

Sétra

Service d'études
sur les transports,
les routes et leurs
aménagement

Rapport d'étude

Déterminants économiques conjoncturels et structurels du trafic

Approche bibliographique et économétrique



Page laissée blanche intentionnellement

Préambule

La prévision du trafic est une opération importante et complexe. Importante car les valeurs prévues seront utilisées dans l'évaluation des situations de référence pour de nouveaux projets d'infrastructure, de nouveaux services routiers ou de nouvelles politiques publiques à mettre en place. La prévision du trafic est une opération complexe parce que les facteurs influençant le trafic dans l'horizon futur sont nombreux et difficilement prévisibles. Dans la pratique de prévision du trafic en France, les facteurs déterminants étudiés sont des indicateurs macro-économiques à l'échelle nationale.

Le lien entre les principaux indicateurs économiques (tels que le PIB, le prix de l'énergie, etc.) et le trafic alimente plusieurs aspects de la connaissance et de l'évaluation des systèmes de transports. Ce lien, dans les approches de modélisation actuelles, est établi par méthode économétrique qui possède des capacités explicatives et/ou prédictives. Un modèle explicatif essaie de comprendre la corrélation entre le trafic et les variables indépendantes (on les appelle aussi variables explicatives) à partir des données passées. Les économètres intègrent souvent différents effets exogènes (représentés pour chacun par des variables explicatives) dans le modèle de façon à augmenter la capacité explicative de celui-ci. Un modèle prédictif quant à lui se focalise essentiellement sur la qualité de prévision à court, moyen ou long termes.

Une étude bibliographique est d'abord menée, la sensibilité du trafic aux fluctuations des déterminants macro-économiques (PIB, prix de l'énergie, etc.) y est étudiée. Il est nécessaire que ce type d'études soit actualisé en permanence et approfondi davantage. De plus, la façon dont le trafic réagira au gré de la variation des éléments composants du PIB (par exemple les variations de stocks, la production industrielle), ou des indicateurs avancés du PIB (tels que les anticipations ou la perception des agents économiques sur la conjoncture) n'est pas encore beaucoup étudiée dans la littérature.

Par ailleurs, dans le cadre des travaux du Centre d'Analyse Stratégie (CAS) sur l'évaluation économique des projets, la prise en compte des risques macro-économiques constitue un axe d'enrichissement de l'évaluation. Ce présent rapport vise en partie à apporter des éléments complémentaires dans cette optique de l'analyse du risque d'évaluation de projet en mesurant l'élasticité des variables économiques par rapport à la demande du trafic.

Face aux variations du prix des carburants, les conséquences en termes de mobilité nationale sont aujourd'hui assez mal connues. La présente étude se propose donc d'analyser les répercussions de l'augmentation des prix du carburant sur le trafic. Cette réflexion s'intègre dans un projet global du Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie visant à tester différentes politiques de transport par le biais de scénarios et de nouvelles réglementations, notamment en matière de taxe et d'impact du prix du carburant sur la mobilité.

La demande de transport dans le présent rapport n'englobe pas tous les types de déplacement : elle ne concerne que le trafic routier total, le trafic routier à longue distance et le trafic ferroviaire. Toutes ces mesures sont à l'échelle nationale, autrement dit elles sont recensées sur les réseaux principaux de transport du pays.

Le présent rapport est divisé en cinq sections suivantes :

- Dans la première partie, une introduction globale sur les modèles de prévision de la demande de transport est présentée. Elle s'attache à distinguer les différents effets exogènes à prendre en compte dans un modèle économétrique.

- La deuxième partie fournit une suite de modèles à utiliser lors de la modélisation, différents outils et tests statistiques sont aussi abordés pour caractériser les modèles. Cette partie explique la méthodologie de l'approche économétrique choisi dans le rapport.

- La troisième partie résume les résultats obtenus dans la littérature sur le même sujet ou sur les sujets proches de celui de ce présent rapport. Cette approche bibliographique est importante et primordiale dans la mesure où les modèles économétriques se basent essentiellement sur l'expérience, l'expertise et les pratiques réalisées dans le passé.

- La quatrième partie introduit les données de différentes variables sur lesquelles on exploite et établit des modèles. Les sources des données, la nature ainsi que les caractéristiques statistiques (de base et approfondies) des variables sont étudiées dans cette partie.

- Enfin, la modélisation sur les données disponibles est réalisée dans la cinquième partie. Les modèles significatifs sont cités et commentés.

Le rapport se termine par la partie conclusion récapitulant les points importants à retenir du rapport. Une liste de références intéressantes (même si elle n'est pas exhaustive) est mise à disposition en fin du rapport pour permettre l'approfondissement des éléments cités.

Les rédacteurs tiennent à remercier Stéphane LE MOING, Guénaelle BERNARD au CETE de l'Ouest, Xavier DELACHE, Emmanuelle LEZAIS et Thierry LEMOINE au Sétra pour la relecture du rapport. Nous remercions aussi Murielle ROYER à l'INSEE Nord Pas-de-Calais et Cristian LOPES au Sétra d'avoir fourni des détails sur les données économiques et de trafic trimestrielles que nous avons utilisés dans ce rapport.

Sommaire

Abréviations-----	7
1. Déterminants économiques du trafic : besoins pour l'évaluation des projets et politiques de transports-----	9
1.1. Prévision de la demande de transport : modèles de prévision	9
1.1.1. Construction d'un modèle de transport.....	9
1.1.2. Exploitation du modèle de transport.....	10
1.1.3. Modèles de transport en France.....	10
1.2. Effets exogènes et variables explicatives de transport.....	12
1.2.1. Effet de prix.....	12
1.2.2. Effet de revenu.....	12
1.2.3. Effet d'offre.....	13
1.2.4. Effet de concurrence.....	13
1.2.5. Autres effets.....	13
1.2.6. Synthèse	14
2. Méthodologie : approche économétrique de la demande de transport-----	15
2.1. Notion d'élasticité dans les modèles économétriques.....	15
2.1.1. Élasticité temporelle et instantanée.....	15
2.1.2. Élasticité propre.....	15
2.1.3. Élasticité croisée.....	15
2.1.4. Élasticités de court terme, moyen terme et long terme.....	16
2.2. Modèles statiques.....	16
2.2.1. Modèle statique routier à élasticité propre (sans prise en compte de l'offre de transport concurrente).....	17
2.2.2. Modèle statique routier à élasticité propre et croisée (prise en compte de l'offre de transport concurrente).....	17
2.3. Modèles dynamiques.....	17
2.3.1. Modèles auto-régressifs à ajustement partiel.....	18
2.3.2. Modèles auto-régressifs à retards échelonnés	19
2.3.3. Modèles à correction d'erreur	20
2.4. Tests statistiques des modèles économétriques.....	21
2.4.1. Test Ramsey de spécification.....	22
2.4.2. Auto-corrélation.....	22
2.4.3. Coefficient R ²	22
2.4.4. Test de Fisher et test de Student.....	23
2.4.5. Stationnarité et co-intégration.....	23
2.5. Synthèse.....	24
3. Synthèse bibliographique-----	25
3.1. Prix des carburants dans les modèles de trafic.....	25
3.1.1. Les modèles de trafic en France.....	25
3.1.2. Élasticités dans la littérature.....	26
3.2. PIB et ses équivalents dans les modèles de trafic.....	29
3.2.1. Les modèles de trafic en France.....	29
3.2.2. Élasticités dans la littérature.....	30
3.2.3. Autres études étrangères.....	33
3.3. Synthèse sur l'étude bibliographique.....	35
4. Les données utilisées-----	36
4.1. Mesures de trafic.....	36
4.1.1. Trafic routier national.....	36
4.1.2. Trafic à longue distance.....	37
4.1.3. Trafic ferroviaire.....	38
4.2. Prix du carburant et le PIB.....	38
4.2.1. Coût du carburant.....	38
4.2.2. PIB et d'autres indicateurs conjoncturels avancés.....	39
4.3. Autres variables explicatives.....	43
4.4. Étude de la stationnarité des variables.....	44
4.4.1. Cas de la variable trafic.....	44
4.4.2. Cas de la variable prix du carburant.....	45
4.4.3. Cas de la variable PIB.....	46
4.4.4. Synthèse de la stationnarité des variables étudiées.....	48
5. Modélisations économétriques-----	50
5.1. Spécification.....	50
5.1.1. Procédure de la spécification économétrique.....	50
5.1.2. Variables explicatives exploitées et traitées.....	50
5.2. Modélisation du trafic routier annuel	52
5.2.1. Parcours annuel 1990 – 2010.....	52

5.2.2. Indice de circulation 1990- 2010.....	59
5.2.3. Indice de circulation 1980- 2010.....	62
5.2.4. Récapitulatif.....	64
5.3. Indice de circulation trimestriel.....	67
5.3.1. Parcours trimestriel.....	67
5.3.2. Indice de circulation.....	67
5.3.3. Synthèse.....	69
5.4. Trafic à longue distance.....	69
5.4.1. Modèle en niveau	69
5.4.2. Modèle en variation.....	71
5.4.3. Discussions.....	73
5.5. Trafic ferroviaire.....	73
5.5.1. Trafic ferroviaire agrégé Grand Ligne, TER et Intercité.....	74
5.5.2. Trafic Grand Ligne.....	74
5.5.3. Trafic TER	75
5.5.4. Synthèse sur le trafic ferroviaire	75
6. Conclusion-----	76
7. Références -----	77

Abréviations

ASFA : Association des Sociétés Françaises d'Autoroutes

CCTN : Commission des Comptes des Transports de la Nation

CFM : Consommation Finale des Ménages

CGDD : Commissariat Général de Développement Durable

CPDP : Comité Professionnel du Pétrole

CRICR : Centre Régional d'Information et de Coordination Routières

CSTM : Centre des Systèmes de Transport et de la Mobilité (du SETRA)

DFCM : Dépenses Finales de Consommation des Ménages

DRIEA: Direction Régionale d'Île-de-France de l'Équipement et de l'Aménagement

DSCR : Délégation à la Sécurité et à la Circulation Routière

IFSTTAR : Institut Français Scientifique du Transport Terrestre, de l'Aménagement et des Réseaux

INRETS : Institut National de Recherche sur les Réseaux de Transports et de Sécurité Routière

INSEE : Institut National de la Statistique et des Études Économiques

IPI : Indice de Production Industrielle

NAF : Nomenclature d'Activités Française

MATISSE : Modèle d'Analyse du Transport Inter-régional pour des Scénarios de Services en Europe

MCE : Modèle à correction d'erreur

MCO : Méthode des Moindres Carrés Ordinaires

MODEV : Modèle Multimodal de Transport Intérieur à Longue Distance du CGDD

MODUS : Modèle de Déplacements Urbains et Suburbains

OD : Origine - Destination

PCI MOD² : Pôle de Compétence d'Innovation Méthodes, Outils et Démarches pour la Modélisation et l'Organisation des Déplacements

PIB : Produit Intérieur Brut

RFF : Réseau Ferré de France

RST : Réseau Scientifique et Technique

SAEP : Service d'Analyse Économique et du Plan

SEEIDD : Service de l'Économie, de l'Évaluation et de l'Intégration du Développement Durable

SES : Service Économique et Statistique

SESP : Service Économie, Statistique et Prospective

SETRA: Service d'études sur les Transports, les Routes et leurs Aménagements

SIREDO : Système Informatisé de Recueil des Données

SOeS : Service de l'Observation et des Statistiques

TIPP : Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers

Liste des variables utilisées

- $\log Trf$ Logarithme du parcours annuel,
- $\log PrC$ Logarithme du prix du carburant,
- $\log PIB$ Logarithme du Produit Intérieur Brut
- $\log L^{AU}$ Logarithme de la longueur du réseau autoroutier
- $\log PoP$ Logarithme de la population
- $\log Age^{med}$ Logarithme de l'âge médian
- $\log PIB^{tête}$ Logarithme du Produit Intérieur Brut par tête
- $\log Trf^{AU}$ Logarithme du parcours annuel sur les autoroutes
- $\log Trf^{AU_c}$ Logarithme du parcours annuel sur les autoroutes concédées
- $\log Trf^{AU_{nc}}$ Logarithme du parcours annuel sur les autoroutes non-concédées
- $\log Trf^{VL}$ Logarithme du parcours annuel pour les véhicules légers
- $\Delta \log Trf$ Différence d'ordre 1 du logarithme du parcours annuel
- $\log IdC$ Logarithme de l'indice de circulation
- $\Delta \log IdC$ Différence d'ordre 1 du logarithme de l'indice de circulation
- OpC Opinion des chefs d'entreprise
- VdS Variation de stocks
- $\log IPI$ Logarithme de l'indice production industrielle
- $\log CAM$ Logarithme de la confiance des ménages
- $\log Trf^{LD}$ Logarithme du trafic à longue distance
- $\log Pm^{fer}$ Logarithme du prix moyen du fer
- $\log C^{ent}$ Logarithme du coût d'entretien
- $\log Trf^F$, $\Delta \log Trf^F$ Logarithme et sa différence première du trafic ferroviaire (agrégé Grande Ligne, TER et Intercité)
- $\log Trf^{GL}$ Logarithme du trafic Grande Ligne

1. Déterminants économiques du trafic : besoins pour l'évaluation des projets et politiques de transports

La planification des systèmes et des politiques de transport adopte généralement sur une vision à long terme. Cette perspective s'appuie principalement sur des hypothèses d'évolution des variables reflétant la demande de transport national (notamment pour une part importante du trafic routier sur les principaux réseaux routier et ferroviaire). En fonction de la nature des variables prises en compte dans les hypothèses d'évolution, deux approches principales sont utilisées dans les projections de la demande de transport : l'approche économétrique et l'approche démographique.

L'approche démographique tient compte les variables démographiques et utilise la méthode démographique pour analyser les données. Les variables démographiques sont par exemple : la population, la structure d'âge de la population, le nombre d'emplois, etc. La méthode démographique analyse la demande de transport en distinguant les comportements de différentes classes de la population au fil du temps. Prenons l'exemple de la génération, elle est définie dans l'étude de Madre et Lambert, 1989 comme l'ensemble des ménages dont le chef est né pendant la même décennie. En conséquence, différentes générations peuvent adopter différents comportements en matière de déplacements.

L'approche économétrique quant à elle peut mettre en jeu plusieurs types de variables autres que les variables économiques comme l'on escompte *a priori* sur le nom de cette approche. En effet, elle peut intégrer différents effets, dont l'effet démographique, dans un seul modèle économétrique. De plus, un effet peut être représenté par plusieurs variables quantitatives et/ou qualitatives.

L'approche démographique possède un certain nombre d'avantages, par exemple pour la mise en évidence d'une tendance progressive vers une saturation du parc automobile des ménages. Cette tendance a été révélée sous l'hypothèse de parallélisme des trajectoires du parc au fil du temps que chaque trajectoire correspond à une des générations étudiées (Madre et Lambert, 1989). Par ailleurs, certain modèle comme MODUS de la région Île-de-France prévoit la demande de déplacements en se basant principalement sur les variables de la population et de l'emploi – donc des variables démographiques. Malgré les atouts avérés de l'approche démographique, l'approche la plus utilisée actuellement est l'approche économétrique. C'est aussi l'approche adoptée dans le présent rapport puisqu'elle permet d'aborder le problème de prévision de la demande de transport de façon structurelle. L'approche économétrique bénéficie des supports théoriques solides, de multiple d'outils statistiques ; elle peut exploiter également différentes sources de données conjoncturelles.

1.1. Prévision de la demande de transport : modèles de prévision

L'étude de trafic est un élément indispensable pour évaluer un projet de transport car elle permet d'appréhender des situations de référence actuelle et future de l'infrastructure (qualité de service, dimensionnements, etc.). L'étude de trafic recourt souvent à un modèle de trafic qui est construit et exploité dans un périmètre et un contexte spécifique de l'aire d'étude. En conséquence, deux phases importantes sont distinguées dans une étude de trafic (Sétra, 2007) :

- construction d'un modèle de transport ;
- exploitation de ce modèle de transport.

1.1.1. Construction d'un modèle de transport

Dans la phase de construction d'un modèle de transport, le besoin de déplacements est estimé pour représenter la demande de transport. En fonction de l'objet d'étude, cette demande de transport peut être exprimée par les flux de marchandises, la circulation des véhicules ou le trafic de voyageurs, etc. La définition de l'aire d'étude est importante car le découpage de celle-ci doit définir un zonage pertinent par rapport au projet étudié.

La demande de transport est ensuite qualifiée et quantifiée sous forme d'une matrice origine-destination (OD) qui représente le nombre de déplacements en provenance d'une zone d'origine à destination d'une autre zone du zonage. Le recueil de données est primordial pour la détermination de la demande et l'établissement de la matrice OD. Les deux types de données généralement disponibles sont les suivants :

- Les données sur le territoire qui permettent d'analyser l'occupation des sols et de l'activité, sont par exemple : la population, le nombre d'emplois, la surface des commerces, etc. Ces données peuvent alimenter la phase de génération d'un modèle à 4 étapes dans une étude de trafic urbain.
- Les données de trafic : c'est la source principale pour la constitution de la matrice OD. Ce type de données est d'autant plus important dans les modèles inter-urbains car les données territoriales y jouent un rôle moins central.

Les flux de déplacements dans la matrice OD peuvent être exprimés par différentes mesures : débit horaire, débit journalier, trafic des PL/VL, déplacements à courte/longue distance, etc. Cette distinction fait l'objet d'un découpage temporel ou d'une segmentation des flux (Sétra, 2007).

Ensuite, le réseau de transport qui supporte la demande de déplacements est décrit dans le modèle. Les informations sur le réseau de transport (le temps de parcours, les péages, la fréquentation, les modes concurrents, etc.) représentent l'offre de transport et conditionnent le choix d'itinéraire dans le modèle. L'offre et la demande de transport se confrontent donc pour obtenir les flux de trafic sur les axes du réseau modélisé. C'est l'étape d'affectation qui fait en sorte que les résultats affectés reconstituent le mieux les données réelles sur les axes. Pour cela, un processus de calage est réalisé afin d'obtenir des paramètres pertinents du modèle, tels que la finesse du zonage, la densité du réseau, le positionnement des centroïdes, etc. Enfin, le modèle devra être validé en testant son comportement par rapport aux données utilisées uniquement pour la validation. Le modèle devrait passer également un test de sensibilité pour estimer les variations de certains paramètres clés qui ont été calés.

1.1.2. Exploitation du modèle de transport

La première phase présentée dans la section précédente assure la pertinence du modèle construit dans la situation actuelle. Pour exploiter ce modèle et tester des projets de transport dans le futur, certains paramètres calés dans cette phase doivent être modifiés car l'offre et la demande de transport évoluent dans le temps. Les changements de l'offre de transport semblent plus faciles à déterminer puisqu'ils sont normalement encadrés dans les scénarios d'aménagement. Par contre, l'évolution de la demande de transport fait l'objet, dans la majorité des cas, d'une étude de prévision à long terme, souvent complexe, et issue de différents cadrages socio-économiques. Un cadrage socio-économique est un contexte du futur dans lequel des facteurs déterminants de la demande de transport et leur évolution sont supposés prévisibles par la maîtrise d'ouvrage. Selon le cas, les facteurs sont de nature économique, démographique, technologique, ou autres. C'est sur ce point que le présent rapport apporte ses résultats et développe des commentaires dans les discussions.

En fonction du type de trafic étudié, les facteurs déterminants peuvent être différents. Par exemple, les variables suivantes sont considérées comme importantes dans l'explication de l'évolution du trafic interurbain : la DCFM (dépenses de consommation finale des ménages), le prix des carburants, le parc automobile et longueur des autoroutes. Le cadrage fournit une estimation de la demande globale de déplacements à l'horizon de prévision.

Dans le SESP 2007, l'évolution du PIB est tout d'abord utilisée pour déterminer trois hypothèses d'évolution du trafic routier : hypothèse centrale, hypothèse basse et hypothèse haute. Les variables explicatives de la croissance de trafic sont ensuite proposées dans chacune des hypothèses : le prix du carburant liquide (en \$/baril), le taux de change (en €/ \$), le rattrapage TIPP gazole VL/essence (en %) et le taux de croissance annuel moyen du parc automobile, etc.

Souvent, les hypothèses d'évolution sont scindées selon les périodes si l'horizon de prévision est long et peuvent se différencier en fonction du type de trafic étudié.

1.1.3. Modèles de transport en France

Bonnafous et Puel, 1983 distinguent 3 sous-systèmes dans l'approche systémique de la conception des modèles génériques urbains :

- le sous-système de transportation ;
- le sous-système de localisation des activités ;
- le sous-système des relations sociales.

Le choix d'un modèle de transport dépend du domaine principal de pertinence de celui-ci. Le domaine principal de pertinence varie selon les natures d'interaction entre les trois sous-systèmes composants.

Les modèles à 4 étapes sont classiquement utilisés pour simuler la demande multimodale de transport. La figure suivante représente le domaine principal de pertinence des modèles à 4 étapes (Bonnel, 2001).

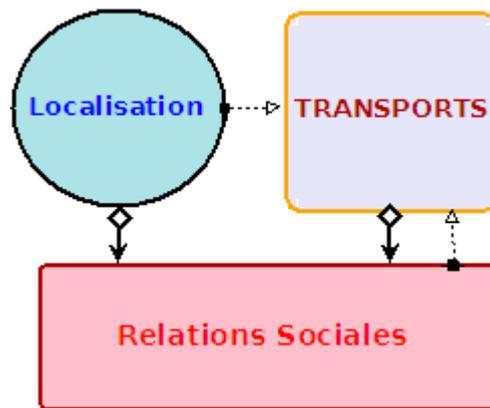


Figure 1: Domaine d'application des modèles à 4 étapes

Les flèches pointillées représentent les influences ou la rétro-action d'un sous-système sur un autre qui ne sont pas prises en compte directement dans le modèle. Il existe dans ce domaine d'application des interactions entre les sous-systèmes mais de façon réduite et univoque. La modification en entrée du modèle reflète principalement sur le sous-système « Relations sociales ».

Les interactions entre les sous-systèmes plus ou moins compliquées que celles décrites dessus entraînent donc l'utilisation d'un autre type de modèles plus ou moins sophistiqués que celui des modèles à 4 étapes.

Les modèles à 4 étapes sont utilisés dans la plupart des études de trafic en France. Plusieurs modèles ont été développés :

- les modèles développés sur la base du *Modèle National Voyageur* de RFF ;
- *MODEV* développé par le CGDD (Commissariat Général du Développement Durable) : modèle national multimodal voyageurs et marchandises pour les déplacements supérieurs à 50 km ;
- *MUDUS*, V2.2 actuellement, développé par la DRIEA (Direction Régionale d'Île-de-France de l'Équipement et d'Aménagement) pour modéliser les déplacements en région Île-de-France ;
- *MATISSE*, modèle national développé par l'INRETS (maintenant IFSTTAR) ;
- *Module SETRA*, développé au sein du logiciel TransCAD, modélise les déplacements routiers interurbains.

Les 4 phases d'un modèle à 4 étapes sont brièvement détaillées ci-après :

- **Génération** : l'étape de génération cherche à répondre à la question « *combien de déplacements ?* », c'est-à-dire trouver le volume de la matrice OD ;

- **Distribution** : l'étape de distribution cherche à répondre à la question « *d'où vers où ?* » autrement dit, elle consiste à remplir la matrice OD ;
- **Choix modal** : l'étape de choix modal permet de diviser les déplacements par modes ;
- **Affectation** : l'étape d'affectation consiste à répondre à la question « *par quel itinéraire ?* » en estimant les coûts généralisés sur chaque arc.

Les modèles à 4 étapes reposent sur l'utilisation d'une fonction d'utilité des déplacements, celle-ci diminuant à mesure que le coût généralisé de déplacement augmente. L'intérêt de ces modèles est de prévoir la demande de transport à différents horizons temporels et de tester l'instauration de nouvelles infrastructures de transports et l'optimisation des réseaux dans différents scénarios d'aménagement.

Le périmètre de ce présent rapport concerne en particulier l'exploitation d'un modèle de transport dont la phase de génération provient d'un modèle à 4 étapes qui a pour objectif de prévoir le volume global du trafic à court et à long termes.

1.2. Effets exogènes et variables explicatives de transport

Pour estimer la demande de trafic global à court et long termes, l'approche économétrique est adoptée. Bien que l'objectif des modèles explicatifs soit différent de celui des modèles prédictifs, un bon modèle explicatif est souvent utilisé pour des projections de trafic. Dans cette optique, la prévision est naturellement considérée comme un prolongement dans le futur des observations du passé.

Un modèle économétrique explicatif contient plusieurs effets exogènes. Ces effets, dans le langage de l'économétrie, sont appelés les variables indépendantes (ou les régresseurs) dont les variations sont capables d'expliquer, à travers le modèle, la variation de la variable dépendante (ici la demande de transport ou du trafic).

Les variables indépendantes peuvent être classées dans des groupes représentant certains effets exogènes sur la variable dépendante. Dans la littérature, les effets suivants ont été pris en compte pour expliquer la demande de transport, en particulier le trafic routier :

- effet de prix ;
- effet de revenu ;
- effet d'offre ;
- effet de concurrence ;
- autres effets.

1.2.1. Effet de prix

Dans le secteur du transport, les prix sont souvent contrôlés par l'État au moyen des taxes ou sous forme des tarifications. L'effet de prix ne représente donc pas forcément l'équilibre naturel entre l'offre et la demande de transport. Par exemple, une hausse de prix peut se produire suite à une politique favorisant un mode de transport au détriment d'un autre mode.

Dans le transport routier, le prix du carburant est une variable importante à considérer. Il est composé par le prix de l'essence pour les moteurs à essence et celui de gazole pour les moteurs diesels (notamment pour les poids lourds).

1.2.2. Effet de revenu

L'effet de revenu représente le pouvoir d'achat de la population. Si l'on considère le transport comme un service à consommer, plus le revenu est élevé, plus on attend une croissance de la demande de déplacements (le déplacement de loisir, et domicile-travail, etc.).

Plusieurs variables (ou indicateurs économiques) sont catégorisées dans ce type d'effet, telles que le produit interne brut (PIB), le salaire réel, la consommation finale des ménages (CFM), etc.

Pour le mode routier, la prévision de trafic à long terme dépend principalement de l'évolution du PIB (Sétra, 2007). Le PIB représente le niveau de richesse nationale et les activités économiques globales. Par contre, la relation entre le trafic et les activités économiques est en réalité un peu plus compliquée qu'une relation linéaire dans les modèles. En effet, d'un point de vue économique, le trafic routier (représenté par exemple le parcours en véhicules-kilomètres) peut être considéré comme un bien normal à consommer dont l'augmentation du revenu entraînerait logiquement une demande complémentaire de déplacements. En revanche, les déplacements peuvent également être considérés comme un composant de la procédure de production, ce qui additionne au final à l'activité économique et par conséquent contribue à l'amélioration du revenu moyen du pays. C'est l'ambivalence de la relation trafic - PIB entre la consommation et la production.

L'ambivalence évoquée ci-dessous découle de la diversité des motifs de déplacements et du rôle spécifique du secteur transport dans l'économie. Le déplacement domicile-travail est considéré par exemple comme une consommation alors que le transport des ouvriers de chantier (aussi du motif domicile-travail) et les déplacements professionnels sont quant à eux considérés comme une production. C'est pour cette raison que l'interprétation d'une relation causale entre le trafic et les activités économiques (en particulier le PIB entre autres) dans un modèle économétrique est souvent ambiguë.

De plus, l'intensité et la nature de la relation trafic-revenu dépendent aussi du mode de transport. La relation entre le trafic d'un mode, en particulier le trafic routier, et le PIB semble réciproque à condition que la diminution de trafic routier n'accompagne pas une substitution de mobilité de ce mode par celle d'un mode alternatif.

1.2.3. Effet d'offre

L'effet d'offre traduit le niveau des équipements en infrastructure (service et matériel). Cet type d'effet n'est pas facile à représenter en utilisant des variables macro-économiques. En effet, les statistiques de l'offre routière peuvent être modifiées de façon artificielle en changeant, par exemple, la structure administrative. C'est le cas de la décentralisation des routes du RRN (réseau routier national) qui a transféré administrativement plusieurs routes nationales aux départements en 2006.

Les variables correspondant à cet effet souvent retenues dans les modèles économétriques sont l'investissement, et la longueur du réseau (en particulier, le réseau autoroutier). L'effet de l'offre comprend aussi la qualité de service. Le secteur de transports en France rencontre fréquemment des conflits sociaux. Les grèves des cheminots pouvant réduire considérablement (même le bloquer totalement) l'offre de réseau ferroviaire pendant une certaine période est aussi un effet d'offre.

L'offre de transport en France varie en fonction du temps de façon irrégulière. Avant 2000, on a assisté à une époque de développement du réseau autoroutier, ce qui accompagne une croissance significative de trafics routiers. Aujourd'hui, le rythme de construction des autoroutes est sensiblement réduit ce qui modère les tendances d'évolution de trafic.

1.2.4. Effet de concurrence

L'effet de concurrence intervient lorsque plusieurs modes de transports fournissent la même offre. La préférence d'un mode peut diminuer la demande de déplacements des autres modes sur les mêmes origines-destinations.

1.2.5. Autres effets

- A une année donnée, la demande de transports à court terme peut varier selon la configuration du calendrier. En effet, les vacances scolaires de différentes zones en France sont déterminées chaque année par le Ministère de l'Éducation Nationale en fonction des jours fériés et son objectif d'organisation. À titre exemple, cet effet calendaire peut modifier le nombre de « ponts » et donc influence la demande de transport autour de ces jours-là : le trafic y serait normalement renforcé.
- Parc automobile est une variable qui représente de façon assez directe la demande de transport. Dans la période de l'essor automobile, le parc automobile constitue souvent une part importante dans l'explication de l'évolution de la demande de transport. Lors de la phase de saturation de la motorisation comme celle actuelle, le poids explicatif du parc automobile peut-être beaucoup moins fort d'autant plus que le phénomène de bi- ou multi-motorisation par ménages se répand.

- Localisation : Cet effet exogène se trouve dans le sous-système localisation de la figure 1. La croissance du trafic peut être différente entre la zone urbaine et la zone rurale. Au niveau international, de grandes différences entre les pays en termes de la relation entre le trafic et le PIB sont observées pour des raisons suivantes : la maturation du réseau routier, la saturation du trafic routier, la structure du marché, etc.

Au niveau régional, la localisation est un facteur spatial dans les modélisations pour expliquer le trafic via l'interaction et l'interdépendance entre les régions (Pirotte et Madre, 2010).

Au niveau urbain, le choix de la localisation de résidence peut influencer la demande de mobilité en ville ou en périphérie. En retour, le transport peut participer à des éléments impactant le choix d'une localisation de résidence. En effet, dans la théorie des économies de localisation, c'est la balance entre le coût du transport relatif à la résidence louée et le coût de la résidence (y compris le confort) qui entraîne le choix de domicile.

