



**HAL**  
open science

# Evolution des élasticités du transport routier de fret au prix du gazole

Hajera Bouguerra, Christophe Rizet

► **To cite this version:**

Hajera Bouguerra, Christophe Rizet. Evolution des élasticités du transport routier de fret au prix du gazole. Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation, 2013, 64, pp.119-142. hal-00858166

**HAL Id: hal-00858166**

**<https://hal.science/hal-00858166>**

Submitted on 4 Sep 2013

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike| 4.0 International License

**ÉVOLUTION DES ÉLASTICITÉS DU  
TRANSPORT ROUTIER DE FRET AU PRIX DU  
GAZOLE**

**EVOLUTION OF FUEL PRICE ELASTICITIES  
OF ROAD FREIGHT TRANSPORT**

HAJERA BOUGUERRA\* - CHRISTOPHE RIZET\*\*

\* HAJERA BOUGUERRA : (UNIVERSITÉ de SOUSSE, FSEG, CML, TUNISIE)

\*\* CHRISTOPHE RIZET : (UNIVERSITÉ PARIS-EST, IFSTTAR, 77447 Marne la Vallée,  
FRANCE)

# Évolution des élasticités du transport routier de fret au prix du gazole

## Evolution of fuel price elasticities of road freight transport

JEL Classification: C22, Q43, Q54

### Résumé :

Pour quantifier l'impact d'une variation du prix du gazole sur la demande de transport routier de marchandises, nous regardons l'évolution de la demande de transport de fret exprimée en tonnes kilomètres (tkm) d'une part et en véhicules kilomètres (vehkm) d'autre part, en fonction de l'évolution du prix du gazole. Nous utilisons les séries trimestrielles de l'enquête TRM (Transport Routier de Marchandises) pour la demande de fret et les données du CNR (Comité National Routier) pour le prix du gazole.

La demande de transport routier de fret est sensible aux changements de prix du carburant. En utilisant le modèle log-log, nous trouvons une élasticité constante de la demande de fret au prix du gazole de -0,3 pour les tkm comme pour les vehkm. En fait l'élasticité de la demande de transport au prix du gazole n'est pas constante : en introduisant le temps comme variable explicative de l'élasticité, nous trouvons, que cette dernière passe de -0,25 au début de 1998 à -0,40 fin 2010 pour les tkm et de -0.28 à -0.48 pour les vehkm : la demande est de plus en plus sensible aux variations de prix du carburant.

**Mots clés :** prix du gazole, demande de transport routier de marchandises, élasticité

### Abstract:

To quantify the impact of a variation of the diesel oil price on road freight transport, we look at the evolution of the freight demand expressed in tonnes.kilometres (tkm) on the one hand and in vehicles.kilometers (vehkm) on the other hand, according to the evolution of the diesel oil price. We use the quarterly series of the TRM (Transport Routier de Marchandises – Road Freight Transport) survey on road freight transport demand and the data of the CNR (Comité National Routier) for the diesel oil price.

Road Freight transport demand is sensitive to changes in fuel price. Using the log-log model, we found constant road freight demand elasticity to diesel oil price of -0,3 for tkm as well as vehkm. In fact these elasticities are not constant. Introducing the time as an explanatory variable we found that tkm elasticity varied from -0,25 in the beginning of 1998 down to -0,40 at the end of 2010 and vehkm from -0.28 down to -0.48 : demand is increasingly sensitive to changes in fuel price.

**Key words:** diesel oil price, road freight transport, elasticity

# **ÉVOLUTION DES ÉLASTICITÉS DU TRANSPORT ROUTIER DE FRET AU PRIX DU GAZOLE**

## **INTRODUCTION**

Le prix du carburant a considérablement varié ces dix dernières années ; face à l'épuisement des réserves pétrolières et à l'augmentation de la demande mondiale en carburant, la tendance à la hausse du prix du carburant semble très probable sur le moyen et long terme. Quel sera alors l'effet d'un tel accroissement du prix du carburant sur la génération de transport ?

Actuellement en France, les taxes constituent une part majoritaire du prix du gazole, particulièrement la Taxe Intérieure sur les Produits Pétroliers (TIPP) et le niveau de ces taxes est également un moyen de régulation du trafic : le signal donné par le prix des carburants est un outil fondamental pour faire évoluer les comportements de l'ensemble des opérateurs du transport aussi bien pour les marchandises que pour les voyageurs. Si l'on suppose connue la demande de carburant en fonction du prix, un objectif de trafic routier peut être obtenu en fixant le prix du carburant, au moyen d'une taxe (TIPP ou taxe carbone) qui s'ajoute au coût de production. La question centrale est alors de connaître la forme de la fonction de demande de carburant selon son prix. Dans le cas d'une régulation par le prix du carburant, cette question peut se traduire par : connaissant le niveau actuel de la demande de carburant (et donc des émissions de CO<sub>2</sub>) et le niveau d'émission à atteindre, quel est le prix du carburant qui permettra d'atteindre l'objectif retenu en terme de trafic ? Autrement dit, quelle est l'élasticité de la demande de carburant au prix de ce dernier ? Cet article fournit des estimations de cette élasticité en France, pour le transport routier de marchandises.

Pour apporter des éléments de réponse à ces questions, nous analysons comment le transport routier de fret a réagi dans le passé aux évolutions du prix du carburant et donc aux coûts de transport : comment fluctue la demande de transport de marchandises par la route en fonction des variations de prix du carburant.

## **1. SURVOL DE LITTÉRATURE**

De nombreux travaux se sont efforcés de quantifier la sensibilité de la demande de transport au prix du carburant. En pratique, la mesure utile de la sensibilité de la demande au prix est l'élasticité prix directe, qui est généralement définie comme une variation relative de la quantité demandée par rapport à une variation relative du prix. C'est-à-dire:

$$e(P) = \frac{\frac{\Delta D}{D}}{\frac{\Delta P}{P}} \quad (1)$$

Si la quantité demandée varie en réponse à une variation du prix, on parle d'une demande élastique. Dans le cas contraire, la demande est qualifiée d'inélastique.

Les économistes définissent également l'élasticité prix croisée, comme une mesure de la variation relative de la quantité demandée du bien 2 par rapport à une variation relative du prix du bien 1. Cette élasticité peut être positive (biens substituables), nulle (biens indépendants) ou négative (biens complémentaires). Sa définition mathématique est donnée par l'expression :

$$e(P_1) = \frac{\frac{\Delta D_2}{D_2}}{\frac{\Delta P_1}{P_1}} \quad (2)$$

La mesure de l'élasticité dépend essentiellement des caractéristiques de la fonction de demande, laquelle résulte de l'agrégation des demandes individuelles et de ce fait dépend de l'hétérogénéité des préférences individuelles (IVALDI et al., 2010). Si l'on fait l'hypothèse simple que la demande  $Q$  est une fonction linéaire du prix de la forme  $Q = \alpha P + \beta$  alors l'élasticité prix est donnée par la formule  $\varepsilon = \alpha P/Q$  ; L'estimation d'un modèle sous forme logarithmique permet d'obtenir une élasticité constante qui est le coefficient du logarithme de la variable explicative.

La spécification choisie pour cette fonction de demande dépend beaucoup des données disponibles et sera déterminante pour la mesure de l'élasticité. SMALL et WINSTON (1999) montrent que les élasticités varient selon la méthodologie. Parmi les autres types de spécification, les modèles de choix discret de type logit permettent de calculer des « élasticités ... variables par l'intermédiaire des parts de marché ; elles prennent en compte des changements susceptibles d'intervenir dans les comportements de substitution ». (CALZADA, JIANG, 1999)

OUM(1989) montre que le changement de la spécification du modèle affecte l'estimation des élasticités. En fait, les élasticités estimées de la demande varient selon la forme du modèle retenu : modèle linéaire, log-linéaire, logit ou translog.

Il est aussi important de souligner que les estimations des élasticités de la demande fluctuent en fonction des données utilisées soit en coupe instantanée, soit en série temporelle (HANLY et al., 2002 ; HOLMGREN, 2007).

### **Elasticités de court et de long terme**

Lorsque le prix change, la réponse de la demande n'est pas immédiate vu les délais d'ajustement. Le court terme correspond à une période de temps au cours de laquelle certains effets ne se produisent pas. A long terme cependant, la quasi-totalité des ajustements ont lieu. GOODWIN (1992) et GOODWIN et al. (2004) insistent sur l'intérêt des modèles dynamiques pour capturer les réponses à long terme et séparer le court du long terme. Le modèle dynamique est présenté ainsi :

$$\mathbf{G}_t = \alpha + \beta \mathbf{P}_t + \gamma \mathbf{I}_t + \delta \mathbf{G}_{t-1} \quad (3)$$

$\beta$  et  $\gamma$  donnent les effets à court terme et  $\beta / (1-\delta)$  et  $\gamma / (1-\delta)$  les effets à long terme.

