

# 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

François Lescaroux, Rech Olivier

▶ **To cite this version:**

François Lescaroux, Rech Olivier. 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 : Cahiers de l'Economie, Série Recherche, n° 60. 2006. hal-02468451

**HAL Id: hal-02468451**
**https://ifp.hal.science/hal-02468451**

Preprint submitted on 5 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.

**ÉCOLE DU PÉTROLE ET DES MOTEURS**
**INSTITUT FRANÇAIS DU PÉTROLE (IFP)**
228-232, avenue Napoléon Bonaparte
92852 RUEIL-MALMAISON CEDEX
téléphone : 01 47 52 62 80 - télécopieur : 01 47 52 70 36

# 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

*François LESCAROUX*

*Olivier RECH*

*juin 2006*

Les cahiers de l'économie - n° 60

Série Recherche

La collection "Les cahiers de l'économie" a pour objectif de présenter des travaux réalisés à l'Institut français du pétrole, 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'École du pétrole et des moteurs ou de l'IFP.

Pour toute information complémentaire, prière de contacter :
Denis Babusiaux - Tél. 01 47 52 62 80

# Introduction

Les deux premiers chocs pétroliers ont conduit à une rationalisation de la consommation d'hydrocarbures et le pétrole est utilisé de plus en plus dans le secteur des transports. Celui-ci ne cesse par ailleurs de se développer en raison de l'accroissement des besoins en mobilité dans les pays développés et de la diffusion progressive dans les pays émergents d'un modèle de société inspiré du paradigme occidental.

Dans ce contexte, la modélisation de la demande de carburant a fait l'objet de nombreuses recherches visant à en identifier les fondamentaux. En particulier, les économistes s'efforcent d'évaluer les élasticités de la demande par rapport au prix et au revenu. Différents types de modèles ont été proposés à cette fin. Les plus simples estiment des relations log-linéaires entre la consommation de carburant, son prix et la richesse (le PIB, en général). Certaines formulations plus sophistiquées font intervenir le parc automobile. D'autres encore prennent en considération les caractéristiques des véhicules en circulation ou des paramètres structurels.

Ces différentes analyses parviennent à des résultats relativement convergents en ce qui concerne l'élasticité à long terme par rapport au prix. En revanche, les estimations de l'élasticité à long terme par rapport au revenu diffèrent significativement d'un pays à l'autre et, pour un pays donné, semblent s'affaiblir au fil du temps.

Cette instabilité nous semble résulter de la spécification *ad hoc* des modèles. Les équations log-linéaires estimées représentent des approximations locales de relations non-linéaires. Nous proposons une approche homogène et généralisée du problème qui permet d'expliquer la variabilité de l'élasticité à long terme de la consommation par rapport au revenu et nous en présentons les premiers résultats dans ce papier. Notre analyse exploite des séries temporelles annuelles décrivant les évolutions de 75 pays (cf. Annexe 1 : Description et sources des données). Nous décomposons la consommation de carburant par habitant en deux termes : la consommation par véhicule particulier et le stock de véhicules particuliers par habitant[1]. Ce dernier est modélisé en fonction du revenu par tête à l'aide d'une courbe logistique. Ceci nous permet de dériver une formule qui exprime l'élasticité de la consommation par rapport au revenu en fonction du taux de saturation du parc. Nous parvenons aussi, analytiquement, à une équation liant l'intensité en carburant du PIB au revenu par tête, qui justifie théoriquement l'évolution « en cloche » de l'intensité énergétique au cours du temps observée de longue date par certains auteurs.

Nous résumons dans une première partie les principaux résultats des études réalisées sur le sujet. Nous présentons ensuite les deux équations constituant notre modèle économétrique. Enfin, nous expliquons les conséquences qui découlent de l'utilisation d'une courbe logistique : à partir des relations théoriques supposées, nous dérivons la formule de l'élasticité par rapport au revenu et nous exprimons l'intensité en carburant du PIB en fonction du revenu par habitant.

## Conclusions des travaux antérieurs

De nombreuses revues consacrées aux travaux réalisés sur ce sujet ayant déjà été publiées, nous ne présenterons pas de façon détaillée les modèles estimés mais nous nous contenterons d'en résumer les principales conclusions (pour plus d'information, se reporter par exemple à Drollas, 1984, Sterner, 1990, Dahl et Sterner, 1991, Dahl, 1995, Chorazewiez, 1998, Graham et Glaister, 2006).

En ce qui concerne la périodicité des séries temporelles utilisées, il semble préférable de travailler avec des observations annuelles lorsque nous nous intéressons aux ajustements à long terme car des variations saisonnières dans les comportements et la qualité insuffisante des données perturbent les estimations à plus hautes fréquences (Dahl et Sterner, 1991).

---

[1] Bien que la distinction statistique soit parfois malaisée, nous nous sommes efforcés d'exclure la consommation de carburant relative au transport du fret.

Quant aux élasticités de la consommation par rapport au prix à la pompe, la première impression qui se dégage d'une revue de la littérature est celle d'une grande variété des méthodes et des résultats. Les estimations varient fortement d'une zone géographique à l'autre, ainsi qu'à l'intérieur d'une zone géographique. Par exemple, d'après une revue recueillant près de deux cents estimations (Chorazewiez, 1998), les évaluations de l'élasticité à long terme par rapport au prix couvrent l'éventail allant de -0,14 (Berzeg, 1982) à -1,99 (Rao, 1993) pour les États-unis et les travaux réalisés sur l'OCDE dans son ensemble conduisent à l'intervalle allant de -0,28 (Rodekohr, 1979) à -1,39 (Sterner et al., 1992). Cependant, cette dispersion importante des effets estimés d'une variation du prix à la consommation tend à masquer l'existence d'une certaine similarité entre les pays et les époques. L'essentiel des analyses réalisées conduisent à des élasticités à long terme par rapport au prix comprises entre -0,6 et -1, pour une valeur moyenne proche de -0,8 (Drollas, 1984, Sterner, Dahl et Franzen, 1992).

Les estimations de l'élasticité à long terme de la demande par rapport au revenu présentent également une variabilité importante. A titre d'exemple, les valeurs obtenues relatives aux États-unis vont de 0,06 (Charles River Associates, 1975) à 1,79 (Houthakker et Taylor, 1970). Malgré l'ampleur de l'écart entre les valeurs extrêmes, les élasticités par rapport au revenu sont moins dispersées que celles par rapport au prix pour un pays donné. En revanche, la réaction de la consommation aux variations de richesse est très instable d'une zone géographique à l'autre. Sterner et al. (1992) appliquent à la consommation d'essence de 20 pays de l'OCDE un modèle annuel à variable endogène retardée estimé entre 1960 et 1985 (parmi les différentes approches envisagées, ce type de modèle est celui qui fournit les élasticités revenu les plus fortes ; Dahl et Sterner, 1991). La valeur moyenne de l'élasticité à long terme par rapport au revenu est 1,17 et son écart-type vaut 0,62. Par ailleurs, les élasticités mesurées présentent une tendance temporelle à la baisse (Dahl, 1995, Espey, 1998, Goodwin, Dargay et Hanly, 2004).

La prise en compte dans les modèles du parc automobile influence significativement les résultats et conduit à des élasticités de la consommation de carburant par rapport au revenu plus faibles. L'omission du stock de véhicules dans les équations de demande risque alors de biaiser les estimations (Espey, 1998).

Il convient enfin de préciser que la plupart des travaux réalisés portent sur des pays industrialisés, sans doute en raison de la plus grande disponibilité des données. Quelques analyses se sont cependant intéressées aux pays émergents : Garbacz (1989) étudie le cas de Taïwan, Ramanathan (1999) celui de l'Inde et McRae (1994) s'occupe de 11 économies en développement d'Asie. Ces papiers parviennent à la conclusion que la demande de carburant dans les pays émergents réagit plus fortement aux variations de revenu que dans les pays de l'OCDE, et moins fortement aux variations de prix. McRae constate que ce résultat reste valable parmi les économies émergentes : la consommation dans les pays à faible niveau de vie (Bengladesh, Inde, Indonésie, Pakistan et Sri Lanka) est plus élastique par rapport au revenu et moins par rapport au prix que dans les pays à niveau de vie moyen (Corée du Sud, Malaisie, Philippines, Taïwan et Thaïlande).