- La démographie est un effet important à prendre en compte : la population, le profil d'âge de la population, le taux de conducteur ayant le permis de conduire, la taille moyenne du foyer, la population de conducteur (16 ans ou plus), la population de conducteurs âgés (plus de 75 ans), la densité de la population, la population active, etc.

La population est un régresseur primordial. Par exemple, le parcours routier annuel - un indicateur de trafic routier - est mesuré par le volume de trafic enregistré (en véhicules sur l'année) et la longueur du réseau. Plus la population est de taille importante, plus le volume global du trafic prend de valeur. Aux États-Unis, le parcours routier annuel augmente 151 % en 1977 pendant que la population a augmenté de 30 %. Un modèle montre également qu'environ 30 % de la hausse du parcours routier annuel aux États-Unis est imputable à la croissance de la population (Pozdena, 2009).

On peut penser à l'heure actuelle à d'autres facteurs influençant la demande du trafic tels que la propension de l'auto-partage, la tendance de trafic en transit, l'aménagement ou l'étalement urbain, le tourisme, la technologie, etc.

En particulier, l'avancement de la technologie et l'efficacité d'utilisation des carburants influent sur l'intensité de la relation entre le trafic et les activités économiques. Le ratio de changement de technologie est maintenant un indice important à considérer pour orienter la politique volontariste dans le but de limiter le trafic routier en faveur de l'environnement, de l'économie de consommation énergétique sans pour autant réduire les activités économiques.

1.2.6. Synthèse

Différents types d'effets exogènes impliquent la fluctuation de la demande de transports. Dans la littérature, la plupart des modèles considèrent les variables suivantes pour expliquer les évolutions du trafic routier :

- le coût de transport : principalement le prix du carburant, le coût de péages, l'usure du véhicule,
- le niveau de richesse : le PIB, le revenu, etc. ;
- le coût de l'offre de transport concurrente ;
- la longueur du réseau routier.

D'autres variables déterminent également la variation de la demande de transport routier de façon significative : l'évolution du parc roulant, le niveau d'offre concurrente de transport, le prix des autres biens hors carburant, et même les conditions météorologiques (Graham et Glaister, 2002).

Dans le cas des modèles de transport ferroviaire, les principales variables explicatives sont :

- le prix du billet de train ;
- le niveau de richesse ;
- le prix du carburant.

D'autres études considèrent éventuellement des variables décrivant la qualité de service comme les grèves, la fréquence des trains, etc.

Les modèles aux États-Unis prévoient le trafic routier en prenant en compte comme variables explicatives : le facteur démographique, le parc automobile, le coût d'utilisation de véhicule, la disponibilité de transit, et le salaire réel (Polzin *et al.*, 2004 et McMullen *et al.*, 2009).

2. Méthodologie : approche économétrique de la demande de transport

Dans cette partie, les différents modèles économétriques de la demande de transport sont étudiés en utilisant les données chronologiques. Tout d'abord, une courte section introduit la notion d'élasticité dans les modèles économétriques. Après avoir clarifié la notion d'élasticité, les modèles économétriques de la demande de transport utilisés dans la littérature française et internationale sont présentés. Ils sont de deux types : modèles statiques et modèles dynamiques. Enfin, les mesures statistiques sont utilisées pour détecter les problèmes et les caractéristiques liés aux séries temporelles examinées.

Il est à noter que différents modèles avec différentes variables explicatives et techniques d'estimation utilisées peuvent conduire à des valeurs d'élasticités non-uniformes (Cynthia et Lea Prince, 2010).

2.1. Notion d'élasticité dans les modèles économétriques

Dans un premier temps, cette partie explicite la distinction à faire entre les notions d'élasticités dont l'élasticité propre et l'élasticité croisée. Dans un second temps, cette section vise à définir les élasticités de court terme et les élasticités de long terme.

2.1.1. Élasticité temporelle et instantanée

L'élasticité temporelle décrit comment une variation des variables indépendantes entraîne une variation de la variable dépendante. L'élasticité temporelle est expliquée par le rapport des accroissements relatifs dans le temps. Cette notion s'oppose à celle d'élasticité instantanée qui reflète la façon dont les disparités des variables indépendantes, à un même instant, entraînent des disparités dans la variable dépendante.

Une autre notion d'élasticité est celle d'élasticité conditionnelle dans des modèles à plusieurs variables explicatives. L'élasticité conditionnelle est égale au rapport des accroissements relatifs de la variable expliquée (variable dépendante) à la variable explicative (variable indépendante), toute chose étant supposée égale par ailleurs.

Par défaut, les élasticités utilisées sont des élasticités temporelles conditionnelles.

2.1.2. Élasticité propre

L'élasticité est une grandeur permettant de relativiser l'importance de chacune des variables sur l'objet d'étude (Bonnell, 2001). Par exemple, l'élasticité de la demande de transport au prix du carburant reflète le changement dans la demande de transport suite à une modification du prix du carburant. Pour un modèle de demande routière, l'élasticité propre de la demande correspond à l'élasticité du trafic routier au coût de transport routier comprenant le prix du carburant. Dans le cas d'un modèle statique défini par la fonction logarithme, l'élasticité propre de la demande routière au prix du carburant correspond à la dérivée du logarithme de la fonction de demande par rapport au logarithme de la fonction du prix du carburant, soit le coefficient multiplicateur du logarithme du prix du carburant dans le modèle. Les calculs d'élasticités propres sont alors des calculs d'élasticité mono-modale.

L'élasticité propre de la demande ferroviaire correspond à l'effet du prix de transport ferroviaire et non à celui du prix du carburant sur la demande. Pour considérer l'impact du prix du carburant sur le trafic ferroviaire, il faut calculer des élasticités croisées.

2.1.3. Élasticité croisée

La notion d'élasticité croisée apparaît dans les modèles comportant des effets de concurrence. Une élasticité croisée permet de prendre en compte l'impact d'un changement de prix du mode concurrent dans la demande en transport d'un autre mode. Classiquement, ces élasticités permettent d'estimer un report modal potentiel sur le fer lors de l'augmentation du prix du carburant. Cependant, l'interprétation d'une élasticité croisée peut s'avérer délicate, car elle reprend non seulement l'effet de substitution des modes mais aussi leur poids relatif en termes de parts de marché (Conférence Européenne des Ministres des Transports, 2003). Dans le cas d'un modèle statique défini par la fonction logarithme, l'élasticité croisée de la demande ferroviaire au prix du carburant correspond au coefficient de la variable prix du carburant. Les calculs d'élasticités croisées s'effectuent donc sur des modèles prenant en compte l'offre de transport concurrente.

2.1.4. Élasticités de court terme, moyen terme et long terme

Le court terme est défini comme la période nécessaire pour avoir une réponse dans le modèle. Comme les données utilisées dans la plupart des modèles sont annuelles, cela signifie que le court terme s'étend sur une année.

Le long terme correspond au moment où la réponse du modèle peut être considérée comme finie. On tend alors vers un état stationnaire du modèle. Dans les faits, ce temps de réponse s'étend de 5 à 10 ans (Goodwin *et al.* 2003).

Certaines études distinguent l'élasticité à court terme de l'élasticité à moyen terme. Selon ces auteurs, l'élasticité à court terme mesure l'influence immédiate d'un changement d'une variable indépendante sur le trafic ; alors que l'élasticité à moyen terme mesure l'effet total d'une variation initiale d'une variable indépendante, une fois les comportements stabilisés après plusieurs périodes. On remarque qu'il n'est pas évident de distinguer la notion de long terme de celle de moyen terme.

Selon le modèle économétrique mis en œuvre présenté ci-dessous, l'accès à l'une ou/et autre de ces formes d'élasticités est possible.

2.2. Modèles statiques

Un modèle économétrique relie la variable expliquée (ici la variable de demande de transport) aux variables explicatives au moyen d'une fonction mathématique (souvent linéaire). En fonction de la nature des variables mises en jeu, des transformations de celles-ci sont nécessaires avant l'application d'une relation économétrique linéaire.

Un modèle statique est celui dont la valeur de la variable à expliquer dépend seulement des variables explicatives à la même date t . Le modèle est donc considéré à l'équilibre sans considération des relations dynamiques entre les variables.

Les transformations suivantes peuvent être envisagées lors de la modélisation de la demande de transport (SAEP, 1987) :

- Équation en niveau : $Y_t = X_t \beta + \beta_0$ (1)
- Équation en Log-log : $\log(Y_t) = \log(X_t) \cdot \beta + \beta_0$ (2)
- Équation en variation (ou en différence première) : $\Delta Y_t = \Delta X_t \beta + \beta_0$ (3)
- Équation en différence relative : $\Delta Y_t / Y_t = [\Delta X_t / X_t] \cdot \beta + \beta_0$ (4)

Les transformations ont toujours un but technique. La transformation logarithmique a pour effet de diminuer les fluctuations conjoncturelles et met en évidence la tendance. La différenciation de premier ordre quant à elle a pour effet d'éliminer des fluctuations non-stationnaires qui se trouvent autour de la tendance ; les modèles utilisés par cette technique de différenciation reflètent en conséquence des relations plutôt de court terme à moyen terme.

Le choix d'utilisation d'un modèle spécifique parmi les quatre modèles précités représente l'attente de l'économètre au niveau de la croissance de la variable expliquée en fonction de la variation des variables explicatives. Les transformations dans les modèles (2) et (4) supposent une croissance exponentielle tandis que celles des modèles (1) et (3) prévoient une croissance linéaire de la variable expliquée Y_t .

Les élasticités de la variable explicative Y à la variable X dans les modèles sont respectivement comme suit :

- Équation en niveau et équation en variation : $e = \beta [Y/X]$ (5)

- Équation en Log-log et équation en différence relative : $e = \beta$ (6)

2.2.1. Modèle statique routier à élasticité propre (sans prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Le modèle de spécification de la demande en transport le plus simple est le modèle statique. Ce type de modèle a pour variables explicatives, par exemple, le prix du carburant et le niveau de richesse. De plus, sa forme fonctionnelle est logarithmique, ce qui confère généralement de meilleurs résultats statistiques que la forme linéaire (Cynthia et Lea Prince, 2010). Ce modèle statique de modélisation de la demande en transport peut s'écrire sous la forme suivante (Drollas, 1984) :

$$\log(D_t) = \alpha + \alpha_1 \log(Y_t) + \beta_1 \log(P_t) + \epsilon_t \quad (7)$$

Où

- D_t est la demande de transport routier à l'instant t ,
- Y_t est le revenu par personne à l'instant t (l'effet de revenu),
- P_t est le prix du carburant à l'instant t (l'effet de prix),
- ϵ_t est le terme d'erreur à l'instant t .

Ici, l'élasticité propre de la demande au prix du carburant vaut β_1 . L'élasticité de la demande à une variable dans un modèle statique comme celui-ci ne peut être interprétée comme une élasticité de long terme. En effet, les coefficients β_1 et α_1 sont plutôt des élasticités à moyen terme dépendant de la période des données.

2.2.2. Modèle statique routier à élasticité propre et croisée (prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Les modèles statiques ont également été développés afin de prendre en compte l'offre de transport concurrente dans l'étude du Centre de Recherches Économiques, 1996:

$$\log(D_t) = \alpha + \alpha_1 \log(Y_t) + \beta_1 \log(Tv_t) + \beta_2 \log(Cv_t) + \gamma_1 \log(Tf_t) + \gamma_2 \log(Cf_t) + \epsilon_t \quad (8)$$

Où

- D_t est le trafic voiture à l'instant t ,
- Y_t est le revenu à l'instant t (l'effet de revenu),
- Tv_t est le temps de transport voiture à l'instant t (l'effet l'offre),
- Cv_t représente le coût de transport voiture à l'instant t (l'effet de prix),
- Tf_t est le temps de transport ferroviaire à l'instant t (première variable relative à l'effet de concurrence),
- Cf_t représente le coût monétaire de transport ferroviaire à l'instant t (deuxième variable relative à l'effet de concurrence).

Dans ce cas, Y_1 représente l'élasticité croisée du trafic voiture au coût de transport ferroviaire, c'est-à-dire la variation de trafic routier suite à une variation du coût de transport concurrent. Inversement et plus couramment utilisé, des modèles ferroviaires peuvent être estimés afin de saisir l'impact d'une hausse du prix du carburant sur le trafic ferroviaire et le potentiel report modal.

2.3. Modèles dynamiques

Les données utilisées dans les modèles économétriques sont souvent des séries temporelles dans lesquelles il existe de l'auto-corrélation. L'auto-corrélation ou la corrélation sérielle est la corrélation entre deux valeurs de la même série temporelle observées à des périodes différentes. Pour prendre en compte ce phénomène, des techniques d'auto-régressions sont utilisées dans les modèles *auto-régressifs*. Ce type de modèle lie la variable expliquée à ses valeurs passées. L'approche peut être étendue en ajoutant des retards sur les variables explicatives dans les modèles appelés *auto-régressifs à retards échelonnés*.

Les auto-corrélations peuvent persister dans le terme d'erreur du modèle si l'on ne sait pas les blanchir correctement. Un des modèles puissants dans ce domaine est le modèle à correction d'erreur développé dans les années 80. Ce type de modèle se base sur des *co-intégrations* entre les variables et considère à la fois les relations à court et à long termes entre la variable expliquée et les variables explicatives.

Dans le cas des modèles dynamiques, la valeur de la variable expliquée dépend de la valeur des variables explicatives à différentes dates. Les modèles dynamiques supposent que la réponse à un changement dans les variables explicatives ne se produit pas dans l'intervalle temporel reflété par les données. La réponse à un changement dans les variables explicatives peut durer plus long temps. Le changement peut persister au fil du temps selon la tendance ou provoquer des chocs déterminants à partir desquels la tendance adopte un nouveau mécanisme. Cette hypothèse est assumée vraie lors de l'utilisation des modèles dynamiques socio-économiques dans la mesure où cela prend du temps pour changer les comportements.

Les sections suivantes présentent plus en détails les modèles dynamiques selon trois types de modèles différents :

2.3.1. Modèles auto-régressifs à ajustement partiel

De façon générale, un modèle auto-régressif d'ordre p représente la variable expliquée Y_t comme une fonction linéaire de p valeurs retardées :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (9)$$

Les modèles à ajustement partiel (MAP), appelés également *modèles à variable expliquée retardée* intègrent, en plus des valeurs retardées de la variable expliquée, les variables explicatives. Par ce mécanisme, ces modèles sont capables de prendre en compte un temps d'adaptation dans les comportements de la population (Cabanne, 2005).

$$Y_t = \beta_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (10)$$

Ces modèles auto-régressifs permettent d'obtenir l'élasticité de long terme et l'élasticité de court terme de la demande de transport.

2.3.1.1. Élasticité propre (sans prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Les modèles MAP à élasticité propre ont été utilisés par Basso et Oum, 2007 dans le cas du trafic routier. Le modèle a été défini de la manière suivante :

$$\log(D_t) = \alpha + \alpha_1 \log(Y_t) + \beta_1 \log(P_t) + \beta_2 \log(Y_t) + \gamma \log(D_{t-1}) + \epsilon_t \quad (11)$$

Où

- D_t est la demande routière à l'instant t ,
- D_{t-1} est la demande routière à l'instant $t-1$,
- P_t est le prix du carburant à l'instant t ,
- Y_t est le niveau de richesse à l'instant t .

Dans ce modèle, le coefficient β_1 représente l'élasticité propre de court terme de la demande routière au prix du carburant. Il est également possible de calculer une élasticité de long terme plus fiable que celle dite de « moyen terme » obtenue dans le modèle statique. L'élasticité propre de long terme est définie de la façon suivante (Wheat, 2012) :

$$e = \frac{\beta}{(1-\gamma)} \quad (12)$$

Le coefficient γ est alors le paramètre d'ajustement pour accéder à l'élasticité de long terme.

2.3.1.2. Élasticités propre et croisée (prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Les modèles MAP ont été utilisés par Koshal *et al.*, 1996 afin de modéliser l'évolution du transport privé (voiture) et du transport public (trafic air, bus et rail agrégés). Ils utilisent deux équations, une pour le transport public, l'autre pour le transport privé du type :

$$\log(Qm_t) = \alpha + \alpha_1 \log(Pm_t) + \beta_1 \log(Pc_t) + \beta_2 \log(Y_t) + \gamma \log(Qm_{t-1}) + \epsilon_t \quad (13)$$

Où

- Qm_t est le niveau de trafic par personne sur le mode considéré à l'instant t ,
- Qm_{t-1} est le niveau de trafic par personne sur le mode considéré à l'instant $t-1$,
- Pm_t est le prix du mode considéré à l'instant t (l'effet de prix),
- Pc_t est le prix du mode concurrent à l'instant t (l'effet de concurrence),
- Y_t est le revenu par tête à l'instant t (l'effet de revenu).

On obtient alors les élasticités propres et croisées de court et de long termes contrairement aux modèles statiques. Les MAP ont été très largement utilisés dans la littérature.

2.3.2. Modèles auto-régressifs à retards échelonnés

Le pouvoir prédictif des modèles auto-régressifs peut être consolidé en ajoutant d'autres variables explicatives et leurs retards. La nouvelle spécification, incorporant le passé de la variable expliquée ainsi que les variables explicatives et leurs passés, est appelée *modèle auto-régressif à retards échelonnés* (ARE). Soit p le nombre de retards de la variable expliquée Y_t et q le nombre de retards de la variable explicative X_t , un modèle $ARE(p, q)$ s'écrit :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \gamma_2 X_{t-2} + \dots + \gamma_q X_{t-q} + \epsilon_t \quad (14)$$

Les élasticités du modèle (14) sont calculées comme suit :

- Élasticité à court terme par rapport à la variable X_t : $e_C = \gamma_0$ (15)
- Élasticité à long terme : $e_L = \gamma_0 + \gamma_1 + \dots + \gamma_q$ (16)

Si les termes Y_{t-k} , $k=1, 2, \dots, p$ ne sont pas présents dans l'équation (14), le modèle est simplement appelé *modèle à retards échelonnés*. Les modèles à retards échelonnés permet d'étaler un éventuel choc d'une variable explicative dans le temps.

Pourtant, la liberté au niveau de la forme fonctionnelle de ce type de modèles rend l'estimation de l'élasticité à court terme moins fiable. Par contre, l'élasticité à long terme, étant la somme des coefficients des retards, semble plus fiable et consistante. En conséquence, quand le modèles auto-régressif (voir la section 2.3.1) et le modèle à retards échelonnés sont utilisés et significatifs, on retient de préférence l'élasticité de court terme du modèle auto-régressif, et l'élasticité de long terme du modèle à retards échelonnés (Bergel *et al.* 1995).

Le trafic total sur le réseau principal a été modélisé par le modèle à retards échelonnés par Bergel *et al.*, 1995 sur les données trimestrielles :

$$\log(Tf_t) = \alpha_1 \log(Pf_t) + \alpha_2 \log(Pf_{t-1}) + \alpha_3 \log(Pf_{t-2}) + \alpha_4 \log(Pf_{t-3}) + \beta_1 \log(Pc_t) + \gamma_1 \log(CFM_t) + \epsilon_t \quad (17)$$

Où

- Tf_t est le trafic ferroviaire total sur le réseau principal en milliards de voyageurs-kilomètres à l'instant t ,
- Pf_t est le prix du transport ferroviaire à l'instant t (l'effet de prix),
- Pc_t est le prix moyen des carburants à l'instant t (l'effet de concurrence),
- CFM_t est la consommation finale des ménages à l'instant t (l'effet de revenu).

2.3.3. Modèles à correction d'erreur

On rencontre souvent le problème de non-stationnarité dans les séries temporelles de variables économiques. Il s'agit des séries dont la moyenne et l'écart-type varient temporellement. Les séries non-stationnaires comportent des *tendances stochastiques*. Si ce problème n'est pas pris en compte dans les modèles économétriques, les paramètres estimés par la méthode classique (la méthode MCO) n'est plus efficace. Ils sont même biaisés vers zéro dans les modèles auto-régressifs et peuvent entraîner des régressions fallacieuses.

On rencontre également souvent, dans l'économie, des séries temporelles intégrées d'ordre 1 (réf. Tableau 20) ; ce qui veut dire que seule la différenciation première peut les rendre stationnaires. Dans le langage économétrique, il peut exister une *co-intégration* entre les variables intégrées d'ordre 1. Deux variables sont co-intégrées si une combinaison linéaire entre elles produit une série (résiduelle) stationnaire. Un des modèles qui a été construit pour bien traiter ce phénomène de non-stationnarité en présence d'une co-intégration entre les variables est le modèle à correction d'erreur (MCE).

En effet, les modèles à correction d'erreur introduisent une souplesse supplémentaire. Ils rendent compte à la fois des évolutions des variables à long terme et à court terme (Cabanne, 2005) et autorisent les ajustements sur la variable expliquée autant que sur les variables explicatives.

Si X_t et Y_t sont co-intégrées, la différence première de la variable expliquée Y_t peut être modélisée avec le régresseur additionnel $Y_t - \theta X_t$ comme suit :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta X_{t-p} + \alpha(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + u_t \quad (18)$$

Dans les projections 2025 et 2030, le CGDD (2007) utilise deux démarches pour réaliser les modèles à correction d'erreur. La première approche propose le modèle sous forme :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma_1 X_{t-1} + \gamma_2 \Delta X_t + u_t \quad (19)$$

Dans cette approche, l'équation (19) doit satisfaire le test de co-intégration qui se base sur la table de MacKinnon. Les élasticité à court et à long terme sont respectivement $e_C = \gamma_2$ et $e_L = \gamma_1 / \beta_1$.

Dans la deuxième approche, deux étapes doivent être réalisées. Tout d'abord, une relation de long terme est estimée entre la variable expliquée Y_t et la variable explicative X_t :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u_t \quad (20)$$

Si le terme d'erreur u_t est stationnaire, on peut utiliser son retard d'ordre 1 dans le modèle en variation de court terme :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_3 u_{t-1} + \epsilon_t \quad (21)$$

Le coefficient β_3 doit être négatif pour compenser les déséquilibres de court terme et permettre de suivre la tendance de long terme. Les élasticités à court et à long terme sont respectivement $e_C = \beta_1$ et $e_L = \alpha_1$.

2.3.3.1. Élasticité propre (sans prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Cabanne, 2005 a utilisé le modèle à correction d'erreur sous la forme suivante :

$$\Delta \log(D_t) = \alpha + \beta_1 \Delta \log P_t + \beta_2 \Delta \log Y_t + \beta_3 \log(P_{t-1}) + \beta_4 \log(Y_{t-1}) + \gamma \log(D_{t-1}) + \epsilon_t \quad (22)$$

Où

- D_t est la demande routière à l'instant t ,
- P_t est le prix du carburant à l'instant t ,
- Y_t est le niveau de richesse à l'instant t .

Dans l'équation (22), l'élasticité propre de court terme de la demande routière au prix du carburant est donnée par le coefficient β_1 . L'élasticité propre de long terme est quant à elle donnée par le rapport $-\beta_1/\gamma$ (Wheat, 2012).

Les modèles à correction d'erreur ont été utilisés par le CGDD en 2007 pour estimer l'élasticité du trafic voyageur tous modes confondus à longue distance (> 50 km) :

$$\Delta \log(D_t) = \alpha + \beta_1 \Delta \log Y_t + \beta_2 \Delta \log P_t + \beta_3 \Delta \log(L_t) + \beta_4 \log(D_{t-1}) + \gamma u_{t-1} + \epsilon_t \quad (23)$$

$$\text{et } \log(D_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(Y_t) + \alpha_2 \log(P_t) + \alpha_3 \log(L_t) + u_t \quad (24)$$

- D_t le trafic voyageur à la date t ,
- Y_t le PIB à la date t ,
- P_t l'indice des coûts de transport à la date t ,
- L_t l'inverse de la longueur du réseau autoroutier à la date t .

2.3.3.2. Élasticités propre et croisée (prise en compte de l'offre de transport concurrente)

Coto-Millan *et al.*, 1998 modélisent l'évolution du trafic ferroviaire espagnol à l'aide du modèle à correction d'erreur sous la forme :

$$\Delta \log(T_t) = \alpha + \beta_1 \Delta \log Pf_t + \beta_2 \log Pf_{t-1} + \beta_3 \log Pc_{t-1} + \beta_4 \log(Y_{t-1}) + \beta_5 \log G_{t-1} + \beta_6 \log R_{t-1} + \gamma \log T_{t-1} + \epsilon_t \quad (25)$$

Où

- T_t est le trafic ferroviaire en voyageur-kilomètres à l'instant t ,
- Pf_t est le prix du fer à l'instant t ,
- Pc_t est le prix du carburant à l'instant t ,

- G_t est une variable binaire destinée à prendre en compte des grèves à l'instant t ,
- Y_t est le PIB à l'instant t ,
- R_t est une variable graduelle destinée à prendre en compte une rupture comptable dans les séries de trafic à l'instant t .

Dans ce modèle, l'élasticité propre de court terme de la demande ferroviaire au prix du carburant est donnée par le coefficient β_1 . L'élasticité propre de long terme est quant à elle donnée par le rapport $-\beta_2/\gamma$. L'élasticité croisée de long terme est donnée par $-\beta_3/\gamma$.

Les modèles à correction d'erreur avec prise en compte de l'offre de transport concurrente donnent accès au plus grand nombre d'informations. Cependant, ces modèles comportent un grand nombre de coefficients à estimer.

2.4. Tests statistiques des modèles économétriques

Les séries temporelles doivent être utilisées avec précaution. En effet, il est primordial d'analyser les notions de stationnarité, de co-intégration et d'auto-corrélation entre les variables avant toute exploitation des sorties des modèles économétriques, en particulier avant de conclure sur les élasticités obtenues.

2.4.1. Test Ramsey de spécification

Le test Ramsey est un test général de spécification pour les modèles linéaires. Il teste si une combinaison des termes non-linéaires des variables explicatives peut expliquer la variable expliquée à travers une relation linéaire.

Soit un modèle linéaire $Y_t = \beta X_t + \epsilon_t$ (26)

On a donc $\hat{Y}_t = \beta X_t$ et $\hat{Y}_t^k = (\beta X_t)^k$. Les coefficients du modèle suivant sont estimés :

$$Y_t = \alpha X_t + \gamma_1 \hat{Y}_t^2 + \dots + \gamma_{k-1} \hat{Y}_t^k + \epsilon$$
 (27)

La statistique F teste si l'ensemble des coefficients $\gamma_1, \dots, \gamma_{k-1}$ sont conjointement égaux à zéro – c'est l'hypothèse nulle du test. Si cette hypothèse est rejetée, le modèle linéaire initial est donc mal spécifié.

2.4.2. Auto-corrélation

L'auto-corrélation désigne une corrélation entre une ou plusieurs variables explicatives et le terme d'erreur du modèle. C'est une violation des hypothèses classiques de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) utilisée dans les modèles économétriques classiques (statique/ MAP/ MCE) et qui conduit à des coefficients de régression biaisés.

Pour les modèles statiques, le test de Durbin-Watson permet de détecter les problèmes d'auto-corrélation. Les modèles dynamiques présentent un retard sur la variable expliquée, le test de Durbin-Watson est alors biaisé (Wheat, 2012). Dans ce cas, le test de « *Lagrange Multiplier Serial Correlation* » ou le test de Breush-Godfrey sont mis en œuvre pour détecter l'auto-corrélation.

L'auto-corrélation est souvent due à une erreur dans la spécification du modèle, c'est-à-dire :

- qu'une variable explicative significative de la demande de transport peut avoir été oubliée dans la définition du modèle ;
- que la forme fonctionnelle utilisée peut ne pas représenter la réalité des variations de la demande de transport ;
- que la structure retardée peut être mal déterminée.

Il s'agit donc souvent d'ajouter des variables explicatives, d'ajouter des degrés de variables retardées ou encore de modifier la forme fonctionnelle afin de corriger l'auto-corrélation. Le passage des modèles statiques aux modèles dynamiques permet souvent de corriger l'auto-corrélation par ajout de variables retardées (Wheat, 2012). Cependant, l'auto-corrélation peut persister même dans un modèle *a priori* correctement spécifié.

Dans ce cas, les transformations non-linéaires GLS (Generalized Least Squares) peuvent être utilisées afin de transformer l'équation auto-corrélée en une équation où le terme d'erreur n'est plus corrélé avec les variables explicatives.

2.4.3. Coefficient R^2

Si le modèle est bien spécifié et ne rencontre pas de problème d'auto-corrélation, etc., le coefficient R^2 représente la part de la variance reconstituée par le modèle. Il indique la qualité d'ajustement d'un modèle linéaire aux données réelles.

Le R^2 est appelé le coefficient de détermination dont la valeur dépend des éléments suivants :

- le nombre de variables explicatives : le R^2 augmente lorsque des variables indépendantes supplémentaires sont ajoutées ;
- le nombre d'observations ;
- le type de spécification : en général, les modèles en Log-Log obtiennent des coefficients R^2 plus élevés que les modèles en niveau ; et les modèles en niveau obtiennent des coefficients R^2 plus élevés que les modèles en variation. D'ailleurs, il est plus facile d'accepter une erreur d'appréciation de 10 % sur la variation d'une variable que sur son niveau et encore plus sur son logarithme (SAEP, 1987).

2.4.4. Test de Fisher et test de Student

Le test de Fisher est utilisé pour tester la nullité conjointe de l'ensemble de coefficients dans les modèles linéaires multiples. Il vérifie si au moins un coefficient parmi tous les coefficients est significativement différent de zéro.

Le test de Student quant à lui renseigne la validité et la précision de l'estimation pour chacun des coefficients des variables explicatives dans les modèles linéaires. Les deux tests sont identiques dans les modèles linéaires simples à une variable explicative.

2.4.5. Stationnarité et co-intégration

La stationnarité d'une série temporelle est définie par une dispersion (variance) et une espérance (moyenne) de la variable indépendantes du temps (Wheat, 2012). De plus, les auto-corrélations sont également indépendantes du temps et ne dépendent que de l'écart k entre les périodes considérées :

$$\text{Corr}(x_{t_0}, x_{t_0+k}) = \text{Corr}(x_{t_1}, x_{t_1+k}) \quad (28)$$

En d'autres termes, en considérant l'équation très simplifiée auto-régressive :

$$D_t = \alpha D_{t-1} + \epsilon_t \quad (29)$$

- Si $|\alpha| < 1$ alors D converge et la série est stationnaire,
- Si $\alpha = 1$ alors D diverge et la série est non-stationnaire.

Les séries temporelles de données peuvent être confrontées à la non-stationnarité des variables. Si tel est le cas, le modèle économétrique testé peut *a priori* s'avérer très probant d'après les tests statistiques classiques (R^2 , test de Student) mais ces corrélations peuvent en réalité être illusoire puisque dues à la non stationnarité des séries temporelles (par exemple la présence d'une forme linéaire commune aux différentes séries). La non-stationnarité des variables peut alors conduire à des surestimations des élasticités (Basso et Oum, 2007).