L'économétrie des séries temporelles a connu un développement remarquable depuis les années 1960 et 1970 (BRESSON, PIROTTE, 1995). Dans les années 1980, les modèles dynamiques ont été mis en cause par des études montrant que la structure des séries n'était pas analysée et que l'hypothèse de stationnarité des séries temporelles est fréquemment violée (BRUNEL, 2005).

Pour la demande de carburant, WASSERFALLEN et GÜTENSPERGER (1988) sont les premiers chercheurs qui ont évoqué le problème de non stationnarité des séries. En cas de non stationnarité des séries et d'intégration d'ordre un, de nouvelles procédures d'estimation faisant intervenir les notions de co-intégration ou de modèle à correction d'erreur sont utilisées. Ainsi un modèle à correction d'erreur est le suivant :

$$\mathbf{G}_t = \alpha + \beta \mathbf{P}_t + \gamma \mathbf{I}_t + \delta \mathbf{G}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta \mathbf{G}_t = \mathbf{G}_t - \mathbf{G}_{t-1} \quad (5)$$

$$\Delta \mathbf{G}_t = \mathbf{c} + \mathbf{d} \varepsilon_{t-1} + \sum_i \mathbf{e}_i \Delta \mathbf{P}_{t-i} + \sum_j \mathbf{f}_j \Delta \mathbf{I}_{t-j} + \mathbf{u}_t \quad (6)$$

$\beta$  et  $\gamma$  donnent les effets de long terme et  $d$  est le coefficient d'ajustement, il mesure la vitesse à laquelle les variables s'ajustent pour revenir à l'équilibre de long terme.

Selon GOODWIN, DARGAY, HANLY (2002 ; 2004), les effets à long terme sont sensiblement plus importants que les effets à court terme, tant pour les prix que pour les revenus, et pour toute mesure de la demande.

### **Elasticités de la demande de transport de fret**

L'élasticité de la demande de fret a été étudiée plus tardivement et avec moins de raffinements que celle de la demande de voyageurs. De nombreux auteurs distinguent les élasticités de la demande de transport de fret, généralement exprimée en tkm, de l'élasticité du trafic, exprimé en vehkm ; BEUTHE et al. (2001) distinguent les élasticités qui portent sur un ensemble de modes en concurrence, par exemple le transport terrestre, de celles qui portent sur un seul mode, les premières étant généralement basées sur un modèle de choix modal (ABDELWAHAB, 1998; ABDELWAHAB, SARGIOUS, 1992). SMALL et WINSTON (1999) ont montré que l'élasticité varie selon les marchandises transportées. Ici nous ne considérons que le transport routier de fret et non l'impact d'un changement du prix du carburant ou d'un changement du prix du transport routier sur le transfert entre la route et les autres modes et nous considérons l'ensemble des marchandises transportées par la route.

En résumé nous nous proposons ici d'estimer la relation entre la génération de transport routier de marchandises et le prix du carburant en France, en utilisant des séries temporelles et un modèle à correction d'erreur.

## **2. MÉTHODOLOGIE**

Afin de quantifier l'impact d'une variation du prix du gazole sur la génération de transport routier de marchandises, nous calculons d'abord l'élasticité au prix du gazole du trafic, en véhicules kilomètres (VEHKM) puis celle de la demande de transport routier de marchandises en tonnes km (TKM), en nous basant sur des modèles exprimant le trafic ou la demande de fret en fonction du PIB et du prix du gazole.

## 2.1. FORMES DES MODÈLES

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{VEHKM}_t = \eta_1 + \theta_1 \mathbf{PIB}_t + \theta_2 \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (7) \\ \mathbf{TKM}_t = \alpha_1 + \beta_1 \mathbf{PIB}_t + \beta_2 \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (8) \end{array} \right.$$

Nous distinguons le transport pour compte propre (CP), où le transporteur est le propriétaire de la marchandise, du transport pour compte d'autrui (CA) et nous analysons séparément les élasticités en compte propre et en compte d'autrui. Le trafic routier de marchandises exprimé en véhicules kilomètres en compte d'autrui d'une part (VEHKMCA) et en compte propre d'autre part (VEHKMCP), est expliqué par l'activité économique (PIB) et par le prix du Gazole (PGAZOL).

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{VEHKMCA}_t = \eta^{CA} + \theta_1^{CA} \mathbf{PIB}_t + \theta_2^{CA} \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (9) \\ \mathbf{VEHKMCP}_t = \eta^{CP} + \theta_1^{CP} \mathbf{PIB}_t + \theta_2^{CP} \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (10) \end{array} \right.$$

De même, la demande de transport routier de marchandises exprimée en tonnes kilomètres, en compte d'autrui d'une part et en compte propre d'autre part est expliquée par le PIB et par le prix de gazole.

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{TKMCA}_t = \alpha^{CA} + \beta_1^{CA} \mathbf{PIB}_t + \beta_2^{CA} \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (11) \\ \mathbf{TKMCP}_t = \alpha^{CP} + \beta_1^{CP} \mathbf{PIB}_t + \beta_2^{CP} \mathbf{PGAZOL}_t + \varepsilon_t \quad (12) \end{array} \right.$$

Pour analyser l'impact des variations du prix du transport sur les tonnes kilomètres et les véhicules kilomètres pour compte d'autrui, nous estimons aussi les modèles suivants qui expriment l'activité du transport routier en fonction du PIB et du prix du transport routier de marchandises (PTRM).

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbf{TKMCA}_t = \alpha^{CA} + \beta_1^{CA} \mathbf{PIB}_t + \beta_2^{CA} \mathbf{PTRM}_t + \varepsilon_t \quad (13) \\ \mathbf{VEHKMCA}_t = \eta^{CA} + \theta_1^{CA} \mathbf{PIB}_t + \theta_2^{CA} \mathbf{PTRM}_t + \varepsilon_t \quad (14) \end{array} \right.$$



Nous ne cherchons pas ici à formaliser un modèle de comportement de la firme en matière de demande de transport : Nous constatons simplement l'agrégation des comportements des firmes et l'évolution de la demande qui en résulte, en tkm ou en vehkm. Nous commençons par estimer nos 'modèles' à partir des séries indexées<sup>1</sup> exprimées en logarithme (paragraphe 3.1) ensuite, les séries sont utilisées en niveau (paragraphe 3.3).

Il est à noter que pour les relations sous la forme log-log, les coefficients estimés donnent directement les élasticités entre les variables explicatives et la demande de transport (TKM ou VEHKM). Ces modèles log-log font donc l'hypothèse d'une élasticité constante dans le temps. Pour les relations en niveau, on ne fait pas cette hypothèse d'une élasticité constante dans le temps et les élasticités doivent être calculées pour chaque période.

## *2.2. SOURCES ET CONTENU DES DONNÉES*

Le ministère des transports réalise une enquête sur la base d'un sondage parmi les immatriculations françaises de véhicules de transport routier de marchandises ayant un poids total autorisé en charge supérieur à 3,5 tonnes et de moins de 15 ans d'âge. Cette enquête concerne le transport routier de marchandises pour compte d'autrui et pour compte propre et donne des résultats notamment en tonnes kilomètres et en véhicules kilomètres.

D'autre part, à partir d'un questionnaire envoyé à 500 entreprises immatriculées en France ayant pour activité le transport routier de fret, le ministère des transports publie un indice de prix du transport routier de marchandises à la tkm en compte d'autrui. Cet indice est élaboré à partir de la méthodologie dite des prestations représentatives : chaque entreprise est interrogée sur la base de prestations représentatives de son activité. Nous utilisons ici les données trimestrielles publiées par le ministère concernant les tkm, les vehkm et l'indice de prix du transport routier pour le compte d'autrui (PTRM).

Pour le prix du gazole, nous retenons le prix mensuel hors taxe du gazole à la cuve, issu d'une enquête bimensuelle réalisée par le Conseil National des Transports ; nous recourons à la moyenne arithmétique pour le rendre trimestriel.

