



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Département fédéral de l'environnement, des transports,
de l'énergie et de la communication DETEC

Office fédéral de l'énergie OFEN
Office fédéral de l'environnement OFEV

Rapport final 14 juillet 2009

Élasticité-prix de la demande d'essence en Suisse



Haute école de gestion de Genève
CRAG – Centre de Recherche Appliquée en Gestion
Haute École Spécialisée Genève



UNIVERSITÉ
DE GENÈVE

LEA – Laboratoire d'Économie Appliquée
Université de Genève

Mandants:

Office fédéral de l'énergie OFEN
Programme de recherche Fondements de l'économie énergétique
Office fédéral de l'environnement OFEV
Division Climat, économie, observation de l'environnement
Section Climat
CH-3003 Berne
www.bfe.admin.ch ; www.bafu.admin.ch

Mandataire:

Haute École de Gestion de Genève (HEG-Genève)
Centre de Recherche Appliquée en Gestion (CRAG)
7, Route de Drize
CH-1227 Carouge
www.hesge.ch/heg/

et:

Université de Genève
Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA)
40, Boulevard du Pont d'Arve
CH-1211 Genève 4
www.unige.ch/ses/lea/

Auteurs:

Andrea Baranzini, HEG-Genève, andrea.baranzini@hesge.ch
David Neto, Université de Genève, david.neto@unige.ch
Sylvain Weber, Université de Genève, sylvain.weber@unige.ch

Groupe d'accompagnement:

Axel Axhausen (ETHZ), Samuel Bangerter (ASTRA), Thomas Bucheli (OFEV), Alexander Erath (ETHZ), Mehdi Farsi (ETHZ), Paul Filliger (OFEV), Rolf Hartl (Union Pétrolière), Patrick Hofstetter (WWF), Helmut Honermann (ARE), Hermann Scherrer (OFEN), Robert Schlich (CFF), Thomas Volken (OFEN), Bernhard Wyss (ASTRA).

Chef de programme de l'OFEN: Nicole A. Mathys

Numéro du contrat et du projet de l'OFEN: 153918 / 103018

Les auteurs de ce rapport portent seuls la responsabilité de son contenu et de ses conclusions.

Table des matières

Résumé	4
Zusammenfassung	4
Introduction	9
1. Revue de la Littérature	9
2. Méthodologie	12
3. Les Données	14
4. Résultats	19
Conclusions	25
Annexe 1 : Liste des variables récoltées	27
Annexe 2 : Quelques détails sur la désaisonnalisation	28
Annexe 3 : Tests de racine unitaire	30
Annexe 4 : Tests de rupture	34
Annexe 5 : Résultat des estimations avec le taux de change	36
Annexe 6 : Résultat des estimations sur données annuelles	38
Références	40

Résumé

Dans cette étude, nous analysons la demande de carburant (essence et diesel) en Suisse. Nous étudions également la demande d'essence de manière séparée. Pour ce faire, nous utilisons des données macroéconomiques sur les quantités d'essence et de diesel au niveau de l'ensemble du pays et les mettons en relation avec différentes variables censées avoir un impact sur la consommation de ces carburants. Nous avons récolté des données sur une longue période, allant de 1970 à 2008, sur une base trimestrielle. Pour traiter ces séries temporelles, nous faisons appel à la littérature la plus récente dans le domaine de la demande d'essence, qui utilise les techniques économétriques de cointégration.

Les résultats principaux de notre étude sont les suivants. En Suisse, la consommation de carburant et d'essence n'est pas très sensible aux variations de prix. Plus précisément, l'élasticité-prix de la demande est d'environ -0.3 à long terme, ce qui signifie qu'une augmentation du prix de l'essence de 10% diminue sa quantité demandée d'environ 3%. À court terme, la demande est presque totalement inélastique aux variations de prix, car elle est de -0.08 pour le carburant et -0.09 pour l'essence.

La demande de carburant et d'essence en Suisse est aussi sensible aux variations du prix de l'essence à l'étranger. À long terme, une augmentation de 10% du prix dans les zones frontières à l'étranger accroît la demande totale de carburant et d'essence en Suisse d'environ 1%.

De plus, parmi d'autres résultats, nous mettons en évidence que l'augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales de 1993 a entraîné une baisse de la quantité demandée de carburant d'environ 3% et de la demande d'essence de 3.5%. Cette baisse s'ajoute à la diminution de la consommation résultant de l'augmentation de prix due à la modification de la surtaxe. Elle représente en quelque sorte l'impact psychologique de l'impôt. Une augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales entraîne donc deux diminutions de quantité : la première représente la modification du comportement due à l'augmentation de prix ; la deuxième représente la réaction additionnelle des consommateurs, qui savent que l'augmentation de prix n'est pas "naturelle" ou temporaire.

Zusammenfassung

In dieser Studie wird die Nachfrage nach Treibstoffen (Benzin und Diesel, und Benzin separat) in der Schweiz untersucht. Das Ziel ist die Ermittlung der langfristigen und der kurzfristigen Eigen-Preiselastizität der Nachfrage. Zu diesem Zweck verwenden wir makroökonomische Daten über die Benzin- und Dieselmengen auf gesamtschweizerischer Ebene und setzen sie in Beziehung mit verschiedenen Variablen, die einen Einfluss auf den Verbrauch dieser Treibstoffe haben könnten. Wir benutzen Quartalsdaten über eine lange Zeitperiode (1970 bis 2008). Um diese Zeitreihen zu verarbeiten, stützen wir uns auf die neuste Literatur auf dem Gebiet der Benzinnachfrage, welche die ökonometrischen Techniken der Kointegration benutzt. Die von uns benutzte Methode von Engle und Granger ermöglicht die Erstellung einer langfristigen und einer kurzfristigen Relation. Da unsere Probe aus einer verhältnismässig grossen Zahl von Beobachtungen besteht (150 zwischen 1971:Q3 und 2008:Q4), konnten wir für die Erklärung des Benzinverbrauchs eine grössere Zahl von Variablen in Betracht ziehen, und nicht bloss die herkömmlichen wie den Benzinpreis, das Einkommen und den Fahrzeugbestand.

In unserer Analyse gehen wir aufgrund der vorhandenen Literatur von einer Cobb-Douglas Nachfrage aus und schätzen eine log-lineare Nachfragegleichungen: eine für die Treibstoffe

(Benzin plus Diesel) und eine andere ausschliesslich für Benzin. In beiden Fällen haben wir die folgenden langfristigen Relationen geschätzt:

$$\ln Q_t = \beta_{01} + \beta_{02} I_{t\tau} + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln V_t + \beta_4 \ln PE_t + \beta_5 t + z_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (1)$$

in der Gleichung stellt Q_t die Treibstoffmenge dar, die in der Schweiz im Quartal t pro Kopf verbraucht wird, P_t den realen Benzinpreis, Y_t das reale BIP pro Kopf, V_t den totalen Fahrzeugbestand pro Fahrer, PE_t den realen Benzinpreis im grenznahen Ausland, t das Quartal (ein zwischen 0 und 1 normalisierter linearer Trend, mit dem der technische Fortschritt einbezogen werden kann) und $I_{t\tau}$ ist eine Hilfsvariable, die einen möglichen Bruch in der langfristigen Relation abdeckt, dessen Zeitpunkt vorgängig unbekannt ist. Stellt die Gleichung (1) die Benzinnachfrage dar, sind die Variablen unverändert mit der Ausnahme von Q_t , die der Benzinmenge pro Kopf entspricht, und V_t , die den Bestand von benzinbetriebenen Personewagen pro Fahrer angibt.

In der Tabelle 1 geben wir die Resultate der geschätzten Nachfrage für Treibstoffe und Benzin an. Die statistischen Analysen ermöglichen es uns vorerst aufzuzeigen, dass es im betrachteten Zeitraum nur eine Bruchstelle der Relation gibt, welche die Veränderung der Konstante im Jahr 1990 bedingt. Aus diesem Grund haben wir die Hilfsvariable $I_{1990:4}$ für die Treibstoffe und das Benzin in die Schätzung eingeführt. Sie hat den Wert 0 bis zum 4. Quartal 1990 und den Wert 1 ab dem 1. Quartal 1991. Die mit dieser Variablen verbundenen Koeffizienten sind in beiden Nachfragegleichungen positiv. Dies bedeutet, dass in der Schweiz ab 1990 die Nachfrage nach Treibstoffen um 4,6% und jene nach Benzin um 6,6% gestiegen ist, bei unveränderten übrigen Variablen.

	lnQtot	lnQg
lnP	-0.267 (0.022)	-0.339 (0.027)
lnY	0.755 (0.071)	0.673 (0.085)
lnV	0.559 (0.027)	0.803 (0.028)
lnPE	0.125 (0.026)	0.101 (0.032)
Trend	-0.397 (0.038)	-0.559 (0.042)
$I_{1990:4}$	0.046 (0.008)	0.066 (0.009)
Konstante	-0.064 (0.235)	-1.381 (0.279)
R² angeglichen	0.983	0.969
Beobachtungen	150	150
Periode	1971:Q3 – 2008:Q4	1971:Q3 – 2008:Q4

Tabelle 1: Resultate der Schätzungen der langfristigen Gleichungen (Quartalszahlen).
Bemerkung: Standardfehler in Klammern.

Die anderen geschätzten Koeffizienten in der Tabelle 1 lassen sich direkt als langfristige Elastizitäten interpretieren. Wie erwartet, ist die Preiselastizität der Treibstoffnachfrage in der Schweiz verhältnismässig schwach (-0.27), selbst auf lange Frist. Die Preiselastizität der Benzinnachfrage ist in absoluten Werten etwas höher (-0.34) als jene der Treibstoffe. Eine mögliche Erklärung besteht darin, dass im Falle des Benzins die Substitutionsmöglichkeiten grösser sind (beispielsweise durch einen Übergang zu Diesel) als im Falle der Treibstoffe (bei denen Diesel bereits eingeschlossen ist). Diese Preiselastizitätswerte entsprechen in der Größenordnung den Resultaten aus Studien in anderen Ländern.

Die dritte Zeile der Tabelle gibt den Koeffizienten an, der mit dem Logarithmus des realen Pro-Kopf-BIP ($\ln Y$) verbunden ist. Dieser Koeffizient kann als die Einkommens-Elastizität der Benzinnachfrage interpretiert werden. Sie entspricht $+0.76$ für die Treibstoffe und $+0.67$ für das Benzin. Wie erwartet und in der Literatur beschrieben, sind die Treibstoffe und das Benzin normale aber lebensnotwendige Güter: eine Erhöhung des Einkommens zieht einen unterproportional höheren Verbrauch von Benzin und Treibstoffen nach sich. Wir stellen weiter fest, dass eine Vergrösserung des Fahrzeugbestands pro Fahrer um 1% den Treibstoffverbrauch um etwa 0.6% anhebt, während ein 1% grösserer Bestand von benzinbetriebenen Personenwagen den Benzinverbrauch um 0.8% erhöht. Die Elastizität der Nachfrage nach Treibstoffen oder Benzin gegenüber Benzinpreisveränderungen im grenznahen Ausland ist positiv und entspricht etwa 0.1. Demnach verursacht eine Preiserhöhung im grenznahen Ausland um 1% eine mengenmässige Erhöhung des Treibstoff- und Benzinverbrauchs in der Schweiz um 0.1%.

Für die kurzfristige Analyse schreiben sich die Relationen für die Treibstoffe und das Benzin wie folgt:

$$\Delta \ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln P_t + \alpha_2 \Delta \ln Y_t + \alpha_3 \Delta \ln PE_t + \alpha_4 \text{Schock1973} + \alpha_5 \text{Schock1979} + \alpha_6 D1985 + \alpha_7 \text{Steuer1993} + \alpha_8 D2000 + \sum_{i=1}^n \alpha_{9i} \Delta \ln Q_{t-i} + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

in der Gleichung stellt Q_t die Menge an Treibstoff (oder Benzin) dar, welche im Quartal t pro Kopf verbraucht wurde, P_t den realen Benzinpreis, Y_t das reale BIP pro Kopf und PE_t den realen Benzinpreis im grenznahen Ausland. Schock1973 und Schock1979 sind Dummy-Variablen, um den ersten und den zweiten Erdölschock einzubeziehen. Schock1973 erhält den Wert 1 vom 4. Quartal 1973 bis und mit dem 3. Quartal 1974, während Schock1979 den Wert 1 vom 4. Quartal 1978 bis und mit dem 4. Quartal 1979 trägt. Die Dummy-Variable D1985 bekommt den Wert 1 ab dem 1. Quartal 1985, um der Einführung des bleifreien Benzins Rechnung zu tragen. Die Hilfsvariable D2000 erhält den Wert 1 ab dem 1. Quartal 2000 und widerspiegelt den Wegfall des verbleiten Benzins. Die Variable Steuer1993 ist ebenfalls eine Dummy-Variable mit dem Wert 1 allein für das 2. Quartal 1993. Sie erlaubt es, den Einfluss der Erhöhung des Mineralölsteuerzuschlags um rund 25 Rappen für 100 kg brutto auf Anfang März 1993 zu berücksichtigen. $\hat{z}_{t-1}$ steht für die geschätzten Residuen der langfristigen Relation. Sie werden in die kurzfristige Relation einbezogen, um die Geschwindigkeit zu messen, mit der sich die Ungleichgewichte ausgleichen. Die Verzögerungen der endogenen Variablen ($\Delta \ln Q_{t-i} = \ln Q_{t-i} - \ln Q_{t-1-i}$) werden eingeführt, um die Autokorrelation in den Schätzungen aufzuheben und dadurch Residuen ε_t zu erhalten, die weißes Rauschen sind.

Die für die Gleichungen (2) erhaltenen Resultate werden in der Tabelle 2 angegeben. Sie zeigen, dass sich die kurzfristige Preiselastizität für die Treibstoffnachfrage auf -0.08 und für jene nach Benzin auf -0.09 beläuft. In Übereinstimmung mit der Wirtschaftstheorie sind die geschätzten Werte für die kurzfristige Elastizität in absoluten Werten tiefer als jene für die langfristige Elastizität. Wie in den langfristigen Relationen finden wir auch in den kurzfristigen, dass die Benzinnachfrage elastischer ist als jene nach Treibstoffen. Die beiden Preiselastizitäten sind allerdings sehr schwach, zeigen sie doch, dass eine Preiserhöhung um 10% eine Verringerung der nachgefragten Menge um weniger als 1% nach sich zieht.

	$\Delta \ln Q_{tot}$	$\Delta \ln Q_g$
$\Delta \ln P$	-0.082*** (0.025)	-0.092*** (0.028)
$\Delta \ln Y$	0.103 (0.093)	0.025 (0.107)
$\Delta \ln PE$	0.046 (0.029)	0.066** (0.033)
Schock1973	-0.018*** (0.006)	-0.018** (0.007)
Schock1979	-0.011* (0.006)	-0.010* (0.006)
D1985	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.003)
Steuer1993	-0.029** (0.013)	-0.035** (0.014)
D2000	-0.003 (0.002)	-0.007** (0.003)
$\hat{z}_{t-1}$	-0.374*** (0.060)	-0.271*** (0.058)
Konstante	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
$\sum_{i=1}^5 \alpha_{9i} \Delta \ln Q_{t-i}$	(·)	(·)
R² angeglichen	0.350	0.311
Beobachtungen	149	149
Periode	1971:Q4 – 2008:Q4	1971:Q4 – 2008:Q4

Tabelle 2: Resultate der Schätzungen der kurzfristigen Gleichungen (Quartalszahlen).
 Bemerkung: Standardfehler in Klammern; ***, **, * : statistisch signifikant zu jeweils 1%, 5% und 10%.

