2000.
- [130] **SALMAN H. [1999]**, *Evolution du trafic ferroviaire de marchandises de 1985 à 1997*, Document interne, Département Economie, Direction de la Stratégie, SNCF, février 1999.
- [131] **SAMMER G. [1997]**, Quelle politique dans les transports garantit une mobilité durable (sécurité routière, environnement) ?, *Quels changements pour les transports au siècle prochain ?*, 14<sup>ème</sup> symposium international sur la théorie et la pratique dans l'économie des transports, CEMT, Innsbruck, 21-23 octobre 1997.
- [132] **SAVY M. [1997]**, *Le rail et la route : le commerce ou la dispute ?*, le transport intermodal en Europe, presse de l'école nationale des Ponts et Chaussées.
- [133] **SAVY M. [1999]**, Les chemins de fer d'Europe occidentale : situation comparée et perspectives, avec les contributions de D. Debatisse, P. Salini, A. Beyer, B. Blanchard, P. Staehle, pour le Ministère de l'équipement, des transports et du logement (DAEI), novembre 1999.
- [134] **SCENARIO [1998]**, *Global Reference Scenarios*, revised version, Deliverable C5, Scenarios Contract n° ST-96-AM.104.
- [135] **SCENARIO [1999]**, *Descriptors and determinants of Passager and Freight Transport Demand*, Deliverable C2, contract n° ST-96-AM-104.

- [136] **SENAT [1997]**, *Projet de loi, Rapport n°176*, annexe au procès verbal de la séance du 16 décembre 1997, in <http://www.senat.fr/rap/197-176/197-1760.html>.
- [137] **SES [1985-1999]**, *Données détaillées du SES, l'utilisation des véhicules de transport routier de marchandises en [1985-1999]*, Direction des Affaires Economiques et Internationales, Ministère de l'Equipement, des Transports et du Logement.
- [138] **SES [1998]**, *La demande de transport, Perspectives d'évolution à l'horizon 2020*, Direction des Affaires Economiques et Internationales, Ministère de l'Equipement, des Transports et du Logement, octobre 1998.
- [139] **SES-INSEE [1994 à 2000]**, *Les comptes des transports en [1994 à 2000]*, DAEI-SES/INSEE.
- [140] **SES [2001]**, *Les transports en 2000, 38<sup>e</sup> rapport de la commission des comptes des transports de la Nation*, SES, DAEI, Ministère de l'équipement, des transports et du logement, <http://www.equipement.gouv.fr/statistiques/>.
- [141] **SES - INFO RAPIDES [2000]**, *Les voyages des Français en 1998*, Service Economique et statistique, n°93, avril 2000.
- [142] **SNCF [1980-2001]**, *Rapport annuel*, SNCF.
- [143] **SNCF [1980-2001]**, *Bulletin mensuel de statistiques*, Document interne, Direction du Contrôle de Gestion, SNCF.
- [144] **SNCF [1987-1999]**, *Relevé C1*, Document interne, Direction du Fret - FR/ASIF Gestion Pilotage.

- [145] **SNCF [1992a]**, *Le modèle global de prévision du trafic fret*, texte principal, SNCF, document interne, Direction Economie, Stratégie et Investissements, SNCF.
- [146] **SNCF [1992b]**, *Modèle global du trafic ferroviaire des voyageurs Grandes Lignes*, document interne, Direction Economie, Stratégie et Investissements, SNCF.
- [147] **SNCF [1993a]**, *Evolution du trafic par relation depuis 1977*, document interne, Direction du Contrôle de Gestion, SNCF, février 1993.
- [148] **SNCF [1993b]**, *Modèles trimestriels de prévision de trafic*, document interne, Direction Economie, Stratégie et Investissements, SNCF, avril 1993.
- [149] **SNCF [1993c]**, *Analyse économétrique de l'évolution du trafic voyageurs*, document interne, Direction du Contrôle de Gestion, SNCF, juin 1993.
- [150] **SNCF [1996]**, *Sensibilité des trafics voyageurs et fret de la SNCF à la conjoncture économique*, document interne, Direction de la Stratégie, SNCF, octobre 1996.
- [151] **SNCF [1996-2000]**, *Etat AN0301H*, F/GMS, Direction du fret, SNCF.
- [152] **SNCF [1998]**, *Indicateurs de satisfaction des clients, Résultats de la mesure de mai-juin 1998*, Observatoire des Engagements envers les Clients, Fret SNCF.
- [153] **SNCF [1998]**, *SAFARI, description du catalogue COMMERC01 : Trafic commercial cumulé*, Direction du Fret-FR/ASIF, SNCF, janvier 1998.
- [154] **SNCF [1999b]**, Flash Info Tim, n°30, in <http://www.fret.sncf.fr/de-couv/bulletin/index.htm> (site intranet).

- [155] **SNCF [1999-2000]**, *Résultats hebdomadaires Grandes Lignes*, Contrôle de Gestion GLX, Direction Grandes Lignes, SNCF.
- [156] **SNCF [2000a]**, *Le panel 1999*, présentation du 31 Octobre 2000.
- [157] **SNCF [2000b]**, Segmentation des déplacements du fer sur les marchés France et Europe proche ; Direction Grandes Lignes ; novembre 2000.
- [158] **TAROUX J.P., G. BUCHMULLER [1980]**, *Modèle de prévision de trafic de personnes*, SAE, Ministère des Transports.
- [159] **T&E [2001]**, *Des monopoles nationaux au marché unique*, fédération européenne pour le transport et l'environnement, in internet <http://corporate.skynet.be/sustainablefreight/rail-infra-fr.pdf>.
- [160] **TEMAM D. [1998]**, Vingt ans après, la comptabilité nationale s'adapte, *Economie et Statistiques*, Economie et Statistiques, n°318.
- [161] **UIRR [2000 a]**, *Rapport UIRR 1999*, <http://www.uirr.com>.
- [162] **UIRR [2000 b]**, *Une stratégie de qualité pour le transport combiné*, Communiqué de presse de l'UIRR du 05 décembre 2000, <http://www.uirr.com>.
- [163] **VASCO J.C.R and al [1999]**, Instability in Cointegrating Regressions : Further Discussion with an Application to Money Demand in Portugal, <http://pascal.iseg.utl.pt/~asl/paper10.pdf>.
- [164] **WACKERMANN G., [1995]**, *Le transport de marchandises dans l'Europe de demain, le défi de l'équilibre*, Le cherche-midi éditeur, Paris, 221 pages.
- [165] **ZIVOT E., D.W.K. ANDREWS [1992]**, Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 10, 251-270.