



HAL
open science

Analyse des tendances et des ruptures sur le marché automobile français. Modélisation du taux de diésélisation dans le parc

Frédéric Lantz, Elodie Sentenac-Chemin

► To cite this version:

Frédéric Lantz, Elodie Sentenac-Chemin. Analyse des tendances et des ruptures sur le marché automobile français. Modélisation du taux de diésélisation dans le parc : Cahiers de l'Economie, Série Recherche, n° 76. 2010. hal-02469584

HAL Id: hal-02469584

<https://ifp.hal.science/hal-02469584>

Preprint submitted on 6 Feb 2020

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

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

IFP Energies nouvelles
IFP School
Centre Économie et Gestion
228-232, avenue Napoléon Bonaparte
92852 RUEIL-MALMAISON CEDEX

**Analyse des tendances et des ruptures
sur le marché automobile français.
Modélisation du taux de diésélisation
dans le parc**

Frédéric LANTZ
Elodie SENTENAC CHEMIN

Décembre 2010

Les cahiers de l'économie - n° 76

Série Recherche

frederic.lantz@ifpenergiesnouvelles.fr
elodie.chemin@live.fr

La collection "Les cahiers de l'économie" a pour objectif de présenter des travaux réalisés à l'IFP Energies nouvelles et à l'IFP School, travaux de recherche ou notes de synthèse en économie, finance et gestion. La forme peut être encore provisoire, afin de susciter des échanges de points de vue sur les sujets abordés.

Les opinions émises dans les textes publiés dans cette collection doivent être considérées comme propres à leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de l'IFP Energies nouvelles ou de l'IFP School.

Pour toute information sur le contenu, prière de contacter directement l'auteur.
Pour toute information complémentaire, prière de contacter le Centre Économie et Gestion: Tél. 01 47 52 72 27

Résumé:

Le marché automobile français est caractérisé par une forte croissance des immatriculations depuis les années soixante-dix, avec un ralentissement sur la dernière décennie et des baisses brutales lors des ralentissements de l'activité économique de 1993 et 2008. Par ailleurs, les ventes de voitures sont elles-mêmes caractérisées par l'augmentation de la part des véhicules diesel depuis les années 1990. Ainsi, en France cette part est passée de 33% en 1990 à près de 74% des ventes aujourd'hui.

Dans ce contexte, l'objet de cette étude est d'analyser la pénétration de la motorisation diesel dans les ventes de voitures particulières. La diffusion des véhicules diesel, comme toute diffusion de nouvelle technologie, ne s'est pas faite de manière régulière, mais est soumise à des phénomènes de ruptures qu'il est nécessaire d'identifier. Pour le cas français, les tendances des ventes de voitures sont influencées par l'évolution économique du pays (revenu, prix), mais aussi par des ruptures technologiques (développement de l'injection directe à haute pression pour les motorisations diesel), ou encore par la mise en place de politiques économiques (primes à la casse, au milieu des années 1990). Nous utilisons des tests économétriques de ruptures multiples comme ceux de *Bai et Perron (1998, 2003)*, et nous expliquons les dates de ruptures mises en avant par ces tests à l'aide d'une analyse empirique du marché automobile français.

Introduction

La consommation de carburants routiers (passagers et marchandises) en Europe s'élevait à 180 millions de tonnes (Mt) en 1985 dont 60% était de l'essence et 40%, du diesel. Vingt ans plus tard, cette consommation dépasse les 270Mt, mais, à l'inverse, 60% consommés sont du diesel et 40% de l'essence. Ce retournement de situation s'est effectué dans tous les pays d'Europe de l'ouest, dès le milieu des années 1980 pour les véhicules de passagers, mais avec des situations très différenciées selon les pays, à cause du contexte fiscal ainsi que d'une perception des performances environnementales du diesel différente. Ainsi, la France fait partie des marchés automobiles les plus diésélisés d'Europe. Aujourd'hui plus de 70% des ventes de voitures sont à motorisation diesel.

Le diesel était principalement à utilisation commerciale à ses débuts (dans les taxis par exemple) mais s'est petit à petit imposé dans le parc de voitures particulières. Sa popularité est due à plusieurs éléments. Tout d'abord, le différentiel de prix entre l'essence et le diesel dû en grande partie aux taxes différenciées, a aidé l'entrée de cette motorisation dans le parc. Ensuite les performances comparées montrent que les distances parcourues avec une voiture diesel sont très supérieures à celle d'une voiture essence. De plus, les problématiques environnementales ont incité les individus à choisir des véhicules moins émetteurs, ainsi les voitures diesel, économisant du carburant, émettent moins de polluants que les voitures essence. Enfin, si l'achat en véhicules diesel s'essouffle au milieu des années 1990, les nouvelles technologies de motorisation gazole ont aidé au redémarrage des ventes, notamment les filtres à particules et l'entrée, dans le milieu de gamme, de la motorisation à injection directe à haute pression, qui permet un meilleur rendement.

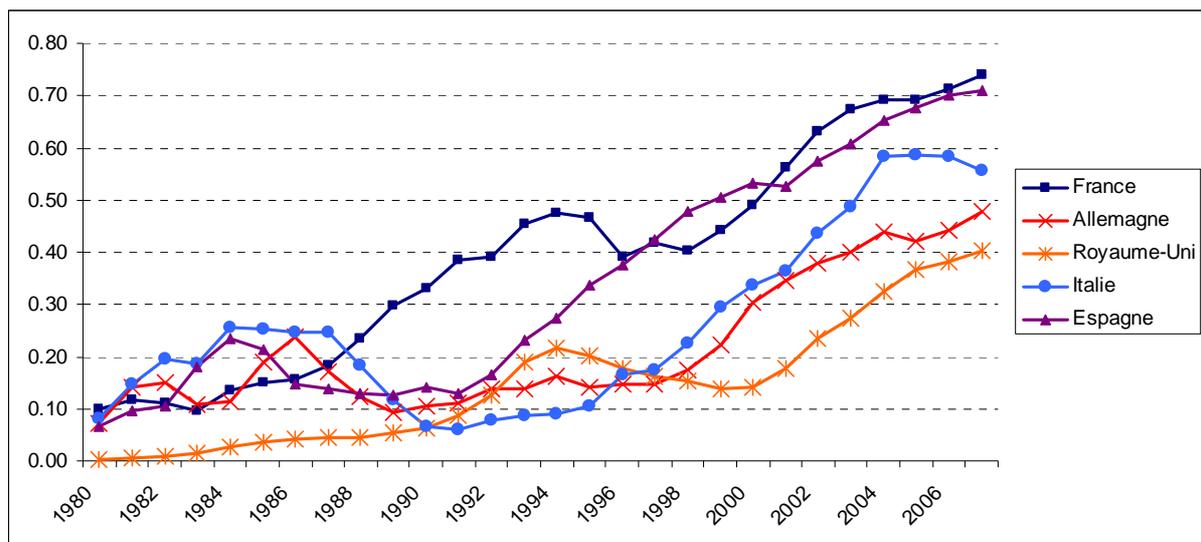
Le sujet principal de ce papier est l'évolution du taux de diésélisation en France. On réalise une estimation économétrique de la pénétration du diesel en fonction de différents facteurs tels que le différentiel de prix entre l'essence et le diesel, le différentiel de consommation unitaire entre ces deux motorisations, et le revenu, grâce à des données trimestrielles et sur un échantillon débutant au 1^{er} trimestre 1985 et se terminant au 3^{ème} trimestre 2008. L'estimation de ce modèle soulève des difficultés statistiques (caractère non significatif des coefficients, auto corrélation, instabilité des coefficients) et d'interprétation économique des coefficients. Les tests de stabilité temporelle amènent à détecter plusieurs dates de rupture, qui correspondent à des changements majeurs dans les choix d'acquisition de véhicules. L'utilisation de tests de ruptures multiples proposés par *Bai et Perron (1998, 2003)* permet d'identifier ces ruptures.

Le papier est organisé de la manière suivante: dans la section 1 nous développons une analyse empirique de la diésélisation du parc automobile français, dans la section 2, nous expliquons les procédures de tests économétriques de stationnarité avec rupture qui s'appliquent dans nos travaux. En effet, les tests de racine unitaire usuels (*Dickey Fuller Augmenté - ADF*, *Phillips-Perron - PP*) peuvent nous inciter à rejeter à tort la stationnarité des séries à cause d'une rupture. Il est donc nécessaire de procéder à des tests de rupture sur les séries et sur la relation de long terme. Ensuite, dans la section 3, nous appliquons cette méthodologie à la pénétration du diesel en France. Enfin, les enseignements de cette analyse sont présentés dans la section 5, tant d'un point de vue économique sur la pénétration d'une nouvelle technologie dans l'automobile, que du point de vue méthodologique sur l'utilisation des méthodes économétriques pour mener ce type d'analyse.

1. La diésélisation du parc automobile français: analyse économique et données

Au sein de l'Europe, la motorisation diesel s'est introduite rapidement dans le parc de voitures. La figure 1 montre le taux de pénétration des véhicules diesel dans les ventes de véhicules neufs dans les cinq grands marchés européens – France, Royaume-Uni, Italie, Allemagne et Espagne – qui représentent près de 85% des immatriculations européennes.

