



Ministère  
de l'Équipement,  
du Logement,  
des Transports  
et du Tourisme

MARS 1996

# ETUDE EMPIRIQUE DES ELASTICITES-PRIX DES CONSOMMATIONS DE CARBURANTS

Stage de Fei JIANG

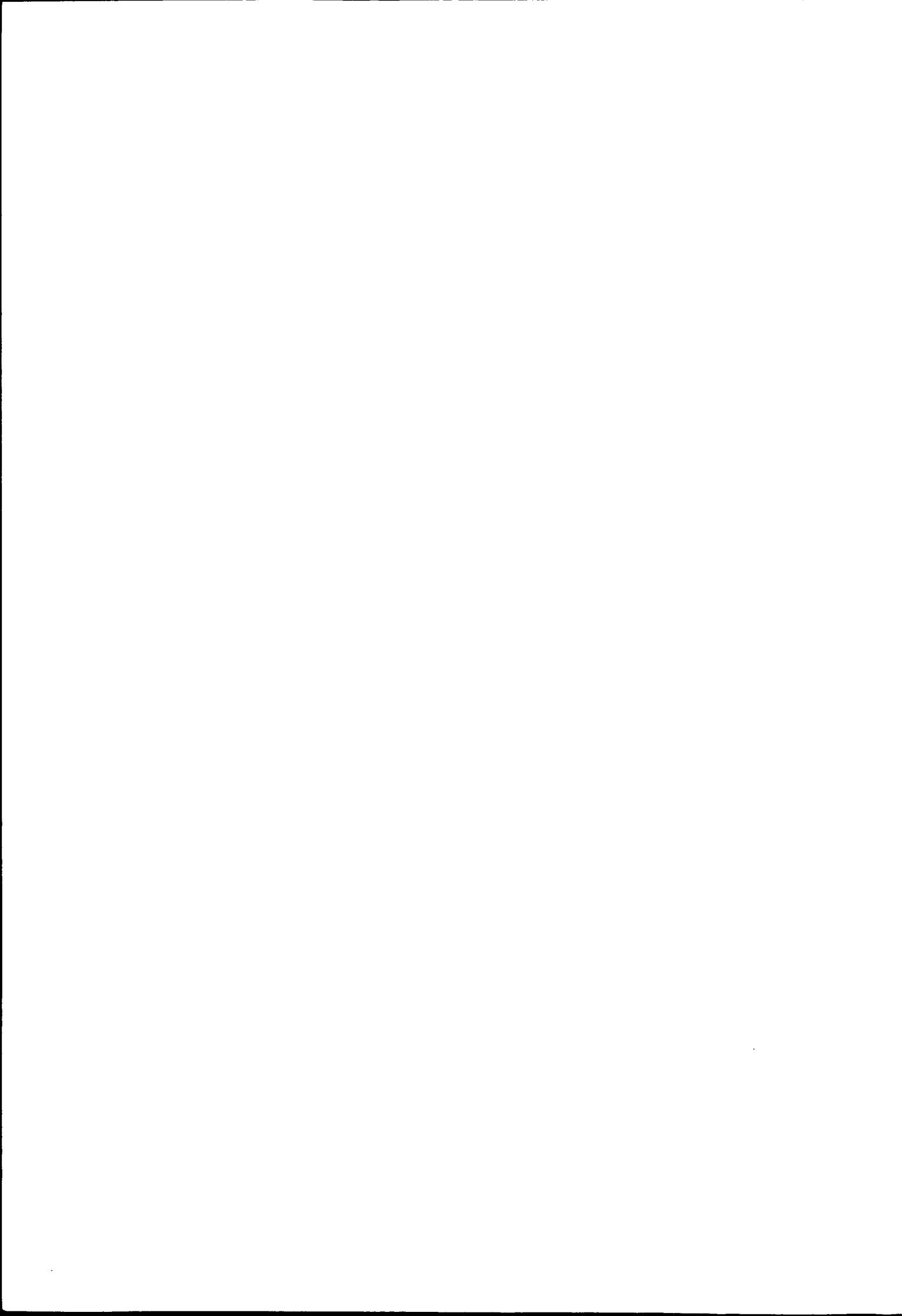
sous la direction de Jean-Christophe BLAIN

CDAT  
11407

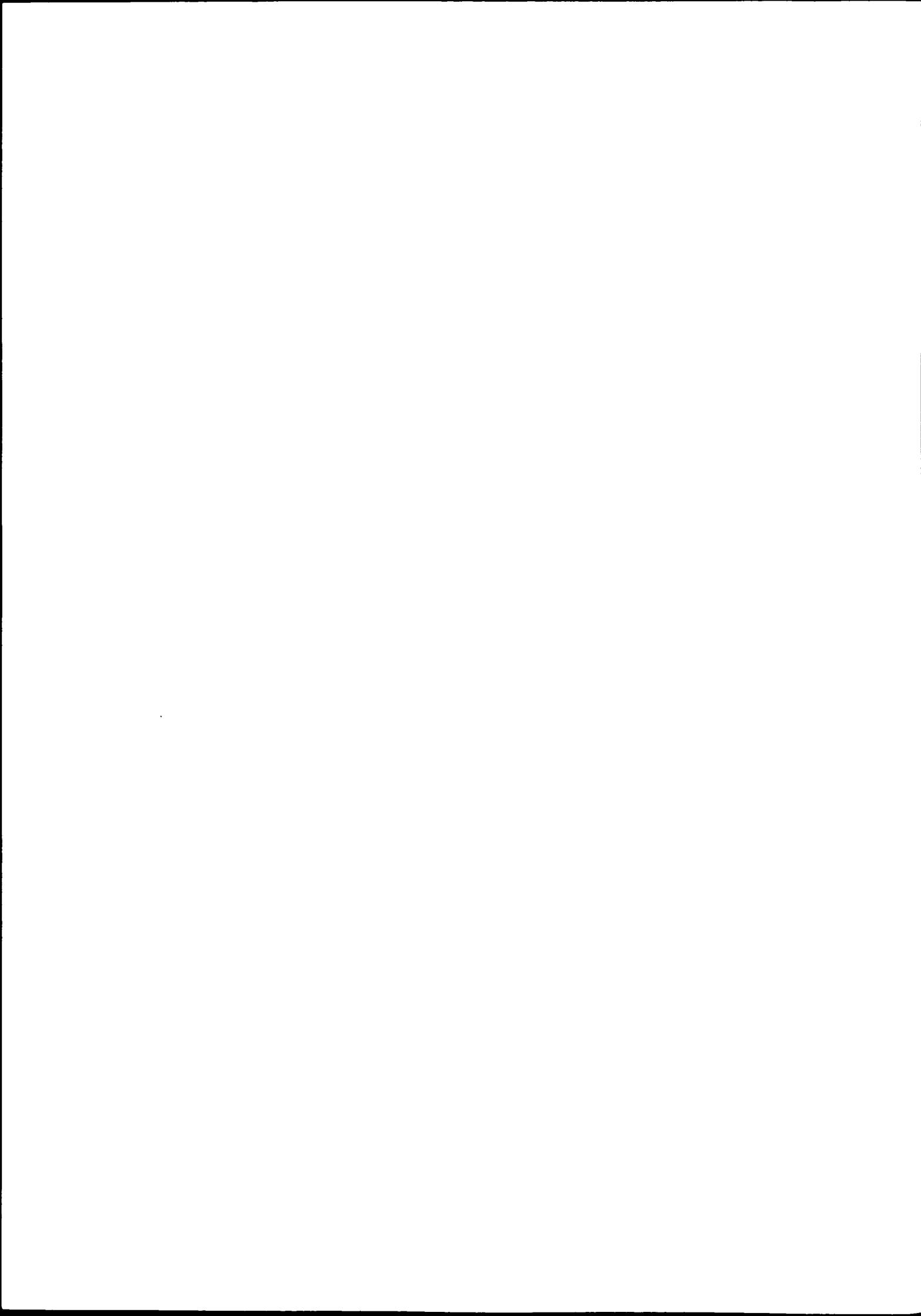
SES

Service économique et statistique

Pascal B - 92055 Paris la Défense cedex 04



**NOTE DE SYNTHÈSE DE L'ÉTUDE**





## **ELASTICITES-PRIX DE LA CONSOMMATION DE CARBURANTS**

*Jean-Christophe BLAIN et Fei JIANG*

Quelle est l'incidence à court et à long termes d'une variation des prix des carburants sur leur consommation? Les estimations sur données annuelles nous suggèrent de retenir une élasticité-prix de la consommation comprise entre -0,2 et -0,3 (OEST, P Berry, 1990), mais cette valeur est une moyenne entre des effets de court terme et de long terme. D'autres travaux (INRETS, JP Orfeuill, 1990) concluent sur une élasticité-prix de long terme beaucoup plus forte, de l'ordre de -0,9. Une étude économétrique récemment réalisée à l'OEST a tenté de mieux évaluer ces élasticités-prix à l'aide de modélisations dynamiques sur séries trimestrielles.

Si, à long terme, la consommation des essences-auto et la consommation de gazole semblent s'ajuster de façon similaire à une variation de prix avec une élasticité de -0,4, cet ajustement paraît se faire beaucoup plus lentement pour le gazole, et conduit à une élasticité-prix de court terme plus faible que pour les essences.

Face à la congestion des infrastructures, aux problèmes de facture pétrolière et surtout d'environnement, on peut envisager de modifier la demande de carburant par une politique fiscale adéquate. C'est pourquoi l'incidence des variations des prix des carburants sur leur consommation a donné lieu à de nombreuses études dans la plupart des pays développés. Toutefois ces publications n'abordent que superficiellement la question de l'évolution d'une même élasticité entre court, moyen et long termes, qui permet d'apprécier la courbe de réponse temporelle de la consommation à un choc de prix. Il se trouve que le problème est délicat car il soulève des difficultés pratiques et méthodologiques qui conduisent à faire des choix affectant la mesure des élasticités.

### **Méthodologie**

Nous distinguons, d'une part, les essences-auto consommées par les voitures seules et rassemblant l'essence ordinaire, le super et le super sans plomb, et, d'autre part, le gazole consommé par l'ensemble des véhicules routiers.

La consommation de chacun de ces deux types de carburants est expliquée par la conjoncture économique (produit intérieur brut ou consommation finale des ménages), et par le prix de vente du carburant. L'utilisation d'une variable de parc de véhicules, qui n'est pas indépendante du prix des carburants, risque de fausser le calcul de l'élasticité-prix de la consommation, notamment à long terme. Inversement, sans cette variable, le modèle est susceptible de surestimer l'effet de la variable macroéconomique avec laquelle le parc est très corrélé. Nous avons finalement privilégié le modèle sans effet parc, car il est sans doute le moins préjudiciable au calcul plus particulier des élasticités-prix.

La modélisation de la consommation du trimestre  $t$  est dite dynamique parce que les équations testées intègrent, parmi les variables explicatives, soit la consommation du ou des trimestres précédents (modèle à endogène retardée), soit des retards sur les variables macroéconomiques et de prix (modèle à retards échelonnés).

## MODÉLISATION

Modèle à endogène retardée :

$$\ln(\text{CCARB}_t) = a_1 \ln(\text{CCARB}_{t-1}) + b \ln(\text{PIB}_t) + c \ln(\text{PRIX}_t) + \text{constante}$$

élasticité-prix de court terme :  $c$       élasticité-prix de long terme :  $c/(1-a_1)$   
(ccarb : consommation de carburant)

Modèle à retards échelonnés :

$$\ln(\text{CCARB}_t) = b_0 \ln(\text{PIB}_t) + b_1 \ln(\text{PIB}_{t-1}) + \dots \\ + c_0 \ln(\text{PRIX}_t) + c_1 \ln(\text{PRIX}_{t-1}) + c_2 \ln(\text{PRIX}_{t-2}) + \dots + \text{constante}$$

élasticité-prix de court terme :  $c_0$       élasticité-prix de long terme :  $\sum c_i$

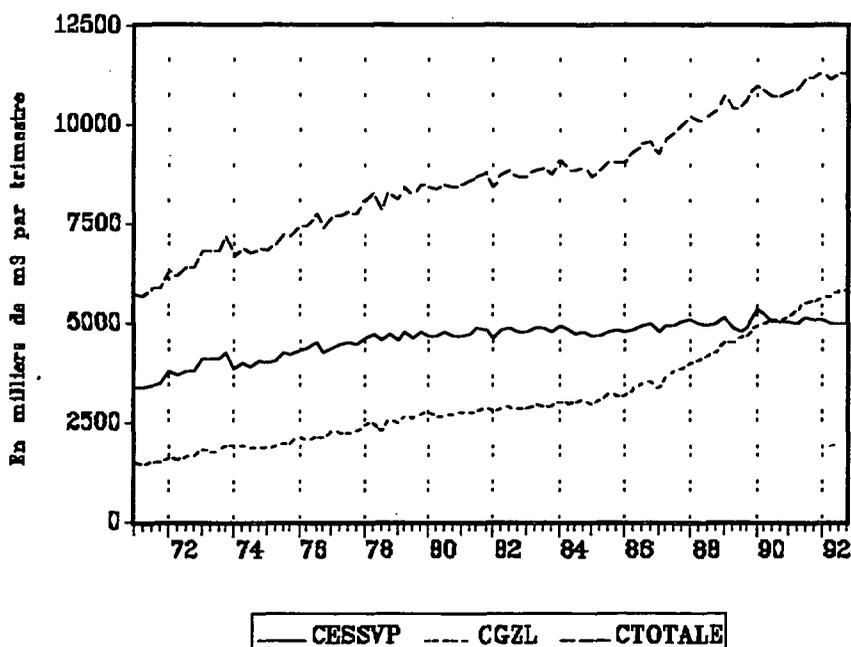
Le court terme correspond à une période, c'est-à-dire un trimestre ici.

Pour pouvoir être estimé, le modèle à retards échelonnés impose des restrictions souvent un peu arbitraires sur les degrés de liberté des coefficients de la variable prix. L'élasticité-prix de court terme ainsi obtenue est alors probablement moins fiable que dans le modèle à endogène retardée; en revanche, l'élasticité de long terme est sans doute meilleure.

### **La consommation des essences-auto par les voitures particulières**

La consommation des essences-auto par les voitures est passée de douze millions de m<sup>3</sup> en 1970 (source : CPDP), où elle représentait 76% des essences consommées sur route, à près de vingt-et-un millions de m<sup>3</sup> en 1990, soit 87% du volume des essences consommées par les véhicules routiers. Depuis l'année 1988 qui semble avoir été un point haut, elle diminue progressivement, sous l'effet de la concurrence du gazole.

#### LES SERIES DE CONSOMMATION (DESAISONNALISEES)



CESSVP : consommation des essences par les voitures.

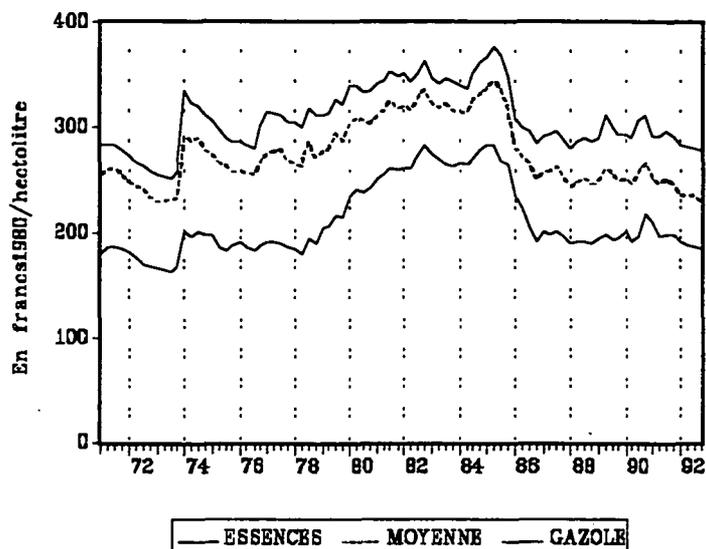
CGZL : consommation de gazole par les véhicules routiers.

CTOTALE : consommation totale d'essences et de gazole par les véhicules routiers.

Le prix moyen des essences-auto est calculé en pondérant les prix des différents carburants (essence ordinaire et supercarburants) par leurs consommations respectives par les voitures. Puis il est déflaté par l'indice de prix du produit intérieur brut.

## MODÉLISATION

### PRIX DEFLATÉS DES CARBURANTS



Ce prix moyen est naturellement très proche de celui du super plombé qui représente l'essentiel de la consommation sur la période considérée. La modélisation de la consommation des essences-auto a nécessité la présence de la variable de prix du gazole pour être validée statistiquement sur une période allant jusqu'en 1992 : la différence de prix entre les essences et le gazole implique un effet de concurrence dont il faut nécessairement tenir compte.

Les deux modèles retenus sont les suivants :

$$\ln(\text{CESSV}) = 0,23 \ln(\text{CESSV}(-1)) + 0,17 \ln(\text{CFM}) - 0,27 \ln(\text{PESS}) + 0,14 \ln(\text{PGZL}) + \text{cte}$$

(2,0)
(3,4)
(-2,5)
(2,5)

R<sup>2</sup> = 0,77    DW = 2,0    H Durbin' = 0,4    Période : 1977.1-92.4

$$\ln(\text{CESSV}) = -0,15 \ln(\text{PESS}) - 0,10 \ln(\text{PESS}(-1)) - 0,05 \ln(\text{PESS}(-2)) + 0,16 \ln(\text{PGZL}) + 0,25 \ln(\text{CFM}) + \text{cte}$$

(-2,1)
(-2,1)
(-2,1)
(2,3)
(6,6)

R<sup>2</sup> = 0,75    DW = 1,7    Période : 1977.1-92.4

CESSV : consommation des essences par les voitures.

PESS : prix moyen déflaté des essences.

PGZL : prix du gazole.

CFM : consommation finale des ménages

Le premier modèle avec retard sur la consommation conduit à une élasticité-prix de court terme de la consommation des essences égale à -0,27, alors que le deuxième modèle propose une élasticité-prix de -0,15. Sur l'ensemble des modèles testés, l'élasticité-prix de court terme est de l'ordre de -0,2.

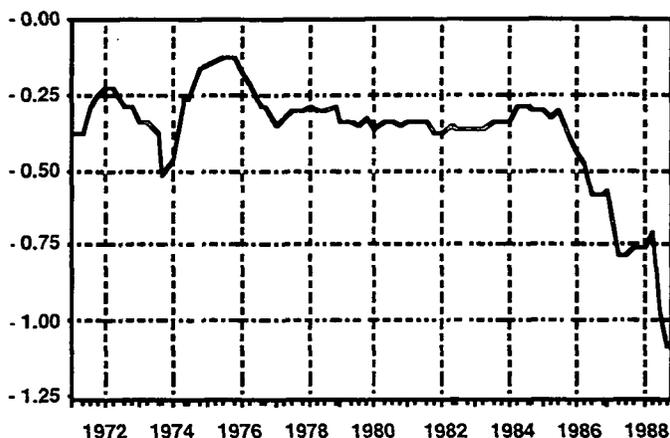
L'élasticité de long terme est moins bien évaluée : les deux modèles retenus conduisent à des élasticités-prix de long terme de -0,35 et -0,30 respectivement, mais d'autres modèles aboutissent à des valeurs sensiblement supérieures. On pourra retenir une valeur moyenne de -0,4 à long terme. Enfin, on remarque que

## MODÉLISATION

l'ajustement de la consommation au prix se fait très rapidement, pour l'essentiel en trois trimestres d'après le deuxième modèle.

Nous avons représenté l'évolution de l'élasticité-prix de long terme des essences pour des périodes variant de 1977.1-1992.4 à 1989.1-1992.4 sur le premier modèle. Nous observons sur le graphique ci-dessous qu'après la période de turbulence consécutive au premier choc pétrolier, l'élasticité-prix de long terme se stabilise approximativement à la valeur de -0,35, jusqu'au contre-choc pétrolier en 1986, où elle semble augmenter fortement. Cependant les derniers points du graphique sont moins significatifs car la période  $y$  est trop courte pour déterminer avec précision une élasticité de long terme.

EVOLUTION DE L'ELASTICITE-PRIX DE LONG TERME DES ESSENCES



L'effet concurrence exercé par le gazole joue évidemment aussi à long terme, mais il n'a pas été possible de retenir un modèle à retards échelonnés à la fois sur le prix des essences et sur le prix du gazole, car leurs coefficients n'étaient pas significatifs. Toutefois, nous avons testé des modèles à retards sur le prix du gazole seul et nous avons constaté que nous pouvions retenir quatre ou même cinq retards au lieu de deux pour le prix des essences. L'effet d'une variation du prix du gazole se fait sentir à plus long terme car il correspond à la substitution de voitures à essences par des voitures diesel, mais il est finalement assez faible car l'élasticité-prix de long terme au gazole semble être de l'ordre de +0,15 seulement.

### **La consommation de gazole par les véhicules routiers**

La consommation de gazole sur route est passée de 5,4 millions de m<sup>3</sup> en 1970, dont seulement 5% par les voitures, à 20,2 millions de m<sup>3</sup> en 1990, dont 27% par les voitures. Elle se fait encore essentiellement par les véhicules utilitaires, ce qui lui confère une plus grande sensibilité à la conjoncture économique. En revanche, le prix des essences est sans influence significative sur la consommation de gazole car les véhicules utilitaires n'ont pas massivement changé de carburant comme les voitures.

Les modèles conduisent à une élasticité au PIB de court terme de l'ordre de 1, et de long terme proche de 2,5, valeur élevée dans laquelle il faut sans doute voir l'effet de la forte croissance du parc diesel qui n'est pas directement pris en compte par le modèle.

## MODÉLISATION

Les modèles retenus sont les suivants :

$$\ln(\text{CGZL}) = 0,21 \ln(\text{CGZL}(-1)) + 0,39 \ln(\text{CGZL}(-2)) + 1,02 \ln(\text{PIB}) - 0,12 \ln(\text{PGZL}) + \text{cte}$$

(2,0) (4,0) (4,8)  
(-4,6)

R2 = 0,99                      DW = 2,12                      Période : 1977.1-92.4

$$\ln(\text{CGZL}) = 0,42 \ln(\text{PIB}) + 0,38 \ln(\text{PIB}(-1)) + \dots + 0,04 \ln(\text{PIB}(-10)) - 5,2\text{E-}2 \ln(\text{PGZL}) - 4,7\text{E-}2 \ln(\text{PGZL}(-1)) - \dots - 0,3\text{E-}2 \ln(\text{PGZL}(-12)) + \text{cte}$$

(80,7) (80,7) (80,7)  
(-4,6) (-5,9) (-1,7)

R2 = 0,99                      DW = 1,94                      Période : 1977.1-92.4

CGZL : consommation de gazole par l'ensemble des véhicules routiers.

PIB : produit intérieur brut.

PGZL : prix déflaté du gazole.