L'indicateur de l'activité économique est le Produit Intérieur Brut trimestriel publié par l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) et considéré comme une variable de contrôle de l'activité économique dans le modèle. Limitée par la disponibilité

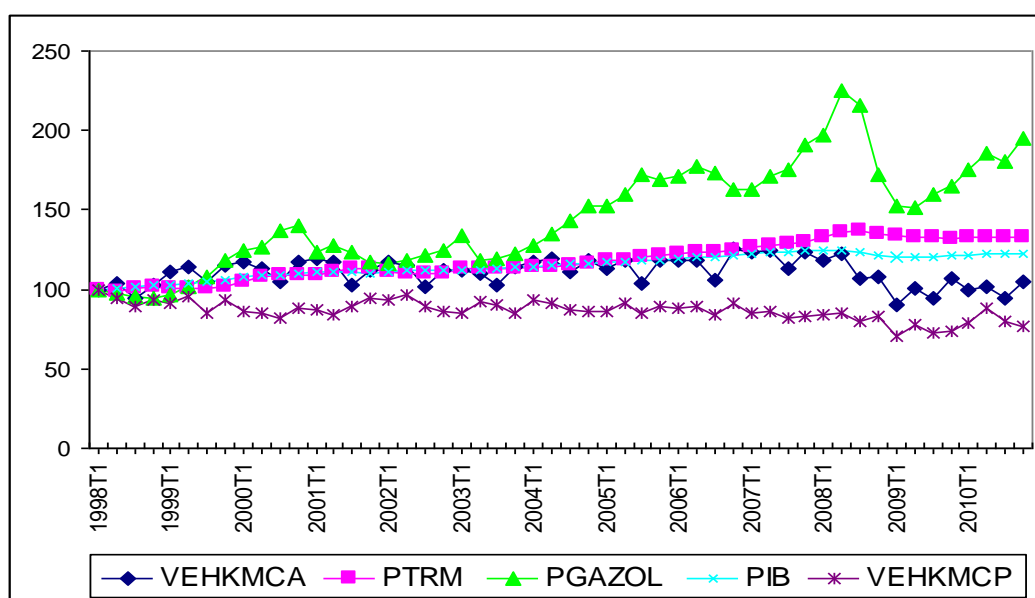
---

<sup>1</sup> Nous proposons de transformer nos données en indice afin d'homogénéiser nos séries temporelles et les rendre de même structure.

des données, notre période d'analyse s'étale du premier trimestre 1998 au quatrième trimestre 2010, soit 52 observations.

La figure 1 ci-dessous retrace l'évolution de ces données trimestrielles en indice (1998 = 100)

Figure 1 : Évolution des principales données trimestrielles en indice (1998 = 100)



Nous observons que :

-le prix de gazole à la cuve (PGAZOL) a connu une forte croissance irrégulière avec une brusque augmentation en 2008 suivie d'un décrochage en 2009 ; cette évolution répond au cours du Brent qui est passé de 76.8 dollar par baril en juillet 2007 à 133.2 en juillet 2008, soit une progression de 73 % en un an. Le prix du gazole à la cuve publié par le CNR (Comité National Routier), passe de 0.50 euros en 1998 à 0.97 euros en 2010. Malgré cette progression, le prix du gazole a beaucoup moins augmenté que celui du baril de Brent, du fait à la fois de l'importance de la taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP) et de l'appréciation de l'euro par rapport au dollar.

-la croissance du prix du transport routier (PTRM) est moins forte et son évolution moins heurtée que celle du gazole ; sur la période considérée, il enregistre également sa valeur maximale à la fin de 2008.

-la croissance du PIB a été plus faible mais aussi plus régulière que celle des deux indicateurs précédents.

-les véhicules kilomètres en compte d'autrui (VEHKMCA) sont saisonniers ; ils sont croissants jusqu'en 2008, mais chutent avec la crise de 2008.

-par contre les vehkm en compte propre (VEHKMCP) sont faiblement décroissants durant cette période et moins saisonniers.

### 2.3. TESTS DE STATIONNARITÉ ET DE COINTÉGRATION

Il est connu que l'emploi des séries non stationnaires dans les régressions a pour effet de produire ce qu'on appelle "la fausse régression", la régression "illusoire" ou "fallacieuse". La bonne régression est celle qui utilise des variables stationnaires (ENGLÉ et GRANGER, 1987).

Une série chronologique est considérée comme stationnaire lorsque sa variance et sa moyenne n'évoluent pas dans le temps (BOURBONNAIS, 2000). En d'autre terme, une série  $x_t$  est stationnaire ou intégré d'ordre 0 (I(0)) si :

\* $E(x_t) = \mu$  avec  $\mu$  qui est une constante ;

\* $Var(x_t) < \infty$  pour tout  $t$  ;

\* $Cov(x_t, x_{t+h}) = \gamma_x(h)$  où  $\gamma_x(h)$  est une constante.  $h = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

Lorsque les séries sont stationnaires, nous pouvons procéder directement à l'estimation de l'équation. Mais la régression d'une série non stationnaire sur une série stationnaire n'a aucun sens. Par contre, il est possible de procéder à l'estimation de l'équation entre des séries non stationnaires et intégrées d'ordre 1 lorsqu'il existe une combinaison linéaire de ces séries qui est stationnaire (relation de co-intégration) à l'aide de modèle à correction d'erreur (SALANIÉ, 1999).

Pour tester alors la stationnarité des séries et déterminer si la série a une racine unitaire, nous pouvons recourir au test de Dickey-Fuller(DF), au test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) ou au test de Phillips Perron (PP).

Une fois que nos séries sont toutes non-stationnaires et intégrées d'ordre 1 ; il est utile de réaliser le test de co-intégration. La co-intégration se définit ainsi : deux séries  $X_t$  et  $Y_t$  sont co-intégrées si chacune est un processus I(1) ( $X_t$  et  $Y_t \sim I(1)$ ), et s'il existe une combinaison linéaire de  $X_t$  et  $Y_t$  stationnaire c.à.d.  $Z_t = Y_t - a - b X_t$  est un procédé I(0).

Tester l'hypothèse de co-intégration des séries revient à procéder à un test de co-intégration multi-varié, appelé test de JOHANSEN (1988) qui se base sur les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale ou à un test de co-intégration bi-varié de ENGLE et GRANGER (1987). La validation de l'existence d'une ou de plusieurs relations de co-intégration permet de confirmer l'existence d'une relation de long terme et de la possibilité d'estimer un modèle à correction d'erreur afin d'estimer les relations de long terme et de court terme.

En conclusion, la procédure à suivre pour estimer la demande de transport de marchandises dans notre cas est la suivante :

- 1-Test de non stationnarité
- 2- Test de co-intégration si les séries sont non stationnaires en niveau
- 3- Identification de la relation de long terme entre les variables et estimation du modèle à correction d'erreur (ECM).

#### 2.4. RÉSULTATS DES TESTS

Le tableau suivant présente les résultats du test de non stationnarité ADF (Augmented Dickey-Fuller) pour chaque série.

*Tableau 1 : Résultats du test ADF pour chaque série*

Série	Statistique de test ADF			
	En niveau	Différence première	Valeur critique à 5%	Conclusion
VEHKMCA	-2.63	-6.47	-3.50	I(1)
VEHKMCP	-2.2	-6.63	-2.92	I(1)
VEHKM	-2.53	-6.37	-3.50	I(1)
TKMCA	-2.67	-6.57	-3.50	I(1)
TKMCP	-0.53	-8.36	-1.94	I(1)
TKM	-2.71	-6.65	-3.50	I(1)
PTRM	-2.51	-4.46	-3.50	I(1)
PIB	1.98	-2.19	-1.94	I(1)
PGAZOL	-1.57	-4.94	-2.92	I(1)

Les séries étant toutes non stationnaires et intégrées d'ordre 1, il convient alors de réaliser un test de cointégration afin de rechercher l'existence de relation de long terme entre nos variables utilisées pour chaque équation que nous souhaitons estimer.

Dans notre cas, nous réalisons le test de cointégration de JOHANSEN (1991 ; 1995) qui se base sur la statistique de la valeur propre maximale (Max-Eigen Statistic) afin de valider l'existence d'une relation de cointégration et la possibilité d'estimer dans une relation linéaire des séries intégrées d'ordre 1.

*Tableau 2 : Résultats du test de cointégration de Johansen*

	Hypothèses	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Valeur critique à 5%*
Modèle VEHKM (7)	r**=0	0.45	30.20	25.82
	au plus 1	0.31	19.19	19.38
Modèle TKM (8)	r=0	0.46	31.15	25.82
	au plus 1	0.31	18.69	19.38
Modèle VEHKMCA (9)	r=0	0.37	23.53	21.13
	au plus 1	0.12	6.93	14.26
Modèle VEHKMCP (10)	r=0	0.35	21.97	21.13
	au plus 1	0.17	9.53	14.26
Modèle TKMCA (11)	r=0	0.49	33.87	25.82
	au plus 1	0.31	18.92	19.38
Modèle TKMCP (12)	r=0	0.40	26.01	25.82
	au plus 1	0.29	17.20	19.38
Modèle TKMCA (13)	r=0	0.40	25.91	21.13
	au plus 1	0.13	7.01	14.26
Modèle VEHKMCA (14)	r=0	0.50	35.47	25.82
	au plus 1	0.27	16.13	19.38

\* les valeurs critiques sont tabulées par Johansen et Juselius (1990)

\*\* r indique le nombre de relations de cointégration

Dans tous les cas, la statistique de la valeur propre maximale est supérieur à sa valeur critique au seuil de 5% (pour r=0) ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration au profit de l'hypothèse alternative : nous observons ainsi l'existence de relations de long terme.