Figure 1 : Taux de diésélisation des voitures neuves dans les grands marchés automobiles européens :



Source : CCFA

On remarque ainsi que ce taux a augmenté fortement depuis les années 1990. Cette diésélisation a été initiée par la France dès le milieu des années 1980, suivie très rapidement par l'Espagne. Ces taux atteignent aujourd'hui plus de 70%. La diésélisation des parcs allemand et italien a débuté avant celle de la France, au début des années 1980, mais s'est essoufflée et a chuté jusqu'au début des années 1990. Ensuite on observe à nouveau une augmentation du taux de diésélisation de ces flottes, avec des ventes de véhicules diesel qui atteignent aujourd'hui entre 48 et 58% du total des immatriculations neuves. Enfin, au Royaume-Uni, le diesel a eu plus de mal à s'imposer avec un bond au début des années 1990, puis une chute et un rebond après les années 2000, le taux de diésélisation s'élevant ainsi à environ 40% aujourd'hui. Ces disparités au sein de l'Europe dépendent de plusieurs facteurs et notamment de la fiscalité sur les carburants ou de la perception des performances environnementales, qui peut être différente d'un pays à l'autre.

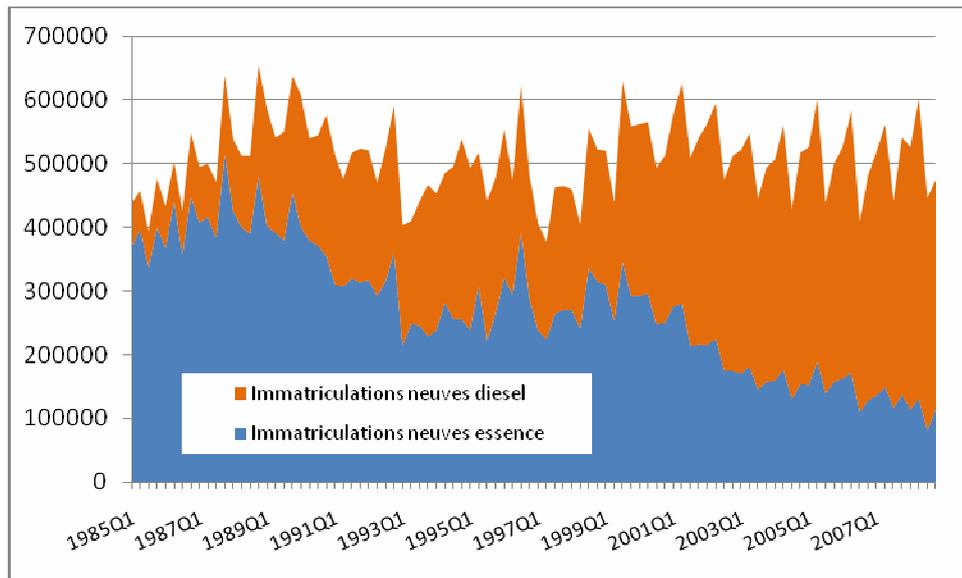
Au sein de l'Europe, la France est un cas très intéressant. On a vu que ce pays a initié la forte croissance du taux de diésélisation. De plus il a atteint aujourd'hui la plus forte proportion de ventes de véhicules diesel en Europe. La motorisation diesel s'est principalement développée au début des années 1980 avec l'intégration de cette nouvelle technologie dans les véhicules gamme moyenne ou inférieure, gamme la plus répandue en France. Les toutes premières voitures diesel apparaissent plus tôt, avant 1980, mais sont principalement dédiées à des usages professionnels.

Le développement des véhicules diesel dans le parc français a été très rapide. La part des immatriculations diesel dans le total des immatriculations était de 9,9% en 1980, et est passée à 73,9% en 2007, soit 1,5 millions de véhicules diesel vendus à cette date. Ainsi, 50% du parc français est composé de voitures à moteur diesel en 2007.

L'évolution des véhicules à motorisation diesel dans le parc français a suivi trois phases bien distinctes, comme on peut le vérifier sur la figure 2:

- Une phase de forte croissance des voitures diesel neuves dans le parc de 1985 à 1995
- Une phase de stagnation entre 1995 et 2000
- Une phase de reprise de la croissance mais plus ralentie à partir du début des années 2000

Figure 2 : Immatriculations de véhicules neufs en France :

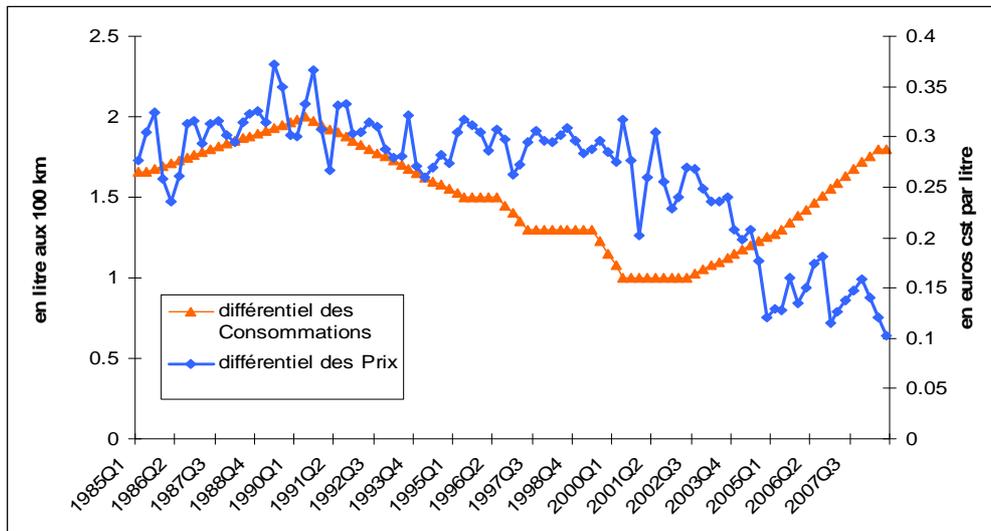


Source : CCFA

Ainsi, plusieurs effets semblent avoir eu un impact sur les immatriculations neuves en diesel et donc sur la pénétration du diesel dans le parc automobile français. Tout d'abord le niveau de vie croissant a impacté l'achat de véhicules diesel, plus chers que les voitures essence. Ensuite les prix des carburants ont un rôle non négligeable et principalement le différentiel de prix. Ainsi, lorsque le prix de l'essence augmente, les consommateurs peuvent vouloir changer leur véhicule essence contre une voiture diesel, plus chère à l'achat mais dont le coût d'usage sera plus faible. Ensuite, le progrès technologique impacte l'achat en véhicules neufs par l'intermédiaire des consommations unitaires. En effet, la motorisation diesel est plus performante que l'essence car elle consomme en moyenne 30% de moins (*Pinchon, 2004*). Ce qui joue d'autant plus est l'écart des consommations unitaires entre essence et diesel. Lorsque cet écart augmente, les individus se tournent vers les voitures diesel.

Nous présentons donc ces deux variables: le différentiel des prix des carburants ainsi que le différentiel des consommations unitaires, dans la figure 3.

Figure 3 : Différentiel des prix et des consommations unitaires (Essence – Diesel) :



Sources : CCFA, DGEMP, INSEE

Le différentiel de prix correspond à la différence entre le prix de l'essence et celui diesel. Pour comprendre son évolution, il convient de préciser les principaux éléments qui constituent le prix au consommateur final – prix sortie raffinerie, frais et marge de distribution, taxes d'accises et taxe sur la valeur ajoutée qui s'applique à l'ensemble.

Le différentiel de prix est croissant sur le début de période jusqu'aux années 1990, puis décroît jusqu'en 2008. Si, en début de période, le prix du diesel « sortie raffinerie » ainsi que les taxes sont moins élevés que les mêmes prix et taxes sur l'essence, une petite réduction de l'écart des taxes d'accises est ensuite observée. Mais l'effet provient surtout de l'augmentation du prix du diesel « sortie raffinerie » (liée à l'augmentation de la part des distillats moyens dans la demande de produits pétroliers et à l'amélioration des spécifications des produits) amplifiée par l'effet de la TVA expliquant la réduction du différentiel de prix entre l'essence et le diesel. L'évolution du différentiel des consommations unitaires, quant à elle, peut être divisée en trois phases. Le différentiel est d'abord croissant jusqu'en 1990, puis décroît entre 1990 et 2000, et enfin augmente à nouveau sur la fin de période. La technologie diesel était performante à ses débuts, ensuite de gros progrès ont été réalisés plutôt sur l'essence et, à la fin des années 1990, l'intégration de la motorisation à injection directe à haute pression dans les voitures de moyenne gamme a entraîné une forte diminution de la consommation unitaire des voitures diesel. Ceci a eu un effet certain sur le regain de la demande en voitures neuves diesel dès le début des années 2000.

Si le différentiel de prix et celui des consommations unitaires ont un effet sur la pénétration du diesel dans le parc automobile français, comment expliquer le ralentissement de la demande de voitures neuves diesel au milieu des années 1990? On a vu que le différentiel de prix diminuait pendant cette période, les taxes sur le carburant atteignant 75% du prix du diesel en 1998, on a vu aussi que les consommations unitaires des véhicules essence diminuaient plus fortement dans cette période, mais les politiques économiques ont pu aussi inciter à l'achat de l'une ou l'autre des deux motorisations. Les primes à la casse entre 1994 et 1995 ont favorisé l'achat des véhicules essence. En effet, ces dernières, moins chères que les voitures essence étaient en concurrence directe avec les véhicules d'occasion. Enfin, les annonces du gouvernement, à la fin des années, sur les mauvaises performances environnementales des voitures diesel, notamment à cause des particules, ont contribué à la diminution des ventes de véhicules essence.