## Modélisation économétrique

La demande de carburant est liée au stock de véhicules qui le consomment, ainsi qu'au taux d'utilisation et à l'efficacité de ces derniers par l'identité :

$$\frac{C}{Pop} = \frac{Parc}{Pop} \cdot \frac{km}{Parc} \cdot \frac{C}{km}, \qquad [1]$$

où $C$ représente la consommation de carburant, $Parc$ le stock de véhicules particuliers, $Pop$ la population et $km$ le nombre de kilomètres parcourus par l'ensemble du parc automobile. Cette dernière variable n'étant pas observée et aucune estimation concernant les pays émergents n'étant

disponible, nous exprimons la demande par habitant comme le produit de deux termes : le parc par habitant et la consommation par véhicule :

$$\frac{C}{Pop} = \frac{Parc}{Pop} \cdot \frac{C}{Parc}. \qquad [2]$$

**Modélisation du parc automobile**

Beaucoup d'analyses de la consommation de carburant exploitant des modèles avec effet de parc considèrent celui-ci comme exogène (McRae, 1994) ; les élasticités de la demande par rapport au revenu sont donc sous-estimées car elles ne prennent pas en compte l'effet des variations du niveau de vie sur le stock de véhicules.

Parmi les études qui rendent le parc endogène, la plupart recourent à des formulations log-linéaires exprimant le stock de véhicules par habitant en fonction du revenu par tête et, éventuellement, du prix réel des automobiles et du carburant[2] (Drollas, 1984) :

$$\ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right) = a_1 + a_2 \cdot \ln\left(Y_{i,t}^{*}\right) + a_3 \cdot \ln\left(P_{i,t}^{Auto}\right) + a_4 \cdot \ln\left(P_{i,t}^{Carb.}\right) + \varepsilon_{i,t}\,, \qquad [3]$$

où $Y$ représente le revenu, $P^{Auto}$ le prix réel des automobiles, $P^{Carb.}$ le prix réel du carburant ; l'astérisque indique la normalisation par rapport à la population et les indices $i$ et $t$ font référence respectivement à l'espace et au temps. Cette approche, dans laquelle le nombre de véhicules par habitant tend vers l'infini lorsque le revenu par tête augmente, présente l'inconvénient d'ignorer le phénomène de saturation du parc.

D'autres travaux expriment à l'aide d'une équation les nouvelles immatriculations et fixent un taux de dépréciation, ce qui leur permet d'obtenir le stock de véhicules par la méthode de l'inventaire permanent (Pindyck, 1979). Cette approche est intéressante mais nous semble mieux adaptée à un modèle de court terme lorsque le taux de dépréciation est fixé de façon exogène[3]. Sur longue période, ce dernier dépend du revenu, l'espérance de vie d'une automobile diminuant avec le revenu du conducteur. Les difficultés associées à la modélisation du taux de dépréciation nous incitent à privilégier l'utilisation d'une courbe logistique.

La longue histoire de l'automobile tend à faire oublier qu'il s'agit d'une innovation dont la théorie schumpetérienne permet d'expliquer le développement : sur chaque marché, des entrepreneurs s'efforcent de commercialiser ce bien. La diffusion est lente d'abord, tant qu'une faible part de la population en tire un bénéfice relatif supérieur à son coût relatif. Progressivement, les gains de productivité permettent une réduction du prix réel des véhicules tandis que le revenu par tête s'élève. Lorsque les conditions deviennent favorables aux classes médianes, la diffusion s'accélère. Enfin, lorsque le taux d'équipement approche de son niveau asymptotique et que le marché arrive à saturation, elle ralentit. La diffusion d'un bien durable dans une population est en général modélisée à l'aide d'une fonction logistique (Thélot, 1981). Elle s'écrit, par définition :

$$f(t) = \frac{k}{1 + \exp\left(-\lambda \cdot (t - \theta)\right)}, \qquad [4]$$

où $k$, $\lambda$ et $\theta$ sont trois constantes, $k$ et $\lambda$ étant positives. Il s'agit d'une fonction de $t$ strictement croissante, qui admet pour asymptote les droites $y = 0$ et $y = k$. Son allure en « S » rappelle les trois

[2] Une formulation dynamique est parfois utilisée, ce qui revient en pratique à inclure parmi les variables explicatives la variable endogène retardée.

[3] Lorsque le taux de dépréciation est considéré comme exogène et constant, cette méthode implique également une croissance infinie du parc avec le revenu.

phases constatées lors de la diffusion d'un bien durable au cours du temps : démarrage du bien, diffusion qui va s'accélérant et enfin saturation[4].

Nous avons utilisé cette loi afin de modéliser l'évolution du parc par habitant de plus de 15 ans, c'est à dire par habitant en âge de conduire[5]. Le temps ne nous semble cependant pas être la variable explicative la plus pertinente et nous lui préférons un indicateur du niveau de vie :

$$Parc^{*}_{i,t} = \frac{Parc^{\infty}}{1+\exp\left\{-\lambda \cdot \left[\ln\left(Y^{*}_{i,t}\right)-\theta\right]\right\}}, \qquad [5]$$

où $Parc^{\infty}$ indique le niveau de saturation du parc par habitant (de plus de 15 ans) et, comme dans l'équation [3], $Y^{*}$ est une mesure du revenu par tête.

Dans le cadre d'une analyse internationale couvrant le plus grand nombre possible de pays, la disponibilité des données limite le choix en terme d'indicateur de richesse. Les plus répandus sont le PIB réel par habitant et le PIB réel par habitant en parité de pouvoir d'achat.

Idéalement, le PIB nominal devrait être déflaté par un indice de prix du transport routier mais un tel indice n'est pas diffusé à grande échelle. Il semble, malgré d'importantes disparités, que le prix de vente des automobiles ainsi que leur coût de maintenance sont plus élevés dans les pays industrialisés (Breitenmoser et al., 2003) et l'utilisation du PIB réel pourrait conduire à sous-estimer le pouvoir d'achat dans les pays émergents. Cependant, les voitures sont des biens échangés au niveau international et leurs prix sont en partie indépendants de ceux des autres biens constituant le panier représentatif utilisé afin d'estimer les indices de prix à la consommation (et donc les taux de change PPA) dans les pays émergents. Par ailleurs, les inégalités sont généralement marquées dans ces pays et les facteurs de conversion en PPA sont mal adaptés à la mesure du pouvoir d'achat des classes les plus aisées, qui sont les premières à s'équiper et dont les modes de vie et de consommation tendent à approcher les standards occidentaux. Les PIB PPA risqueraient donc de nous amener à surestimer le pouvoir d'achat en automobile dans les pays en développement. De plus, l'utilisation des PPA pourrait augmenter le pouvoir explicatif du modèle, mais elle compliquerait son usage dans un but prédictif. Nous privilégions donc une spécification exploitant le PIB réel par tête.

La variable explicative est introduite en logarithme : ainsi, le nombre de voitures par habitant est nul lorsque le revenu par tête devient négligeable.

La non-linéarité de la relation [5] empêche d'estimer les paramètres de la fonction logistique par moindres carrés ordinaires. Nous la réécrivons sous la forme :

$$\ln\left(\frac{Parc^{*}_{i,t}}{Parc^{\infty}-Parc^{*}_{i,t}}\right) = \lambda \cdot \ln\left(Y^{*}_{i,t}\right) - \lambda \cdot \theta, \qquad [6]$$

---

[4] Plus généralement, cette formulation est très utile pour modéliser des variables soumises à un phénomène de saturation. Pindyck l'utilise pour mettre en équation l'efficacité moyenne du parc automobile (1979, p. 63)

[5] Appliquée au parc *Parc*, l'astérisque indique la normalisation par rapport à la population de plus de 15 ans ; appliquée au revenu *Y* ou à la consommation *C*, elle indique la normalisation par rapport à la population totale. Nous sommes donc amenés à modifier légèrement l'équation [2] :

$$\frac{C}{Pop} = \frac{Parc}{Pop(>15ans)} \cdot \frac{C/Pop}{Parc/Pop(>15ans)} = Parc^{*} \cdot \frac{C^{*}}{Parc^{*}}.$$

ce qui nous permet, à $Parc^{\infty}$ fixé, d'obtenir $\lambda$ et $\theta$. Par une procédure itérative, nous pouvons alors chercher pour quelle valeur de $Parc^{\infty}$ comprise entre deux bornes déterminées *a priori* l'ajustement de l'équation [6] est le meilleur. Nous parcourons l'ensemble des valeurs comprises entre 0,4 et 1,5 avec un pas de 0,01[6] :

$$Parc^{\infty} = 0{,}4 + 0{,}01 \cdot j,\ j = 1,\ldots,110\,.$$

En raison de la brièveté des chroniques dont nous disposons pour chaque pays, nous avons utilisé des données croisées en combinant estimation en coupe et en série temporelle. Ceci nous permet de couvrir l'ensemble de l'échelle des revenus et d'améliorer la robustesse des estimations. Cependant, ce choix implique l'hypothèse contestable que le niveau de saturation du parc par habitant de plus de 15 ans est identique dans tous les pays et que les économies en développement vont suivre l'évolution tracée par les pays industrialisés[7].