### 3. RÉSULTAT DE L'ESTIMATION DES MODÈLES

Les tests présentés ont validé la non-stationnarité des séries utilisées et la présence d'une relation de cointégration. Nous estimons nos modèles à partir du modèle à correction d'erreur.

Nous donnons les résultats de l'équation à correction d'erreur ECM avec les coefficients de relation de long terme, par contre nous ne donnons pas la valeur des coefficients des relations de court terme et le coefficient d'ajustement, étant donné que notre analyse se base seulement sur les effets de long terme.

### 3.1. ÉLASTICITÉS CONSTANTES AU PRIX DU CARBURANT

Les tableaux 3 à 7 ci-après présentent les relations de long terme pour nos modèles dont les séries sont exprimées en logarithme. Les constantes de nos équations n'étant pas significativement différentes de 0, nous retenons les modèles sans constantes.

*Tableau 3 : Résultats des régressions log-log entre VEHKM ou TKM et PIB, PGAZOL (équations 7 et 8 en log log)*

	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité de l'ajustement
LOGVEHKM	LOGPIB	1.22	0.11	10.21	R <sup>2</sup> =0.80
	LOGPGAZOL	<b>-0.33</b>	0.10	-3.24	
LOGTKM	LOGPIB	1.27	0.13	9.19	R <sup>2</sup> =0.74
	LOGPGAZOL	<b>-0.31</b>	0.13	-2.30	

Pour l'ensemble du transport routier de fret (compte propre plus compte d'autrui), une croissance de 1 % des prix du gazole entraîne une diminution de 0.33% du trafic exprimé en vehkm et de 0.31% de la demande de transport exprimée en tkm ; compte tenu des écarts types, ces élasticités sont significativement différentes de zéro mais leur précision est faible.

En France, le compte propre représente, en 2007, 15 % des tkm et 25 % des vehkm sur la partie nationale des trajets (données TRM) et nous avons vu (figure 1) qu'il ne se comporte pas comme le compte d'autrui. Nous cherchons alors à savoir si l'élasticité au prix du carburant du transport pour compte propre est différente de celle pour compte d'autrui. Le tableau ci-dessous présente les résultats des relations à long terme pour le compte d'autrui :

*Tableau 4 : Résultats des régressions log-log entre VEHKMCA ou TKMCA et PIB, PGAZOL (équations 9 et 11 en log log)*

	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité d'ajustement
LOGVEHKMCA	LOGPIB	1.26	0.13	9.35	R <sup>2</sup> =0.82
	LOGPGAZOL	<b>-0.30</b>	0.13	-2.3	
LOGTKMCA	LOGPIB	1.23	0.08	14.40	R <sup>2</sup> =0.67
	LOGPGAZOL	<b>-0.25</b>	0.08	-3.08	

En compte d'autrui, la demande de transport routier de fret (TKM : 0.25) semble un peu moins sensible au prix du gazole que le trafic (VEHKM : 0.30), ce qui correspondrait à une augmentation du chargement moyen lorsque le prix du gazole augmente. Il faut toutefois noter que, compte tenu des écarts-types, les intervalles de confiance à 95% se recouvrent : il n'est pas certain que l'élasticité des tkm soit supérieure à celle des vehkm.

Nous suivons la même méthode pour le compte propre :

*Tableau 5 : Résultats des régressions log-log entre VEHKMCP ou TKMCP et PIB, PGAZOL (équations 10 et 12 en log log)*

	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité d'ajustement
LOGVEHKMCP	LOGPIB	1.38	0.60	2.28	R <sup>2</sup> =0.47
	LOGPGAZOL	<b>-0.44</b>	0.16	-2.71	
LOGTKMCP	LOGPIB	1.42	0.07	19.78	R <sup>2</sup> =0.48
	LOGPGAZOL	<b>-0.43</b>	0.07	-6.21	

Les élasticités du compte propre sont légèrement supérieures en valeur absolue à celles du compte d'autrui (0,44 contre 0,30 pour les vehkm et 0.43 contre 0,25 pour les tkm) mais, là encore, compte-tenu de la précision des estimateurs ces différences ne sont pas significatives au seuil de 5%. Notons également qu'en compte propre, les élasticités des vehkm et tkm sont presque les mêmes (-0,4).

### *3.2. L'INDICE DE PRIX DU TRANSPORT ROUTIER DE MARCHANDISES*

Après avoir estimé les coefficients statiques des relations de long terme pour les tonnes kilomètres et les véhicules kilomètres, nous suivons la même démarche pour la relation entre l'indice de prix du transport (PTRM) et le prix du gazole.

Relation de long terme pour :

$$LOGPTRM = \alpha + \beta_1 LOGPGAZOL + \varepsilon_t \quad (15)$$

Tableau 6 : Résultats de la régression log-log entre le prix du transport (PTRM) et prix du gazole (PGAZOL) (équation 15)

Variabes	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité d'ajustement
Constant	2.46	0.11	20.6	R <sup>2</sup> =0.57
LOGPGAZOL	0.45	0.02	17.73	

Le prix du transport routier de marchandises est très sensible au prix du gazole et, si l'ajustement n'est pas très bon ( $R^2 = 0,57$ ), l'élasticité du prix de transport au prix du gazole (coefficient de LOGPGAZOL : 0,45) est estimé avec une bonne précision ; une augmentation de 100% du prix du gazole entraîne une augmentation de 45% du prix de transport. En fait, ce coefficient 0,45 est sensiblement plus important que le poids du gazole dans le coût de revient au véhicule kilomètre (environ un quart dans la structure de coût de revient du transport à longue distance d'un ensemble articulé de 40 tonnes publiée par le CNR). Nous pouvons dire que le prix du carburant est un des déterminants majeurs du prix du transport routier de marchandises.

Le tableau suivant présente les coefficients des modèles exprimant le trafic et la demande de fret en compte d'autrui en fonction du PIB et du prix du transport (PTRM) avec les séries exprimées en logarithme.

Tableau 7 : Résultats des régressions log-log entre VEHKMCA ou TKMCA et PIB, PTRM (équations 14 et 13 en log log)

	Variabes	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité d'ajustement
LOGVEHKMCA	Constant	0.07	0.019	3.77	R <sup>2</sup> =0.80
	LOGPIB	1.009	0.75	1.33	
	LOGPTRM	<b>-0.90</b>	0.51	-1.76	
LOGTKMCA	LOGPIB	0.33	0.14	2.39	R <sup>2</sup> =0.70
	LOGPTRM	<b>-0.23</b>	0.19	-1.18	

Les élasticités-prix de la demande en compte d'autrui estimées avec nos données ne sont pas vraiment significatives : le t de student (t-ratio) vaut 1,18 pour les tkm et 1.76 pour les vehkm : la demande de fret semble ainsi moins clairement impactée par le prix de transport que par le prix du gazole, ce qui est surprenant.



### 3.3. ÉLASTICITÉS VARIABLES AU PRIX DU CARBURANT

Afin de déterminer l'impact d'une variation du prix du gazole sur la demande de transport routier de marchandises en France, nous pouvons aussi calculer les élasticités pour les modèles non logarithmiques. La spécification avec les variables en niveau donne des élasticités qui varient dans le temps. Ainsi, pour la fonction linéaire du trafic en compte d'autrui (équation 14), l'élasticité est :

$$\mathcal{E}_t^{VEHKMCA/PTRM} = \theta_2^{CA} * PTRM / VEHKMCA \quad (16)$$

C'est donc le produit d'un coefficient  $\theta_2^{CA}$  estimé par le modèle en niveau (qui devient une constante sur la période) par le ratio  $PTRM / VEHKMCA$  ; de même pour les autres modèles.