La non stationnarité peut être corrigée en différenciant les séries, $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$, et en déterminant ainsi leur ordre d'intégration correspondant au nombre minimum de différences à effectuer pour obtenir des séries stationnaires (Wheat, 2012). Voici les notations usuelles utilisées :

- $I(0)$: série stationnaire ou série intégrée d'ordre zéro,
- $I(1)$: série intégrée d'ordre 1, $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$ est stationnaire,

- $I(2)$: série intégrée d'ordre 2, $\Delta^2 D_t = D_t - D_{t-2}$ est stationnaire.

La non stationnarité peut être suspectée par analyse graphique des données, en particulier si la moyenne de la variable augmente avec le temps (Wheat, 2012). D'autres tests plus formels ont également été développés, tels que le test de Dickey-Fuller.

Le test de Dickey-Fuller prend en compte la série $D_t = \alpha D_{t-1} + \epsilon_t$; par des transformations mathématiques simples aboutir sur les équivalences suivantes :

$$D_t - D_{t-1} = (\alpha - 1) D_t + \epsilon_t \quad \text{ou bien} \quad \Delta D_t = \rho D_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{avec} \quad \rho = \alpha - 1$$

Soient H_0 l'hypothèse nulle du test statistique et H_1 l'hypothèse alternative définies telles que :

- H_0 : $\rho = 0$ la série est non-stationnaire,
- H_1 : $\rho \neq 0$ la série est stationnaire.

Avec les résultats des tests statistiques, si H_0 est rejetée, on peut conclure que la série est stationnaire, donc $I(0)$. Sinon, elle est non-stationnaire, il reste alors à déterminer l'ordre d'intégration. Si ΔD est stationnaire, alors la série est $I(1)$. Sinon, si $\Delta^2 D$ est stationnaire, alors la série est $I(2)$, etc. La plupart des séries chronologiques dans le domaine de l'économie des transports sont $I(0)$ et $I(1)$ (Wheat, 2012).

Le principal problème avec les séries $I(1)$ et $I(2)$ est que, n'étant pas stationnaires, les informations de long terme sont perdues. Seul l'effet des variables explicatives sur la demande de transport sur le court terme peut être considéré comme statistiquement fiable. L'intérêt d'utiliser un modèle dynamique plutôt qu'un modèle statique apparaît alors limité. Cependant, il existe une autre dimension qui peut rendre les tests statistiques de variables non stationnaires fiables sur le long terme : il s'agit de la co-intégration.

La co-intégration repose sur le fait qu'une combinaison de variables non stationnaires peut être stationnaire. Ce phénomène est couramment observé dans le cas des analyses économétriques, en particulier il a été montré que la demande ferroviaire, le PIB et les tarifs ferroviaires étaient co-intégrés (Wheat, 2012).

Dans le cas de variables non stationnaires et du même ordre d'intégration, il est possible d'estimer le modèle statique $D_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \epsilon_t$ et de tester si les résidus ϵ_t sont stationnaires en utilisant le test de Dickey-Fuller. S'ils le sont, les variables sont co-intégrées et le modèle statique définit alors un équilibre de relation entre les deux variables. Alors, le coefficient α_1 de la variable P_t peut-être utilisé pour calculer les élasticités de long terme : c'est l'information qui était *a priori* perdue dans le cas de variables non-stationnaires.

- Si les variables sont stationnaires, le modèle dynamique peut être estimé sans différenciation en ayant accès aux informations de court terme et de long terme ;
- Si les variables ne sont pas stationnaires et ne sont pas co-intégrées, la régression n'est pas fiable. Il faut différencier les variables et ne pas interpréter les résultats sur le long terme ;
- Si les variables ne sont pas stationnaires mais sont co-intégrées, le modèle peut être estimé sans différenciation en ayant accès à l'information de long terme avec un modèle à ajustement partiel.

Cependant, les modèles à correction d'erreur sont très souvent utilisés dans ce dernier cas, car ils permettent de combiner les effets de court terme avec la relation co-intégrée de long terme (Wheat, 2012).

2.5. Synthèse

Deux catégories de modèles économétriques ont été exposées parmi lesquels trois types de modèles sont fréquemment utilisés. Voici les principales caractéristiques de leurs conditions d'utilisation :

Période	Mode Statique	Auto-régressif (MAP et ARE)	MCE
Nombre de données requises/temps de calcul	Faible	Moyen	Élevé
Élasticités obtenues en sortie	Élasticités de moyen terme, quelle que soit la nature des variables	- Si les variables sont stationnaires : élasticités de court et long terme - Si les variables sont co-intégrées : élasticités de long terme - Sinon, les élasticités sont erronées	- Si les variables sont stationnaires ou co-intégrées : élasticités de court et long terme - Sinon, les élasticités sont erronées

Tableau 1: Comparaison des utilisations des trois types de modèles économétriques

Le modèle à correction d'erreur (MCE) semble être le modèle le plus performant mais ne peut être utilisé que pour des analyses de courtes durées (inférieures à 20 ans). En effet, c'est un modèle très consommateur de données du fait de son grand nombre de variables explicatives retardées. Généralement, les modèles dynamiques donnent accès à plus d'informations et semblent donc plus appropriés dans le cadre de cette étude, s'il est possible de les mettre en œuvre et de les exploiter en fonction des caractéristiques des variables (stationnarité, co-intégration). Il semble néanmoins plus probant d'utiliser les modèles à ajustement partiel (MAP) dans la mesure où ils nécessitent un nombre moins important de données que les modèles à correction d'erreur (MCE).

Les variables explicatives utilisées pour modéliser les trafics varient d'une étude à l'autre mais comportent très souvent :

- un indicateur de niveau de richesse (PIB/revenus/consommation) ;
- un indicateur de coût du mode de transport et parfois celui de l'offre concurrente (prix du carburant et/ou d'autres coûts ;
- des variables retardées de trafic (et autres dans le cas d'un MCE) pour les modèles dynamiques ;
- d'autres caractéristiques de l'état et de qualité du réseau.

3. Synthèse bibliographique

Cette section vise à faire un état des lieux des études portant sur les deux variables les plus importantes (le prix du carburant et le PIB, ainsi que ses équivalents de l'effet de revenu) dans la littérature.

3.1. Prix des carburants dans les modèles de trafic

3.1.1. Les modèles de trafic en France

Ce paragraphe résume une partie des pratiques actuelles consistant à prendre en compte le prix du carburant et son évolution dans les modèles nationaux de prévision de trafic.

3.1.1.1. Modèle RFF

Très peu d'informations ont été trouvées sur le modèle national voyageurs de RFF. Cependant, quelques modèles de RFF (LGV Bretagne Pays de Loire, LGV SEA, LGV POCL) sont basés sur le modèle national voyageurs et diffusent plus largement des informations. La réflexion est donc menée sur ces modèles.

Modèle de prévision de trafic voyageurs LGV Bretagne Pays de Loire

Dans ce modèle, les hypothèses suivantes sont considérées :

- une augmentation du prix du carburant de 0,47% par an sur 2008-2025 (soit + 8% sur 17 ans) ;
- une augmentation du prix du carburant de 0,80% par an sur 2026-2050 (soit + 21 % sur 24 ans) ;
- 0% au-delà.

Ces pourcentages sont entrés directement dans la définition du coût généralisé des scénarios. Ce type de prise en compte du prix du carburant influe sur le choix modal mais pas sur le volume de trafic.

Modèle de prévision de trafic voyageurs LGV SEA

Lors de l'étape de génération des déplacements, ce modèle considère une élasticité du trafic au PIB et une élasticité du trafic au prix du baril de pétrole. Par conséquent, l'impact de la hausse du prix du carburant sur la mobilité tous modes est pris en compte dans ce modèle.

La valeur de l'élasticité au prix du carburant considérée est issue des travaux du SES « demande de transport en 2025 » de mai 2007 et vaut -0,0043. Elle est calculée en ne considérant que la mobilité interurbaine. Cette valeur (bien que faible) est utilisée pour ajuster la génération de trafic tous modes. Dans ce cas, la prise en compte de l'élasticité à l'étape de génération du modèle à 4 étapes influe sur le volume de trafic généré.

Modèle de prévision de trafic voyageurs LGV Paris Orléans Clermont Lyon

Ce modèle prend en compte le coût du carburant dans le coût généralisé du mode VL (0,11€/km en 2008) mais ne considère pas son évolution.

3.1.1.2. MODEV

L'étape de choix modal est réalisée à l'aide d'un modèle prix-temps sous MODEV. En sortie de cette étape, il est possible de calculer les élasticités au coût VP de la part modale routière.

$$e(C_{vp}) = \frac{[\Delta P/P]}{[\Delta C_{vp}/C_{vp}]} \quad 30$$

Où P est la part modale routière ; C_{vp} est le coût VP.

Par exemple, l'élasticité de sortie au coût VP est de -0,13 dans le cas d'une fonction linéaire et de -0,04 dans le cas d'une fonction Box-Cox : la fonction Box-Cox étant plus amortie. Pour analyser plus précisément l'impact du prix du carburant sur le choix modal, il s'agit d'estimer la part du prix du carburant dans le coût VP total. Cependant, rien ne dit que l'élasticité spécifique de chacune des composantes du coût VP suive la pondération de ces différentes composantes de coût au sein du coût VP. Autrement dit, si le coût du carburant représente 10% du coût VP, rien ne dit que l'élasticité au coût du carburant représente 10% de l'élasticité au coût VP. Il est très difficile d'isoler l'effet spécifique lié au prix du carburant. De plus, les composantes de type « frais fixes » jouent aussi sur la décision d'achat d'un véhicule, donc sur le taux de motorisation et donc sur le niveau de trafic.

3.1.1.3. MODUS 2.0 (DRIEA)

Le modèle MODUS de la région Île-de-France a été réalisé sous le logiciel TRIPS. Lors de l'étape de choix modal, les élasticités de court terme associées au mode routier sont calculées. Elles mesurent l'effet d'une variation de coût sur le partage modal. Les résultats sont différenciés selon le motif de déplacement. En théorie, on connaît les dérivées partielles des parts modales de la route et des TC par rapport à une variable explicative du mode VP (par exemple, le coût VP) en sortie de l'étape de choix modal. Ces dérivées constituent une estimation des élasticités. Cependant, dans le cas de MODUS, ce calcul est peu précis du fait de la forte segmentation de la demande (3 modes de déplacement, 8 motifs de déplacement, différents départements de résidence). Les valeurs d'élasticités obtenues en sortie de l'étape de choix modal peuvent ne pas être statistiquement fiables.

La situation de référence de MODUS correspond à la situation observée en 2001 : la part modale VP y est de 45,1%. Suite à une baisse de 10% du coût d'usage de la voiture, la part modale passe à 45,5% sur le court terme. La part modale VP est donc peu sensible à une variation du coût d'usage et donc *a fortiori* à une variation du prix du carburant. L'élasticité au coût VP de la part modale régionale du mode routier est relativement faible : -0,082.

3.1.1.4. MATISSE

Le modèle MATISSE considère les trajets supérieurs à 50km. Le modèle permet d'analyser les répercussions de l'évolution du contexte socio-économique et de l'offre de transport (telle qu'une modification du prix du

carburant) sur la demande multimodale. En effet, MATISSE donne accès en sortie de modèle à des élasticités de long terme au prix du carburant. Cependant, très peu de documentation a été trouvée sur ce modèle et sur les valeurs de ces élasticités.

3.1.2. Élasticités dans la littérature

3.1.2.1. Élasticités propres des trafics routiers au prix du carburant

Les élasticités relevées dans la littérature sont différentes en fonction de la période temporelle considérée, du motif de déplacement et de la zone géographique considérée. Les trafics sont estimés en véhicules-km dans les modèles. Les élasticités proviennent toutes des modèles économétriques utilisant des séries temporelles annuelles et sont résumées dans les tableaux suivants :

Motif	Étude, Année	Zone géographique, pays	Élasticité		
			CT (Court terme)	MT (Moyen terme)	LT (Long terme)
Tous	CGDD, 2012	Données nationales, FR			- 0,29
	Aftal (SETRA) 2009	Indice de circulation sur le RRN, FR	- 0,13 - 0,15		- 0,20 - 0,26
	SESP, 2007	Données nationales, FR	- 0,11		
	Goodwin et al., 2004	Données nationales de plusieurs pays européens comparable à UK	- 0,10		- 0,29
	Graham et Glaister, 2002	Données nationales, UK	- 0,15		- 0,30
	De Jong and Gun, 2001	Données nationales, USA	- 0,16		- 0,26
	TRACE, 1999	Basé sur plusieurs études concernant les villes européennes, EU			- 0,29
	Koshal <i>et al.</i> , 1996	Données nationales, USA	- 0,11		- 0,24
	Luk and Hepburn, 1993	Données nationales, AU	- 0,10		- 0,26
	Halcrow fox et al., 1993	Région de Londres, UK	- 0,16		- 0,31
	Goodwin, 1992	Données nationales, USA	- 0,16		- 0,33
	SES, 1990	Données nationales, FR		- 0,25	
Domicile-Travail	De Jong and Gun, 2001	Données nationales, USA	- 0,12		- 0,23
	TRACE, 1999	Basé sur plusieurs études concernant les villes européennes, EU			- 0,20
Professionnel	De Jong and Gun, 2001	Données nationales, USA	- 0,02		- 0,23
	TRACE, 1999	Basé sur plusieurs études concernant les villes européennes, EU			- 0,22
Éducation	De Jong and Gun, 2001	Données nationales, USA	- 0,09		- 0,41
	TRACE, 1999	Basé sur plusieurs études concernant les villes européennes, EU			- 0,32

Tableau 2: Élasticités propres du trafic routier aux prix du carburant dans la littérature

On remarque que :

- l'ensemble des valeurs d'élasticités routières au prix du carburant est contenu dans l'intervalle $[-0,02 ; -0,41]$ ce qui confirme que la hausse des prix du carburant impacte négativement le trafic routier. La dispersion des valeurs obtenues est relativement importante, car elles réfèrent à différents types d'élasticité. Il convient dans un premier temps de différencier élasticité de court terme et élasticité de long terme,

- la valeur de l'élasticité est clairement liée au fait de considérer le court, le moyen ou le long terme. En effet, les réponses comportementales à la hausse des prix du carburant sont beaucoup plus marquées sur le long terme, car les individus ont le temps d'adapter leurs comportements. En distinguant les effets de court et de long termes, on obtient des intervalles à dispersion réduite : $[-0,02 ; -0,16]$ pour le court terme et $[-0,20 ; -0,41]$ pour le long terme,

- la plupart des études calculent une valeur d'élasticité tous motifs confondus alors que les différences peuvent être notables entre motifs. Par exemple, le motif professionnel semble moins élastique que l'éducation,

- les caractéristiques de la zone géographique considérée (taille, offre de transport, culture de déplacement, type d'urbanisation, ...) changent également la valeur d'élasticité. L'analyse du cas français menée dans la seconde partie de l'étude pourrait donc aboutir à des résultats différents de ceux trouvés dans les études internationales même si l'ordre de grandeur des valeurs devrait être respecté.

De plus, une étude réalisée par le CBO (Congressional Budget Office, 2008) sur douze métropoles californiennes entre 2003 et 2006 choisit de différencier les élasticité propres du trafic voiture au prix du carburant en tenant compte du facteur « offre ferroviaire concurrente » et en différenciant « jours de la semaine » et « week-ends ». Voici les résultats obtenus :

	Week-end	Jours en semaine
Élasticité moyenne	Pas significatif	- 0,4
Pas d'offre ferroviaire concurrente	Pas significatif	Pas significatif
Offre ferroviaire concurrente	Pas significatif	- 0,69

Tableau 3: Élasticité des volumes de trafic (en véhicules/jour) à une augmentation de 20 % du prix du carburant (Source : CBO, 2008)

Au cours de la semaine, pour une augmentation de 20 % du prix du carburant, le nombre de déplacements sur autoroute est réduit de 0,7 % dans les zones où il y a une offre de transport ferroviaire concurrente. Il ressort de cette étude que le prix du carburant et l'existence d'une offre concurrente peuvent être deux variables déterminantes du nombre de véhicules par jour.

Enfin, le type de route peut également influencer la valeur de l'élasticité. En effet, la diminution de trafic routier suite à la hausse des prix du carburant est plus marquée sur autoroute que sur un autre type de route (Hivert, et Wingert, 2009).

Ainsi, différents facteurs influencent l'élasticité des trafics routiers au prix du carburant même si les valeurs obtenues au sein d'une période (court terme ou long terme) apparaissent relativement homogènes tout autre facteur étant maintenu constant. Elles le sont d'autant plus au sein d'une zone géographique et d'un motif.

3.1.2.2. Élasticité croisées des trafics ferroviaires au prix du carburant

Les valeurs d'élasticité croisées des trafics ferroviaires au prix du carburant trouvées dans la littérature sont moins nombreuses que les routières. En effet, beaucoup d'études ferroviaires s'intéressent aux élasticité propres du train, c'est-à-dire, l'élasticité des trafics ferroviaires au prix du billet de train. De plus, beaucoup d'études ont été réalisées en milieu urbain confondant donc l'élasticité des transports en commun et celle du transport ferroviaire. Seules les études correspondant au transport ferroviaire interurbain ont été retenues.

On remarque dans le tableau 4 que :

- ces études confirment que la hausse du prix du carburant conduit à une hausse des déplacements ferroviaires,
- les effets de report modal suite à la hausse des prix du carburant semblent être nettement plus importants sur le long terme,
- dans l'étude de Haire et Machemehl, 2006, il est également important de noter que chacune des cinq villes considérées a sa propre élasticité (par exemple, Dallas : 0,49, Los Angeles : 0,21). Les notions d'échelle globale et d'échelle locale sont donc des enjeux pour les calculs d'élasticité.

Période	Étude, Année	Zone géographique	Élasticité
Court terme	Luk and Hepburn, 1993	Australie	0,07
	Koshal <i>et al.</i> , 1996	États-Unis	0,18
Moyen terme	Taroux et Buchmuller, 1980	France	0,30
	SES, 1990	France	0,16
	SES, 1998	France	0,20
	Sauvant, 2002	France	0,40
Long terme	Coto-Millan <i>et al.</i> , 1998	Espagne	0,25 – 0,45
	Haire et Machemehl, 2007	5 villes américaines	0,27
	Maley and Weinberger, 2009	Région de Philadelphie (Pennsylvanie)	0,27

Tableau 4: Élasticités croisées des trafics ferroviaires (en voyageurs.km) au prix du carburant dans la littérature

3.2. PIB et ses équivalents dans les modèles de trafic

3.2.1. Les modèles de trafic en France

Le PIB est un des indicateurs de l'effet revenu. Cette variable reflète le niveau de richesse de la population qui influe globalement sur la demande de transport. Le résultat attendu est le suivant : plus le niveau de richesse est élevé, plus la demande en déplacements est forte et *vice versa*. En conséquence, une élasticité positive du trafic est envisagée pour l'effet de revenu. Cette section s'attache à décrire la place de la variable PIB dans les modèles de prévision du trafic utilisés en France.

3.2.1.1. MODEV

MODEV est un modèle de transport national multimodal construit et utilisé par le CGDD. Il est pour objectif de modéliser l'impact de nouveaux projets d'infrastructures et/ou de services sur la répartition modale du réseau en tenant compte de la croissance du trafic à différents horizons. Le réseau de transport multimodal de MODEV comprend la route, le fer, la voie fluviale, la voie maritime et l'aérien. Sur ce réseau, les trafics sont distingués entre le flux de voyageurs et le flux de marchandises.

MODEV s'appuie sur un certain nombre d'hypothèses et de bases de données portant sur les flux en situation actuelle. Pour projeter le trafic à différents horizons, des hypothèses sur les évolutions des variables macro-économiques sont proposées et étudiées. Tout d'abord, un cadrage macro-économique général pour la France a été proposé. Il s'agit des croissances du PIB pendant différentes périodes jusqu'en 2030. Ensuite, les évolutions du pouvoir d'achat, de la consommation et de l'import-export sont analysées.

Des hypothèses sur l'évolution du prix de transport sont également proposées pour les différents modes. La méthode de prévision de la demande de transport du MODEV réside dans les modèles économétriques du SEEIDD qui visent à expliquer la demande de transport de voyageurs et de marchandises par des différentes variables macro-économiques dans équations (23, 24). MODEV modélise les déplacements à distance supérieure à 50 km qui représentent plus d'un tiers du parcours véhicules-kilomètres national (correspondant au environ 1 % du nombre de déplacements réalisés sur le territoire national).

Pour le trafic routier de voyageurs, l'élasticité de long terme estimée sur les données annuelles entre 1970 et 2007 est comprise entre 0,8 et 1,30. De plus, toutes choses égales par ailleurs, une hausse du PIB de 1 % entraîne, selon MODEV, une augmentation du trafic de voyageurs sur l'ensemble du réseau (tous modes à longue distance) de l'ordre de 0,89 %. Sur les données trimestrielles, l'intervalle de l'élasticité obtenue est [0,57 ; 1,36]. Par ailleurs, le CGDD, 2012 a montré que l'introduction d'un *trend* (c.à.d. une tendance) dans les modèles économétriques réduit sensiblement l'élasticité au PIB.

3.2.1.2. Module SETRA (TransCAD)

Dans TransCAD, le cadrage économique détermine un scénario central autour duquel deux autres scénarios sont définis. Le scénario central est la référence et fondé sur des hypothèses d'évolution économique : le taux de croissance du PIB et le taux de croissance de la consommation finale des ménages (CFM) sont respectivement de 1,9 % et 1,4 % entre 2002 et 2025. Les modèles économétriques utilisés montrent que la prévision du trafic à long terme dépend principalement de la croissance du PIB. Le tableau suivant représente l'impact de la croissance du PIB dans le scénario central sur l'évolution globale du trafic entre 2002 et 2025 :

	Hypothèse	Evolution annuelle du trafic			
		VL, distance < 20 km	VL, distance > 20 km	VL	PL
L'évolution annuelle du PIB de 1,9 %	Base	1,25 %	1,6 %	1,5 %	1,2 %
	Moyenne	1,25 %	2,1 %	1,9 %	1,5 %
	Haute	1,25 %	2,5 %	2,3 %	1,8 %

Tableau 5: La croissance du PIB et son impact sur l'évolution du trafic dans le module SETRA – Scénario central

Il est à noter également que les évolutions du PIB et de la CFM modifient la valeur du temps utilisée lors de l'affectation du trafic dans le module SETRA. En effet, le coût généralisé change ; il modifie donc la répartition de trafic sur le réseau ainsi que le choix modal si un modèle multimodal est étudié.

3.2.1.3. MATISSE

L'élasticité de long terme du trafic autoroutier par rapport à la croissance économique (PIB ou CFM) vaut environ 1,0 dans le modèle MATISSE (INRETS, 1997). L'élasticité du trafic ferroviaire à la croissance économique est de 0,44 selon le SES (Girault, 1997), et de 0,8 environ sur 1980 – 1992 et 0,5 environ sur 1992 – 2005 selon MATISSE (INRETS, 1997). L'élasticité du trafic aérien à la CFM est de 1,13 sur 1980 – 1992 et de 1,26 sur 1992 – 2015 selon MATISSE (INRETS, 1997), de 0,75 selon Blain et Nguyen, 1994a,b et de 1,5 selon Sauvart, 2002.

3.2.2. Élasticités dans la littérature

Le pouvoir explicatif du PIB dans un modèle économétrique de la demande de transport peut varier si l'on distingue les trafics de voyageurs (VL) des trafics routiers de marchandises (PL). Il en est de même si l'on distingue les réseaux sur lesquels le trafic s'exécute : réseau routier national (RRN), réseau autoroutier non-concédé, réseau autoroutier concédé, etc.

Taroux, 1981 montre que l'effet de revenu semble prédominant pour expliquer la tendance de l'indicateur de circulation tandis que la fluctuation de l'évolution de cet indice autour de la tendance s'expliquerait par le prix du carburant. L'étude économétrique de Taroux et Buchmuller, 1980 montre également que le couple de variables prix du carburant – consommation finale des ménages (CFM) ou le couple de variables prix du carburant - effet de diffusion (ici la variable temps) permet d'expliquer le parcours moyen des véhicules particuliers. Le tableau suivant récapitule les résultats des élasticités du trafic par rapport à différentes variables expliquées dans les études de ces auteurs.

Variable de trafic expliquée / Variable explicative	Parcours moyen des VP (km)	Indice de circulation	Parc automobile	Immatriculation des voitures neuves	Taux d'équipement monomotorisation	Taux d'équipement bimotorisation
CFM	0,23 (1980)	0,92 (RRN, 1987) 0,64 (RN, 1987) 1,44 (AU, 1987)	0,98 ; 1,08 (1980) 1,785 (1987)	0,887 (1987)	[0,66 ; 1,20] (1980) 0,58 (1987)	[2,04 ; 2,56] (1980) 2,5 (1987)
Prix du carburant	[- 0,29 ; -0,32] (1980)	- 0,196 (RRN, 1987) - 0,25 (AU, 1987)	- 0,27	- 0,572 (1980)	[- 0,30 ; - 0,23] (1980) - 0,50 (1987)	[- 0,30 ; - 0,76] (1980) - 0,64 (1981)
Revenu disponible brut				0,973 (1980)		

Tableau 6: Élasticités dans les modèles log-log de Taroux 1980, 1981 et 1987

Le SAEP, 1987 montre un effet évident du prix du carburant sur le parcours moyen des véhicules particuliers. De plus, l'effet revenu exprimé par la variable CFM (consommation finale des ménages) semble prédominant pour expliquer la tendance de l'évolution du trafic. L'étude obtient une élasticité de l'indice de circulation routière au CFM de 0,64 et une élasticité de l'indice de circulation autoroutière au CFM de l'ordre de 1,43. Quant au trafic ferroviaire rapide-express totale, l'élasticité au CFM obtenue est de 0,65 (pour comparer avec la même élasticité au prix moyen du réseau principal (en Franc constant) de l'ordre -0,58). À titre comparatif, l'effet revenu caractérisé par le PIB sur le trafic aérien (exprimé par le nombre passagers-kilomètres) est montré évident avec une élasticité de 2,95.

Madre et Lambert, 1989 utilisent deux méthodes pour prévoir le trafic automobile. Il s'agit de la méthode économétrique et la méthode démographique. Dans l'approche économétrique, les variables explicatives mises en jeu sont le revenu réel moyen, le prix relatif des carburants, la longueur du réseau autoroutier et le parc automobile des ménages. Le revenu réel représente l'effet de revenu comme le PIB. Les élasticités du trafic sur les autoroutes concédées, sur les routes nationales, et sur l'ensemble du réseau national au revenu réel sont respectivement 0,16 ; 0,46 et 0,72.

Girault *et al.*, 1994 ont prévu le trafic à l'horizon 2010 en distinguant trois scénarios bas, moyen et haut. Dans chaque scénario de croissance économique, le poids relatif des différents secteurs industriels évolue différemment. Par exemple, une croissance soutenue de l'économie, comme celle pendant la période 1986 – 1990, dynamisera les industries lourdes et donc prend pour valeur d'une élasticité apparente à long terme plus élevée par rapport à une croissance faible. Le tableau suivant présente les trois scénarios et les valeurs de l'élasticité du trafic au PIB.

Variables	Scénario bas	Scénario moyen	Scénario haut
PIB	1,6 %	2,7 %	3,6 %
Production industrielle (y.c. BTP)	1,1 %	2,4 %	4,0 %
Trafic	0,1 %	1,4 %	2,8 %
Élasticité apparente du trafic au PIB à long terme	0,1	0,6	0,7

Tableau 7: Trois scénarios de croissance économique pour la prévision 2010 dans les modèles du SES, 1994

Les travaux de Canales, 2002 proposent des résultats d'élasticité de la circulation (en véhicules-kilomètres) sur le réseau routier national au PIB pour trois modèles différents. Les modèles utilisés sont de type « log-linéaire » dans lesquels les variables explicatives sont le PIB, le prix moyen des carburants (par litre ou par kilomètre parcouru), et la longueur du réseau autoroutier. L'élasticité de la circulation par rapport au PIB est de 1,03 (et 1,02) pour les modèles multiples et de 0,57 pour le modèle auto-régressif. Il est à noter que ce dernier a adopté en plus le parc automobile comme une des variables explicatives.

Le tableau 8 récapitule les valeurs de l'élasticité du trafic au PIB dans les études concernant la France :

Zone	Étude	Période	Type de Trafic	Élasticité		
				CT	MT	LT
France	Blaid et Nguyen 1994	1976 - 1991	Trafic routier total sur le RRN au PIB		1,20	
		1976 - 1992	Élasticité du trafic sur autoroutes concédées au PIB marchand	0,92		1,23
		1975 - 1992	Nombre de passagers-km au PIB marchand		0,75	
	Girault et al. 1995	1978:3 - 1992:4	Trafic de marchandises des trois modes terrestres (routes, voies ferrées et voies navigables) au IPI	1,5		0,7
		1985:4 - 1992:4	Trafic de marchandises des trois modes terrestres (routes, voies ferrées et voies navigables) au IPI	2,2		1,1
	Bergel et al. 1995	1976 - 1992	Trafic ferroviaire de voyageurs (voyageurs-kilomètres) sur le réseau principal au CFM en volume		0,79	
		1976:1 - 1992:4	Trafic ferroviaire de voyageurs (voyageurs-kilomètres) sur le réseau principal au CFM en volume	0,55 0,61 (2e cl)		0,76 0,92 (2e cl)
		1976:1 - 1992:4	Trafic ferroviaire de voyageurs (voyageurs-kilomètres) sur le réseau principal au PIB en volume	0,56		0,90
	Canales Michael, 2002	1968 - 1994	Trafic sur le RRN au PIB		1,03	
		1970 - 1994	Trafic sur le RRN au PIB		1,02	
	Sauvant Alain, 2002	1978 - 2000	Transport ferroviaire en voyageurs-kilomètres au CFM en volume		0,94	
	Thèse de Cabane, 2005	1979-1999	Indice de circulation VL sur autoroutes concédées au PIB	0,88	1,26 (propre) 1,21 (croisée)	[1,2 ; 1,3]
			Indice de circulation VL sur autoroutes concédées à la CFM			1,46 1,56
			Volume total de trafic sur autoroute concédée au PIB		1,24 (propre) 1,17 (croisée)	1,23 ; 1,32]
			Volume total de trafic sur autoroute concédée au CFM		1,61	
			Trafic ferroviaire au PIB		0,21 (prise en compte de la rupture)	0,30 0,59
			Trafic aérien au PIB (une rupture de pente de l'évolution des trafics aériens)		1,23 (sans rupture) 1,48 ; 1,54 (prise en compte de rupture)	

	Aftal (Sétra), 2009	2001:1– 2009:4	Indice de circulation sur le RRN au PIB	1,37		1,34
			Indice de circulation sur le RRN au DCFM	1,67 1,17		0,62 1,56
Europe	Fitzroy, Smith 1998		Trafic ferroviaire au PIB	[0 ; 0,64]		[0,14 ; 0,82]

Tableau 8: Élasticités du trafic à la croissance économique (PIB, CFM) dans la littérature

Les élasticités mises dans la colonne « MT » (MT pour moyen terme) sont les coefficients obtenus par des modèles statiques linéaires.