L'ajustement le meilleur (représenté sur la figure 1) est obtenu pour une valeur de $Parc^{\infty}$ égale à 0,99 véhicule particulier par habitant de plus de 15 ans (écart-type entre crochets) :

$$\ln\left(\frac{Parc^{*}_{i,t}}{0{,}99 - Parc^{*}_{i,t}}\right) = \underset{[0,02]}{1{,}11} \cdot \ln\left(Y^{*}_{i,t}\right) - \underset{[0,04]}{3{,}35}\,, \qquad [7]$$

R² ajusté = 0,81
950 observations.

Le niveau de saturation proche de l'unité correspond au modèle des pays d'Europe de l'Ouest et d'Amérique du Nord. Rien ne garantit cependant que les pays en développement d'Amérique Latine et d'Asie suivent la même trajectoire. En effet, de nombreux paramètres influencent *a priori* le taux d'équipement tendanciel, tels que densité et concentration en population (les exemples de Singapour et Hong-Kong illustrent l'importance vraisemblable de ce facteur), l'accès à d'autres modes de transport, des facteurs sociologiques... La constitution d'une base de données plus complète permettrait d'affiner le modèle en identifiant des groupes de pays homogènes sur lesquels répéter l'analyse.

Nous avons vérifié que l'utilisation des PPA fournissait des résultats concordants en ce qui concerne le niveau de saturation du parc par habitant (0,98). L'équation alternative estimée s'écrit :

$$\ln\left(\frac{Parc^{*}_{i,t}}{0{,}98 - Parc^{*}_{i,t}}\right) = \underset{[0,02]}{1{,}72} \cdot \ln\left(Y^{*}_{i,t}\right) - \underset{[0,04]}{5{,}40}\,, \qquad [7\text{ bis}]$$

R² ajusté = 0,85
935 observations.

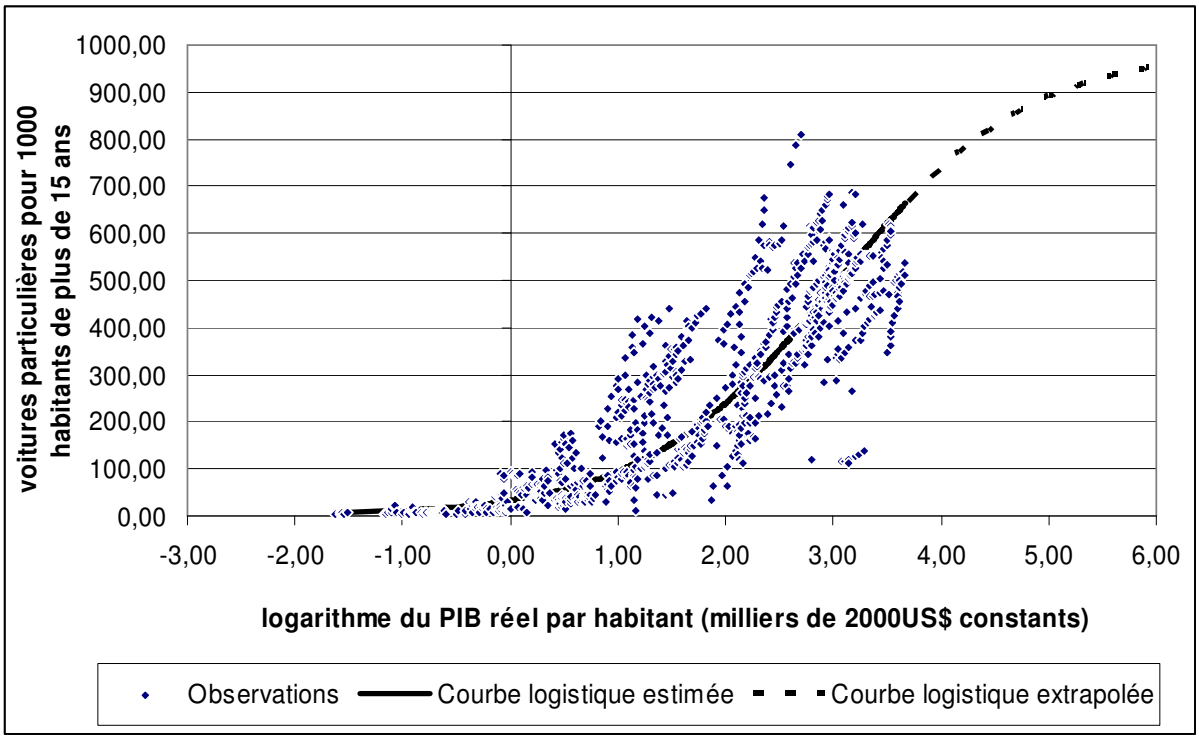
Comme nous pouvions nous y attendre, la valeur de $\lambda$ est plus élevée (1,72). Ce paramètre régit la pente de la courbe logistique en fonction du revenu : plus il augmente, plus l'évolution est raide dans la partie centrale. La conversion en PPA tend à translater (sur la figure 1) les revenus faibles vers la droite et les revenus élevés vers la gauche, donc à accroître la pente et $\lambda$.

---

[6] Dans certains pays, le nombre de véhicule par habitant de plus de 15 ans est supérieur à 0,4. La formulation de l'équation [6] implique que $Parc^{*}$ doit être inférieur strictement à $Parc^{\infty}$. Cependant, cette relation définit un niveau d'équilibre de long terme. Nous avons autorisé un niveau de saturation inférieur à celui observé afin de permettre l'existence de déséquilibres positifs. Nous avons donc éliminé des régressions les couples (*Pays*, *Année*) pour lesquels $Parc^{*}$ était supérieur à $Parc^{\infty}$.

[7] L'observation graphique révèle de façon évidente que Singapour et Hong-Kong se comportent différemment et nous avons donc exclu ces deux villes des régressions.

**Figure 1 : Parc par habitant en fonction du revenu réel par tête et courbe logistique associée**




Ne disposant pas d'indice de prix du transport routier, les spécifications utilisant le PIB réel et le PIB réel converti en PPA nous fournissent des bornes inférieures et supérieures pour le paramètre $\lambda$.

Au terme de cette première étape, nous sommes confortés dans notre approche que nous pourrions qualifier de « naturaliste » dans la mesure où nous tenons compte de la dynamique propre au phénomène de diffusion d'une innovation, contrairement aux relations log-linéaires du type de l'équation [3]. Ces dernières, en se limitant à des approximations locales d'une relation non-linéaire, ne fournissent pas d'un point de vue empirique de « mauvais » résultats (dans le sens où ces équations permettent d'expliquer une part importante des évolutions des séries sur l'échantillon d'estimation ; l'Annexe 2 : Développements mathématiques, §1 explique pourquoi) mais souffrent d'une forme de « myopie statistique »[8] et ne peuvent donc pas être exploitées dans un but prospectif. Nous montrerons également par la suite que la prise en compte de la dynamique propre à la diffusion d'un bien durable permet d'expliquer la disparité spatio-temporelle des élasticités par rapport au revenu de la demande de carburant.

**Modélisation de la consommation par véhicule**

Nous expliquons la consommation de carburant par véhicule à l'aide d'une équation proche de celles utilisées par Baltagi et Griffin (1983), Drollas (1984) ou McRae (1994) :

$$\ln\left(\frac{C^*_{i,t}}{Parc^*_{i,t}}\right) = \alpha + \underset{(-)}{\beta}\cdot\ln\left(P^{Carb.}_{i,t}\right) + \underset{(-)}{\gamma}\cdot\ln\left(Parc^*_{i,t}\right) + \underset{(-)}{\delta}\cdot\ln(t) + \underset{(-)}{\zeta}\cdot\ln\left(D_{i,t}\right) + \underset{(+)}{\kappa}\cdot\ln\left(Y^*_{i,t}\right) + \varepsilon_{i,t}, \qquad [8]$$

où $C$, $t$ et $D$ indiquent respectivement la consommation de carburant, le temps et la densité de la population (nombre d'habitants au km²) ; les signes attendus des paramètres sont indiqués entre parenthèses.