Ainsi, ces différents effets combinés caractérisent des modifications dans le comportement des consommateurs, ce qui semble présager des ruptures multiples dans l'équilibre de long terme qui existe entre le taux de diésélisation et ses déterminants majeurs. Nous allons donc chercher à identifier ces ruptures et à les expliquer, puis nous estimerons la relation de long terme. Pour cela, nous utilisons des données de taux de diésélisation (noté *TXD* dans la modélisation qui suit), qui est le ratio des véhicules diesel vendus sur la somme des véhicules essence et diesel. Ces données sur les véhicules neufs proviennent des bases de données de l'*INSEE*. Nous utilisons ensuite des données de produit intérieur brut (*PIB*) venant de la même source. Elles sont exprimées en euros constants, base 100 = 2000. Les données de consommations unitaires sont, quant à elles, issues des bases de données de la *Direction Générale de l'Énergie et des Matières Premières (DGEMP)*, ne concernent que les véhicules neufs et sont exprimées en litres aux 100 kilomètres. Les données les plus récentes quant à elles proviennent de l'*Agence pour le Développement et la Maîtrise de l'Énergie (ADEME)*. Le différentiel des consommations unitaires est donc calculé comme la différence entre la consommation unitaire des véhicules essence et celle des véhicules diesel (désigné *DIC* par la suite). Les données de prix de l'essence et du diesel sont tirées des bases de la *DGEMP*, notamment la base *Pegase*. Elles sont en euros constants par litre. Comme il existe plusieurs types d'essence, le prix de l'essence est calculé comme une somme des prix des différentes essences pondérée par les ventes de ces essences, elles mêmes issues des livres statistiques du *Comité Professionnel du Pétrole (CPDP)*. Le différentiel de prix est calculé comme la soustraction entre le prix de l'essence et celui du diesel, toutes taxes comprises (noté *DIP* dans la modélisation qui suit).

2. Méthodologie

La recherche de relations d'équilibre à long terme, entre différentes variables repose généralement sur les techniques de co-intégration proposées par *Johansen (1988)* ou sur l'utilisation du modèle de *Engle et Granger (1987)* lorsqu'il n'y a qu'une relation à tester. Cependant, l'interprétation des tests standards de *Dickey-Fuller Augmenté (ADF)* et *Phillips-Perron (PP)* sur les résidus du modèle de co-intégration et sur les séries observées, conduisant au non-rejet d'une racine unité, est difficile lorsque l'échantillon considéré incorpore des événements économiques pouvant provoquer des changements structurels.

Pour pallier ce problème, *Perron (1994, 1997)*, *Perron et Vogelsang (1992, 1998)*, *Zivot et Andrews (1992)* ont proposé d'introduire dans la régression de *Dickey-Fuller* une variable indicatrice spécifiant l'existence d'une rupture. Par une approche similaire, *Gregory et Hansen (1996)* ont modifié le modèle de *Engle et Granger* afin de permettre un changement de structure dans la relation de long terme. Ces tests intègrent aussi une procédure de détection de la date de rupture si celle-ci est inconnue.

L'interaction entre le changement de structure et l'analyse de racine unité que nous venons de mentionner a donné lieu à de nombreuses publications. Les changements de structures à dates connues ou inconnues dans le contexte de l'analyse de co-intégration à partir de modèles vectoriels auto-régressifs (VAR) ont été notamment étudiés par *Johansen et Nielsen (1993)*, *Quintos (1998)* ou *Saikkonen et Lütkepohl (2000)*. Le problème plus général de l'estimation de modèles linéaires avec changements structurels multiples, qui nous concerne plus particulièrement, a été étudié par *Bai et Perron (1998)*.

L'analyse de la relation qui existe entre le taux de diésélisation, le différentiel de prix des carburants, le différentiel des consommations unitaires entre l'essence et le diesel et le revenu national, en France, nous fournit une application des différentes méthodologies de test et d'estimation économétrique en présence de rupture.

La modélisation du taux de diésélisation comporte certainement des ruptures de tendance, aux vues de l'intégration de nouvelles technologies dans le parc et des changements d'habitudes que le développement du diesel a déclenchées. Les tests de détection des ruptures reprennent successivement les tests de racine unité sur les séries puis sur les modèles de co-intégration.

Sur ces modèles, nous rappelons brièvement les tests de rupture simple avant de développer les tests de ruptures multiples.

2.1 Les tests de racine unité et test de co-intégration avec rupture unique

Dans leur approche, *Perron et Vogelsang (1992)*, *Perron (1994, 1997)* et de *Zivot et Andrews (1992)* développent une procédure pour tester l'hypothèse nulle que la série temporelle $(Y_t)_{t \in [1, T]}$ est caractérisée par la présence d'une racine unité et d'une constante éventuellement nulle avec une rupture survenant au temps T_B , ($1 < T_B < T$) contre l'hypothèse alternative que la série soit stationnaire autour d'une tendance linéaire avec rupture en T_B sur cette tendance. Ces auteurs proposent aussi de distinguer entre un effet instantané (noté AO pour "Additive Outlier") et un effet avec transition (noté IO pour "Innovational Outlier").

Pour tester l'existence d'une relation de co-intégration comportant une rupture, *Gregory et Hansen (1996)* appliquent une procédure similaire à celle de *Zivot et Andrews*. Ils développent des tests de co-intégration basés sur l'étude des résidus du modèle de régression de long terme de *Engle et Granger (1987)*. Ils incluent un changement de régime dans le modèle de régression dont la date n'est pas connue *a priori*, celle-ci est déterminée de façon endogène à partir des données. L'hypothèse nulle des tests de *Gregory et Hansen* est la non co-intégration tandis que les différentes alternatives permettent plusieurs types de ruptures dans le modèle standard de co-intégration de *Engle et Granger*. S'il n'y a pas de changement de régime, on retrouve alors le test classique de *Engle et Granger*.

Gregory et Hansen (1996) proposent plusieurs types de modèle de régression alternatifs : (i) modèle avec changement de niveau (C), (ii) modèle avec tendance linéaire incorporant un changement de niveau (C/T), (iii) modèle incluant à la fois un changement dans le niveau et sur les coefficients des variables de la relation de long terme (C/S) et finalement (iv) modèle (C/S/T) incluant aussi un changement sur la tendance linéaire.

Indjehagopian et al. (2000) présentent de manière détaillée les différentes procédures de test.

2.2 Tests de ruptures multiples sur la relation de co-intégration, avec date connue ou inconnue

L'économétrie des changements structurels a, ces quinze dernières années, apporté de nombreuses contributions, comme le rappelle *Perron (2006)*. Ainsi, les tests de changements structurels sont possibles dans des modèles de moins en moins restreints comme ceux où l'on permet l'auto-corrélation des erreurs, l'hétéroscedasticité, ou encore la co-intégration avec donc variables intégrées d'ordre 1, etc. La plupart des tests suffisent à indiquer une rupture et à proposer une date à laquelle celle-ci est plus significative, mais qu'en est-il lorsqu'on se trouve face à des changements structurels multiples? *Bai et Perron (1998, 2003)* ont mis en avant des tests permettant de détecter de multiples ruptures dans la relation de long terme et *Kejriwal et Perron (2008)* appliquent ces tests au cas de variables intégrées d'ordre 1.

Il est usuel de tester l'existence d'une rupture au moyen du test de *Chow (1960)*. Ce test peut être considéré comme un cas particulier du test général de contraintes linéaires sur les coefficients au travers d'un test de *Fisher*, la date de rupture a priori étant donnée.

Si nous supposons une décomposition en $(m+1)$ sous-périodes, c'est-à-dire m dates de rupture fixées a priori, le test est de la forme :

$$F(m k, T - (m + 1)k) = \frac{\frac{SCR_0 - SCR_a}{m k}}{\frac{SCR_a}{T - (m + 1)k}} \quad (1)$$

où k et T sont respectivement le nombre de variables et le nombre d'observations, SCR_0 désigne la somme des carrés des résidus du modèle estimé sur les T observations SCR_a est obtenu en additionnant la somme des SCR sur chacune des sous périodes.

Nous nous intéressons maintenant à la détermination des dates de rupture, lorsque celles-ci sont inconnues.

Ninomiya en 1977 propose une utilisation systématique du test de *Chow* pour déterminer le nombre de changements structurels ainsi que les dates associées. Ce test aussi appelé "test de *Chow* pas à pas" suit la méthodologie suivante:

1. Calculer la statistique de Fisher de la formule (1) notée $F(Tm)$ pour toutes les sous périodes possibles
2. On cherche la plus grande statistique $F(Tm)$ significative, notée $SupF(Tm)=Max(F(Tm))$. Dans ce cas, la date de rupture est en Tm .

3. On sépare l'échantillon en Tm et on répète les étapes 1 et 2 sur les deux sous échantillons.

Bai et Perron utilisent cette démarche dans le cadre de changements structurels multiples dans un modèle linéaire avec de dates inconnues. Le point de départ de l'analyse est un modèle de régression linéaire avec m ruptures et donc $m+1$ régimes:

$$y_t = x'_t \beta + z'_t \delta_j + u_t$$

avec $t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$; $j = 1, \dots, m + 1$

où y_t est la variable expliquée,

et où les variables explicatives sont réparties entre x et z . Le vecteur x_t est le vecteur colonne des variables explicatives à l'instant t dont les effets sont invariants dans le temps, de telle sorte que le vecteur x'_t est un vecteur ligne. Le vecteur z_t est le vecteur colonne des variables explicatives à l'instant t dont les effets varient dans le temps, de telle sorte que le vecteur z'_t est un vecteur ligne. Les coefficients β et δ_j sont associés respectivement aux variables explicatives x'_t et z'_t . Le terme erreur est noté u_t .

Sous forme matricielle, le modèle peut être exprimé sous la forme:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U$$

où:

$$Y = (y_1, \dots, y_T)'; X = (x_1, \dots, x_T)'; U = (u_1, \dots, u_T)'; \delta = (\delta'_1, \delta'_2, \dots, \delta'_{m+1})'; \\ \bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1}); Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})'$$

Les dates de ruptures T_1 à T_m sont inconnues et à la suite de *Bai et Perron*, nous utilisons comme convention $T_0 = 0$ et $T_{m+1} = T$.