On s'aperçoit que le PIB est une variable explicative importante dans les modèles de la demande de transport quelque soit le mode (routier, ferroviaire, aérien) et motif (voyageurs, marchandises). Le PIB ou ses équivalents de l'effet de revenu est présent et significatif dans presque toutes les équations. L'élasticité du trafic au PIB est de l'ordre de 0,8 - 1,3 pour la route, de 1,23 - 1,5 pour l'air et de 0,2 – 0,9 pour le fer.

La diversité de valeurs des élasticités au sein d'un mode de transport s'explique par la différence de la période et du type de trafic considéré entre les études, les variables explicatives utilisées et le type de données exploitées (annuel, mensuel ou trimestriel), etc.

La diversité des élasticités entre les modes s'explique par la différence des marchés en termes de clientèle dans chacun des modes de transport. Par exemple, la route comprend une part de déplacements loisirs plus importante que le fer et l'air. De plus, la croissance économique entraîne une croissance de la valeur du temps ce qui départage la baisse ou la hausse des modes concurrents sur certaines origines destinations. A structure de marché identique, l'élasticité au PIB du fer est « considérablement » inférieure à celle de l'air (Cabanne, 2005).

Les modèles du trafic routier, qui sont calibrés sur l'indice de circulation VL ou sur le volume total de trafic, donnent des résultats convergents en termes d'élasticité : une élasticité au PIB de l'ordre de 1,2 – 1,3 et une élasticité à la CFM de l'ordre de 1,5 (Cabanne, 2005). Le transport des marchandises est très sensible à l'évolution de l'indice de production industrielle (IPI). Son élasticité de court terme est supérieure à 2 et deux fois plus grande que celle de long terme.

3.2.3. Autres études étrangères

3.2.3.1. Modèle NTM en Grande-Bretagne

Le modèle NTM (pour National Transport Model en anglais) est utilisé en Grande-Bretagne pour prévoir la demande de transport du pays. Ce modèle prévoit non seulement le trafic de différents modes sur le réseau national mais aussi d'autres indicateurs liés au transport tels que la congestion, l'émission des polluants. Le modèle NTM est un modèle désagrégé multimodal et d'occupation du sol (c'est un modèle de type LOTI qui est différent du modèle à 4 étapes puisqu'il considère une interaction plus sophistiquée entre les sous-systèmes (réf. Section 1.1.3)). Six modes de transport sont distingués (trafic de véhicules, des voyageurs, train, bus, cycliste et piéton) et plusieurs types de données d'entrée (série temporelle, données de panel, etc.) sont utilisées pour la réalisation des prévisions. Dans le modèle NTM, les variables importantes à prendre en compte dans la prévision est le PIB, la population, l'efficacité de l'utilisation du carburant et le prix du carburant. Le rôle indispensable du PIB dans le modèle NTM est argumenté comme suit :

- La croissance du PIB et son impact sur le revenu sont liés au niveau grandissant du taux d'équipement (motorisation). L'accessibilité à l'automobile augmente la mobilité dont le nombre et la distance de trajet, tout en diminuant le taux d'occupation de véhicule.
- La croissance du revenu peut changer la composition des motifs de déplacements. Par exemple, une augmentation de revenu peut entraîner plus de déplacements loisirs, ce qui conduit à l'augmentation de la distance parcourue.

En 2009, la prévision de la croissance du PIB réel dans le scénario central du modèle NTM est comme suit :

- 2003 – 2015 : 28 %
- 2003- 2025 : 60 %
- 2003 – 2035 : 102 % (soit 2,2 % annuelle)

En combinaison avec d'autres hypothèses de croissance du prix du carburant et d'évolution en termes d'économie des carburants (en anglais *Fuel Economy*), trois principaux scénarios sont établis dans NTM (réf. Tableau 9). Les modèles statistiques sont ensuite utilisés dans chaque scénario pour prévoir la variation de la demande de transports.

Comparaison à l'année 2003	Scénario	Composants	Trafic (véhicules-km)	Congestion (Temps perdu/km)	Temps de trajet (time/km)	Émission totale du transport routier		
						CO2	PM10	NOx
Pour 2023	Demande faible	Croissance du PIB : 88 %	31 %	37 %	6 %	-11 %	-46 %	-57 %
	Demande centrale	Croissance du PIB : 102 %	43 %	54 %	9 %	-22 %	-41 %	-54 %
	Demande forte	Croissance du PIB : 112 %	50 %	69 %	11 %	-33 %	-38 %	-52 %

Tableau 9: Les scénarios de croissance de la demande de transport dans le NTM en 2009

3.2.3.2. Autres études sur la relation PIB et trafic routier

Les autres études, en particulier celles aux États-Unis, se focalisent sur la question de la relation causale entre le trafic routier et la richesse économique dont le PIB. Ces études approfondissent cette relation en posant la question : dans quel sens une croissance d'une variable causerait celle de l'autre. Cette question est d'autant plus importante dans la mesure où sa réponse, du point de vue politique, aide les personnes éligibles à avoir des décisions compatibles. Le contexte de ces études est, dans une politique volontariste, de réduire le trafic en faveur de l'environnement sans pour autant nuire aux activités économiques*.

La causalité étudiée dans ces études outre-atlantiques est au sens de la statistique de Granger qui n'est pas forcément identique au sens normal du terme. En effet, la statistique de causalité de Granger est une statistique de Fisher qui permet de tester l'hypothèse nulle selon la quelle les coefficients associés aux valeurs passées d'une variable explicative sont supposés conjointement nuls dans l'explication de la variable expliquée (Stock et Watson, 2012). Si le test n'est pas rejeté, ces valeurs passées sont conjointement non-influencées sur la variable expliquée dans la régression linéaire et donc il n'y a pas une relation causale dans le sens variable explicative vers variable expliquée.

Pozdana, 2009 étudie cette relation délicate entre le trafic (exprimé en véhicules-miles (VMT pour Vehicle Miles Travelled en anglais)) et le PIB dans le but d'appréhender comment formuler une politique pertinente vis à vis du trafic routier. Résultat : la relation causale PIB-traffic semble bidirectionnelle mais le sens selon lequel le trafic routier cause le PIB est plus significatif. De plus, l'influence exogène du trafic sur le PIB est beaucoup plus faible à long terme qu'à court terme (contrairement à d'autres facteurs endogènes tels que l'efficacité du carburant qui impacte à long terme à la fois sur le PIB et sur le trafic).

Mullen et Eckstein, 2012 ont étudié les données de différentes agglomérations et nations. Ils ont montré que le parcours routier (exprimé en véhicules-kilomètres VMT) et le PIB sont des séries $I(1)$ et qu'il n'y a pas de co-intégration entre eux. Pour les données 1929 – 2009, l'étude montre avec 5 % de signification que les activités économiques impactent le trafic plus que l'inverse. Ce résultat codifie donc l'hypothèse que le trafic est un bien normal à consommer davantage lorsque l'économie est en croissance. En contrepartie, l'étude obtient une causalité dans les deux sens sur les données 1949 – 2007 qui réaffirme le même résultat de Pozdana, 2009. Ceci dit également que le test de causalité de Granger est sensible, dans certaines mesures, à la période d'analyse. En effet, l'article de Mullen et Eckstein, 2012 a aussi montré un changement de tendance en 1982.

* Il faut noter qu'aux États-Unis, le trafic routier des véhicules particuliers représente une part significative de la consommation totale de l'énergie et de l'émission de CO2

De plus, une causalité (au sens de la statistique de Granger) bidirectionnelle entre le trafic et le PIB est détectée pour les données avant 1982 ; tandis qu'aucune relation causale n'a été révélée pour les données 1982 – 2007. Par contre, si l'on ajoute les 2 années de récession 2008, 2009 dans la série étudiée, les résultats montrent qu'il existe uniquement la causalité dans le sens du trafic vers les activités économiques. Au final, les auteurs distinguent les périodes de croissance et celles de régression. Ils découvrent que le trafic cause les activités économiques pendant la période de régression ; alors que cette relation causale va dans le sens opposé pendant la période de croissance.

3.3. Synthèse sur l'étude bibliographique

Dans la littérature, les études sur la demande de trafic se font dans la plupart des cas sur les deux variables : le prix du carburant et le PIB.

Dans la majorité des cas français, il a été montré que l'élasticité au prix des carburants n'était pas incluse dans les modèles *pratiques* de prévision de trafic. Quelques modèles les considèrent toutefois de deux façons différentes :

- lors de l'étape de génération des déplacements en faisant varier les trafics générés par mode en fonction de leur élasticité au prix du carburant ;
- dans la définition du coût généralisé de déplacement.

Quant à la variable PIB, elle joue un rôle essentiel dans le cadrage économique pour projeter la demande de transport à l'avenir. Le PIB peut également impacter le coût généralisé dans le calcul des valeurs du temps lors de l'étape d'affectation. L'intensité de l'impact dépend du type de trafic : trafic des voyageurs ou trafic des marchandises, etc.

Produire un chiffre d'élasticité intemporel, tous modes et tous motifs confondus, au niveau national et sur un seul modèle économétrique comporte d'importantes limites. Il est recommandé de segmenter au maximum le marché considéré lors des études économétriques afin d'obtenir des valeurs d'élasticités les plus précises possibles. Cependant, l'absence de données segmentées constitue un important frein à cette démarche et il convient alors de trouver un compromis entre niveau de segmentation et données accessibles. Il est donc préconisé, dans les sections suivantes de l'étude, de différencier les élasticités selon le mode (routier ou ferroviaire) et selon la période temporelle (court ou long terme) en tenant compte, si possible, de l'offre de transport concurrente.

La notion d'élasticité est une notion incertaine puisqu'il y a autant d'élasticités que de segments de marché. Après une première analyse, les différentes études économétriques montrent de relativement faibles élasticités au prix du carburant et au PIB pour la demande routière dans le court terme tandis que celles de long terme sont généralement plus élevées. En effet, il a été montré qu'une valeur d'élasticité obtenue n'est pas unique et que celle-ci repose sur plusieurs hypothèses et paramètres contextuels. Les élasticités dépendent :

- de la **période temporelle** considérée : court terme (< 2 ans), moyen terme (2-5 ans) et long terme (> 5 ans). Les élasticités ont tendance à augmenter sur le long terme dans la mesure où les usagers vont modifier leur comportement sur le long terme plus que sur le court terme. Par exemple, sur le long terme, une réutilisation de l'espace peut avoir lieu : localité du domicile, du lieu travail, ... De même, l'élasticité dépend de la période hebdomadaire considérée (jours de la semaine/week-ends) et de la période journalière considérée (heure de pointe/heure creuse) ;

- du **mode de transport** : la voiture, le rail et le bus ont différentes élasticités puisqu'ils ont un marché différent ;

- du **motif de déplacement** : les déplacements domicile-travail tendent à être moins élastiques au prix du carburant que les autres déplacements du type loisirs ou achat par exemple. De même, les déplacements professionnels sont souvent moins élastiques au prix du carburant que les autres dans la mesure où les entreprises y sont moins sensibles que les particuliers (Button, 2010) ;

- de *l'aire géographique étudiée et de ses caractéristiques* (taille, offre de transport, culture de déplacement, type d'urbanisation, type de route ...) : l'élasticité au prix du carburant est supérieure en milieu urbain qu'en milieu rural puisqu'il y a plus d'offres de transport alternatives à la voiture ;
- de *l'offre concurrente* (calcul d'élasticités croisées). Certaines études ne prennent pas en compte cette concurrence intermodale ;
- du *degré d'agrégation des données* (Oum, 1990) c'est-à-dire si l'étude se fait à l'échelle individuelle, à l'échelle des ménages ou en agrégeant les données au niveau national ;
- du *type de modèle économétrique* choisi (Oum, 1990). En effet, la spécification du modèle est une étape décisive du processus économétrique et influe sur les valeurs d'élasticité de sortie ;
- de la *longueur du déplacement* (CGDD, 2012). Par exemple, le CGDD a choisi dans son étude de 2012 de s'intéresser uniquement aux déplacements de plus de 50 km.

D'après Graham et Glaister, la France a comparativement une des élasticités des trafics au prix du carburant les plus élevées à court terme et l'une des plus faibles à long terme (Hivert, 2009). Il demeure nécessaire d'engager des études dans ce domaine afin de confronter les valeurs d'élasticité obtenues et d'approfondir les connaissances en matière d'élasticité des trafics routiers et ferroviaires au prix du carburant et au PIB en France.

4. Les données utilisées

Le choix des variables explicatives est une étape décisive mais problématique du processus économétrique. La revue de la littérature met en évidence trois variables explicatives essentielles pour expliquer la demande de transport dans un modèle soit statique, soit dynamique :

- une variable retardée sur le trafic ;
- le coût de transport ;
- et le niveau de richesse national.

Cette section étudie tout d'abord les données disponibles de ces variables, à savoir : les différentes mesures de trafic, le prix du carburant et le prix du gazole, le PIB et ses composantes conjoncturelles.

Il serait cependant intéressant de considérer un nombre plus important de variables explicatives dans le modèle initial. Pour cela, d'autres variables font aussi l'objet d'une étude de statistique descriptive.

4.1. Mesures de trafic

4.1.1. Trafic routier national

Le trafic routier ou la circulation routière peut être mesuré selon les indicateurs suivants :

- le parcours routier mesuré en *véhicules-kilomètres* (véhicules-km) : c'est le flux des véhicules déplacés sur une distance donnée. Cette mesure se base sur le linéaire du réseau et le taux d'occupation des véhicules. Les données du parcours routier alimentent les comptes annuels des transports chaque année,
- la circulation routière mesurée en *voyageurs-kilomètres* (voyageurs-km) est le flux de voyageurs déplacés sur une distance donnée. Cette mesure s'appuie également sur le linéaire du réseau et le taux d'occupation des véhicules. Elle prend en compte également le taux d'occupation moyen des passagers par voiture,
- l'indice de circulation routière est une mesure *sans dimension*. Il reflète l'intensité du trafic sur le réseau routier national (RRN) et ne dépend plus du linéaire du réseau. Si les autres indicateurs sont produits par l'INSEE, l'indice de circulation routière a été proposé et développé par le SETRA en 1986.

Grâce à un système de points de comptage établi sur le RRN non concédé et en se basant sur un système de transmission et de traitement des données de trafic, le SETRA produit la conjoncture mensuelle de cet indice dans le but de fournir une information concise et fiable de l'évolution du trafic sur le réseau routier français. Les données de comptage sur les routes et autoroutes non concédées sont basées sur le système SIREDO déployé par la DSCR en liaison avec les CRICR. Les postes de comptage sont sélectionnés pour utiliser dans le calcul de l'indice de circulation. La sélection se fait de façon représentative en termes de répartition géographique et de répartition du trafic sur l'ensemble du réseau. En plus des données de comptage, les données sur autoroutes concédées sont collectées par l'ASFA auprès des stations de péages. Ce type de données est plus exhaustif et beaucoup plus fiable que les données venant des stations SIREDO.

Dans le présent rapport, le trafic routier est mesuré par le parcours en milliard de véhicules-kilomètres et l'indice de circulation. Les données du parcours routier sont les données annuelles entre 1990 et 2010, alors que deux types de données de l'indice de circulation sont exploités : la série trimestrielle et la série annuelle. La série trimestrielle étudiée est entre 1990:1 et 2012:2 ; la série annuelle est soit entre 1990 et 2010, soit entre 1980 et 2010.

La figure 2 montre le niveau du parcours routier annuel sur le RRN en France. On remarque que cette série est toujours en croissance jusqu'en 2007. En 2008, on a assisté à une légère baisse du trafic suivi d'une reprise plus ou moins rapide fin 2008, début 2009. Il est à noter que l'on observe aussi une hausse des prix des carburants pendant cette période.

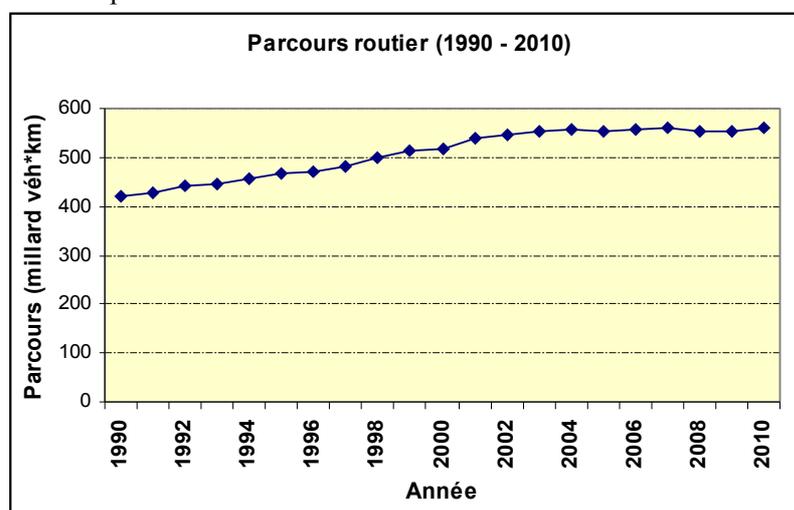


Figure 2: Parcours routier national entre 1990 et 2010 en milliard de véhicules-kilomètres (Source SoeS)

La figure 3 représente l'évolution de l'indice de circulation sur le RRN avec la valeur de référence en 1970. L'indice maintient une croissance soutenue entre 1986 et 2007 avant de descendre légèrement en 2008. En 2009, l'indice reprend son dynamisme en passant son niveau en 2007 (de l'ordre de 3,04) et croît en 2010.

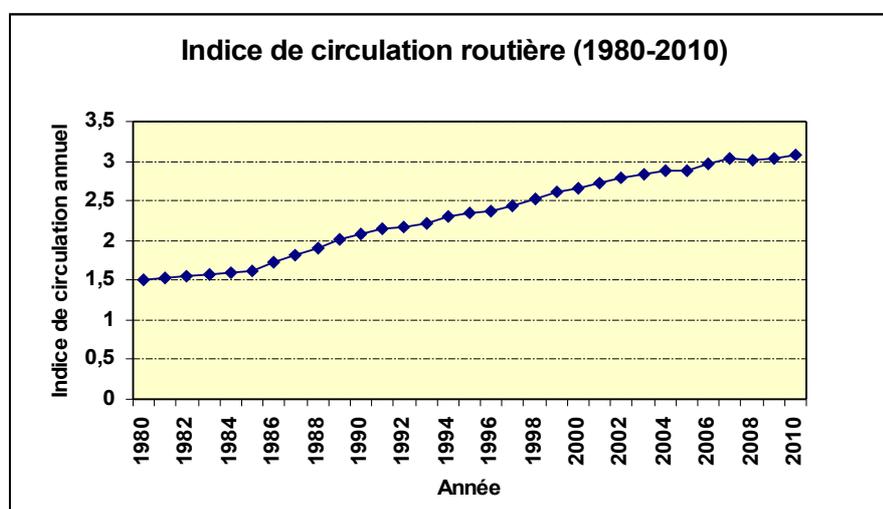


Figure 3: Indice annuel de circulation routière entre 1980 et 2010 (base 1 en 1970) (Source Sétra)

4.1.2. Trafic à longue distance

Les trafics à longue distance étudiés sont entre 1990 et 2010 en France. Les données sont produites dans le « Bilan de la circulation » d'après le SOES, le SETRA, ASFA, Kantar - Worldpanel, TNS-Sofres, CPDP et ISIDOR. Le trafic ferroviaire est mesuré par *Milliards de véhicules-kilomètres*.

En 2007, les Français ont réalisé 236 millions de voyages à longue distance, définis comme des déplacements à plus de 100 km du domicile et ont parcouru 232 milliards de kilomètres lors de ces déplacements (CGDD, 2009).

Chaque français parcourt en moyenne 15 000 km par an dont 83,8% sont des déplacements nationaux et 24,1% sont des déplacements à longue distance (Massot et Orfeuil, 2012). Le motif loisir est prédominant en ce qui concerne les déplacements à longue distance. 59,7% des déplacements concernent la mobilité locale où la voiture est utilisée dans 83% des distances parcourues en semaine et plus de 90% le week-end (Massot et Orfeuil, 2012).

Plusieurs définitions de la longue distance ont été relevées dans la littérature. Dans le cadre de cette étude, les déplacements automobiles à longue distance seront définis comme étant les déplacements effectués sur le réseau autoroutier en véhicules-kilomètres. L'hypothèse selon laquelle la majorité des déplacements effectués sur les autoroutes font plus de 100 kilomètres a été testée sur les autoroutes A11 (Paris-Nantes) et A85 (Angers-Tours). Il s'avère qu'environ 80% des déplacements sont effectivement à plus de 100 km.

4.1.3. Trafic ferroviaire

Les trafics ferroviaires étudiés sont les circulations tirées dans le *Mémentos* de la SNCF. La circulation est agrégée des circulations des Grandes Lignes, des TER et des Intercités (à partir de 2004). Le trafic agrégé est mesuré en *Milliards de voyageurs-kilomètres*. Il est à noter que la concurrence aérienne n'a pas été prise en compte car les données n'étaient pas accessibles.

Dans la section de modélisation, les trafics ferroviaires sont analysés sous trois angles :

- les données agrégées des TGV – TER – Intercités ;
- les données grandes lignes ;
- les données TER.

4.2. Prix du carburant et le PIB

4.2.1. Coût du carburant

Sans revenir sur la volatilité des prix du carburant des années 70, voici l'évolution des prix du carburant à la pompe de 1990 à 2010 :

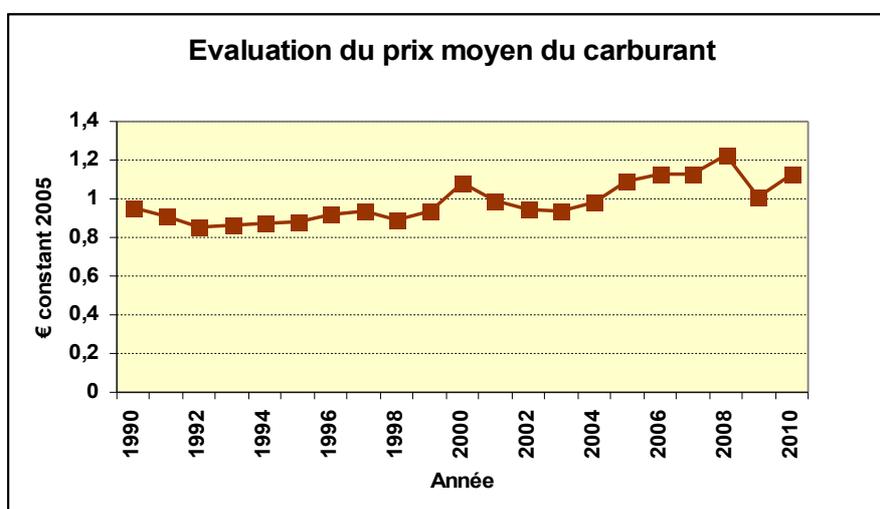


Figure 4: Evolution du prix moyen du carburant en euros constants 2005 (Source: Direm, CPDP, calcul SoeS)

Une hausse globale des prix d'en moyenne +1,5 % par an est observée sur la période 2000- 2008. Cette hausse peut provenir de l'augmentation du prix du baril ou de celle des taxes sur les produits pétroliers (TIPP).

4.2.2. PIB et d'autres indicateurs conjoncturels avancés

4.2.2.1. PIB

Le produit intérieur brut (PIB) est un indicateur économique synthétique couramment utilisé pour donner une valeur indicative de l'activité économique d'un pays ou d'une région sur une période donnée (trimestrielle ou annuelle). Les notions de croissance et de récession économique sont basées sur cet indicateur. Dans le présent rapport, le PIB en volume est utilisé pour écarter l'influence de l'inflation sur les calculs des valeurs ajoutées.

La figure 5 représente l'évolution du PIB annuel en volume entre 1990 et 2012.

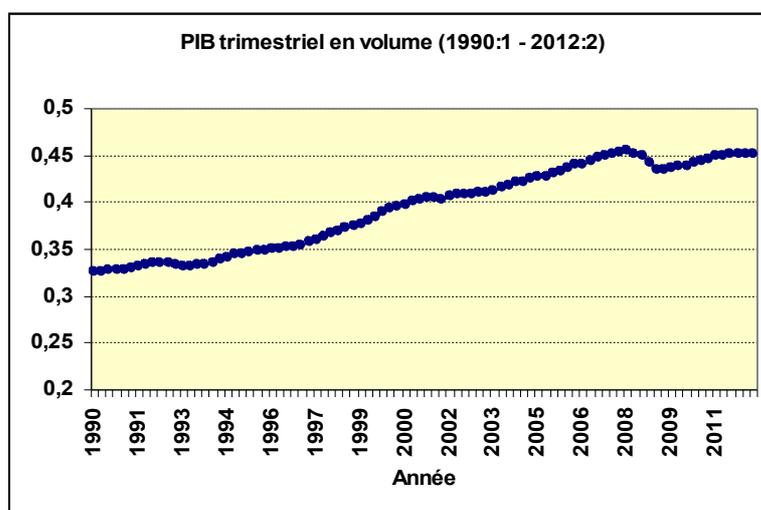


Figure 5: PIB trimestriel en volume entre 1990 et 2012

On observe une tendance croissante à long terme entre 1990:1 et 2008:2 avant une chute à cause de la crise financière en 2008. L'économie nationale ne reprend la croissance qu'après 2009:2 avec un rythme moins dynamique qu'auparavant.

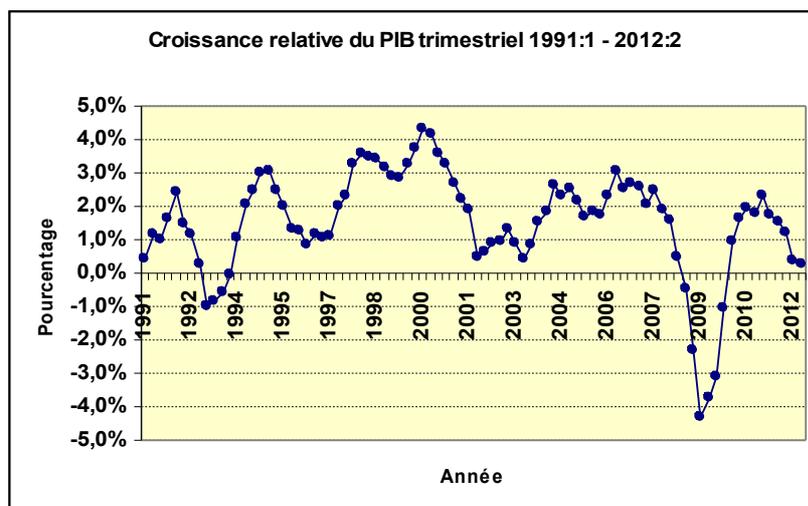


Figure 6: Croissance relative du PIB trimestriel en volume entre 1991:1 et 2012:2

Dans les années passées, on peut observer visiblement une autre récession importante entre 1992:2 et 1993:1. Cette récession a nécessité un an (jusqu'en 1994:1) pour rattraper un même niveau du volume de PIB qu'en 1992 au premier trimestre. La Figure 6 représente la croissance relative d'une année sur l'autre (c-à-d le rapport du PIB d'une année par rapport au PIB de l'année précédente). La courbe montre clairement les deux périodes de crise précipitées avec des valeurs négatives prolongées.

4.2.2.2. Indice de Production Industrielle (IPI)

L'IPI est un des quatre indicateurs macro-économiques les plus importants de l'économie d'un pays (à savoir les trois autres sont le prix, le commerce extérieur et l'emploi). La Figure 7 représente l'évolution des IPI de 1990 à 2012.

Cet indice est calculé à partir des données des enquêtes de branches dont le champ couvre un grand ensemble de produits représentatifs de l'activité de l'industrie française. Les branches enquêtées concernent tous les niveaux du processus de production. Le calcul de l'IPI est basé sur une valeur normalisée à 100 d'une année de référence. L'année de référence actuelle est 2000 et sélectionnée chaque 5 ans.

La Figure 7 montre une croissance stable pendant environ 10 ans de l'IPI avant la chute en 2008. L'indicateur a aussi bien reflété la crise en 1993 et des périodes à faible croissance 1995-1996 et 2002-2003.

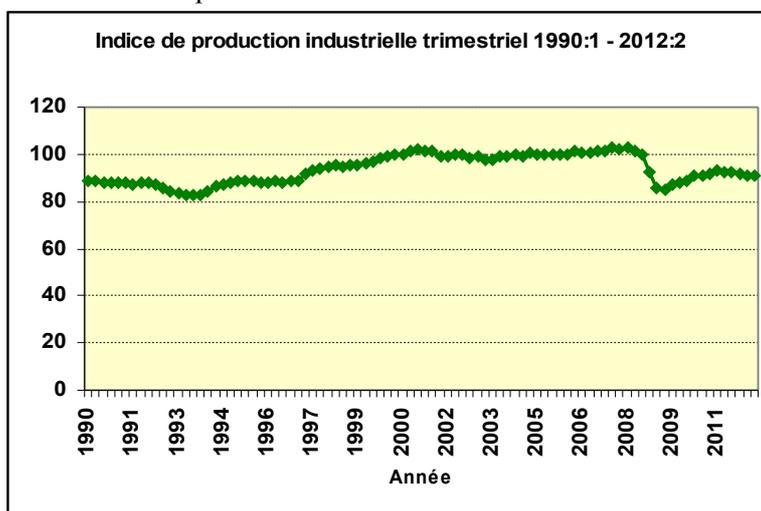


Figure 7: Evolution de l'IPI trimestriel entre 1990 et 2012

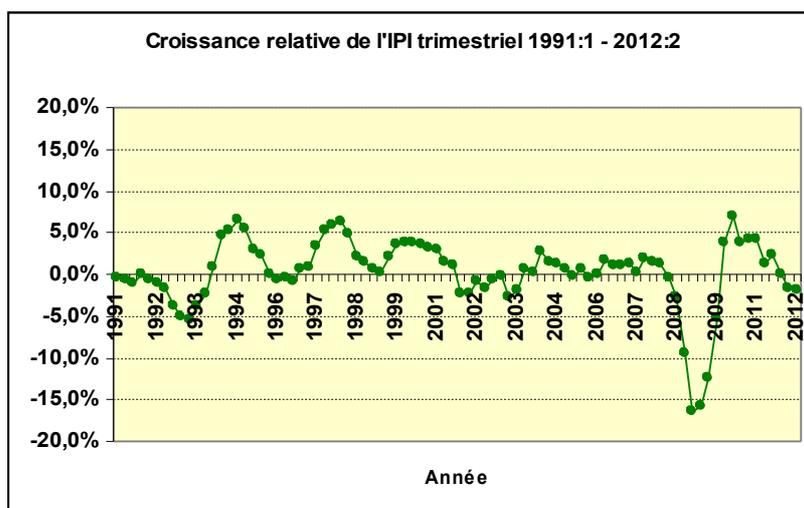


Figure 8: Croissance relative de l'IPI trimestriel en volume entre 1991:1 et 2012:2

4.2.2.3. Variation de stocks

La variation de stocks correspond à la différence entre les entrées et les sorties en stock ainsi que les pertes courantes sur les stocks de l'économie. Cette variable permet d'ajuster dans le temps l'offre et la demande pour équilibrer les ressources et les emplois pour les produits (INSEE). Elle peut ré-dynamiser l'économie en contribuant à la hausse du PIB.