Les élasticités-prix de court terme et de long terme obtenues par le premier modèle sont respectivement de -0,12 et -0,30. Pour le modèle à retards échelonnés, elles sont de -0,05 et -0,33. Dans l'ensemble, on note que l'élasticité de court terme est plus faible que dans le cas des essences. On retiendra une élasticité-prix de court terme (un trimestre) de la consommation de gazole égale à -0,1 environ, qui est une valeur proposée par beaucoup de modèles.

En revanche, la dispersion des résultats concernant l'élasticité de long terme est beaucoup plus grande et nous laisse un peu dans l'incertitude : les élasticités se répartissent entre -0,2 et -0,7! La valeur de -0,4 semble être la plus probable, et nous ramène à l'élasticité-prix de long terme des essences. La différence de comportement entre les deux types de consommateurs se ferait non pas sur leur réactivité finale au prix, mais sur leur vitesse d'ajustement : la consommation de gazole est plus inerte et s'adapte sur plusieurs années après un choc de prix, comme le montre le modèle à retards échelonnés qui présente douze retards (trois ans) sur le prix du gazole, alors que la consommation des essences s'ajuste pour l'essentiel en moins d'un an.

On peut avancer deux explications à ce phénomène. Premièrement, les entreprises considèrent le transport comme une nécessité, qui ne peut pas être tributaire du prix des carburants à court terme; à long terme cependant, l'évolution de l'économie et du processus de production permet un meilleur ajustement au prix. Deuxièmement, la consommation de gazole s'est développée pour une part non négligeable par l'augmentation du parc des voitures diesel, phénomène davantage de long terme que de court terme que l'on retrouve d'ailleurs dans l'élasticité de la consommation des essences au prix du gazole.

### **La consommation totale routière de carburants**

En dernier lieu, nous avons essayé de modéliser la consommation totale de carburants par les véhicules routiers, constituée de la somme des deux consommations précédemment étudiées et de la consommation des essences par les véhicules autres que les voitures.

Le prix moyen des carburants ici utilisé est une pondération des prix des essences et du gazole par les consommations respectives de ces deux types de carburants.

## MODÉLISATION

Nous n'avons pas pu obtenir de modèle satisfaisant avec les variables macro-économiques (PIB, PIBM, ou CFM) dont les coefficients étaient soit non significatifs, soit très petits, notamment dans les modèles à endogène retardée, parce que la corrélation est très forte entre ces variables et la consommation totale de carburants. Si on remplace cette variable par le parc des véhicules de moins de 16 tonnes de poids total, les modèles conduisent à des résultats statistiquement acceptables.

Les modèles retenus sont :

$$\begin{aligned} \ln(\text{CCARBT}) &= 0,25 \ln(\text{CCARBT}(-1)) + 0,29 \ln(\text{CCARBT}(-2)) \\ &\quad (2,2) \qquad\qquad\qquad (2,7) \\ &+ 0,36 \ln(\text{PARC}) - 0,13 \ln(\text{PCARBT}) + \text{constante} \\ &\quad (3,6) \qquad\qquad\qquad (-4,3) \end{aligned}$$

R<sup>2</sup> = 0,98                      DW = 2,2                      Période : 1977.1-92.4

$$\begin{aligned} \ln(\text{CCARBT}) &= -3,1\text{E-}2 \ln(\text{PCARBT}) - 3,0\text{E-}2 \ln(\text{PCARBT}(-1)) - \dots \\ &\quad (-10,4) \qquad\qquad\qquad (-10,4) \\ &- 0,2\text{E-}2 \ln(\text{PCARBT}(-16)) + 0,87 \ln(\text{PARC}) + \text{constante} \\ &\quad (-10,4) \qquad\qquad\qquad (40,1) \end{aligned}$$

R<sup>2</sup> = 0,97                      DW = 2,0                      Période : 1977.1-92.4

CCARBT : consommation totale de carburants par les véhicules routiers.  
PCARBT : prix moyen déflaté des carburants.

Le premier modèle propose une élasticité-prix égale à -0,13 à court terme, et à -0,28 à long terme. Le second modèle conduit à une élasticité de court terme très petite et peu crédible valant -0,03, et à une élasticité-prix de -0,28 à long terme. Pour la consommation totale, on pourra donc retenir à court terme une élasticité-prix de **-0,15**, valeur moyenne entre l'élasticité-prix des essences et celle du gazole, et à long terme une élasticité-prix de **-0,3** environ, plus faible que pour chacun des deux carburants parce qu'elle s'affranchit des reports de consommation d'un carburant vers l'autre consécutifs à la concurrence par les prix.



En conclusion, il convient de souligner la relativité des résultats obtenus. Tout d'abord, la période d'estimation choisie (1977-1992) limite le long terme à une échéance de quelques années. L'évolution des prix déflatés qui ont augmenté entre 1977 et 1985 puis diminué entre 1986 et 1992 facilite l'estimation d'effets de court et moyen termes mais ne permet pas de mettre en évidence des phénomènes de plus long terme, comme la redistribution spatiale de l'activité économique ou de l'habitat, liés à une évolution sur longue période à la hausse ou à la baisse du prix des carburants et donc des transports. La prise en compte sur le long terme de prix orientés durablement à la hausse ou à la baisse est susceptible d'augmenter les valeurs des élasticités-prix obtenues.

Par ailleurs, sans nous étendre sur les problèmes d'imperfection des données, de causalité incertaine ou d'absence de variables explicatives, on soulignera le fait que l'outil économétrique reste limité et ne permet pas toujours de lever l'incertitude sur les élasticités-prix recherchées, comme le montre la diversité des coefficients obtenus sur une même période selon le modèle choisi. Des techniques nouvelles (comme la cointégration) permettraient peut-être d'affiner les résultats.

# SOMMAIRE

<b>INTRODUCTION</b>	<b>3</b>
<b>CHAPITRE I. MODÈLES DE DEMANDE ET MÉTHODES DE CALCUL DES ÉLASTICITÉS</b>	
I-1. Modèles de demande et définition des élasticités associées	7
I-1.1. Modèle linéaire en niveau	7
I-1.2. Modèle Log-linéaire	7
I-2. Elasticités de court terme et de long terme	8
I-2.1. Modèle à endogène retardée ou lagged endogenous (LE)	8
I-2.2. Modèle de Solow (INV)	10
I-2.3. Modèle à retards échelonnés ou polynomial distributed lags (PDL)	10
<b>CHAPITRE II. MODÈLES TRIMESTRIELS ET ESTIMATION EMPIRIQUE DES ÉLASTICITÉS</b>	
II-1. Introduction méthodologique	13
II-2. Présentation des séries	14
II-2.1. Séries des essences auto	14
II-2.2. Séries du gazole	16
II-2.3. Séries tous carburants confondus	17
II-2.4. Séries macro-économiques et du parc	18
II-3. Modèles de consommation des essences auto	19
II-3.1. Modèles INV et LE	20
II-3.1.a. Choix des variables	20
II-3.1.b. Résumé des modèles	20
II-3.1.c. Evolution des coefficients et des élasticités	23
II-3.1.d. Détail de la modélisation	28
II-3.2. Modèles PDL	29

<b>II-4. Modèles de consommation de gazole</b>	<b>31</b>
II-4.1. Modèles INV et LE	31
II-4.1.a. Choix des variables	31
II-4.1.b. Résumé des modèles	32
II-4.1.c. Evolution des coefficients et des élasticités	34
II-4.1.d. Détail de modélisation	39
II-4.2. Modèles PDL	40
II-4.3. Modèles PDL pour variable expliquée	42
<b>II-5. Modèles de consommation totale de carburant</b>	<b>45</b>
II-5.1. Modèles INV et LE	45
II-5.1.a. Choix des variables	45
II-5.1.b. Résumé des modèles	45
II-5.1.c. Evolution des coefficients et des élasticités	47
II-5.1.d. Détail de modélisation	52
II-5.2. Modèles PDL	53
II-5.3. Modèles PDL pour variable endogène	56
II-5.4. Modèles sans variable retardée	57
II-5.5. Modèles avec le prix du train	58
<b>CHAPITRE III. ANALYSE DYNAMIQUE ET COMPARÉE DES ÉLASTICITÉS</b>	
<b>III-1. Résumé des élasticités</b>	<b>59</b>
<b>III-2. Analyse comparée des élasticités</b>	<b>61</b>
III-2.1. Comparaison avec les modèles annuels	61
III-2.2. Comparaison internationale	63
<b>III-3. Analyse dynamique des élasticités</b>	<b>64</b>
<b>CONCLUSION</b>	<b>69</b>

## INTRODUCTION

Dans tous les outils de gestion de la demande, l'analyse de la réponse du consommateur aux variations de prix occupe une place importante.

En matière de transports routiers, face aux problèmes d'environnement, de facture pétrolière, de congestion des infrastructures ou de mauvaise répartition modale des trafics, on peut envisager d'utiliser une politique des prix des carburants influençant leur consommation. Les prix constituent ainsi un levier pour l'équilibre des fonds publics et la régulation des dépenses privées et pourraient conduire idéalement à l'organisation la plus efficace du marché des transports en faisant supporter les coûts sociaux externes (pollution, bruit, ...) par les responsables de ces nuisances. Une hausse du prix des carburants par exemple conduit les consommateurs à moins utiliser leurs véhicules, à renoncer à l'achat d'une voiture, etc.

Il est primordial pour les décideurs de mieux connaître cette sensibilité de la demande au prix, et c'est pourquoi les déterminants de la demande de carburant sont déjà largement étudiés par les chercheurs et les économistes des transports.

Une première étape de l'analyse peut consister à mettre au point des modèles de demande de carburant. Sterner (1992) a traité cette question en utilisant des modèles différents dans vingt-et-un pays de l'OCDE. Le modèle le plus facile à utiliser est le modèle statique simple où la demande de carburant est une fonction du prix du carburant et du revenu. Mais généralement, les modèles de ce type ne saisissent pas l'ajustement total de la demande de carburant au prix, qui nécessite beaucoup de temps. Ils supposent que la situation est à l'équilibre à tout instant. Or, la consommation d'aujourd'hui est non seulement fonction du revenu et de la structure des prix d'aujourd'hui, mais aussi du revenu et des prix d'un passé plus ou moins récent. On établit donc plutôt des modèles retardés (modèles dynamiques) pour saisir l'aspect temporel de la procédure d'ajustement.

L'objectif de la modélisation de la demande de carburant est de connaître la réponse des consommateurs au changement de prix. Pour cela, on cherche à déterminer les élasticités de la demande de transport qui mesurent les réponses du marché du transport au prix et aux autres variables. Elles peuvent être estimées empiriquement à partir des modèles de consommation. La connaissance empirique de la valeur et de la variation de l'élasticité peut avoir une incidence sur l'élaboration de la politique de transport. Par exemple, une élasticité-prix faible signifiera que le prix est un instrument relativement inefficace pour influencer la demande, et une élasticité nulle témoignera de l'absence de relation entre la demande et le prix.

Depuis une vingtaine d'années, beaucoup d'études empiriques ont porté sur l'élasticité-prix de la demande de transport. Oum (1992) et Goodwin (1992) ont écrit des articles de synthèse sur ces études empiriques.

Rapportons, pour finir, quelques éléments de lecture sur les notions de demande et d'élasticité.

La demande ordinaire ou de Marshall est obtenue par la maximisation de la fonction d'utilité des consommateurs sous contrainte budgétaire. En général, la demande ordinaire s'écrit :

$$d(p,y;s,e) = \underset{x}{Max} (U(x,s,e), x \in B(p,y))$$

$x$  : variables de services;  $s$  : caractéristiques sociales et économiques des consommateurs;  $e$  : variables inobservables;  $B(p,y)$  : fonction budgétaire des consommateurs où  $p$  est le prix et  $y$  le revenu.

La demande compensée ou de Hicks est obtenue par la minimisation de la dépense des consommateurs pour obtenir l'utilité  $u$  déterminée. Elle s'écrit :

$$h(p,u,s,e) = \underset{x}{Min} (px, U(x;s,e) \geq u)$$

L'élasticité  $\alpha$  de la variable  $y$  à la variable  $x$  est définie par :

$$\alpha = \frac{\partial y}{\partial x} \cdot \frac{x}{y}$$

Les élasticités-prix obtenues respectivement par les fonctions de Marshall et de Hicks sont les élasticités ordinaire et compensée. L'élasticité compensée mesure seulement les effets de substitution dus au changement de prix; au contraire, l'élasticité ordinaire mesure les effets de substitution et de revenu. Cependant, la fonction de demande compensée n'est pas estimable car elle dépend de l'utilité qui n'est pas directement observable. Donc, en pratique, dans les études de la demande exprimée par les voyageurs, on estime seulement la fonction de demande ordinaire et on calcule l'élasticité qui lui est associée.

Ces deux types d'élasticité peuvent être appliqués à l'étude de la demande totale en transport et de la demande envers chaque mode individuel. Dans les conditions normales de la demande agrégée, la relation entre l'élasticité-prix  $F$  de la demande totale en transport (prix moyen des modes) et les élasticités des modes individuels (élasticité-prix propre  $F_{ii}$  et élasticité-prix croisée  $F_{ij}$ ) est :

$$F = \sum_i S_i \left( \sum_j F_{ij} \right),$$

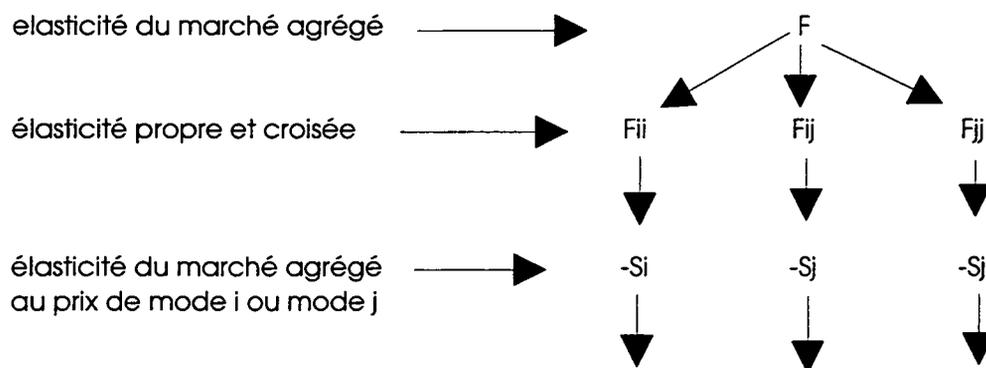
où  $S_i$  désigne la part de marché du mode  $i$ , et  $F_{ij}$  est l'élasticité-prix de la demande ordinaire envers le mode  $i$  par rapport au prix du mode  $j$ .

Pour analyser la demande envers chaque mode, il faut distinguer l'élasticité de demande ordinaire de l'élasticité de choix modal  $M_{ij}$  qui examine la distribution d'un trafic donné entre les différents modes. La relation entre ces deux élasticités est la suivante :

$$F_{ij} = M_{ij} + \delta_j$$

où  $M_{ij}$  est l'élasticité de choix modal au prix du mode  $j$  quand la demande totale du marché est fixée, et  $\delta_j$  est l'élasticité de la demande totale de transport au prix du mode  $j$ .

Les relations entre les diverses notions d'élasticités sont représentées par le graphique suivant :



Pour plus de précision, le lecteur pourra consulter les articles de Taplin (1982) et Oum (1990).

Cette présente étude fait l'analyse empirique des élasticités de court et de long termes de la demande de carburant à l'aide des modèles linéaire en niveau et Log-linéaire appliqués avec variables retardées. Les élasticités calculées correspondent aux élasticités propres et croisées.

Le premier chapitre présente la méthode de calcul des élasticités de court et de long termes; le chapitre 2 fait l'analyse empirique des élasticités-prix des carburants en France à l'aide de modèles retardés; enfin, le chapitre 3 fait l'analyse dynamique et l'analyse comparée de ces élasticités.



## Chapitre I

<b>MODÈLES DE DEMANDE ET MÉTHODES DE CALCUL DES ÉLASTICITÉS</b>
---

### **I-1. Modèles et définition des élasticités associées**

L'élasticité estimée dépend du type de modèle retenu; des modèles différents conduisent souvent à des résultats empiriques différents. Dans cette étude, on utilise les deux spécifications les plus courantes dans l'estimation des élasticités de la demande en transport : le modèle linéaire et le modèle Log-linéaire.

#### **I-1.1. Modèle linéaire en niveau**

La fonction linéaire est souvent appliquée à la prévision car elle est facile à estimer, et les résultats empiriques s'expliquent simplement. Les élasticités calculées dépendent des valeurs des variables, donc varient chaque année, ce qui peut être un avantage ou un inconvénient. La forme fonctionnelle est la suivante :

$$y_t = \sum_1^k a_k x_{kt} + C \quad (1)$$

où  $y$  désigne la demande en transport et  $X$  la matrice des variables explicatives.

L'élasticité de la demande ordinaire (Marshall) s'obtient par la formule ci-dessous :

$$F_{y_k} = \frac{\partial y}{\partial x_k} \frac{x_k}{y} = a_k \frac{x_k}{y} \quad (2)$$

#### **I-1.2. Modèle Log-linéaire**

Le modèle Log-linéaire relie linéairement le logarithme du trafic aux logarithmes des variables explicatives. C'est le plus utilisé par les économistes du transport. Il présente l'avantage d'estimer des effets non-linéaires. De plus, les coefficients de l'estimation sont directement les élasticités de la demande. Chaque élasticité est donc considérée invariable sur la période d'estimation, sans relation avec la position de la courbe de demande. C'est une contrainte inacceptable quand on s'intéresse à l'estimation d'élasticités variables avec le temps. La forme fonctionnelle est la suivante :

$$\text{Log} Y_t = \sum_1^K b_k \text{Log} X_{kt} + C \quad (3)$$

et l'élasticité de la demande est donc :  $F_{y_k} = b_k$  (4)

## **I-2. Elasticités de court terme et de long terme**

Il est important de faire la distinction entre court terme et long terme quand on veut déterminer des élasticités. A long terme, le consommateur a davantage le temps d'ajuster son comportement à une variation du prix, en changeant de biens durables comme sa voiture pour réduire sa consommation de carburant, ou sa maison pour modifier la distance entre son lieu de résidence et son lieu de travail. Le modèle à long terme estime donc mieux le comportement réel des consommateurs face à la variation de prix.

Cependant, à cause de sa complexité et par manque de données, il est difficile d'établir un modèle de long terme en pratique. Quelques études modélisent la demande de transport en considérant la propriété d'une voiture (Thobani, 1984, Mannering et Winston, 1985), mais selon Oum (1992), il n'y a aucun modèle de la demande de transport qui considère à la fois la localisation et la propriété des biens. Dans cette étude, on utilise des modèles avec retards sur les séries temporelles pour estimer les effets à long terme du changement de prix. Dans ce cas, l'incidence immédiate du changement de prix est utilisée pour calculer l'élasticité à court terme, tandis que l'élasticité à long terme est calculée par l'incidence totale de la variation de prix. Théoriquement, le modèle retardé est une bonne méthode pour atteindre notre objectif.

Par ailleurs, la distinction entre les élasticités de court et de long termes n'est pas explicite dans la plupart des études portant sur la demande de transport. Selon Goodwin (1992), il est raisonnable de considérer que le court terme correspond à une durée inférieure à un an. Dans notre étude, on considérera que l'horizon temporel de validité d'une élasticité peut être déterminé par son analyse dynamique, en admettant qu'une élasticité inférieure à 50% de sa valeur de long terme est une élasticité de court terme.

Pour calculer respectivement les élasticités de court terme et de long termes, nous présentons ci-dessous quelques modèles retardés et les calculs des élasticités associés que nous avons relevés dans nos lectures :

### **I-2.1. Modèle à endogène retardée ou lagged endogenous (LE)**

(transformation inversée de Koyck)

$$Y_t = bY_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i X_{it} + C \quad (5)$$

Pour un modèle Log-linéaire, la formule s'écrit :

$$\text{Log}Y_t = b\text{Log}Y_{t-1} + \sum_i a_i \text{Log}X_{it} + C \quad (6)$$

Ces modèles sont faciles à interpréter économiquement, et on n'a pas besoin de variables supplémentaires pour faire la régression.

Pour calculer les élasticités des modèles retardés, on doit utiliser la fonction de transformation. On peut réécrire les équations (5) et (6) en utilisant l'opérateur L :

$$(1-bL)Y_t = \sum_i a_i X_{it} + C \quad (7)$$

où Y et X peuvent désigner une variable ou son logarithme selon le cas.

On a :

$$\begin{aligned} Y_t &= \sum_{i=1}^k \frac{a_i}{(1-bL)} X_{it} + \frac{C}{(1-bL)} \\ &= \sum_i a_i \left( \sum_{n=0}^{\infty} b^n L^n \right) X_{it} + \sum_{n=0}^{\infty} b^n L^n C \end{aligned} \quad (8)$$

Supposons qu'à la date t-n,  $X_i$  enregistre un choc en marche d'escalier correspondant à une augmentation de  $\Delta X_i$  par rapport à un sentier de référence puis qu'elle ne subit pas d'autre choc.

La variation consécutive de Y à la date t est :

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^k a_i \frac{b^{n+1} - 1}{b - 1} \Delta X_i \quad (9)$$

car  $L^n X_{it} = X_{i,t-n}$  ,  $n \leq t$ .

On obtient la formule des élasticités suivante pour le modèle linéaire :

$$\begin{aligned} E_{t+n} &= a_i \frac{b^{n+1} - 1}{b - 1} \frac{x_{it}}{y_t} \\ n &= 0, 1, 2, 3, \dots \end{aligned} \quad (10)$$

Quand n=0, c'est l'élasticité de court terme :

$$E_{ct} = a_i \frac{x_{it}}{y_t} \quad (11)$$

quand n = 1, 2, 3, etc, on obtient des élasticités de moyen puis long termes.

Pour le modèle Log-linéaire, les élasticités sont les suivantes :

- élasticité de court terme :  $E_{ct} = a_i$  (12)

- élasticité de long terme :  $E_{lt} = E_{t+n} = a_i \frac{b^{n+1} - 1}{b - 1}$  ,  $n = 1, 2, 3, \text{ etc.}$  (13)

$$E_{t+\infty} = \frac{a_i}{1-b} \quad (14)$$

### I-2.2. Modèle de Solow (INV)

$$\text{Log}Y_t = b_1 \text{Log}Y_{t-1} + b_2 \text{Log}Y_{t-2} + \sum_i a_i \text{Log}X_{it} + C \quad (15)$$

Pour calculer des élasticités à partir de l'équation (15), on doit aussi utiliser l'opérateur de transformation. L'équation transformée est la suivante :

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \frac{a_i}{(1-b_1L-b_2L^2)} X_{it} + \frac{C}{(1-b_1L-b_2L^2)} \quad (16)$$

Les élasticités sont :

$$E_{t+n} = \frac{a_i}{d_1 - d_2} \left( \frac{d_1(d_1^{n+1} - 1)}{d_1 - 1} - \frac{d_2(d_2^{n+1} - 1)}{d_2 - 1} \right) \quad (17)$$

$n = 0, 1, 2, 3, \text{ etc.}$

avec

$$d_1 = \frac{b_1}{2} + \frac{\sqrt{b_1^2 + 4b_2}}{2}, \quad d_2 = \frac{b_1}{2} - \frac{\sqrt{b_1^2 + 4b_2}}{2} \quad (18)$$

Pour le modèle linéaire, on tient compte de  $\frac{x_t}{y_t}$ .