Der Benzinpreis im Ausland hat keine unmittelbare Auswirkung auf die Treibstoffnachfrage und einen sehr geringen Einfluss auf den kurzfristigen Benzinverbrauch: eine Erhöhung des Benzinpreises im grenznahen Ausland um 1% verursacht einen Anstieg der nachgefragten Benzinmenge in der Schweiz um etwa 0.07%. Da diese Elastizität bereits langfristig verhältnismässig schwach ist, erstaunt es kaum, dass sie kurzfristig noch kleiner ist und sich statistisch gesehen nicht von Null unterscheidet.

Die beiden Erdölshocks haben den Benzin- und Treibstoffverbrauch gedrosselt. Die Verringerung scheint während des Schocks von 1973 etwas stärker ausgefallen zu sein (-1.8%) als 1979 (-1.0%). Es sei angemerkt, dass dieser kurzfristige Effekt zur Preisveränderung während der Erdölshocks hinzugefügt werden muss. Die Erhöhung des Mineralölsteuerzuschlags von 1993 zog einen Rückgang der nachgefragten Treibstoffmenge um etwa 3% und der Benzinnachfrage um 3.5% nach sich. Auch in diesem Fall sei unterstrichen, dass diese Abnahme zusätzlich zum Verbrauchsrückgang infolge der Preiserhöhung durch den Steuerzuschlag gesehen werden muss. Sie stellt gewissermassen die psychologische Auswirkung der Steuer dar. Eine Erhöhung des Mineralölsteuerzuschlags bewirkt somit zwei Mengenrückgänge: einen ersten allein als Folge der Preiserhöhung, gefolgt von einer weiteren Reaktion der Konsumenten, die sich bewusst sind, dass die Preiserhöhung weder „natürlich“ noch

vorübergehend ist. Dieses Resultat steht im Einklang mit den Resultaten aktueller Studien in anderen Ländern.

Die Anpassungsgeschwindigkeit (Parameter γ vor der Variablen $\hat{z}_{t-1}$) beläuft sich auf -0.37 für die Treibstoffnachfrage und -0.27 für die Benzinnachfrage. Dies zeigt, dass 37% des Ungleichgewichts in der Treibstoffnachfrage im Laufe eines Quartals ausgeglichen wird beziehungsweise 27% des Ungleichgewichts in der Benzinnachfrage. Die Anpassungsgeschwindigkeit lässt erkennen, dass man recht schnell zum langfristigen Gleichgewicht zurückkehrt. Es zeigt sich, dass jede Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht nach etwa einem oder anderthalb Jahren nahezu vollständig ausgeglichen ist. Daraus können wir schliessen, dass mit dem für diese Studie verwendeten Ansatz jede Periode von mehr als $1 - 1\frac{1}{2}$ Jahren als langfristig gilt.

Élasticité-prix de la demande d'essence en Suisse

Introduction

La connaissance des déterminants de la demande de carburant est fondamentale pour comprendre l'évolution de la consommation énergétique dans le secteur des transports et pour évaluer les impacts des politiques économiques et environnementales. Au niveau international, il existe une vaste littérature qui étudie la demande d'essence ou de carburant. Malgré l'importance du sujet, il existe par contre peu d'études au niveau Suisse, et elles sont relativement anciennes (cf. Banfi et al., 2005 ; Carlevaro et al., 1992 ; Peter et al., 2002 ; Schleinger, 1995 ; Wasserfallen & Güntensperger, 1988). L'objectif principal de ce Rapport est donc justement de mettre en évidence les déterminants principaux de la demande de carburant et d'essence en Suisse et de mesurer leur impact sur la consommation. Plus précisément, cette étude traite de l'estimation de l'élasticité-prix de la demande d'essence et de carburant à court et à long terme, du point de vue macroéconomique. Nous rappelons que l'élasticité-prix de la demande mesure la sensibilité de la quantité demandée par rapport aux variations de prix, en termes relatifs : elle indique le changement en pourcentage de la quantité demandée suite à un changement en pourcentage du prix.

La structure du Rapport est la suivante. Dans la Section 1, nous effectuons un bref survol de la littérature internationale et suisse, afin de mettre en évidence les approches existantes, les caractéristiques des études, ainsi que les principaux résultats obtenus. La Section 2 présente la méthodologie que nous avons appliquée, tandis que la Section 3 décrit les données utilisées. La Section 4 discute des résultats obtenus à long et à court terme et nous tirons les enseignements principaux de notre étude dans les Conclusions. Six Annexes complètent le Rapport : elles fournissent des détails concernant les sources des données, la procédure de désaisonnalisation, les tests de racine unitaire et de rupture, des estimations avec une variable représentant le taux de change et enfin une dernière Annexe reporte les résultats sur données annuelles.

1. Revue de la Littérature

Dans la littérature, il existe de nombreuses études qui analysent la demande de carburant dans le domaine du transport individuel. Ces études se différencient en fonction des modèles appliqués et des données utilisées. Une première distinction que l'on peut faire concerne l'utilisation de données désagrégées (microéconomiques) par rapport à des données agrégées (macroéconomiques). L'utilisation de données microéconomiques est relativement récente et a évidemment l'avantage de se référer davantage au comportement de l'individu ou du ménage. Par exemple, en utilisant des enquêtes sur les dépenses des ménages aux États-Unis et au Canada, Nicol (2003) parvient à inclure de nombreuses caractéristiques dans la demande d'essence (telle que la participation au marché du travail) et obtient des élasticités-prix de l'essence pour six différents groupes de ménages (basés sur la taille de la famille et le type de logement), ainsi que des estimations de ces élasticités pour différentes régions des deux pays. D'autres études basées sur des données individuelles analysent la relation entre les caractéristiques du conducteur et la consommation (voir par exemple Rouwendal, 1996), l'influence des caractéristiques de la voiture et de la propriété de la voiture sur l'élasticité (Hensher et al., 1992), ou la décomposition des changements de comportement expliquant les élasticités (Eltony, 1993). Cependant, en raison de contraintes sur les données disponibles (c'est le cas de la Suisse, voir plus bas), la majorité des études sur la demande d'essence utilise des données agrégées.

Les modèles économétriques peuvent également se distinguer sur la base des données utilisées : séries temporelles, en coupe transversale ou en panel. Les données disponibles en Suisse nous contraignent à utiliser des modèles en séries temporelles, car nous n'avons pas de statistiques disponibles au niveau cantonal qui permettraient l'utilisation de modèles de panel.

Il existe plusieurs revues de la littérature qui présentent les résultats obtenus dans le domaine, comme par exemple Blum et al. (1988), Dahl et Sterner (1991), Graham et Glaister (2002) et Lipow (2008). Plus récemment, les survols traditionnels de la littérature ont été complétés par des méta-analyses, qui permettent de quantifier l'impact des caractéristiques des différentes études existantes sur les valeurs estimées des élasticités. Nous sommes au courant de deux études qui utilisent la méta-analyse pour expliquer les différences dans les valeurs des élasticités.

La première méta-analyse est celle d'Espey (1998). L'auteur récolte de nombreuses études publiées entre 1966 et 1997, couvrant une période allant de 1929 à 1993. La méta-analyse est effectuée sur 277 estimations de l'élasticité-prix de la demande de long terme et 363 estimations de l'élasticité-prix de court terme. Les valeurs estimées de l'élasticité-prix de la demande à long terme varient entre 0 et -2.72 , avec une moyenne de -0.58 et une médiane de -0.43 . L'élasticité-prix de court terme varie par contre entre 0 et -1.36 , avec une moyenne de -0.26 et une médiane de -0.23 . L'auteur effectue la méta-analyse également sur les élasticités-revenu. Il a récolté 245 estimations de l'élasticité-revenu de long terme et 345 estimations de celle de court terme. Les estimations de l'élasticité-revenu de long terme varient entre 0.05 et 2.73, avec une moyenne de 0.88 et une médiane de 0.81. À court terme, les élasticités-revenu varient par contre entre 0 et 2.91, avec une moyenne à 0.47 et une médiane à 0.39. Nous remarquons que les élasticités-prix de la demande de court et de long terme sont généralement plus faibles (en valeur absolue) que les valeurs correspondantes des élasticités-revenu, un résultat également mis en évidence dans d'autres survols de la littérature (voir Dahl et Sterner, 1991 ; Graham et Glaister, 2002).

La méta-analyse de Brons et al. (2008) est beaucoup plus récente et se concentre uniquement sur l'explication des différences entre les élasticités-prix. L'étude est effectuée sur 312 élasticités estimées, provenant de 43 études. La Figure 1 reporte les distributions des valeurs des élasticités-prix de court et de long terme trouvées dans ces 43 études. Les élasticités-prix de court terme sont comprises entre -1.36 et $+0.37$, tandis que celles de long terme se trouvent entre -2.04 et -0.12 . La valeur moyenne de l'élasticité-prix de court terme est de -0.34 , et elle peut être décomposée dans les élasticités par rapport à l'inverse de l'efficacité du carburant (-0.14), aux kilomètres parcourus par voiture (-0.12) et au nombre de voitures (-0.08) ($-0.34 = -0.14 - 0.12 - 0.08$). À long terme, l'élasticité-prix de la demande moyenne est estimée à -0.84 , et elle peut aussi être décomposée dans les élasticités par rapport à l'inverse de l'efficacité du carburant (-0.31), aux kilomètres parcourus par voiture (-0.29) et au nombre de voitures (-0.24).

La méta-analyse de Brons et al. (2008) permet ensuite de mettre en évidence les facteurs principaux expliquant les différences dans les résultats des études sur l'élasticité-prix de la demande d'essence. En particulier, les auteurs trouvent que, toutes choses égales par ailleurs :

- La valeur de l'élasticité-prix de la demande est plus faible aux USA, Canada et Australie que dans les autres pays de l'OCDE. Dans ces trois pays, les consommateurs pourraient être moins sensibles aux variations du prix de l'essence car le niveau de revenu y est relativement élevé et les prix de l'essence relativement plus faibles que dans les autres pays de l'OCDE.
- Les études effectuées avec des données plus récentes trouvent une élasticité-prix de la demande d'essence plus élevée en valeur absolue. Ce résultat pourrait impliquer que les consommateurs deviennent de plus en plus sensibles aux variations du prix de l'essence.

Le changement est cependant très faible et est contredit par les résultats de Hughes, Knittel et Sperling (2008).

- Il n'y a pas de différence entre les élasticités-prix de la demande mesurées entre le premier et le deuxième choc pétrolier ou en dehors de cette période. Ceci pourrait impliquer qu'il n'y a pas eu de changement statistiquement significatif dans la demande d'essence après les chocs pétroliers.
- L'élasticité-prix de la demande de long terme est plus élevée que celle de court terme. Ce résultat est compatible avec la théorie économique : avec le temps le consommateur possède plus de moyens pour s'adapter aux changements de prix, par exemple en achetant une voiture qui consomme moins.
- Les études en coupe transversale donnent des valeurs de l'élasticité-prix plus élevées que les études réalisées sur des séries temporelles.
- Les modèles non-linéaires n'engendrent pas de différences dans les résultats obtenus par rapport aux modèles linéaires. Les auteurs en déduisent que les modèles log-linéaires sont adéquats pour modéliser la demande d'essence.

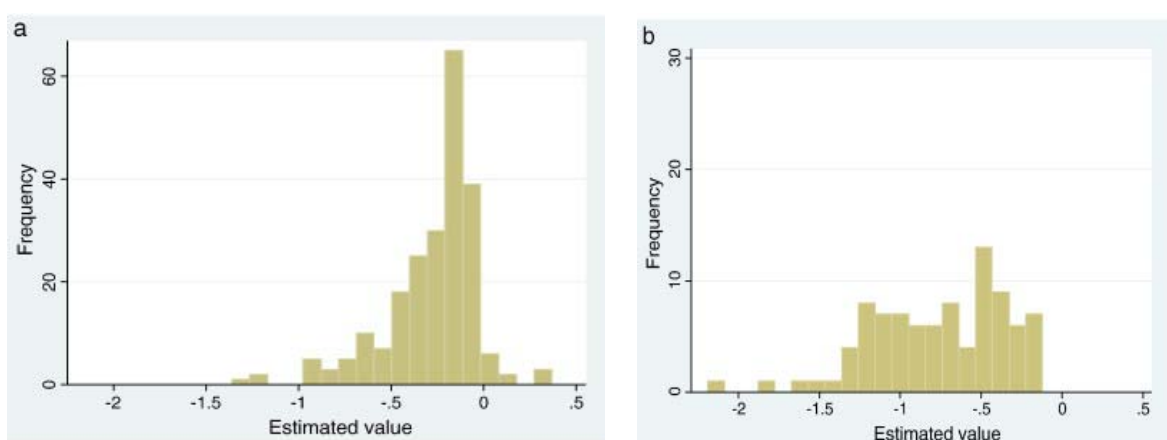


Figure 1 : Distribution des estimations des élasticités-prix de la demande d'essence de court terme (gauche) et de long terme (droite) dans la méta-analyse de Brons et al. (2008).

Source: M. Brons, P. Nijkamp, E. Pelsa & P. Rietveld (2008): "A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach." *Energy Economics*, 30(5), p. 2113.

Concernant plus spécifiquement la Suisse, il existe peu d'études mesurant la demande d'essence. De plus, ces études sont basées sur des données relativement anciennes. Le Tableau 1 résume les études existantes, les résultats qu'elles obtiennent et leurs principales caractéristiques.

Wasserfallen et Güntensperger (1988) adoptent un modèle en équilibre partiel qui explique simultanément la demande d'essence et le stock de véhicules à moteur. En utilisant des données de 1962 à 1985, ils estiment une élasticité-prix de la demande de court terme comprise entre -0.3 et -0.45 , une demande qui est devenue plus sensible après le premier choc pétrolier de 1973. L'élasticité-revenu de la demande d'essence se monte à 0.7 . Afin de calculer les impacts de long terme des changements de prix, les auteurs effectuent des simulations. En utilisant un modèle technico-économique, Carlevaro et al. (1992) expliquent l'évolution de la consommation de carburant en Suisse avec des données annuelles entre 1960 et 1990. Ils obtiennent une très faible élasticité-prix de la demande de court terme de -0.06 . En accordant une attention particulière au problème de non-stationnarité des variables utilisées, Schleiniger (1995) applique des techniques de cointégration pour estimer la demande d'essence sur la période 1967 – 1994. De manière assez surprenante, l'auteur trouve que la demande d'essence est uniquement sensible aux variations de revenu, tandis

que les variations de prix n'expliquent pas les variations de la demande. Selon les spécifications, l'auteur trouve cependant une élasticité-prix de la demande à court terme de -0.24 , peut-être due au tourisme de l'essence. Ce résultat est aussi surprenant car de manière générale on s'attend plutôt à ce que l'élasticité-prix de la demande de long terme soit supérieure en valeur absolue à celle de court terme. Plus récemment, Peter et al. (2002) ont trouvé que sur la période 1998 – 2001, la demande d'essence est parfaitement inélastique aux variations de prix, sauf si on introduit un retard d'une année dans le calcul de l'impact de la variation du prix. Dans ce cas, l'élasticité-prix de la demande est d'environ -0.3 . Enfin, nous mentionnons l'étude de Banfi, Filippini et Hunt (2005) qui ont également étudié la demande d'essence en Suisse, mais en se focalisant uniquement sur le phénomène du "tourisme de l'essence", c'est-à-dire la consommation d'essence dans les zones frontalières, due aux différentiels de prix entre la Suisse et l'étranger. Bien que leur étude soit relativement récente, les données utilisées sont relativement anciennes, avec un échantillon portant sur la période 1985 – 1997. Leurs résultats indiquent une élasticité-prix de -1.75 , qui est bien plus élevée en valeur absolue que toutes les autres estimations, mais conforme aux attentes : une augmentation du prix de l'essence en Suisse n'affecte pas uniquement les suisses, mais aussi les conducteurs étrangers, qui ont moins d'incitations à faire le plein dans les zones frontalières en Suisse.