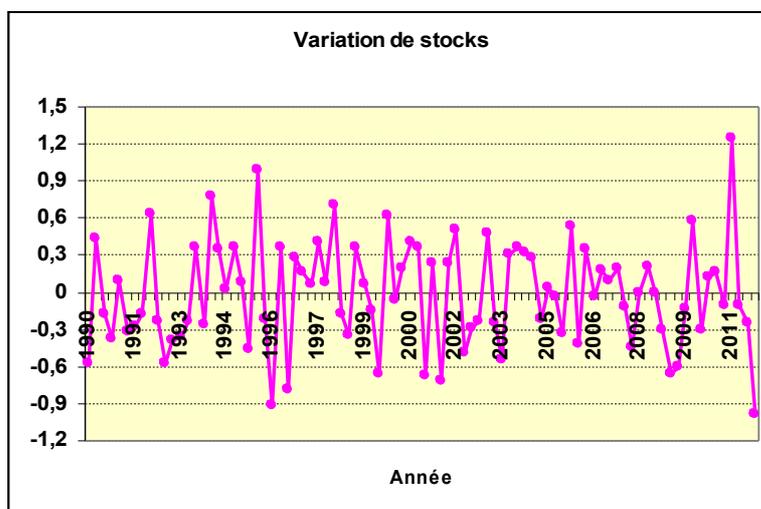


Figure 9: Variation de stocks trimestrielle entre 1990:1 et 2011:4

La figure 9 illustre la variation de la variation de stocks au cours du temps. On observe que la variation de stocks oscille autour de la valeur 0 et semble périodique. Une valeur négative ou positive d'un stock ne dure jamais long temps mais plutôt alterne les périodes de stockage et déstockage.

4.2.2.4. Confiance des ménages

La confiance des ménages est un indice synthétique calculé à partir des opinions des ménages. La méthode de recueil de données concerne plus de 2000 ménages interviewés par téléphone pour répondre à une dizaine de questions :

- sur leurs situations économiques du passé, et dans l'avenir ;
- sur le contexte de l'économie de la France ;
- sur leurs comportements en matière de consommation et d'épargne.

Les réponses sont classées en fonction de l'avis favorable (valeur positive) jusqu'à défavorable (valeur négative). Le solde d'opinion est donc défini comme la différence entre les pourcentages de ces deux avis. Finalement, la technique d'analyse factorielle est recourue pour résumer l'ensemble de variables en un indicateur synthétique. C'est donc un indicateur pondéré par des soldes élémentaires. Il est à noter que les enquêtes étaient quadrimestrielles entre octobre 1974 et décembre 1986. Depuis 1987, les conjonctures de la confiance des ménages sont calculées mensuellement. De plus, depuis 2004, plusieurs modifications sont faites pour harmoniser la conjoncture européenne. Actuellement, l'indicateur est normalisé chaque année en janvier sur la série de valeurs hors période de « rétropolation » (surtout les mois août) et année en cours. La moyenne et l'écart-type de la normalisation sont respectivement de 100 et 10.

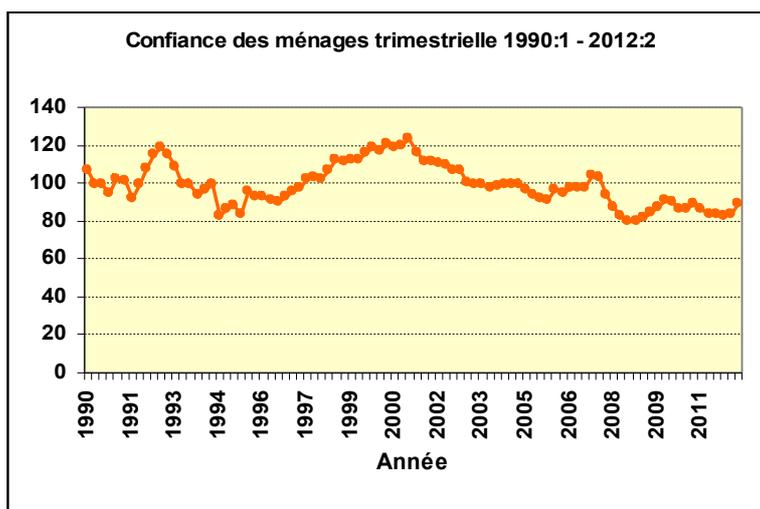


Figure 10: La confiance trimestrielle des ménages entre 1990:1 et 2012:2

La figure 10 illustre la confiance des ménages trimestrielle basant sur les données mensuelles de l'INSEE.

La figure montre une nette baisse de confiance en 2007 qui prolonge brutalement l'indice de la valeur de base 100. La confiance a repris une légère augmentation et se stabilise après 2010 mais son niveau est toujours inférieur à la barre normalisée de 100 d'environ 10 points.

4.2.2.5. Opinion des chefs d'entreprise

L'opinion des chefs d'entreprise est issue d'une enquête conjoncturelle auprès des chefs d'entreprise en France métropolitaine. Il s'agit du solde des options évaluant les états passé, actuel et futur de la production de l'industrie française. Cette dernière se décompose généralement en trois catégories :

- production des biens intermédiaires ;
- production des biens d'équipement ;
- production des biens de consommation.

Cette décomposition simple a été adaptée à la nouvelle nomenclature NAF version 2 depuis 2008. Au final, un indicateur synthétique des options des chefs d'entreprise est calculé et pris en compte dans ce rapport.

On retrouve des options pessimistes des chefs d'entreprise coïncidant avec la période de crise en 1993 et en 2008.

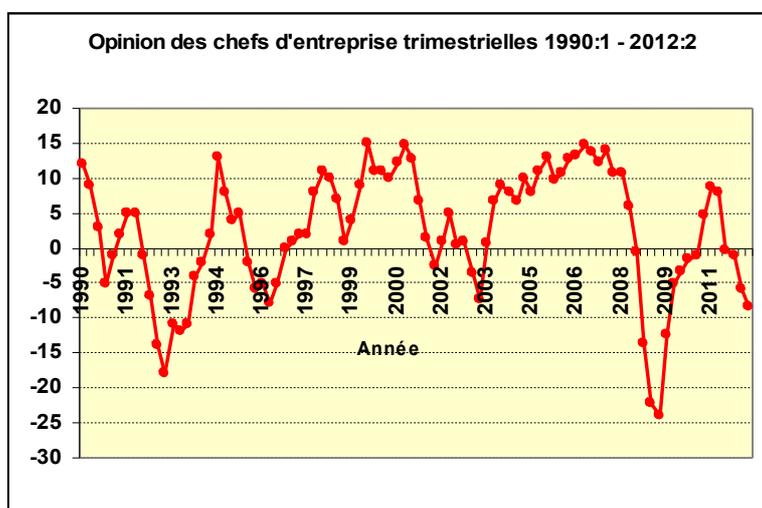


Figure 11: L'opinion trimestrielle des chefs d'entreprises entre 1990:1 et 2012:2

On remarque également que les opinions des chefs d'entreprise reflètent assez bien les variations du PIB trimestriel. En effet, les périodes où les valeurs de l'opinion des chefs sont négatives correspondent à une très faible croissance même à des récessions du PIB.

4.2.2.6. Corrélation entre les variables conjoncturelles

On observe que l'indice de circulation et le PIB sont fortement corrélés avec un coefficient de corrélation de l'ordre de 0,988. Idem pour la corrélation entre le parcours routier et le PIB (de l'ordre 0,988). Les trafics, quelque soit la mesure, sont moyennement corrélés avec l'IPI. Ce coefficient de corrélation est de même ordre de grandeur que celui entre l'IPI et le PIB, à savoir entre 0,64 et 0,68. Il est intéressant de remarquer que l'indice IPI (en logarithme) a également une corrélation moyennement élevée avec l'opinion des chefs d'entreprise mais cette dernière n'est que faiblement corrélée avec le PIB, avec l'indice de circulation et le parcours routier : les coefficients sont de l'ordre de 20 %. La variation de stock est la variable la moins corrélée avec toutes les autres variables.

Coefficient de corrélation de Pearson, N=88 observations							
Prob > r , $\rho_0=0$							
	Log Traf	Log IdC	logPIB	Log IPI	Log CAM	OpC	VdS
Log Traf	--	0.99847 <.0001	0.98853 <.0001	0.64438 <.0001	-0.29079 0.0060	0.20523 0.0551	0.01698 0.8753
Log IdC	--	--	0.98749 <.0001	0.65796 <.0001	-0.27341 0.0100	0.21248 0.0469	0.01386 0.8981
LogPIB	--	--	--	0.68346 <.0001	-0.27807 0.0087	0.24223 0.0230	0.01012 0.9254
Log IPI	--	--	--	--	0.26427 0.0128	0.66100 <.0001	0.10561 0.3274
Log CAM	--	--	--	--	--	0.22119 0.0384	0.03519 0.7448
OpC	--	--	--	--	--	--	0.24164 0.0233

Tableau 10: Corrélations entre les variables macro-économiques trimestrielles

4.3. Autres variables explicatives

Voici le tableau 11 récapitulant les variables utilisées avec les sources et les unités des données correspondantes :

Variable	Abréviation	Source	Unité
Prix du carburant	PrC	Direm, CPDP, calculs SoeS SOeS-Bilan de la circulation d'après SOeS, CCFA, SETRA, ASFA, Kantar-Worldpanel, TNS-Sofres.	Euros constants 2005 par litre
Coût d'entretien	Cout_ent	INSEE pour les indices, Instruction Cadre de 2007 , annexe 7 pour la valeur unitaire en euros 2000.	Euros constants 2005 par véhicules kilomètres.
PIB en volume	PIB	Comptes nationaux, base 2005, INSEE	Milliards d'euros constants 2005
Consommation finale des ménages	CFM	Comptes nationaux, base 2005, INSEE	Milliards d'euros constants 2005
Longueur du réseau autoroutier	L_AU	SOeS d'après SNCF, VNF, RFF, le « memento des transports » pour les routes	Kilomètres
Population	PoP	INSEE	Nombre d'habitants
Age médian	Age_med	INSEE	Années
Variation de stocks	VdS	INSEE	
Indice de production industrielle	IPI	INSEE	1 - 100
Indice de confiance des ménages	CAM	INSEE	1 - 100
Indice des options des chefs d'entreprise	OdC	INSEE	1 - 100
Produit moyen fer par voyageurs.km	Pm_fer	Mémentos SNCF	Centimes d'euros constant 2005
Longueur du réseau ferroviaire	Res_fer	Mémentos SNCF	Kilomètres

Tableau 11: Description et source des données

En ce qui concerne les variables explicatives du trafic à longue distance, les variables explicatives retenues sont : la conjoncture économique, le prix du carburant, les coûts d'entretien du véhicule, la longueur du réseau autoroutier ainsi que la population ou l'âge médian. Isoler les déplacements à longue distance incite à considérer la concurrence modale, en particulier la concurrence ferroviaire. La variable « produit moyen fer » dessinant les variations du prix du ferroviaire est donc intégrée au modèle. Afin de perfectionner le modèle, d'autres variables pourraient être considérées telles que la concurrence de l'aérien, la vitesse des modes de transport, les temps de parcours par mode ou encore la qualité de service (fréquence, cadencement, fiabilité).

Le produit moyen ferroviaire par voyageurs-km est défini comme le quotient des recettes totales sur le trafic. Cet indicateur a été retenu car les données sont disponibles dans les mémentos SCNF. Cependant, le produit moyen ne prend pas en compte la structure des tarifs. Il se peut donc que les tarifs évoluent alors que le produit moyen reste constant (Cabanne, 2005). Les produits moyens ont été calculés avec les données TGV, TER et Inter-Cités (Mémentos SNCF).

En ce qui concerne les variables explicatives du trafic ferroviaire, les variables économétriques qui semblent expliquer le mieux la demande ferroviaire sont les suivantes :

- le prix du billet de train : Dans la pratique, cette donnée n'est pas directement accessible. Il est alors commun d'utiliser les produits moyens ferroviaire ;
- le niveau de richesse qui se traduit différemment selon le niveau d'agrégation des données.

Le PIB est utilisé pour les études à portée nationale alors que le revenu est plus adapté pour étudier les variations de demande en transport des ménages ;

- des variables qui caractérisent l'offre ferroviaire et les offres concurrentes (longueur des réseaux) ;
 - des variables qui représentent la qualité de service de l'offre ferroviaire (fréquence, vitesse, grèves,...).
- Dans cette étude, ces variables sont négligées à défaut de trouver les données sur la période 1990-2010 ;
- la population ;
 - l'âge médian ;
 - le prix du carburant qui est un proxy du coût de transport routier concurrent.

4.4. Étude de la stationnarité des variables

Cette partie vise à étudier la stationnarité des variables. Les tests économétriques ont été réalisés avec le logiciel d'économétrie Eviews et le logiciel d'analyse statistique SAS. Les cas des variables trafic et prix du carburant sont détaillés afin de justifier la méthodologie mise en œuvre. Par souci de clarté et de concision, les résultats des autres variables seront donnés directement sous forme de tableau.

4.4.1. Cas de la variable trafic

Le test de Dickey-Fuller teste la stationnarité d'une série en estimant le coefficient α de la variable retardée dans l'équation (29). Si $0 < \alpha < 1$, la variable retardée n'est pas significative et la variable peut alors être considérée comme stationnaire.

Soit H_0 , l'hypothèse nulle du test statistique de Dickey-Fuller augmenté définie par :

H_0 : Logarithme du trafic (\log_traf) est non stationnaire

Log_traf		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique (ADF)		0,78	0,996
Test de la valeur critique à	1 %	- 4,53	-
	5 %	- 3,67	-
	10 %	- 3,28	-

Tableau 12: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable \log_traf

La valeur de la statistique ADF (0,78) est supérieure aux valeurs critiques quelque soit l'intervalle de confiance. Il n'est donc pas possible de rejeter l'hypothèse nulle H_0 . Il en résulte que la variable \log_traf ne peut être considérée comme stationnaire. La première différence de la variable \log_traf est donc analysée.

Soit H'_0 , l'hypothèse nulle du test de Dickey-Fuller pour la première différence de la variable \log_traf définie par :

H'_0 : La première différence du logarithme de trafic ($\Delta (\log_traf)$) est non stationnaire

$\Delta(\text{Log_traf})$		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		- 3,89	0,035
Test de la valeur critique à	1 %	- 4,57	-
	5 %	- 3,69	-
	10 %	- 3,29	-

Tableau 13: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable $\Delta(\text{log_traf})$

La valeur de la statistique ADF (-3,89) est inférieure à la valeur critique à 5% (-3,69), la variable $\Delta \text{log_traf}$ peut être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%.

4.4.2. Cas de la variable prix du carburant

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Logarithme du prix du carburant (log_PrC) est non stationnaire

Log_PrC		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		- 3,93	0,031
Test de la valeur critique à	1 %	- 4,53	-
	5 %	- 3,67	-
	10 %	- 3,28	-

Tableau 14: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable log_PrC

La valeur de la statistique ADF (-3,93) est inférieure à la valeur critique à 5% (-3,67) ; la variable log_PrC peut être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%.

4.4.3. Cas de la variable PIB

4.4.3.1. Cas de la série des PIB annuel

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Logarithme du PIB (log_pib) annuel est non stationnaire

Log_pib (2 retard)		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		2,10	0,98
Test de la valeur critique à	1 %	- 2,66	-
	5 %	- 1,95	-
	10 %	- 1,60	-

Tableau 15: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable log_pib

La valeur de la statistique ADF (2,10) est supérieure à la valeur critique à 5% (-1,95) ; la variable \log_pib ne peut pas être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%, même de 10 %.

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : La première différence du logarithme de PIB ($\Delta(\log_pib)$) annuel est non stationnaire

$\Delta \text{Log_pib (2 retard)}$		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		- 0,85	0,33
Test de la valeur critique à	1 %	- 2,66	-
	5 %	- 1,95	-
	10 %	- 1,60	-

Tableau 16: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable $\Delta(\log_pib)$

La valeur de la statistique ADF (-0,85) est supérieure à la valeur critique à 5% (-1,95) ; la variable $\Delta(\log_pib)$ peut être considérée comme non-stationnaire au niveau de signification de 5%, même de 10 %.

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : La deuxième différence du logarithme de PIB ($\Delta^2 \log_pib$) annuel est non stationnaire

$\Delta^2 \text{Log_pib (2 retard)}$		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		- 3,23	0,0031
Test de la valeur critique à	1 %	- 2,66	-
	5 %	- 1,95	-
	10 %	- 1,60	-

Tableau 17: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable $\Delta^2(\log_pib)$

La valeur de la statistique ADF (-3,23) est inférieure à la valeur critique à 5% (-1,95) ; la variable $\Delta^2(\log_pib)$ peut être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%, même de 1%.

4.4.3.2. Cas de la série des PIB trimestriel

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Le logarithme de PIB (\log_pib_tr) trimestriel est non stationnaire

$\text{Log_pib_tr (3 retard)}$		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		2,30	0,99
Test de la valeur critique à	1 %	- 2,60	-
	5 %	- 1,95	-
	10 %	- 1,61	-

Tableau 18: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable \log_pib_tr

La valeur de la statistique ADF (2,30) est supérieure à la valeur critique à 5% (-1,95) ; la variable (\log_pib_tr) ne peut pas être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%, même de 10%.

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : La première différence du logarithme de PIB (\log_pib_tr) trimestriel est non stationnaire

$\Delta \log_pib_tr$ (3 retard)		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		-2,73	0,0068
Test de la valeur critique à	1 %	- 2,60	-
	5 %	- 1,95	-
	10 %	- 1,61	-

Tableau 19: Résultats du test de Dickey-Fuller pour la variable $\Delta(\log_pib_tr)$

La valeur de la statistique ADF (-2,73) est inférieure à la valeur critique à 5% (-1,95) ; la variable (\log_pib_tr) peut être considérée comme stationnaire au niveau de signification de 5%, même de 1%.

De plus, il est I_1 avec tendance déterministe et dérive.

4.4.4. Synthèse de la stationnarité des variables étudiées

Variable (log)	Niveau d'intégration 0			Niveau d'intégration 1			Conclusion
	Intercept + Trend	Intercept	None	Intercept + Trend	Intercept	None	
Trafic annuel 1990-2010	ADF (-0,78) > valeur critique -3,69	ADF (-2,81) > valeur critique -3,03	ADF (-0,48) > valeur critique -1,96	ADF (-3,89) < valeur critique -3,69	--	--	$\log(\text{Traf})$ est I_1
PrC annuel 1990-2010	ADF (-3,92) < valeur critique -3,67	--	--	--	--	--	$\log(\text{PrC})$ est I_0
Coût d'entretien annuel 1990-2010	ADF (-3,93) < valeur critique -3,67	--	--	--	--	--	$\log(\text{Cout_ent})$ est I_0
CFM annuel 1990-2010	ADF (-3,65) > valeur critique -3,76	ADF (-0,18) > valeur critique -3,04	ADF (-2,07) < valeur critique -1,96	--	--	--	$\log(\text{CFM})$ est I_0
Longueur réseau autoroutier 1990-2010	ADF (-0,96) > valeur critique -3,67	ADF (-5,38) < valeur critique -3,03	--	--	--	--	$\log(\text{L_au})$ est I_0
Population 1990-2010	ADF (-3,82) < valeur critique -3,69	--	--	--	--	--	$\log(\text{PoP})$ est I_0
Age médian 1990-2010	ADF (-1,35) > valeur critique -3,67	ADF (-9,68) < valeur critique -3,02	--	--	--	--	$\log(\text{Age_med})$ est I_0
Trafic longue distance annuel 1990-2010	ADF (-0,18) > valeur critique -3,67	ADF (-2,91) > valeur critique -3,02	ADF (-1,95) > valeur critique -1,96	ADF (-4,23) < valeur critique -3,69	--	--	$\log(\text{Traf_ld})$ est I_1

Déterminants économiques conjoncturels et structurels du trafic

Pm_fer annuel 1990-2010	ADF (-1,94) > valeur critique -3,67	ADF (-0,53) > valeur critique -3,02	ADF (-2,57) < valeur critique -1,96	--	--	--	$\log(Pm_fer)$ est I_0
Trafic ferroviaire agrégé annuel 1990-2010	ADF (-2,98) > valeur critique -3,67	ADF (-0,29) > valeur critique -3,03	ADF (-1,94) > valeur critique -1,96	ADF (-3,81) < valeur critique -3,69	--	--	$\log(Traf_fer)$ est I_1
Longueur du réseau ferroviaire annuel 1990-2010	ADF (-3,75) < valeur critique -3,67	--	--	--	--	--	$\log(Res_fer)$ est I_0
PIB annuel 1990-2010	ADF (-0,77) > valeur critique -3,69	ADF (-0,94) > valeur critique -3,03	ADF (4,40) > valeur critique -1,96	ADF (-3,09) < valeur critique -3,29	ADF (-3,04) > valeur critique -3,05	ADF (-1,91) > valeur critique -1,96	$\log(PIB)$ est I_1 à 10 %
PIB trimestriel	ADF (-1,15) > valeur critique -3,45	ADF (-1,16) > valeur critique -2,89	ADF (2,78) > valeur critique -1,95	ADF (-3,48) < valeur critique -3,45	--	--	$\log(PIB_tr)$ est I_1
IPI trimestriel	ADF (-1,61) > valeur critique -3,45	ADF (-1,79) > valeur critique -2,89	ADF (0,11) > valeur critique -1,95	ADF (-4,40) < valeur critique -3,45	--	--	$\log(IPI)$ est I_1
OpC trimestrielle	ADF (-3,36) > valeur critique -3,45	ADF (-3,40) > valeur critique -2,89	--	--	--	--	OpC est I_0
CdM trimestrielle	ADF (-2,29) > valeur critique -3,45	ADF (-1,95) > valeur critique -2,89	ADF (-2,28) > valeur critique -1,95	ADF (-6,63) < valeur critique -3,45	--	--	$\log(CdM)$ est I_1
Variation de stock trimestrielle	ADF (-10,38) < valeur critique -3,45	--	--	--	--	--	VdS est I_0
Indice de circulation trimestriel	ADF (-1,61) > valeur critique -3,45	ADF (-1,21) > valeur critique -2,89	ADF (3,52) > valeur critique -1,95	ADF (-11,30) < valeur critique -3,45	--	--	$\log(idC_tr)$ est I_1
Parcours trimestriel	ADF (-2,13) > valeur critique -3,45	ADF (-1,21) > valeur critique -2,89	ADF (3,50) > valeur critique -1,95	ADF (-5,49) < valeur critique -3,45	--	--	$\log(Traf_tr)$ est I_1
PIB_tête annuel 1980-2012	ADF (-0,51) > valeur critique -3,69	ADF (-1,17) > valeur critique -3,03	ADF (2,81) > valeur critique -1,96	ADF (-3,13) < valeur critique -3,29	ADF (-3,00) > valeur critique -3,05	ADF (-2,38) < valeur critique -1,96	$\log(PIB_tête)$ est I_1
Indice de circulation 1980-2012	ADF (-1,16) > valeur critique -3,60	ADF (-1,75) > valeur critique -3,00	ADF (1,49) > valeur critique -1,95	ADF (-3,35) > valeur critique -3,60	ADF (-2,93) > valeur critique -3,00	--	$\log(idC)$ est I_1 au niveau 10 %
PIB 1980-2012	ADF (-2,87) > valeur critique -3,60	ADF (-1,10) > valeur critique -3,00	ADF (2,75) > valeur critique -1,95	ADF (-3,10) < valeur critique -3,60	ADF (-3,10) < valeur critique -3,00	--	$\log(PIB)$ est I_1
Prix du gazole 1980-2012	ADF (-1,52) > valeur critique -3,60	ADF (-1,05) > valeur critique -3,00	ADF (-0,66) > valeur critique -1,95	ADF (-5,73) < valeur critique -3,60	--	--	$\log(PrG)$ est I_1
Population 1980-2012	ADF (-3,42) > valeur critique -3,60	ADF (0,21) > valeur critique -3,00	ADF (1,40) > valeur critique -1,95	ADF (0,78) > valeur critique -3,60	ADF (2,81) < valeur critique -3,00	ADF (0,48) < valeur critique -1,95	$\log(Pop)$ n'est I_0 ni I_1
Age médian 1980-2012	ADF (-0,14) > valeur critique -3,60	ADF (-3,50) < valeur critique -3,00	--	--	--	--	$\log(Age\ méd)$ est I_0

Tableau 20: Résultats du test de Dickey-Fuller pour les variables étudiées

Les variables prix du carburant, coût d'entretien, longueur du réseau autoroutier, population, âge médian, réseau ferroviaire, CFM, prix moyen ferroviaire ainsi que les variables « opinion des chefs d'entreprise » et « variation de stock » sont stationnaires. Les variables « trafic » et « PIB » sont intégrées à l'ordre 1.

Les propriétés statistiques des variables \log_traf et \log_pib changent dans le temps, les résultats de la régression linéaire peuvent alors être biaisés. Cependant, une combinaison de variables $I(1)$ peut s'avérer stationnaire, on parle alors de variables co-intégrées. De ce fait, pour chaque équation testée dans la partie suivante du document, le test de Dickey-Fuller sera mis en œuvre sur les résidus de la régression afin de s'assurer si les variables de trafic et de PIB sont co-intégrées.

Le produit moyen ferroviaire est stationnaire mais les propriétés statistiques de la variable \log_traf_fer changent dans le temps.

Dans les formulations ci-dessous, les variables explicatives candidates pour expliquer le trafic concernent le PIB (ou le PIB par tête), l'offre du réseau routier national (longueur d'autoroutes), le prix réel des carburants (tenant compte de la structure de la consommation gazole – essence, sauf indication contraire), la population et sa structure (âge médian). Dans le cadre de ce travail, il n'a pas été possible d'aborder d'autres variables explicatives, notamment le pouvoir d'achat des ménages, la structure du PIB, la concurrence modale (offre et prix). Les variables de trafic considérées sont, dans un premier temps, les parcours nationaux (source CCTN), dans un deuxième temps, l'indice de circulation sur le RRN (source Sétra). La période d'estimation est en général 1990-2011 ; les équations dans la deuxième section tentent de remonter jusqu'en 1980.

5. Modélisations économétriques

En se basant sur les analyses dans les sections précédentes, cette section s'attache à présenter les équations qui sont statistiquement significatives. Les résultats sont commentés pour tenter d'interpréter les corrélations entre les variables.

5.1. Spécification

5.1.1. Procédure de la spécification économétrique

En général, les élasticités obtenues en sortie d'un modèle économétrique sont le résultat d'un processus complexe. Pour être exploitables et fiables elles doivent provenir du processus suivant :

1. La variable expliquée doit trouver justification dans la théorie micro-économique. Dans le cas de la demande en transport, il a été montré qu'elle respecte bien la loi des surpluses.

2. Un modèle économique doit être construit en s'appuyant majoritairement sur la littérature existante afin de justifier :

- le choix des variables expliquant les variations de la demande en transport ;
- le choix du modèle utilisé ainsi que le choix de la forme fonctionnelle retenue.

3. Recueil de données.

4. L'estimation des paramètres du modèle se fait en utilisant des techniques économétriques. La méthode de régression linéaire MCO (pour méthode des Moindres Carrés Ordinaires ou bien Ordinary Least Squares (OLS) en anglais) avec erreur stochastique est la plus souvent utilisée.

5. Un test de spécification doit alors être lancé afin de vérifier si la spécification du modèle (choix du type de modèle, de la forme fonctionnelle et des variables explicatives) est statistiquement satisfaisante. Lors de cette étape, un diagnostic global du modèle est réalisé. Si le test reflète un modèle mal spécifié, il faut revenir à l'étape 2) et redéfinir le modèle. Cette étape peut donc s'avérer très consommatrice en temps en cas de problèmes détectés par le test de spécification.

6. Si le modèle est statistiquement satisfaisant, les autres indicateurs statistiques du modèle peuvent être analysés (ex : R^2) et les coefficients des variables peuvent être exploités ; leur significativité statistique est vérifiée par tests d'hypothèses classiques. Les élasticités du modèle peuvent alors être analysées.

7. Enfin, grâce aux valeurs de sortie, des analyses des différentes politiques de transport peuvent être menées en relation avec l'étape 1 : c'est-à-dire avec la théorie de la micro-économie.

Les caractéristiques des modèles dans cette section résultent donc majoritairement de l'étude bibliographique réalisée précédemment. De plus, dans le cas des séries temporelles, l'étape de spécification repose également sur l'analyse statistique des caractéristiques des variables (notions de stationnarité et de co-intégration).

5.1.2. Variables explicatives exploitées et traitées

Les variables économétriques qui semblent expliquer le mieux la demande routière sont les suivantes :

- le coût de transport routier : certaines études approximent ce coût au prix du carburant ; d'autres études plus complètes considèrent en plus les coûts de péage et d'entretien du véhicule ;
 - le niveau de richesse qui se traduit différemment selon le niveau d'agrégation des données. Le PIB (ou la CFM) est utilisé pour les études à portée nationale alors que le revenu est plus adapté pour étudier les variations de demande en transport des ménages. Dans cette étude, par souci de simplification, le niveau de motorisation est supposé être compris dans l'indicateur de croissance économique ;
- une variable retardée sur les trafics dans le cas des modèles dynamiques ;
- une variable représentant l'offre du mode de transport considéré comme la longueur du réseau routier a également un pouvoir explicatif sur les variations de la demande routière ;
- la variable population est régulièrement utilisée dans les modèles économétriques de trafic ;
 - éventuellement, une variable modélisant l'offre concurrente ferroviaire. Dans cette étude, l'impact de l'offre ferroviaire sur la demande routière est négligé en première approche. Le fer n'est pas pris en compte dans la mesure où la route reste le mode de transport largement dominant pour les déplacements nationaux (Source : Enquêtes Ménages Déplacements) ;
- une variable « âge médian » représente une caractéristique de la population.

Différents modèles économétriques sont testés pour représenter les variations du trafic routier national. Seul le choix des variables explicatives est analysé dans ce document en posant l'hypothèse, d'après l'état de l'art réalisé, que la forme fonctionnelle logarithmique est satisfaisante pour modéliser le trafic.

Le processus économétrique prévoit aussi une phase de prévision des signes des variables explicatives du modèle afin de détecter d'éventuelles erreurs de spécification si de nombreuses variables n'ont pas le signe économiquement prévu.