### I-2.3. Modèle à retards échelonnés ou polynomial distributed lags (PDL)

Sa formule générale est :

$$\text{Log}Y_t = \sum_{i=1}^k \sum_j a_{ij} \text{Log}X_{i,t-j} + C \quad (19)$$

L'élasticité de long terme s'obtient par la formule :

$$\text{Elt} = \sum_j a_{ij} \quad (20)$$

Par ailleurs, on peut calculer les élasticités à un an pour des données en rythme trimestriel par la formule ci-dessous :

$$\text{Ect} = \sum_{j=1}^4 a_{ij} \quad (21)$$

Pour établir ces modèles, on doit d'abord déterminer le nombre de retards. Généralement, trois critères de sélection sont utilisés : le test de Fisher, le critère d'Akaike et le critère de Schwarz. Après que l'on a déterminé la longueur du retard, il convient d'estimer les coefficients du modèle. Cependant, l'utilisation des MCO peut se révéler impossible du fait de la multicollinéarité entre les variables explicatives décalées. Le logiciel Micro-TSP permet d'utiliser la méthode d'Almon et de déterminer les coefficients par un polynôme de degré  $q$  tel que :

$$a_j = \alpha_0 + \alpha_1 j + \dots + \alpha_q j^q \quad (22)$$

On choisit le nombre de degrés pour obtenir des résultats satisfaisants sachant que l'intérêt de cette méthode réside dans le fait que  $q+1$  (nombre de coefficients  $\alpha$  à estimer) est inférieur ou égal au nombre de retards sur la variable exogène (nombre de coefficients  $a_j$  à estimer).



## Chapitre II

### **L'ESTIMATION EMPIRIQUE DES ÉLASTICITÉS**

#### **II-1. Introduction méthodologique**

Pour estimer les élasticités, le premier point consiste à établir des modèles satisfaisants. On a suivi la procédure suivante :

- (1). Choix des variables (toutes en rythme trimestriel)
- Variables expliquées : la consommation des essences (essence ordinaire et supercarburants) par les véhicules particuliers désignée par C<sub>esvpt</sub>; la consommation de gazole par l'ensemble des véhicules terrestres désignée par C<sub>gatt</sub>, la consommation totale de carburant, essences et gazole, tous véhicules terrestres désignée par C<sub>carb</sub>;
  - Variables macro-économiques : le produit intérieur brut désigné par P<sub>ibt</sub>, le pib marchand désigné par P<sub>ibmt</sub>, la consommation finale des ménages désignée par C<sub>fmt</sub>;
  - Variables de prix : le prix moyen des essences désigné par P<sub>mest</sub>, le prix du gazole désigné par P<sub>gazt</sub>, le prix moyen du total des carburants désigné par P<sub>carb</sub>;
  - Variable de parc de véhicules : le parc français des véhicules de moins de 16 tonnes désigné par P<sub>arcjlt</sub>.

Les définitions et les sources précises sont données au paragraphe II-2.

#### (2). Choix des spécifications

Pour chacune des variables expliquées, on teste le modèle linéaire en niveau, le modèle Log-linéaire; on ajoute la variable endogène retardée pour tester le modèle LE et le modèle INV, et enfin on essaie d'établir des modèles PDL avec retards sur les variables exogènes et même sur la variable endogène (pour toutes ces spécifications, consulter le chapitre 1).

#### (3). Choix des meilleurs modèles

On utilise les tests statistiques classiques :

- coefficient de détermination  $R^2$  : compris entre 0 et 1, plus il est proche de 1, meilleure est la modélisation;
- test t de student : on considère qu'une variable est significative avec 5% de risque au maximum de se tromper, si le t de student qui lui est associé est supérieur à 1,96 en valeur absolue;
- test de Durbin-Watson (DW) : il varie entre 0 et 4 et doit être proche de 2 (entre 1,6 et 2,4 souvent) pour que la régression ne présente pas une autocorrélation de ses résidus qui fausserait les résultats;
- test h de Durbin : pour les modèles avec variable expliquée retardée, le test DW est biaisé car il est trop optimiste; dans ce cas, on utilise le test "h" de Durbin qui doit être inférieur à 1,96 en valeur absolue pour qu'il n'y ait pas d'autocorrélation des résidus.

#### (4). Test de stabilité des coefficients

La stabilité des coefficients d'une régression aux variations de période d'estimation est essentielle pour déterminer des élasticités crédibles. C'est pourquoi on a observé, pour les meilleurs modèles retenus, les évolutions des coefficients estimés en faisant varier les périodes de régression de deux manières :

- régressions de 1971.1-1992.4 à 1985.1-1992.4 en incrémentant d'un trimestre la date de début de période à chaque régression;
- régressions de 1971.1-1978.4 à 1971.1-1992.4 en incrémentant d'un trimestre la date de fin de période à chaque régression;

Les dates limites peuvent varier selon la disponibilité des données, mais la méthode est toujours la même.

Ces deux étapes fournissent chacune les graphiques d'évolution des coefficients des variables explicatives selon la période de régression, sur lesquels on trace aussi, quand c'est possible, l'intervalle de confiance à 95% du coefficient estimé.

Attention : dans le premier cas, à cause de contraintes de logiciel, les graphiques sont présentés à l'envers : il faut les lire de droite à gauche, la date de début de période variant en abscisse de 71.1 à 85.1 (la graduation de l'axe n'apparaît d'ailleurs pas).

Dans une troisième étape, on dessine les graphiques d'évolution des élasticités-prix de court et long termes par les mêmes changements de période que dans les deux cas précédents.

#### (5). Tableau des modèles

Pour mieux les comparer, on résume les résultats des principaux modèles d'une variable expliquée donnée dans des tableaux synthétiques présentant les coefficients des variables explicatives, les valeurs des tests statistiques, et les élasticités de court et long termes qui s'en déduisent.

#### (6). Détail du modèle retenu

Pour visualiser la qualité de la modélisation, on affiche le graphique de la variable expliquée et de son estimation, ainsi que la courbe des résidus de la régression.

## **II-2. Présentation des séries**

### **II-2.1. Séries des essences auto**

Par essences auto, on désigne l'essence ordinaire, le super plombé et le super sans plomb consommés par les véhicules particuliers.

#### (a) Cesvpt

Consommation d'essences par les véhicules particuliers (unité : 1000m<sup>3</sup>).

Source : le CPDP (Comité Professionnel Du Pétrole) publie la série mensuelle de consommation totale par les véhicules terrestres d'essence ordinaire, de super et de super sans plomb, à partir de laquelle on calcule la série trimestrielle de consommation totale (Cestt). Par ailleurs, il donne le ratio (Ratiovp) de la consommation annuelle des essences par les seuls véhicules particuliers sur la consommation totale des essences. Faute de mieux, on l'applique à la série trimestrielle. Donc  $Cesvpt = Cestt * Ratiovp$ .

#### (b) Cesvpta

Série désaisonnalisée (par Micro-TSP) de Cevspt.

(c) Pmest

Prix moyen des essences en F courants (prix de vente à Paris).

C'est la valeur moyenne d'un hectolitre d'essence, les prix des carburants (essence ordinaire, super et super sans plomb) étant pondérés par les consommations de chacun de ces carburants par les véhicules particuliers (unité : francs/hectolitre).

Remarquons qu'il y a très peu de différence entre les séries désaisonnalisée et brute : la saisonnalité des prix est négligeable.

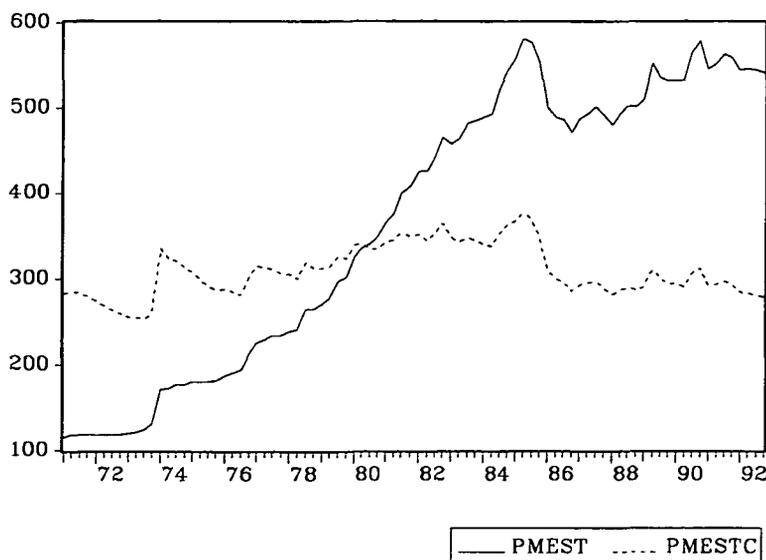
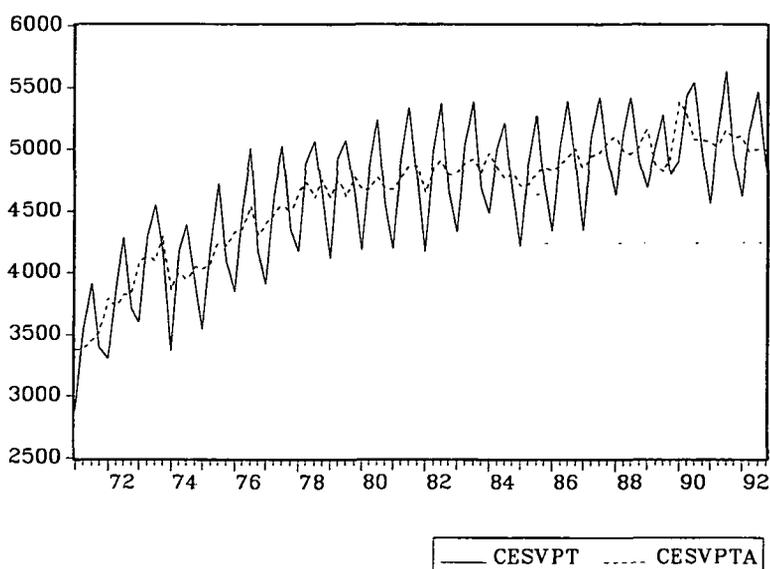
Sources : CPDP pour les consommations, et séries mensuelles de prix au détail dans l'agglomération parisienne publiées par l'INSEE (DRIF).

(d) Pmestc

Prix moyen des essences en F constants (unité : F80/hectolitre).

Source : Pmest divisée par l'indice de prix du pib.

Nous présentons ci-après les graphiques de ces séries



## II-2.2. Séries du gazole

### (a) Cgatt

Consommation trimestrielle de gazole par l'ensemble des véhicules terrestres (unité : 1000m<sup>3</sup>).

Source : le CPDP publie la série mensuelle de consommation totale de gazole que l'on agrège en rythme trimestriel. Il fournit aussi les ventilations de la consommation annuelle selon le type de véhicule (voiture, camion, bateau, etc). Faute de mieux, là encore, on a adopté cette répartition pour notre série trimestrielle.

### (b) Cgattas

Série Cgatt désaisonnalisée.

### (c) Pgazt

Prix de vente à Paris du gazole (unité : francs/hectolitre).

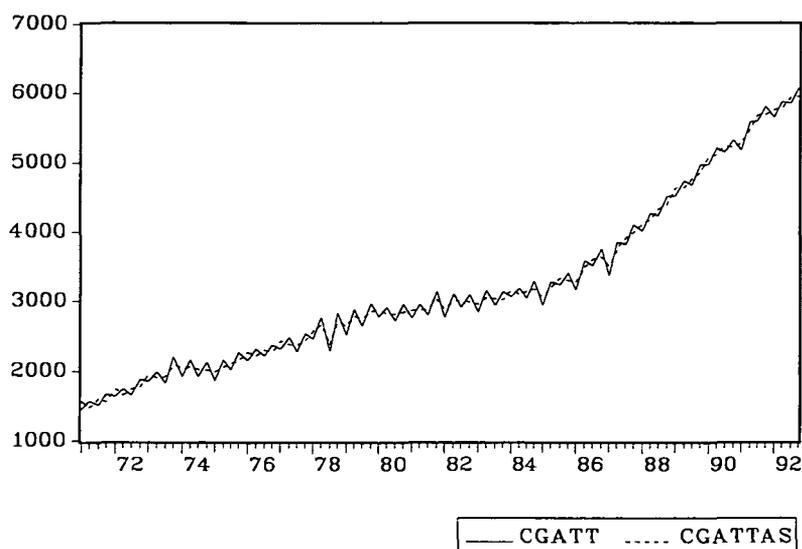
Sources : de 1971 à 1984, série mensuelle du CPDP; depuis 1985, série mensuelle de l'INSEE.

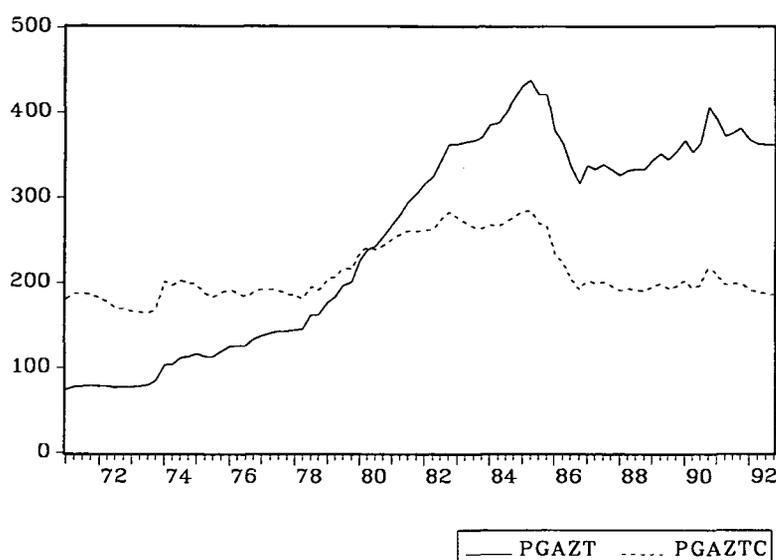
### (d) Pgaztc

Prix de vente à Paris du gazole en F constants (unité : F80/hectolitre).

Source : série Pgazt déflatée par l'indice de prix du pib.

Nous présentons ci-après les graphiques de ces séries





### II-2.3. Séries tous carburants confondus

#### (a) Ccarb

Consommation totale de carburant (essence ordinaire, super, super plombé et gazole) par l'ensemble des véhicules terrestres (unité : 1000m<sup>3</sup>).

Source : somme des consommations totales des essences et du gazole.

$$C_{carb} = C_{estt} + C_{gatt}$$

#### (b) Pcarb

Prix moyen des carburants en F courants (unité : francs/hectolitre).

C'est la valeur moyenne d'un hectolitre de carburant, les prix des essences et du gazole étant pondérés par leurs consommations respectives par les véhicules particuliers.

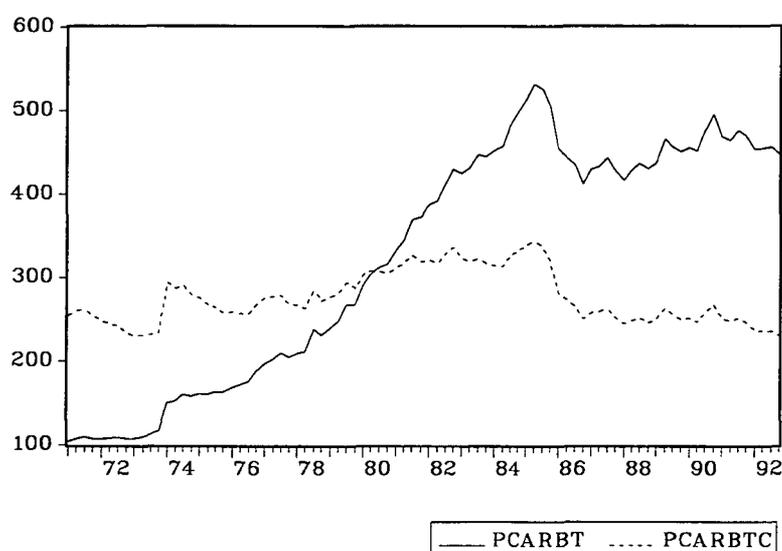
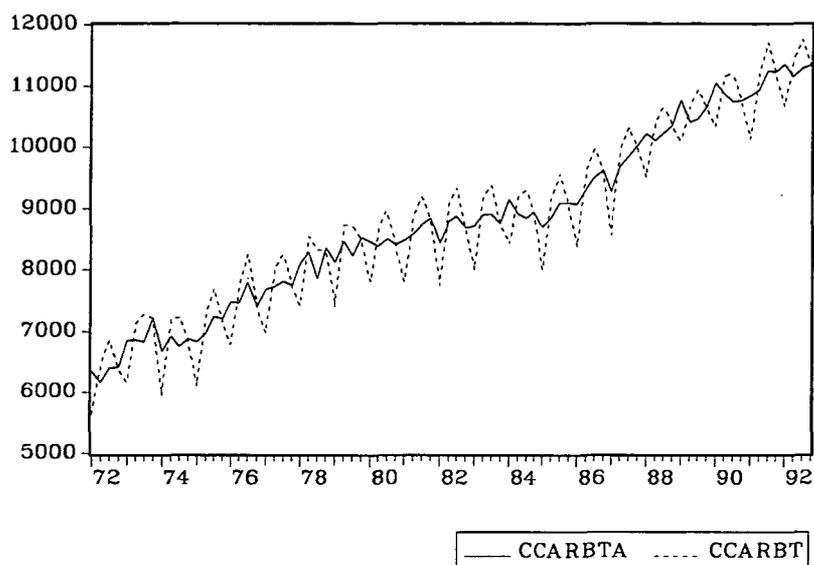
Sources : voir Pmest et Pgazt.

#### (c) Pcarbtc

Prix du carburant en F constants (unité : F80/hectolitre).

Source : série Pcarb déflatée par l'indice de prix de pib.

Nous présentons ci-après les graphiques de ces séries.



## II-2.4. Séries macro-économiques et du parc

### (a) Pibmt

Produit intérieur brut marchand (en milliards de francs aux prix de l'année 1980).

Source : Comptes Nationaux Trimestriels, INSEE.

### (b) Pibt

Produit intérieur brut (en milliards de francs aux prix de l'année 1980).

Source : Comptes Nationaux Trimestriels, INSEE.

### (c) Cfmt

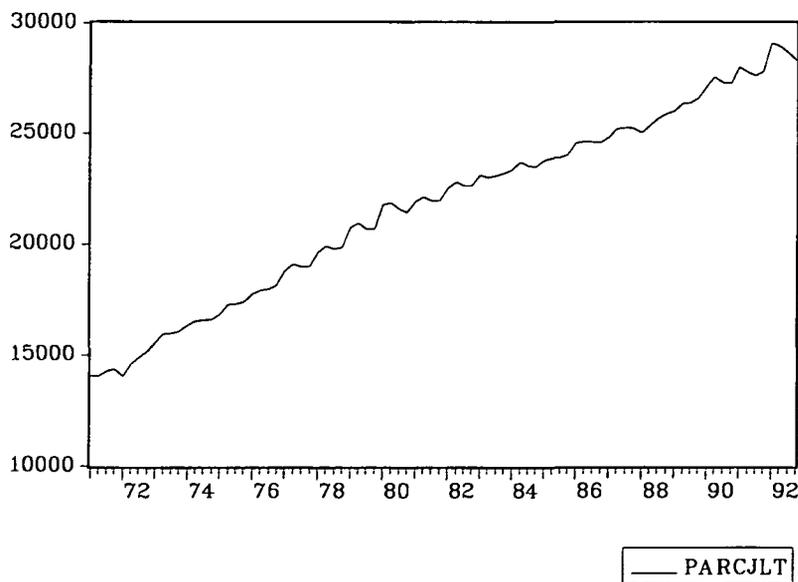
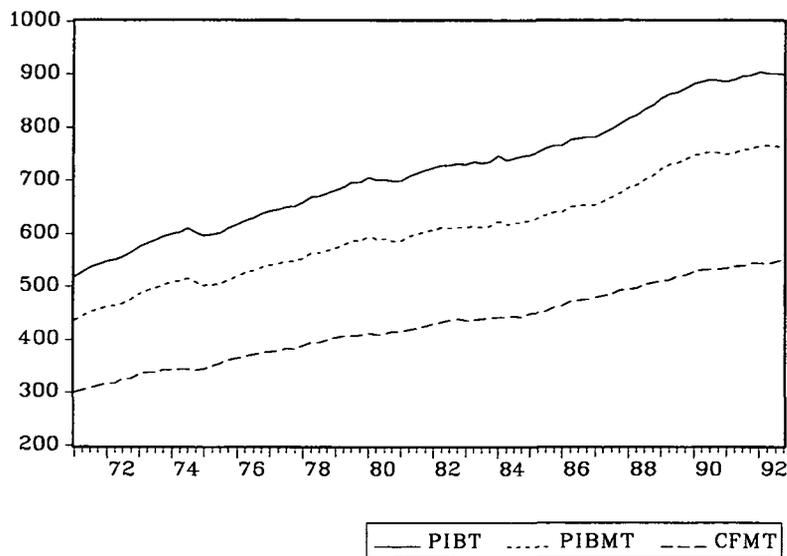
Consommation finale des ménages (en milliards de francs aux prix de l'année 1980).

Source : Comptes Nationaux Trimestriels, INSEE.

(d) Parcjl

Parc français des véhicules de moins de 16 tonnes (en milliers de véhicules).

Source : fichier des ventes de vignettes extrapolé par l'INRETS.



### II-3. Modèles de consommation des essences auto

La série de consommation d'essences a une nette tendance à croître mais à un rythme de moins en moins rapide. Par ailleurs, elle présente une saisonnalité très marquée. La procédure de désaisonnalisation ne supprime pas toutes ces fluctuations que l'on va essayer de reproduire avec nos variables explicatives.

## II-3.1. Modèles INV et LE

### a. Choix des variables

Les variables expliquée et explicatives choisies sont les suivantes :

Variable expliquée : cesvpta  
 Variables explicatives : pmestc  
 pgaztc  
 cfmt, ou pibmt, ou pibt  
 parcjlt  
 cesvpta(-1), cesvpta(-2)

Pour tenir compte du temps, nous avons systématiquement testé les modèles avec une variable endogène retardée cesvpta(-1) puis avec deux, cesvpta(-1) et cesvpta(-2).

La table 1 présente de manière synthétique toutes les combinaisons testées, chaque colonne correspondant à 2 modèles possibles selon qu'on ajoute aux variables exogènes marquées d'une croix un ou deux retards sur la variable endogène. On teste donc 28 combinaisons en tout.