[8] Pour reprendre la formulation de Darby.

Cette dernière variable est liée au kilométrage moyen parcouru et elle a été introduite afin de capter des écarts structurels entre les niveaux de consommation par pays. Nous nous attendons à ce que le coefficient qui lui est associé soit négatif. Souvent, les modèles utilisant des données croisées utilisent une variable muette par pays afin de neutraliser les différences internationales. Il nous semble préférable de chercher à expliquer l'hétérogénéité observée à l'aide d'indicateurs socio-géographiques. La prise en compte des variations de densité est un premier pas dans cette direction qui idéalement devrait être prolongé entre autres par une mesure de concentration de la population.

Le parc par habitant (de plus de 15 ans) et le prix réel du carburant jouent aussi sur le taux d'utilisation des automobiles. Il semblerait naturel que la consommation moyenne par véhicule diminue lorsque le nombre de véhicules par tête augmente. Cet *a priori* correspond à une hypothèse de rendements décroissants : à technologie homogène, le nombre de kilomètres parcourus (et donc le nombre de litres consommés) par la dernière voiture ajoutée au stock est assimilable à une productivité marginale et il est supposé décroître lorsque le parc augmente.

Quant au prix, la contrainte budgétaire imposée aux ménages les amène à adapter leurs trajets et leur conduite aux fluctuations des prix à la pompe (Eltony, 1993). Une revue statistique menée par l'IFP apporte une confirmation empirique de ces ajustements : à niveaux de revenu et de technologie donnés, la part de la facture en carburant dans le budget des consommateurs présente en moyenne un incontestable caractère de stabilité (Rech, 2006).

La tendance temporelle est censée refléter l'évolution technologique et elle devrait également être corrélée négativement avec la consommation par véhicule.

Enfin, le revenu réel par tête a été introduit pour quantifier les effets des variations de richesse.

La relation [8] est estimée par moindres carrés ordinaires (écart-type entre crochets) :

$$\ln\left(\frac{C^*_{i,t}}{Parc^*_{i,t}}\right) = \underset{[28,61]}{91,24} - \underset{[0,03]}{0,73}\cdot\ln\left(P^{Carb.}_{i,t}\right) - \underset{[0,02]}{0,56}\cdot\ln\left(Parc^*_{i,t}\right) - \underset{[3,77]}{12,26}\cdot\ln(t) - \underset{[0,01]}{0,09}\cdot\ln\left(D_{i,t}\right) + \underset{[0,02]}{0,55}\cdot\ln\left(Y^*_{i,t}\right), \qquad [9]$$

R² ajusté = 0,71
erreur-type de la régression = 0,31
779 observations.

Les coefficients sont tous du signe attendu. En moyenne, dans la littérature, les modèles incluant le parc par habitant conduisent à des élasticités de la demande par rapport au prix, au revenu et au nombre de véhicules égales, respectivement, à -0,31, 0,52 et 0,52 (Dahl et Sterner, 1991). Nous parvenons à des estimations du même ordre de grandeur en ce qui concerne les élasticités par rapport au revenu[9] (0,55) et par rapport au parc[10] (0,44) ; celle par rapport au prix est nettement plus élevée en valeur absolue (-0,73).

Dans cette famille d'équations, l'élasticité par rapport au parc est considérée comme une élasticité de long terme tandis que les élasticités par rapport au prix et au revenu sont généralement assimilées à des élasticités de court terme ; l'argument avancé est que ce type de modèle ne parvient pas à capter

[9] Dans la mesure où le nombre de véhicules est fonction du revenu, il s'agit en fait d'une « élasticité apparente » par rapport au revenu. Nous reviendrons sur ce point.

[10] L'élasticité de la consommation par véhicule par rapport au nombre d'automobiles par habitant vaut -0,56. Pour obtenir l'élasticité de la consommation par rapport au parc, nous transformons le logarithme d'un ratio, à gauche du signe égal, en une différence de logarithme et nous faisons passer à droite le logarithme du parc qui apparaît alors à gauche. L'élasticité obtenue est alors 1 – 0,56 = 0,44.

l'ajustement de la consommation qui s'opère via le remplacement des véhicules[11]. Nous interprétons pour notre part ces résultats comme des élasticités à moyen – long terme (horizon supérieur à cinq ans). En effet, la variable de parc exprime le stock de véhicules sans indication de sa composition. Par conséquent, les coefficients associés au prix et au revenu mesurent nécessairement les effets de leurs évolutions tendancielles sur les caractéristiques du parc. Cette interprétation est corroborée par la valeur que nous obtenons pour l'élasticité par rapport au prix, comparable aux résultats moyens obtenus pour l'élasticité à long terme à l'aide de modèles sans effet de parc.

Le coefficient associé à la tendance temporelle implique une diminution annuelle de la consommation par véhicule de l'ordre de 0,61 % sur l'intervalle considéré, indépendamment des évolutions du prix et du revenu. Cependant, l'introduction du temps sous la forme d'un logarithme implique que les gains d'efficacité décroissent lentement au fil des années (environ 0,62 % au début des années 70, proche de 0,61 % au milieu des années 2000) et tendent vers zéro. La valeur à laquelle nous parvenons est très modeste par rapport à la hausse annuelle de 2,8 % de l'efficacité du parc qu'obtient Espey (1996), mais elle nous semble plus en ligne avec les évolutions des consommations spécifiques des véhicules.

Les différences de densité de population apportent une information statistiquement significative mais l'observation graphique de l'ajustement du modèle par pays révèle qu'elles ne suffisent pas à expliquer les écarts internationaux dans les niveaux de consommation par véhicule[12].

Nous avons vérifié que le revenu réel fournit un meilleur ajustement et, surtout, des coefficients plus cohérents lorsqu'il n'est pas converti en parité de pouvoir d'achat.

## Interprétation des résultats

La modélisation du parc par habitant à l'aide d'une courbe logistique fonction du logarithme du revenu réel par tête entraîne un ensemble de conséquences intéressantes concernant d'une part l'élasticité de la demande de carburant par rapport au revenu et d'autre part l'intensité en carburant du PIB.

Au sujet du premier de ces points, la sortie du cadre log-linéaire d'un usage très répandu permet d'obtenir une élasticité revenu dépendant du taux d'équipement en automobile ou, alternativement, du revenu lui-même. Nous pouvons ainsi interpréter les divergences géographiques observées dans la littérature, notamment l'écart entre les élasticités par rapport au revenu mesurées dans les pays émergents et dans les pays développés ; nous fournissons également une explication à l'affaiblissement au cours du temps des mesures d'élasticité.

Notre approche permet également de justifier l'allure en cloche de l'intensité énergétique au cours du temps, bien que nous préférons la considérer comme une évolution en fonction du revenu par tête.

### Dérivation de l'élasticité de la demande de carburant par rapport au revenu

Notre façon d'expliquer la consommation par véhicule à l'aide du parc par habitant et d'exprimer celui-ci comme une fonction du revenu par tête implique que l'élasticité de la demande par rapport au revenu observée directement dans l'équation [9] n'est qu'une élasticité « apparente ». En réalité, une variation de la richesse affecte aussi indirectement la consommation par son effet sur le nombre de véhicules.

---

[11] « *However, since [the models] fail to capture the adaptation which takes place through replacement of vehicles, we expect that estimated price and income coefficients will mainly pick up short-term effects.* » (Dahl et Sterner, 1991, p. 204).

[12] Nous obtenons parfois (en Finlande, par exemple) des évolutions identiques aux évolutions observées à une constante près. Ceci ne remet pas en cause les mécanismes sous-jacents au modèle mais confirme la nécessité de prendre en compte d'autres facteurs structurels à l'origine d'écarts entre les niveaux de consommation par véhicule.