La procédure de tests séquentiels proposée par Bai et Perron consiste à estimer les coefficients de cette équation ainsi que les points de ruptures sur l'échantillon de T observations.

Les hypothèses sur les valeurs possibles des dates de rupture sont les suivantes: chaque date doit être distincte asymptotiquement et délimitée par un intervalle dans l'échantillon. Ainsi, les

auteurs posent $\lambda_i = T_i/T$ (avec $i = 1, \dots, m$), ce ratio va dépendre de la taille minimum qui peut être donnée à chaque sous-période.

Alors, pour m partitions de l'échantillon, on obtient un estimateur des moindres carrés ordinaires de β et des δ_j . Ensuite, on peut calculer la somme des carrés des résidus sur l'échantillon complet en ayant pris en compte les dates de rupture T_1 à T_m , que nous noterons $ST(T_1, \dots, T_m)$. Enfin, les estimations des paramètres de régression obtenus sont ceux associés à la partition estimée T_1, \dots, T_m .

L'estimation des points de ruptures est la suivante:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{(T_1, \dots, T_m)} S_T(T_1, \dots, T_m)$$

Dans la mise en œuvre, les auteurs proposent une succession de tests de ruptures.

a. Test 1: Pas de rupture contre un nombre de ruptures fixé, ou test du SupF

Dans le premier test, l'hypothèse nulle (H0) est l'absence de rupture, soit $m=0$, contre l'hypothèse alternative (Ha) d'un nombre de ruptures inconnues, soit $m=k$. L'hypothèse nulle correspond à l'estimation du modèle sur l'échantillon complet alors que l'hypothèse alternative correspond à l'estimation des coefficients sur chaque sous échantillon de dimension $T_i = \lambda_i T$. Les fractions de l'échantillon λ_i sont tels que :

$$\Lambda_\epsilon = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_k); |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \epsilon, \lambda_1 \geq \epsilon, \lambda_k \geq 1 - \epsilon\}$$

où ϵ est un nombre positif proche de 0.

Pour chaque partition (T_1, \dots, T_k) , on calcule la statistique de Fisher suivante:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \frac{\hat{\delta}' R' \left(R \left(\bar{Z}' M_X \bar{Z} \right)^{-1} R' \right)^{-1} R \hat{\delta}}{SSR_K}$$

où R est la matrice d'égalité des coefficients sur chacune des sous périodes et M_X est

$$M_X = I - X(X'X)^{-1}X'$$

où p représente le nombre de régresseurs variants, et q le nombre de régresseurs non variants,

et SSR_k est la somme des carrés des résidus correspondant au modèle alternatif (Ha).

Le test repose alors sur une statistique:

$$SupF_T(k, q) = \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_k)} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q).$$

La distribution des valeurs critiques de $SupF_T$ dépend du nombre de ruptures k , du nombre de régresseurs variants q et de \square . Les tables de valeurs critiques ont été obtenues par simulation. On se reportera à *Bai et Perron 1998, page 58* pour la table des valeurs critiques où $\epsilon = 0,05$.

Dans un article récent *Kejriwal et Perron (2008)* abordent le problème des ruptures multiples dans un modèle de co-intégration. Dans ce cadre, la valeur de ϵ considérée est plus élevée ($\epsilon = 0,15$) et la distribution des valeurs critiques dépend de l'ordre d'intégration des régresseurs, de la présence ou de l'absence d'un trend dans la relation d'équilibre de long terme ainsi que du nombre de ruptures.

b. Test 2: Le test du Double Maximum

Dans une seconde procédure de tests, *Bai et Perron* testent l'hypothèse nulle (H0) d'absence de rupture contre l'hypothèse alternative (Ha) d'un nombre m de ruptures inconnu borné par M . Ce test appelé par les auteurs test du double maximum revient à choisir le nombre de ruptures qui maximise la statistique de *Fisher* correspondant à la statistique de *Fisher* la plus élevée. Nous avons ainsi:

$$D \max F_T(M, q, a_1, \dots, a_m) = \max_{1 \leq m \leq M} a_m \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$$

où (a_1, \dots, a_m) est un ensemble de poids définis a priori. Si on considère qu'ils sont tous égaux à 1, le test prend la forme suivante:

$$UD \max F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$$

Bai et Perron (1998) proposent également une définition des poids a_m reposant sur les valeurs critiques du test $SupF_T(k, q) = \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_k)} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q)$.

c. Test 3: Le test de l contre l+1 ruptures, SEQ(l/l+1)

Dans une troisième procédure de tests, *Bai et Perron* s'intéressent à la pertinence d'une $l+1$ ème rupture sachant qu'on en considère déjà l . Ils testent ainsi l'hypothèse nulle (H_0) de l ruptures contre l'hypothèse alternative (H_a) de $l+1$ ruptures. Nous partons d'un échantillon dans lequel l ruptures ont été identifiées et nous notons $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l$ les sous échantillons estimés, minimisant ainsi la somme des carrés des résidus. Nous cherchons donc si une rupture peut être détectée sur l'un des sous échantillons, conduisant ainsi à $l+1$ rupture. A cette fin, nous utilisons la statistique de test $F_T(l+1/l)$, défini comme:

$$F_T(l+1/l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2$$

où $\Lambda_{i,\eta} = \left\{ \tau; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \right\}$

où η est le paramètre qui définit le fractionnement.

Bai et Perron (1998) présentent les valeurs critiques de ce test séquentiel pour un nombre de ruptures l , un nombre de variables q et $\eta=0,05$.

La mise en œuvre des tests séquentiels conduit à les succéder de la manière suivante. Dans un premier temps, on cherche à identifier une rupture. Si la statistique de Fisher associée à cette rupture est supérieure à la valeur critique, on sélectionne cette rupture et on déduit du test la date de rupture estimée correspondante. Ensuite, l'échantillon étant réparti en deux sous périodes, on teste la présence d'une éventuelle rupture supplémentaire. Si la statistique de Fisher est supérieure à la valeur critique sur chacun des deux sous échantillons, c'est la date qui correspond à la valeur la plus élevée qui représentera le second point de rupture. La procédure se répète ainsi jusqu'à ce qu'aucune date de rupture n'apparaisse significative.

3. Résultats empiriques

Nous testons l'existence d'une relation de long terme entre le taux de diésélisation (TXD) et les facteurs qui l'influencent: le revenu national (PIB), le différentiel de prix (DIP), et le différentiel des consommations unitaires (DIC).

Équation 1 : Relation de long terme

$$TXD_t = \alpha + \beta \log(PIB)_t + \gamma \log(DIP)_t + \eta \log(DIC)_t + \varepsilon_t$$

Les variables PIB , DIP , DIC sont en logarithme, β mesure la variation du taux de diésélisation liée à l'accroissement du revenu en pourcentage. De même, γ et η mesurent la variation du taux de diésélisation liée respectivement à la variation, en pourcentage, du différentiel de prix et à la variation, en pourcentage, du différentiel de consommation unitaire.

ε est un bruit blanc iid.

L'estimation se fait au temps $t = 1985T1, \dots, 2008T3$

Nous présentons puis nous commentons, dans cette section, les tests économétriques sur la série statistique du taux de diésélisation (TXD) et les séries des facteurs influents: le produit intérieur brut (PIB), le différentiel de prix entre les carburants essence et diesel (DIP) et le différentiel des consommations unitaires entre ces deux types de motorisation (DIC).

L'ensemble des tests a été réalisé sur les logiciels EViews 6 et WinRats 7.1.

3.1 Tests de racine unité

Nous testons l'existence de racine unité sur l'échantillon complet 1985T1 à 2008T3, au travers de deux tests: ADF et PP , dont les résultats sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 : Tests de racine unité ADF , PP sur les variables en niveau et en différence première

Variables	Modèle	ADF		PP	
		t-Student	k	t-Student	Q
TXD	c,t	-2,10	4	-2,64	1
	c	-0,80	4	-0,68	14
	none	1,86	4	2,07	14
ΔTXD	c,t	-4,24***	3	-13,4***	6
	c	-4,27***	3	-13,5***	6
	none	-3,39***	3	-12,2***	1

$\log(PIB)$	c,t	-2,54	2	-2,14	6
	c	-1,07	2	-1,14	6
	none	3,02	2	7,18	6
$\Delta\log(PIB)$	c,t	-3,89**	1	-6,2***	5
	c	-3,83***	1	-6,1***	5
	none	-2,25**	1	-3,22***	5
$\log(DIP)$	c,t	-1,25	2	-2,58	21
	c	-0,36	2	-2,07	22
	none	0,71	2	0,61	34
$\Delta\log(DIP)$	c,t	-9,06***	2	-17,9***	29
	c	-11***	1	-11***	44
	none	-11***	1	-10,6***	48
$\log(DIC)$	c,t	-1,73	5	0,01	6
	c	-1,95	5	-0,91	6
	none	-0,66	1	-0,28	6
$\Delta\log(DIC)$	c,t	-2,88	0	-3,1	3
	c	-2,79*	0	-2,99*	3
	none	-2,8***	0	-3***	3

- a- Le décalage k est choisi de façon telle que les perturbations dans la régression ADF ne soient pas auto-corrélées
- b- Le paramètre de décalage q apparaissant dans l'estimateur de Newey West est choisi tel que les perturbations dans la régression ADF ne soient pas auto-corrélées au temps t et $t-q$
- c- Les valeurs critiques proviennent de la table de McKinnon (1996) pour le rejet de l' H_0 =stationnarité
- d- ***,**, * indiquent le niveau de significativité associé aux seuils de 1%, 5%, 10% respectivement

Le tableau représente les valeurs de la statistique de Student pour les variables en niveau puis en différence première. Ainsi, le test de racine unité indique que les séries sont toutes intégrées d'ordre 1 ($I(1)$). Néanmoins les tests *ADF* et *PP* peuvent être suspects lorsque l'échantillon analysé comporte des événements majeurs (introduction de progrès technique, taxes sur les carburants, politiques de primes à la casse etc.) qui sont susceptibles de créer des ruptures dans les séries. Afin de vérifier ceci et donc de prendre en compte les possibles changements de régimes, nous allons réaliser des tests de racine unité avec rupture de *Perron* (1997). Nous présentons, dans le tableau 2, les résultats de ce test.