Table 1. Les modèles selon les combinaisons des variables

variables	combinaisons des variables														
	A				B				C				D		
pmestc	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
pgaztc					+	+	+	+					+	+	+
pibt	+				+				+				+		
pibmt		+				+				+				+	
cfmt			+				+				+				+
parcjlt				+				+	+	+	+	+	+	+	+

### b. Résumé des modèles

Les modèles satisfaisants sont présentés dans les tables 2, 3 et 4. Il nous conduisent à faire quelques remarques générales :

(1) si l'on ne met pas le prix du gazole dans les modèles, on ne peut obtenir aucune équation satisfaisante;

(2) si l'on établit les équations à partir de 1973 et de 1977, les tests statistiques sont validés; si l'on établit les équations à partir de 1971 ou 1975, le coefficient du prix n'est pas significatif;

(3) on a essayé de mettre à la fois la variable de revenu (cfmt, pibmt, pibt) et le parc dans les modèles, mais les équations ne sont pas significatives;

(4) si l'on ne met pas les variables endogènes à retards, il y a autocorrélation des résidus.

Dans la table 2, on constate qu'avec le pib et le pib marchand, aucune équation satisfaisante n'a pu être obtenue. Pour les modèles INV(1) et INV(2), le test t des coefficients de cfmt et de parjlt et le test HD ne sont pas bons.

On constate que les élasticités de long terme pour les modèles INV et les modèles LE sont très différentes.

**Table 2. Modèles linéaires pour CESVPTA avec PGAZT**

variables	INV (1)	INV (2)	LE (3)	LE (4)
oesvpta(-2)	0,255 (2,2)	0,272 (2,4)		
oesvpta(-1)	0,413 (3,7)	0,424 (3,9)	0,522 (5,2)	0,55 (5,5)
pmestc	<b>-3165,6 (-2,5)</b>	<b>-3237,3 (-2,6)</b>	<b>-2512,6 (-2,0)</b>	<b>-2545,6 (-2,0)</b>
pgaztc	<b>2475 (2,4)</b>	<b>2728,6 (2,7)</b>	<b>2172,9 (2,03)</b>	<b>2579,5 (2,4)</b>
cfmt		0,999 (1,6)		1,78 (3,3)
parjlt	20,06 (1,8)		33,7 (3,5)	
c	1,59+E06	1,44+E06	1,82+E06	1,59+E06
R2	0,89	0,89	0,88	0,88
HDI	2,3	2,2	1,6	1,7
DW	1,9	1,9	2,1	2,2
Périodes	73.1-92.4	73.1-92.4	73.1-92.4	73.1-92.4
ECT (un trim.)	<b>-0,21</b>	<b>-0,22</b>	<b>-0,17</b>	<b>-0,17</b>
ECT (un an)	<b>-0,45</b>	<b>-0,47</b>	<b>-0,33</b>	<b>-0,34</b>
ELT	<b>-0,64</b>	<b>-0,71</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,38</b>

**Table 3. Modèles Log-linéaires pour LCE SVPTA (début)**

variables	INV (5)	INV (6)
lcesvpta(-2)	0,306 (2,7)	0,272
lcesvpta(-1)	0,385 (3,5)	0,361
lpmesctc	<b>-0,22(-2,7)</b>	<b>-0,22 (-2,6)</b>
lpgaztc	<b>0,13 (2,6)</b>	<b>0,115 (2,3)</b>
lcfmt	0,096 (1,6)	
lparjlt		0,111 (1,99)
c	4,1	5,2
R2	0,895	0,897
HDI	2,3	2,5
DW	1,87	1,87
Périodes	73.1-92.4	73.1-92.4
ECT (un trim.)	<b>-0,22</b>	<b>-0,22</b>
ECT (un an)	<b>-0,47</b>	<b>-0,44</b>
ELT	<b>-0,71</b>	<b>-0,60</b>

**Table 4. Modèles Log-linéaires pour LCESVPTA (fin)**

<b>variables</b>	<b>LE (7)</b>	<b>LE (8)</b>	<b>LE (9)</b>	<b>LE (10)</b>
lcesvpta(-1)	0,518 (5,1)	0,577 (6,0)	0,559 (5,7)	0,463 (4,5)
lpmestc	<b>-0,17 (-1,97)</b>	<b>-0,20 (-2,4)</b>	<b>-0,20 (-2,3)</b>	<b>-0,17 (-2,0)</b>
lpgaztc	<b>0,12 (2,3)</b>	<b>0,14 (2,7)</b>	<b>0,13 (2,6)</b>	<b>0,10 (1,9)</b>
lcfmt	0,187 (3,5)			
lplibmt		0,168 (3,1)		
lplibt			0,18 (3,2)	
lparcjlit				0,187 (4,0)
c	5,3	4,7	4,8	6,8
R2	0,88	0,88	0,88	0,89
HDI	1,9	1,9	2,0	1,5
DW	2,2	2,2	2,2	2,1
Périodes	73.1-92.4	73.1-92.4	73.1-92.4	73.1-92.4
<b>ECT (un trim.)</b>	<b>-0,17</b>	<b>-0,20</b>	<b>-0,20</b>	<b>-0,17</b>
<b>ECT (un an)</b>	<b>-0,33</b>	<b>-0,42</b>	<b>-0,40</b>	<b>-0,29</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,47</b>	<b>-0,45</b>	<b>-0,31</b>

Dans la table 3, le test t pour cfmt et parcjlt et le test H de Durbin (HD) sont encore médiocres pour les modèles INV. Mais les élasticités des modèles linéaires en niveau et Log-linéaires INV sont presque les mêmes.

Dans la table 4, on remarque que le pib et le pib marchand sont significatifs dans le modèle Log-linéaire LE à l'inverse des résultats du modèle linéaire. Par ailleurs, avec la cfm et le parc, le test statistique sur les variables de prix n'est pas très bon.

Pour opérer une sélection parmi les modèles satisfaisants, nous avons testé la stabilité des coefficients des modèles en faisant varier les périodes d'estimation. Nous avons trouvé qu'à partir de 1977 et surtout à partir de 1980, la stabilité des coefficients était bien meilleure. Mais si on établit les modèles à partir de 1980, le test statistique ne valide plus la significativité des variables. Donc on retient une équation estimée sur la période 1977.1-1992.4.

Pour INV(1), INV(2), INV(5) et INV(6), le test de H de Durbin est supérieur à 1,96, ce qui témoigne d'une probable autocorrélation des résidus. De plus, les coefficients de cesvpt(-1) et de cesvpta(-2) sont très sensibles et le signe de cesvpta(-2) est négatif à partir de 1976, ce qui ne se justifie pas économiquement. Par ailleurs, les tests statistiques ne sont pas bons excepté en 1973. Les modèles LE(3), LE(4), LE(7), LE(8), LE(9), et LE(10) donnent des élasticités semblables à partir de 1977. Avec les variables cfmt et parcjlt, les coefficients sont plus stables. On retiendra donc les modèles LE(3), LE(4), LE(7) et LE(10) comme les plus satisfaisants. Pour comparer avec les modèles PDL, j'ai établi les équations sur la période 77.1-92.4. Ils sont présentés dans la table 5.

Table 5. Les modèles satisfaisants pour CESVPTA

variables	modèles linéaires		modèles Log-linéaires	
cesvpta(-1)	0,235 (2,0)	0,28 (2,4)	0,226 (1,95)	0,268 (2,3)
pmestc	-4380 (-2,6)	-4389 (-2,5)	-0,27 (-2,5)	-0,27 (-2,4)
pgaztc	3186 (2,7)	2841 (2,2)	0,138 (2,5)	0,119 (2,0)
cfmt	1,723 (3,4)		0,167 (3,4)	
parcilt		27,5 (2,9)		0,139 (2,9)
c	3609185	3607309	10,55 (7,0)	10,77 (6,8)
R2	0,77	0,75	0,77	0,76
HDI	0,2	0,3	0,4	0,04
DW	1,97	2,00	2,00	2,00
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
<b>ECT (un trim.)</b>	<b>-0,29</b>	<b>-0,29</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,27</b>
<b>ECT (un an)</b>	<b>-0,38</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,37</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,40</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,37</b>

Dans la table 5, on constate que les élasticités obtenues dans les différents modèles sont très proches mais, surtout à court terme, sensiblement différentes de celles obtenues sur la période 1973-1992.

#### c. Evolution des coefficients et des élasticités

Pour observer l'évolution des coefficients et des élasticités avec le temps, nous avons testé tous les modèles satisfaisants. Nous avons trouvé que les évolution des coefficients et des élasticités sont ressemblants. Ici, pour expliquer cette évolution, nous choisissons le modèle Log-linéaire avec la variable cfmt.

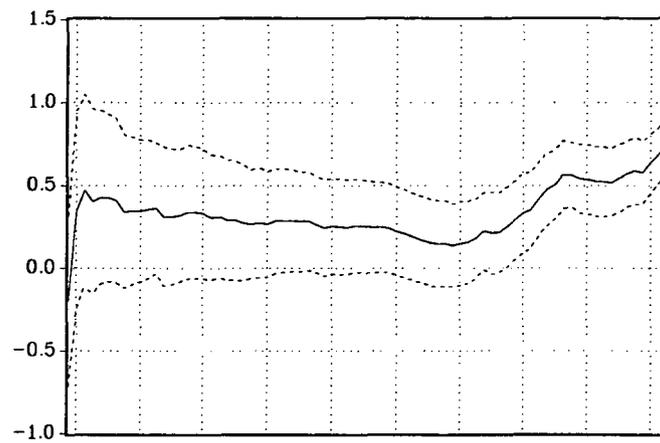
Le modèle est le suivant :

$$lcesvpta=c(1)*lcesvpta(-1)+c(2)*lpmestc+c(3)*lpgaztc+c(4)*lcfmt+C$$

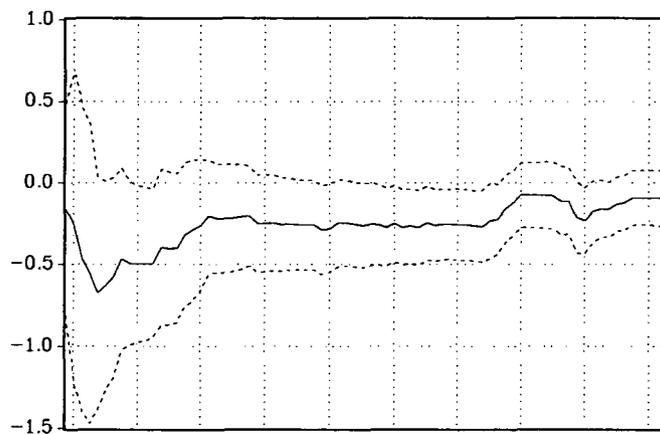
D'abords, on détermine à quelles périodes le modèle est statistiquement significatif, à cet effet, on change la date de début de la régression et on observe les évolutions des coefficients  $c(i)$  et les variations du test statistique T. Les lignes pointillées des graphiques limitent un intervalle de confiance à 95% pour les coefficients  $c(i)$ . Cet intervalle ne doit pas couper l'ordonnée nulle pour que le coefficient soit significatif au seuil de 5%.

Rappelons que, pour des problèmes de logiciel, ces graphiques sans abscisse sont doivent être lus de droite à gauche. Le point le plus à droite correspond à l'estimation sur la période la plus longue et le point le plus à gauche sur la période la plus courte.

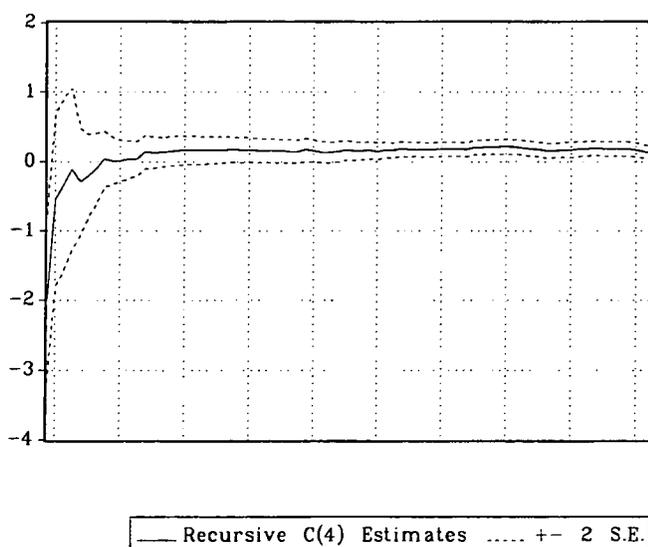
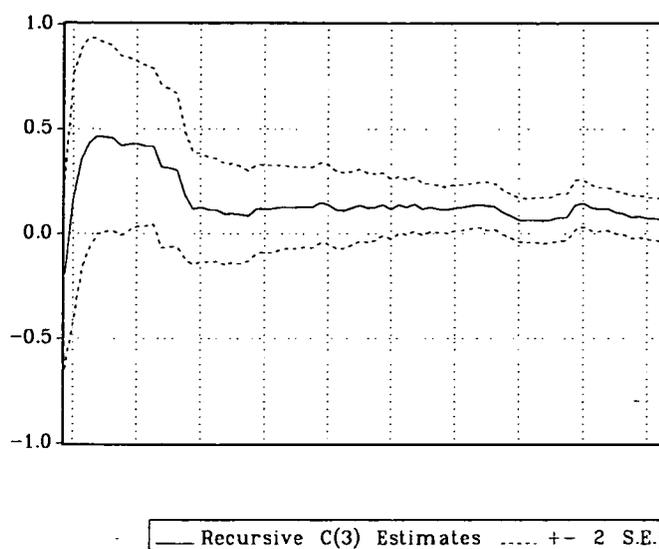
Les évolutions des coefficients et du test statistique sont :



— Recursive C(1) Estimates    .....  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(2) Estimates    .....  $\pm 2$  S.E.



En toute rigueur,  $c(1)$  est significatif si la date de début de la régression est antérieure à 1976.  $c(2)$  peut être considéré significatif pour des régressions commençant en 1973 et entre 1976 et 1979.  $c(3)$  est significatif pour des régressions commençant en 1973, 1976 et 1977.  $c(4)$  est significatif pour des régressions commençant avant 1977.

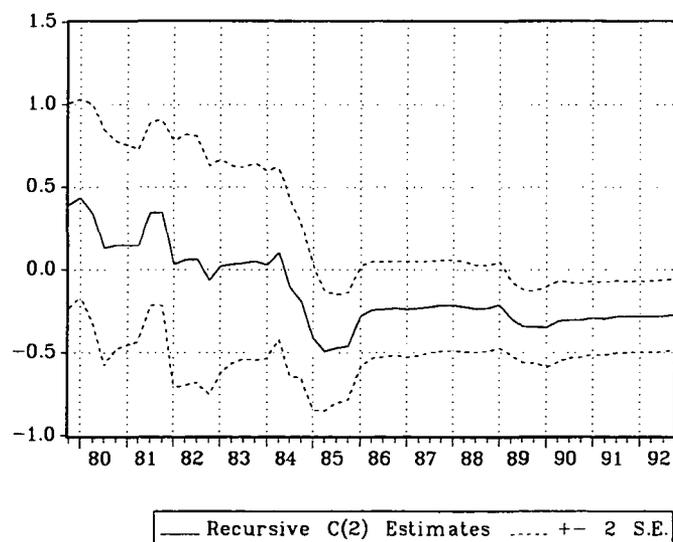
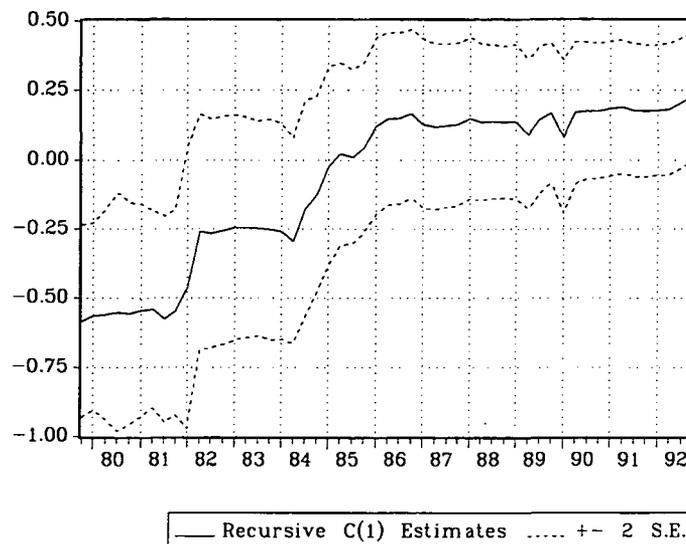
Cependant, si on choisit un seuil de rejet légèrement supérieur à 5%, on peut toutefois le considérer significatif quand la date de début de régression est entre 1979-1983 et avant 1977 pour  $c(1)$ , entre 1976-1981 et en 1973 pour  $c(2)$ , entre 1976-1979 et en 1973 pour  $c(3)$ , avant 1985 pour  $c(4)$ .

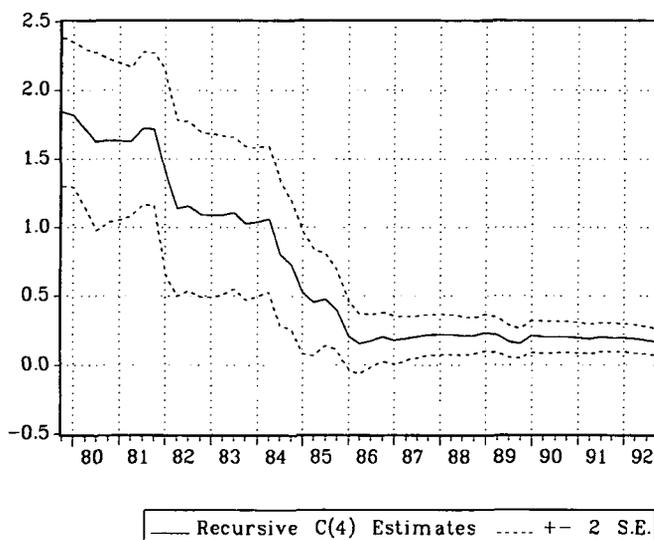
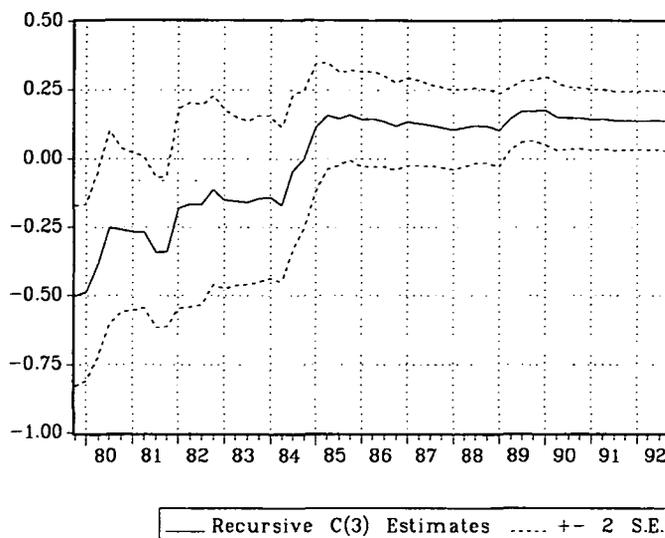
Quand la date de début est entre 1976 et 1985, tous les coefficients sont plus stables. Avant 1976, c(1), c(2) et c(3) présentent des fluctuations, mais on constate que c(4) est très stable avec le temps.

En conclusion, en 1973 et entre 1976 et 1977, ce modèle est significatif statistiquement.

Dans un deuxième temps, on change la date de fin de la régression et on observe la stabilité des coefficients.

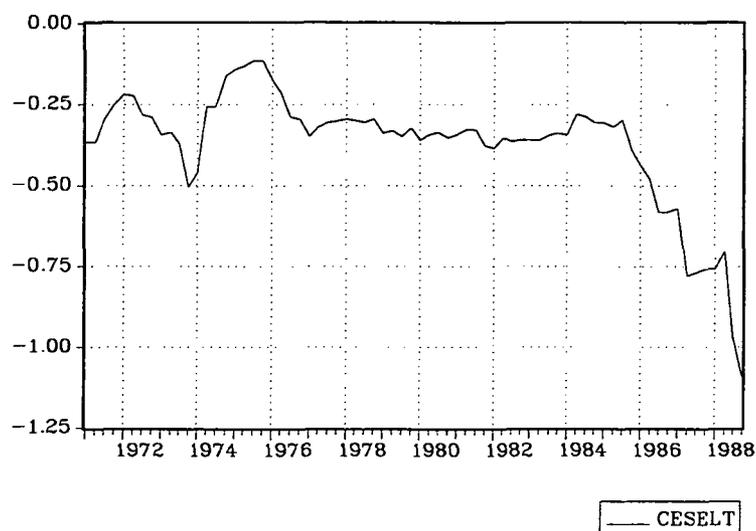
On constate qu'à partir de 1986 tous les coefficients sont relativement stables. Entre 1989 et 1990, tous les coefficients fluctuent. Si la date de fin de régression est postérieure à 1989, tous les coefficients sont significatifs sauf c(1) qui est significatif seulement en 1992.





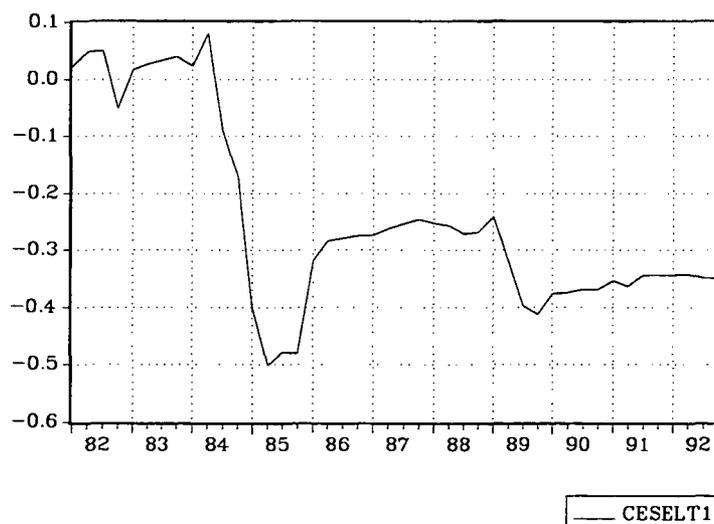
Enfin, on examiné l'évolution des élasticités de court et long termes par changement de période.

En raison de la rapidité de l'ajustement de la consommation au prix, l'élasticité de court terme à un an est proche de l'élasticité de long terme. C'est pourquoi on n'a représenté que l'évolution de l'élasticité de long terme qui résulte d'un changement progressif de la date de début de régression sur le graphique ci-dessous. Micro-TSP ne nous a pas permis de tracer l'intervalle de confiance à 95%.



On constate que, pendant la période 1977-1985, les élasticités sont plus stables. En 1974 et en 1986, le prix a augmenté, donc l'élasticité a augmenté aussi.