A partir des équations [5] et [8], nous pouvons dériver analytiquement la formule donnant l'élasticité totale de la consommation par rapport au revenu. Nous commençons par expliciter l'élasticité du parc par habitant par rapport au revenu (cf. Annexe 2 : Développements mathématiques, §1) :

$$\frac{\mathrm{d}\left(\ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right)\right)}{\mathrm{d}\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} = \lambda \cdot \left(1 - \frac{Parc_{i,t}^{*}}{Parc^{\infty}}\right). \qquad [10]$$

Nous exprimons alors à partir de l'équation [8] l'élasticité de la consommation par tête par rapport au revenu par habitant en fonction de l'élasticité du parc :

$$\frac{\mathrm{d}\left(\ln\left(C_{i,t}^{*}\right)\right)}{\mathrm{d}\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} = (1+\gamma) \cdot \frac{\mathrm{d}\left(\ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right)\right)}{\mathrm{d}\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} + \kappa. \qquad [11]$$

Il ne nous reste plus, alors, qu'à insérer la formule [10] dans la relation [11] pour obtenir l'élasticité totale de la consommation par rapport au revenu :

$$\frac{\mathrm{d}\left(\ln\left(C_{i,t}^{*}\right)\right)}{\mathrm{d}\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} = (1+\gamma) \cdot \lambda \cdot \left(1 - \frac{Parc_{i,t}^{*}}{Parc^{\infty}}\right) + \kappa. \qquad [12]$$

Il s'agit d'une fonction décroissante par rapport au nombre de véhicules par habitant[13]. Ceci explique deux des constatations qui ressortent des revues réalisées. D'une part, l'élasticité de la consommation par rapport au revenu dans un pays en développement est supérieure à celle observée dans un pays industrialisé car le taux d'équipement est moindre. D'autre part, l'affaiblissement au cours du temps des élasticités mesurées s'explique par la hausse tendancielle du niveau de vie. Lorsque le parc arrive à saturation, l'élasticité tend vers $\kappa$, qui peut donc d'une certaine façon être considérée comme une élasticité à très long terme.

En remplaçant les paramètres de la relation [12] par leurs valeurs numériques estimées, nous pouvons exprimer l'élasticité moyenne de la consommation par rapport au revenu, $\varepsilon_C^Y$, en fonction du nombre de véhicules par habitant. Le tableau 1 présente les résultats de cet exercice de simulation. Bien que l'équation du parc estimée en fonction du revenu en parité de pouvoir d'achat ne soit pas compatible avec la relation [8] (car les évolutions des taux de change PPA ne sont pas indépendantes de celles du revenu), nous reportons également, à titre indicatif, les élasticités obtenues pour les valeurs de $Parc^{\infty}$ et de $\lambda$ fournie par la régression [7 bis].

**Tableau 1 : Élasticité de la consommation de carburant par rapport au revenu en fonction du nombre de voitures particulières par habitant de plus de 15 ans**

| $Parc^{*}$ | 50 | 150 | 250 | 350 | 450 | 550 | 650 | 750 | 850 | 950 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\varepsilon_C^Y$ **[7]** | 1,01 | 0,96 | 0,92 | 0,87 | 0,82 | 0,77 | 0,72 | 0,67 | 0,62 | 0,57 |
| $\varepsilon_C^Y$ **[7 bis]** | 1,27 | 1,19 | 1,11 | 1,04 | 0,96 | 0,88 | 0,80 | 0,73 | 0,65 | 0,57 |

L'élasticité de la consommation de carburant par rapport au PIB est plus élevée d'environ 25 % dans les pays émergents d'Asie ou d'Amérique Latine (en moyenne, 78 et 106 voitures pour 1000 habitants de plus de 15 ans en 2004 respectivement) que dans les pays de l'OCDE (entre 500 et 600 voitures pour 1000 habitants de plus de 15 ans en 2004).

[13] La relation [12] pourrait alternativement être exprimée en fonction du revenu en utilisant la formule [6].

**L'évolution en cloche de la facture finale en carburant en fonction du revenu**

L'allure en cloche de l'évolution temporelle de l'intensité énergétique est un phénomène observé de longue date. Schurr et ses coauteurs (1960) l'observent aux États-unis et situent le pic entre 1910 et 1920. Dessus (1994) confirme ce constat et compare les évolutions dans différents pays ; il retrouve le même type de trajectoire, malgré des différences dans les amplitudes des courbes et les dates des maxima.

Dans le cadre de notre approche, focalisée sur la demande de carburant, il s'agit d'une conséquence immédiate de la modélisation du parc par habitant à l'aide d'une courbe logistique fonction du logarithme du revenu réel par tête.

En effet, à partir des relations [5] et [8], l'intensité en carburant du PIB peut être décomposée comme le produit d'une fonction *g* du revenu réel par tête et d'une fonction *f* dont les paramètres sont le prix du carburant, le temps et la densité de population (cf. Annexe 2 : Développements mathématiques, §2) :

$$\frac{C}{Y} = f\left(P^{Carb.}, t, D\right) \cdot g\left(Y^*\right), \qquad [13]$$

avec

$$g\left(Y^*\right) = \frac{1}{\left(Y^*\right)^{1-\kappa}} \cdot \left( \frac{Parc^{\infty}}{1 + \left( \frac{Y^*}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda}} \right)^{1+\gamma} . \qquad [14]$$

Pour les valeurs numériques estimées dans les relations [7] et [9] des paramètres $\gamma$, $\theta$, $\kappa$ et $\lambda$, la fonction du revenu réel *g* définie par l'équation [14] présente une allure en cloche que retrace les figures 2 et 3.

Nous pouvons dériver par rapport au revenu par tête la fonction *g* afin de déterminer le niveau de richesse pour lequel l'intensité en carburant du PIB est maximale. Nous parvenons à l'expression (cf. Annexe 2 : Développements mathématiques, §3) :

$$Y^* = \exp(\theta) \cdot \left( \lambda \cdot \frac{1+\gamma}{1-\kappa} - 1 \right)^{1/\lambda} . \qquad [15]$$

La valeur numérique correspondante est 2 174 $ par habitant ($ constants, année de base : 2000). Cependant, cette valeur est particulièrement sensible aux paramètres estimés de la relation [9]. Ainsi, pour $\kappa$ égal à 0,58 (au lieu de 0,55) ou $\gamma$ égal à -0,53 (au lieu de -0,56), nous obtenons 3 900 $ par habitant. Cette évolution semble mieux correspondre aux ordres de grandeur des PIB réels par tête correspondant aux dates des pics d'intensité énergétique indiqués par Dessus (environ 3 500 $ au Royaume-Uni en 1880, 2 800 $ en Allemagne en 1920, 5 000 $ aux États-unis en 1920, 3 610 $ en France en 1925 ; une comparaison directe n'est cependant pas possible car il utilise des PIB en parité de pouvoir d'achat et s'intéresse à l'intensité énergétique et non à l'intensité en carburant).

**Figure 2 : Évolutions comparées de l'intensité en carburant du PIB et de la courbe logistique décrivant le parc par habitant en fonction du revenu réel par tête**