Tableau 2 : Test de stationnarité avec rupture Perron 1997

		<i>TXD</i>	<i>log(PIB)</i>	<i>log(DIP)</i>	<i>log(DIC)</i>
Modèle A	t(alpha)	-6,9***	-3,81	-3,92	-2,87
	date	1994T4	2003T2	2004T1	1996T1
Modèle B	t(alpha)	-6,67***	-3,95	-4,76	-7,43***
	date	1994T4	2003T2	2000T3	1999T1
Modèle C	t(alpha)	-3,94	-3,47	-3,91	-3,22
	date	2001T2	2008T1	2000T3	2008T1

a- Les valeurs critiques proviennent de la table de Perron (1997) pour le rejet de l'H0=stationnarité

b- ***,**, * indiquent le niveau de significativité associé aux seuils de 1%, 5%, 10% respectivement

Ainsi la série de taux de diésélisation présente une rupture au quatrième trimestre de l'année 1994, où on observe effectivement une diminution de la demande de véhicules diesel, dû au ralentissement de la croissance économique. Le logarithme du différentiel des consommations unitaires présente aussi une rupture de tendance au premier trimestre 1999. Cette année représente la généralisation de la motorisation à injection directe dans les voitures de milieu/bas de gamme. De plus, une nouvelle technologie est présente dans les véhicules diesel à partir de cette année: le filtre à particules. Ceci favorise l'engouement pour la motorisation diesel, qui consomme moins que l'essence et pour lequel l'une des réticences majeures sur le plan environnemental (les particules) est résolue.

3.2 Tests de co-intégration

Le traitement de séries temporelles implique de tester l'existence de co-intégration entre le taux de diésélisation et ses principaux facteurs. Nous estimons donc la relation de long terme de l'équation 1, et appliquons les tests de *Johansen (1988)* de la Trace (λ_{trace}) et de la valeur propre maximale (λ_{max}), dont les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Test de la Trace et de la valeur propre maximale

H0: Rang = r	valeurs propres	λ_{trace}	λ_{max}
r = 0	0,28	57,47**	30,81**
r ≤ 1	0,17	26,66	17,93
r ≤ 2	0,06	8,73	6,05
r ≤ 3	0,03	2,68	9,16

a- ** indique le niveau de significativité associé au seuil de 5%

b- Les valeurs critiques sont tabulées par McKinnon-Haug-Michelis (1999)

Le test de *Johansen* indique que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'une relation de co-intégration entre les variables. Nous présentons, en Annexe 1, la relation de co-intégration. L'estimation de celle-ci pose néanmoins de nombreux problèmes. D'une part, d'un point de vue statistique, les signes des résidus alternent entre les valeurs positives et négatives sur des sous périodes assez longues, ce qui peut être caractéristique d'une instabilité temporelle. D'autre part, d'un point de vue économique, les coefficients estimés de $\log(DIP)$ et $\log(DIC)$ n'ont pas le signe attendu et/ou ne sont pas significatifs. Ainsi, nous mettons en évidence l'existence d'une relation d'équilibre entre le taux de diésélisation et ses différentes variables explicatives, mais qui semble soumise à différents régimes.

Ayant mis en avant la présence d'une rupture sur les séries *TXD* et $\log(DIC)$, les conséquences de ces dernières peuvent être l'existence de changements structurels dans la relation de long terme. Afin de détecter ces changements nous réalisons une série de tests sur la relation d'équilibre. Nous estimons tout d'abord le modèle économétrique de l'équation 1, puis nous appliquons les tests de co-intégration grâce au processus en deux étapes de *Engle et Granger* (ce qui est justifié car nous n'avons qu'une seule relation de co-intégration). Nous appliquons ensuite les tests de *Brown, Durbin et Evans (1975)* sur les résidus récurrents (CUSUM square). Sur la relation de co-intégration, nous réalisons des tests de rupture unique de *Gregory et Hansen*. Enfin, nous appliquons les tests de *Bai et Perron (1998, 2003)*.

3.3 Détection de changements structurels

Dans un premier temps, nous appliquons le test du CUSUM square qui permet d'identifier deux ruptures sur l'échantillon total (cf résultats des tests en Annexe 2) au premier trimestre de l'année 1990 puis au premier trimestre de l'année 2000.

Nous appliquons ensuite le test proposé par Gregory et Hansen (1996) qui permet d'identifier une rupture unique à date de rupture inconnue. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Résultats des tests de Gregory et Hansen

	T-stat	Date de rupture
Modèle C	-6,04**	1995T4
Modèle C/T	-4,73	1996T4
Modèle C/S	-5,48	1995T3

a- ** indique le niveau de significativité associé au seuil de 5%

b- Les valeurs critiques sont tabulées par Gregory et Hansen (1996)

Ces tests indiquent un changement de niveau dans la relation de co-intégration autour de la date 1995T3. De plus, ils montrent l'existence d'une dérive, or nous n'en avons pas détecté dans la relation de co-intégration. Celle-ci peut alors être suspecte et synonyme de l'existence de multiples ruptures dans la relation de co-intégration. Nous testons alors l'existence de changements multiples grâce aux tests de *Bai et Perron*.

Les tests de *Bai et Perron* (1998, 2003) sont, comme nous l'avons vu, des tests récents qui permettent de caractériser les changements structurels multiples dans la relation de long terme, lorsque le nombre de rupture ainsi que les dates auxquelles elles apparaissent, sont inconnus. Les tests de racine unité avec rupture ont indiqué que, parmi les variables exogènes, seul le différentiel des consommations unitaires ($\log(DIC)$) possédait une rupture. Ainsi, nous ne faisons varier que cette variable. Les deux autres, $\log(PIB)$ et $\log(DIP)$, sont considérées comme non variantes dans le temps. Nous supposons de plus que la constante varie selon les différents régimes. Nous testons le maximum de ruptures possibles grâce à ces tests, à savoir, $M=5$. Ceci sous entend que la variable ϵ est égale à $0,15$ ce qui signifie que la distance moyenne entre deux dates de ruptures est au minimum de $0,15*T$ "pas de temps", où T représente l'échantillon sur lequel on teste l'existence d'une rupture. Le tableau 5 ci-dessous présente les résultats des tests du *SupF* (pas de rupture versus m ruptures) et du *SEQ*.

Tableau 5 : Résultats des tests de Bai et Perron (1998, 2003) :

Spécifications		
$q_f = 1$	$q_b = 2$	$\epsilon = 0,15$
Tests du SupF: $H_0=0$ $H_a=m$		
$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$
22,06***	28,77***	377,21***
Tests du SupF: $H_0=1$ $H_a=1+1$		
$SEQ_T(1/0)$	$SEQ_T(2/1)$	$SEQ_T(3/2)$
22,06***	16,90**	5,75
Nombre de ruptures sélectionnés et dates		
Deux ruptures: 1995T4 2001T1		

- a- ***, **, * indiquent que les coefficients sont significatifs à 1%, 5%, 10% respectivement
b- Pour le test SupF, les valeurs critiques proviennent de la table de Perron (2008) Catégorie a, Cas 4, pour le rejet de H_0 =Pas de rupture
c- Pour le test SEQ les valeurs critiques proviennent de la table de Perron (2008) Catégorie a, Cas 4, pour le rejet de $H_0=1$ ruptures

Le premier intérêt est de déterminer le nombre de ruptures. Ainsi, le test SupF dont l'hypothèse nulle correspond à la non existence de rupture contre m ruptures, est significatif, au risque de 1%, pour M compris entre 1 et 3. Ainsi, on préférera toujours une rupture ou plusieurs contre pas de rupture du tout. On en conclut qu'au moins une rupture existe. La procédure séquentielle du test de l ruptures contre $l+1$ ruptures montre $SEQ_T(2/1)$ est significatif à 5%. Ainsi, le nombre de ruptures, sur la relation de co-intégration, déterminé par ce test, est de 2.

Le second intérêt est de déterminer les dates de ruptures. Les deux semblent se produire en 1995T4 et 2001T1. La première date correspond au ralentissement de la demande de véhicules neufs diesel, d'une part parce qu'au milieu des années 1990, le taux de croissance économique chute en France, d'autre part parce que, dans ces années, le différentiel de prix entre le carburant essence et diesel se réduit avec l'augmentation de taxe sur le gazole, et les préoccupations environnementales deviennent telles que l'on considère que les particules émises sont très nocives pour l'homme. Le milieu des années 1990 marque ainsi une rupture dans l'évolution du taux de diésélisation. La seconde date, le premier trimestre 2001 est un effet plus spécifique de la technologie, des consommations unitaires. Ainsi, au début des années 2000, il y a un écart qui se creuse entre la consommation unitaire d'un véhicule

essence neuf et celle d'un véhicule diesel neuf, ce dernier voyant sa consommation diminuer plus rapidement que les voitures essence.