Auteurs	Élasticité-prix	Élasticité-revenu	Remarques
Wasserfallen & Güntensperger (1988)	-0.3 à -0.45 (CT)	0.7 (CT)	Modèle avec demande pour l'essence et pour le stock de véhicules. Plusieurs variables
Carlevaro et al. (1992)	-0.06 (CT)		Modèle technico-économique
Schleiniger (1995)	0 (LT) -0.24 (CT)	1.65 (LT) 1.24 (CT)	Techniques de cointégration Variables: PIB par tête et prix
Peter et al. (2002)	0 à -0.3 (CT)	0.65 (CT)	Moindres carré ordinaires
Banfi et al. (2005)	-1.75 (CT)		Modèle avec données en panel. Uniquement régions de frontière ("tourisme essence")

Tableau 1 : Résultats et caractéristiques principales des études sur l'élasticité-prix de la demande d'essence en Suisse.

Note : CT = court terme ; LT = long terme.

2. Méthodologie

La méthodologie que nous utilisons pour calculer l'élasticité-prix de la demande d'essence de court et de long terme est fortement tributaire des données disponibles. En Suisse, le relevé des quantités de carburants et des prix se fait à l'échelle nationale. Nous ne pouvons donc pas effectuer une étude ni en coupe transversale ni en panel, ce qui permettrait de calculer les élasticités-prix en tenant compte des variations de quantités et de prix à la fois dans l'espace (par exemple entre les cantons) et dans le temps. Notre étude doit donc se baser sur des données dans le temps, mesurées au niveau national, et donc faire appel à l'économétrie des séries temporelles. Pour traiter de telles données, la littérature la plus récente dans le domaine de la demande d'essence utilise les techniques de cointégration. Bien que nous utilisions la même méthodologie empirique que les études internationales existantes, nous avons cependant pu obtenir des données trimestrielles sur la période 1970 – 2008 (voir plus bas). Ceci nous permet d'avoir à disposition beaucoup plus d'observations qu'avec des données annuelles habituellement utilisées et nous offre donc la possibilité de prendre en considération plus de variables explicatives. Nous remarquons en fait que dans les articles basés sur des séries temporelles, la grande majorité des études utilise unique-

ment le prix de l'essence et le produit intérieur brut par tête (comme indicateur de revenu) comme variables explicatives.

Afin de définir le modèle à estimer, les études existantes partent implicitement ou explicitement d'une identité comptable censée décomposer la consommation d'essence agrégée en fonction de l'efficacité moyenne (consommation de carburant par kilomètre parcouru), l'utilisation moyenne du véhicule et le stock total de véhicules (voir Brons et al., 2008 ; Pock, 2009) :

$$Q \equiv \frac{Q}{Km} \times \frac{Km}{V} \times V \quad (1)$$

Avec Q la consommation de carburant, Km le nombre de kilomètres parcourus et V le stock de véhicules. Étant donné les limitations dans les données disponibles, les études spécifient la demande en fonction des variables qui sont observables et liées avec les différents facteurs déterminant la consommation en (1). La vaste majorité de la littérature suppose une demande de type Cobb-Douglas et estime par conséquent une demande log-linéaire qui possède la forme générale suivante :¹

$$\ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln V_t + z_t, \quad (2)$$

avec Q_t la consommation de carburant ou d'essence par tête à la période t ; P_t le prix réel du carburant ou de l'essence ; Y_t le revenu réel par tête ; et V_t le nombre de voitures par tête.

L'estimation de l'équation de demande (2) avec des séries temporelles pose cependant des problèmes lorsque les séries sont non-stationnaires. Même si, dans la réalité, aucune relation ne lie ces variables, une estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) peut donner des résultats qui font croire faussement qu'une telle relation existe et qu'elle est importante (R^2 élevé, coefficients significatifs, ...). C'est le phénomène connu sous le nom de régression fallacieuse (*spurious regression*). Pour répondre à ce problème, la procédure habituelle (voir par exemple Mignon, 2008) consiste à différencier les séries stationnaires, mais le nouveau problème qui surgit est que cette procédure masque les propriétés de long terme des séries, car les relations entre les niveaux des variables ne sont plus considérées. Pour cette raison, en s'appuyant sur la théorie de la cointégration, il est possible de spécifier des relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées. L'équation (2) représente ainsi la relation de long terme. Si le terme z_t est stationnaire, alors il peut être interprété comme un déséquilibre : il y a cointégration. Nous utilisons ici l'approche de Engle & Granger (1987) car il n'y a qu'une seule relation de cointégration. La dynamique de long terme (2) est estimée par MCO afin d'obtenir une estimation du déséquilibre. On estime ensuite la dynamique de court terme avec un modèle à correction d'erreur, qui comprend les résidus estimés de la relation de long terme $\hat{z}_{t-1}$:

$$\Delta \ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln P_t + \alpha_2 \Delta \ln Y_t + \alpha_3 \Delta \ln X_t + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

où X_t est une matrice de variables supposées avoir un effet à court terme, mais pas à long terme, tels qu'une augmentation de l'impôt sur les huiles minérales ou un choc pétrolier. Le

¹ Parmi les études qui utilisent des techniques de cointégration dans le domaine de la demande d'essence, voir par exemple : Akinboade, Ziramba et Kumo, 2008 ; Alves et Bueno, 2003 ; Bentzen, 1994 ; Crôte, Noland et Graham, 2009 ; Elony et Al-Mutairi, 1995 ; Polemis, 2006 ; Samimi, 1995 ; Schleinigier, 1995. De manière plus générale, il existe aussi d'autres approches économétriques pour le traitement des séries temporelles, qui n'ont toutefois pas été utilisées dans cette étude. Pour une discussion de ces méthodes alternatives, voir par exemple Allen et Fildes (2005).

stock de véhicules n'est pas inclus dans la relation (3) car il n'est pas supposé avoir d'effet à court terme.²

Il est à remarquer que les coefficients estimés ont des interprétations directes en termes d'élasticité, car les variables endogènes et exogènes sont prises en logarithmes. Ainsi, les élasticités-prix, -revenu et autres de long terme sont données par les paramètres β_i estimés dans l'équation (2), tandis que les élasticités de court terme sont données par les paramètres α_i estimés dans l'équation (3). Le paramètre estimé γ s'interprète comme la "vitesse d'ajustement" à l'équilibre de long terme donné par (2).

3. Les Données

Dans les études existantes, les données sont typiquement annuelles. Il en résulte donc des échantillons relativement petits et par conséquent un nombre réduit de variables explicatives (souvent uniquement le prix du carburant et le PIB par tête). Nous avons par contre récolté un grand nombre de variables explicatives, la plus grande partie sur une base mensuelle. Cependant, comme le PIB est disponible seulement sur une base trimestrielle, nous avons préféré travailler avec toutes les variables en trimestres plutôt que d'essayer de "mensualiser" le PIB. Nous avons des données de 1970 à 2008, soit un nombre total de 156 observations (39 ans $\times$ 4 trimestres). Le Tableau 2 reporte les statistiques descriptives des variables qui ont été retenues dans le modèle final estimé et pour la (sous-)période d'observation retenue (1971:Q3 – 2008:Q4, voir Section 4). L'Annexe 1 énumère les données utilisées dans les estimations, y compris celles qui n'ont pas été retenues dans le modèle final.

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Quantité de carburant par tête (litres)	210.1	28.8	156.1	246.9
Quantité d'essence par tête (litres)	163.2	20.0	126.8	195.9
Prix réel de l'essence en Suisse (CHF)	1.6	0.3	1.1	2.1
Prix réel de l'essence dans les zones frontalières à l'étranger (CHF)	1.9	0.3	1.4	2.4
PIB par habitant (CHF)	13.4	1.5	10.6	16.3
Véhicules pour 1000 conducteurs	722.4	155.8	409.8	927.9
Voitures essence pour 1000 conducteurs	554.7	87.4	344.3	653.2

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables utilisées dans les estimations finales.

Notes : les observations sont trimestrielles et les statistiques calculées sur la période retenue pour l'estimation finale, i.e. du 3^{ème} trimestre 1971 au 4^{ème} trimestre 2008 (voir Section 4).

Les données sur les quantités (essence avec plomb, sans plomb et diesel) correspondent aux livraisons mensuelles au marché intérieur suisse de janvier 1970 à décembre 2008. Les quantités ne correspondent donc pas exactement aux ventes, mais il y a généralement une très courte période de temps entre les livraisons et les ventes. Ventes et consommation ne peuvent pas être distinguées, mais nous pouvons raisonnablement assumer que lorsque le consommateur achète du carburant, il le consommera assez rapidement.

² De plus, un problème empirique nous empêche d'utiliser les stocks de véhicules en différences. Comme les stocks de véhicules sont relevés de manière annuelle, nous avons construit leurs valeurs trimestrielles par interpolation linéaire. De telles variables se prêtent mal à être différenciées puisque leur taux de croissance est par définition constant à l'intérieur de chaque année.

Afin d'obtenir la quantité d'essence, nous avons sommé les quantités d'essence sans plomb (octane 95 et 98) avec celles de l'essence plombée (normale et super) $Q_E = Q_{SP} + Q_P$. La quantité totale de carburant est obtenue en sommant les quantités d'essence et de diesel $Q_C = Q_E + Q_D = Q_{SP} + Q_P + Q_D$. Comme le prix des carburants est exprimé en francs par litre, nous avons décidé d'exprimer toutes les quantités en litres³. Pour les quantités d'essence avec et sans plomb, nous utilisons une masse volumique de 0.74 kg/l. Nous divisons donc les quantités en kilogrammes par 0.74 pour obtenir les quantités correspondantes en litres. Pour le diesel, nous considérons une masse volumique de 0.83 kg/l.

Dans le Tableau 2, nous remarquons que la consommation moyenne de carburant par tête sur un trimestre est de 210.1 litres entre 1970 et 2008, avec une valeur maximale de 246.9 litres. La Figure 2 reporte l'évolution de la quantité consommée d'essence, de diesel et de carburant en litres par habitant et par trimestre de 1970 à 2008. À la lecture de cette figure, on constate que les séries originales montrent de très nettes variations saisonnières, avec des cycles relativement réguliers au cours d'une année. Afin de pouvoir les analyser, nous avons donc préalablement dû désaisonnaliser les séries des quantités de carburant et d'essence (voir l'Annexe 2 pour plus de détails sur la désaisonnalisation). Les séries corrigées des variations saisonnières (CVS) sont également montrées dans la Figure 2. Nous remarquons une certaine stabilisation de la consommation de carburant par tête depuis 1990, et une diminution de la consommation d'essence qui s'accroît depuis 2000, accompagnée par une augmentation de la consommation de diesel depuis la fin des années 90. La part du diesel reste cependant relativement faible en Suisse, en comparaison avec les autres pays européens.

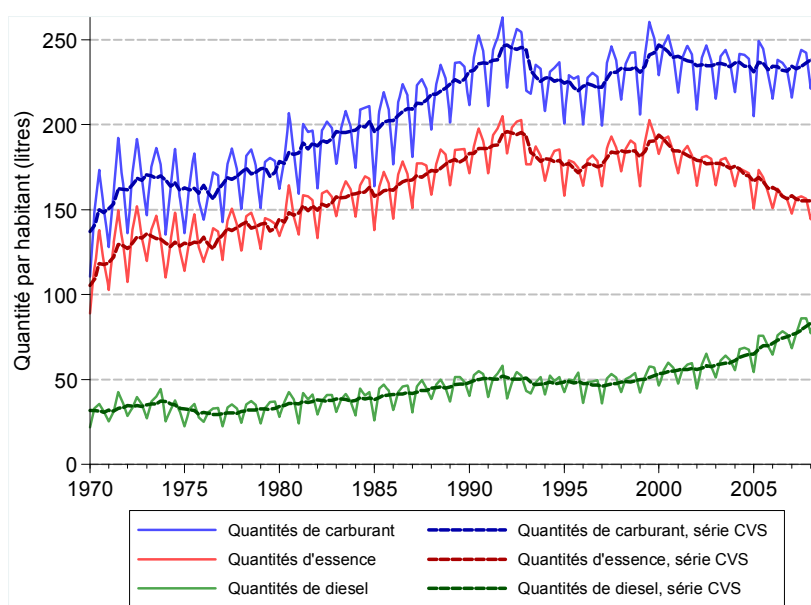


Figure 2 : Évolution des quantités consommées de carburant, d'essence et de diesel, 1970 – 2008.

Étant donné notre définition des quantités, nous avons construit le prix de l'essence comme étant la moyenne pondérée par les quantités des prix de l'essence sans plomb 95 et de l'essence avec plomb (normale et super), selon l'expression suivante :

³ Il est à remarquer que le choix des unités de mesure n'a aucun impact sur le calcul des élasticités, car ces dernières sont indépendantes des unités choisies (les élasticités sont des rapports de variations en pourcentage). Le seul impact que pourrait avoir notre choix des litres concerne l'agrégation des quantités d'essence et de diesel pour aboutir à la quantité totale de carburant consommée puisque les masses volumiques des différents carburants ne sont pas tout à fait identiques. Nous avons fait les calculs avec la quantité de carburant en litres et en kilogrammes, mais les résultats des estimations ne changent pas (résultats à disposition sur demande).

$$P_E = \frac{Q_{SP} \cdot P_{SP} + Q_P \cdot \frac{P_N + P_S}{2}}{Q_{SP} + Q_P} \quad (4)$$

Le prix de l'essence est déflaté par l'indice des prix à la consommation (IPC) en base décembre 2005. Sur la période considérée, le prix moyen de l'essence en valeur réelle a été de CHF 1.6 par litre, avec une valeur maximale à 2.1 et minimale à 1.1 (cf. Tableau 2). La Figure 3 reporte l'évolution des prix nominaux et réels de l'essence depuis 1970. Nous remarquons les prix relativement élevés après les deux chocs pétroliers de 1973 et 1980, ainsi que l'augmentation des prix à partir de 2005 jusqu'au sommet de l'été 2008 (mais inférieur en valeur réelle aux prix observés en 1973 et au début des années 80).

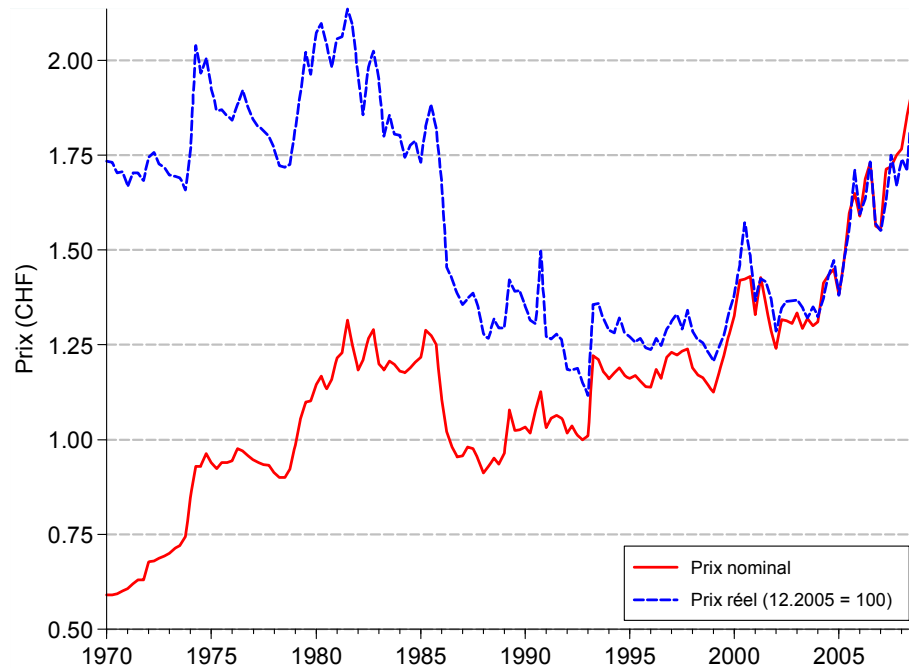


Figure 3 : Évolution des prix nominaux et réels de l'essence (en francs constants de décembre 2005), 1970 – 2008.