Les résultats de l'estimation des différents modèles en niveau sont les suivants:

*Tableau 8 : Résultats de l'estimation des différents modèles en niveau (équations 7 à 14)*

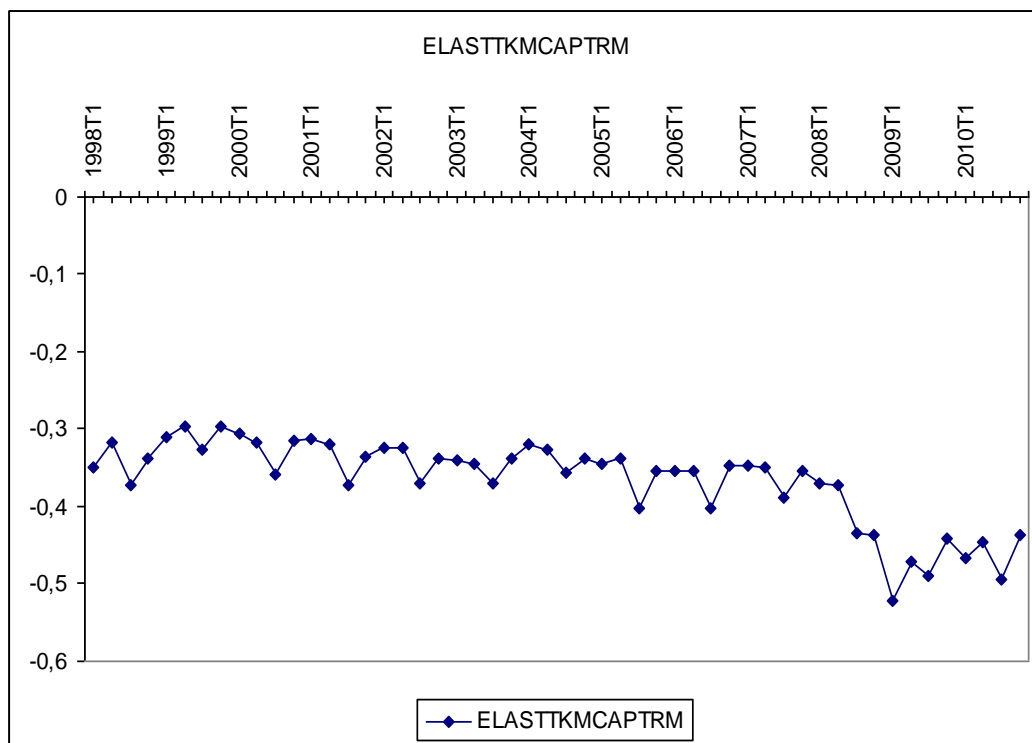
	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité de l'ajustement
VEHKMCA	PIB	0.9	0.62	1.45	R <sup>2</sup> =0.81
	PTRM	<b>-0.84</b>	0.44	-1.9	
TKMCA	PIB	0.45	0.052	8.6	R <sup>2</sup> =0.78
	PTRM	<b>-0.37</b>	0.055	-6.75	
VEHKM	PIB	1.22	0.11	10.21	R <sup>2</sup> =0.80
	PGAZOL	<b>-0.33</b>	0.10	-3.24	
TKM	PIB	1.17	0.14	8.16	R <sup>2</sup> =0.76
	PGAZOL	<b>-0.32</b>	0.12	-2.58	
VEHKMCA	PIB	1.12	0.14	7.64	R <sup>2</sup> =0.83
	PGAZOL	<b>-0.29</b>	0.12	-2.31	
VEHKMCP	PIB	0.87	0.53	1.63	R <sup>2</sup> =0.48
	PGAZOL	<b>-0.30</b>	0.13	-2.26	
TKMCP	PIB	1.35	0.08	16.37	R <sup>2</sup> =0.47
	PGAZOL	<b>-0.39</b>	0.07	-5.5	
TKMCA	PIB	1.13	0.08	13.57	R <sup>2</sup> =0.68
	PGAZOL	<b>-0.23</b>	0.07	-3.26	

On note que, pour le compte propre, tout comme dans les modèles log-log, les  $R^2$  des modèles en niveau sont faibles ( $<0,5$ ), tant pour les vehkm que pour les tkm. Les écarts-types indiquent que les coefficients de PGAZOL sont significativement différents de zéro mais que leurs intervalles de confiance à 95% sont relativement étendus.

### Elasticités variables de la demande de fret routier au prix du TRM en compte d'autrui

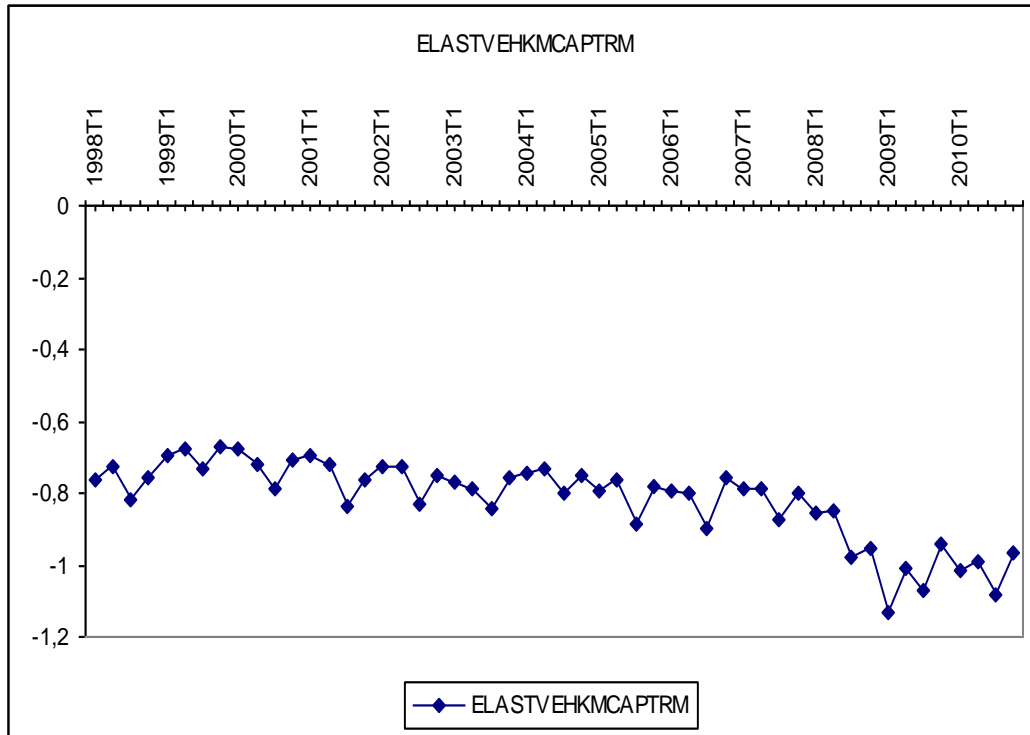
Les coefficients estimés, multipliés par le rapport (prix/quantité) nous permettent de retracer l'évolution des élasticités au prix de transport, de la demande de transport routier (en tkm, figure 2) et du trafic de poids lourds (en vehkm, figure 3).

Figure 2 : Évolution de l'élasticité de la demande de fret routier en CA (en tkm) au prix du TRM



L'élasticité de la demande de transport routier de marchandises ainsi estimée est faiblement décroissante jusqu'en 2008 puis elle chute fin 2008 pour revenir après ; en valeur absolue elle croit donc sensiblement et on peut dire que, sur la période, la demande de transport routier réagit de plus en plus aux variations de prix du transport. Ce graphique semble indiquer, sous réserve de la faible précision des estimateurs, que l'hypothèse d'une élasticité constante, ne serait pas adaptée, surtout durant la crise de 2008.

Figure 3 : Évolution de l'élasticité du trafic de fret routier en CA (en vehkm) au prix du PTRM



L'élasticité moyenne du trafic routier en vehkm au prix de transport, calculée comme la moyenne arithmétique des élasticités variables, est de -0.84. Cette valeur est proche de celle qui a été calculée pour une élasticité constante avec le modèle log-log (-0.90).

Cette élasticité de trafic estimée à partir du modèle 'en niveau' a une tendance à la baisse durant toute la période, surtout en 2008. Là encore, l'hypothèse d'une élasticité constante sur la période ne paraît pas adaptée.

Le prix de transport (PTRM) augmentant plus vite que les quantités (vehkm ou tkm) sur la période étudiée, le ratio (prix/quantité) croît, entraînant mécaniquement une augmentation de la valeur absolue des élasticités étudiées (figure 2 et 3). En 2008, le prix du carburant a explosé au début de l'année avant de s'effondrer fin 2008 et 2009, alors que les quantités ont relativement peu varié, provoquant un soubresaut des élasticités.

On retrouve, avec ces élasticités variables, un résultat déjà observé avec les élasticités constantes calculées avec les modèles log-log : la variation du prix de transport semble avoir un effet plus important sur la génération de trafic en vehkm que sur la demande de fret

exprimée en tkm : une augmentation du prix amène les entreprises à réduire surtout les véhicules kilomètres, en optimisant les tournées et les itinéraires. L'amélioration du taux de remplissage permet de limiter la réduction de la demande de transport en tkm, qui a ainsi une sensibilité plus faible.