Enfin, nous avons changé progressivement la date de fin de la modélisation. On constate qu'à partir de 1990 les élasticités sont stables. En 1985, l'élasticité augmente beaucoup.



#### d. Détail de modélisation

La graphique ci-dessous est le résultat de la modélisation de la consommation d'essence et super par le modèle LE.

$$lcesvpta = 0.52 * lcesvpta(-1) - 0.17 * lpimestc + 0.12 * lpgaztc + 0.19 * lcfmt + 5.3$$

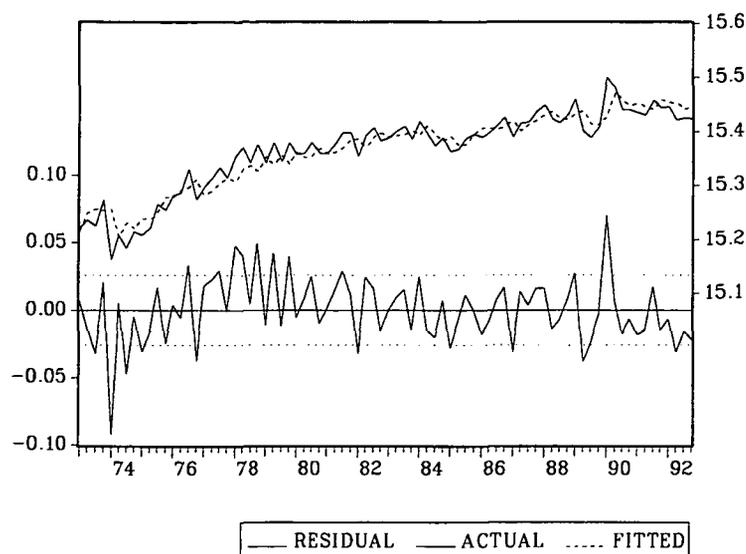
(5.1)
(-2.0)
(2.3)
(3.5)

LS // Dependent Variable is LCESVPTA  
 SMPL range: 1973.1 - 1992.4  
 Number of observations: 80

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
LCESVPTA(-1)	0.5176248	0.1013939	5.1050875	0.0000
LPMESTC	-0.1666244	0.0846146	-1.9692152	0.0526
LPGAZTC	0.1182741	0.0508854	2.3243222	0.0228
LCFMT	0.1866836	0.0526899	3.5430644	0.0007
C	5.3124891	0.9491337	5.5971981	0.0000

R-squared	0.884922	Mean of dependent var	15.36488
Adjusted R-squared	0.878785	S.D. of dependent var	0.074265
S.E. of regression	0.025856	Sum of squared resid	0.050141
Log likelihood	181.4830	F-statistic	144.1834
Durbin-Watson stat	2.162772	Prob(F-statistic)	0.000000



### II-3.2. Modèles PDL

Malheureusement, on peut seulement choisir un polynôme de degré 1. De plus, on choisit la contrainte 2 dans tous les cas. Pour déterminer le nombre de retards, trois critères étaient disponibles en pratique, mais ils donnaient des résultats très différents. Quelques remarques s'imposent :

- (1) Pour tous les modèles PDL, le test de DW n'est pas satisfaisant;
- (2) Le nombre de retards est très petit (généralement deux). Cela signifie que le changement de prix a une influence à court terme seulement sur les consommateurs, ou en d'autres termes, les consommateurs s'adaptent rapidement au changement de prix.

Les modèles satisfaisants sont dans la table 6 suivante.

Table 6. Les modèles PDL pour CESVPTA

variables	modèles Log-linéaires		modèles linéaires	
pmestc	PDL (2.1.2)	PDL (2.1.2)	PDL (2.1.2)	PDL (2.1.2)
pgaztc	0,18	0,16	3731	4406
cfmt		0,25	2,54	
pibmt	0,25			1,85
c				
R2	0,75	0,75	0,74	0,74
DW	1,67	1,66	1,62	1,63
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT (un trim.)	-0,18	-0,15		
ELT	-0,35	-0,30	-0,33	-0,39

Dans la table 6, les élasticités de long terme ressemblent à celles des modèles INV et LE. Pour mieux expliquer le modèle PDL, nous avons choisi le modèle Log-linéaire avec le pib marchand. L'équation est :

$$lcesvpt = a_1 * lpmestc + a_2 * lpmestc(-1) + a_3 * lpmestc(-2) + 0.18 * lpgaztc + 0.25 * lpiibmt + C$$

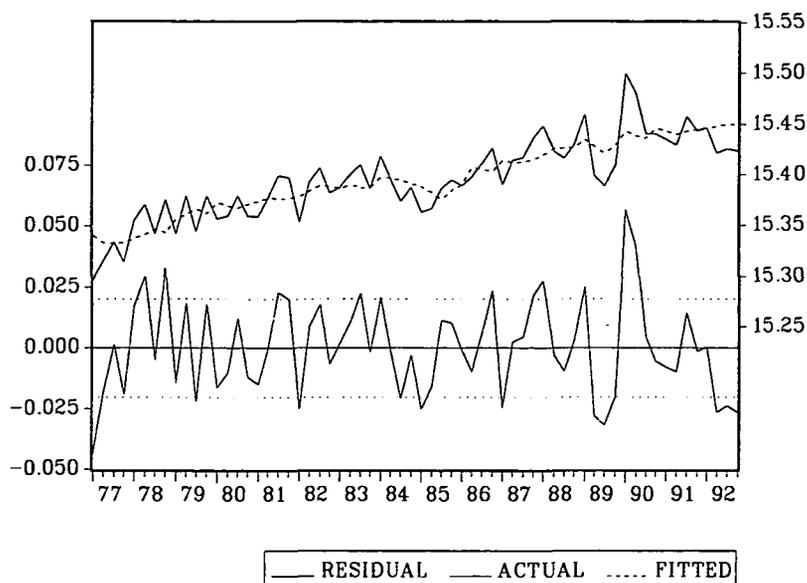
Le résultat détaillé est affiché ci-dessous. Dans le tableau, PDL1 est le coefficient du polynôme des coefficients de modèle.

LS // Dependent Variable is LCESVPTA  
 SMPL range: 1977.1 - 1992.4  
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.	
LPGAZTC	0.1887913	0.0654743	2.8834421	0.0055	
LPIBMT	0.2525838	0.0380494	6.6383130	0.0000	
C	13.016748	0.9055666	14.374147	0.0000	
PDL1	-0.1167925	0.0451685	-2.5857071	0.0122	
R-squared	0.750575	Mean of dependent var	15.39593		
Adjusted R-squared	0.738104	S.D. of dependent var	0.039697		
S.E. of regression	0.020315	Sum of squared resid	0.024763		
Log likelihood	160.6212	F-statistic	60.18445		
Durbin-Watson stat	1.668856	Prob(F-statistic)	0.000000		
Lag Distribution of LPMESTC					
		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
*		: 0	-0.17519	0.06775	-2.58571
	*	: 1	-0.11679	0.04517	-2.58571
		: 2	-0.05840	0.02258	-2.58571
		0 Sum	-0.35038	0.13551	-2.58571

où : a1=0.17915      a2=0.11679      a3=0.05840

La graphique de la modélisation est :



## II-4. Modèles de consommation de gazole

La série de consommation de gazole présente elle-aussi une forte saisonnalité, mais l'amplitude des fluctuations est beaucoup moins forte que pour les essences. On constate qu'après la désaisonnalisation, il n'y a pratiquement plus de fluctuations périodiques.

### II-4.1. Modèles INV et LE

#### a. Choix des variables

Les variables utilisées sont les suivantes :

Variable expliquée :	cgattas
Variables explicatives :	pgaztc
	pibt, ou pibmt, ou cfmt
	parcjl
(variable expliquée retardée)	cgattas(-2), cgattas(-1).

La table 7 présente de manière synthétique toutes les combinaisons testées, chaque colonne correspondant à 2 modèles possibles selon qu'on ajoute aux variables exogènes marquées d'une croix un ou deux retards sur la variable endogène. On teste donc 28 combinaisons en tout.

**Table 7. Les modèles selon les combinaisons des variables**

variables	combinaisons des variables															
	A				B				C				D			
pgaztc	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
pmestc					+	+	+	+					+	+	+	+
pibt	+				+				+				+			
pibmt		+				+				+				+		
cfmt			+				+				+				+	
parcilt				+				+	+	+	+	+	+	+	+	+

**b. Résumé des modèles**

Les modèles satisfaisants sont présentés dans les tables 8 et 9.

Quelques remarques :

(1). quand on introduit la variable de prix moyen des essences dans les modèles, les résultats ne sont pas satisfaisants; parfois le signe du prix du gazole est positif tandis que le signe du prix des essences est négatif;

(2). la plupart des modèles sont beaucoup plus satisfaisants que ceux expliquant la consommation des essences; les équations sont acceptables avec presque toutes les variables explicatives;

(3). on doit introduire les variables cgattas(-1) ou cgattas(-2), sinon le test de DW indique la présence d'une autocorrélation des résidus;

(4). quand on met à la fois la variable revenu et le parc dans les modèles, les coefficients ne sont pas significatifs;

(5). quand on utilise la variable de parc sans variable de revenu, le test statistique pour la constante n'est pas significatif;

(6). les élasticités de long terme des modèles Log-linéaires et des modèles linéaires sont très différentes; les élasticité de long terme des modèles linéaires sont plus fortes que celles des modèles Log-linéaires.

**Table 8. Modèles linéaire pour CGATTAS**

variables	INV (1)	INV (2)	INV (3)	LE (4)	LE (5)
cgattas(-2)	0,488 (5,5)	0,479 (5,4)	0,476 (5,4)		
cgattas(-1)	0,407 (4,5)	0,386 (4,2)	0,375 (4,1)	0,857 (20)	0,8 (16)
<b>pgaztc</b>	<b>-1548 (-4,8)</b>	<b>-1691 (-5)</b>	<b>-1607 (-5)</b>	<b>-1449 (-4)</b>	<b>-1536 (-4)</b>
cfmt	2,4 (3,7)			2,8 (3,9)	
pibmt			2,4 (4,1)		2,8 (4,4)
pibt		1,86 (3,9)			
c	-272123	-480958	-548503	-390624	-720174
R2	0,995	0,995	0,995	0,994	0,994
HDW	1,85	1,4	1,3	4,3	3,95
DW	2,2	2,1	2,1	2,8	2,7
périodes	71.3-92.4	71.3-92.4	71.3-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4
<b>ect(un trim.)</b>	<b>-0,1</b>	<b>-0,11</b>	<b>-0,11</b>	<b>-0,1</b>	<b>-0,1</b>
<b>ect(un an)</b>	<b>-0,25</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,26</b>	<b>-0,31</b>	<b>-0,3</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,98</b>	<b>-0,83</b>	<b>-0,72</b>	<b>-0,69</b>	<b>-0,51</b>

**Table 9. Modèles Log-linéaires pour LCGATTAS**

variables	INV (7)	INV (8)	LE (9)	LE (10)	LE (11)
lcgattas(-2)	0,475 (6)	0,412 (5,1)			
lcgattas(-1)	0,242 (2,9)	0,157 (1,8)	0,588 (8,5)	0,324 (3,8)	0,378 (4,6)
<b>lpgaztc</b>	<b>0,12 (-5,4)</b>	<b>-0,15 (-6)</b>	<b>-0,13 (-5)</b>	<b>-0,14 (-6)</b>	<b>-0,17 (-6)</b>
lcfmt	0,64 (4,7)		0,919 (6)		
lpibmt				1,64 (8)	
lpibt		1,06 (5,4)			1,52 (7,6)
c	-3,4	-7,05	-5,1	-11	-10,3
R2	0,994	0,995	0,992	0,993	0,993
HDW	1,2	0,3	3,7	1,7	2,1
DW	2,16	2	2,6	2,2	2,2
périodes	71.3-92.4	71.3-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4
<b>ECT(un tri-)</b>	<b>-0,12</b>	<b>-0,15</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,14</b>	<b>-0,17</b>
<b>ECT(un an)</b>	<b>-0,24</b>	<b>-0,29</b>	<b>-0,28</b>	<b>-0,2</b>	<b>-0,27</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,42</b>	<b>-0,35</b>	<b>-0,32</b>	<b>-0,21</b>	<b>-0,27</b>

Dans les tables 8 et 9, on constate que les tests HD pour tous les modèles LE sauf LE(10) sont supérieurs à 1,96 donc mettent en évidence une autocorrélation des erreurs. De plus, les élasticités de court terme sont très proches, alors que les élasticités de long

terme des modèles linéaires sont beaucoup plus fortes que celles des modèles Log-linéaires.

Pour trouver les modèles satisfaisants, nous avons testé la stabilité des coefficients quand la période change. Il semble généralement que les coefficients soient de moins en moins faibles avec le temps; de plus, avant 1978, les coefficients du prix sont plus stables et après, les valeurs des coefficients diminuent beaucoup. A travers la comparaison de l'évolution des coefficients (en changeant respectivement les dates de début et les dates de fin pour les régressions), on peut constater que les élasticités des modèles Log-linéaires varient beaucoup au cours du temps. Par ailleurs, les élasticités de long terme et de court terme des modèles linéaires sont très différentes et sont plus stables que dans les modèles Log-linéaires. De plus, les élasticités des modèles INV, surtout les modèles avec cfmt, sont plus stables que celles des modèles LE.

Pour faire une comparaison, nous avons établi les modèles à partir de 1977 et nous avons ajouté encore les modèles Log-linéaires. Les résultats sont dans la table 10 :

**Table 10. Les modèles satisfaisants pour CGATTAS**

variables	modèles linéaires		modèles Log-linéaires	
cgattas(-2)	0,46 (4,3)		0,45 (4,4)	
cgattas(-1)	0,42 (3,8)	0,85 (16,6)	0,31 (2,9)	0,68 (9)
<b>pgaztc</b>	<b>-1344 (-3,5)</b>	<b>-1206 (-2,8)</b>	<b>-0,1</b>	<b>-0,1</b>
cfmt	2,85 (3,3)	3,10 (3,2)	0,56 (3,5)	0,73 (4,1)
c	-489687	-583136	-3,2	-4,2
R2	0,994	0,992	0,990	0,988
HD	2,3	3,5	2,6	3,5
DW	2,2	2,8	2,3	2,6
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1 92.4	77.1-92.4
<b>ECT(un trim.)</b>	<b>-0,09</b>	<b>-0,08</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,10</b>
<b>ECT (un an)</b>	<b>-0,23</b>	<b>-0,26</b>	<b>-0,22</b>	<b>-0,25</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,73</b>	<b>-0,53</b>	<b>-0,42</b>	<b>-0,32</b>

Dans la table 10, on voit que les élasticités de court terme sont proches.

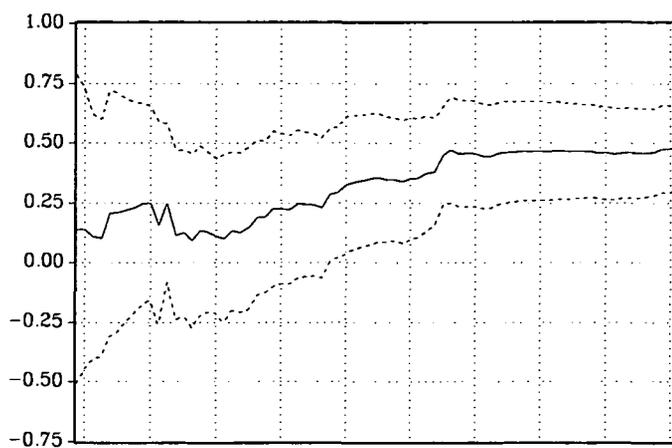
#### c. Evolution des coefficients et des élasticités

Pour observer l'évolution des coefficients et des élasticités avec le temps, nous avons testé tous les modèles satisfaisants. Les évolutions des coefficients et des élasticités sont ressemblantes, mais le modèle linéaire INV(1) est le meilleur.

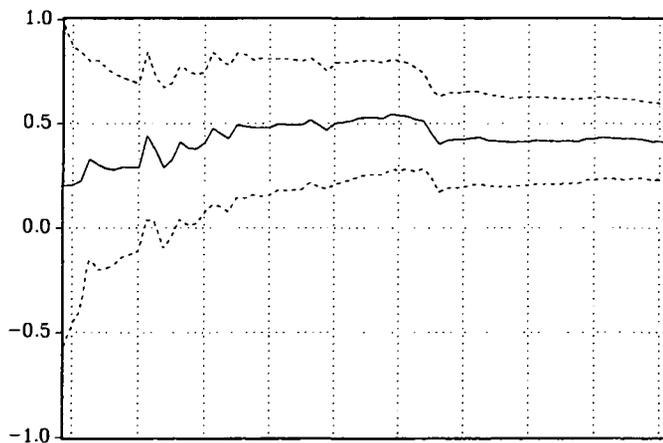
Le modèle INV(1) est le suivant :

$$cgattas = c(1)*cgattas(-2) + c(2)*cgattas(-1) + c(3)*pgaztc + c(4)*cfmt + C$$

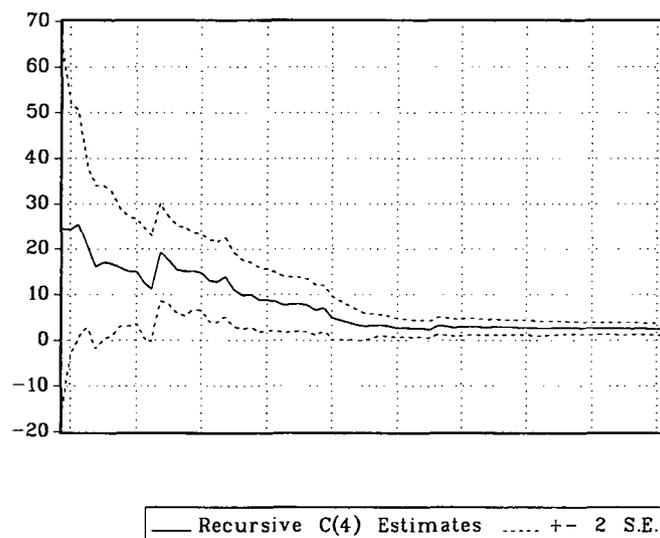
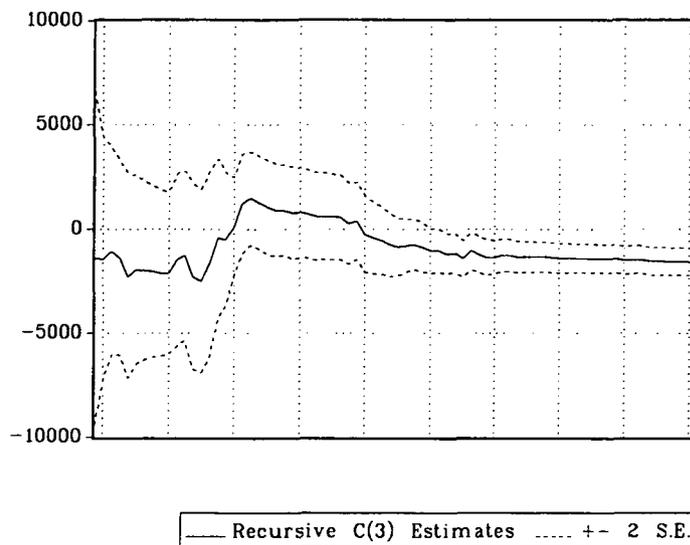
D'abord, on détermine sur quelles périodes le modèle est statistiquement significatif, en changeant la date de début de période de régression et en observant les évolutions des coefficients et des tests statistiques. A l'aide de Micro-TSP, on obtient les résultats ci-dessous :



— Recursive C(1) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(2) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.

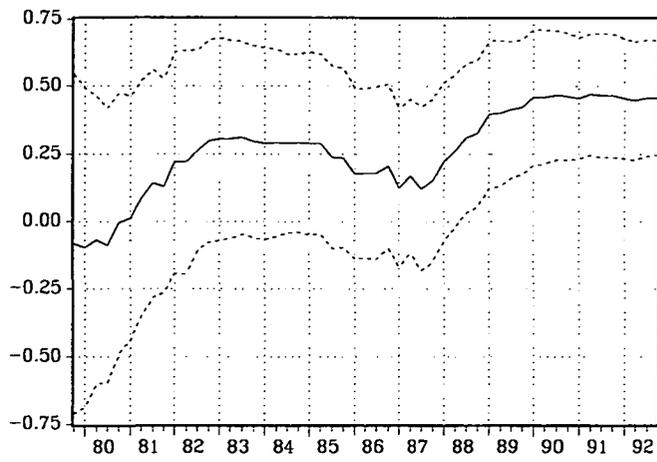


On constate que, si la date de début de régression est antérieure à 1981, c(1) est significatif; c(2) est significatif pour des régressions commençant avant 1985; avant 1979, c(3) est significatif; avant 1986, c(4) est significatif.

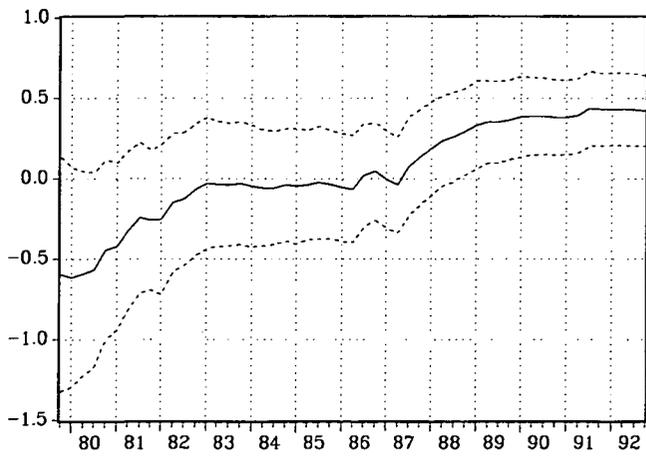
Si la date de début de la période de régression est antérieure à 1979, ce modèle est statistiquement significatif et tous les coefficients sont très stables.

Quand on change la date de fin de période, on peut observer la stabilité des coefficients sur les graphiques ci-dessous.

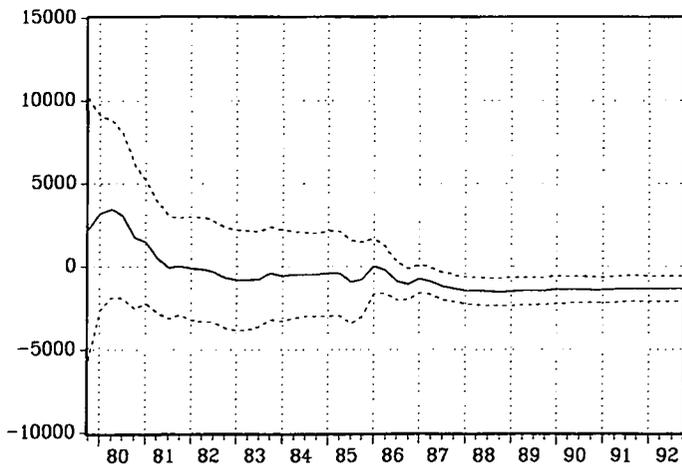
On constate qu'à partir de 1989, les coefficients sont significatifs, et stables surtout pour le prix du gazole; en revanche, tous les coefficients présentent de grandes fluctuations entre 1986 et 1988.