Malheureusement, le prix du diesel est disponible uniquement à partir de 1993. Sur la période considérée 1970 – 2008, nous disposons uniquement d'un indice de prix tiré de l'indice de prix à la production (IPP). Dans ces conditions et malgré nos tentatives, il n'est pas possible d'estimer une demande pour le diesel séparément. Il est cependant à remarquer que, même si le prix du diesel en Suisse est généralement plus élevé que le prix de l'essence, ces deux prix varient dans le même sens pendant pratiquement toute la période. Le coefficient de corrélation entre le prix réel de l'essence et l'indice de prix réel du diesel est ainsi de 0.96. Lors de l'estimation de la demande totale de carburant, nous n'utiliserons donc que le prix de l'essence.

Dans l'équation de la demande nous avons également introduit le prix de l'essence dans les zones frontalières à l'étranger, afin de tenir compte du phénomène du "tourisme de l'essence", qui est relativement important pour la Suisse. Nous avons construit cette variable en considérant les prix à l'étranger dans les régions frontalières de l'Allemagne, l'Italie, la France et l'Autriche. Nous avons ensuite construit un prix agrégé pour les zones frontalières en prenant la moyenne pondérée par le nombre de kilomètres de frontière avec les différents pays⁴. Ce

⁴ Il est à remarquer que les résultats présentés à la Section 5 ne changent pas si on définit le prix de l'essence à l'étranger comme la moyenne simple (non-pondérée par le nombre de kilomètres de

prix est traduit en francs suisses grâce au taux de change des différentes monnaies et ensuite déflaté en utilisant l'IPC suisse. À partir du Tableau 2, nous pouvons observer que, de manière générale, le prix de l'essence dans les régions frontalières à l'étranger est plus élevé que le prix suisse : le prix moyen à l'étranger sur la période considérée est de CHF 1.9 par litre d'essence, tandis qu'il est de 1.6 en Suisse.

Dans l'analyse de la demande, nous avons également considéré d'autres prix, mais nous ne les discutons pas ici. Ils n'ont pas été retenus dans l'estimation finale car ils n'avaient pas d'impact statistiquement significatif sur la quantité consommée (indice de prix des transports public, des voitures et des pneus), ou alors n'étaient disponibles que depuis 1993 (indices de prix pour les parkings, taxi)⁵.

Une autre variable qui entre dans l'équation de demande (2) est le revenu par tête. Nous avons utilisé le produit intérieur brut (PIB) par tête comme indicateur du revenu par tête, car c'est le seul indicateur qui soit disponible depuis 1970, de plus calculé sur base trimestrielle. Nous considérons le PIB par tête en termes réels et avons désaisonnalisé la série. Il se pose évidemment la question de savoir si le PIB est un bon indicateur du revenu et du revenu disponible en particulier. En Suisse, l'Office fédéral de la statistique calcule le revenu disponible depuis 1990, sur une base annuelle. Nous avons étudié la corrélation entre le PIB/tête et le revenu disponible par tête et trouvé une corrélation très élevée (0.89), ce qui nous rassure sur le fait que le PIB/tête réel est effectivement un bon indicateur du revenu disponible par tête en Suisse, puisque leur évolution est comparable. Du point de vue de la demande, nous nous attendons à ce que l'essence et le carburant soient des biens normaux, c'est-à-dire à une relation positive entre PIB/tête et consommation d'essence. Or, à une première lecture de l'évolution de ces variables dans le temps (voir Figure 4), il semblerait que la relation positive entre PIB/tête et consommation ne soit pas respectée après 2000 pour ce qui concerne l'essence. Comme l'accroissement du revenu correspond à une augmentation de la consommation de diesel après 2000, on pourrait penser que la diminution dans le domaine de l'essence soit due à un phénomène de substitution en faveur du diesel dans cette période. Il serait toutefois incorrect de tirer des conclusions à la simple lecture de ces deux graphiques car il y a évidemment d'autres facteurs qui ont changé et qui peuvent aussi expliquer la diminution de la consommation par tête d'essence. Par exemple, c'est dans ces années-là que les importateurs de voitures en Suisse ont promu les voitures diesel. Nous devons donc attendre la Section 5 pour calculer de manière définitive l'impact de la variation du PIB/tête sur la consommation d'essence et de carburant.

frontière) des prix observés dans les différentes régions frontalières (résultats disponibles sur demande).

⁵ Résultats des estimations disponibles sur demande. Nous mettons en particulier en évidence que les estimations avec ces variables additionnelles ne modifient pas les résultats obtenus, en particulier concernant les valeurs des élasticités-prix (voir Section 5).

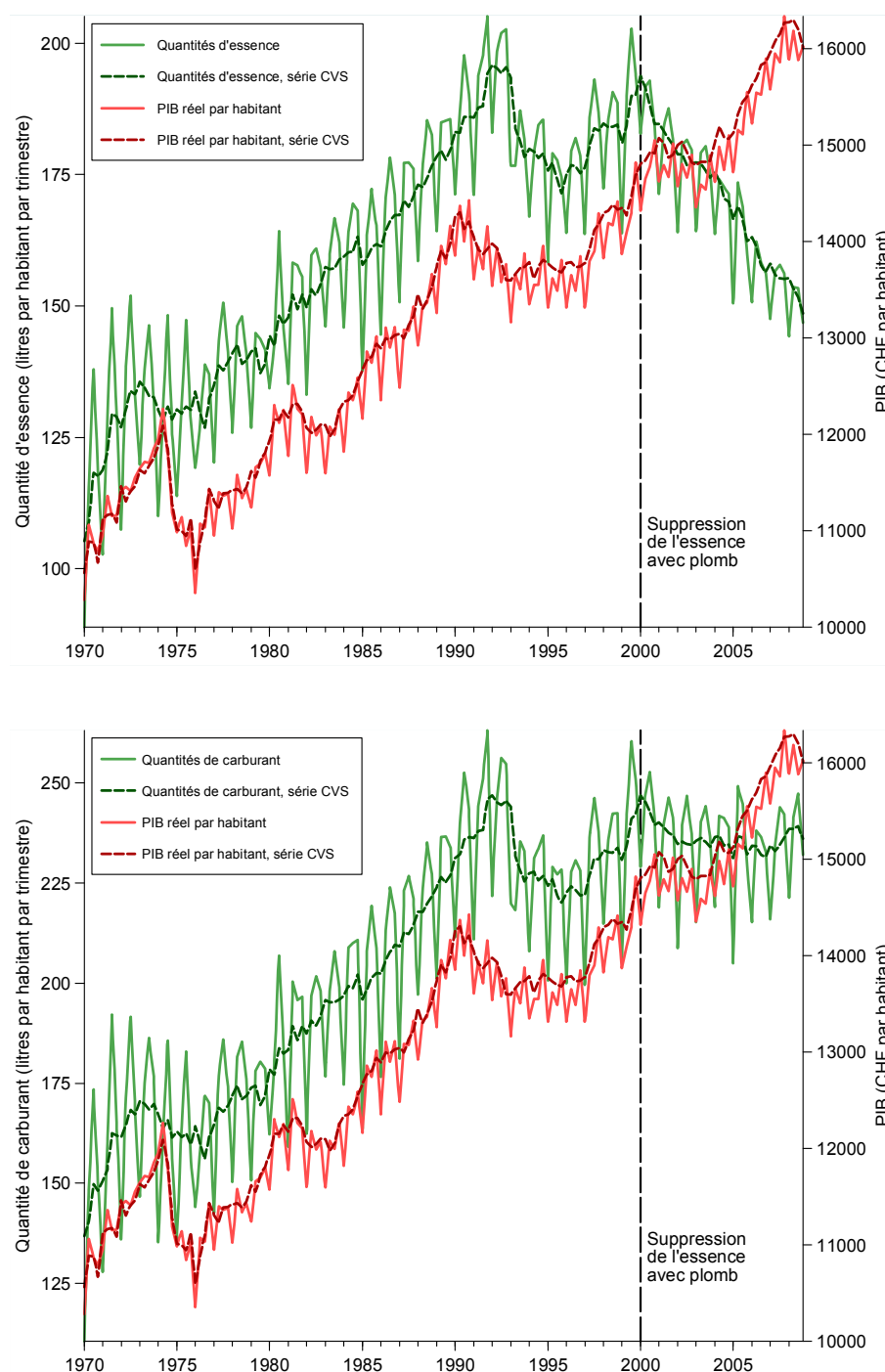


Figure 4 : Évolution du PIB/tête réel et de la consommation d'essence (en haut) et PIB/tête réel et consommation de carburant (en bas), 1970 – 2008.

On s'attend à ce que, dans le long terme, la demande d'essence et de carburant dépende aussi du nombre de véhicules. Nous avons une variable qui mesure le stock total de véhicules à moteur (y compris les motos, les camions, ...) et des variables qui indiquent les stocks de voitures de tourisme par type de carburant (essence, diesel, électrique et autres). Schmalensee et Stoker (1999) mettent en évidence qu'utiliser le nombre de voitures par conducteur à la place de diviser le stock de voitures par la population réduit fortement les estimations de l'élasticité-revenu de la demande. Ils en concluent qu'ignorer les changements démographiques surestime la valeur de l'élasticité-revenu. En suivant Pock (2009), nous divisons donc les stocks de véhicules et de voitures de tourisme par le nombre d'individus âgés entre 20 et 79 ans, qui nous semble constituer une bonne approximation du nombre de conducteurs et qui est semblable à l'approximation utilisée dans la littérature.

Nous considérons le stock total de véhicules par conducteur dans l'estimation de la demande de carburant. Par contre, nous incluons uniquement le stock de voitures de tourisme à essence dans la demande d'essence. De cette manière nous tenons compte des résultats de Pock (2009), qui montrent que les études considérant le stock total de voitures dans la demande d'essence aboutissent à une surestimation de l'élasticité-prix, de l'élasticité-revenu et de l'élasticité du stock de voitures de la demande d'essence, notamment dans les pays où la croissance de la part de voitures diesel a été importante. D'après le Tableau 2, nous remarquons que le nombre de véhicules pour 1000 conducteurs est d'environ 722 en moyenne sur la période, avec une valeur maximale d'environ 928. Le nombre de voitures de tourisme à essence par 1000 conducteurs est de 553 en moyenne sur la période, avec une valeur maximale à 653. Comme déjà indiqué, le nombre de voitures diesel en Suisse est relativement faible en comparaison à d'autres pays Européens, mais on a quand même assisté à une forte croissance de ce type de voitures à partir de l'an 2000 (voir Figure 5).

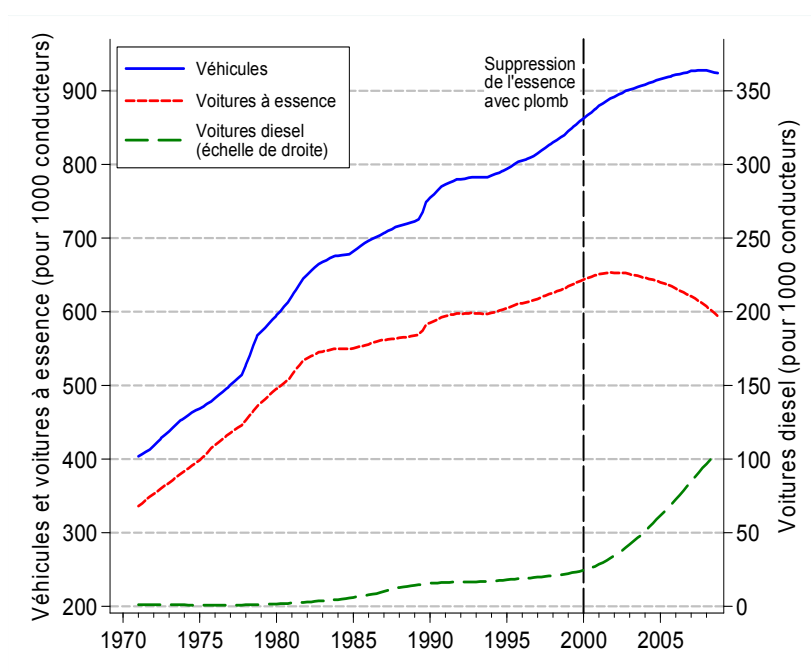


Figure 5 : Évolution du nombre de véhicules, de voitures de tourisme à essence et de voitures de tourisme diesel (échelle de droite) pour 1000 conducteurs (nombre d'individus âgés entre 20 et 79 ans), 1971 – 2008.

Note : Nous attirons l'attention du lecteur sur le fait que le nombre de voitures de tourisme diesel pour 1000 conducteurs se lit sur l'échelle de droite. À la fin de la période d'observation, le nombre de voitures à essence est ainsi environ 6 fois supérieur au nombre de voitures diesel.

4. Résultats

Nous avons considéré deux équations de demande : une pour le carburant (essence plus diesel) et l'autre uniquement pour l'essence. Dans les deux cas, nous avons estimé la relation de long terme suivante⁶ :

$$\ln Q_t = \beta_{01} + \beta_{02} I_{tr} + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln V_t + \beta_4 \ln PE_t + \beta_5 t + z_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (5)$$

⁶ Hormis la désaisonnalisation (voir l'Annexe 2), toutes les estimations et tests statistiques contenus dans ce Rapport ont été effectués avec le logiciel Stata, version 10.

où Q_t représente la quantité de carburant par tête consommée au trimestre t , P_t le prix réel de l'essence, Y_t le PIB réel par tête, V_t le stock total de véhicules par conducteur, PE_t le prix réel de l'essence à l'étranger dans les zones frontalières⁷ et t le trimestre (un trend linéaire, normalisé entre 0 et 1, qui permet de capter le progrès technique). Lorsque l'équation (5) représente la demande d'essence, les variables sont les mêmes, à part Q_t qui correspond à la quantité d'essence par tête et V_t qui correspond au stock de voitures de tourisme à essence par conducteur.

Pour pouvoir être incluses dans le modèle de long terme, toutes les variables doivent posséder la caractéristique statistique d'être d'ordre d'intégration $I(1)$, c'est-à-dire que leur différence première soit stationnaire (voir Allen et Fildes, 2005, pour une discussion de cette approche économétrique ainsi que ses avantages et inconvénients par rapport à d'autres méthodes). L'Annexe 3 fournit le détail des tests de Dickey-Fuller, qui permettent d'établir que toutes les variables utilisées sont effectivement d'ordre $I(1)$.

Dans l'équation (5), $I_{t\tau}$ est la variable muette suivante :

$$I_{t\tau} = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq [n_\tau] \\ 1, & \text{si } t > [n_\tau] \end{cases}$$

où le paramètre inconnu $\tau \in (0, 1)$ indique le timing (relativement à la période d'observation) du point de rupture et $[\cdot]$ indique la partie entière. Cette variable sert à tester les ruptures potentielles, suivant la méthode proposée par Gregory et Hansen (1996a, 1996b). Le détail de la procédure est indiqué dans l'Annexe 4. Nous mentionnons ici simplement que nous observons un changement de constante dans les deux relations de long terme en l'an 1990, alors que les tests de changement de régime sur l'ensemble des coefficients ne sont pas concluants. Plus précisément, la rupture dans la relation pour la quantité de carburant et d'essence a lieu au dernier trimestre de 1990. Nous insistons sur le fait que la rupture dans la relation de cointégration est repérée de manière purement statistique et qu'elle n'indique rien concernant la raison économique qui pourrait en être la cause. Nous mettons également en évidence qu'une certaine prudence est nécessaire dans l'interprétation des points de rupture lorsque la taille des échantillons est réduite (voir par exemple Hassler, 2003 ; Kim et al. 2004 ; Tsay et Chung, 2000). Le point de rupture correspondant à la fin de l'année 1990 n'est cependant pas trop surprenant au vu de la Figure 2, dans laquelle on remarque effectivement un changement dans l'évolution des quantités consommées de carburant et d'essence justement à partir du début des années 90.