### Elasticités variables de la demande de fret routier au prix du gazole

Les évolutions des élasticités du trafic calculées pour les VEHKM en compte d'autrui, en compte propre et pour l'ensemble et récapitulées dans la figure 4 ci-dessous semblent indiquer que le trafic pour compte propre est plus élastique que le compte d'autrui et que la valeur absolue de son élasticité augmente davantage avec le temps : en moyenne arithmétique sur la période observée, une augmentation de 1 % du prix de gazole entraîne une baisse de 0.29% des vehkm en compte d'autrui contre une baisse de 0.41 % en compte propre, valeurs peu différentes des élasticités constantes estimées avec le modèle log-log (respectivement -0,30 et -0,44 cf. tableaux 4 et 5).

Figure 4 : Évolutions des élasticités au prix du GAZOL du trafic de fret routier (vehkm) CA, CP et Total

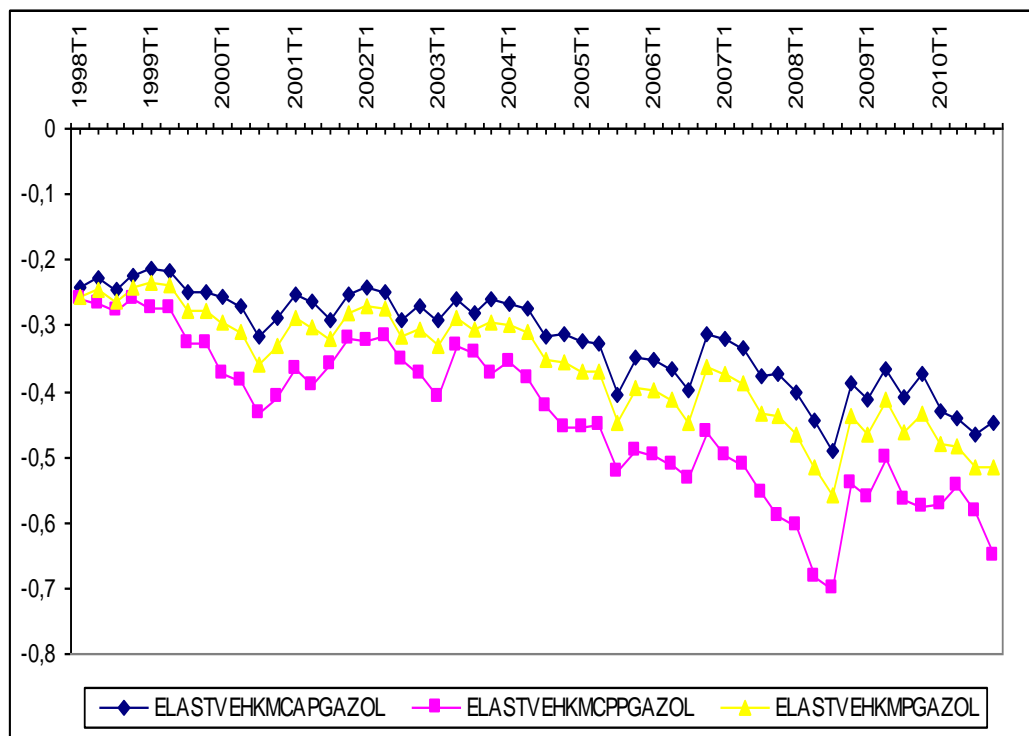
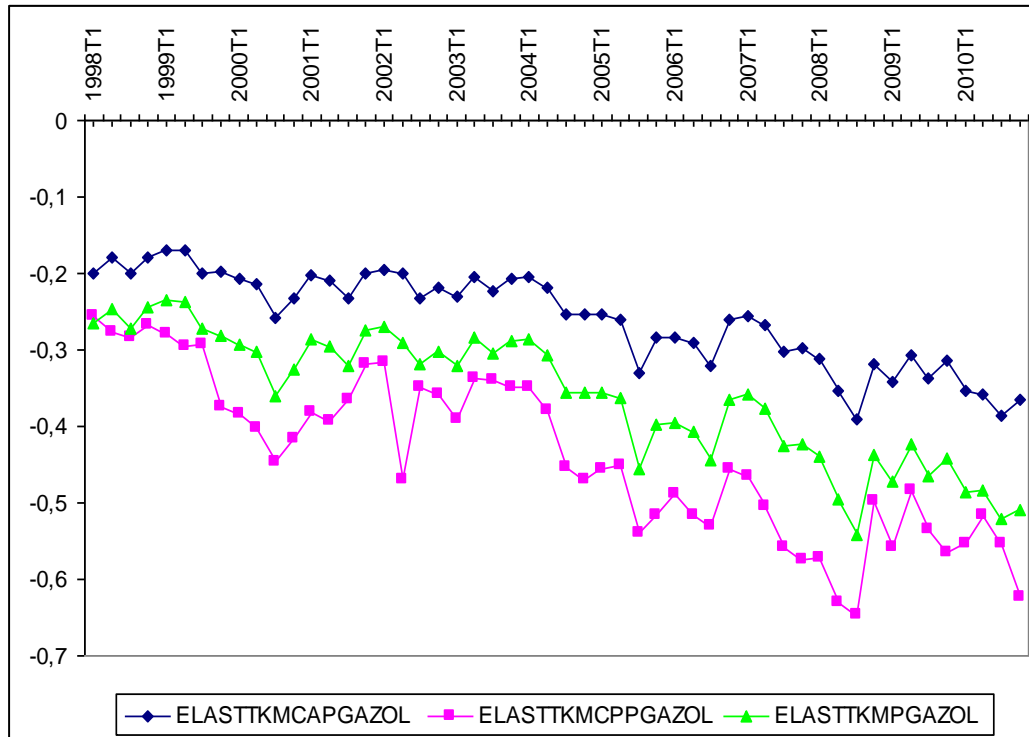


Figure 5 : Évolutions des élasticités au prix du GAZOL de la demande de fret routier (tkm)  
CA, CP et Total



Pour la demande de transport exprimée en tkm (figure 5), l'élasticité au prix du gazole est également plus forte en compte propre qu'en compte d'autrui. Les moyennes arithmétiques sont peu différentes des élasticités constantes calculées avec les modèles log-log : -0.39% (contre -0.43 en élasticité constante) pour compte propre et -0.23% (contre -0.25 en élasticité constante) en compte d'autrui. Ces élasticités semblent différentes entre CA et CP et l'hypothèse d'une élasticité constante semble inadaptée. Compte tenu de la faible précision des estimateurs, nous allons vérifier si l'élasticité est vraiment décroissante en fonction du temps à l'aide d'autres modèles.

#### 4. L'ÉLASTICITÉ EST-ELLE VARIABLE AVEC LE TEMPS ?

Les résultats des modèles en niveau semblent indiquer que les élasticités de long terme de la demande de fret et du trafic de poids lourds au prix du gazole augmentent en valeur absolue avec le temps. On peut alors se demander si cette augmentation de la sensibilité au prix du gazole s'explique uniquement par l'évolution du prix du gazole ou si d'autres éléments qui auraient aussi changé pendant la période étudiée ont également contribué à cette évolution. De

telles élasticités non constantes devraient alors être mieux estimées par les modèles en niveau que par les modèles log-log, qui correspondent à une hypothèse d'élasticité constante.

En fait si nous comparons la qualité des ajustements (valeurs des  $R^2$ ) d'une part et la précision des estimateurs des paramètres d'autre part, il n'apparaît pas que les modèles en niveau offrent de meilleures estimations que les modèles log-log.

Pour analyser l'effet du temps, trois modèles sont utilisés : un modèle dynamique à endogène retardée qui se caractérise par l'existence d'une variable endogène retardée parmi les variables exogènes et un modèle à retards échelonnés, dans lequel la variable endogène dépend de la valeur actuelle et d'un certain nombre de valeurs retardées d'une variable exogène ; puis nous introduisons dans le modèle log-log spécifié précédemment dans l'équation (8), une variable caractéristique du temps. Cette variable  $t$  est pondérée par un paramètre à estimer, qui spécifie la vitesse d'adaptation de la demande de fret au prix du gazole.

Dans ces trois types de modèles nous avons testé les modèles log log et les modèles en niveau. Nous n'avons retenu ici que les modèles expliquant la demande de fret (TKM) et, des deux formes - en niveau ou log log- nous ne présentons ici que celle qui donne le meilleur ajustement.