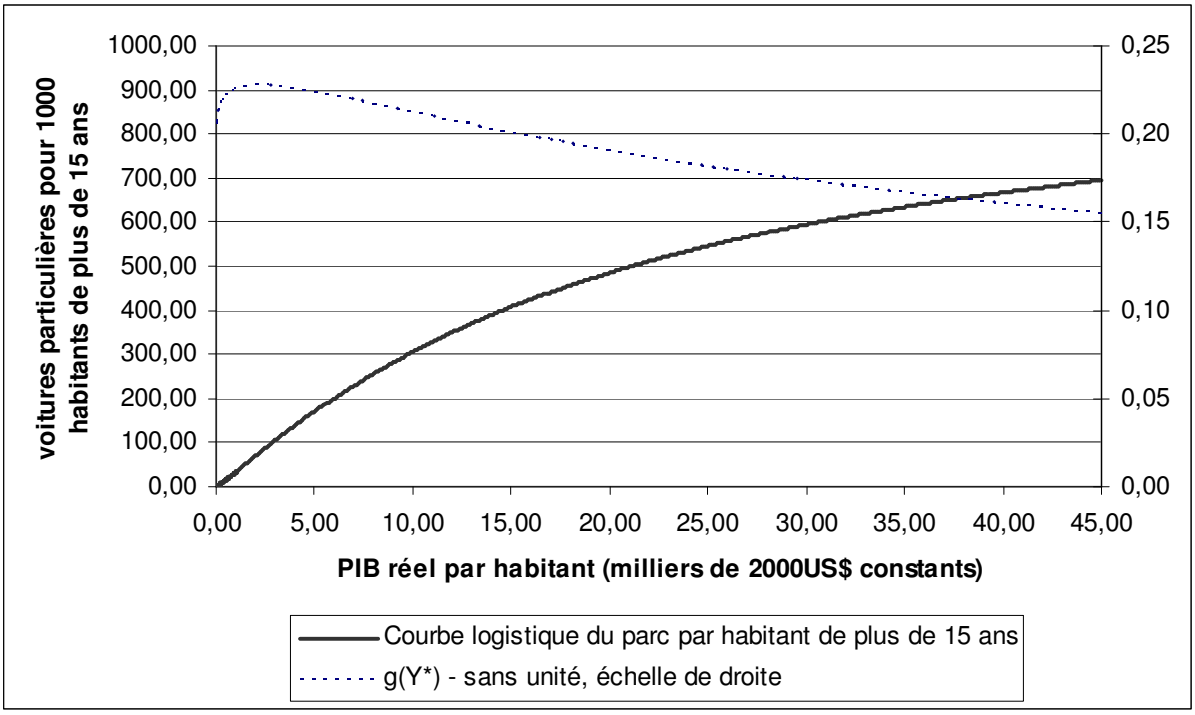
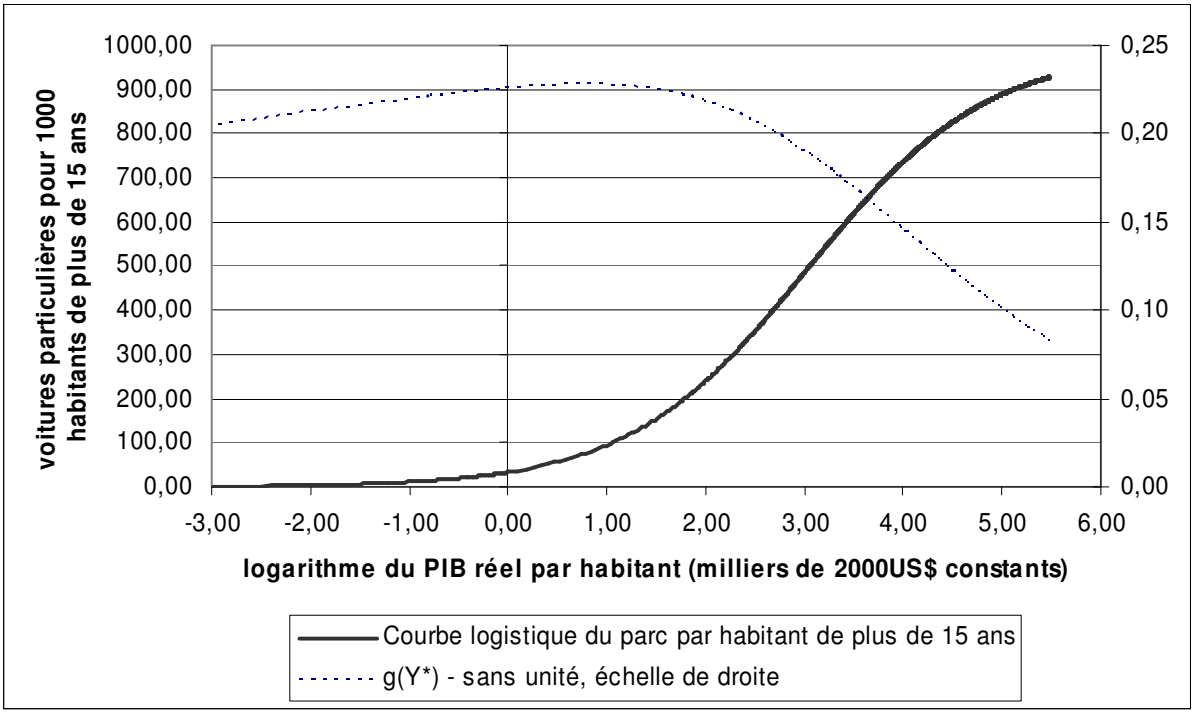



**Figure 3 : Évolutions comparées de l'intensité en carburant du PIB et de la courbe logistique décrivant le parc par habitant en fonction du logarithme du revenu réel par tête**



## Conclusion

Notre analyse repose sur une base de données décrivant les évolutions temporelles dans 75 pays sur des échantillons couvrant la période 1971-2004 pour les économies de l'OCDE et 1990-2004 pour les autres pays. Cette très grande couverture spatio-temporelle nous permet de mettre en évidence un ensemble de cohérences dans les comportements de consommation de carburant. Deux équations sont estimées, la première exprimant le nombre de véhicules particuliers par habitant et la seconde expliquant la consommation par automobile. La qualité des régressions révèle que, malgré l'hétérogénéité des situations et les particularismes locaux, les mécanismes sous-jacents sont grossièrement les mêmes.

D'un point de vue empirique, nous parvenons à une élasticité à long terme de la demande de carburant par rapport au prix à la consommation égale à -0,73. Cette valeur correspond à l'ordre de grandeur des estimations publiées, comprises en général entre -0,6 et -1.

Mais c'est principalement sur le plan méthodologique que notre travail apporte une contribution à l'analyse de la demande de carburant. En exprimant le taux d'équipement en automobiles à l'aide d'une courbe logistique fonction du revenu par tête, nous sortons du cadre log-linéaire. Cette approche nous permet d'expliquer quelques phénomènes observés empiriquement.

Avant tout, nous dérivons une formule exprimant l'élasticité à long terme par rapport au revenu comme une fonction décroissante du niveau de développement ; ceci nous permet de justifier, d'une part, l'affaiblissement au cours du temps des élasticités mesurées par des modèles plus conventionnels et, d'autre part, les écarts constatés au niveau géographique, notamment entre les pays émergents et les pays développés.

Nous parvenons également à un deuxième résultat, lié au premier : l'allure « en cloche » au cours du temps de l'intensité en carburant du PIB est une conséquence de l'évolution en « S » du parc par rapport au revenu et de l'élévation tendancielle du niveau de vie.

Les mesures chiffrées que nous évaluons des élasticités en fonction du taux de saturation du parc (Tableau 1) ou du revenu correspondant au pic d'intensité énergétique ne sont fournies qu'à titre illustratif. Le très haut degré d'agrégation auquel nous nous sommes situés dans cette étude permet de mettre en évidence l'homogénéité des comportements dans l'espace et dans le temps ; mais il néglige aussi certaines divergences structurelles et il est ainsi responsable de la précision insuffisante des régressions [7] et [9]. Il devient maintenant nécessaire d'identifier des groupes de pays présentant une plus forte cohérence (en termes de taux d'équipement asymptotique en automobile, de niveaux relatifs de consommation par véhicule, etc.) afin d'affiner les estimations. Des coefficients plus robustes nous permettront alors de nous intéresser aux valeurs chiffrées.

## Annexe 1 : Description et sources des données

La liste des pays couverts par l'analyse est : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Irlande, Italie, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, Rép. Slovaque, Rép. Tchèque, Roumanie, Royaume-Uni, Slovénie, Suède, Suisse, Estonie, Kazakhstan, Lettonie, Lituanie, Russie, Arabie Saoudite, Émirats Arabes Unis, Koweït, Qatar, Rép. Islamique d'Iran, Turquie, Canada, Mexique, Argentine, Barbade, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Costa Rica, El Salvador, Équateur, Guatemala, Haïti, Honduras, Jamaïque, Nicaragua, Panama, Paraguay, Pérou, Rép. Dominicaine, Trinité et Tobago, Uruguay, Venezuela, Afrique du Sud, Algérie, Burkina Faso, Égypte, Maroc, Nigeria, Tunisie, Corée du Sud, Hong-Kong, Inde, Japon, Malaisie, Pakistan, Philippines, Rép. Populaire de Chine, Singapour, Taipei, Thaïlande, Australie, Indonésie et Nouvelle Zélande.

Nous travaillons avec des données annuelles. Nos observations les plus anciennes remontent jusqu'en 1971 et les plus récentes datent de 2005.

Les séries de PIB, de population, de densité, de déflateurs, de taux de change et de facteurs de conversion PPA proviennent de la Banque Mondiale.

Les séries de parc automobile ont été constituées à partir de données de la Banque Mondiale et du CCFA (Comité des Constructeurs Français d'Automobiles). Il s'agit du parc de véhicules particuliers. Les États-unis ont été exclus de l'analyse car ces données conduisent à sous-estimer le taux d'équipement en véhicules particuliers en raison de l'utilisation répandue des pick-up à des fins non commerciales.

Les séries de consommation d'essence proviennent de l'AIE (Agence Internationale de l'Énergie). Pour les pays européens, la consommation de gazole à usage non commercial a été ajoutée.

Les séries de prix à la consommation proviennent de la base de données IFP (Institut Français du Pétrole).