Bien que nous ayons à disposition les données pour toutes les variables à partir du premier trimestre 1970, nous avons réduit la période d'observation en faisant commencer l'analyse à partir du 3^{ème} trimestre 1971. Il semble en effet que l'année 1970 et le début de l'année 1971 posent des problèmes dans l'analyse, avec des résidus nettement supérieurs à tout le reste de la période lorsqu'on effectue une régression sur la période 1970:Q1 – 2008:Q4. Il est possible qu'il y ait eu un premier changement de structure en 1971, mais nous n'avons pas suffisamment d'observations antérieures pour pouvoir faire des tests statistiques rigoureux⁸.

⁷ Il est à remarquer que les résultats de l'équation de long terme (5) seraient absolument identiques si on introduisait la différence entre le prix réel de l'essence à l'étranger dans les zones frontière et le prix réel en Suisse, i.e. $\ln(PE/P) = \ln PE - \ln P$, à la place du prix étranger en termes absolus, i.e. $\ln PE$. La seule différence viendrait du calcul des élasticités-prix, qui résulteraient de la combinaison de deux coefficients ($\beta_1 - \beta_4$) au lieu d'être directement lisibles à partir d'un seul coefficient (β_1).

⁸ Nous remarquons que Wasserfallen et Güntensperger (1988) trouvent une rupture concernant le coefficient du prix de l'essence en 1973. Ils mettent cependant en évidence que cela pourrait être dû à une faible variabilité dans les prix avant 1973, ce qui pourrait impliquer des difficultés dans l'identification du vrai coefficient dans les données.

C'est pourquoi nous avons choisi de supprimer les 6 observations contenues entre le 1^{er} trimestre de 1970 et le second trimestre de 1971.

Dans le Tableau 3 nous reportons les résultats des estimations de la demande de carburant et d'essence (équation 5). Nous rappelons que les coefficients estimés s'interprètent directement comme des élasticités de long terme. Comme prévu, l'élasticité-prix de la demande de carburant est relativement faible en Suisse (−0.27), même à long terme. L'élasticité-prix de la demande d'essence est légèrement plus élevée en valeur absolue (−0.34) que celle de carburant. Une explication possible provient du fait que les possibilités de substitution au niveau de l'essence (par exemple par un passage au diesel) sont plus élevées qu'au niveau du carburant, qui comprend déjà le diesel. L'étude de Peter et al. (2002) pour la Suisse trouve une élasticité-prix de l'essence entre −0.3 et −0.4 environ, avec la réaction de la consommation intervenant une année après celle du prix. Comme nous le verrons plus loin, dans ce Rapport le long terme commence après une année et nos résultats sont donc en ligne avec ceux de Peter et al. (2002). Ces valeurs des élasticités-prix sont également compatibles avec les résultats trouvés dans les autres pays (voir discussion dans la Section 2). Nous tenons cependant à mettre en évidence que les résultats trouvés ici pour la Suisse sont relativement faibles et davantage semblables aux valeurs trouvées pour des pays tels que les États-Unis, le Canada et l'Australie. Comme mis en évidence par Brons et al. (2008) dans ces pays et en Suisse, les consommateurs pourraient être moins sensibles aux variations de prix car le niveau de revenu y est relativement plus élevé et les prix des carburants relativement plus faibles que dans les autres pays.

	lnQtot	lnQg
lnP	−0.267 (0.022)	−0.339 (0.027)
lnY	0.755 (0.071)	0.673 (0.085)
lnV	0.559 (0.027)	0.803 (0.028)
lnPE	0.125 (0.026)	0.101 (0.032)
Trend	−0.397 (0.038)	−0.559 (0.042)
l_{1990:4}	0.046 (0.008)	0.066 (0.009)
Constante	−0.064 (0.235)	−1.381 (0.279)
R² ajusté	0.983	0.969
Observations	150	150
Période	1971:Q3 – 2008:Q4	1971:Q3 – 2008:Q4

Tableau 3 : Résultats des estimations des équations de long terme (données trimestrielles).

Note : erreurs standards entre parenthèses.

La troisième ligne du tableau reporte le coefficient attaché au logarithme du PIB réel par tête (lnY). Ce coefficient peut être interprété comme l'élasticité-revenu de la demande d'essence. Elle correspond à +0.76 pour le carburant et à +0.67 pour l'essence. Comme attendu et comme reporté dans la littérature, le carburant et l'essence sont des biens normaux, mais de

première nécessité : une augmentation du revenu entraîne une augmentation de la quantité demandée de carburant et d'essence, mais moins que proportionnelle.

Nous trouvons ensuite qu'une augmentation de 1% du stock de véhicules par conducteur accroît la consommation de carburant d'environ 0.6%, tandis qu'une augmentation de 1% du stock de voitures de tourisme à essence par conducteur accroît la consommation d'essence de 0.8%.

L'élasticité de la demande de carburant ou d'essence par rapport à la variation du prix de l'essence dans les zones frontalières à l'étranger est positive et égale à environ 0.1. Cela signifie que si le prix dans les zones frontalières à l'étranger augmente de 1%, alors la quantité consommée de carburant ou d'essence en Suisse va augmenter de 0.1%⁹.

Le coefficient associé avec le trend est négatif dans les deux demandes, ce qui pourrait être dû à l'amélioration de l'efficacité dans l'utilisation du carburant et de l'essence. La valeur du trend est normalisée entre 0 à 1, ce qui signifie que sa valeur est 0 pour la première observation et augmente graduellement jusqu'à atteindre la valeur 1 lors de la dernière observation. Le coefficient estimé s'interprète donc comme la variation en pourcentage de la consommation entre le début et la fin de la période, toute chose étant égale par ailleurs. Concrètement, si aucun des facteurs pris en compte dans l'équation de demande n'avait changé entre 1971 et 2008 à part les années, la consommation de carburant aurait baissé de 40% et celle d'essence de 56%.

Afin de tenir compte du changement de structure intervenu en 1990, nous avons introduit dans l'estimation de la relation (5) la variable muette $I_{1990:4}$ pour le carburant et l'essence, qui prend la valeur 0 jusqu'au 4^{ème} trimestre 1990 et la valeur 1 à partir du 1^{er} trimestre 1991. Les coefficients associés avec cette variable sont positifs dans les deux expressions de la demande. Cela signifie donc que, à partir de 1990, la demande de carburant en Suisse a augmenté de 4.6% et celle d'essence de 6.6%, toute autre chose égale par ailleurs.

Nous avons également réalisé ces mêmes estimations sur des données annuelles et obtenu des résultats très similaires. Avec des données annuelles, les estimations sont cependant moins sûres, étant donné que le nombre d'observations est divisé par 4 (voir Annexe 6).

Pour l'analyse de court terme, les relations pour le carburant et l'essence s'écrivent de la manière suivante :

$$\Delta \ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln P_t + \alpha_2 \Delta \ln Y_t + \alpha_3 \Delta \ln PE_t + \alpha_4 \text{Choc1973} + \alpha_5 \text{Choc1979} + \alpha_6 D1985 + \alpha_7 \text{Taxe1993} + \alpha_8 D2000 + \sum_{i=1}^n \alpha_{9i} \Delta \ln Q_{t-i} + \gamma \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

où Q_t représente la quantité de carburant (ou d'essence) par tête consommée au trimestre t , P_t le prix réel de l'essence, Y_t le PIB réel par tête et PE_t le prix réel de l'essence à l'étranger dans les zones frontalières. Choc1973 et Choc1979 sont des variables muettes destinées à prendre en compte le premier et le deuxième choc pétrolier. Choc1973 prend la valeur 1 pour les trimestres compris entre le 4^{ème} 1973 et le 3^{ème} de 1974 (inclus), tandis que Choc1979 prend la valeur 1 pour les trimestres compris entre le 4^{ème} de 1978 et le 4^{ème} de 1979 (inclus). Ces périodes ont été choisies après examen des variations du prix de l'essence en Suisse (voir Figure 3). La variable muette D1985 prend la valeur 1 à partir du 1^{er} trimestre 1985 et vise à prendre en compte l'introduction de l'essence sans-plomb. La variable muette D2000 prend la valeur 1 à partir du 1^{er} trimestre 2000 et sert à prendre en

⁹ Remarquons cependant que cette élasticité-prix diminue si on introduit une nouvelle variable représentant le taux de change Euro|CHF dans les estimations (voir la discussion à l'Annexe 5).

compte la suppression de l'essence plombée. La variable *Taxe1993* est également une variable muette, qui prend la valeur 1 uniquement pour le 2^{ème} trimestre 1993. Cette variable vise à capter l'impact de l'augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales d'environ 25 centimes par 100 Kg brut introduite en début mars 1993. Les $\hat{z}_{t-1}$ sont les résidus estimés de la relation de long terme. Ils sont introduits dans la relation de court terme afin de mesurer à quelle vitesse les déséquilibres se corrigent.

Les retards de la variable endogène ($\Delta \ln Q_{t-i} = \ln Q_{t-i} - \ln Q_{t-1-i}$) sont introduits afin de supprimer l'autocorrélation dans les estimations et obtenir ainsi des résidus ε_t blancs. Nos estimations montrent qu'il faut inclure 5 retards afin de blanchir les résidus de la relation de court terme. Il est à remarquer que le stock de voitures n'est pas inclus dans la relation (6), car il peut être considéré comme fixe à court terme. Nous rappelons qu'à la différence de la relation de long terme (5), la relation de court terme (6) peut faire appel aux procédures d'inférence standard. Il est donc possible d'interpréter comme habituellement les indicateurs statistiques de la performance du modèle (R^2 ajusté) et les erreurs standards permettant de calculer la significativité statistique des coefficients. Sur cette base, nous avons par ailleurs estimé plusieurs modèles de court terme, contenant aussi d'autres variables explicatives, comme par exemple des variables météorologiques (pluie, température, etc.) ou des indices de prix pour différents types de biens, mais qui ne se sont pas révélées significatives¹⁰. Le Tableau 4 reporte uniquement le modèle définitif.

Nos résultats indiquent qu'à court terme, l'élasticité-prix s'élève à -0.08 pour la demande de carburant et à -0.09 pour celle d'essence (voir Tableau 4). De manière cohérente avec la théorie économique, les valeurs estimées pour les élasticités de court terme sont plus faibles en valeur absolue que celles de long terme. Tout comme dans les relations de long terme, nous trouvons aussi à court terme que la demande d'essence est plus élastique que celle de carburant. Les deux élasticités-prix sont effectivement très faibles, puisqu'elles indiquent qu'une augmentation du prix de 10% entraînerait une diminution de la quantité demandée de moins de 1%. Ces résultats sont semblables à ceux trouvés dans l'étude de Carlevaro et al. (1992) (-0.06) et de Peter et al. (2002) (0 lorsque le prix n'est pas retardé d'une année), mais avec des approches méthodologiques très différentes.

On remarque que le PIB n'a aucun effet significatif à court terme. Ce résultat n'était pas inattendu, car il faut un certain temps aux consommateurs de carburants pour réagir à une variation de leur revenu. À court terme, ce sont en effet les habitudes qui dictent le rythme de consommation.

Nos résultats montrent que le prix de l'essence à l'étranger n'a pas d'effet immédiat sur la demande de carburant et un impact très faible sur la consommation d'essence à court terme : une augmentation de 1% du prix de l'essence dans les zones frontalières à l'étranger provoque une augmentation de la quantité demandée d'essence en Suisse d'environ 0.07%. Comme cette élasticité était déjà relativement faible à long terme, il n'est pas surprenant qu'à court terme elle soit encore plus faible, voire statistiquement non différente de zéro. En effet, comme déjà mentionné plus haut, la théorie économique met en évidence que les consommateurs réagissent moins à court terme qu'à long terme et on s'attend donc à ce que les élasticités soient plus faibles à court terme. La valeur que nous trouvons ici est inférieure à celle de Banfi et al. (2005), qui aboutissaient à une élasticité par rapport au prix de l'essence à l'étranger d'environ 0.5. Cependant, nos résultats ne sont pas directement comparables, car dans notre étude l'impact de la variation du prix dans les régions frontalières est calculé sur l'ensemble de la consommation d'essence en Suisse, tandis que dans l'étude de Banfi et al. (2005), l'impact de la variation de prix est uniquement calculé sur la quantité d'essence

¹⁰ Les résultats des estimations sont disponibles sur demande. Il est à remarquer que les valeurs des élasticités-prix de la demande sont robustes par rapport à la spécification des variables incluses dans le modèle.

consommée dans les stations situées dans une bande de 5 kilomètres de large le long de la frontière. De manière intéressante, Carlevaro et al. (1992) trouvent aussi qu'à court terme l'élasticité-prix croisée de la demande d'essence en Suisse est très faible (−0.07), mais par rapport au différentiel de prix entre la Suisse et l'Italie.

	$\Delta \ln Q_{tot}$	$\Delta \ln Q_g$
$\Delta \ln P$	−0.082*** (0.025)	−0.092*** (0.028)
$\Delta \ln Y$	0.103 (0.093)	0.025 (0.107)
$\Delta \ln PE$	0.046 (0.029)	0.066** (0.033)
Choc 1973	−0.018*** (0.006)	−0.018** (0.007)
Choc 1979	−0.011* (0.006)	−0.010* (0.006)
D1985	−0.003 (0.002)	−0.003 (0.003)
Taxe 1993	−0.029** (0.013)	−0.035** (0.014)
D2000	−0.003 (0.002)	−0.007** (0.003)
$\hat{z}_{t-1}$	−0.374*** (0.060)	−0.271*** (0.058)
Constante	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
$\sum_{i=1}^5 \alpha_{gi} \Delta \ln Q_{t-i}$	(·)	(·)
R² ajusté	0.350	0.311
Observations	149	149
Période	1971:Q4 – 2008:Q4	1971:Q4 – 2008:Q4

Tableau 4 : Résultats des estimations des équations de court terme (données trimestrielles).

Notes : erreurs standards entre parenthèses ; ***, **, * : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10%, respectivement.

Les deux chocs pétroliers ont eu pour effet de diminuer la consommation d'essence et de carburant. La baisse survenue pendant le choc de 1973 semble avoir été légèrement plus forte (−1.8%) que celle de 1979 (−1.0%). Il est à noter que cet impact de court terme s'ajoute à la variation de prix intervenue pendant les chocs pétroliers.

L'augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales de 1993 a entraîné une baisse de la quantité demandée de carburant d'environ 3% et de la demande d'essence de 3.5%. Dans ce cas également, nous tenons à souligner que cette baisse s'ajoute à la diminution de la consommation résultant de l'augmentation de prix due à la surtaxe. Elle représente en quelque sorte l'impact psychologique de l'impôt. Une augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales entraîne donc deux diminutions de quantité : la première suite à

l'augmentation de prix uniquement, à laquelle s'ajoute une réaction additionnelle des consommateurs, qui savent que l'augmentation de prix n'est pas "naturelle" ou temporaire. Ce résultat est en ligne avec des études récentes de Ghalwash (2007) en Suède et de Davis et Kilian (2009) aux États-Unis, qui montrent que la taxe sur l'essence possède un impact différent de celui de la hausse du prix de l'essence. L'étude de Peter et al. (2002) pour la Suisse trouve aussi que la modification de la taxation en 1993 possède un impact à court terme, mais plus important, car ils mettent en évidence une diminution de la consommation d'essence d'environ 10%.

La variable D2000 a un effet négatif significatif sur la demande d'essence, mais pas sur celle de carburant. Puisque la demande de carburant n'a pas changé alors que la demande d'essence a diminué, cela nous indique une fois de plus qu'il y a eu un effet de substitution entre l'essence et le diesel au passage de l'an 2000. Quand l'essence plombée a été supprimée du marché, de nombreux conducteurs qui possédaient un véhicule alimenté par ce type d'essence ont probablement opté pour une voiture diesel plutôt qu'à essence (sans plomb).