Le tableau 21 présente les signes attendus pour les variables précitées :

Variable	Signe attendu	Commentaire
Prix carburant	-	Une hausse des prix du carburant est une contrainte supplémentaire au déplacement
Coût d'utilisation du véhicule	-	Une hausse des coûts d'entretien est une contrainte supplémentaire au déplacement
PIB	+	Une croissance du PIB génère des déplacements supplémentaires
Trafic retardé à la date $t-1$	+	Le trafic à l'année t évolue positivement avec celui de l'année $t-1$
Longueur du réseau	+	Une amélioration de l'offre de transport routier conduit à une hausse de trafic
Population	+	Le trafic est censé croître avec l'augmentation de la population, en particulier les parcours routier
Âge médian	indéfini	-

Tableau 21: Les signes attendus des variables explicatives dans les modèles économétriques

Il est difficile de prévoir le signe de la variable « âge médian » dans la mesure où il englobe deux tendances opposées :

- le vieillissement de la population et l'augmentation du nombre de personnes n'étant plus aptes à conduire un véhicule (personnes au-delà de 70 – 75 ans). L'augmentation de l'âge médian pourrait de ce point de vue diminuer le trafic routier ;
- le vieillissement de la population et l'augmentation du nombre de personnes ayant entre 60 – 70 ans. Ces derniers sont susceptibles de générer un trafic routier dans la mesure où ils possèdent généralement un ou plusieurs véhicules et de par un effet générationnel. En effet, les plus de 60 ans fréquentent en général moins les transports en commun que les moins de 30 ans. L'augmentation de l'âge médian pourrait dans ce sens augmenter les trafics.

5.2. Modélisation du trafic routier annuel

Cette section et les suivantes ont pour objectif de modéliser les variations de trafics routiers sur le réseau routier à l'échelle nationale. Les modèles testés et proposés sont basés sur des séries temporelles annuelles et trimestrielles. Les élasticités calculées en sortie des modèles sont plutôt les élasticités propres de court et/ou de long terme. Souvent, l'utilisation des modèles dynamiques, en particulier le modèle d'ajustement partiel (MAP), est requise pour prendre en compte des retards de la variable à expliquer. Ces modèles dynamiques sont préférables dans cette étude car ils permettent de calculer des élasticités à la fois de court et long terme, contrairement aux modèles statiques. De plus, l'utilisation de ce type de modèle ne nécessitent pas un nombre trop important de données, contrairement aux modèles à correction d'erreur.

Le modèle économétrique routier de demande en transport a été beaucoup étudié dans la littérature. Cette partie vise à retranscrire les choix les plus adaptés dans le cas de la demande routière française ayant pour principal objectif de calculer les élasticités de la demande au prix du carburant et au PIB.

5.2.1. Parcours annuel 1990 – 2010

5.2.1.1. Modèle en niveau

Sur l'ensemble du réseau routier

Tout d'abord, des modèles linéaires classiques sont testés. On commence par les modèles les plus simples qui sont constitués d'une seule variable, et ensuite des modèles multiples qui sont constitués de deux ou plus variables explicatives. Toutes les variables sont représentées en logarithme népérien.

Modèle 1 inclut le PIB :

$$\log Trf_t = -0,0473 + 0,854 \log PIB_t$$

(0,8924) (0,0001)

avec $R^2 > 0,946$ et le test F significatif avec la probabilité marginale de rejet $Pr < 0,0001$. Malgré la non-significativité de l'intercepte $Pr = 0,8924 > 0,05$, le modèle 1 montre une forte corrélation entre le PIB et le parcours annuel ainsi que le pouvoir explicatif du PIB sur la variation de la demande de transport.

Résidus	Niveau d'intégration 0			Niveau d'intégration 1			Conclusion
	Intercept + Trend	Intercept	None	Intercept + Trend	Intercept	None	
Résidus du Modèle 1	ADF (-2,19) > valeur critique - 3,69	ADF (-2,00) > valeur critique -3,03	ADF (-2,01) < valeur critique -1,96	--	--	--	Les résidus sont I_0
Résidus du Modèle 3	ADF (-2,33) > valeur critique - 3,69	ADF (-2,36) > valeur critique -3,03	ADF (-2,42) < valeur critique -1,96	--	--	--	Les résidus sont I_0

Tableau 22: Résultats du test de ADF pour les résidus du Modèle 1 et du Modèle 3

Lorsque l'on analyse les résidus du Modèle 1, le teste ADF justifie que ce terme d'erreur du modèle est stationnaire. Ceci dit qu'il existe une co-intégration entre le PIB et le parcours annuel permettant d'avoir une première estimation de l'élasticité au PIB de l'ordre 0,85.

Modèle 2 inclut le prix du carburant :

$$\log Trf_t = 6,242 + 0,693 \log PrC_t$$

(0,0001) (0,0003)

avec $R^2 > 0,507$ et le test F significatif avec la probabilité marginale de rejet $Pr = 0,0003$. Malgré la significativité du modèle au niveau des coefficients, on remarque que le signe du coefficient de la variable « Prix du carburant » est positif, ce qui est contraire à l'attente expliquée dans le tableau 21. Vu d'ailleurs que le coefficient de détermination est moyennement faible, cela signifie que l'on pourrait forcément omettre des variables explicatives importantes sans oublier que le prix du carburant n'est pas au même niveau d'ordre de l'intégration que le parcours annuel.

Modèle 3 inclut donc le PIB et le prix du carburant :

$$\log Trf_t = -1,783 + 1,090 \log PIB_t - 0,313 \log PrC_t$$

(0,0005) (0,0001) (0,0001)

avec $R_{aj}^2 = 0,975$ et le test F significatif avec la probabilité marginale de rejet $Pr < 0,0001$. Cette fois, le modèle est significatif globalement et au niveau de tous les coefficients des variables explicatives. De plus, on obtient un coefficient de signe négatif pour la variable « Prix du carburant ». Les variations de ces deux variables seules peuvent expliquer, via le modèle linéaire, plus de 98 % des variations du parcours routier. Les résidus du modèle 3 sont stationnaires après le test de racine unitaire mais il faut rappeler que la performance du test ADF a sa limite dans les cas des petits échantillons.

On peut ajouter dans le Modèle 3 des variables supplémentaires pour voir la sensibilité des coefficients obtenus. Les variables « longueur du réseau autoroutier », « population » et « âge médian » sont donc examinées.

Modèle 4

$$\log Trf_t = -0,761 + 0,521 \log PIB_t - 0,186 \log PrC_t + 0,345 \log L_t^{AU}$$

(0,0671) (0,0020) (0,0033) (0,0006)

avec $R_{aj}^2 = 0,987$

Modèle 5

$$\log Trf_t = 14,743 + 1,384 \log PIB_t - 0,302 \log PrC_t - 1,042 \log PoP_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,983$$

(0,0151) (0,0001) (0,0001) (0,0075)

Modèle 6 $\log Trf_t = 15,073 + 0,819 \log PIB_t - 0,180 \log PrC_t - 1,000 \log PoP_t + 0,336 \log L_t^{AU}$ avec $R_{aj}^2 = 0,994$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

Modèle 7 $\log Trf_t = 33,781 + 0,890 \log PIB_t - 0,187 \log PrC_t - 2,288 \log PoP_t + 1,926 \log Age_t^{med}$ avec $R_{aj}^2 = 0,995$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

Le fait d'ajouter la variable « âge médian » dans le Modèle 3 et le Modèle 4 rend ces derniers non-significatifs. On remarque que les coefficients de la variable « population » obtenus dans les modèles multiples sont négatifs, ce qui n'est pas dans le sens attendu prévu dans le tableau 21. Ces résultats pourraient entraîner la hausse des coefficients (attendus positifs) des variables telles que le PIB.

La prise en compte des deux variables « population » et « âge médian » à la fois dans un même modèle, même s'il a donné des résultats statistiques satisfaisants, n'est pas facile à interpréter.

A l'issue des modèles statiques, on obtient une grande étendue de valeurs des élasticités du trafic au PIB et au prix du carburant. Pour l'élasticité au PIB, les valeurs se trouvent dans un intervalle [0,52 ; 1,4], ce qui n'éloigne pas les résultats obtenus dans la littérature (réf. Tableau 8). Concernant l'élasticité au prix du carburant, elle varie entre [- 0,31; - 0,18].

Bien que la variable PIB en niveau ne soit pas stationnaire, l'analyse des résidus des Modèles 1 et 3 montre que les termes d'erreur sont stationnaires dans les deux cas. Ce constat justifie donc une relation à long terme entre le trafic et les variables « PIB » et « Prix du carburant ».

Bien que les modèles multiples fournissent de bons résultats au niveau de pouvoir explicatif R^2 , les séries de trafic et de PIB sont de toute façon des données intégrées d'ordre 1 ce qui pourrait rendre fallacieuse certaines équations. Pour prendre en compte de cette nature statistique de la variable du trafic et pour ajuster des erreurs, il est intéressant d'ajouter le retard premier de cette variable dans la régression.

Modèle 8 inclut le PIB, le prix du carburant, la longueur du réseau autoroutier et la population.

$$\log Trf_t = 12,23 + 0,346 \log Trf_{t-1} + 0,543 \log PIB_t - 0,143 \log PrC_t + 0,245 \log L_t^{AU} - 0,803 \log PoP_t$$

(0,0002) (0,0051) (0,0003) (0,0002) (0,0004) (0,0001)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$ et le test Breush-Godfrey montre qu'il n'y a significativement pas d'auto-corrélation dans le modèle proposé :

<i>Test de corrélation en série de Godfrey</i>		
Alternatif	LM	Pr > LM
AR(1)	2,2034	0,1377
AR(2)	3,5596	0,1687

Tableau 23: Résultats du test de Breush-Godfrey du modèle 8

Les élasticités du trafic au PIB de court et de long termes dans le Modèle 8 sont respectivement de 0,544 et 0,832. Les élasticités du trafic au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement de -0,143 et -0,219.

Modèle 9 inclut le PIB, le prix du carburant, la longueur du réseau autoroutier et l'âge médian.

$$\log Trf_t = 0,526 + 0,334 \log Trf_{t-1} + 0,512 \log PIB_t - 0,143 \log PrC_t + 0,455 \log L_t^{AU} - 1,206 \log Age_t^{méd}$$

(0,0064) (0,0052) (0,0003) (0,0002) (0,0001) (0,0001)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$ et le test Breush-Godfrey montre également qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle. Les élasticités du trafic au PIB de court et de long termes sont respectivement de 0,512 et 0,775. Les élasticités du trafic au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement de -0,143 et -0,215.

On remarque que les deux modèles d'ajustement partiel, Modèle 8 et Modèle 9, ont les mêmes performances et fournissent des élasticités du trafic au PIB et au prix du carburant d'un même ordre de grandeur. Les deux variables « PIB » et « Prix du carburant » ont les mêmes poids explicatifs dans les deux modèles quelque soit l'ajout d'autres variables explicatives. L'élasticité de la variable « longueur du réseau autoroutier » varie fortement du Modèle 8 au Modèle 9 selon que l'on met en jeu la variable « population » ou la variable « âge médian ». Cela montre une sensibilité non négligeable de la variable « longueur du réseau autoroutier » dans les modèles d'ajustement.

Comme dans les modèles multiples (Modèle 5, Modèle 6 et Modèle 7), le signe du coefficient de la variable « Population » est négatif dans le Modèle d'ajustement partiel. Ce résultat peut être expliqué par la forte baisse du parcours routier en 2008 qui continue en 2009 et ne retrouve le niveau de valeur de 2007 qu'en 2010 ; alors que pendant cette période de récession, la population garde toujours son rythme de croissance.

L'élasticité du trafic à l'âge médian est négative dans le Modèle 9 avec une valeur absolue toujours supérieure à 1.

Si l'on remplace le PIB par le PIB par tête pour intégrer la variable « population » dans la variable « PIB », les modèles sont aussi significatifs.

Modèle 10 inclut le PIB par tête, le prix du carburant et la longueur du réseau autoroutier :

$$\log Trf_t = -3,530 + 0,308 \log Trf_{t-1} + 0,581 \log PIB_t^{tête} - 0,171 \log PrC_t + 0,213 \log L_t^{AU}$$

(0,0004) (0,0161) (0,0003) (0,0001) (0,0018)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$ et le test Breush-Godfrey montre également qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle. Les élasticités du trafic au PIB par tête de court et de long termes sont respectivement de 0,581 et 0,840. Les élasticités du trafic au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement de -0,171 et -0,247.

Modèle 11 inclut le PIB par tête, le prix du carburant, la longueur du réseau autoroutier et l'âge médian :

$$\log Trf_t = -2,729 + 0,345 \log Trf_{t-1} + 0,531 \log PIB_t^{tête} - 0,142 \log PrC_t + 0,318 \log L_t^{AU} - 0,416 \log Age_t^{méd}$$

(0,0038) (0,0048) (0,0004) (0,0002) (0,0005) (0,047)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$ et le test Breush-Godfrey montre également qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle. Les élasticités du trafic au PIB par tête de court et de long termes sont respectivement de 0,531 et 0,811. Les élasticités du trafic au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement de -0,142 et -0,217.

Si l'on ne prend en compte que le PIB et le prix du carburant pour les variables explicatives d'un MAP, le modèle n'est plus significatif (réf. Tableau 24).

Variable	DDL	Valeur estimée	Erreur-type	Valeur du test t	Pr > t
c_0	1	-0.4187	0.3896	-1.07	0.2985
$\log Trf_{t-1}$	1	0.752	0.1495	5.03	0.0001
$\log PIB_t$	1	0.2683	0.1632	1.64	0.1198
$\log PrC_t$	1	-0.1393	0.0536	-2.60	0.0195

Tableau 24: Valeurs estimées des coefficients d'un modèle de régression d'ajustement partiel

Aussi, si l'on tient compte à la fois de la variable « âge médian » et de la variable « population » dans un MAP, le modèle devient non plus significatif (réf. Tableau 25).

Malgré la non-significativité des autres variables, les coefficients de la variable « PIB » et de la variable « Prix du carburant » ne varient pas beaucoup. Cela montre donc la consistance des estimations obtenues de ces variables.

Variable	DDL	Valeur estimée	Erreur-type	Valeur du test t	Pr > t
c_0	1	- 0.64871	17.6106	- 0.04	0.9712
$\log Trf_{t-1}$	1	0.3393	0.10654	3.18	0.0072
$\log PIB_t$	1	0.50797	0.12660	4.01	0.0015
$\log PrC_t$	1	- 0.1432	0.02971	- 4.8	0.0003
$\log L_t^{AU}$	1	0.47528	0.3159	1.5	0.1564
$\log Age_t^{med}$	1	- 1.3245	1.79367	- 0.74	0.4734
$\log PoP_t$	1	0.08047	1.20650	0.07	0.9478

Tableau 25: Valeurs estimées des coefficients d'un autre modèle de régression d'ajustement partiel

Sur le réseau autoroutier, les autoroutes concédées et les autoroutes non concédées

Tout d'abord, les modèles multiples statiques qui sont significatifs sont listés ci-dessous pour respectivement (de haut en bas) l'ensemble du réseau autoroutier, les autoroutes concédées et les autoroutes non concédées :

Modèle 12

$$\log Trf_t^{AU} = -8,721 + 1,851 \log PIB_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,96 \text{ et } DW = 0,402$$

(0,0001) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AUC} = -9,787 + 1,898 \log PIB_t \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,974 \text{ et } DW = 0,669$$

(0,0001) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AUNC} = -9,054 + 1,805 \log PIB_t \quad (\text{c}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,93 \text{ et } DW = 0,283$$

(0,0001) (0,0001)

Modèle 13

$$\log Trf_t^{AU} = 4,906 + 1,560 \log PrC_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,53 \text{ et } DW = 0,752$$

(0,0001) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AUC} = 4,190 + 1,623 \log PrC_t \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,56 \text{ et } DW = 0,853$$

(0,0001) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AUNC} = 4,236 + 1,499 \log PrC_t \quad (\text{c}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,50 \text{ et } DW = 0,655$$

(0,0001) (0,0002)

Modèle 14

$$\log Trf_t^{AU} = -11,426 + 2,218 \log PIB_t - 0,486 \log PrC_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,975 \text{ et } DW = 0,786$$

(0,0001) (0,0001) (0,0018)

$$\log Trf_t^{AU_c} = -12,144 + 2,218 \log PIB_t - 0,425 \log PrC_t \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,986 \text{ et } DW = 0,997$$

(0,0001) (0,0001) (0,0005)

$$\log Trf_t^{AU_{nc}} = -12,098 + 2,218 \log PIB_t - 0,549 \log PrC_t \quad (\text{c}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,950 \text{ et } DW = 0,633$$

(0,0001) (0,0001) (0,0088)

Modèle 15

$$\log Trf_t^{AU} = -8,555 + 0,620 \log PIB_t - 0,133 \log PrC_t + 0,970 \log L_t^{AU} \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,997 \text{ et } DW = 1,799$$

(0,0001) (0,0006) (0,0307) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AU_c} = -10,406 + 0,726 \log PIB_t - 0,173 \log PrC_t + 1,040 \log L_t^{AU_c} \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,994 \text{ et } DW = 1,266$$

(0,0001) (0,0226) (0,0445) (0,0001)

$$\log Trf_t^{AU_{nc}} = -6,030 + 0,806 \log PIB_t + 0,560 \log L_t^{AU_{nc}} \quad (\text{c}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,992 \text{ et } DW = 1,508$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001)

Modèle 16

$$\log Trf_t^{AU} = -12,271 + 1,205 \log PIB_t - 0,365 \log PrC_t + 2,309 \log Age_t^{med} \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,981 \text{ et } DW = 0,685$$

(0,0001) (0,0061) (0,0087) (0,0142)

$$\log Trf_t^{AU_c} = -13,066 + 1,112 \log PIB_t - 0,290 \log PrC_t + 2,520 \log Age_t^{med} \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,995 \text{ et } DW = 1,304$$

(0,0001) (0,0001) (0,0004) (0,0001)

Le modèle 16-c n'est pas significatif pour le trafic sur le réseau autoroutier non concédé.

Dans les modèles comprenant le PIB, le coefficient de détermination est très élevé (supérieur à 93%). Dans ces modèles, l'élasticité de moyen terme prend pour valeur entre 0,6 et 2,2 pour l'ensemble du réseau autoroutier, entre 0,7 et 2,2 pour les autoroutes concédées et entre 0,8 et 2,2 pour les autoroutes non concédées. Dans les modèles 15 (15-a, 15-b et 15-c), la part explicative de la variable longueur du réseau est très significative. C'est l'ajout de cette variable qui a réduit statistiquement la valeur de l'élasticité du trafic au PIB. On constate donc de nouveau la sensibilité de la variable longueur du réseau.

Les élasticités du trafic au prix du carburant pour l'ensemble du réseau autoroutier, les autoroutes concédées sont respectivement [-0,49 ; -0,13], [-0,49 ; -0,17]. On a obtenu une seule élasticité du trafic sur les autoroutes non concédées au prix du carburant de -0,55 dans le Modèle 14-c.

Malgré les bons résultats au niveau de la capacité explicative R^2 , les statistiques DW montrent dans tous les modèles multiples un risque d'auto-corrélation. En effet, toutes les valeurs DW ne dépassent pas le seuil critique inférieur correspondant à chaque modèle. Cela nous amène à tester les modèles d'ajustement partiel. Les modèles MAP suivants sont significatifs :

Modèle 17

$$\log Trf_t^{AU_c} = -3,963 + 0,643 \log Trf_{t-1}^{AU_c} + 0,744 \log PIB_t - 0,182 \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,996$$

(0,0037) (0,0001) (0,0028) (0,0064)

Le modèle n'est pas significatif pour le trafic sur l'ensemble du réseau routier, ni pour le trafic sur les autoroutes non concédées.

Modèle 18

$$\log Trf_t^{AU_c} = -5,240 + 0,492 \log Trf_{t-1}^{AU_c} + 0,499 \log PIB_t - 0,144 \log PrC_t + 0,417 \log L_t^{AU_c} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,997$$

(0,0006) (0,0005) (0,0398) (0,0202) (0,0497)

Le modèle n'est pas significatif pour le trafic sur l'ensemble du réseau routier, ni pour le trafic sur les

autoroutes non concédées.

Pour le réseau autoroutier concédé, les élasticités du trafic au PIB de court et de long termes sont respectivement de [0,50 ; 0,74] et [0,98 ; 2,08]. Les élasticités du trafic sur les autoroutes concédées au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement [-0,18; -0,14] et [-0,51 ; -0,28]. On remarque de nouveau l'influence de la variable longueur du réseau autoroutier sur les valeurs obtenues des élasticités du trafic.

Sur l'ensemble du réseau du trafic des VL et des PL

Modèle 19

$$\log Trf_t^{VL} = -1,299 + 0,980 \log PIB_t - 0,338 \log PrC_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,953 \text{ et } DW = 0,756$$

(0,0168) (0,0001) (0,0002)

Le modèle 19-b n'est pas significatif pour le trafic des PL.

Modèle 20

$$\log Trf_t^{VL} = 18,594 + 1,334 \log PIB_t - 0,325 \log PrC_t - 1,255 \log PoP_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,968 \text{ et } DW = 1,079$$

(0,0096) (0,0001) (0,0001) (0,0061)

Le modèle 20-b n'est pas significatif pour le trafic des PL.

Modèle 21

$$\log Trf_t^{VL} = 41,483 + 0,740 \log PIB_t - 0,186 \log PrC_t - 2,572 \log PoP_t + 2,316 \log Age_t^{med} \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,991 \text{ et } DW = 1,494$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0061) (0,0001)

Le modèle 21-b n'est pas significatif pour le trafic des PL.

Les modèles multiples ne modélisent pas le trafic des PL de façon satisfaisante. L'élasticité du trafic au PIB de moyen terme est entre 1,3 et 2,8. L'élasticité du trafic au prix du carburant de moyen terme est entre -0,485 et -0,126. Dans tous les cas, le test DW ne permet pas de conclure sur l'auto-corrélation dans les modèles. Pour le trafic VL, la variable « longueur du réseau autoroutier » n'est pas significative dans les modèles.

Les modèles d'ajustement partiel pour les VL suivants sont significatifs. Les modèles 22 ne sont pas significatifs pour le trafic des PL.

Modèle 22

$$\log Trf_t^{VL} = 9,559 + 0,670 \log Trf_{t-1}^{VL} + 0,499 \log PIB_t - 0,162 \log PrC_t - 0,629 \log PoP_t \quad (\text{a}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,994$$

(0,0506) (0,0002) (0,0148) (0,0064) (0,0442)

$$\log Trf_t^{VL} = 30,524 + 0,343 \log Trf_{t-1}^{VL} + 0,482 \log PIB_t - 0,154 \log PrC_t - 2,026 \log PoP_t + 1,709 \log Age_t^{med} \quad (\text{b}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,993$$

(0,0001) (0,0098) (0,0013) (0,0005) (0,0001) (0,0005)

Les élasticités du trafic des VL au PIB de court et de long termes sont respectivement de 0,50 et 1,51 dans le modèle 22-a, de 0,48 et 0,73 modèle 22-b. Les élasticités du trafic des VL au prix du carburant de court et de long termes sont respectivement de -0,162 et -0,491 dans le modèle 22-a et de -0,154 et -0,234.

$$\log Trf_t^{VL} = 2,293 + 0,399 \log Trf_{t-1}^{VL} + 0,390 \log PIB_t^{tete} - 0,185 \log PrC_t - 2,007 \log L_t^{AU} \quad (\text{c}) \text{ avec } R_{aj}^2 = 0,990$$

(0,0234) (0,0110) (0,0185) (0,0003) (0,0103)

5.2.1.2. Modèle en variation

On commence par des modèles multiples statiques :

Modèle 23

$$\Delta \log Trf_t = 0,009 + 0,377 \Delta \log PIB_t \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,134 \quad \text{et} \quad DW = 1,474$$

(0,0465) (0,0629)

Modèle 24

$$\Delta \log Trf_t = 0,015 - 0,058 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,061 \quad \text{et} \quad DW = 1,103$$

(0,0001) (0,1526)

Les modèles 23 et 24 ne sont pas significatifs d'autant plus que leur pouvoir explicatif R^2 est faible. Pourtant, le signe du coefficient de la variable « Prix du carburant » est bien négatif qui reflète mieux la relation intuitive attendue, contrairement aux modèles 2 et 13.

Modèle 25

$$\Delta \log Trf_t = 0,004 + 0,740 \Delta \log PIB_t - 0,134 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,56 \quad \text{et} \quad DW = 1,291$$

(0,1808) (0,0002) (0,0005)

Les modèles sont améliorés avec un pouvoir explicatif de 56 % (malgré le coefficient de l'intercepte n'est pas significatif au niveau de 5%). Le modèle 25 donne une estimation sur l'élasticité de court terme du trafic au PIB et au prix du carburant, respectivement de 0,74 et -0,134. Ces résultats sont compatibles avec ceux dans la littérature.

Comme les variables « Longueur du réseau autoroutier », « Âge médian » et « Population » sont des variables stationnaires, les deux façons de les intégrer dans le modèle 25 sont : soit utilisation des valeurs en niveau, soit l'utilisation des valeurs en différence première.

Modèle 26 inclut la variable « Population » :

$$\Delta \log Trf_t = 0,020 + 0,702 \Delta \log PIB_t - 0,126 \Delta \log PrC_t - 2,871 \Delta \log PoP_t \quad \text{(a) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,65 \quad \text{et} \\ DW = 1,697$$

(0,0148) (0,0002) (0,0004) (0,0399)

$$\Delta \log Trf_t = 2,745 + 0,595 \Delta \log PIB_t - 0,112 \Delta \log PrC_t - 0,153 \log PoP_t \quad \text{(b) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,67 \quad \text{et} \\ DW = 1,758$$

(0,0182) (0,0010) (0,0011) (0,0183)

Modèle 27 inclut la variable « Âge médian » :

$$\Delta \log Trf_t = -0,019 + 0,677 \Delta \log PIB_t - 0,103 \Delta \log PrC_t + 3,169 \Delta \log Age^{med}_t \quad \text{(a) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,65 \quad \text{et} \quad DW = 1,590$$

(0,0936) (0,0003) (0,0043) (0,0375)

$$\Delta \log Trf_t = 0,392 + 0,642 \Delta \log PIB_t - 0,116 \Delta \log PrC_t - 0,108 \log Age^{med}_t \quad \text{(b) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,66 \quad \text{et} \\ DW = 1,700$$

(0,0236) (0,0004) (0,0009) (0,0250)

Modèle 28 inclut en plus la variable « Longueur du réseau autoroutier »

$$\Delta \log Trf_t = -0,004 + 0,559 \Delta \log PIB_t - 0,105 \Delta \log PrC_t + 0,430 \Delta \log L^{AU}_t \quad \text{(a) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,72 \quad \text{et} \\ DW = 1,949$$

(0,257) (0,0010) (0,0012) (0,0050)

$$\Delta \log Trf_t = 0,277 + 0,685 \Delta \log PIB_t - 0,120 \Delta \log PrC_t - 0,030 \log L^{AU}_t \quad \text{(b) avec} \quad R_{aj}^2 = 0,65 \quad \text{et} \\ DW = 1,672 \quad \text{(b)}$$

(0,0312) (0,0002) (0,0007) (0,0335)

À partir du Modèle 33, on peut étendre le modèle en ajoutant des variables complémentaires comme la longueur du réseau autoroutier, la population et l'âge médian. Les modèles suivants sont significatifs :

Modèle 34

$$\log IdC_t = -7,325 + 0,627 \log PIB_t - 0,078 \log PrC_t + 0,401 \log L_t^{AU} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,99$$

(0,0001) (0,0001) (0,0017) (0,0001)
 $DW = 2,177$

Modèle 35

$$\log IdC_t = -8,990 + 0,717 \log PIB_t - 0,156 \log PrC_t + 1,301 \log Age_t^{med} \quad \text{avec } R_{aj}^2 > 0,99$$

(0,0001) (0,0001) (0,0023) (0,0004)
 $DW = 0,868$

Modèle 36 $\log IdC_t = 12,609 + 0,615 \log PIB_t - 0,081 \log PrC_t - 1,388 \log PoP_t + 2,427 \log Age_t^{med}$

(0,0008) (0,0001) (0,0004) (0,0001) (0,0001)
 avec $R_{aj}^2 = 0,998$ $DW = 2,265$

L'élasticité de l'indice de circulation au PIB de moyen terme est entre 0,62 et 0,72. L'élasticité de l'indice de circulation au prix du carburant de moyen terme est entre -0,156 et -0,081.

Les modèles d'ajustement partiel sont aussi testés. Dans tous les cas, que ce soit sur les données de l'indice sur l'ensemble du réseau RRN, sur les autoroutes ou sur les routes nationales, les modèles MAP ne sont pas significatifs. Dans la majorité des cas examinés, le coefficient de la variable « Longueur du réseau autoroutier » et celui de l'indice retardé ne sont pas significatifs, comme montre un exemple dans le Tableau 26.

Variable	DDL	Valeur estimée	Erreur-type	Valeur du test t	Pr > t
c_0	1	13,12184	3,30649	3,97	0,0014
$\log IdC_{t-1}$	1	0,02389	0,18415	0,13	0,8986
$\log PIB_t$	1	0,58819	0,14013	4,20	0,0009
$\log PrC_t$	1	-0,08533	0,02747	-3,11	0,0077
$\log PoP_t$	1	-1,41397	0,25482	-5,55	< 0,0001
$\log Age_t^{med}$	1	2,46090	0,43693	5,63	< 0,0001

Tableau 26: Valeurs estimées des coefficients d'un modèle MAP

Ce constat de non-significativité des variables est pour cause vraisemblablement par le fait que la série d'indice de circulation est stationnaire et que cette mesure de trafic, selon sa méthode de calcul, ne dépend pas de la longueur du réseau routier et autoroutier.

5.2.2.2. Modèle en variation

Tout d'abord, des modèles multiples classiques sont testés :

Modèle 37

$$\Delta \log IdC_t = 0,012 + 0,552 \Delta \log PIB_t - 0,092 \Delta \log PrC_t$$

(0,0008) (0,0020) (0,0063)

Le modèle est significatif mais avec une faible valeur de $R_{aj}^2 = 0,41$, la statistique $DW = 2,145$ et le test F significatif (probabilité marginale de rejet $Pr = 0,0043$).

Modèle 38

$$\Delta \log IdC_t = 0,027 + 0,517 \Delta \log PIB_t - 0,084 \Delta \log PrC_t - 2,654 \Delta \log PoP_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,52$$

(0,0018) (0,0017) (0,0064) (0,0397)

$$DW = 2,716$$

Modèle 39

$$\Delta \log IdC_t = 0,015 + 0,572 \Delta \log PIB_t^{tete} - 0,093 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,46 \quad \text{et } DW = 2,376$$

(0,0001) (0,0008) (0,0039)

Malgré le niveau faible du pouvoir explicatif des modèles 37, 38, 39 (moins 52 %) , ces modèles ne contiennent pas d'auto-corrélation selon le test Durbin-Watson. Par ailleurs, les variables « Longueur du réseau autoroutier » et « Âge médian » ne contribuent pratiquement pas à l'explication de la variation de l'indice de circulation dans ce type de modèle.