Le long terme, dans de tels modèles, est celui où les effets du paramètre de retard d'adaptation deviennent négligeables, soit de 2 à 5 ans selon CALZADA et JIANG (1999). Le court terme, dans les modèles à endogène retardée et à retard échelonné, correspond à la période unitaire d'observation, c'est-à-dire un trimestre. Mais ces durées varient selon les élasticités considérées et selon les auteurs. Ainsi DARGAY et GATELY (1997) estiment que lors d'une variation de prix, environ 30 % de la réponse est faite dans 1 an et qu'il faut moins de 13 ans pour produire la partie la plus grande de la réponse.

#### 4.1. MODÈLE À ENDOGÈNE RETARDÉE

Le modèle à endogène retardée se caractérise par l'existence d'une variable endogène retardée parmi les variables exogènes. Il s'écrit sous la forme :

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{b}\mathbf{Y}_{t-1} + \sum \mathbf{a}_i \mathbf{X}_{it} + \mathbf{C} \quad (17)$$

Dans notre cas, le modèle retenu est :

$$TKM_t = \alpha_1 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PGAZOL_t + \beta_3 TKM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Un tel modèle cherche à établir une relation linéaire entre la demande de transport (TKM), sa valeur retardée, le PIB et le prix du gazole avec :

$\beta_2$  = élasticité au prix du gazole de la demande de fret routier (tkm) à court terme.

$\beta_2/1 - \beta_3$  = élasticité au prix du gazole de la demande de fret routier (tkm) à long terme.

Tableau 9 : Résultats de l'estimation du modèle en niveau à endogène retardée (équation 18)

	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité de l'ajustement
TKM	PIB	0.52	0.14	3.49	R <sup>2</sup> =0.23
	PGAZOL	-0.12	0.05	-2.09	
	TKM <sub>1</sub>	0.59	0.11	5.02	

L'élasticité de la demande de fret au prix du gazole ainsi estimée est significative : le t de student vaut 2.09 mais le R<sup>2</sup> est très faible (0.23). Notons que l'essai avec un modèle log log donne des résultats comparables, pour les vehkm et pour les tkm, tant pour la faiblesse de l'ajustement que pour la valeur ou la précision des paramètres. L'élasticité de long terme de la demande de fret routier au prix du gazole ainsi estimée est de l'ordre de -0.29 (-0.32 pour le modèle log log).

#### 4.2. MODÈLE À RETARDS ÉCHELONNÉS

Le modèle à retard échelonné s'écrit sous la forme :

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (19)$$

Avec:

$\beta_0$ : effet instantané d'une variation de  $X_t$  sur  $Y_t$

$\beta_1$ : multiplicateur dynamique à 1 période de la variation de  $X_{t-1}$  sur  $Y_t$

$\beta_2$ : multiplicateur dynamique à 2 périodes de la variation de  $X_{t-2}$  sur  $Y_t$

Ce modèle peut rencontrer le problème de colinéarité ; le recours à l'approche de retards échelonnés polynomiaux (PDL) est nécessaire afin de résoudre ce problème.

Nous cherchons à modéliser le modèle suivant :

$$TKM_t = \alpha + \beta PIB_t + \sum \beta_i PGAZOL_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{pour } i = 0 \dots n \quad (20)$$

$\beta_0$  : élasticité au prix du gazole de la demande de fret routier (tkm) à court terme.

$\sum \beta_i$  : élasticité au prix du gazole de la demande de fret routier (tkm) à long terme.

Tableau 10 : Résultats de l'analyse à retards échelonnés pour le modèle en niveau (équation 20)

	Variables	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité de l'ajustement
TKM	PIB	1.35	0.065	20.52	R <sup>2</sup> =0.29
	PGAZOL	-0.01	0.01	-0.82	
	PGAZOL <sub>.1</sub>	-0.02	0.02	-1.14	
	PGAZOL <sub>.2</sub>	-0.03	0.02	-1.72	
	PGAZOL <sub>.3</sub>	-0.05	0.017	-3.06	
	PGAZOL <sub>.4</sub>	-0.07	0.01	-6.43	
	PGAZOL <sub>.5</sub>	-0.09	0.02	-4.46	
	PGAZOL <sub>.6</sub>	-0.11	0.04	-2.53	

Dans ce modèles à retards échelonnés, le lien entre la demande de fret routier, croissance économique et prix du gazole semble très fragile (R<sup>2</sup> faible dans les régressions, tant en log qu'en niveau, pour les TKM et pour les VEHKM). L'élasticité de court terme de la demande de fret routier au prix du gazole est de -0.01, beaucoup plus faible que l'élasticité de long terme (-0.38).

#### 4.3. MODÈLE AVEC LE TEMPS D'ADAPTATION

Dans le modèle log-log spécifié dans l'équation (8), nous introduisons une variable t qui représente la période et varie donc de 0 à 51. Cette variable t, caractéristique du temps, est pondérée par un paramètre à estimer. Ainsi le modèle permettra d'estimer une part constante de l'élasticité (le coefficient  $\beta_2$  de LOGPGAZOL) et une part qui augmente en fonction du temps (le coefficient  $\gamma$  de tLOGPGAZOL) qui va indiquer la vitesse d'adaptation de la demande de fret au prix du gazole.

$$LOGTKM_t = \alpha_1 + \beta_1 LOGPIB_t + (\beta_2 + \gamma t) LOGPGAZOL_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

C'est-à-dire :

$$LOGTKM_t = \alpha_1 + \beta_1 LOGPIB_t + \beta_2 LOGPGAZOL_t + \gamma t LOGPGAZOL_t + \varepsilon_t \quad (22)$$



Les valeurs estimées des paramètres de ce modèle sont récapitulées dans le tableau 11 ci-dessous.

*Tableau 11 : Résultats de l'estimation du modèle log-log avec introduction du temps (équation 22)*

	variable	Coefficients	Std error	t-ratio	Qualité d'ajustement
LOGTKM	Constant	9.38	1.05	8.87	R <sup>2</sup> = 0.77
	LOGPGAZOL	-0.25	0.06	-3.86	
	tLOGPGAZOL	-0.0029	0.00019	-15.57	
	LOGPIB	2.89	0.26	10.88	

Nous retenons ce modèle de préférence aux deux précédents, en raison de l'ajustement bien meilleur et nous remarquons que le paramètre de la variable tLOGPGAZOL a un coefficient significativement négatif : la valeur absolue des élasticités au prix du gazole augmente donc avec le temps. Cette variable temps a une influence sensible puisque, entre la première et la dernière période, l'élasticité de la demande au prix du gazole passe de -0,25 à -0,40 ce qui semble compatible avec ce qui apparaît sur la figure 5 et, pour la période moyenne (t=26) nous retrouvons une élasticité de -0,33, très proche de l'élasticité supposée constante de -0,31 indiquée au tableau 3.

## 5. COMPARAISON AVEC LES RÉSULTATS DE TRAVAUX ANTÉRIEURS

Au Danemark, BJØRNER (1999) a estimé l'élasticité de la demande de transport de fret (en tkm) au prix du transport à -0.47, contre -0.81 pour l'élasticité du trafic de fret (en vehkm) ; l'élasticité de la consommation d'énergie du fret serait, quand à elle, de seulement -0.10 selon le même auteur. Une augmentation de 10 % du coût réduirait le trafic de camion de 8 %, mais seulement de 5 % la demande de transport, la différence s'expliquant par le transfert modal ou par une utilisation plus efficace de la capacité des camions (VTPI, 2011).

En France, QUINET(1994), à partir des données des enquêtes TRM, trouve une sensibilité du trafic routier au prix de transport routier comprise entre -0.7 et -0.9. Deux ans plus tard, MEYER (1996) trouve une élasticité du trafic de fret total (tous modes) au prix du transport routier de -0.24 et une élasticité du trafic routier à ce même prix du transport routier de -0,55. Une étude publiée par la Conférence Européenne des Ministres des Transports (2003) trouve une élasticité du trafic routier au prix de transport de -0.8.

Tableau 12 : Récapitulatif de différentes études menées sur les élasticités au prix de transport routier et au prix de carburant

			Elasticité au			
			prix de transport routier		prix de carburant	
Etude	Pays	Modèle	vehkm	tkm	vehkm	tkm
INABA et al. (1989)	USA	mélange de régression*		-0.3 to -0.9		
MEYER (1996)	France	MCE**		-0.55		
BJÖRNER (1999)	Denmark	VAR***	-0.81	-0.47		
FIGURELLO et al. (2008)	EU25 + NO + CH	ASTRA****				-0,05 à -0,3
DE JONG et al (2010)	Revue de littérature		-0.1à -0.8	-0.1à -0.5	-0.1à -0.3	-0.05 à -0.3
BOUGUERRA et RIZET (2013)	France	MCE**	-0,9	-0.23	-0.33	-0.31

\* switching regression techniques.