## Annexe 2 : Développements mathématiques

1. Dérivation de l'élasticité du parc par habitant par rapport au revenu par tête (relation [10]) et relation entre la courbe logistique et les modèles log-linéaires :

Si nous partons de l'équation du parc automobile [5] :

$$Parc^{*}_{i,t} = \frac{Parc^{\infty}}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y^{*}_{i,t}\right)-\theta\right]\right\}},$$

nous pouvons la reformuler, en lui appliquant la fonction logarithme :

$$\ln\left(Parc^{*}_{i,t}\right) = \ln\left(Parc^{\infty}\right) - \ln\left(1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y^{*}_{i,t}\right)-\theta\right]\right\}\right),$$

en dérivant par rapport au logarithme du revenu, nous obtenons :

$$\frac{d\left(\ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right)\right)}{d\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} = -\frac{d\left(\ln\left\{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}\right\}\right)}{d\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)}$$

$$= -\frac{d\left(1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}\right) \Big/ d\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}$$

$$= \lambda\cdot\frac{\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}$$

$$= \lambda\cdot\left(\frac{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}} - \frac{1}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}\right)$$

$$= \lambda\cdot\left(1-\frac{Parc_{i,t}^{*}}{Parc^{\infty}}\right) = \varepsilon_{Parc}^{Y}\left(Parc_{i,t}^{*}\right)$$

ou, alternativement

$$\frac{d\left(\ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right)\right)}{d\left(\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)\right)} = \lambda\cdot\frac{\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}}$$

$$= \lambda\cdot\frac{1}{1+\exp\left\{\lambda\cdot\left[\ln\left(Y_{i,t}^{*}-\theta\right)\right]\right\}} = \varepsilon_{Parc}^{Y}\left(Y_{i,t}^{*}\right)$$

Pour les valeurs numériques estimées (équation [7]), l'élasticité du parc par rapport au revenu est reportée dans le tableau A.1.

**Tableau A.1 : élasticité du parc par rapport au revenu en fonction du revenu par tête**

| revenu par tête (US$2000) | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) | revenu par tête (US$2000) | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) | revenu par tête (US$2000) | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) | revenu par tête (US$2000) | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 000 | 107,24 | 11 000 | 73,88 | 21 000 | 54,68 | 31 000 | 42,91 |
| 2 000 | 103,19 | 12 000 | 71,46 | 22 000 | 53,25 | 32 000 | 41,99 |
| 3 000 | 99,22 | 13 000 | 69,17 | 23 000 | 51,89 | 33 000 | 41,10 |
| 4 000 | 95,40 | 14 000 | 67,00 | 24 000 | 50,58 | 34 000 | 40,24 |
| 5 000 | 91,78 | 15 000 | 64,95 | 25 000 | 49,34 | 35 000 | 39,42 |
| 6 000 | 88,35 | 16 000 | 63,01 | 26 000 | 48,15 | | |
| 7 000 | 85,11 | 17 000 | 61,17 | 27 000 | 47,01 | | |
| 8 000 | 82,05 | 18 000 | 59,42 | 28 000 | 45,92 | | |
| 9 000 | 79,17 | 19 000 | 57,76 | 29 000 | 44,87 | | |
| 10 000 | 76,45 | 20 000 | 56,19 | 30 000 | 43,87 | | |

Lorsque nous travaillons avec des données en coupe instantanée sur un groupe de pays comparables en termes de niveaux de vie, les élasticités des parcs par rapport au revenu seront proches. Avec des données temporelles, ces élasticités peuvent varier ; cependant, en raison de la lenteur du processus de développement économique pendant les trente dernières années dans la plupart des pays, les variations d'élasticités restent modérées par rapport à la précision des estimations. Nous pouvons citer à titre d'exemple le cas de l'Argentine, dont le PIB par tête est passé de 7 300 dollars par habitant en 1970 à 8100 dollars par habitant en 2001 (à partir des données en PPA de Maddison). Le tableau A.2 reprend les évolutions observées dans d'autres pays.

**Tableau A.2 : Développement économique de quelques pays, 1970-2001**

| Pays | PIB PPA par tête, 1970 | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) | PIB PPA par tête, 2001 | $\varepsilon_{Parc}^{Y}$ (%) |
|---|---|---|---|---|
| Argentine | 7 302 | 84,17 | 8 137 | 81,65 |
| Brésil | 3 057 | 98,99 | 5 570 | 89,80 |
| Mexique | 4 320 | 94,22 | 7 089 | 84,83 |
| Japon | 9 714 | 77,21 | 20 683 | 55,15 |
| Thaïlande | 1 694 | 104,42 | 6 383 | 87,09 |
| Arabie Saoudite | 7 624 | 83,18 | 8 015 | 82,01 |
| Algérie | 2 249 | 102,18 | 2 813 | 99,95 |
| France | 10 664 | 74,73 | 21 092 | 54,55 |
| États-unis | 15 030 | 64,89 | 27 948 | 45,97 |
| Hongrie | 5 028 | 91,68 | 7 434 | 83,76 |
| Pologne | 4 428 | 93,83 | 7 491 | 83,58 |
| Russie | 6 582 (en 1973) | 86,44 | 5 693 | 89,38 |
| Monde | 3 736 | 96,39 | 6 049 | 88,19 |

Source des données : Maddison, *L'Économie Mondiale, Statistiques Historiques* (http://www.theworldeconomy.org/publications/worldeconomy)

En première approximation, l'élasticité de la demande de carburant par rapport au revenu peut donc être considérée comme constante lorsque nous travaillons sur des pays aux niveaux de vie proches ou sur des échantillons courts. L'approximation est plus rugueuse lorsque nous utilisons des données croisées spatio-temporelles ; dans ce cas, l'élasticité obtenue sera relativement imprécise (écart-type important) et s'approchera de l'élasticité correspondant au revenu par tête le plus fréquent dans les données collectées.

Dans ces conditions, la dernière équation peut être intégrée, ce qui nous conduit à un modèle log-linéaire :

$$\varepsilon_{Parc}^{Y}\left(Y_{i,t}^{*}\right)=\varepsilon_{Parc}^{Y}\Rightarrow \ln\left(Parc_{i,t}^{*}\right)=\varepsilon_{Parc}^{Y}\cdot\ln\left(Y_{i,t}^{*}\right)+A$$

où $A$ désigne la constante d'intégration.

2. Expression de l'intensité en carburant :

$$\frac{C}{Y}=\frac{C^{*}}{Y^{*}}$$

$$=\frac{\exp\left\{\alpha+\beta\cdot\ln\left(P^{Carb.}\right)+\left(1+\gamma\right)\cdot\ln\left(Parc^{*}\right)+\delta\cdot\ln\left(t\right)+\zeta\cdot\ln\left(D\right)+\kappa\cdot\ln\left(Y^{*}\right)\right\}}{Y^{*}}$$

$$=\frac{\exp\left(\alpha\right)\cdot\left(P^{Carb.}\right)^{\beta}\cdot\left(Parc^{*}\right)^{1+\gamma}\cdot t^{\delta}\cdot D^{\zeta}\cdot\left(Y^{*}\right)^{\kappa}}{Y^{*}}$$

$$=\exp\left(\alpha\right)\cdot\left(P^{Carb.}\right)^{\beta}\cdot\left(Parc^{*}\right)^{1+\gamma}\cdot t^{\delta}\cdot D^{\zeta}\cdot\frac{\left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\exp\left\{-\lambda\cdot\left[\ln\left(Y^{*}\right)-\theta\right]\right\}}\right)^{1+\gamma}}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}}$$

Nous posons

$$f\left(P^{Carb.},t,D\right)=\exp\left(\alpha\right)\cdot\left(P^{Carb.}\right)^{\beta}\cdot t^{\delta}\cdot D^{\zeta}$$

Nous avons alors

$$\frac{C}{Y} = f\left(P^{Carb.}, t, D\right) \cdot \frac{\left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\exp\left\{-\lambda \cdot \left[\ln\left(Y^{*}\right) - \theta\right]\right\}}\right)^{1+\gamma}}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}}$$

$$= f\left(P^{Carb.}, t, D\right) \cdot \frac{1}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}} \cdot \left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\exp\left\{-\lambda \cdot \left[\ln\left(Y^{*}\right) - \ln\left(\exp(\theta)\right)\right]\right\}}\right)^{1+\gamma}$$

$$= f\left(P^{Carb.}, t, D\right) \cdot \frac{1}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}} \cdot \left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\left(\frac{Y}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}}\right)^{1+\gamma}$$

$$= f\left(P^{Carb.}, t, D\right) \cdot g\left(Y^{*}\right)$$

avec

$$g\left(Y^{*}\right) = \frac{1}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}} \cdot \left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\left(\frac{Y^{*}}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}}\right)^{1+\gamma}$$