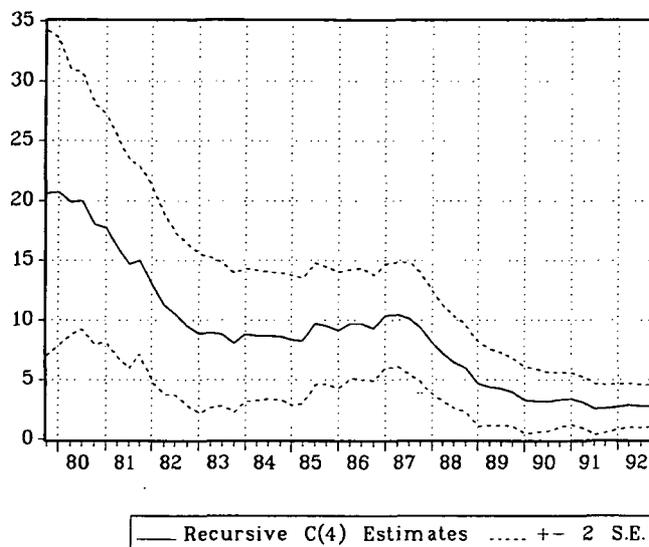
— Recursive C(1) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.



— Recursive C(2) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.

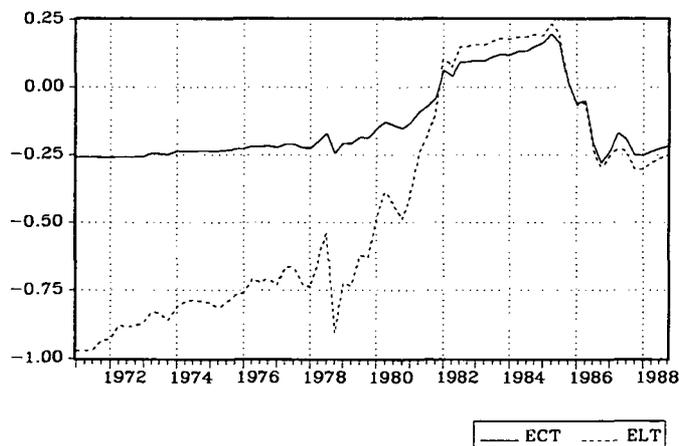


— Recursive C(3) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.



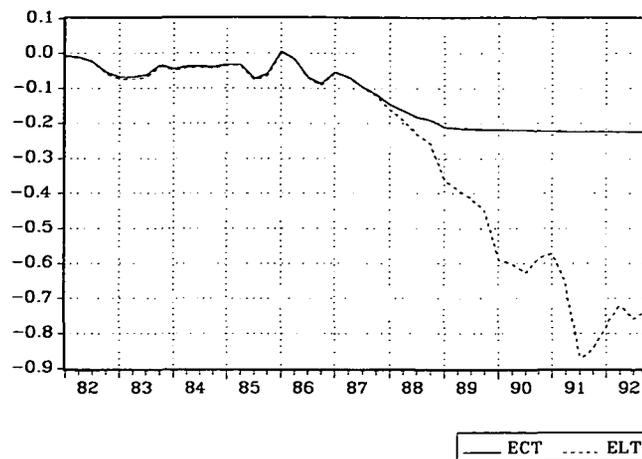
Enfin, on examine l'évolution des élasticités-prix de court et de long termes quand on applique ces changements de période de régression.

Quand on change progressivement la date de début, l'évolution de l'élasticité est :



On constate que l'élasticité de court terme est très stable sauf entre 1980 et 1986. Avant 1980, les élasticités de court et de long termes sont très différentes.

Quand on repousse progressivement la date de fin de période, on constate qu'à partir de 1989, l'élasticité de court terme est très stable, tandis que celle de long terme reste très variable.



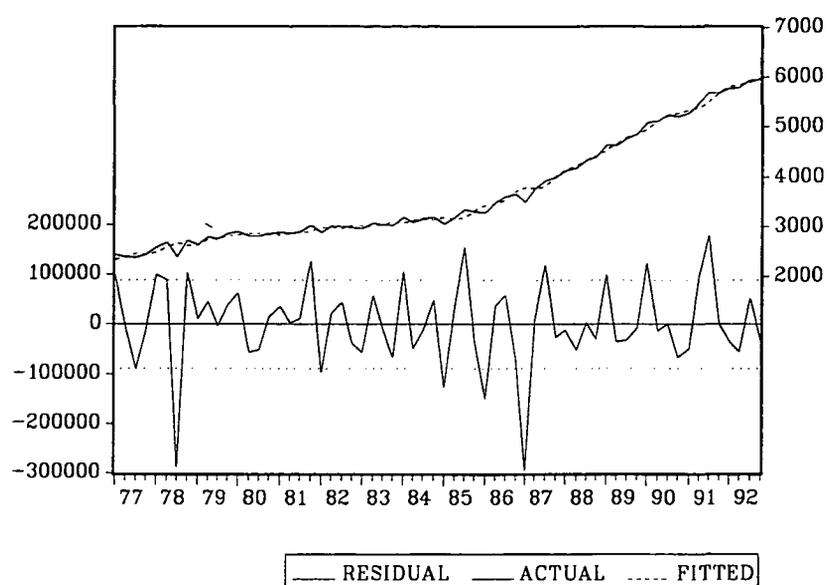
**d. Détail de la modélisation**

Le graphique ci-dessous est le résultat de la modélisation de la consommation de gazole par le modèle INV(1).

$$\begin{aligned}
 \text{cgattas} = & 0.46 * \text{cgattas}(-2) + 0.42 * \text{cgattas}(-1) - 1344 * \text{pgaztc} + 2.9 * \text{cfmt} + C \\
 & (4.3) \qquad \qquad (3.8) \qquad \qquad (-3.5) \qquad \qquad (3.3)
 \end{aligned}$$

LS // Dependent Variable is CGATTAS  
 Date: 1-05-1995 / Time: 20:16  
 SMPL range: 1977.1 - 1992.4  
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
CGATTAS(-2)	0.4576592	0.1067621	4.2867182	0.0001
CGATTAS(-1)	0.4207637	0.1098537	3.8302198	0.0003
PGAZTC	-1344.2461	381.59043	-3.5227458	0.0008
CFMT	2.8478457	0.8717443	3.2668361	0.0018
C	-489687.12	44385.19	-2.0037512	0.0497
R-squared	0.993626	Mean of dependent var	3671803.	
Adjusted R-squared	0.993194	S.D. of dependent var	1082134.	
S.E. of regression	89273.69	Sum of squared resid	4.70E+11	
Log likelihood	-817.7746	F-statistic	2299.420	
Durbin-Watson stat	2.240852	Prob(F-statistic)	0.000000	



## II-4.2. Modèles PDL

On utilise les modèles PDL avec un polynôme de degré 2, et on choisit la contrainte 2 ou 3. Le nombre de retards significatifs est très grand. Il semble que le prix du gazole a une influence à long terme sur les consommateurs, c'est-à-dire que les consommateurs s'adaptent très progressivement aux variations du prix du gazole. Les modèles sont présentés en table 11. On constate que les élasticités sont très proches de celles des modèles linéaires INV.

Table 11. Les modèles PDL pour CGATTAS

variables	modèles Log-linéaires			modèles linéaires	
	PDL(16.2.2)	PDL(22.2.2)	PDL(24.2,2)	PDL(22.2.2)	PDL(24.2.2)
pgaztc	PDL(16.2.2)	PDL(22.2.2)	PDL(24.2,2)	PDL(22.2.2)	PDL(24.2.2)
pibt	PDL(22.2,3)				
cfmt		PDL(20,2,3)			PDL(24,2,3)
pibmt				PDL(24,1,2)	
parcjlft			PDL(20,2,3)		
c	-16,5	-12,1	-0,67	-4242904	-2851272
R2	0,993	0,994	0,992	0,995	0,995
DW	2,2	2,4	1,8	1,8	1,8
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT(un trim)					
ECT(un an)	-0,23	-0,20	-0,30	-0,22	-0,23
ELT	-0,56	-0,55	-0,90	-0,57	-0,80

Pour mieux comprendre ces modèles, observons plus particulièrement le modèle avec vingt-quatre retards (six ans) sur le prix du gazole et sur la cfm :

$$cgattas = a_1 * pgaztc + a_2 * pgaztc(-1) + \dots + a_{24} * pgaztc(-24) \\ + b_1 * cfmt + b_2 * cfmt(-1) + \dots + b_{24} * cfmt(-24) \\ + C$$

LS // Dependent Variable is CGATTAS

SMPL range: 1977.1 - 1992.4

Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-2851271.7	115726.39	-24.638043	0.0000
PDL1	-479.35057	25.416986	-18.859457	0.0000
PDL2	36.603631	2.9329136	12.480296	0.0000
PDL3	0.1911615	0.0020884	91.535952	0.0000
R-squared	0.994907	Mean of dependent var		3671803.
Adjusted R-squared	0.994652	S.D. of dependent var		1082134.
S.E. of regression	79133.34	Sum of squared resid		3.76E+11
Log likelihood	-810.5958	F-statistic		3907.010
Durbin-Watson stat	1.809646	Prob(F-statistic)		0.000000

Détail des coefficients a1, a2, .....a24 :

Lag Distribution of PGAZTC		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
*		:  0	-915.609	65.7895	-13.9172
*		:  1	-879.482	56.1140	-15.6731
	*	:  2	-843.314	47.2830	-17.8354
		:  3	-807.104	39.3797	-20.4955
	*	:  4	-770.853	32.5332	-23.6943
		:  5	-734.560	26.9384	-27.2681
	*	:  6	-698.226	22.8518	-30.5545
		:  7	-661.850	20.5002	-32.2850
	*	:  8	-625.433	19.8677	-31.4800
		:  9	-588.975	20.5695	-28.6335
	*	:  10	-552.475	22.0344	-25.0732
		:  11	-515.933	23.7635	-21.7112
	*	:  12	-479.351	25.4170	-18.8595
		:  13	-442.726	26.7852	-16.5287
	*	:  14	-406.060	27.7413	-14.6374
		:  15	-369.353	28.2067	-13.0945
	*	:  16	-332.604	28.1319	-11.8230
		:  17	-295.814	27.4842	-10.7631
	*	:  18	-258.983	26.2415	-9.86919
		:  19	-222.109	24.3885	-9.10713
	*	:  20	-185.195	21.9141	-8.45093
		:  21	-148.239	18.8104	-7.88070
	*	:  22	-111.241	15.0711	-7.38108
		:  23	-74.2023	10.6919	-6.94004
	*	:  24	-37.1219	5.66912	-6.54808
		0 Sum	-11956.8	379.823	-31.4800

Détail des coefficients b1, b2, ..., b24 :

Lag Distribution of CFMT		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
:	*	0	0.18381	0.00201	91.5359
:		1	0.35291	0.00386	91.5360
:		2			91.5360
:		3	0.64701	0.00707	91.5360
:		4	0.77200	0.00843	91.5360
:		5	0.88228	0.00964	91.5360
:		6	0.97786	0.01068	91.5360
:		7	1.05874	0.01157	91.5360
:		8	1.12491	0.01229	91.5360
:		9	1.17638	0.01285	91.5360
:		10	1.21314	0.01325	91.5360
:		11	1.23520	0.01349	91.5360
:		12	1.24255	0.01357	91.5360
:		13	1.23520	0.01349	91.5360
:		14	1.21314	0.01325	91.5360
:		15	1.17638	0.01285	91.5360
:		16	1.12491	0.01229	91.5360
:		17	1.05874	0.01157	91.5360
:		18	0.97786	0.01068	91.5360
:		19	0.88228	0.00964	91.5360
:		20	0.77200	0.00843	91.5360
:		21	0.64701	0.00707	91.5360
:		22	0.50731	0.00554	91.5360
:		23	0.35291	0.00386	91.5359
:	*	24	0.18381	0.00201	91.5360
0		Sum	21.5057	0.23494	91.5360

#### II-4.3. Modèles PDL pour variable expliquée

Par ailleurs, nous avons essayé d'établir des modèles avec retards échelonnés sur la variable expliquée. On a constaté, dans ce cas, qu'on peut ajouter le prix des essences pour traduire la concurrence entre les voitures. Les élasticités de long terme sont difficiles à calculer dans ce type de modèle. Les tableaux 12 et 13 présentent les résultats.

Table 12. Les modèles Log-linéaires PDL pour CGATT AS

variables	modèles Log-linéaires				
cgattas(-1)	0,28 (-2,2)	PDL (14,1,2)	PDL (14,1,2)	PDL (18,1,2)	PDL (20,1,2)
pgaztc	PDL (20.2.2)	0,21(-9,3)	0,35(-5)	0,22(-10,1)	0,36(-5,9)
pi bt				1 (6)	1,1 (6,3)
cfmt	PDL(20,1,2)	0,54 (3,7)	0,67 (4,3)		
pmestc			0,29 (2,1)		0,28 (2,3)
c	-16,5	-2,7	-5	-7,1	9 (-5,8)
R2	0,994	0,992	0,993	0,993	0,993
DW	1,97	1,8	1,97	1,84	1,9
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT (un trim)		-0,21	-0,35	-0,22	-0,36
ECT (un an)	-0,2				
ELT	-0,88				

Table 13. Les modèles linéaires PDL pour CGATTAS

variables	modèles linéaires				
cgattas(-1)	0,26 (2,1)	PDL(10,1,2)	PDL(12,1,2)	PDL(14,1,2)	PDL(18,1,2)
pgaztc	PDL(20.2.2)	-2675(-8,4)	-5431(-5,4)	-3200(-11)	-6294(-7)
pi bt				3,4 (7)	4,1 (7,6)
cfmt	PDL(22,1,2)	3,6 (5)	4,8 (5,8)		
pmestc			3708 (2,6)		4107(3,2)
c	-2460885	-475221	-1475887	-1061567	-2127504
R2	0,994	0,995	0,995	0,995	0,995
DW	2,1	1,8	1,9	1,8	1,8
Périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT(un trim)			-0,36	-0,21	-0,42
ECT(un an)	-0,13	-0,18			
ELT	-0,65				

Pour voir le détail de la modélisation, on retient un modèle avec quatorze retards sur la variable endogène :

$$l_{cgattas} = a_1 * l_{cgattas}(-1) + a_2 * l_{cgattas}(-2) + \dots + a_{14} * l_{cgattas}(-14) - 0,21 * l_{pgaztc} + 0,54 * l_{cfmt} + C$$

LS // Dependent Variable is LCGATTAS

Date: 10-11-1994 / Time: 12:31

SMPL range: 1977.1 - 1992.4

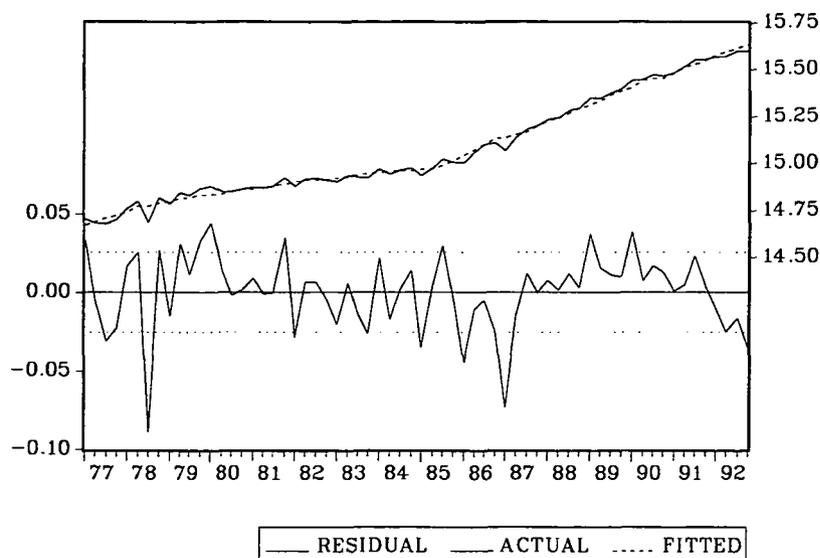
Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
LPGAZTC	-0.2106990	0.0225594	-9.3397449	0.0000
LCFMT	0.5353106	0.1445165	3.7041496	0.0005
C	-2.7298800	0.9885579	-2.7614771	0.0076
PDL1	0.0532111	0.0042721	12.455396	0.0000

R-squared	0.991965	Mean of dependent var	15.07693
Adjusted R-squared	0.991563	S.D. of dependent var	0.276732
S.E. of regression	0.025418	Sum of squared resid	0.038765
Log likelihood	146.2800	F-statistic	2469.164
Durbin-Watson stat	1.816824	Prob(F-statistic)	0.000000

Lag Distribution of LCGATTAS(-1)	Lag	Coef	S.E.	T-Stat
l:	*   0	0.09977	0.00801	12.4554
l:	*   1	0.09312	0.00748	12.4554
l:	*   2	0.08647	0.00694	12.4554
l:	*   3	0.07982	0.00641	12.4554
l:	*   4	0.07317	0.00587	12.4554
l:	*   5	0.06651	0.00534	12.4554
l:	*   6	0.05986	0.00481	12.4554
l:	*   7	0.05321	0.00427	12.4554
l:	*   8	0.04656	0.00374	12.4554
l:	*   9	0.03991	0.00320	12.4554
l:	*   10	0.03326	0.00267	12.4554
l:	*   11	0.02661	0.00214	12.4554
l:	*   12	0.01995	0.00160	12.4554
l:	*   13	0.01330	0.00107	12.4554
l:	*   14	0.00665	0.00053	12.4554
-----				
0	Sum	0.79817	0.06408	12.4554

Graphique de la modélisation :



## II-5. Modèles de consommation totale de carburant

### II-5.1. Modèles INV et LE

#### a. Choix des variables

On a utilisé les variables suivantes :

variable expliquée :	ccarbita
variables explicatives :	pcarbitc cfmt, pibt, pibmt parcjl
(variable explicative retardée)	ccarbita(-1) ccarbita(-2)

La table 14 présente les quatorze combinaisons testées. Elles sont moins nombreuses que dans les deux cas précédents car il n'y a pas les influences croisées des prix.

**Table 14. Les modèles selon les combinaisons des variables**

variables	combinaisons des variables													
	A			B				C			D			
ccarbita(-2)					+	+	+	+				+	+	+
ccarbita(-1)	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
pcarbitc	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
pibt	+				+				+			+		
pibmt		+				+				+			+	
cfmt			+				+			+				+

#### b. Résumé des modèles

Les résultats des modèles sont présentés dans les tables 15 et 16.

Quelques remarques :

- (1) quand on introduit les variables de revenu, les élasticités sont très petites et les coefficients variables; de plus, le test statistique t n'est pas satisfaisant;
- (2) en linéaire comme en Log-linéaire, on ne peut retenir que les modèles avec le parc;
- (3) si l'on introduit à la fois les variables de revenu (cfmt, pibmt, pibt) et le parc dans les modèles Log-linéaires, les coefficients varient beaucoup, et à partir de 1977, le signe du coefficient du parc est négatif.

**Table 15. Les modèles linéaires pour CCARBTa**

variables	INV (1)	LE (2)	LE (3)
ccarbta(-2)	0,338 (3,7)		
ccarbta(-1)	0,21 (2,2)	0,29 (3,1)	0,40 (4,4)
<b>pcarbc</b>	<b>-3863 (-5,4)</b>	<b>-1111 (-1,9)</b>	<b>-4281 (-5,6)</b>
cfmt		15 (7,4)	
parcjt	156,0 (4,6)		210,7 (6,5)
c	1638471	5,2+E04	1826682
R2	0,987	0,987	0,986
HDI	1,8	2,1	4,0
DW	2,2	2,2	2,4
périodes	71.3-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4
<b>ECT(un trim.)</b>	<b>-0,12</b>	<b>-0,04</b>	<b>-0,14</b>
<b>ECT(un an)</b>	<b>-0,22</b>	<b>-0,05</b>	<b>-0,22</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,05</b>	<b>-0,23</b>

**Table 16. Les modèles Log-linéaires pour LCCARBTa**

variables	INV (4)	LE (5)	LE (6)	LE (7)
lccarbta(-2)	0,36 (4,2)			
lccarbta(-1)	0,13 (1,4)	0,31 (3,4)	0,25 (2,6)	0,30 (3,2)
<b>lpcabtc</b>	<b>-0,14 (-6,1)</b>	<b>-0,16 (-6,2)</b>	<b>-0,10 (-2,7)</b>	<b>-0,03 (-1,5)</b>
lcfmt			0,41 (2,3)	0,73 (7,3)
lparcjt	0,43 (5,1)	0,59 (7,2)	0,32 (2,2)	
c	4,7	5,9	4,1	1,8
R2	0,99	0,99	0,99	0,99
HDI	1,9	4,5	2,9	2,7
DW	2,2	2,4	2,2	2,2
Périodes	71.3-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4	71.2-92.4
<b>ECT(un trim.)</b>	<b>-0,14</b>	<b>-0,16</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,03</b>
<b>ECT(un an)</b>	<b>-0,22</b>	<b>-0,23</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,04</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,23</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,04</b>

Dans les tables 15 et 16, on constate que les tests HD pour tous les modèles LE sont mauvais. Les variables pibt, pibmt ne sont pas significatives et c'est pourquoi ces modèles sont absents des tableaux.

On ne peut obtenir de modèles satisfaisants qu'avec le parc.

Encore une fois, pour trouver les modèles les plus satisfaisants, on a observé les évolutions des coefficients et testé leur stabilité en changeant les périodes de régression. L'élasticité du modèle LE avec la cfm est très variable avec le temps, et les élasticités de court et de long termes pour les modèles INV avec le parc sont différentes et plus stables que pour les modèles LE. Pour faire une comparaison, on établit les modèles à partir de 1977 comme dans la table 17.

On constate alors que dans les modèles linéaires et Log-linéaires, les élasticités de court et de long termes sont proches. Les élasticités de long terme sont moins fortes que celles des essences.