Les résultats des tests de *Bai et Perron* sont cohérents avec les résultats des tests de racine unité avec rupture. Ainsi, la rupture que l'on observe sur la variable endogène de taux de diésélisation entraîne un changement dans la relation de co-intégration au point de rupture 1995T4 qui correspond à la dernière date du premier sous échantillon. De même, la rupture sur la série du logarithme du différentiel des consommations unitaires fait varier la relation, à quelques trimestres près en 2001T1.

3.4 Modélisation avec prise en compte des changements structurels

L'estimation de la relation de co-intégration par les moindres carrés ordinaires doit prendre en compte les différents changements structurels repérés grâce aux tests. Ainsi, nous estimons le taux de diésélisation en fonction du revenu national, du différentiel de prix des carburants et du différentiel des consommations unitaires. Les tests de rupture sur les séries ont montré qu'il semblait y avoir un changement de tendance dans l'évolution du taux de diésélisation en France, en 1995T4, ainsi qu'une rupture dans le différentiel des consommations unitaires en 1999T1, due aux progrès technologiques qui ont stimulé les ventes de voitures diesel. Les tests de changements structurels multiples montrent qu'il existe deux ruptures sur la relation de co-intégration, causés par ces changements dans les variables. Tous ces éléments sont donc pris en compte dans la modélisation pour approcher au mieux les données observées. Les résultats sont donc les suivants:

$$\begin{aligned}
 TXD_t = & \underbrace{-35,17 \cdot DU95T4}_{(16,18)} - \underbrace{35,08 \cdot (1 - DU95T4)}_{(16,23)} + \underbrace{1,34 \cdot \log(PIB)}_{(16,42)} \\
 & + \underbrace{0,05 \cdot \log(DIP)}_{(4,11)} + \underbrace{0,08 \cdot [\log(DIC) * DU01T1]}_{(2,17)} - \underbrace{0,08 \cdot DU98s}_{(4,90)} \\
 & + \underbrace{0,11 \cdot D93T4}_{(3,05)} + \underbrace{0,08 \cdot D94T4}_{(2,33)} - \underbrace{0,08 \cdot D00T2}_{(2,42)}
 \end{aligned}$$

(): t-student,

$R^2 = 0,97$,

DW = 1,2,

n = 87,

Période d'estimation : 1985T1 à 2008T3.

Tous les coefficients sont significativement différents de 0 aux seuils de 1% et 5%. De plus, ils ont les signes attendus. On a intégré deux ruptures dans la modélisation. Ainsi, la constante du modèle admet un changement de régime au milieu des années 1990 et la variable $\log(DIC)$ admet un changement au début des années 2000. Nous avons testé l'égalité, deux à deux, des coefficients de $DU95T4$ et $(1-DU95T4)$ et $\log(DIC)*DU01T1$ et $\log(DIC)*(1-DU01T1)$. Dans les deux cas, le test de Wald indique que l'on rejette l'égalité des coefficients, ainsi, l'hypothèse de changements de régimes est acceptée.

Nous avons été conduits à ajouter un certain nombre de variables indicatrices qui corrigent des points exceptionnels en 1993T4, 1994T4 et 2001T1. Trois variables jouent sur la pénétration du diesel: le produit intérieur brut, le différentiel de prix des carburants et le différentiel de consommation unitaire. Nous analysons ces trois effets.

- **L'effet activité:** Nous utilisons cet effet comme une approximation de l'effet revenu des ménages. Ainsi, l'élasticité revenu est autour de 1. Les véhicules diesel étant chers à l'achat, l'augmentation du revenu aura un effet certain sur le choix de motorisation.
- **L'effet prix:** L'automobile est un bien de consommation durable, ainsi, les individus qui ont un niveau de revenu suffisant, ne regardent pas uniquement le coût d'achat, mais le coût d'usage, lorsqu'ils choisissent leur motorisation. c'est pourquoi l'effet prix du carburant est intégré dans la modélisation. Le différentiel de prix des carburants, compris comme le prix de l'essence moins le prix du diesel, a un effet positif sur la demande de véhicules diesel. L'existence d'un écart de prix à la pompe, semble favoriser la diésélisation. L'écart de prix représente un phénomène psychologique pour le consommateur, qui a l'impression de faire un bon calcul en termes de coût d'usage (*Prieto, 2005*). Mais c'est principalement le différentiel de taxes qui explique le différentiel de prix. Ainsi, c'est dans la période où celui-ci est haut que l'effet sur la pénétration du diesel a été important. On note donc *DIP1*, le différentiel de prix avant le milieu des années 1990 (augmentation forte des taxes sur le diesel), qui correspond à un pallier en dessous duquel l'impact est moins fort.
- **L'effet quantité:** Le rendement énergétique du diesel est meilleur que celui de l'essence. Ainsi, l'évolution technologique joue un rôle sur la pénétration du diesel en ce sens que les voitures diesel consomment moins de carburant que ses homologues

essence, pour des conditions de route identiques. Depuis le milieu des années 1980, la motorisation diesel a connu de nombreux progrès technologiques, et notamment à la fin des années 1990, l'injection directe à haute pression, qui entre dans le milieu de gamme.

Conclusion

La diésélisation du parc automobile français est un cas intéressant de diffusion d'une technologie. L'analyse empirique et, ensuite, la modélisation économétrique mettent en évidence que cette progression ne s'est pas effectuée pas de manière régulière mais avec des ruptures. Jusqu'au milieu des années quatre-vingts, la motorisation diesel se diffuse du haut de gamme vers le milieu de gamme inférieur des voitures proposées par les constructeurs, permettant ainsi l'adoption de cette technologie par un grand nombre d'utilisateurs. L'étude économétrique des déterminants de la diésélisation que nous avons réalisée porte ainsi sur la période 1985 à 2008. Dans cette modélisation, nous analysons la relation entre le taux de diésélisation, le PIB, le différentiel de prix des carburants et le différentiel des consommations unitaires.

Cet échantillon est caractérisé par un certain nombre d'événements susceptibles d'entraîner des changements majeurs de comportements. Dans un tel cas les tests économétriques usuels (tests de stationnarité et de co-intégration) peuvent être suspects. Nous avons donc utilisé des tests économétriques de ruptures multiples, sur les séries ou sur la relation d'équilibre, pour caractériser ces changements.

Les principaux enseignements de cette modélisation économétrique sont les suivants :

- la diésélisation du parc automobile est caractérisée par une progression régulière jusqu'au milieu des années quatre-vingt dix; celle-ci est marquée par l'impact du différentiel de prix entre l'essence et le diesel.
- Une rupture forte est ensuite observée s'expliquant à la fois par une réduction du différentiel de prix entre les carburants et des annonces sur les normes d'émission des véhicules.
- Enfin, le développement de la motorisation à injection directe haute pression a permis de réduire fortement les consommations unitaires au début des années 2000, ce qui explique l'engouement pour les véhicules diesel sur la dernière sous-période.

Ainsi, l'analyse économétrique l'équilibre de long terme qui s'établit entre le taux de diésélisation et ses déterminants permet d'expliquer les différentes évolution de celui-ci sur les vingt-cinq dernières années. Elle permet d'identifier des facteurs prépondérants distincts suivant les périodes, avec un premier effet du différentiel de prix des carburants puis un effet du différentiel de performance entre les motorisations.

Références

- Bai J., RL. Lumsdaine, JH. Stock (1998). Testing for and dating common breaks in multivariate time series. *Review of Economic Studies*, vol. 65.
- Bai J., P. Perron (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, vol. 66.
- Bai J., P. Perron (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18.
- Brown RL, J. Durbin, JM. Evans (1975). Techniques for testing the constancy of regression relations over time (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society B*, vol. 22.
- Chow G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, vol. 28 (3).
- Dickey D., Fuller W.(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, vol. 74
- Engle R., Granger W.(1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, vol. 55.
- Gregory A., Hansen B. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, vol. 70
- Indjehagopian J.P., F. Lantz, V. Simon (2000). Dynamics of heating oil market prices in Europe. *Energy Economics* vol. 2 (2).
- Johansen S., (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12.
- Johansen S. , B. Nielsen (1993), Asymptotics for cointegration rank tests in the presence of intervention. Manuscript, University of Copenhagen.
- Kejriwal M., P. Perron (2008). The limit distribution of the estimates in cointegrated regression models with multiple structural changes. *Journal of Econometrics*, vol. 146.
- Kwiatkowski D., P. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, vol. 54
- Ninomiya S. (1977). Stepwise Chow Test. *Economic Studies Quarterly*.
- Perron P. (1994). Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In BB. Rao (ed.), *Cointegration for the applied economists*. MacMillan Press, Basingstoke, pp 113-146.
- Perron P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomics variables, *Journal of econometrics*, vol. 80.
- Perron P.(2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave handbook of econometrics*.
- Perron P. , TJ. Vogelsang (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of business and economic statistics*, vol. 10

- Perron P., T.J. Vogelsang (1998). Additional Tests for a Unit Root Allowing the Possibility of Breaks in the Trend Function. *International Economic Review*, vol. 39.
- Phillips P., P. Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, vol. 75
- Pinchon P. (2004). Futures evolutions des motorisations dans l'automobile. *Revue de l'Energie*.
- Prieto M. (2005). L'effet de l'offre et des anticipations sur les choix de consommation: la demande de véhicules particuliers neufs en France. *Economie et Société*, vol. 39
- Quintos C. (1998). Stability tests in error correction models. *Journal of econometrics*, vol. 82 (2) p. 289-315.
- Saikkonen P., H. Lütkepohl (2000). Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts. *Journal of business and economic statistics*, vol. 18 (4).
- Zivot E., Andrews D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic statistics*, vol. 10 p. 251-270.