On remarque finalement que la vitesse d'ajustement (paramètre γ associé avec la variable $\hat{z}_{t-1}$) s'élève à -0.37 pour la demande de carburant et -0.27 pour la demande d'essence. Cela nous indique que 37% du déséquilibre dans la demande de carburant et 27% du déséquilibre dans la demande d'essence se corrigent en un trimestre. La vitesse d'ajustement nous indique donc que l'on revient assez rapidement vers l'équilibre de long terme et nous permet aussi de mettre en évidence que tout écart par rapport à l'équilibre de long terme est presque entièrement résorbé après une année – une année et demie environ. Nous pouvons donc en déduire que dans l'approche utilisée dans cette étude, toute période au-delà d'un an correspond au long terme.

Dans l'Annexe 6, nous avons également reporté les estimations de court terme en utilisant les données annuelles. On pourra constater que les résultats obtenus sont semblables à ceux reportés ici.

Conclusions

Dans cette étude, nous analysons la demande de carburant (essence et diesel) en Suisse. Nous analysons également la demande d'essence de manière séparée. Pour ce faire, nous utilisons des données macroéconomiques sur les quantités d'essence et de diesel au niveau de l'ensemble du pays et les mettons en relation avec différentes variables censées avoir un impact sur leur consommation. Nous avons récolté des données sur une longue période, allant de 1970 à 2008, sur une base trimestrielle. Pour traiter ces séries temporelles, nous faisons appel à la littérature la plus récente dans le domaine de la demande d'essence, qui utilise les techniques économétriques de cointégration. L'approche de Engle et Granger (1987) que nous utilisons permet d'établir une relation de long terme et une relation de court terme. Étant donné que notre échantillon est composé d'un nombre relativement important d'observations (150), nous avons pu prendre en considération plusieurs variables explicatives de la consommation d'essence et pas uniquement des variables traditionnelles comme le prix de l'essence, le revenu et le stock de voitures.

Les résultats principaux de notre étude sont les suivants. En Suisse, la consommation de carburant et d'essence n'est pas très sensible aux variations de prix. Plus précisément, l'élasticité-prix de la demande est d'environ -0.3 à long terme, ce qui signifie qu'une augmentation du prix de l'essence de 10% diminue sa quantité demandée d'environ 3%. À court terme, la demande est presque totalement inélastique aux variations de prix, car elle est de -0.08 pour le carburant et -0.09 pour l'essence.

La demande de carburant et d'essence en Suisse est aussi sensible aux variations du prix de l'essence à l'étranger. À long terme, une augmentation de 10% du prix dans les zones frontalières à l'étranger accroît la demande totale de carburant et d'essence en Suisse d'environ 1%. À court terme, nos résultats indiquent que c'est uniquement la demande d'essence qui réagit (assez faiblement) aux variations de prix dans les zones frontalières à l'étranger. Ces résultats se réfèrent à la consommation de carburants dans l'ensemble de la Suisse. Cela n'empêche donc pas que des variations de prix puissent avoir des conséquences relativement plus importantes sur les quantités consommées dans les zones frontalières.

La demande de carburant et d'essence réagit bien évidemment aussi aux variations de revenu. Nous mettons en évidence que le carburant et l'essence sont des biens normaux de première nécessité, ce qui signifie qu'une augmentation du revenu entraîne une augmentation de la quantité demandée de carburant et d'essence, mais moins que proportionnelle. Plus précisément, l'élasticité-revenu de long terme est d'environ 0.7. À court terme par contre, la demande est insensible aux changements de revenu.

Nos résultats montrent que les chocs pétroliers de 1973 et de 1979, tout comme l'augmentation de l'impôt sur les huiles minérales de 1993, ont eu un impact distinct sur la consommation de carburant et d'essence. En ce qui concerne plus précisément l'augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales de 1993, elle a entraîné une baisse de la quantité demandée de carburant d'environ 3% et de celle d'essence de 3.5%. Cette baisse s'ajoute à la diminution de la consommation résultant de l'augmentation de prix due à la surtaxe. Elle représente en quelque sorte l'impact psychologique de l'impôt. Une augmentation de la surtaxe sur les huiles minérales entraîne donc deux diminutions de quantité : la première, représente la modification du comportement due à l'augmentation de prix ; la deuxième, représente la réaction additionnelle des consommateurs, qui savent que l'augmentation de prix n'est pas "naturelle" ou temporaire.

Annexe 1 : Liste des variables récoltées

Variable	Période et périodicité	Fournisseur
Quantités		
Essence sans plomb	11.1984 – 12.2008, mensuel	Carbura
Essence avec plomb	01.1970 – 12.1999, mensuel	Carbura
Diesel	01.1970 – 12.2008, mensuel	Carbura
Prix		
Essence sans plomb (95 + 98)	01.1985 – 12.2008, mensuel	OFS
Essence avec plomb (normal + super)	10.1977 – 01.1999, mensuel	OFS
Diesel	05.1993 – 12.2008, mensuel	OFS
Prix de biens et services reliés à la consommation d'essence		
Indice de prix pour les automobiles (complément)	09.1977 – 12.2008, mensuel	OFS
Indice de prix pour les transports publics (substitut)	01.1970 – 12.2008, mensuel	OFS
Infrastructures		
Rails (km)	1970 – 2008, annuel	OFS
Routes (km)	1970 – 2008, annuel	OFS
Conditions météorologique (pour 7 stations en Suisse)		
Pluie (millimètres)	01.1970 – 12.2008, mensuel	MeteoSuisse
Nombre de jours avec pluie ≥ 1 mm	01.1970 – 12.2008, mensuel	MeteoSuisse
Soleil (minutes)	01.1970 – 12.2008, mensuel	MeteoSuisse
Température (degrés)	01.1970 – 12.2008, mensuel	MeteoSuisse
Démographie		
Stock de véhicules et de voitures de tourisme (par types)	1970 – 2008, annuel	OFS
Population	1970 – 2008, annuel	OFS
Produit Intérieur Brut	Q1.1970 – Q4.2008, trimestriel	Seco
Tourisme de l'essence		
Taux de change Euro CHF	01.1970 – 12.2008, mensuel	BNS
Prix de l'essence dans les pays voisins	08.1970 – 12.2008, mensuel	AFD

Tableau A1.1 : Liste des variables récoltées et sources.

Annexe 2 : Quelques détails sur la désaisonnalisation

Nous donnons ici quelques détails sur la procédure utilisée pour désaisonnaliser les séries temporelles des quantités de carburant, des quantités d'essence et du PIB réel.

Comme nous pouvons le remarquer dans les Figures 2 et 4 concernant les quantités consommées et le PIB, il existe des effets saisonniers marqués. Les variations saisonnières de la consommation de carburant et d'essence peuvent aussi être mises en évidence en régressant les quantités de carburant et d'essence non-désaisonnalisées sur des variables muettes par trimestre. Le Tableau A2.1 reporte les résultats de ces estimations.

	lnQtot	lnQg
Constante	5.360*** (0.024)	5.098*** (0.021)
Trimestre 1	-0.139*** (0.034)	-0.103*** (0.030)
Trimestre 2	0.004 (0.034)	0.011 (0.030)
Trimestre 3	0.039 (0.034)	0.040 (0.030)

Tableau A2.1 : Variations saisonnières de la consommation de carburant et d'essence.

Notes : erreurs standards entre parenthèses ; ***, **, * : statistiquement significatif à 1%, 5% et 10%, respectivement.

Les résultats de ces régressions nous montrent que seul le premier trimestre (janvier-mars) de chaque année est statistiquement différent des autres, avec 14% de carburant consommé en moins et 10% d'essence en moins. Pour les autres trimestres (le 4^{ème} trimestre est utilisé ici comme référence), les quantités de carburant et d'essence ne sont pas statistiquement différentes.

Afin d'analyser de telles séries temporelles, il est important de retirer la composante saisonnière systématique (voir toutefois la discussion dans Harvey, 1997). Une méthode courante pour corriger une série temporelle de ses variations saisonnières est la méthode de lissage exponentiel. Précisément, nous utilisons la méthode de lissage triple, aussi dite méthode de Holt-Winters, qui est employée lorsque les données contiennent à la fois de la saisonnalité et une tendance. Remarquons en fait que la méthode la plus simple pour corriger une série de ses variations saisonnières consiste à régresser les séries temporelles brutes sur les variables de contrôle désirées plus un jeu de variables muettes saisonnières, comme nous l'avons fait ci-dessus, puis à retirer les effets systématiques ainsi captés. Bien que plus transparente, cette méthode serait cependant moins complète que la méthode de lissage exponentiel.

Concrètement, nous avons utilisé la commande ESMOOTH du logiciel WinRATS qui permet de sélectionner facilement le meilleur modèle pour désaisonnaliser une série. Les choix à faire concernant la forme du trend (aucun, linéaire ou exponentiel) et la façon de traiter la composante saisonnière (aucune, additive ou multiplicative) sont effectués en comparant le critère d'information bayésien (BIC) des différentes spécifications. Pour les séries des quantités de carburant et d'essence, le meilleur modèle consiste en un schéma saisonnier additif

avec trend linéaire, tandis que pour le PIB, le meilleur modèle est donné par un schéma saisonnier multiplicatif avec trend linéaire (résultats à disposition sur demande).

Les deux figures ci-dessous montrent l'effet de la désaisonnalisation. La Figure A2.1 présente le corrélogramme de la quantité d'essence, où l'on peut voir qu'il existe un effet saisonnier, avec une corrélation plus forte tous les 4 trimestres. Le corrélogramme de la même série temporelle corrigée des variations saisonnières apparaît dans la Figure A2.2. On se rend bien compte que toute saisonnalité a alors disparu, puisque les coefficients de corrélation diminuent de façon linéaire. L'effet de la désaisonnalisation est absolument similaire pour la série des quantités de carburant et celle du PIB réel par tête.

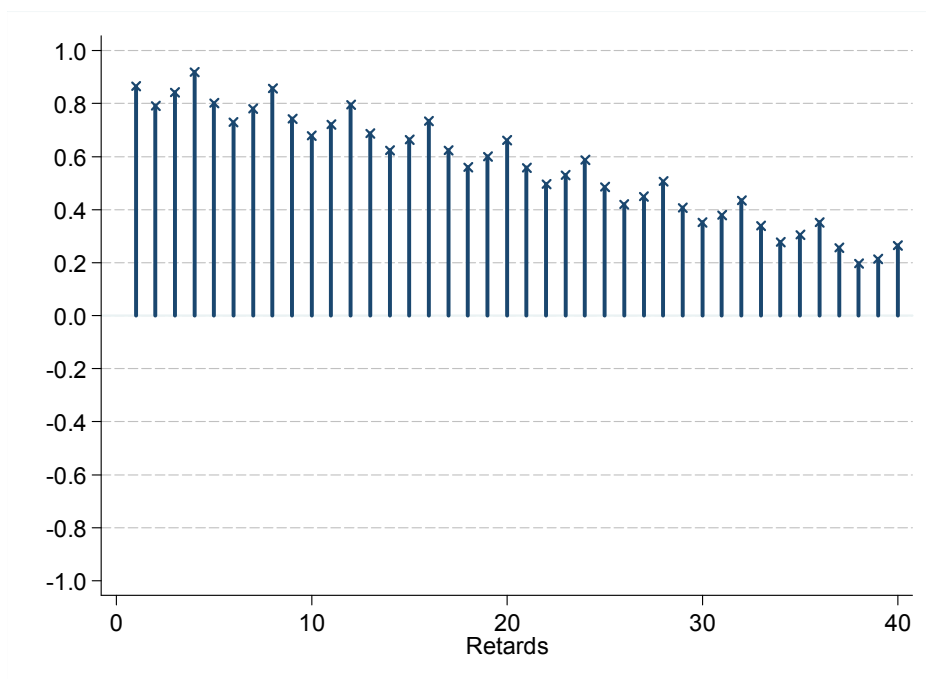


Figure A2.1 : Corrélogramme de la série temporelle originale des quantités d'essence.

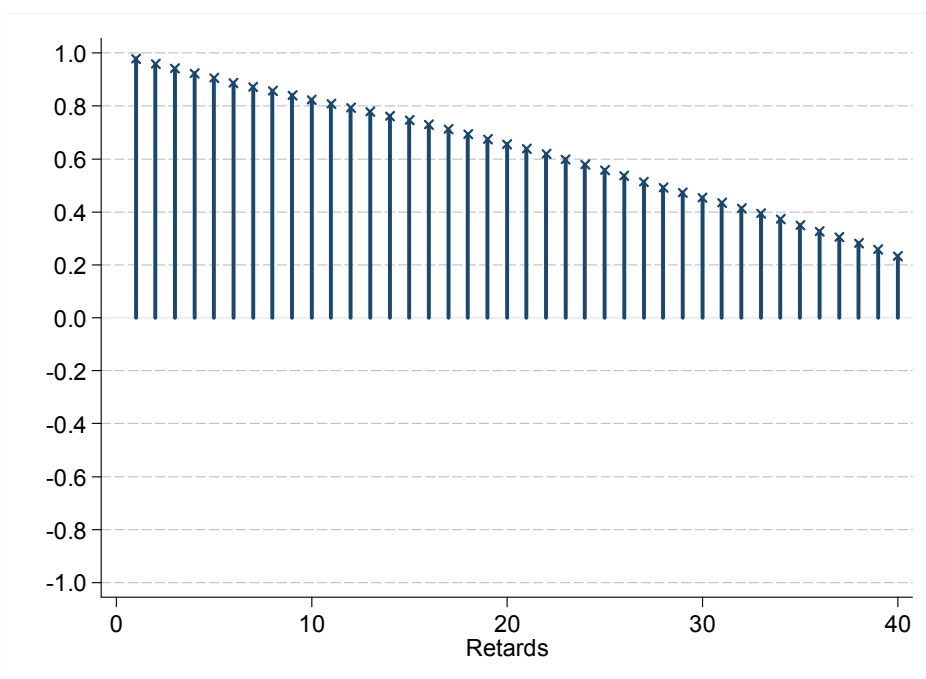


Figure A2.2 : Corrélogramme de la série temporelle des quantités d'essence, corrigée des variations saisonnières.

Annexe 3 : Tests de racine unitaire

Toutes les variables qui entrent dans la relation de long terme doivent être d'ordre d'intégration $I(1)$ (voir par exemple Hassler, 1996 ; Park et. Phillips, 1989 ; Stock et Watson, 1993). Cela implique que leur différence première est $I(0)$, autrement dit qu'elle est stationnaire. Afin de déterminer l'ordre d'intégration de chaque variable, nous avons effectué des tests de Dickey-Fuller augmentés sur chacune d'entre elles.

La forme générale de l'équation (DGP, pour *data generating process*) utilisée pour effectuer les tests de Dickey-Fuller sur toute série temporelle X_t est donnée par :

$$X_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \varphi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

où $\Delta X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-2}$, ..., $\Delta X_{t-m} = X_{t-m} - X_{t-m-1}$. Le paramètre a_0 est la constante du modèle, alors que a_1 et a_2 déterminent la forme du trend : si $a_1 = a_2 = 0$, le modèle ne comporte pas de trend ; si $a_1 \neq 0$ et $a_2 = 0$, le modèle comporte un trend linéaire ; si $a_1 \neq 0$ et $a_2 \neq 0$, le modèle comporte un trend quadratique. La forme du trend est choisie pour chaque série temporelle d'après une analyse graphique.