3. Détermination du maximum de g

$$g\left(Y^{*}\right) = \frac{1}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}} \cdot \left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\left(\frac{Y^{*}}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}}\right)^{1+\gamma} = u\left(Y^{*}\right) \cdot v\left(Y^{*}\right)$$

avec

$$u\left(Y^{*}\right) = \frac{1}{\left(Y^{*}\right)^{1-\kappa}}$$

et

$$v\left(Y^{*}\right) = \left(\frac{Parc^{\infty}}{1+\left(\frac{Y^{*}}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}}\right)^{1+\gamma}$$

Nous avons

$$\frac{\mathrm{d}\left(g\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} = \frac{\mathrm{d}\left(u\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} \cdot v\left(Y^*\right) + u\left(Y^*\right) \cdot \frac{\mathrm{d}\left(v\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)}$$

or

$$\frac{\mathrm{d}\left(u\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} \cdot v\left(Y^*\right) = -(1-\kappa) \cdot \frac{1}{\left(Y^*\right)^{2-\kappa}} \cdot \left( \frac{Parc^{\infty}}{1 + \left( \frac{Y^*}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda}} \right)$$

et

$$u\left(Y^*\right) \cdot \frac{\mathrm{d}\left(v\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} = \frac{1}{\left(Y^*\right)^{1-\kappa}} \cdot (1+\gamma) \cdot \left[ \frac{1}{1 + \left( \frac{Y}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda}} \right]^{\gamma} \cdot \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} \left[ \frac{1}{1 + \left( \frac{Y}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda}} \right]$$

$$= (1+\gamma) \cdot \frac{1}{\left(Y^*\right)^{1-\kappa}} \cdot \left[ \frac{1}{1 + \left( \frac{Y}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda}} \right]^{\gamma} \cdot \left[ - \frac{(-\lambda) \cdot \frac{1}{\exp(\theta)} \cdot \left( \frac{Y^*}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda-1}}{\left[ 1 + \left( \frac{Y}{\exp(\theta)} \right)^{-\lambda} \right]^2} \right]$$

alors

$$\frac{\mathrm{d}\left(g\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} = 0 \Leftrightarrow -\frac{\mathrm{d}\left(u\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)} \cdot v\left(Y^*\right) = u\left(Y^*\right) \cdot \frac{\mathrm{d}\left(v\left(Y^*\right)\right)}{\mathrm{d}\left(Y^*\right)}$$

$$\Leftrightarrow (1-\kappa) \cdot \frac{1}{\left(Y^*\right)} = (1+\gamma) \cdot \frac{\lambda}{\exp(\theta)} \cdot \left(\frac{Y^*}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda-1} \cdot \frac{1}{1+\left(\frac{Y}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}}$$

$$\Leftrightarrow (1-\kappa) \cdot \left[1+\left(\frac{Y}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}\right] = (1+\gamma) \cdot \lambda \cdot \left(\frac{Y^*}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda}$$

$$\Leftrightarrow \left[(1+\gamma) \cdot \lambda - (1-\kappa)\right] \cdot \left(\frac{Y^*}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda} = 1-\kappa$$

$$\Leftrightarrow \left(\frac{Y^*}{\exp(\theta)}\right)^{-\lambda} = \frac{1-\kappa}{(1+\gamma) \cdot \lambda - (1-\kappa)}$$

$$\Leftrightarrow Y^* = \exp(\theta) \cdot \left[\frac{1-\kappa}{(1+\gamma) \cdot \lambda - (1-\kappa)}\right]^{-1/\lambda}$$

$$\Leftrightarrow Y^* = \exp(\theta) \cdot \left[\frac{(1+\gamma) \cdot \lambda - (1-\kappa)}{1-\kappa}\right]^{1/\lambda}$$

$$\Leftrightarrow Y^* = \exp(\theta) \cdot \left[\lambda \cdot \frac{(1+\gamma)}{1-\kappa} - 1\right]^{1/\lambda}$$

## Références


BALTAGI B. H. et GRIFFIN J. M. (1983), Gasoline demand in the OECD: an application of pooling and testing procedures, *European Economic Review*, n°22, juillet, p. 117-137.

BERZEG K. (1982), Demand for motor gasoline: a generalized error components model, *Southern Economic Journal*, Vol. 49, p. 463–471.

BREITENMOSER A., CHANG K., FREY C., HOFER S., KÄGI T., KOBLER A. E., PAULI R., SCHEFER K., SCHMIDBAUER F. et UNTERNÄHRER C. (2003), Prices and Earnings, a comparison of purchasing power around the globe, publié par UBS AG.

CHARLES RIVER ASSOCIATES, INC (1975), The Effect of Automobile Fuel Conservation Measures on Automotive Air Pollution, Cambridge Massachusetts.

CHORAZEWIEZ Sophia (1998), Modélisation de la demande de carburant appliquée à l'Europe, *Thèse de doctorat en Science Économique*, Université de Bourgogne, janvier, 387 p.

DAHL Carol A. et STERNER Thomas. (1991), Analyzing gasoline demand elasticities: a survey, *Energy Economics*, Vol. 13, n°3, juillet, p. 203-210.

DAHL Carol A. (1995), Demand for transportation fuels: a survey of demand elasticities and their components, *The Journal of Energy Literature*, Vol. 1, p. 3-27.

DESSUS Benjamin (1994), Atlas des énergies pour un monde vivable, éd. Syros, Paris.

DROLLAS Leonidas P. (1984), The demand for gasoline: further evidence, *Energy Economics*, Vol. 6, n°1, janvier, p. 71-82.

ELTONY M. (1993), Transport gasoline demand in Canada, Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 27, p. 193-208.

ESPEY M. (1996), Watching the fuel gauge: an international model of automobile fuel economy, *Energy Economics*, Vol. 18, p. 93-106.

ESPEY M. (1998), Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities, *Energy Economics*, Vol. 20, p. 273-295.

GARBACZ C. (1989), Gasoline, diesel and motorfuel demand in Taïwan, *The Energy Journal*, Vol. 10, n°2, p. 153-163.

GOODWIN Phil, DARGAY Joyce et HANLY Mark (2004), Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review, *Transport Reviews*, Vol. 24, n°3, mai, p. 275-292.

GRAHAM Daniel J. et GLAISTER Stephen (2006), The demand for automobile fuel: a survey of elasticities, à paraître dans le *Journal of Transport Economics and Policy*, 24 p.

HOUTHAKKER H. S. et TAYLOR L. D. (1970), Consumer Demand in the United States, 1929-1970: Analysis and Projections, Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.

McRAE Robert (1994), Gasoline demand in developing Asian countries, *The Energy Journal*, Vol. 15, n°1, p. 143-155.

PINDYCK Robert S. (1979), The Structure of World Energy Demand, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 299 p.

RAMANATHAN R. (1999), Short and long run elasticities of gasoline demand in India: an empirical analysis using cointegration techniques, *Energy Economics*, Vol. 21, p. 321-330.

RAO Ganga Prasad G. (1993), Econometric Estimation of U.S. Motor Gasoline Demand, *Thèse de doctorat*, Department of Mineral Economics, Pennsylvania State University, College Park, Pennsylvania.

RECH Olivier (2006), Oil demand in the transport sector in the context of high prices, *Institut Français du Pétrole, Energy, Oil & Gas Club*, Paris, 8 avril 2006.

RODEKOHR M. E. (1979), Demand for transportation fuels in the OECD: a temporal cross-section specification, *Applied Energy*, Vol. 22, p. 223-231.

SCHURR Sam H., NETSCHERT Bruce C., ELIASBERG Vera F., LERNER Joseph et LANDSBERG Hans H. (1960), Energy in the American Economy, 1850-1975, Johns Hopkins Press, Baltimore, Maryland.

STERNER Thomas. (1990), The pricing of and demand for gasoline, *Swedish Transport Research Board, TBF-Report*, Vol. 9, mai, 237 p.

STERNER Thomas., DAHL Carol A. et FRANZEN M. (1992), Gasoline tax policy: carbon emissions and the global environment, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, p. 109-119.

THELOT Claude (1981), Note sur la loi logistique et l'imitation, *Annales de l'INSEE*, n°42, p. 111-125.

## 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 1990

**CEG-5. J.-L. KARNIK,**
Les résultats financiers des sociétés de raffinage distribution en France 1978-89.
Mars 1991

**CEG-6. I. CADORET, P. RENOU,**
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. RENOU,**
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 $CO_2$ 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

* une version anglaise de cet article est disponible sur demande