\*\* Modèles à Correction d'Erreur

\*\*\*Vector Auto Regressive model.

\*\*\*\*Assessment of Transport Strategies

L'élasticité constante au prix de transport, estimée dans notre exercice pour le compte d'autrui uniquement, est de -0.9 pour le trafic routier, donc une valeur proche des résultats des travaux cités, de même pour celle pour la demande de transport exprimée en tkm (-0,23). D'autre part, les élasticités au prix de gazole de la demande de transport en tonnes kilomètres et en véhicules kilomètres sont respectivement de -0.31 et -0.33, soit deux valeurs proches des élasticités rassemblées par DE JONG et al (2010).

Les valeurs des élasticités sont extrêmement variables, cette variation est due aux différents modèles utilisés (statiques ou dynamiques), différents types de données utilisées (données transversales ou chronologiques), de différentes formes fonctionnelles (fonction linéaire ou linéaire logarithmique) et de la couverture géographique.

## CONCLUSION

La demande de transport routier de marchandises est bien sensible aux changements de prix du carburant. Pour l'ensemble du trafic couvert par l'enquête TRM (poids lourds français ayant au plus 15 ans) et en utilisant le modèle log-log, nous trouvons une élasticité (supposée constante) de la demande de fret au prix du gazole de -0,3 pour les tkm comme pour les vehkm.

Viennent ensuite quelques résultats intéressants mais qui, compte tenu de la précision des estimateurs, restent à confirmer. Le transport en compte d'autrui semble moins élastique au prix du gazole que le compte propre, tant en tkm qu'en vehkm : une augmentation du prix du gazole favoriserait ainsi un transfert du compte propre vers le compte d'autrui. En compte d'autrui, la demande de transport exprimée en tkm semble moins élastique au prix du gazole que le trafic routier de fret (en vehkm), ce qui peut s'expliquer par le fait que, quand le prix du gazole augmente, les logisticiens sont de plus en plus incités à optimiser la charge du véhicule pour réduire les distances parcourues tout en répondant le mieux possible à la demande. Par contre en compte propre, l'élasticité de la demande (en tkm) est très proche de l'élasticité du trafic (en vehkm) : le compte propre a moins d'opportunité pour améliorer le chargement des véhicules.

On savait que l'élasticité de la demande augmente lorsque l'on considère une période plus longue, c'est-à-dire que l'élasticité de long terme est plus importante que celle de court terme, notamment parce qu'à long terme, les acteurs économiques ont davantage d'options pour réduire leur consommation de carburant. Nous observons ici que, l'élasticité de la demande de transport au prix du gazole décroît de -0.28 au début de 1998 à -0.48 fin 2010 pour les vehkm et de -0,25 à -0,40 pour les tkm : durant la période de 13 ans observée, la demande réagit de plus en plus aux variations de prix du carburant et l'hypothèse d'une élasticité constante n'est donc pas la mieux adaptée, surtout sur une longue période.

## REMERCIEMENTS

Cet article poursuit un travail commencé par HEMERY et RIZET (2007) dans le cadre de l'Action COST 355. Il a bénéficié des conseils de nos collègues de l'IFSTTAR-DEST : MATTIEU de LAPPARENT pour l'analyse économétrique, ROGER COLLET pour l'introduction de la variable temps dans le modèle et JEAN-LOUP MADRE pour l'interprétation des résultats. Les auteurs remercient également les relecteurs des Cahiers Scientifiques pour leurs précieux conseils.

## RÉFÉRENCES

Abdelwahab W.M. (1998) Elasticities of mode choice probabilities and market elasticities of demand: evidence from a simultaneous mode choice/shipment-size freight transport model. **Transportation Research part E: Logistics and Transportation Review**, Vol. 34, n° 4, pp. 257-266.

AbdelWahab W.M., Sargious M. (1992) Modeling the demand for freight transportation. **Journal of Transport Economics and Policy**, Vol. 26, n°1, pp. 49-70.

Beuthe M., Jourquin B., Geerts J.F., Coul C., Ndjang H. (2001) Freight transportation demand elasticities: a geographic multimodal transportation network analysis. **Transportation Research part E**, Vol. 37, pp. 253-266.

Bjørner T.B. (1999) Environmental benefits from better freight transport management: freight traffic in a VAR model. **Transportation Research D**, Vol. 4, n°1, pp. 45-64.

Bourbonnais R. (2000) **Econométrie**. 3ème édition, Dunod.

Bresson G., Pirotte A. (1995) **Econométrie des séries temporelles. Théorie et applications**. Paris : PUF, 658 p.

Brunel J. (2005) Le transport de marchandises et la croissance économique. **XLIème colloque de l'ASRDLF. Villes et territoires face aux défis de la mondialisation**. Dijon, 5-7 Septembre 2005, 21 p.

Calzada C., Jiang F. (1999) La notion d'élasticité à travers les modèles. **Notes de Synthèse du SES**, n° 126, pp 1-6.

CEMT(2003) **Gérer les déterminants de la demande de transport**. Paris, CEMT, 148 p.

Collet R. (2012) Household car use in France: a demographic and economic analysis. **Economics Bulletin**, 32, n°1, pp. 475-485.

Dargay J., Gately D. (1997) Demand for transportation fuels: imperfect price-reversibility? **Transportation Research B**, Vol. 31, n°1, pp. 71-82.

De Jong G., Schrotten A., Van Essen H., Otten M., Bucci P. (2010) **Price sensitivity of european road freight transport – towards a better understanding of existing results**. Report for Transport and Environment, by Significance and CE Delft, 136 p.

Engle R., Granger C. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Vol. 55, n° 2, pp. 251–276.

Fiorello D., Martino A., Schade W., Walz R., Schade B., Wiesenthal T. (2008) High oil prices: quantification of direct and indirect impacts for the EU - Summary. Funded by **European Commission 6<sup>th</sup> RTD Programme**. Milan, Italy.

Goodwin P.B. (1992) A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes. **Journal of Transport Economics and Policy**, Vol. 26, pp. 155-163.

Goodwin P.B., Dargay J., Hanly M. (2004) Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review. **Transport Reviews**, Vol. 24, n°3, pp. 275-292.

Hanly M., Dargay J., Goodwin P. (2002) **Review of income and price elasticities in the demand for road traffic**. Report 2002/13 (London: ESRC Transport Studies Unit, University College London). <http://www.cts.ucl.ac.uk/tsu/elasfinweb.pdf>

Hemery C., Rizet C. (2007) Price elasticity of road freight transport demand: impact on environmental transport policy in France. Communication au **séminaire COST355-WG1**, Torino, 3 Octobre 2007, 14 p. [http://cost355.inrets.fr/article.php3?id\\_article=233](http://cost355.inrets.fr/article.php3?id_article=233).

Holmgren J. (2007) Meta-analysis of public transport demand. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, Vol. 41A, Issue 10, pp. 1021-1035.

Inaba F S., Wallace N E. (1989) Spatial price competition and the demand for freight transportation. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 71, n°4, pp. 614-625.

Ivaldi M., Pouyet J., Urdanoz M. (2010) Élasticités de la demande de transport ferroviaire: définitions et mesures. **Rapport IDEI**, n°18.

Johansen S. (1988) Statistical analysis of co-integrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, pp. 231-254.

Johansen S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica, Econometric Society**, Vol. 59, n°6, pp. 1551-1580.

Johansen S. (1995) Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. **Journal of Econometrics**, Vol 69, n°1, pp.111-132.

Johansen S., Juselius K. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 52, n° 2, pp. 169- 210.

Meyer K. (1996) Élasticités de long et de court terme du fret à la croissance économique et au prix du transport. **Notes de Synthèse du SES**, n° 104, pp 1-6.

Oum T. (1989) Alternative demand models and their elasticity estimates. **Journal of Transport Economics and Policy**, Vol. 23, pp. 163–187.

Quinet E. (1994) **Propositions pour l'harmonisation des tarifications d'infrastructures aériennes, ferroviaires et routières**. Report for the ministère des transports, Paris.100 p

Salanié B. (1999) Guide pratique des séries non stationnaires. **Économie et Prévision**, n° 137, pp 119-141.

Small K., Winston C. (1999) The demand for transportation: models and applications. **Essays in Transportation Economics and Policy**, Brookings Institute.

Victoria Transport Policy Institute (2011) **Transportation elasticities: How prices and other factors affect travel behaviour**. TDM Encyclopedia. <http://www.vtpi.org/tdm/tdm11.htm>

Wasserfallen W., Gütersperger H. (1988) Gasoline consumption and the stock of motor vehicles. **Energy Economics**, Vol. 10, n°4, pp. 276-282.