L'élasticité de l'indice de circulation de court terme au PIB est entre 0,52 et 0,55. L'élasticité de l'indice de circulation de court terme au prix du carburant est entre -0,093 et -0,084.

Sur les autoroutes et les routes nationales

Les modèles significatifs sont listés ci-dessous :

Modèle 40

$$\Delta \log IdC_t^{AU} = 0,014 + 0,843 \Delta \log PIB_t - 0,149 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,54 \quad \text{et } DW = 2,110$$

(0,0012) (0,0003) (0,0008)

$$\Delta \log IdC_t^{RN} = 0,008 + 0,360 \Delta \log PIB_t - 0,084 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,34 \quad \text{et } DW = 2,010$$

(0,0050) (0,0151) (0,0052)

Modèle 41

$$\Delta \log IdC_t^{AU} = 0,018 + 0,844 \Delta \log PIB_t^{tete} - 0,147 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,57 \quad \text{et } DW = 2,215$$

(0,0001) (0,0002) (0,0006)

$$\Delta \log IdC_t^{RN} = 0,010 + 0,373 \Delta \log PIB_t^{tete} - 0,084 \Delta \log PrC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,37 \quad \text{et } DW = 2,124$$

(0,0001) (0,0093) (0,0038)

L'élasticité de court terme de l'indice de circulation du trafic sur les autoroutes au PIB est largement supérieure à celle sur les routes nationales. En effet, la première est de 0,84 contre 0,37 sur les routes nationales. En valeur absolue, l'élasticité de court terme de l'indice de circulation du trafic sur les autoroutes au prix du carburant est aussi largement supérieure à celle sur les routes nationales. Ces valeurs sont respectivement (pour les autoroutes et routes nationales) de -0,149 et -0,084. Les modèles examinés ne rencontrent pas de problème d'auto-corrélation mais leur capacité explicative (exprimée par le coefficient R^2) est limitée (environ 57 % pour les autoroutes et 37 % pour les routes nationale).

5.2.3. Indice de circulation 1980- 2010

Dans cette section, les données de l'indice de circulation examinées sont prolongées jusqu'en 1980. Pour établir les modèles, la variable prix du gazole est utilisée au lieu du prix du carburant pour raison de disponibilité des données.

5.2.3.1. Modèle en niveau

Les modèles simples et multiples classiques sont testés pour l'indice de circulation sur l'ensemble du réseau routier national (RRN).

Modèle 42

$$\log IdC_t = -8,943 + 1,347 \log PIB_t$$

(0,0001) (0,0001)

avec $R^2 > 0,98$, $DW = 0,309$ et le test F significatif (probabilité marginale de rejet $Pr < 0,0001$).

Le modèle significatif montre une corrélation forte entre l'indice de circulation et le PIB.

Modèle 43

$$\log IdC_t = -9,376 + 1,398 \log PIB_t - 0,182 \log PrG_t$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001)

avec $R^2 > 0,99$, $DW = 1,069$ et le test F significatif (probabilité marginale de rejet $Pr < 0,0001$).

La combinaison des deux variables montre une élasticité négative du trafic au prix du gazole de moyen terme d'environ -0,18.

À partir du Modèle 43, des variables complémentaires (la population et l'âge médian) sont ajoutées pour tester la sensibilité des coefficients obtenus pour le PIB et le prix du gazole :

Modèle 44

$$\log IdC_t = -10,296 + 0,850 \log PIB_t - 0,181 \log PrG_t + 1,375 \log Age_t^{med}$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

$DW = 2,268$

Modèle 45

$$\log IdC_t = -16,271 + 1,212 \log PIB_t - 0,195 \log PrG_t + 0,751 \log PoP_t$$

(0,0008) (0,0001) (0,0001) (0,0160)

$DW = 1,111$

Pour la première fois de cette étude, le modèle 45 donne un coefficient positif pour la variable « population ». L'élasticité de l'indice de circulation au PIB de moyen terme est entre 0,85 et 1,12. L'élasticité de l'indice de circulation au prix du gazole de moyen terme est entre -0,195 et -0,181. Le modèle 44 n'a pas d'auto-corrélation d'après le test Durbin-Watson.

Si la variable « population » est intégrée dans le PIB pour indiquer la richesse par habitant, les modèles suivants sont tirés significatifs :

Modèle 46

$$\log IdC_t = 7,652 + 1,850 \log PIB_t^{tete} - 0,148 \log PrG_t$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$ et $DW = 0,675$

Modèle 47

$$\log IdC_t = -3,659 + 0,777 \log PIB_t^{tete} - 0,164 \log PrG_t + 2,056 \log Age_t^{med}$$

(0,0006) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

$DW = 1,836$

On obtient les mêmes ordres de grandeur des élasticités au PIB et au prix du gazole.

Les modèles d'ajustement partiel sont aussi testés et ceux qui sont significatifs sont listés ci-dessous :

Modèle 48

$$\log IdC_t = -4,625 + 0,501 \log IdC_{t-1} + 0,691 \log PIB_t - 0,116 \log PrG_t$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

avec $R_{aj}^2 > 0,99$

Le test BG avec la probabilité marginale de rejet $Pr[t > LM(1)] = 0,1558$ significatif montre qu'il y a pas de auto-corrélation dans le modèle.

Modèle 49

$$\log IdC_t = -7,062 + 0,313 \log IdC_{t-1} + 0,602 \log PIB_t - 0,136 \log PrG_t + 0,906 \log Age_t^{med} \quad \text{avec}$$

$(0,0002) \quad (0,0387) \quad (0,0002) \quad (0,0001) \quad (0,0067)$

$$R_{aj}^2 > 0,99$$

Le test BG avec la probabilité marginale de rejet $Pr[t > LM(1)] = 0,5830$ significatif montre qu'il y a pas de auto-corrélation dans le modèle.

Modèle 50

$$\log IdC_t = -9,283 + 0,451 \log IdC_{t-1} + 0,649 \log PIB_t - 0,131 \log PrG_t + 0,456 \log PoP_t \quad \text{avec}$$

$(0,0007) \quad (0,0001) \quad (0,0001) \quad (0,0001) \quad (0,0506)$

$$R_{aj}^2 > 0,99$$

Le test BG avec la probabilité marginale de rejet $Pr[t > LM(1)] = 0,1422$ significatif montre qu'il y a pas de auto-corrélation dans le modèle.

Modèle 51

$$\log IdC_t = 1,851 + 0,751 \log IdC_{t-1} + 0,445 \log PIB_t^{tete} - 0,074 \log PrG_t \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 > 0,99$$

$(0,0067) \quad (0,0001) \quad (0,0072) \quad (0,0001)$

Le test BG avec la probabilité marginale de rejet $Pr[t > LM(1)] = 0,0360$ non-significatif montre qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle qu'il y a d'auto-corrélation dans le modèle.

Dans ces modèles, les coefficients de la variable « Population » et « Âge médian » sont positifs, ce qui vérifie les résultats obtenus dans les modèles multiples. Les MAP permettent d'obtenir des élasticités de court et de long termes des variables. L'élasticité de court terme au PIB est entre 0,602 et 0,691 alors que l'élasticité de long terme est entre 0,876 et 1,385. L'élasticité de court terme au prix du gazole est entre -0,136 et -0,116 alors que l'élasticité de long terme est entre -0,238 et -0,197.

5.2.3.2. Modèle en variation

Les modèles multiples en variation suivants sont significatifs :

Modèle 52

$$\Delta \log IdC_t = 0,014 + 0,564 \Delta \log PIB_t$$

$(0,0010) \quad (0,0023)$

Le modèle est significatif mais a une faible valeur de $R_{aj}^2 = 0,261$, la statistique $DW = 1,426$ et le test F significatif avec la probabilité marginale de rejet $Pr = 0,0023$.

Modèle 53 :

$$\Delta \log IdC_t = 0,024 - 0,087 \Delta \log PrG_t$$

$(0,0001) \quad (0,0072)$

Le modèle est significatif mais a une faible valeur de $R_{aj}^2 = 0,203$, la statistique $DW = 0,914$ et le test F significatif avec la probabilité marginale de rejet $Pr = 0,0072$. On a obtenu le signe attendu pour la variable « Prix du gazole ».

Modèle 54

$$\Delta \log IdC_t = 0,012 + 0,748 \Delta \log PIB_t - 0,120 \Delta \log PrG_t \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,67 \quad \text{et} \quad DW = 2,123$$

$(0,0001) \quad (0,0001) \quad (0,0001)$

Le test DW montre qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle.

Selon ce type de modèle, l'élasticité de l'indice de circulation au PIB de court terme est environ 0,75. L'élasticité au prix du gazole est de l'ordre -0,120.

5.2.3.3. Modèle à correction d'erreur

Aucun modèle MCE n'est statistiquement significatif.

Modèle 55 de long terme

$$\log IdC_t = -9,376 + 1,398 \log PIB_t - 0,182 \log PrG_t + \epsilon_t$$

(0,0001)
(0,0001)
(0,0001)

Modèle 56 de court terme

Variable	DDL	Valeur estimée	Erreur-type	Valeur du test t	Pr > t
c_0	1	0,0102	0,002679	3,81	0,0008
ΔPIB	1	0,8246	0,1222	6,75	< 0,0001
$\Delta \log PrG_t$	1	- 0,1275	0,0197	- 6,46	< 0,0001
ϵ_{t-1}	1	- 0,2367	0,1504	-1,57	0,1276

Tableau 27: Valeurs estimées des coefficients d'un modèle MCE à 2 étapes

L'élasticité au PIB de court terme est environ 0,72 alors que celle de long terme est environ 1,29. L'élasticité au prix du gazole de court terme est de -0,125 alors que celle de long terme est environ -0,161.

5.2.4. Récapitulatif

Trafic	Niveau	Facteurs explicatifs	Type de réseau	Élasticité PIB			Élasticité Prix du carburant		
				CT	MT	LT	CT	MT	LT
Parcours (SoeS) (1990-2010)	Valeur en niveau	PIB	Tout		0,85				
			AU	--	1,85	--	--	--	--
			AU concédée		1,90				
			AU non-concédées		1,80				
		PIB, PrC	Tout		1,09			- 0,31	
			AU	--	2,22	--	--	- 0,49	--
			AU concédée		2,22			- 0,43	
			AU non-concédées		2,22			- 0,55	
	PIB, PrC, Longueur	VL		0,98			- 0,34		
		Tout		0,52			- 0,19		
	PIB, PrC, PoP	AU	--	0,62	--	--	- 0,13	--	
		AU concédée		0,73			- 0,17		
	PIB, PrC, Age_med	Tout		1,38			- 0,30		
VL		--	1,33	--	--	- 0,33	--		
PIB, PrC, Longueur, PoP	AU		1,21			- 0,37			
	AU concédée		1,11			- 0,29			
Valeur en variation	PIB, PrC	Tout	--	0,82	--	--	-0,18	--	
		Tout		0,89			- 0,18		
		VL	--	0,74	--	--	- 0,19	--	
Valeur en variation	PIB, PrC	Tout	0,38	--	--	--	--	--	
		Tout	--	--	--	- 0,06	--	--	
		Tout	0,74	--	--	- 0,13	--	--	

		PIB, PrC, Pop	Tout	0,70	--	--	-0,13	--	--		
		PIB, PrC, Pop (Log)	Tout	0,60	--	--	-0,11	--	--		
		PIB, PrC, Age_med	Tout	0,68	--	--	-0,10	--	--		
		PIB, PrC, Age_med (Log)	Tout	0,64	--	--	-0,12	--	--		
		PIB, PrC, Longueur	Tout	0,58	--	--	-0,11	--	--		
		PIB, PrC, Longueur (Log)	Tout	0,69	--	--	-0,12	--	--		
		PIB_tête, PrC	Tout	0,76	--	--	-0,14	--	--		
		PIB_tête, PrC, Age_med	Tout	0,66	--	--	-0,12	--	--		
	MAP	Parcours (t-1), PIB, PrC	AU concédée	0,74	--	2,08	-0,18	--	-0,51		
		Parcours (t-1), PIB, PrC, Longueur	AU concédée	0,50	--	0,98	-0,14	--	-0,28		
		Parcours (t-1), PIB, PrC, Longueur, Pop	Tout	0,54	--	0,83	-0,14	--	-0,22		
		Parcours (t-1), PIB, PrC, Longueur, Age_med	Tout	0,51	--	0,76	-0,14	--	-0,22		
		Parcours (t-1), PIB_tête, PrC, Longueur	Tout VL	0,58 0,39	--	0,84 0,65	-0,17 -0,19	--	-0,25 -0,31		
		Parcours (t-1), PIB, PrC, PoP	Tout	0,53	--	0,81	-0,14	--	-0,22		
		Parcours (t-1), PIB, PrC, PoP, Age médiane	VL	0,51	--	1,51	-0,16	--	-0,49		
Parcours (t-1), PIB_tête, PrC, PoP, Age médiane		VL	0,48	--	0,73	-0,15	--	-0,23			
Indice de circulation (Setra) (1990-2010)	Valeur en niveau	PIB	Tout	--	1,12	--	--	--	--		
		PIB, PrC	Tout	--	1,29	--	--	-0,23	--		
		PIB, PrC, Longueur	Tout	--	0,63	--	--	-0,08	--		
		PIB, PrC, Age_med	Tout	--	0,72	--	--	-0,16	--		
		PIB, PrC, PoP, Age_med	Tout	--	0,62	--	--	-0,08	--		
	Valeur en variation	PIB, PrC	Tout AU RN	0,55 0,84 0,36	--	--	-0,09 -0,15 -0,08	--	--		
		PIB, PrC, PoP	Tout	0,52	--	--	-0,08	--	--		
		PIB_par_tête, PrC	Tout AU RN	0,57 0,84 0,37	--	--	-0,09 -0,15 -0,08	--	--		
		Indice de circulation (Setra) (1980-	Valeur en niveau	PIB	Tout	--	1,35	--	--	--	--
				PIB, PrG	Tout	--	1,40	--	--	-0,18	--

2010)		PIB, PrG, Age_med	Tout	--	0,85	--	--	- 0,18	--
		PIB, PrG, PoP	Tout	--	1,21	--	--	- 0,195	--
		PIB_tête, PrG	Tout	--	1,85	--	--	- 0,15	--
		PIB_tête, PrG, Age_med	Tout	--	0,78	--	--	- 0,16	--
	Valeur en variation	PIB	Tout	0,56	--	--	--	--	--
		PrG	Tout	--	--	--	- 0,09	--	--
		PIB, PrG	Tout	0,75	--	--	- 0,12	--	--
	MAP	IdC(t-1), PIB, PrG	Tout	0,69	--	1,38	- 0,12	--	- 0,23
		IdC(t-1), PIB, PrG, Age_med	Tout	0,60	--	0,88	- 0,14	--	- 0,20
		IdC(t-1), PIB, PrG, PoP	Tout	0,65	--	1,18	- 0,13	--	- 0,24
		IdC(t-1), PIB_tête, PrG	Tout	0,45	--	1,79	- 0,07	--	- 0,30

Tableau 28: Récapitulatif des valeurs estimées pour les élasticités au PIB et au Prix du carburant

L'élasticité de court terme du trafic sur tout le réseau au PIB est entre 0,50 et 0,74. Ce coefficient est plus élevé sur les autoroutes que sur les routes nationales : l'élasticité du trafic autoroutier au PIB est environ 0,84 dans les modèles testés.

L'élasticité de long terme du trafic sur tout le réseau au PIB est entre 0,76 et 1,79. Ce coefficient est plus élevé sur les autoroutes qu'ailleurs : il peut être supérieur à 2 dans certains modèles.

En ce qui concerne le prix du carburant et le prix du gazole, on obtient des élasticités de court terme comprises dans l'intervalle entre 0,08 et 0,19. Les usagers des autoroutes semblent plus sensibles au prix du carburant car ce coefficient de court terme est plus grande sur ce réseau que sur le réseau des routes nationales.

L'élasticité de long terme du trafic sur tout le réseau au prix du carburant est entre 0,20 et 0,25. Ce coefficient est aussi plus élevé sur les autoroutes qu'ailleurs : on a obtenu deux résultats de 0,28 et 0,51 pour le trafic de parcours sur les autoroutes concédées.

De plus, l'élasticité de court terme du trafic VL (au PIB ou au prix du carburant) est nettement inférieure à celle du trafic sur tout le réseau, tandis que l'élasticité de long terme du trafic VL au prix du carburant semble supérieure à celle du trafic sur tout le réseau. L'élasticité du trafic VL de long terme au PIB est inférieure à celle du trafic sur tout le réseau.

5.3. Indice de circulation trimestriel

Aftal, 2009 étudie les modèles économétriques pour l'indice de circulation trimestriel et mensuel. Selon cette étude réalisée au Sétra, les modèles trimestriels traitant les données entre 2001:1 et 2009:4 ont obtenu de meilleurs résultats. L'étude confirme également que le PIB, le prix du carburant, parmi d'autres variables explicatives, contribuent à l'explication de la variation de circulation sur le réseau RRN.

La présente étude utilise les données de l'indice de circulation et parcours trimestriels en CVS entre 1990:1 et 2012:2 et les met en équation avec d'autres variables macro-économiques avancées telles que l'opinion des chefs d'entreprise, la confiance des ménages, la variation de stocks et éventuellement l'indice de production industrielle.

5.3.1. Parcours trimestriel

Tout d'abord, les modèles en niveau suivants sont significatifs.

Modèle 57 inclut le PIB, l'opinion des chefs d'entreprise retardée et la variation de stock retardée :

$$\log Trf_t = -13,575 + 1,450 \log PIB_t - 0,00142 OpC_{t-3} + 0,01091 VdS_{t-3} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98 \quad \text{et} \\ DW = 0,791$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0597)

Modèle 58 inclut le PIB, la confiance des ménages retardée et la variation de stocks retardée :

$$\log Trf_t = -12,871 + 1,413 \log PIB_t - 0,0491 \log CAM_{t-3} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,978 \quad \text{et } DW = 0,573$$

(0,0001) (0,0001) (0,0502)

Modèle 59 inclut l'IPI, la confiance des ménages retardée et l'opinion des chefs d'entreprise retardée :

$$\log Trf_t = -2,599 + 2,448 \log IPI_t - 0,740 \log CAM_{t-3} - 0,00578 OpC_{t-3} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,67 \quad \text{et} \\ DW = 0,308$$

(0,0061) (0,0001) (0,0001) (0,0002)

On obtient une élasticité du trafic au PIB de moyen terme de l'ordre de 1,4. Le modèle aura moins de capacité explicative si l'on remplace le PIB par l'IPI. Malgré le fait qu'il existe d'auto-corrélation dans le modèle (avec de faibles valeurs de la statistique DW), il apparaît que le parcours routier sera mieux modélisé par les valeurs retardées de trois trimestres de l'opinion des chefs d'entreprise, de la confiance des ménages et de la variation de stocks. Le signe de la variable « variation de stocks » semble interprétable car plus la variation de stock est positive dans le passé, plus le trafic augmente pour la déstocker. Pourtant, le signe négatif des variables « opinion des chefs d'entreprise » et « confiance des ménages » rendent l'explication des modèles obtenus discutable. Quant à l'indice de production industrielle, il lie peut-être davantage au trafic des PL alors qu'ici, le parcours n'est pas le cas.

Ensuite, les modèles d'ajustement partiel sont testés et seul Modèle 60 a passé des critères de base de significativité. Selon ce modèle, les élasticité du trafic au PIB de court et long termes sont respectivement 0,262 et 1,4. L'élasticité de court terme est anormalement basse, vraisemblablement à cause de l'utilisation de la série CVS pour les parcours routiers. En effet, la technique CVS appliquée sur les données disponibles enlève des perturbations saisonnières pour focaliser sur les analyses de tendance, ce qui est le cas souvent rencontré dans les analyses conjoncturelles.

Modèle 60:

$$\log Trf_t = -2,410 + 0,813 \log Trf_{t-1} + 0,262 \log PIB_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98$$

(0,0249) (0,0001) (0,0214)

Aucun modèle en variation n'est significatif pour les variables explicatives testées (même le modèle simple linéaire avec la variable PIB).

5.3.2. Indice de circulation

Les modèles en niveau suivants sont significatifs :

Modèle 61 inclut le PIB, l'opinion des chefs d'entreprise retardée

$$\log IdC_t = -13,622 + 1,133 \log PIB_t - 0,00078 OpC_{t-1} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98 \quad \text{et } DW = 0,580$$

(0,0001) (0,0001) (0,0026)

$$\log IdC_t = -13,636 + 1,134 \log PIB_t - 0,00097 OpC_{t-2} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98 \quad \text{et } DW = 0,715$$

(0,0001) (0,0001) (0,0002)

$$\log IdC_t = -13,503 + 1,124 \log PIB_t - 0,00096 OpC_{t-3} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98 \quad \text{et } DW = 0,686$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001)

$$\log IdC_t = -13,375 + 1,114 \log PIB_t - 0,00087 OpC_{t-4} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,98 \quad \text{et } DW = 0,715$$

(0,0001) (0,0001) (0,0003)

Modèle 62 inclut le PIB, l'opinion des chefs d'entreprise retardée et la variation de stock retardée

$$\log IdC_t = -13,497 + 1,124 \log PIB_t - 0,00108 OpC_{t-3} - 0,0105 VdS_{t-3} \quad \text{avec et } R_{aj}^2 = 0,98$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0275)

$DW = 0,734$

Modèle 63 inclut l'IPI, la confiance des ménages retardée et l'opinion des chefs d'entreprise

$$\log IdC_t = -5,676 + 2,021 \log IPI_t - 0,549 \log CAM_t - 0,0054 OpC_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,71 \quad \text{et}$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

$DW = 0,249$

$$\log IdC_t = -6,550 + 2,240 \log IPI_t - 0,574 \log CAM_{t-1} - 0,0072 OpC_{t-1} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,76 \quad \text{et}$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0001)

$DW = 0,396$

$$\log IdC_t = -5,013 + 1,839 \log IPI_t - 0,513 \log CAM_{t-3} - 0,0041 OpC_{t-3} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,68 \quad \text{et}$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0013)

$DW = 0,327$

$$\log IdC_t = -4,382 + 1,698 \log IPI_t - 0,511 \log CAM_{t-4} - 0,0029 OpC_{t-4} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,62 \quad \text{et}$$

(0,0001) (0,0001) (0,0001) (0,0143)

$DW = 0,271$

Selon les modèles multiples ci-dessus, l'élasticité de l'indice de circulation au PIB de moyen terme est entre 1,11 et 1,13. Tous les coefficients des variables complémentaires sont négatifs.

Aucun modèle en variation n'est significatif pour les variables testées ce qui peut-être à cause de l'utilisation de la technique CVS. Les modèles d'ajustement partiel suivants sont les plus significatifs :

Modèle 64

$$\log IdC_t = -2,410 + 0,813 \log IdC_{t-1} + 0,262 \log PIB_t \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,988$$

(0,0249) (0,0001) (0,0214)

Le test BG ($Pr[t > LM(1)] = 0,0791$) montre qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle.

Modèle 65

$$\log IdC_t = -4,229 + 0,676 \log IdC_{t-1} + 0,3531 \log PIB_t - 0,000401 OpC_{t-3} + 0,00759 VdS_{t-3} \quad \text{avec}$$

(0,0005) (0,0001) (0,0005) (0,0402) (0,0340)

$R_{aj}^2 = 0,989$

Le test BG ($Pr[t > LM(1)] = 0,3134$) montre qu'il n'y a pas d'auto-corrélation dans le modèle. Les modèles 64 et 65 permettent d'obtenir l'élasticité de l'indice de circulation au PIB de court terme entre 0,26 et 0,35, ce qui sont un peu sous-estimé en utilisant la série CVS. L'élasticité au PIB de long terme est entre 1,1 et 1,4.

5.3.3. Synthèse

Cette partie s'intéresse à la question des liens conjoncturels entre trafic et les indicateurs macro-économiques . On remarque que :

- L'IPI est fortement corrélé avec le PIB mais cet indice ne peut pas remplacer le PIB dans l'explication du trafic sur l'ensemble du réseau. Le PIB semble la variable la plus corrélée avec le trafic parmi celles étudiées et celles dans la littérature.

- Les variables « avancées » telles que la confiance des ménages et l'opinion des chefs d'entreprise sont testées dans les modèles économétriques dans l'optique envisagée qu'elles pourraient réagir plus rapidement que le PIB au niveau de comportement et d'anticipation. En effet, on a trouvé que les variables

retardées sont plus explicatives (en particulier celle retardée de trois trimestres) pour le trafic que la variable sans retard. Il reste à analyser les coefficients dès fois inattendus de ces variables retardées.

- L'IPI et la variation de stocks représentent respectivement les activités de production et le stockage. Le résultat montre que le trafic relie directement avec la production actuelle mais concerne dans certaine mesure avec le stockage dans le passé. Plus le dernier est important dans le passé, plus de trafic sera engendré. Il est à noter que la variation de stocks et l'IPI sont les deux composantes de le PIB.

- Au niveau quantitatif, on obtient l'élasticité de l'indice de circulation au PIB entre 1,1 et 1,4. Cette élasticité est plutôt de moyen à long terme.

L'approche menée dans cette étude est encore à exploiter car elle a été partiellement limitée au niveau des données disponibles. Mis à part le problème d'utilisation des séries CVS qui a *a priori* enlevé les variations saisonnières, le mélange des variables explicatives macro-économiques dans un seul modèle agrégé ne permet pas de segmenter et d'expliquer correctement les variations de trafics. Par exemple, l'indice de circulation trimestriel utilisé ne permet pas de distinguer les trafics de PL des trafics de VL, alors qu'on peut penser qu'il est relié respectivement aux anticipations des entreprises (l'opinion des entreprises) et aux comportements des ménages (confiances des ménages).

5.4. Trafic à longue distance

Deux types de modèles ont été retenus dans cette étude : des modèles en niveau à ajustement partiel et des modèles en variation. Les formes fonctionnelles choisies pour représenter la demande de transport sont le plus souvent logarithmiques dans la littérature. Les variables explicatives retenues sont : la conjoncture économique, le prix du carburant, les coûts d'entretien du véhicule, la longueur du réseau autoroutier ainsi que la population ou l'âge médian. Isoler les déplacements longue distance incite à considérer la concurrence modale, en particulier la concurrence ferroviaire. La variable « produit moyen fer » dessinant les variations du prix du ferroviaire est donc intégrée au modèle. Afin de perfectionner le modèle, d'autres variables pourraient être considérées telles que la concurrence de l'aérien, la vitesse des modes de transport, les temps de parcours par mode ou encore la qualité de service (fréquence, cadencement, fiabilité).

5.4.1. Modèle en niveau

Modèle 66:

$$\log Trf_t^{LD} = -11,51 + 0,21 Trf_{t-1}^{LD} - 0,14 \log PrC_t + 0,71 \log PIB_t + 0,59 \log L_t^{AU} + 1,28 \log PoP_t - 0,31 \log Pm_t^{fer}$$

(0,04) (0,39) (0,05) (0,03) (0,01) (0,23) (0,25)

avec $R_{aj}^2 = 0,99$

De la même façon que précédemment, les variables « population » et « produits moyens du fer » sont enlevées de la régression. Cela signifie que la concurrence modale du ferroviaire reste négligeable pour les déplacements routiers de voyageurs à longue distance. Ce résultat est en accord avec ceux trouvés par Cabanne, 2005 dans sa thèse.

Les déplacements considérés dans cette étude sont les déplacements sur autoroutes, supposés être des déplacements de plus de 100 km. Or, on peut penser qu'il existe une certaine hiérarchisation des modes selon la distance parcourue sur une origine-destination. Par exemple, en interurbain, la voiture semble être préférée dans le cas des courtes distances ; puis, à mesure que la distance augmente, le train entre en concurrence ; enfin pour les très longues distances, le mode aérien entre également en concurrence. Les concurrences s'exprimeraient donc selon des plages de distance de déplacements. De plus, en l'absence d'offre de transport concurrente, les déplacements peuvent devenir captifs du mode par défaut, c'est-à-dire de la voiture particulière. C'est deux phénomènes peuvent expliquer le faible impact du mode ferroviaire sur le modèle selon la distribution des déplacements nationaux.

Modèle 67:

$$\log Trf_t^{LD} = -16,27 + 0,11 Trf_{t-1}^{LD} + 0,62 \log PIB_t - 0,13 \log PrC_t + 0,98 \log L_t^{AU} + 3,19 \log PoP_t - 0,14 \log C_t^{ent} \\ - 1,60 \log Age_t^{med} - 0,41 \log Pm_t^{fer} \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,99$$

(0,11) (0,74) (0,13) (0,11) (0,24) (0,41) (0,68)
(0,72) (0,24)

Trois variables ont des probabilités de Student élevées : le trafic retardé, le coût d'entretien et l'âge médian. Une forte probabilité de Student veut généralement dire que la variable n'est pas significative, c'est pourquoi les variables de coûts d'entretien et d'âge médian vont être supprimées de la régression. Cependant, les valeurs économétriques d'un modèle en cours de construction ne doivent pas prévaloir sur la réflexion économique préalable effectuée dans le choix des variables explicatives. Il semble logique que la variable retardée sur le trafic soit significative. De ce fait, elle est conservée dans la suite des tests économétriques.

Modèle 68:

$$\log Trf_t^{LD} = -5,63 + 0,45 Trf_{t-1}^{LD} + 0,53 \log PIB_t - 0,16 \log PrC_t + 0,47 \log L_t^{AU} \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,99$$

(0,00) (0,01) (0,04) (0,02) (0,01)

Test de Dickey-Fuller appliqués aux résidus de la régression

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Les résidus du modèle 68 sont non stationnaires

	Résidus	T - statistique	Probabilité
	Augmented Dickey -Fuller statistique	-4,42	0,01
Test de la valeur critique à	1 %	- 4,57	-
	5 %	- 3,69	-
	10 %	- 3,20	-

Tableau 29: Test de Dickey-Fuller appliqué à la régression 68

La valeur de la statistique ADF (-4,42) est inférieure à la valeur critique à 5% (-3,69). Les résidus peuvent être considérés comme stationnaires et les variables de trafics et de PIB comme co-intégrées. Ainsi, les paramètres de la régression sont supposés fiables sans nécessité de différencier les variables et sans perte d'information sur les élasticités de court et de long termes.

Toutes les variables sont significatives (probabilité de Student inférieure à 5%) et les signes des variables sont économiquement cohérents : le trafic augmente avec le PIB et la longueur du réseau et diminue quand le prix du carburant augmente.

Le test de RAMSEY informe sur la capacité du modèle à expliquer les données.