Annexe 1: La relation de co-intégration

Nous présentons, dans cette annexe, la relation d'équilibre de long terme normalisée entre les variables TXD , $\log(PIB)$, $\log(DIP)$ et $\log(DIC)$. Le test de co-intégration de Johansen est présenté dans le tableau 3, chapitre 4.2.

(i) Résultats de la relation de co-intégration, test de Johansen:

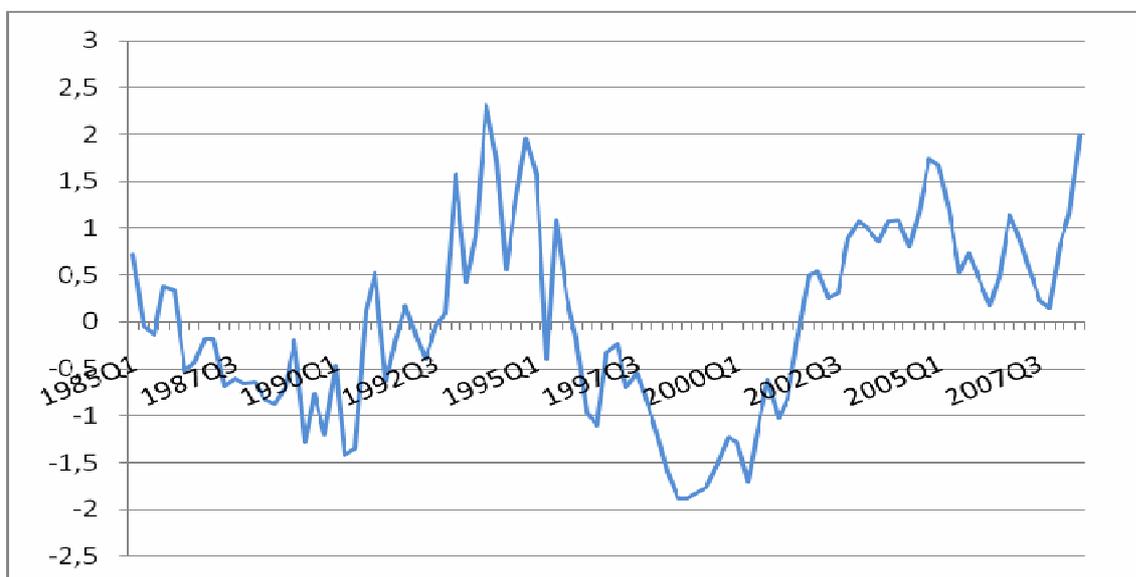
Les coefficients de la relation de long terme :

TXD	$\log(PIB)$	$\log(DIP)$	$\log(DIC)$	constant
1.000000	-1.415697	-0.113457	-0.085184	36.81461
	(0.25256)***	(0.10755)	(0.10635)	(6.61715)***

() : Écart types

*** significativité des coefficients à 1%

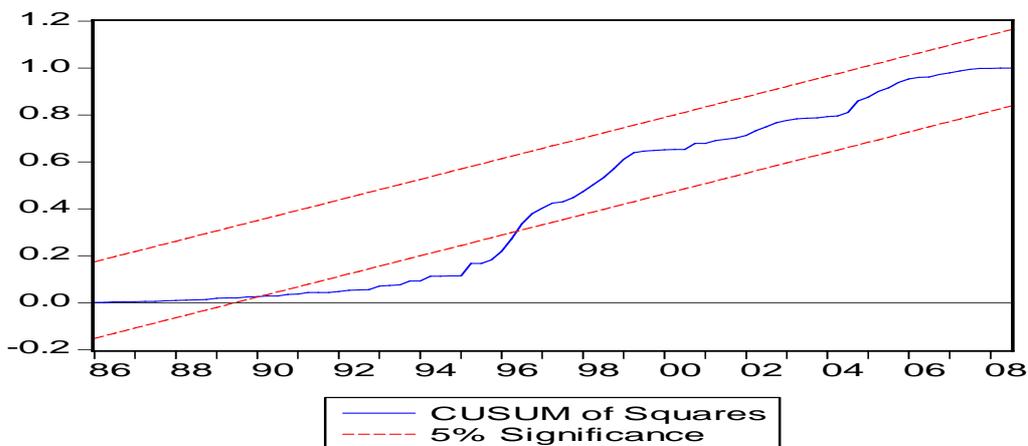
(ii) Graphique des résidus



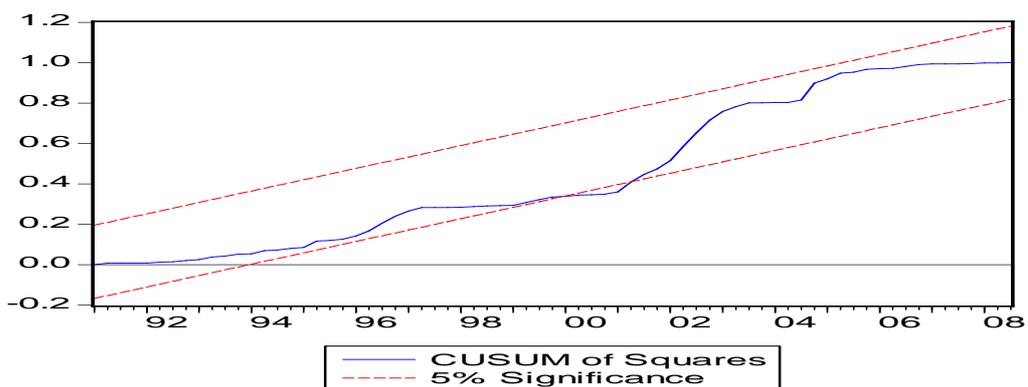
Annexe 2 : Test du CUSUM Square

Nous appliquons les tests de *Brown, Durbin et Evans (1975)* sur les résidus récurrents (CUSUM square) de la relation de co-intégration déterminée dans l'annexe 1. Les dates de ruptures sont 1990T1 et 2000T1 ; comme représentées sur les graphiques (i) et (ii).

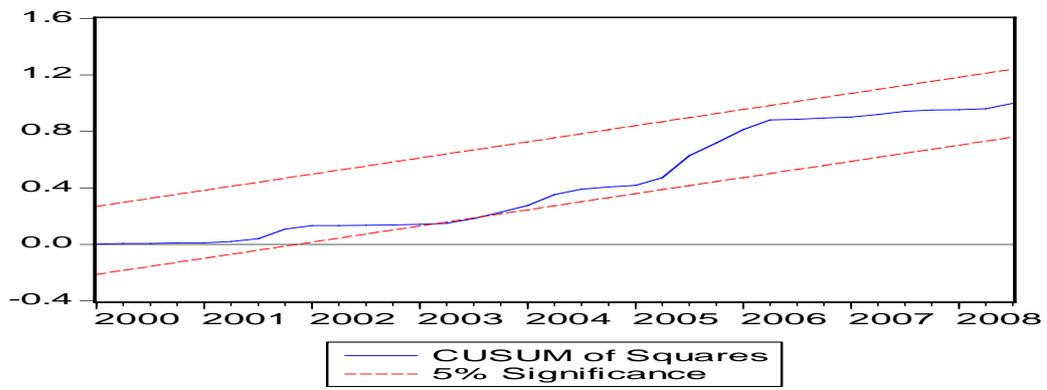
(i) Test sur l'échantillon complet : 1985T1 à 2008T3



(ii) Test sur l'échantillon 1990T2 à 2008T3



(iii) Test sur l'échantillon 2000T1 à 2008T3



Déjà parus

- CEG-1. D. PERRUCHET, J.-P. CUEILLE,
Compagnies pétrolières internationales : intégration verticale et niveau de risque.
Novembre 1990
- CEG-2. C. BARRET, P. CHOLLET,
Canadian gas exports: modeling a market in disequilibrium.
Juin 1990
- CEG-3. J.-P. FAVENNEC, V. PREVOT,
Raffinage et environnement.
Janvier 1991
- CEG-4. D. BABUSIAUX,
Note sur le choix des investissements en présence de rationnement du capital.
Janvier 1991
- CEG-5. J.-L. KARNIK,
Les résultats financiers des sociétés de raffinage distribution en France 1978-89.
Mars 1991
- CEG-6. I. CADORET, P. RENOUE,
Élasticités et substitutions énergétiques : difficultés méthodologiques.
Avril 1991
- CEG-7. I. CADORET, J.-L. KARNIK,
Modélisation de la demande de gaz naturel dans le secteur domestique : France, Italie, Royaume-Uni 1978-1989.
Juillet 1991
- CEG-8. J.-M. BREUIL,
Émissions de SO₂ dans l'industrie française : une approche technico-économique.
Septembre 1991
- CEG-9. A. FAUVEAU, P. CHOLLET, F. LANTZ,
Changements structurels dans un modèle économétrique de demande de carburant.
Octobre 1991
- CEG-10. P. RENOUE,
Modélisation des substitutions énergétiques dans les pays de l'OCDE.
Décembre 1991
- CEG-11. E. DELAFOSSE,
Marchés gaziers du Sud-Est asiatique : évolutions et enseignements.
Juin 1992
- CEG-12. F. LANTZ, C. IOANNIDIS,
Analysis of the French gasoline market since the deregulation of prices.
Juillet 1992
- CEG-13. K. FAID,
Analysis of the American oil futures market.
Décembre 1992
- CEG-14. S. NACHET,
La réglementation internationale pour la prévention et l'indemnisation des pollutions maritimes par les hydrocarbures.
Mars 1993