La statistique de test est donnée par la statistique de student (t-stat) du paramètre ρ et doit être comparée aux valeurs critiques adéquates (qui dépendent de la forme fonctionnelle et du nombre d'observations) afin de déterminer si la série X_t est stationnaire ou non. Le nombre de retards (m) est sélectionné en appliquant la première règle séquentielle proposée par Hall (1994), appelée règle du général au particulier (*general to specific rule*). Il est en effet prouvé que cette stratégie est plus efficace que l'utilisation de critères d'information tels que le critère d'information d'Akaike (AIC) ou le critère d'information bayésien (BIC), qui ont tendance à indiquer un très/trop petit nombre de retards (voir Ng et Perron, 1995). Selon la règle du général au particulier de Hall (1994), on commence par effectuer l'estimation avec un nombre $K_{\max}$ de retards. Si le coefficient associé au dernier retard est statistiquement différent de zéro (d'après les valeurs critiques standard), $K_{\max}$ est le nombre de retards choisi. Si le coefficient n'est pas statistiquement différent de zéro, on ré-effectue l'estimation avec un retard de moins. La procédure continue ainsi jusqu'à ce que le dernier retard soit statistiquement différent de zéro ou qu'il ne reste aucun retard dans la régression. Nous appliquons cette méthodologie avec $K_{\max} = 6$ et un seuil de significativité statistique de 10%.

L'hypothèse nulle ($\rho = 1$) est rejetée si la statistique de test est inférieure à la valeur critique. Dans ce cas, la variable X_t est dite $I(0)$. Si l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée, alors on teste la différence première ΔX_t . Si cette différence première ΔX_t est $I(0)$, cela signifie que la variable X_t est $I(1)$ et qu'elle peut dès lors être incluse dans l'analyse de long terme.

Le Tableau A3.1 à la page suivante donne un résumé des tests effectués.

Variable	Forme fonctionnelle			Nombre retards	Stat. de test	I(d)	Valeurs critiques approximatives		
	a_0	a_1	a_2				1%	5%	10%
Niveaux									
lnQtot	$\neq 0$	$\neq 0$	0	0	-0.96	I(1)	-4.02	-3.44	-3.14
lnQg	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$	0	-2.55	I(1)	-4.12	-3.57	-3.28
lnP	$\neq 0$	0	0	5	-1.30	I(1)	-3.50	-2.89	-2.58
lnY	$\neq 0$	$\neq 0$	0	5	-3.89	I(1)	-4.03	-3.44	-3.14
lnPE	$\neq 0$	0	0	1	-2.55	I(1)	-3.49	-2.89	-2.58
lnV(véhicules)	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$	5	-2.24	I(1)	-4.13	-3.57	-3.28
lnV(voitures à essence)	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$	1	-2.13	I(1)	-4.12	-3.57	-3.28
Différences premières									
$\Delta \ln Q_{tot}$	$\neq 0$	0	0	0	-13.25	I(0)	-3.49	-2.89	-2.58
$\Delta \ln Q_g$	$\neq 0$	$\neq 0$	0	0	-13.17	I(0)	-4.02	-3.44	-3.14
$\Delta \ln P$	0	0	0	4	-5.99	I(0)	-2.59	-1.95	-1.61
$\Delta \ln Y$	$\neq 0$	0	0	6	-5.20	I(0)	-3.50	-2.89	-2.58
$\Delta \ln PE$	0	0	0	0	-7.83	I(0)	-2.59	-1.95	-1.61
$\Delta \ln V(\text{véhicules})$	$\neq 0$	$\neq 0$	0	0	-4.42	I(0)	-4.02	-3.44	-3.14
$\Delta \ln V(\text{voitures à essence})$	$\neq 0$	$\neq 0$	0	0	-3.51	I(0)	-4.02	-3.44	-3.14

Tableau A3.1 : Résumé des tests de racine unitaire.

Notes : les valeurs critiques pour les tests ADF avec trend quadratique proviennent de l'Appendice B de Ayat et Burrige (2000).

Annexe 4 : Tests de rupture

Les tests de rupture sont effectués en suivant la méthode proposée par Gregory et Hansen (1996a, 1996b). Ces deux articles fournissent la marche à suivre afin de déterminer s'il y a rupture dans la relation de cointégration, sans avoir connaissance a priori du timing de cette rupture potentielle. Les ruptures étudiées consistent en un changement de constante (A4.1), un changement de constante et des coefficients (A4.2), ou encore un changement de constante, des coefficients et du trend (A4.3) :

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 I_{tr} + \beta X_t + \gamma t + e_t \quad (A4.1)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 I_{tr} + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t I_{tr} + \gamma t + e_t \quad (A4.2)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 I_{tr} + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t I_{tr} + \gamma_1 t + \gamma_2 t I_{tr} + e_t \quad (A4.3)$$

où les paramètres α_2 , β_2 et γ_2 indiquent les variations des paramètres α_1 , β_1 et γ_1 au moment de la rupture. Par exemple, pour obtenir la constante après la rupture, il faut additionner α_1 et α_2 .

Les valeurs critiques pour les statistiques ADF (Dickey-Fuller augmenté), Z_t et Z_α (Phillips-Perron) permettant de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration et d'établir qu'il y a cointégration avec rupture sont fournies dans Gregory et Hansen (1996a, 1996b).

Concrètement, la méthode proposée consiste à effectuer une estimation de cointégration pour chaque point de rupture possible, c'est-à-dire en utilisant la première observation comme point de rupture, puis la seconde, et ainsi de suite jusqu'à l'avant-dernière observation. Pour chacune de ces estimations, on calcule les statistiques de tests (ADF, Z_t , Z_α). Le point de rupture est alors indiqué par les statistiques de tests les plus basses (les plus élevées en valeur absolue), et qui sont inférieures aux valeurs critiques (si les statistiques de tests sont supérieures aux valeurs critiques sur la totalité de la période, cela indique soit qu'il n'y a pas de rupture, soit qu'il n'y a pas cointégration).

En pratique, il est nécessaire de conserver au minimum 15% des observations au-dessus et au-dessous du point de rupture afin de pouvoir calculer correctement les statistiques de test. Avec une période d'observation allant de 1970:Q1 à 2008:Q4, nous ne pouvons tester les ruptures que pour la sous-période allant de 1975:Q3 à 2002:Q4 (les 24 premières et les 24 dernières observations ayant été retirées puisque $24/156 \approx 15\%$).

Comme les résidus des 6 premiers trimestres de notre période d'observation sont relativement élevés (en valeur absolue), on pourrait supposer qu'il y a une rupture dans la relation au milieu de l'année 1971. Nous n'avons cependant pas suffisamment d'observations antérieures à cette date afin d'effectuer formellement les tests de rupture, de telle sorte que nous sommes contraints de supprimer ces 6 premières observations. C'est pourquoi nous effectuons toutes nos analyses sur la période réduite 1971:Q3 – 2008:Q4 et les tests de rupture sont effectués sur la sous-période 1977:Q1 – 2003:Q1 ($23/150 \approx 15\%$).

Nous avons effectué les 3 types de tests proposés par Gregory et Hansen (1996a, 1996b). Il en ressort que seuls les tests de changement de constante (A4.1) permettent d'affirmer qu'il y a rupture dans les relations de long terme. Les tests de rupture où les autres coefficients sont également affectés par la rupture ne permettent pas d'affirmer qu'il y a cointégration avec rupture plutôt que cointégration sans rupture.

Pour la demande de carburant, les statistiques de tests résultant des estimations (A4.1) sont tracées dans la Figure A4.1. On voit qu'une rupture apparaît clairement à la fin de l'année 1990, précisément entre le 4^{ème} trimestre de 1990 et le 1^{er} de 1991.

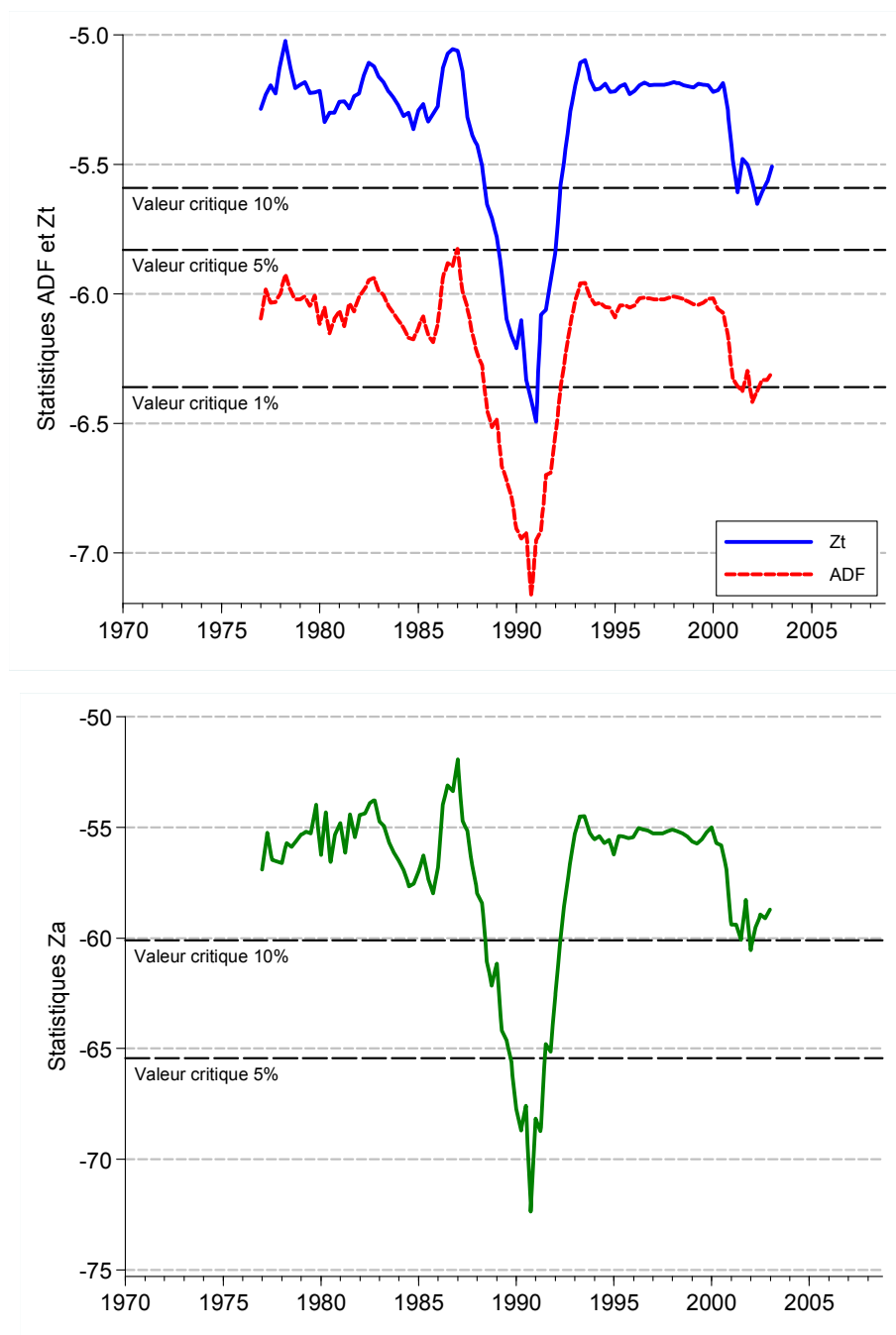


Figure A4.1 : Évolution des statistiques de tests pour les tests de changement de constante dans la relation de cointégration de la quantité de carburant.

Les mêmes statistiques pour la demande d'essence sont représentées dans la Figure A4.2. À nouveau, les trois s'accordent pour indiquer une rupture entre le 4^{ème} trimestre de 1990 et le 1^{er} de 1991. Le fait que les ruptures dans la relation de long terme pour le carburant et celle de l'essence apparaissent exactement à la même période est un hasard.

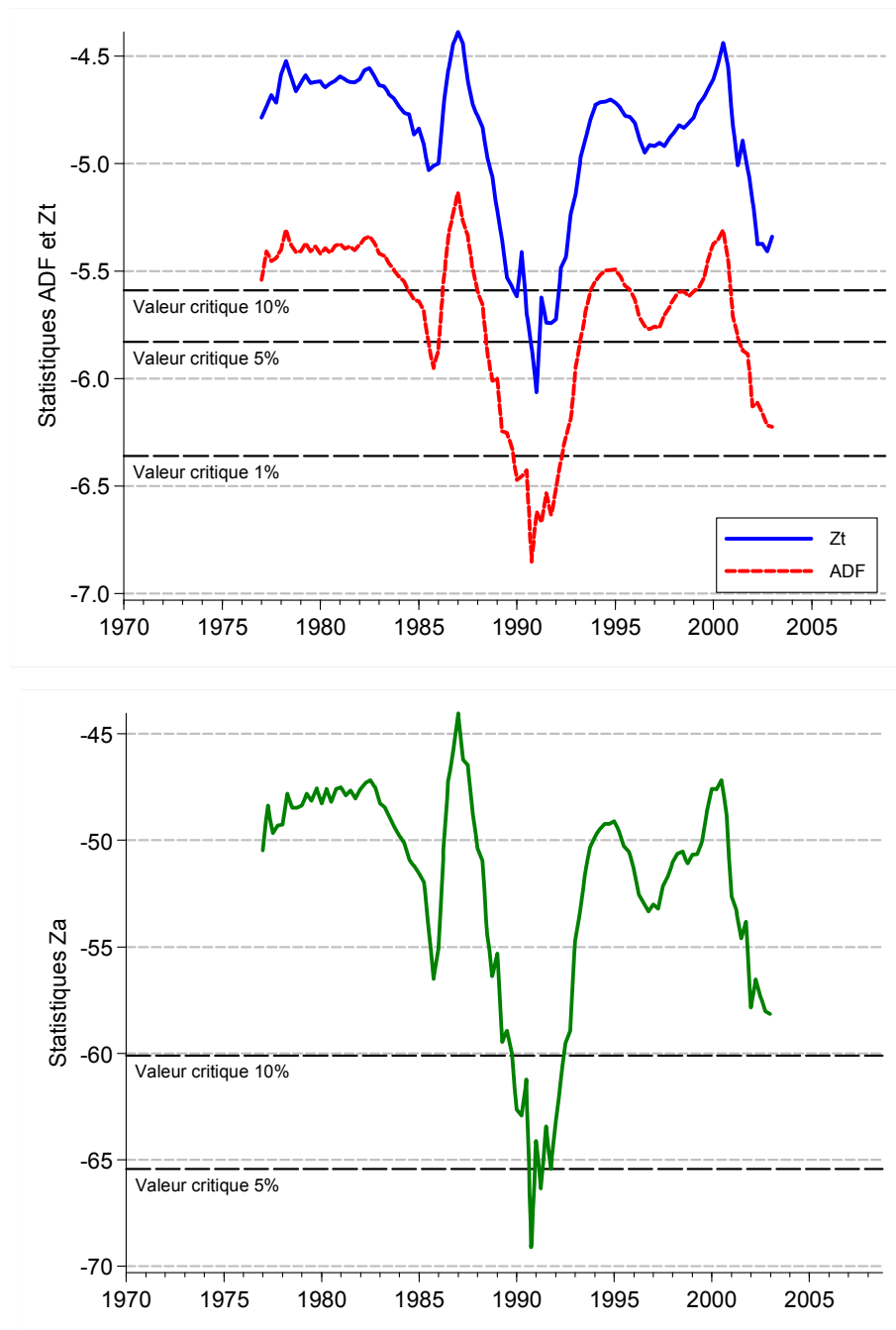


Figure A4.2 : Évolution des statistiques de tests pour les tests de changement de constante dans la relation de cointégration de la quantité d'essence.

Pour terminer, nous reportons dans les Figures A4.3 et A4.4 suivantes les déséquilibres $\hat{z}_t$ pour les quantités de carburant et d'essence, respectivement.