**Table 17. Les modèles satisfaisants pour CCARBTA**

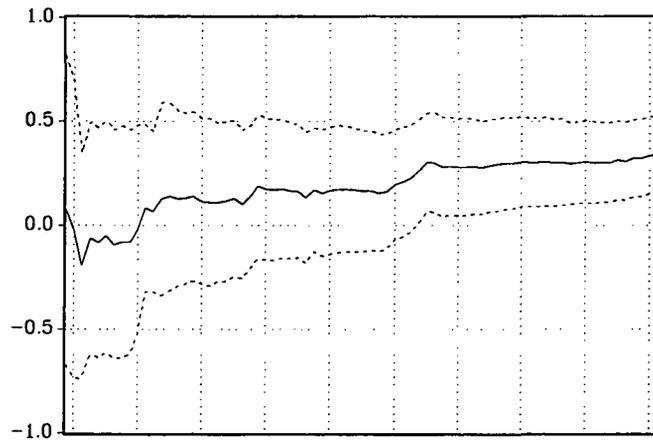
<b>variables</b>	<b>modèles linéaires</b>		<b>modèles Log-linéaires</b>	
ccarbta(-2)	0,276 (2,5)		0,290 (2,7)	
ccarbta(-1)	0,308 (2,6)	0,457 (4,3)	0,248 (2,2)	0,390 (3,7)
<b>pcarbc</b>	<b>-3961 (-4)</b>	<b>-4539 (-4,5)</b>	<b>-0,135 (-4,3)</b>	<b>-0,160 (-5)</b>
cfmt				
parcjlft	134,3 (3,4)	177,7 (4,7)	0,360 (3,6)	0,489 (5,2)
c	1863659	2161387	4,5	5,7
R2	0,977	0,974	0,976	0,973
HD	2,4	2,9	1,9	3,1
DW	2,2	2,4	2,2	2,4
périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
<b>ECT(un trim.)</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,14</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,16</b>
<b>ECT(un an)</b>	<b>-0,24</b>	<b>-0,26</b>	<b>-0,23</b>	<b>-0,25</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,30</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,28</b>	<b>-0,26</b>

### c. Evolution des coefficients et des élasticités

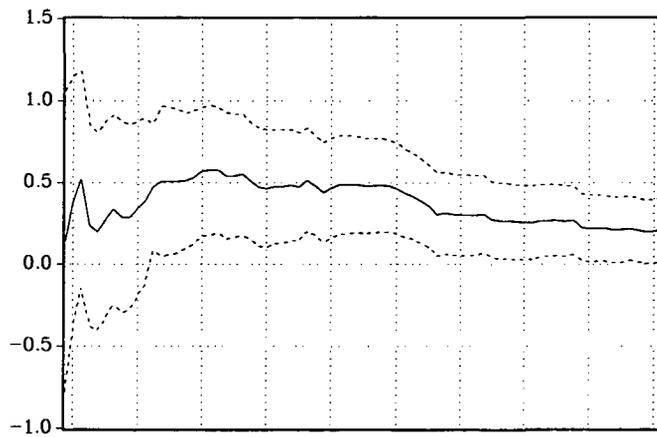
Pour observer l'évolution des coefficients et des élasticités avec le temps, on choisit le modèle linéaire INV.

$$ccarbta = c(1)*ccarbta(-2) + c(2)*ccarbta(-1) + c(3)*pcarbc + c(4)*parcjlft + C$$

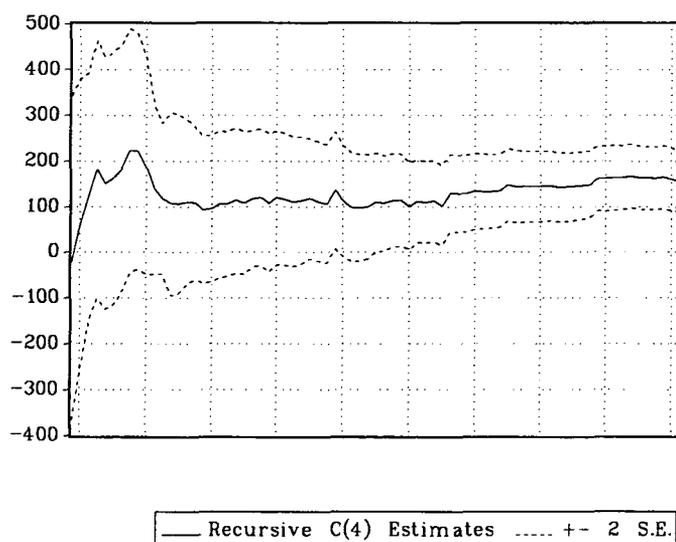
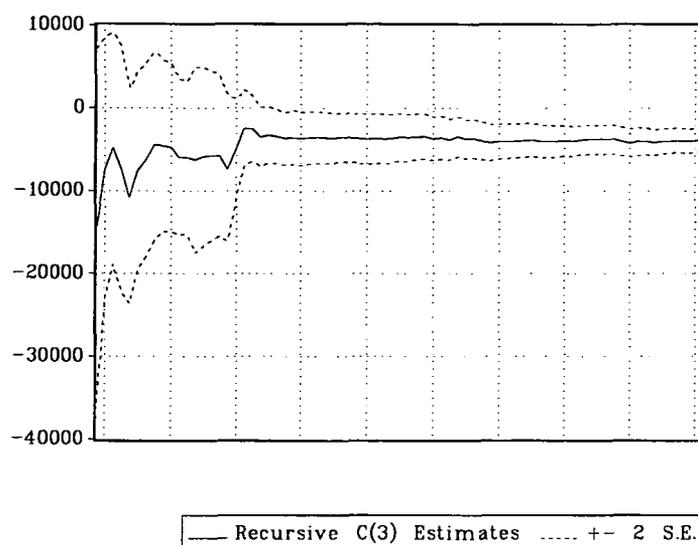
D'abord, pour déterminer pendant quelles périodes le modèle est statistiquement significatif, on fait varier la date de début de période, et on observe les évolutions des coefficients et les variations du test statistique.



— Recursive C(1) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.



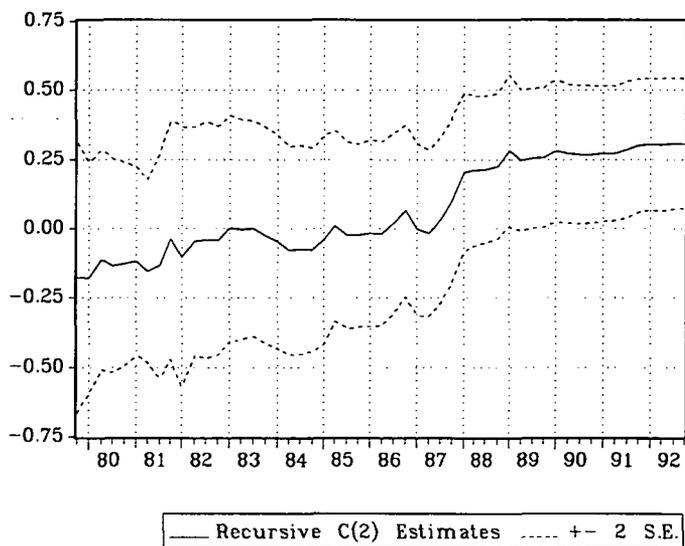
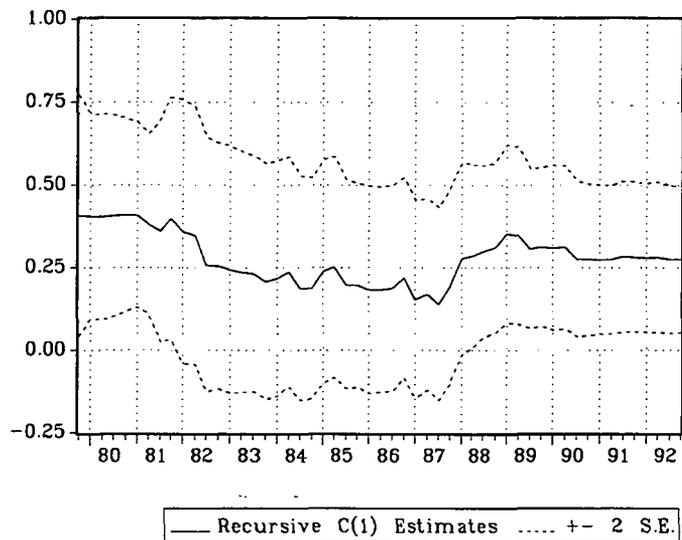
— Recursive C(2) Estimates .....  $\pm 2$  S.E.

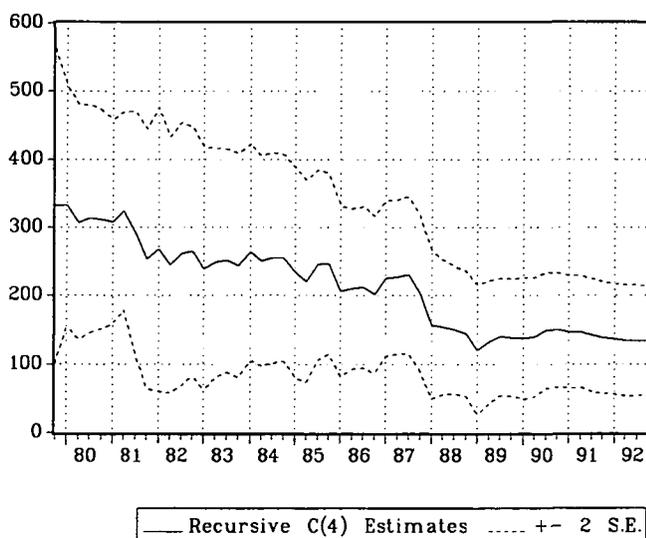
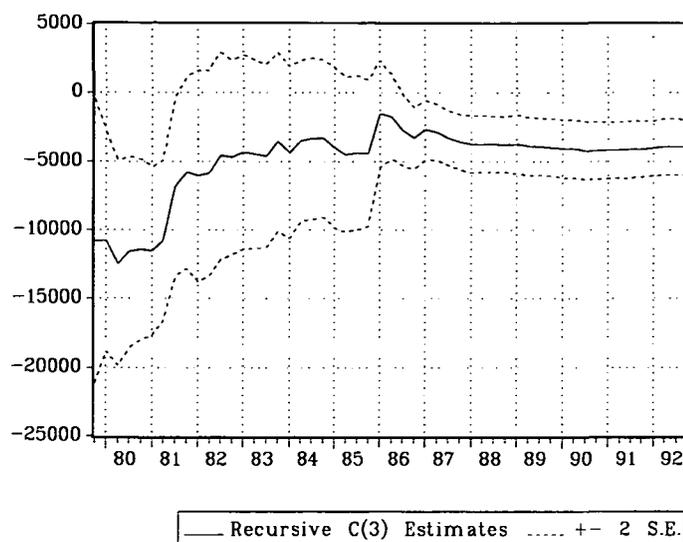


c(1) est significative pour des régressions commençant avant 1978, c(2) pour des régressions commençant avant 1986, c(3) avant 1984, c(4) avant 1979. De plus, les coefficients sont tous stables pour les régressions dont la date de début est antérieure à 1985.

Donc, avant 1978, ce modèle est significatif et les coefficients sont très stables.

Dans un deuxième temps, on change la date de fin de période et on observe la stabilité des coefficients sur les graphiques ci-dessous :

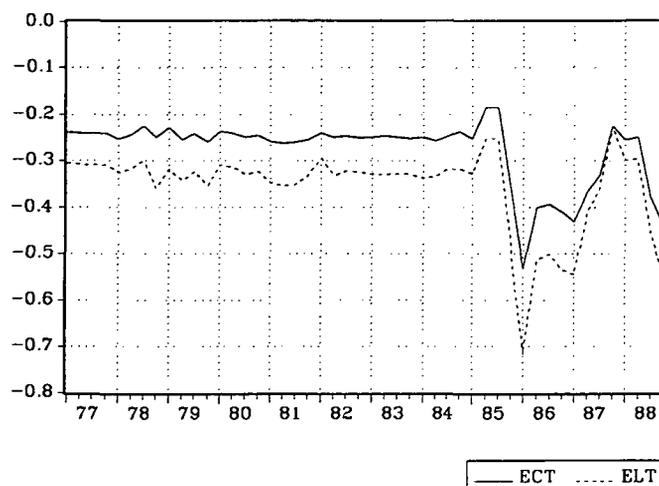




Si la date de fin de période des régressions est postérieure à 1989, tous les coefficients sont relativement stables et significatifs; si elle est antérieure à 1989, les coefficients fluctuent beaucoup.

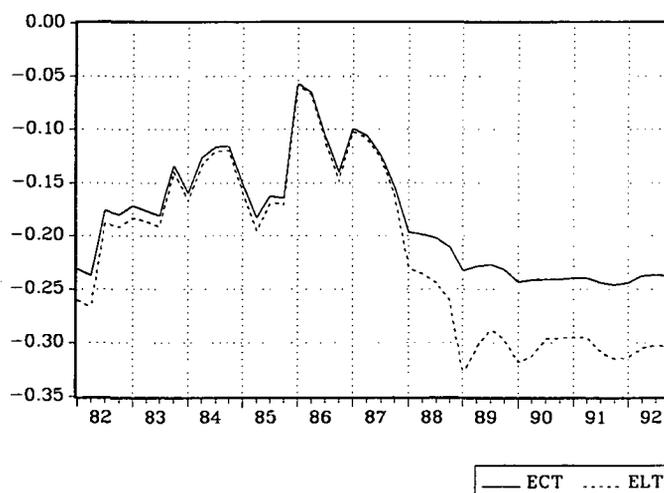
Enfin, on a examiné l'évolution des élasticités de court et de long termes pour les mêmes changements de période.

Quand on change progressivement la date de début, l'évolution des élasticités est :



Quand la date de début des régressions est antérieure à 1985, les élasticités de court et de long termes sont très stables. En 1986, l'élasticité a beaucoup augmenté (en valeur absolue) car le prix a aussi beaucoup augmenté.

Par ailleurs, en changeant progressivement la date de fin, on constate qu'à partir de 1988, l'élasticité de court terme est stable, tandis que l'élasticité de long terme fluctue un peu.



#### d. Détail de la modélisation

Le graphique ci-dessous est le résultat de la modélisation de la consommation totale de carburant par le modèle linéaire INV.

Modèle : (1977.1-1992.4)

$$ccarbita = 0.28 * ccarbita(-2) + 0.31 * ccarbita(-1) - 3961 * pcarbtc + 134 * parcjlt + C$$

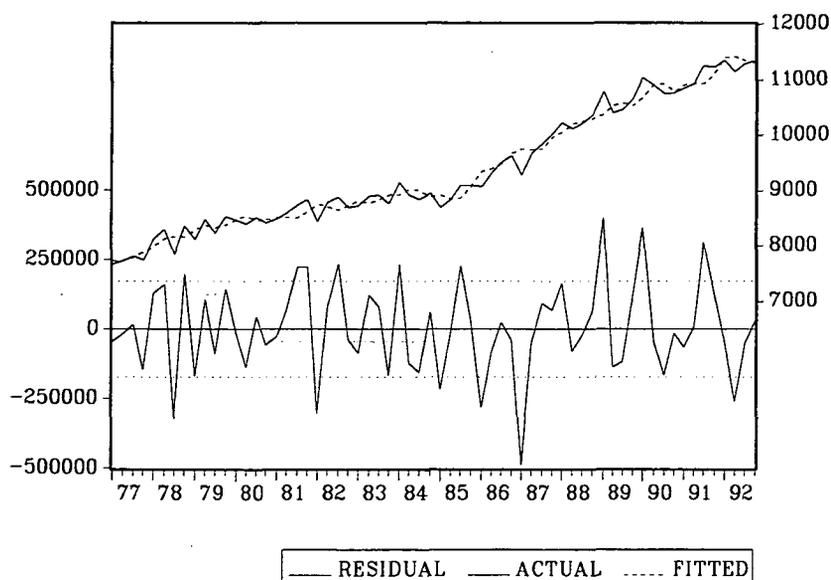
(2.5)
(2.6)
(-4)
(3.4)

LS // Dependent Variable is CCARBTA  
 Date: 1-06-1995 / Time: 13:48  
 SMPL range: 1977.1 - 1992.4  
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
CCARBTA(-2)	0.2760119	0.1105686	2.4962966	0.0154
CCARBTA(-1)	0.3083157	0.1173169	2.6280599	0.0109
PCARBTC	-3961.1367	1000.2052	-3.9603241	0.0002
PARCJLT	134.25376	39.983509	3.3577283	0.0014
C	1863658.7	487883.55	3.8198843	0.0003

R-squared	0.976762	Mean of dependent var	9370148.
Adjusted R-squared	0.975187	S.D. of dependent var	1099991.
S.E. of regression	173272.2	Sum of squared resid	1.77E+12
Log likelihood	-860.2166	F-statistic	619.9976
Durbin-Watson stat	2.187846	Prob(F-statistic)	0.000000



## II-5.2. Modèles PDL

Dans ces modèles PDL, on a utilisé par obligation un polynôme de degré 1, et on a choisi la contrainte 2 dans tous les cas.

Quelques remarques :

- (1) avec les variables pibt et pibmt seules, on ne peut pas établir de modèle satisfaisant;
- (2) en revanche, on peut établir de bons modèles en mettant à la fois les variables de revenu et le parc, sauf pour les modèles INV et LE;
- (3) le nombre de retards de la variable PARC est très grand; quant au nombre de retards du prix, il est généralement compris entre 12 et 16 (3 ou 4 ans).

Les tables 18 et 19 présentent ces modèles :

**Table 18. Modèles PDL pour LCCARBTA**

variables	modèles Log-linéaires				
lpcabtc	PDL(12,1,2)	PDL(12,1,2)	PDL(24,1,2)	PDL(12,2,2)	PDL(16,1,2)
lcfmt			PDL(24,1,2)		PDL(2,1,2)
lpibmt		PDL(12,1,2)			
lpibt	PDL(12,1,2)				
lparcjit	PDL(24,1,2)	PDL(24,1,2)		PDL(20,1,2)	PDL(14,1,2)
c	7,7	8,2	5,2	10,4	7,1
R2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
DW	2,2	2,2	1,75	2,2	2,3
périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT(un trim.)	-0,04	-0,04	-0,02	-0,03	-0,03
ECT(un an)	-0,14	-0,14	-0,08	-0,14	-0,1
ELT	-0,28	-0,28	-0,23	-0,36	-0,24

**Table 19. Modèles PDL pour CCARBTA**

variables	modèles linéaires				
pcabtc	PDL(12,1,2)	PDL(16,1,2)	PDL(24,1,2)	PDL(12,2,2)	PDL(12,1,2)
cfmt		PDL(1,1,2)	PDL(24,1,2)		
pibmt					PDL(20,1,2)
piibt	PDL(12,1,2)				
parcjit	PDL(24,1,2)	PDL(16,1,2)		PDL(16,1,2)	PDL(24,1,2)
c	3487668	3203566	2508924	4830988	4070180
R2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
DW	2	2,2	1,66	2,1	1,98
périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
ECT(un trim.)	-0,04	-0,03	-0,02	-0,03	-0,04
ECT(un an)	-0,14	-0,1	-0,08	-0,14	-0,15
ELT	-0,27	-0,25	-0,23	-0,35	-0,3

Dans les tables 18 et 19, généralement, pour tous les modèles, les élasticités de court et de long termes sont très proches, et les élasticités de long terme ressemblent à celles des modèles INV et LE.

Considérons le modèle Log-linéaire avec le pib et le parc pour observer le détail des coefficients.

$$\ln(\text{ccarbt}) = a_0 \ln(\text{pcarbt}) + \dots + a_{12} \ln(\text{pcarbt}(-12)) \\ + b_0 \ln(\text{pibt}) + \dots + b_{12} \ln(\text{pibt}(-12)) \\ + c_0 \ln(\text{parcjt}) + \dots + c_{24} \ln(\text{parcjt}(-24)) \\ + C$$

LS // Dependent Variable is LCCARBTA  
Date: 10-11-1994 / Time: 12:41  
SMPL range: 1977.1 - 1992.4  
Number of observations: 64

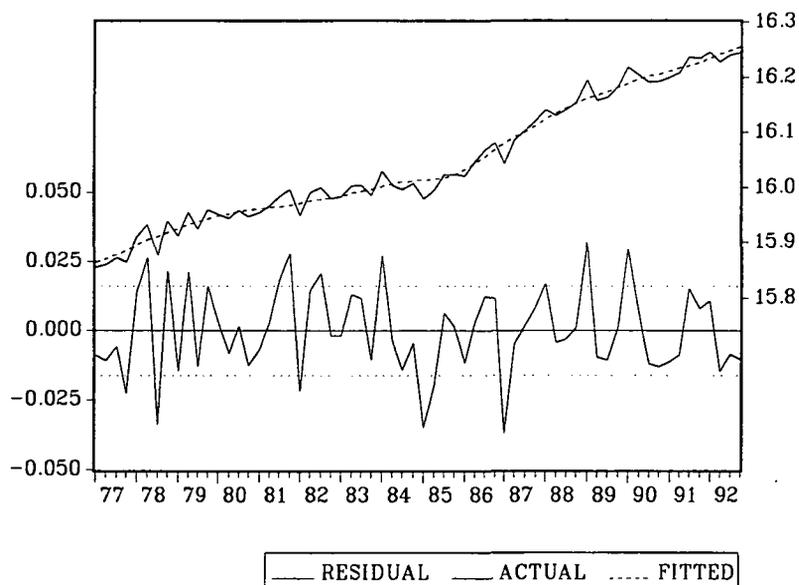
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	7.7095287	1.4646996	5.2635562	0.0000
PDL1	-0.0215062	0.0034936	-6.1558997	0.0000
PDL2	0.0309996	0.0150370	2.0615485	0.0436
PDL3	0.0178337	0.0057181	3.1188246	0.0028
R-squared	0.981503	Mean of dependent var		16.04640
Adjusted R-squared	0.980578	S.D. of dependent var		0.115591
S.E. of regression	0.016109	Sum of squared resid		0.015570
Log likelihood	175.4696	F-statistic		1061.267
Durbin-Watson stat	2.181993	Prob(F-statistic)		0.000000

Lag Distribution of LPCARBTC		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
*		: 0	-0.03994	0.00649	-6.15590
*		: 1	-0.03687	0.00599	-6.15590
*		: 2	-0.03380	0.00549	-6.15590
*		: 3	-0.03072	0.00499	-6.15590
*		: 4	-0.02765	0.00449	-6.15590
*		: 5	-0.02458	0.00399	-6.15590
*		: 6	-0.02151	0.00349	-6.15590
*		: 7	-0.01843	0.00299	-6.15590
*		: 8	-0.01536	0.00250	-6.15590
*		: 9	-0.01229	0.00200	-6.15590
*		: 10	-0.00922	0.00150	-6.15590
*		: 11	-0.00614	0.00100	-6.15590
*		: 12	-0.00307	0.00050	-6.15590
		0 Sum	-0.27958	0.04542	-6.15590

Lag Distribution of LPIBT		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
:		*  0	0.05757	0.02793	2.06155
:		1	0.05314	0.02578	2.06155
:		2	0.04871	0.02363	2.06155
:		3	0.04429	0.02148	2.06155
:		4	0.03986	0.01933	2.06155
:		5	0.03543	0.01719	2.06155
:		6	0.03100	0.01504	2.06155
:		7	0.02657	0.01289	2.06155
:		8	0.02214	0.01074	2.06155
:		9	0.01771	0.00859	2.06155
:		10	0.01329	0.00644	2.06155
:		11	0.00886	0.00430	2.06155
:		12	0.00443	0.00215	2.06155
		0 Sum	0.40299	0.19548	2.06155

Lag Distribution of LPARCJLT		Lag	Coef	S.E.	T-Stat
:	*	0	0.03430	0.01100	3.11882
:	*	1	0.03292	0.01056	3.11882
:	*	2	0.03155	0.01012	3.11882
:	*	3	0.03018	0.00968	3.11882
:	*	4	0.02881	0.00924	3.11882
:	*	5	0.02744	0.00880	3.11882
:	*	6	0.02606	0.00836	3.11882
:	*	7	0.02469	0.00792	3.11882
:	*	8	0.02332	0.00748	3.11882
:	*	9	0.02195	0.00704	3.11882
:	*	10	0.02058	0.00660	3.11882
:	*	11	0.01921	0.00616	3.11882
:	*	12	0.01783	0.00572	3.11882
:	*	13	0.01646	0.00528	3.11882
:	*	14	0.01509	0.00484	3.11882
:	*	15	0.01372	0.00440	3.11882
:	*	16	0.01235	0.00396	3.11882
:	*	17	0.01097	0.00352	3.11882
:	*	18	0.00960	0.00308	3.11882
:	*	19	0.00823	0.00264	3.11882
:	*	20	0.00686	0.00220	3.11882
:	*	21	0.00549	0.00176	3.11882
:	*	22	0.00412	0.00132	3.11882
:	*	23	0.00274	0.00088	3.11882
:	*	24	0.00137	0.00044	3.11882
0		Sum	0.44584	0.14295	3.11882

Le graphique de la modélisation est le suivant :



### II-5.3. Modèles PDL pour variable endogène

Dans les modèles à retards échelonnés sur la variable endogène, les modèles sont meilleurs avec le pib et la cfm. Mais il est très difficile de calculer les élasticités de long terme. La table 20 présente les résultats :

Table 20. Les modèles PDL pour CCARBTA

variables	modèles linéaires		modèles Log-linéaires	
ccarbta(-1)	PDL (22,1,2)	PDL(22,1,2)	PDL(22,1,2)	PDL(22,1,2)
<b>pcarbc</b>	<b>-4788(-4,8)</b>	<b>-3487(-4,1)</b>	<b>-0,16(-5)</b>	<b>-0,11</b>
cfmt	9,1 (2,7)		0,42 (2,4)	
pibmt		10,2 (5,4)		0,71 (5,1)
c	2096931	1122510	3,8	2,87
R2	0,98	0,985	0,98	0,985
DW	1,73	2,1	1,8	2,2
périodes	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4	77.1-92.4
<b>ECT(un trim.)</b>	<b>-0,15</b>	<b>-0,11</b>	<b>-0,16</b>	<b>-0,11</b>
ELT				

#### II-5.4. Modèles sans variable retardée

Si l'on supprime les variables retardées, on obtient des modèles satisfaisants avec le pib et le pib marchand. Dans les modèles, on peut mettre à la fois les variables de revenu et de parc; mais avec le parc seul, le test de DW relève une autocorrélation des résidus. La table 21 présente les résultats des modèles satisfaisants.