- CEG-15. J.-L. KARNIK, R. BAKER, D. PERRUCHET,
Les compagnies pétrolières : 1973-1993, vingt ans après.
Juillet 1993
- CEG-16. N. ALBA-SAUNAL,
Environnement et élasticités de substitution dans l'industrie ; méthodes et interrogations pour l'avenir.
Septembre 1993
- CEG-17. E. DELAFOSSE,
Pays en développement et enjeux gaziers : prendre en compte les contraintes d'accès aux ressources locales.
Octobre 1993
- CEG-18. J.P. FAVENNEC, D. BABUSIAUX,*
L'industrie du raffinage dans le Golfe arabe, en Asie et en Europe : comparaison et interdépendance.
Octobre 1993
- CEG-19. S. FURLAN,
L'apport de la théorie économique à la définition d'externalité.
Juin 1994
- CEG-20. M. CADREN,
Analyse économétrique de l'intégration européenne des produits pétroliers : le marché du diesel en
Allemagne et en France.
Novembre 1994
- CEG-21. J.L. KARNIK, J. MASSERON,*
L'impact du progrès technique sur l'industrie du pétrole.
Janvier 1995
- CEG-22. J.P. FAVENNEC, D. BABUSIAUX,
L'avenir de l'industrie du raffinage.
Janvier 1995
- CEG-23. D. BABUSIAUX, S. YAFIL,*
Relations entre taux de rentabilité interne et taux de rendement comptable.
Mai 1995
- CEG-24. D. BABUSIAUX, J. JAYLET,*
Calculs de rentabilité et mode de financement des investissements, vers une nouvelle méthode ?
Juin 1996
- CEG-25. J.P. CUEILLE, J. MASSERON,*
Coûts de production des énergies fossiles : situation actuelle et perspectives.
Juillet 1996
- CEG-26. J.P. CUEILLE, E. JOURDAIN,
Réductions des externalités : impacts du progrès technique et de l'amélioration de l'efficacité énergétique.
Janvier 1997
- CEG-27. J.P. CUEILLE, E. DOS SANTOS,
Approche évolutionniste de la compétitivité des activités amont de la filière pétrolière dans une perspective
de long terme.
Février 1997
- CEG-28. C. BAUDOUIN, J.P. FAVENNEC,
Marges et perspectives du raffinage.
Avril 1997

CEG-29. P. COUSSY, S. FURLAN, E. JOURDAIN, G. LANDRIEU, J.V. SPADARO, A. RABL,
Tentative d'évaluation monétaire des coûts externes liés à la pollution automobile : difficultés
méthodologiques et étude de cas.
Février 1998

CEG-30. J.P. INDJEHAGOPIAN, F. LANTZ, V. SIMON,
Dynamique des prix sur le marché des fiouls domestiques en Europe.
Octobre 1998

CEG-31. A. PIERRU, A. MAURO,
Actions et obligations : des options qui s'ignorent.
Janvier 1999

CEG-32. V. LEPEZ, G. MANDONNET,
Problèmes de robustesse dans l'estimation des réserves ultimes de pétrole conventionnel.
Mars 1999

CEG-33. J. P. FAVENNEC, P. COPINSCHI,
L'amont pétrolier en Afrique de l'Ouest, état des lieux
Octobre 1999

CEG-34. D. BABUSIAUX,
Mondialisation et formes de concurrence sur les grands marchés de matières premières énergétiques : le
pétrole.
Novembre 1999

CEG-35. D. RILEY,
The Euro
Février 2000

CEG-36. et 36bis. D. BABUSIAUX, A. PIERRU,*
Calculs de rentabilité et mode de financement des projets d'investissements : propositions méthodologiques.
Avril 2000 et septembre 2000

CEG-37. P. ALBA, O. RECH,
Peut-on améliorer les prévisions énergétiques ?
Mai 2000

CEG-38. J.P. FAVENNEC, D. BABUSIAUX,
Quel futur pour le prix du brut ?
Septembre 2000

ECO-39. S. JUAN, F. LANTZ,
La mise en œuvre des techniques de Bootstrap pour la prévision économétrique : application à l'industrie
automobile
Novembre 2000

ECO-40. A. PIERRU, D. BABUSIAUX,
Coût du capital et étude de rentabilité d'investissement : une formulation unique de l'ensemble des
méthodes.
Novembre 2000

ECO-41. D. BABUSIAUX,
Les émissions de CO2 en raffinerie et leur affectation aux différents produits finis
Décembre 2000

ECO-42. D. BABUSIAUX,
Éléments pour l'analyse des évolutions des prix du brut.
Décembre 2000

- ECO-43. P. COPINSCHI,
Stratégie des acteurs sur la scène pétrolière africaine (golfe de Guinée).
Janvier 2001
- ECO-44. V. LEPEZ,
Modélisation de la distribution de la taille des champs d'un système pétrolier, LogNormale ou Fractale ? Une
approche unificatrice.
Janvier 2001
- ECO-45. S. BARREAU,
Innovations et stratégie de croissance externe : Le cas des entreprises parapétrolières.
Juin 2001
- ECO-46. J. P. CUEILLE,
Les groupes pétroliers en 2000 : analyse de leur situation financière.*
Septembre 2001
- ECO-47. T. CAVATORTA,
La libéralisation du secteur électrique de l'Union européenne et son impact sur la nouvelle organisation
électrique française
Décembre 2001
- ECO-48. P. ALBA, O. RECH,
Contribution à l'élaboration des scénarios énergétiques.
Décembre 2001
- ECO-49. A. PIERRU,*
Extension d'un théorème de dualité en programmation linéaire : Application à la décomposition de coûts
marginaux de long terme.
Avril 2002
- ECO-50. T. CAVATORTA,
La seconde phase de libéralisation des marchés du gaz de l'Union européenne : enjeux et risques pour le
secteur gazier français.
Novembre 2002
- ECO-51. J.P. CUEILLE, L. DE CASTRO PINTO COUTHINO, J. F. DE MIGUEL RODRÍGUEZ,*
Les principales compagnies pétrolières indépendantes américaines : caractéristiques et résultats récents.
Novembre 2002
- ECO-52. J.P. FAVENNEC,
Géopolitique du pétrole au début du XXI^e siècle
Janvier 2003
- ECO-53. V. RODRIGUEZ-PADILLA,
avec la collaboration de T. CAVATORTA et J.P. FAVENNEC,*
L'ouverture de l'exploration et de la production de gaz naturel au Mexique, libéralisme ou
nationalisme
Janvier 2003
- ECO-54. T. CAVATORTA, M. SCHENCKERY,
Les majors pétroliers vers le multi énergies : mythe ou réalité ?
Juin 2003
- ECO-55. P.R. BAUQUIS,*
Quelles énergies pour les transports au XXI^e siècle ?
Janvier 2004

- ECO-56. A. PIERRU, D. BABUSIAUX,
Evaluation de projets d'investissement par une firme multinationale : généralisation du concept de coût moyen pondéré du capital et conséquences sur la valeur de la firme.
Février 2004
- ECO-57. N. BRET-ROUZAUT, M. THOM,
Technology Strategy in the Upstream Petroleum Supply Chain.
Mars 2005
- ECO-58. A. PIERRU,
Allocating the CO₂ emissions of an oil refinery with Aumann-Shapley prices.
June 2005
- ECO-59. F. LESCAROUX,
Les conséquences économiques de la hausse du prix du pétrole.*
Mai 2006
- ECO-60. F. LESCAROUX, O. RECH
L'origine des disparités de demande de carburant dans l'espace et le temps : l'effet de la saturation de l'équipement en automobiles sur l'élasticité revenu.
Juin 2006
- ECO-61. C. I. VASQUEZ JOSSE, A. NEUMANN,
Transatlantic Natural Gas Price and Oil Price Relationships - An Empirical Analysis.
Septembre 2006
- ECO-62. E. HACHE,
Une analyse de la stratégie des compagnies pétrolières internationales entre 1999 et 2004.
Juillet 2006
- ECO-63 F. BERNARD, A. PRIEUR,
Biofuel market and carbon modeling to evaluate French biofuel policy.
Octobre 2006
- ECO-64. E. HACHE,
Que font les compagnies pétrolières internationales de leurs profits ?
Janvier 2007
- ECO-65. A. PIERRU,
A note on the valuation of subsidized Loans - Working paper
Janvier 2007
- ECO-66. D. BABUSIAUX, P. R. BAUQUIS,*
Que penser de la raréfaction des ressources pétrolières et de l'évolution du prix du brut ?
Septembre 2007
- ECO-67. F. LESCAROUX,
Car ownership in relation to income distribution and consumers's spending decisions.
Novembre 2007
- ECO-68. D. BABUSIAUX, A. PIERRU,
Short-run and long-run marginal costs of joint products in linear programming
Juin 2008
- ECO-69. E. HACHE,
Commodities Markets: New paradigm or new fashion?
Juillet 2008

ECO-70. D.BABUSIAUX, A. PIERRU,
Investment project valuation: A new equity perspective
Février 2009

ECO-71. O. MASSOL, S. TCHUNG-MING
Stratégies coopératives dans l'industrie du GNL : l'argument de la rationalisation est-il fondé ?
Février 2009

ECO-72. A. PIERRU, D.BABUSIAUX,
Valuation of investment projects by an international oil company: A new proof of a straightforward, rigorous
method
Février 2009

ECO-73. E. SENTENAC CHEMIN
Is the price effect on fuel consumption symmetric ? Some evidence from an empirical study
Avril 2009

ECO-74. E. HACHE
OBAMA : Vers un green New Deal énergétique ?
Septembre 2009

ECO-75. O. MASSOL
Cost function for the natural gas transmission industry: further considerations
September 2009

* une version anglaise de cet article est disponible sur demande