Soit l'hypothèse nulle H_0 : il n'y a pas de combinaisons linéaires de variables explicatives qui contribuent à expliquer les variations de trafic. En d'autres termes, il n'y a pas de problème de spécification. Comme la valeur de la probabilité du rejet marginal $Pr_{valeur} = 0,63$ est supérieure à 5%, il n'est donc pas possible de rejeter H_0 et il peut être considéré que le modèle ne rencontre pas de problème majeur de spécification.

L'utilisation des modèles dynamiques requiert la mise en œuvre du test de « Lagrange Multiplier Serial Correlation » pour tester l'auto-corrélation.

H_0 : il n'y a pas d'auto-corrélation (le coefficient des « lagged variables » =0).

La valeur de la probabilité de rejet marginal de la statistique $Pr_{valeur} = 0,18$ est supérieure à 5%, L'hypothèse nulle H_0 ne peut être donc rejetée.

Il peut être assumé que le modèle ne subit pas d'auto-corrélation.

Ainsi, il a été montré que les variables du modèle sont soit stationnaires soit co-intégrées et que le modèle construit ne rencontre pas de problèmes majeurs de spécification ni d'auto-corrélation. Les sorties de la régression 68 peuvent alors être utilisées pour calculer des élasticités dans la partie suivante de l'étude.

Les élasticités du trafic longue distance de court et de long termes au PIB sont respectivement 0,53 et 0,964. Les élasticités du trafic de court et de long termes au prix du carburant sont respectivement -0,16 et -0,28.

5.4.2. Modèle en variation

Modèle 69:

$$\Delta \log Trf_t^{LD} = -0,01 + 0,57 \Delta \log PIB_t - 0,13 \Delta \log PrC_t + 0,60 \Delta L_t^{AU} + 1,71 \Delta \log PoP_t - 0,22 \Delta \log Pm_t^{fer} + 1,96 \Delta Age_t^{med} \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,57$$

(0,87) (0,09) (0,05) (0,25) (0,68) (0,34)

(0,71)

Les variables « population » et « âge médian » ne sont pas significatives (probabilités du rejet marginal de la t-statistique sont respectivement 0,68 et 0,71). La régression 70 ne considère donc pas ces variables.

Modèle 70:

$$\Delta \log Trf_t^{LD} = 0,02 + 0,61 \Delta \log PIB_t - 0,13 \Delta \log PrC_t + 0,56 \log L_t^{AU} - 0,19 \Delta \log Pm_t^{fer} \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,56$$

(0,06) (0,06) (0,03) (0,06) (0,28)

Le test de Dickey-Fuller est appliqué aux résidus de la régression 70 :

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Les résidus du modèle 70 sont non stationnaires

	Résidus	T - statistique	Probabilité
	Augmented Dickey -Fuller statistique	-4,64	0,00
Test de la valeur critique à	1 %	- 3,83	-
	5 %	- 3,03	-
	10 %	- 2,66	-

Tableau 30: Test de Dickey-Fuller appliqué à la régression 70

La valeur de la statistique ADF (-4,64) est inférieure à la valeur critique à 1% (-3,83). Les résidus peuvent être considérés comme stationnaires et les variables de trafics et de PIB comme co-intégrées. Ainsi, les paramètres de la régression sont supposés fiables.

Le pouvoir explicatif du modèle ($R^2 = 0,56$) est plus faible que dans le cas des modèles à ajustement partiel mais reste satisfaisant. La variable prix du carburant est statistiquement significative dans un intervalle de confiance de 5% (probabilité de la t-statistique = 0,03). La variable PIB et la variable longueur du réseau sont statistiquement significatives dans un intervalle de confiance de 10% (probabilité de la t-statistique = 0,06). Les trafics évoluent positivement avec le PIB et négativement avec le prix du carburant.

Cependant, la variable produit moyen ferroviaire n'est pas significative dans un intervalle de confiance de 10% (probabilité de la t-statistique = 0,28). Cette variable est donc enlevée dans la régression 71.

Il peut également être noté que le R^2 a très peu varié de la régression 69 à la régression 70, ce qui prouve que les deux variables enlevées n'influaient que très peu sur le modèle.

Modèle 71:

$$\Delta \log Trf_t^{LD} = 0,01 + 0,58 \Delta \log PIB_t - 0,14 \Delta \log PrC_t + 0,57 \log L_t^{AU} \quad \text{avec} \quad R_{aj}^2 = 0,53$$

(0,10) (0,07) (0,02) (0,06)

Le test de Dickey-Fuller est appliqué aux résidus de la régression 71 :

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Les résidus du modèle 71 sont non stationnaires

	Résidus	T - statistique	Probabilité
	Augmented Dickey -Fuller statistique	-4,24	0,00
Test de la valeur critique à	1 %	- 3,83	-
	5 %	- 3,03	-
	10 %	- 2,66	-

Tableau 31: Test de Dickey-Fuller appliqué à la régression 71

La valeur de la statistique ADF (-4,24) est inférieure à la valeur critique à 1% (-3,83). Les résidus peuvent être considérés comme stationnaires et les variables de trafics et de PIB comme co-intégrées. Ainsi, les paramètres de la régression sont supposés fiables.

Le pouvoir explicatif du modèle ($R^2 = 0,53$) est plus faible que dans le cas des modèles à ajustement partiel mais reste satisfaisant. La variable prix du carburant est statistiquement significative dans un intervalle de confiance de 5% (probabilité de la t-statistique = 0,02). La variable PIB et la variable longueur du réseau sont statistiquement significatives dans un intervalle de confiance de 10% (probabilités de la t-statistique sont respectivement 0,07 et 0,06). Les trafics évoluent positivement avec le PIB et négativement avec le prix du carburant.

Le test de RAMSEY informe sur la capacité du modèle à expliquer les données.

Soit l'hypothèse nulle H_0 : il n'y a pas de combinaisons linéaires de variables explicatives qui contribuent à expliquer les variations de trafic. En d'autres termes, il n'y a pas de problème de spécification. Comme la valeur de la probabilité du rejet marginal $Pr_{valeur} = 0,37$ est supérieure à 5%, il n'est donc pas possible de rejeter H_0 et il peut être considéré que le modèle ne rencontre pas de problème majeur de spécification.

Le modèle comporte 3 variables explicatives et la taille de l'échantillon considéré est 20 observations. On peut extraire des tables statistiques les valeurs critiques du test de DW ($DL=1$ et $DU=1,68$).

La statistique DW pour le modèle est 2,03 qui est supérieure à DU . On ne peut pas rejeter donc l'hypothèse nulle H_0 sur la non auto-corrélation dans le modèle. Autrement dit, on peut assumer qu'il y a pas d'auto-corrélation dans la régression 71.

Les élasticités du trafic longue distance de moyen terme au PIB et au prix du carburant sont respectivement 0,58 et -0,14.

5.4.3. Discussions

Les valeurs d'élasticités obtenues sont cohérentes avec celles de la littérature. A titre de comparaison, rappelons les élasticités trouvées dans le cadre de l'étude de mars 2013 obtenues sur l'ensemble du réseau routier national.

Type de modèle		Déplacements nationaux	Longue distance
En niveau	Élasticité de court terme	- 0,14	- 0,16
	Élasticité de long terme	- 0,21	- 0,28
En variation	Élasticité de moyen terme	- 0,1	- 0,14

Tableau 32: Calculs d'élasticités au prix du carburant.

Sur le court/moyen terme, les valeurs obtenues sont les mêmes que ce soit sur l'ensemble du réseau national ou sur les autoroutes. Autrement dit, à cet horizon temporel, l'impact d'une hausse des prix du carburant sur les déplacements à longue distance est du même ordre de grandeur que sur l'ensemble des déplacements et reste faible.

Cependant, on note une élasticité plus forte des déplacements longue distance que de l'ensemble des déplacements sur le long terme.

Ce phénomène peut être expliqué par une minimisation des déplacements longue distance en cas de hausse des prix du carburant et par un report modal vers le fer ou l'aérien plus important. Cependant, une hausse des prix du carburant a lui aussi des répercussions sur le prix du mode aérien, ce qui nuance le potentiel report modal sur le mode aérien.

Les déplacements à longue distance ne relèvent pas principalement des déplacements domicile-travail. Cependant, le motif loisir/vacances est souvent à l'origine d'un déplacement longue distance (Massot et Orfeuill, 2012). De ce fait, il peut être mis en exergue que, dans le long terme, les déplacements quotidiens tels que le domicile travail sont moins élastiques à une hausse des prix que les déplacements longue distance. Par conséquent, dans le long terme, une hausse des prix du carburant amènerait une réorganisation des schémas de déplacements d'autant plus importante dans le cas des déplacements longue distance.

Les élasticités de court et de long termes du trafic long distance au PIB sont dans l même ordre de grandeur que celles du parcours et de l'indice de circulation.

5.5. Trafic ferroviaire

Cette partie a pour objectif de modéliser les variations de trafics ferroviaires afin d'analyser si les variations des prix du carburant et du PIB ont une incidence significative sur ces trafics. Dans le cas où la variable prix du carburant est significative, les élasticités croisées des trafics ferroviaires au prix du carburant pourront alors être calculées.

Les trafics ferroviaires sont plus difficiles à modéliser que les trafics routiers car il existe a priori des interactions avec la route et des interactions avec l'aérien (Cabanne, 2005). Pour cela il est recommandé de segmenter les marchés en identifiant la concurrence modale propre à chaque part de marché.

Après avoir spécifié les modèles économétriques utilisés dans cette partie, ils pourront être testés sous Eviews et les valeurs des élasticités en sortie pourront potentiellement être exploitées.

5.5.1. Trafic ferroviaire agrégé Grand Ligne, TER et Intercité

5.5.1.1. Modèle en niveau

Modèle 72:

$$\log Trf_t^F = -14,18 + 0,48 Trf_{t-1}^F + 0,83 \log PIB_t + 0,97 \log L_t^{AU} + 0,07 \log Pm_t^{fer} \quad \text{avec } R_{aj}^2 = 0,96$$

(0,09) (0,01) (0,00) (0,15) (0,73)

Il s'avère que les variables « âge médian », « population », « prix du carburant » et « longueur du réseau autoroutier » ne sont pas significatives dans les modèles ferroviaires testés. L'influence du mode routier concurrent n'influe pas directement sur le modèle ferroviaire testé.

La variable « produit moyen » n'apparaît pas significative alors qu'il paraîtrait logique que le prix du billet de train influe sur le trafic. Deux raisons peuvent expliquer ce phénomène :

- Soit la spécification du modèle économétrique ne correspond pas à la réalité. Une autre forme fonctionnelle ou d'autres variables explicatives représentant la qualité de service devraient alors être considérées. Par exemple, cela peut montrer la nécessité d'introduire des variables représentatives de l'offre aérienne dans les modèles ferroviaires.
- Soit le proxy utilisé pour représenter la composante tarifaire n'est pas suffisamment précis pour retracer l'impact du prix dans les comportements de mobilité. En effet, le produit moyen ne prend pas en compte la structure des tarifs. Le principal problème est que les données plus précises ne sont pas disponibles. La solution pourrait être de segmenter les marchés de la demande de transport.

Par conséquent, le modèle ferroviaire testé n'est pas satisfaisant et les élasticités de sortie ne sont pas considérées comme fiables.

5.5.1.2. Modèle en variation

Modèle 73:

$$\Delta \log Trf_t^F = 0,02 + 0,37 \Delta \log PIB_t - 0,10 \Delta \log Pm_t^{fer} + 0,16 \Delta \log PrC_t + 1,78 \Delta \log Rs_t^{fer} - 0,02 \Delta \log Rs_t^{route}$$

(0,20) (0,54) (0,80) (0,17) (0,14) (0,97)

avec $R_{aj}^2 = 0,39$

Même commentaire que précédemment, les résultats de la régression ne sont pas satisfaisants (faible R^2 , forte probabilité de la F-statistique, variable prix du fer non significative).

Les résultats des modèles en niveau et en variation avec données ferroviaires agrégées ne sont pas satisfaisants. Cela peut s'expliquer par le fait que les trafics représentés sont trop différents et qu'il est alors nécessaire de segmenter les données.

5.5.2. Trafic Grand Ligne

5.5.2.1. Modèle en niveau

Modèle 74:

$$\log Trf_t^{GL} = -32,90 + 0,91 Trf_{t-1}^{GL} + 0,44 \log PIB_t - 0,40 \log Pm_t^{fer} + 0,24 \log PrC_t + 2,98 \log L_t^{AU} \quad \text{avec}$$

(0,03) (0,00) (0,32) (0,12) (0,07) (0,02)

$R_{aj}^2 = 0,95$

Le test de Dickey-Fuller est appliqué aux résidus de la régression

Soit H_0 , l'hypothèse nulle définie par :

H_0 : Les résidus du modèle 74 sont non stationnaires

Résidus		T - statistique	Probabilité
Augmented Dickey -Fuller statistique		- 4,54	0,03
Test de la valeur critique à	1 %	- 5,30	-
	5 %	- 4,01	-
	10 %	- 3,46	-

Tableau 33: Test de Dickey-Fuller appliqué à la régression 74

La valeur de la statistique ADF (-4,54) est inférieure à la valeur critique à 5% (-4,01). Les résidus peuvent être considérés comme stationnaires et les variables de trafics et de PIB comme co-intégrées. Ainsi, les paramètres de la régression sont supposés fiables sans nécessité de différencier les variables et sans perte d'information sur les élasticités de court et de long termes.

Le test de RAMSEY informe sur la capacité du modèle à expliquer les données.

Soit l'hypothèse nulle H_0 : il n'y a pas de combinaisons linéaires de variables explicatives qui contribuent à expliquer les variations de trafic. En d'autres termes, il n'y a pas de problème de spécification. Comme la valeur de la probabilité de rejet marginal $Pr_{valeur}=0,77$ est supérieure à 5%, il n'est donc pas possible de rejeter H_0 et il peut être considéré que le modèle ne rencontre pas de problème majeur de spécification.

L'utilisation des modèles dynamiques requiert la mise en œuvre du test de « Lagrange Multiplier Serial Correlation » pour tester l'auto-corrélation.

H_0 : il n'y a pas d'auto-corrélation (le coefficient des « lagged variables » =0).

La valeur de la probabilité de rejet marginal de la statistique $Pr_{valeur}=0,18$ est supérieure à 5%, L'hypothèse nulle H_0 ne peut être donc rejetée. Il peut être assumé que le modèle ne subit pas d'auto-corrélation.

Les indicateurs statistiques pour l'activité « grandes lignes » sont meilleurs que lorsque les trafics ferroviaires n'étaient pas segmentés. La variable de prix demeure non significative avec une précision de 5%. Cependant la probabilité de la t-statistique de la variable « produits moyens » est de 0,12 : la variable a tout de même un pouvoir explicatif dans le modèle.

Segmenter les marchés semble donc apporter une cohérence supplémentaire dans la modélisation des trafics ferroviaires, cependant le modèle reste suffisamment incertain pour ne pas utiliser les calculs d'élasticités croisées au prix du carburant.

5.5.2.1. Modèle en variation

Aucun modèle satisfaisant n'a été trouvé.

5.5.3. Trafic TER

Aucun modèle satisfaisant n'a été trouvé.

5.5.4. Synthèse sur le trafic ferroviaire

Il est plus difficile de modéliser le trafic ferroviaire de façon économétrique que le trafic routier. Cela peut être du premierement au fait que les données aériennes n'ont pas été considérées dans cette étude. En effet, cette concurrence peut ne pas être négligeable, en particulier dans le cas des trains grandes lignes.

Par conséquent, il n'a pas été possible dans cette étude de quantifier le report modal qu'induirait une hausse du prix du carburant.

Dans l'étude bibliographique, l'étude de Bergel *et al.*, 1995 obtient les résultats suivants (en ne tenant pas compte de la concurrence aérienne, avec pour variables explicatives la CFM, le prix du billet de train, le prix du carburant et une variable retardée sur le trafic, pour la période de modélisation 1976 – 1992) :

Modèle PAM	Court terme	Long terme
CFM	0,55	0,76
Prix train	-0,36	-0,50
Prix du carburant	0,17	0,23

Tableau 34: Résultats du modèle de trafic ferroviaire - élasticités aux variables explicatives (Source : Bergel *et al.*, 1995)

Dans cette étude, la variable de prix du billet de train est significative et a une élasticité négative plus importante sur le long terme, ce qui est cohérent. On peut également souligner l'élasticité positive de la variable prix du carburant sur la variable ferroviaire. Sur le court terme, une augmentation de 10% du prix de carburant conduirait à un report modal de 1,7% vers le mode ferroviaire. Sur le long terme, le report modal serait de 2,3%. Ainsi, le report modal reste relativement faible mais existe et est quantifiable dans cette étude. Des politiques de transport augmentant les taxes sur le prix du carburant incitent donc au report modal, même si le phénomène reste marginal pour les déplacements interurbains.

6. Conclusion

1. Dans un premier temps, les modèles économétriques portent sur les trafics annuels agrégés au niveau national. Différents indicateurs de trafic et différentes variables explicatives sont testés dans les équations de ce rapport. De plus, l'utilisation de données de différentes périodes permet d'assurer la robustesse des résultats obtenus. Quelque soit la mesure de trafic utilisée (le parcours ou l'indice de circulation routière), on remarque que les élasticités au prix du carburant obtenues sont dans le même ordre de grandeur que celle dans la littérature. L'élasticité du trafic sur tout le réseau au PIB de court terme que l'on a obtenue (de l'ordre de 0,5 à 0,7) est par contre en peu inférieure à celles dans la littérature (malgré la diversité de nature des trafics étudiés). Les séries des données utilisées (d'une période de 10 ans sur 5 variables explicatives) ne permettent pas de modéliser les modèles de type MCE.

Par ailleurs, des études sur les variables économiques trimestrielles montrent la possibilité de considérer certains indicateurs avancés du PIB dans la modélisation de la demande de trafic routier. Cela ne veut pourtant pas dire que ces variables peuvent remplacer entièrement le rôle du PIB ; bien au contraire, elles peuvent contribuer conjointement avec le PIB à l'explication de la variation du trafic.

2. Les déplacements routiers à longue distance (supérieurs à 100 km) constituent une segmentation représentative de la demande routière de transport. L'étude économétrique réalisée montre que la concurrence du mode ferroviaire est négligeable sur ces déplacements. L'impact du prix du carburant est significatif mais reste faible. Suite à une augmentation de 10% du prix du carburant, le trafic longue distance diminuerait de 1,6% sur le court terme et de 2,8% sur le long terme. Les élasticités calculées pour les déplacements longue distance ont une plus grande amplitude que celles considérant l'ensemble des déplacements nationaux. Cela peut s'expliquer par le fait que les déplacements longue distance contiennent plus de déplacements à motif loisir et moins de déplacements à motif domicile-travail que l'ensemble des trafics nationaux. Ils sont donc plus sensibles, car moins impératifs, en comparaison à l'ensemble de déplacements. Par contre, les élasticités de court et de long termes des déplacements long distance au PIB sont dans le même ordre de grandeur que celles obtenues pour le trafic routier sur l'ensemble du réseau.

3. La modélisation des déplacements ferroviaires n'a pas donné de résultats significatifs et exploitables, ce qui est probablement dû au fait que certaines données de variables potentiellement significatives dans le modèle n'ont pas pu être obtenues.

La relativement faible sensibilité des trafics à une variation du prix du carburant peut s'expliquer par le fait qu'une augmentation des prix du carburant incite au renouvellement du parc automobile. La revue bibliographique a montré que la consommation de carburant était plus impactée par une hausse des prix que le niveau de trafic en termes de distance parcourue avec un facteur allant de 1,5 à 2 (Goodwin, Dargay and Hanly, 2003). En effet, le prix incite le conducteur à réduire sa consommation plus que sa distance, bien que les deux variables soient liées. L'augmentation du prix du carburant conduit donc à une évolution du parc roulant, incitant à acquérir des véhicules moins consommateurs de carburant. Elle conduit également à un changement de conduite : moins d'accélération/freinage, réduction des vitesses, etc. (Goodwin, Dargay and Hanly, 2003).

De plus, la part du budget des ménages dédiée au carburant est d'environ 4% et n'est pas croissante malgré une hausse du prix du carburant (2% par an en monnaie constante observées depuis 1990) (Massot et Orfeuil, 2012). Cela s'explique par l'achat de véhicules moins consommateurs. Cependant, il faut nuancer ces propos car le poids du budget carburant n'est pas le même pour les ménages vivant dans des espaces ruraux (6,5%). En effet, les ménages résidant dans les espaces ruraux sont plus à même d'effectuer des déplacements longues distances et sont très souvent dépendants du mode automobile, faute d'offre de transport concurrente. Ainsi, ils sont peu sensibles à des hausses de prix du carburant.

Il pourrait être envisagé de conduire une enquête de préférences déclarées à plus petite échelle afin de valider ou d'affiner les résultats obtenus à l'échelle nationale.

Enfin, il semble important de rappeler que tous les modèles économétriques lancés montrent que l'élasticité au PIB reste prédominante sur celle relative au prix du carburant.

7. Références

Aftal J., 2009, *Les déterminants de la circulation sur le réseau routier national*, SETRA.

American Public Transportation Association (APTA), 2011, *Potential Impact of Gasoline Price Increases on US Public Transportation Ridership*.

Ayral A., 1977, *Modélisation de transports de personnes - Approche macro-économique*, Conservatoire National des Arts et Métiers.

Basso L., et Oum T., 2007, *Automobile Fuel Demand : a critical assessment of empirical methodologies*, Transport Reviews. 27(4), 449-484.

Bergel R., 2002, *Modélisation des trafics de voyageurs et de marchandises*, INRETS, Rapport de convention SES/INRETS, n°00-5815, rapport DERA, n°2001-03.

Bergel R., Blain J-C., et Jiang F., 1995, *Elasticités du trafic ferroviaire de voyageurs à la consommation et au prix*, Synthèse OEST.

Blain J-C., et Nguyen L., 1994 (a), *Modélisation des trafics de voyageurs: prise en compte de la qualité de l'offre*, Note de synthèse de l'OEST.

Blain J-C., et Nguyen L., 1994 (b), *Modélisation des trafics de voyageurs*, OEST, Paris, 133p.

Bonnafous A., et Puel H., 1983, *Physionomies de la vielle*, Éditions économie et humaniste, les éditions ouvrières, Série initiation économique, Paris, 165p.

Bonnel P., 2001, *Prévision de la demande de Transport*, Université Lumière Lyon 2.

Button K., 2010, *Transport Economics*, 3rd édition Edward Elgar : Cheltenham, UK.

Cabanne I., 2005, *Modélisation à long terme de l'évolution des trafics voyageurs à longue distance en France*, Thèse au Laboratoire d'Économie des Transports.

Canales M., 2002, *Circulation sur le réseau routier national et prix des carburants : les années 2000 et 2001*, Note de synthèse du SES.

Commissariat Général du Développement Durable (CGDD), 2012, *La demande de transport et les trafics à l'horizon 2030*, Collection « Études et documents » du Service de l'Économie, de l'Évaluation et de l'Intégration du Développement Durable (SEEIDD).

Conférence Européenne des Ministres des Transports (CEMT), 2003, *16ème Symposium International sur la théorie et la pratique des l'économie des transports – 50 ans de recherche en économie des transports : l'expérience acquise et les grands enjeux*, OECD Publishing : Budapest.

Congressional Budget Office (CBO), 2008, *Effects of gasoline prices on driving behavior and vehicle markets*, Pub. No. 2883.

Coto-Millan P., Banos-Pino J., et Inglada V., 1998, *Railway Inter-City Passenger Transport in Spain: a Cointegration Analysis*, Proceedings of The World Conference on Transport Research, vol. III, pp161-160.

Cynthia, et Lea Prince, 2010, *Gasoline price volatility and the elasticity of demand for gasoline*.

De Jong G., et Gunn H., 2001, *Recent evidence on car cost and time elasticities of travel demand in Europe*, Journal of Transport Economics and Policy, 35(2), pp. 137-160.

Drollas L., 1984, *The demand for gasoline : further evidence*, Energy Economics, 6, pp. 71-82.

Girault M., et Bouton F., 1995, *Prévision de trafics de marchandises à l'horizon 2010*, Synthèse OEST.

Girault M., Blain J-C., et Meyer K., 1995, *Élasticité de court et de long termes des trafics de marchandises à la croissance économétrique*, Synthèse OEST.

Graham D.J., et Glaister S., 2002, *The demand for automobile fuel : a survey of elasticities*. Journal of Transport Economics and Policy, 36(1), pp. 261-274.

Graham, D.J., et Glaister S., 2004, *Road traffic demand elasticity estimates : a review*, Transport Reviews, 24, pp. 261-274.

Goodwin, 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 XXVI (2).

Goodwin, 1994, *Traffic growth and the dynamics of sustainable transport policies*, Linacre Lecture to launch the ESCR transport research centre programme, working paper 811, *ESCR Transport Studies Unit*, Université d'Oxford.

Goodwin, *et al.*, 2003, *Elasticity of Road traffic and fuel consumption with respect to price and Income : a review*, Transport Reviews, Vol. 24, No. 3, pp. 261-274.

Haire A., et Machemehl R., 2006, *The impact of rising fuel prices on US Transit ridership*, TRB 2007 Annual meeting, USA.

Hamilton J.D., 1994, *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, N.J.

Hivert L., et Wingert J.L., 2009, *Automobile et automobilité : quelles évolutions de comportements face aux variations du prix des carburants de 2000 à 2008 ?* INRETS-DEST, France.

Holmgren J., 2007, *Meta-analysis of public transit demand*, Transportation Research Part A : Policy and Practice, Vol. 41, Issue 10, pp. 1021-1035.

INRETS, 1997, *Modèle MATISSE. Application à l'étude multimodale des schémas directeurs*, Rapport réalisé dans le cadre de la convention INRETS-SES sur l'utilisation de MATISSE, Arcueil, 142p.

Koshal M., Koshal R.K., Gupta A.K., et Nandola K.N., 1996, *Demand for Public and Private Passenger Transport in the United States*, International Journal of Transport Economics, Vol. XXIII-N°2, pp. 157-172.

Litman T., 2012, *Transit price elasticities and cross-elasticities*, Journal of Public Transportation, Vol. 7, No. 2, pp. 37-58.

Madre J-L., et Lambert T., 1989, *Prévision à long terme du trafic automobile* », Rapport d'étude, INRETS.

McMullen B.S., Zhang L., Nakahara K., et Valluri D., 2009, *Vehicle Mileage Fee on Income and Spatiale Equity: Short- and Long-Run Impacts*. Transportation Research Record, No. 2115 - Journal Journal of the Transportation Research Board of the National Academies, Washington D.C, pp. 110-118.

McMullen B.S., et Eckstein N., 2012, *Relationship between Vehicle Miles Traveled and Economic Activity*, Transportation Research Record, No. 2297 - Journal Journal of the Transportation Research Board of the National Academies, Washington D.C, pp. 21-28.

Oum T.H., Waters W.G., et Fu X., 2008, *Transport demand elasticities*, Handbook of Transport Modelling, 2nd edition, Oxford : Elsevier.

Oum T.H., Waters W.G., et Yong J.S., 1990, *A survey of recent estimates of price elasticities of demand for transport*, Transportation Policy, Planning and Research Working Papers, WPS 359.

Pirotte A., et Madre J-P., 2010, *Car traffic elasticities : a spatial panel data analysis on french regions*.

Polzin S.E., Chu X., et Toole-Holt L., 2004, *Forecasts of Future Vehicle Miles of Travel in the United States*, Transportation Research Record, No. 1985 - Journal of the Transportation Research Board of the National Academies, Washington D.C, pp. 147-155.

Pozdena R., 2009, *Driving the Economy*, Cascade Policy Institute, Porland, Ore.

Puentes R., et Tomer A., 2008, *The Road Less Traveled: An Analysis of Vehicle Miles Traveled Trends in the US*, Brookings Institution, Washington D.C.

Road Transport Forecasts, 2009, *Results from the Departement for Transport's National Transport Model*.

SAEP, 1987, *Mise à jour et enrichissement de la base PRETRAP et travaux d'analyse de données sur les séries temporelles*.

Sauvant A., 2002, *Le transport ferroviaire de voyageur en France : enfin un bien « normal » ?*, Notes de synthèse du SES.

SESP, 2007, *La demande de transport en 2025*, Projections des tendances et des inflexions.

SETRA, 2007, *Évaluation des projets d'infrastructures routières – Pilotage des études de trafic*, Guide méthodologique.

SES, 1998 (a), *Actes du colloque « Déplacements à longue distance. Mesures et analyses »* Paris.

SES, 1998 (b), *Actes du colloque « Les mesures d'impact d'une nouvelle infrastructure sur la mobilité: le cas du TGV Nord »*, Paris, 141p.

SES, 1998 (c), *Évaluation de l'impact du TGV Nord-Européen sur la mobilité : résultat des trois années du panel*, Enseignements méthodologiques, Paris, 277p + Annexes.

SES, 1998 (d), *Dossier des notes de synthèse « Modèles » de mars 1988 à juin 1998*, Paris.

SES ([1]-annuel), *Mémento de statistiques des transports*, Paris.

Small K., et Dender K., 2007, *Fuel efficiency and motor vehicle travel : the declining rebound effect*, The Energy Journal, Vol. 28, No 1.

Stock J., et Watson M., 2012, *Principe d'économétrie*, Éditeur Pearson.

Taroux J-P., et Buchmuller G., 1980, *Modèle de prévision des transports de personnes*, PRETRAP.

Taroux J-P., 1981, *Modèle de prévision des transports de personnes*.

Taroux J-P., 1987, *Modèle de prévision des transports de personnes*.

TRACE, 1999, *Elasticity Handbook : Elasticities for Prototypical Contexts*, Prepared for the European Comission, Directorate General for Transport, Contract No : RO-97-SC.2035.

Wheat P., 2012, *Transport Econometrics*, lectures notes, University of Leeds.

INSEE(site web) www.insee.fr

Rédacteurs

Duy-Hung HA – CSTM (SETRA)

Téléphone : 33 (0) 1 60 52 30 93

Mél : duy-hung.ha@developpement-durable.gouv.fr

Marianne DELSAUT – CETE de l'Ouest

Téléphone : 33 (0) 2 40 12 85 02

Mél : marianne.delsaut@developpement-durable.gouv.fr

Service d'études sur les transports, les routes et leurs aménagements

110, rue de Paris – SOURDUN – BP 124 – 77 487 PROVINS Cedex – France
téléphone : 33 (0)1 60 52 31 31 – télécopie : 33 (0)1 60 52 31 69

Document consultable et téléchargeable sur les sites web du Sétra :

- Internet : <http://www.setra.developpement-durable.gouv.fr>
- Intranet (Réseau ministère) : <http://intra.setra.i2>

*Ce document ne peut être vendu. La reproduction totale du document est libre de droits.
En cas de reproduction partielle, l'accord préalable du Sétra devra être demandé.*

© 2013 - Sétra – Référence : 1345w – ISRN : EQ-SETRA--13-ED-42-FR

Le Sétra appartient
au Réseau Scientifique
et Technique
du MEDDE