Table 21. Les modèles sans retard pour CCARBTA

variables	modèles Log-linéaires		modèles linéaires	
<b>pcarbt</b>	<b>-0,13 (-4,9)</b>	<b>-0,09 (-3,8)</b>	<b>-3264 (-4,3)</b>	<b>-2957 (-4,4)</b>
pibt	0,63 (5,1)	1,03 (45)	9,6 (6,6)	12,6 (46,2)
parcjt	0,37 (4)		98 (2,6)	
c	4,5	2,58	518468	459949
R2	0,986	0,984	0,987	0,984
DW	1,88	2,10	1,78	1,90
Périodes	73.1-92.4	77.1-92.4	73.1-92.4	77.1-92.4
<b>élasticités</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,09</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,09</b>

On voit que les élasticités de court terme à un trimestre sont voisines de celles des modèles INV et LE.

## II-5.5. Modèles avec le prix du train

Nous avons essayé de prendre en compte la concurrence entre les modes routier et ferroviaire en introduisant le prix du train dans les modèles. En mettant à la fois les variables de revenu et le parc dans les modèles, le signe du coefficient du parc est négatif. Avec le parc seul, il y a autocorrélation des résidus.

La table 22 présente les résultats des modèles sans parc. On voit que les élasticités de long terme sont un peu petites.

**Table 22. Les modèles avec PMSNCFC pour CCARBTA**

<b>variables</b>	<b>modèles Log-linéaires</b>	
ccarbta(-1)	0,3 (2,6)	
<b>pcarbtc</b>	<b>-0,13 (-3,1)</b>	<b>-0,15 (-4,7)</b>
<b>pmsncfc</b>	<b>0,23 (2,6)</b>	<b>0,19 (2,4)</b>
piibt		0,9 (17)
cfmt	0,55 (4,8)	
parcjit		
c	4,1 (4,1)	4,1
R2	0,978	0,984
HD		
DW	2,0	1,7
Périodes	80.1-92.4	80.1-92.4
<b>ECT (un trim.)</b>	<b>-0,13</b>	<b>-0,15</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,19</b>	

### Chapitre III

#### ANALYSE DYNAMIQUE ET COMPARÉE DES ÉLASTICITÉS

Dans le chapitre II ont été estimés différents modèles de consommation de carburants et calculées les élasticités de court et de long termes qui s'en déduisent. Pour connaître l'évolution du comportement des consommateurs suite à une variation de prix, il reste à faire l'analyse dynamique de ces élasticités. C'est l'objet de ce dernier chapitre.

#### III-1. Résumé des élasticités

Dans un premier temps, nous avons recherché une valeur pour chaque élasticité indépendamment du modèle testé. Pour cela, nous avons calculé la valeur moyenne de l'élasticité sur l'ensemble des modèles. Les résultats sont présentés tables 23, 24, et 25.

Table 23. Les valeurs moyennes des élasticités pour CESVPTA

	Valeur moyenne			Fourchette de valeurs		
	ECT (un trim.)	ECT (un an)	ELT	ECT (un trim.)	ECT (un an)	ELT
<b>73.1-92.4</b>						
<b>LE</b>	-0,18	-0,35	-0,39	-0,17/-0,2	-0,29/-0,42	-0,31/-0,47
<b>77.1-92.4</b>						
<b>LE</b>	-0,28	-0,37	-0,38	-0,27/-0,29	-0,35/-0,39	-0,35/-0,4
<b>PDL</b>	-0,17		-0,34	-0,15/-0,19		-0,3/-0,39

Table 23, on voit que l'élasticité moyenne de court terme à un trimestre de la consommation d'essence et super vaut -0,21, tandis que l'élasticité moyenne de long terme s'élève à -0,37.

**Table 24. Les valeurs moyennes des élasticités pour CGATTAS**

	Valeur moyenne			Fourchette de valeurs		
	ECT (trim.)	ECT (un an)	ELT	ECT (trim.)	ECT (un an)	ELT
<b>71.1-92.4</b>						
INV	-0,12	-0,26	-0,66	-0,10/-0,15	-0,24/-0,29	-0,35/-0,98
LE	-0,10	-0,31	-0,60	-0,10/-0,17	-0,20/-0,33	-0,21/-0,69
<b>77.1-92.4</b>						
INV	-0,10	-0,23	-0,58	-0,09/-0,10	-0,22/-0,23	-0,32/-0,73
LE	-0,08	-0,26	-0,53	-0,08	-0,26	-0,53
PDL		-0,24	-0,68		-0,20/-0,30	-0,55/-0,90

L'élasticité moyenne de court terme à un an de la consommation de gazole au prix est de -0,26 tandis qu'elle est de -0,61 à long terme.

**Table 25. Les valeurs moyennes des élasticités pour CCARBTA**

	Valeur moyenne			Fourchette de valeurs		
	ECT (trim.)	ECT (un an)	ELT	ECT (trim.)	ECT (un an)	ELT
<b>71.1-92.4</b>						
INV	-0,13	-0,22	-0,27	-0,12/-0,14	-0,22	-0,27
LE	-0,15	-0,23	-0,23	-0,14/-0,16	-0,22/-0,23	-0,23
<b>77.1-92.4</b>						
INV	-0,13	-0,24	-0,29	-0,13	-0,23/-0,24	-0,28/-0,29
LE	-0,15	-0,26	-0,27	-0,14/-0,16	-0,25/-0,26	-0,26/-0,27
PDL		-0,12	-0,28		-0,08/-0,15	-0,23/-0,36

La table 25 montre que l'élasticité moyenne de court terme à un trimestre de la consommation totale de carburant est de -0,14 alors qu'elle vaut -0,27 à long terme.

La table 26 présente les élasticités-prix croisées moyennes de la consommation des essences au prix du gazole.

**Table 26. Résultats empiriques des élasticités croisées pour CESVPT**

	valeur moyenne			Fourchette de valeurs		
	ECT(un trim.)	ECT (un an)	ELT	ECT(un trim.)	ECT (un an)	ELT
<b>73.1-92.4</b>						
INV	0,12	0,26	0,37	0,115/0,13	0,23/0,28	0,31/0,42
LE	0,12	0,24	0,27	0,1/0,14	0,18/0,29	0,19/0,33
<b>77.1-92.4</b>						
INV						
LE	0,13	0,17	0,17	0,12-0,14	0,16-0,18	0,16-0,18
PDL						

### **III-2. Analyse comparée des élasticités**

Dans cette section, on fait l'analyse comparée des élasticités pour dégager des valeurs de référence. Dans un premier temps, on essaie d'établir des modèles en rythme annuel afin de voir les différences d'élasticités entre les modèles annuels et les modèles trimestriels.

#### **III-2.1. Comparaison avec les modèles annuels**

Il ne nous a pas été possible d'établir des modèles annuels statistiquement significatifs pour la consommation des essences. Pour la consommation de gazole et la consommation totale de carburants, nous avons établi des modèles pour des périodes commençant à partir de 1977. Les résultats sont présentés tables 27 et 28.

Dans la table 27, les élasticités de long terme pour C<sub>gatt</sub> apparaissent un peu plus grandes que celles des modèles trimestriels; leur valeur moyenne est de -0,93, tandis que celle des modèles trimestriels vaut -0,61. Les élasticités de court terme sont un peu plus petites; la valeur moyenne est de -0,17, tandis que celle des séries trimestrielles est de -0,26.

Dans la table 28, les élasticités de court et de long termes pour C<sub>carb</sub> sont moins grandes que celles obtenues avec les séries trimestrielles; les valeurs moyennes de court terme et de long terme sont respectivement de -0,11 et de -0,22, tandis que celles des séries trimestrielles s'élèvent à -0,15 et de -0,27.

En conclusion, il n'y a pas de trop grande différence entre les élasticités des modèles annuels et des modèles trimestriels pour les essences. En revanche, pour le gazole, les différences sont plus marquées (0,61 à 0,93 à long terme).

**Table 27. Modèles pour CGATT avec séries annuelles**

<b>variables</b>	<b>modèles linéaires</b>			<b>modèle Log-linéaire</b>
cgatt(-1)	0,87 (19)	0,8(23)	0,79 (24)	0,77 (15)
<b>pgaztc</b>	<b>-10453 (-7)</b>	<b>-10635(-10)</b>	<b>-9890(-11)</b>	<b>-0,17(-8)</b>
cfmt	4 (4,8)			0,56 (4,7)
pibmt			4,1 (9)	
pibt		3,3 (8)		
c	-2200758	-4284449	-4631653	-3,4
R2	0,999	0,999	0,999	0,999
HDW				
DW	1,6	2,1	2,5	1,85
périodes	77-92	77-92	77-92	77-92
<b>ect(un an)</b>	<b>-0,17</b>	<b>-0,18</b>	<b>-0,16</b>	<b>-0,17</b>
<b>ELT</b>	<b>-1,3</b>	<b>-0,9</b>	<b>-0,76</b>	<b>-0,74</b>

Table 28. Modèles pour CCARBT avec séries annuelles

variables	modèles linéaires		modèle Log-linéaire
ccarbt(-1)	0,58 (4,8)	0,34 (2,2)	0,55 (4,4)
pcarbtc	-14030(-5)	-12546(-4)	-0,11 (-4,5)
cfmt	7,9 (3,1)		0,38 (3)
pibt		8,2 (4)	
c	6169341	3344478	3,00
R2	0,996	0,997	0,996
HDWI			
DW	2,4	2,5	2,5
périodes	77-92	77-92	77-92
<b>ECT</b>	<b>-0,11</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,11</b>
<b>ELT</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,15</b>	<b>-0,24</b>

### III-2.2. Comparaison internationale

Dans un deuxième temps, on peut aussi faire une comparaison internationale pour savoir quelles sont les différences entre élasticités de différents pays. Sterner (1992) a fait un résumé des élasticités moyennes pour les essences obtenues dans vingt-et-un pays de l'OCDE. Ses résultats sont présentés tables 29 et 30.

Goodwin a fait aussi une synthèse présentée table 30. Les élasticités pour les différents pays semblent très hétérogènes. Pour la France, les élasticités de court terme et de long terme valent -0,36 et -0,70, alors que dans notre étude, elles valent -0,21 et -0,37 pour les essences, -0,26 et -0,61 pour le gazole, -0,15 et -0,27 pour l'ensemble des carburants. Table 31, on constate que les valeurs moyennes des élasticités du gazole sont proches des nôtres.

Table 29. Résultats d'auteurs étrangers

auteurs	court terme	long terme
P.B.Goodwin	-0,27	-0,71
(LE)	-0,24	-0,79
(INV2)	-0,21	-0,54

**Table 30. Résultats d'études étrangères avec modèles retardés**

Pays	Court terme	Long terme
Canada	-0,25	-1,07
US	-0,18	-1
Autriche	-0,25	-0,59
Belgique	-0,36	-0,71
France	-0,36	-0,7
Allemagne	-0,05	-0,56
Italie	-0,37	-1,16
Espagne	-0,14	-0,3
Roy-Uni	-0,11	-0,45
Japon	-0,15	-0,76
Danemark	-0,37	-0,61
Australie	-0,05	-0,18
Turquie	-0,31	-0,61
Finlande	-0,34	-1,1
Grèce	-0,23	-1,12
Irlande	-0,21	-1,62
Pays-Bas	-0,57	-2,29
Suède	-0,3	-0,37
Suisse	0,05	0,09
Norvège	-0,43	-0,9

### **III-3. Analyse dynamique des élasticités**

En appliquant les formules (10) et (17) données dans le chapitre 1, on peut faire une analyse dynamique des élasticités.

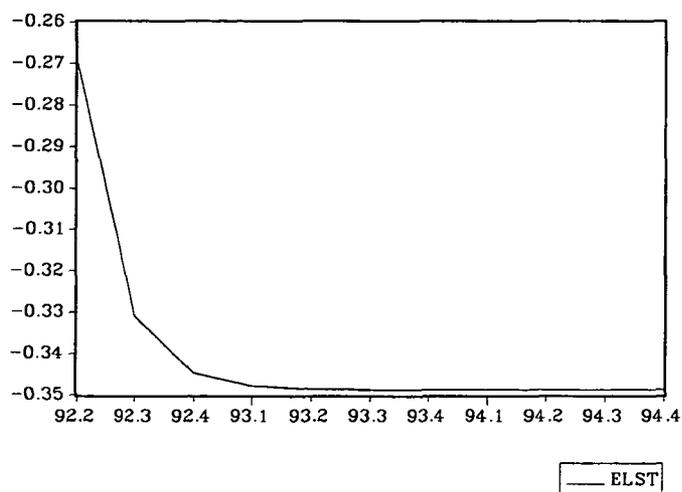
Supposons qu'on augmente brutalement le prix des essences de  $p\%$  au début de l'année  $n$  dans une situation où toutes les variables étaient stables, et toutes choses

invariantes par ailleurs. Les consommateurs vont progressivement s'adapter au nouveau prix en diminuant leur consommation d'essences au cours des années  $n+1$ ,  $n+2$ , etc. La consommation des essences varie alors que ses variables explicatives (prix, situation économique...) restent constantes. Au bout d'un certain temps, elle atteint un nouveau palier qui correspond à l'adaptation des consommateurs à long terme. On peut alors définir une élasticité de la consommation au terme ( $t-t$ ) en rapportant la variation relative de la consommation entre  $t$  et  $t'$  à la variation relative du prix. On obtient ainsi la trajectoire d'ajustement de l'élasticité. Les résultats sont présentés dans la table 31 en utilisant le modèle LE(7) pour la consommation des essences, et le modèle INV(1) pour le gazole et la consommation totale.

**Table 31. L'évolution des élasticités année par année.**

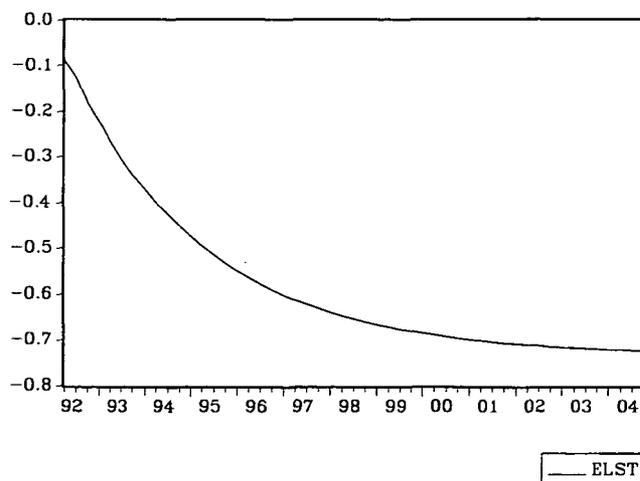
année	gazole	essences auto	tous carburants
1	-0,224	-0,3478	-0,2374
2	-0,371	-0,3487	-0,2880
3	-0,475	-0,3487	-0,3001
4	-0,549		-0,3031
5	-0,602		-0,3038
6	-0,640		-0,3039
7	-0,666		-0,3040
8	-0,686		-0,3040
<b>ELT</b>	<b>-0,730</b>	<b>-0,348</b>	<b>-0,304</b>

Le graphique 1 représente l'évolution de l'élasticité de la consommation des essences conduit par le modèle LE(7) après un choc de prix en marche d'escalier. On voit que la procédure d'ajustement est très rapide, puisque la quasi-stabilité est atteinte au bout de quatre trimestres. On retrouve donc le même résultat qu'avec le modèle PDL.



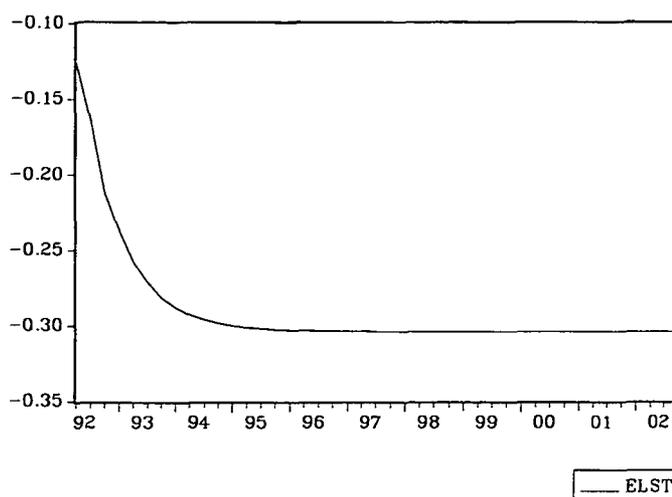
Graphique 1

Pour la consommation de gazole, la procédure d'ajustement est beaucoup plus longue que pour la consommation des essences. Pour atteindre un nouveau palier, il faut environ sept ans comme le montre le graphique 2 (obtenu par modèle INV(1)).



Graphique 2

Enfin, pour la consommation totale, la durée d'ajustement à une variation de prix est comprise entre celle de la consommation des essences et celle de la consommation de gazole comme on peut le voir sur le graphique 3 (obtenu par modèle INV(1)) :



Graphique 3

En conclusion, les consommateurs peuvent généralement faire un ajustement très rapide au changement du prix des carburants. Il leur faut moins d'un an pour atteindre la moitié de la variation de long terme quand il s'agit de la consommation des essences auto et de la consommation totale de carburant, et moins de deux ans quand il s'agit de la consommation de gazole. Ces deux délais peuvent donc être considérés comme des limites entre les horizons de court et de long termes et les élasticités qui leur sont associées.

A long terme, les élasticités nous conduisent à dire que si l'on augmente le prix des carburants de 10% en 1993, la consommation des essences auto aura diminué de -3,5% , celle du gazole de -7%, et celle de l'ensemble des carburants essences et gazole de -3% en l'an 2000 par rapport à une situation de référence sans variation des prix en 1993.



## CONCLUSION

Dans cette étude, on a établi des modèles de consommation des essences auto, de consommation de gazole et de consommation totale de carburant sur séries trimestrielles. On a constaté que pour la consommation totale, seuls les modèles retardés, c'est-à-dire, les modèles de type INV ou LE sont significatifs. En général, si on ne met pas la variable endogène retardée dans les modèles, on n'obtient aucun modèle satisfaisant. On a aussi établi des modèles de type PDL en considérant des retards sur les variables exogènes. Pour faire la comparaison, nous avons établi des modèles annuels. En se basant sur ces modèles, on a calculé les élasticités-prix de court et de long termes. Enfin, on a analysé l'évolution dynamique des élasticités, et à partir de là, on a fait la distinction entre les élasticités de court et de long termes pour la consommation de carburant.

Les résultats concernant les élasticités sont présentés ci-dessous :

### 1) Valeurs des élasticités de long terme

consommation des essences auto :	-0,34 à -0,39
consommation de gazole :	-0,51 à -0,90
consommation totale de carburant :	-0,23 à -0,36

### 2) Valeurs des élasticités de court terme

consommation des essences auto :	-0,17 à -0,29
consommation de gazole :	-0,24 à -0,33
consommation totale de carburant :	-0,12 à -0,16

Pour finir, on peut faire quelques remarques :

1) Les consommateurs d'essence et de super s'adaptent plus rapidement aux variations de prix que les consommateurs de gazole. En général, quand le prix change, pour atteindre un nouveau palier de consommation, il faut un an pour la consommation d'essence ordinaire et de super, deux ans pour la consommation totale de carburant et plus longtemps encore pour la consommation de gazole.

2) Il paraît impossible de définir précisément les échéances de court terme et de long terme car elles sont très différentes selon le phénomène étudié. Dans cette étude, on a suggéré de retenir une durée inférieure à un an pour le court terme concernant la

consommation des essences et la consommation totale de carburant, à deux ans pour la consommation de gazole.

3) Pour modéliser la consommation de carburant, les équations avec la cfm sont meilleures qu'avec le pib ou le pib marchand.

Ce travail de modélisation nous a conduit à se poser les questions suivantes :

- 1) Les élasticités des modèles Log-linéaires sont toujours moins fortes que celles des modèles linéaires en niveau. Comment l'expliquer et quel spécification retenir ?
- 2) Comment interpréter et comparer les élasticités issues de modèles annuels et de modèles trimestriels?
- 4) Y-a-t'il d'autres méthodes que les modèles à retards échelonnés pour calculer l'élasticité de long terme ?