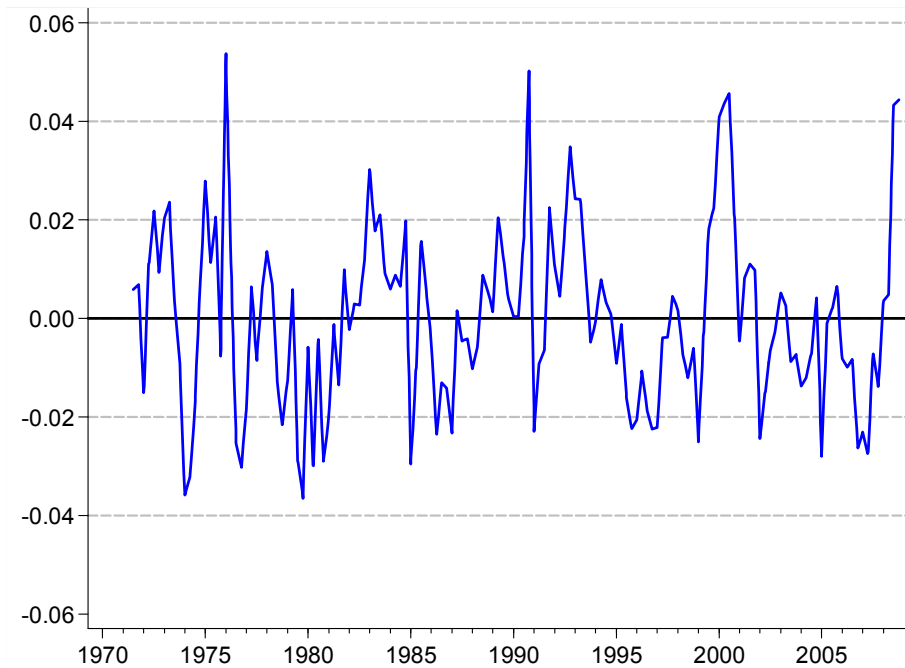


Figure A4.3 : Résidus $\hat{z}_t$ de l'équation de long terme pour le carburant.

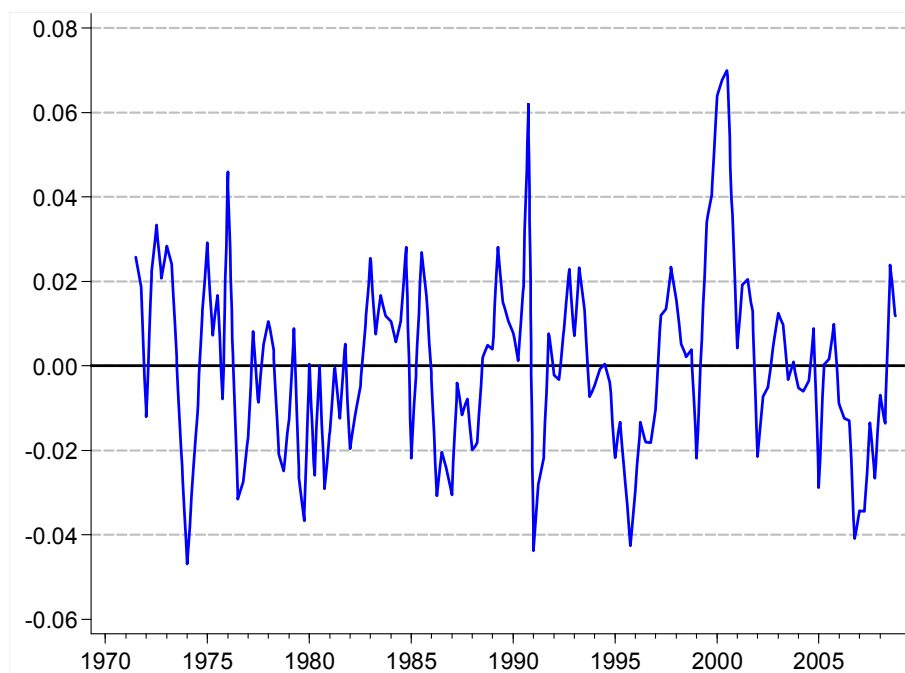


Figure A4.4 : Résidus $\hat{z}_t$ de l'équation de long terme pour l'essence.

Annexe 5 : Résultats des estimations avec le taux de change Euro|CHF

Dans cette Annexe, nous reportons les résultats d'un modèle avec une variable supplémentaire correspondant au taux de change Euro|CHF (Ecu|CHF avant janvier 1999). Cette variable peut être interprétée comme le prix des biens importés. Si la variable $\ln\text{Euro}$ augmente, cela signifie que l'Euro s'apprécie par rapport au franc suisse et donc que les biens importés deviennent plus chers. Cette augmentation de prix pourrait déclencher un effet de substitution vers les biens et services domestiques, dont les services rattachés à la voiture (comme les loisirs, par exemple). Cette interprétation pourrait expliquer le coefficient positif de la variable $\ln\text{Euro}$ dans la relation de long terme reportée dans le Tableau A5.1. Comme on peut le lire dans le Tableau A5.2 cet effet de substitution n'est cependant pas statistiquement significatif à court terme.

Remarquons cependant qu'il faut une certaine prudence pour interpréter les résultats du modèle avec cette variable supplémentaire. À la lecture des tableaux, nous remarquons en fait que l'introduction de cette variable diminue le coefficient associé avec la variable censée mesurer le tourisme de l'essence (PE, prix de l'essence dans les zones frontalières à l'étranger). De plus, nous avons tenu compte du taux de change dans la construction de la variable PE. Par conséquent, il est assez difficile d'interpréter les estimations avec les variables PE et Euro simultanément.

	$\ln Q_{\text{tot}}$	$\ln Q_{\text{g}}$
$\ln P$	−0.257 (0.022)	−0.313 (0.025)
$\ln Y$	0.624 (0.086)	0.545 (0.083)
$\ln V$	0.771 (0.086)	1.162 (0.078)
$\ln PE$	0.086 (0.030)	0.032 (0.033)
$\ln \text{Euro}$	0.113 (0.044)	0.223 (0.046)
Trend	−0.399 (0.038)	−0.471 (0.043)
$I_{1990:4}$	0.031 (0.010)	0.033 (0.011)
Constante	−1.163 (0.484)	−3.466 (0.498)
R^2 ajusté	0.984	0.973
Observations	150	150
Période	1971:Q3 – 2008:Q4	1971:Q3 – 2008:Q4

Tableau A5.1 : Résultats des estimations des équations de long terme (avec variable EURO).

Note : erreurs standards entre parenthèses.

	$\Delta \ln Q_{tot}$	$\Delta \ln Q_g$
$\Delta \ln P$	-0.082*** (0.025)	-0.094*** (0.028)
$\Delta \ln Y$	0.086 (0.093)	0.030 (0.104)
$\Delta \ln PE$	0.040 (0.034)	0.039 (0.038)
$\Delta \ln Euro$	0.010 (0.044)	0.039 (0.049)
Choc 1973	-0.017*** (0.006)	-0.019*** (0.007)
Choc 1979	-0.011* (0.006)	-0.009 (0.006)
D1985	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.003)
Taxe 1993	-0.031** (0.013)	-0.035** (0.014)
D2000	-0.003 (0.002)	-0.008** (0.003)
$\hat{z}_{t-1}$	-0.386*** (0.062)	-0.346*** (0.062)
Constante	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
$\sum_{i=1}^5 \alpha_{9i} \Delta \ln Q_{t-i}$	. (.)	. (.)
R² ajusté	0.346	0.346
Observations	149	149
Période	1971:Q4 – 2008:Q4	1971:Q4 – 2008:Q4

Tableau A5.2 : Résultats des estimations des équations de court terme (avec variable EURO).

Note : erreurs standards entre parenthèses.

Annexe 6 : Résultats des estimations sur données annuelles

Dans les tableaux A6.1 et A6.2 nous avons reporté les estimations obtenues sur données annuelles, à la place des données trimestrielles utilisées dans le texte principal. En raison du nombre réduit d'observations (38), nous avons uniquement considéré trois variables dans les estimations de long terme (plus un trend). Dans la relation de court terme, nous avons également retenu la variable Taxe 1993, qui est censée capturer l'impact de la variation du taux d'imposition sur les huiles minérales. Le modèle estimé sur données annuelles est par conséquent très semblable aux études internationales existantes utilisant la cointégration.

Les tests de racine unitaire et de cointégration (à disposition sur demande) montrent que toutes les variables sont $I(1)$ et que, à la différence du modèle sur données trimestrielles, il n'y a aucune rupture dans la relation de cointégration. Les résultats obtenus sont tout de même très semblables à ceux avec le modèle sur données trimestrielles et viennent donc confirmer les conclusions de notre étude. Au niveau de l'élasticité-prix, nous remarquons que dans le modèle sur données annuelles, l'élasticité-prix de la demande de carburant est légèrement plus faible (-0.20 contre -0.27). À court terme, l'élasticité-prix de la demande d'essence n'est pas statistiquement différente de zéro, tandis qu'elle était légèrement plus élevée en valeur absolue dans le modèle avec les données trimestrielles (-0.09).

Comme attendu, nous remarquons que la vitesse d'ajustement est plus élevée dans le modèle annuel que dans le modèle trimestriel : -0.83 pour le carburant et -0.66 pour l'essence. Ceci confirme que dans le contexte de notre approche, le court terme représente une période inférieure à 1 – 1½ année.

	lnQtot	lnQg
lnP	-0.202 (0.029)	-0.333 (0.035)
lnY	0.829 (0.138)	0.627 (0.172)
lnV	0.556 (0.056)	0.790 (0.059)
Trend	-0.378 (0.066)	-0.501 (0.073)
Constante	0.069 (0.635)	-0.593 (0.797)
R² ajusté	0.974	0.951
Observations	38	38
Période	1971 – 2008	1971 – 2008

Tableau A6.1 : Résultats des estimations des équations de long terme (données annuelles).

Note : erreurs standards entre parenthèses.

	$\Delta \ln Q_{tot}$	$\Delta \ln Q_g$
$\Delta \ln P$	-0.097* (0.055)	-0.084 (0.061)
$\Delta \ln Y$	0.453** (0.188)	0.033 (0.193)
Taxe 1993	-0.048** (0.023)	-0.074*** (0.025)
$\hat{z}_{t-1}$	-0.831*** (0.226)	-0.655*** (0.180)
Constante	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)
ΔQ_{t-1}	0.329** (0.145)	0.538*** (0.134)
R² ajusté	0.485	0.494
Observations	37	37
Période	1972 – 2008	1972 – 2008

Tableau A6.2 : Résultats des estimations des équations de long terme (données annuelles).

Note : erreurs standards entre parenthèses.

Références

- Akinboade, O.A., Ziramba, E. & Kumo, W.L. (2008): "The Demand for Gasoline in South Africa: An Empirical Analysis using Co-integration Techniques", *Energy Economics*, **30**(6): 3222–3229.
- Allen, P.G. & Fildes, R. (2005): "Levels, Differences and ECMs – Principles for Improved Econometric Forecasting", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **67**(s1): 881–904.
- Alves, D.C.O. & Bueno R.D. (2003): "Short-run, Long-run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil", *Energy Economics*, **25**(2): 191–199.
- Ayat, L. & Burrridge, P. (2000): "Unit Root Tests in the Presence of Uncertainty about the Non-stochastic Trend", *Journal of Econometrics*, **95**(1): 71–96.
- Banfi, S., Filippini, M. & Hunt, L. (2005): "Fuel Tourism in Border Region: The Case of Switzerland", *Energy Economics*, **27**(5): 689–707.
- Bentzen, J. (1994): "An Empirical Analysis of Gasoline Demand in Denmark using Cointegration Techniques", *Energy Economics*, **16**(2): 139–143.
- Blum, U., Foos, G., & Guadry, M. (1988): "Aggregate Time Series Gasoline Demand Models: Review of the Literature and New Evidence for West Germany", *Transportation Research Part A: General*, **22**(2): 75–88.
- Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E., & Rietveld, P. (2008): "A Meta-Analysis of the Price Elasticity of Gasoline Demand. A SUR Approach", *Energy Economics*, **30**(5): 2105–2122.
- Carlevaro, F., Bertholet, J.-L., Chaze, J.-P. & Taffé, P. (1992): "Engineering-Econometric Modeling of Energy Demand", *Journal of Energy Engineering*, **118**(2): 109–121.
- Crôte, A., Noland, R.B. & Graham, D.J. (2009): "An Analysis of Gasoline Demand Elasticities at the National and Local Levels in Mexico", *Working Paper*, Centre for Transport Studies.
- Davis, L.W. & Kilian, L. (2009): "Estimating the Effect of a Gasoline Tax on Carbon Emissions", *NBER Working Paper* **14685**.
- Eltony, M.N. & Al-Mutairi, N.H. (1995): "Demand for Gasoline in Kuwait: An Empirical Analysis using Cointegration Techniques", *Energy Economics*, **17**(3): 249–253.
- Eltony, M. (1993): "Transport Gasoline Demand in Canada" *Journal of Transport Economics and Policy*, **27**(2): 193–208.
- Engle, R.F. & Granger, W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, **55**(2): 251–276.
- Espey (1998): "Gasoline Demand Revisited: An International Meta-analysis of Elasticities." *Energy Economics*, **20**(3): 273–295.
- Ghalwash, T. (2007): "Energy Taxes as a Signaling Device: An Empirical Analysis of Consumer Preferences", *Energy Policy*, **35**(1): 29–38.
- Graham D.J. & Glaister, S. (2002): "The Demand for Automobile Fuel. A Survey of Elasticities", *Journal of Transport Economics and Policy*, **36**(1): 1–25.
- Gregory, A.W., & Hansen, B.E. (1996a): "Residual-based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, **70**(1): 99–126.
- Gregory, A.W., & Hansen, B.E. (1996b): "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **58**(3): 555–559.
- Hall, A. (1994): "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection", *Journal of Business & Economic Statistics*, **12**(4): 461–470.
- Harvey, A. (1997): "Trends, Cycles and Autoregressions", *The Economic Journal*, **107**(440): 192–201.
- Hassler, U. (1996): "Spurious Regressions When Stationary Regressors Are Included", *Economics Letters*, **50**(1): 25–31.
- Hassler, U. (2003): "Nonsense Regressions Due to Neglected Time-varying Means", *Statistical Papers*, **44**(2): 169–182.

- Hensher, D.A., Smith, N.C., Milthorpe, F.W. & Barnard, P.O. (1992): *Dimensions of Automobile Demand: A Longitudinal Study of Household Automobile Ownership and Use*, North Holland, Amsterdam.
- Hughes, J.E., Knittel, C.R. & Sperling, D. (2008): "Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand", *The Energy Journal*, **29**(1): 113–134.
- Kim, T., Lee, Y., Newbold, P. (2004): "Spurious regressions with stationary processes around linear trends", *Economics Letters*, **83**(2): 257–262.
- Lipow, G.W. (2008): "Price–Elasticity of Energy Demand: A Bibliography", Carbon Tax Center (www.carbontax.org).
- Mignon, V. (2008): *Économétrie. Théorie et Applications*, Economica, Paris.
- Ng, S. & Perron, P. (1995): "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of American Statistical Association*, **90**(429): 268–281.
- Nicol, C.J. (2003): "Elasticities of Demand for Gasoline in Canada and the United States" *Energy Economics*, **25**(2): 201–214.
- Park, J.Y. & Phillips, P.C.B. (1989): "Statistical inference in regressions with integrated processes: Part 2", *Econometric Theory*, **5**(1): 95–131.
- Peter, M., Schmidt, N. & Maibach, M. (2002) "Evaluation kurzfristiger Benzinpreiserhöhungen", Zuerich, Infrac.
- Pock, M. (2009): "Gasoline Demand in Europe: New Insights", *Energy Economics*, In press.
- Polemis M.L. (2006): "Empirical Assessment of the Determinants of Road Energy Demand in Greece", *Energy Economics*, **28**(3): 385–403.
- Rouwendaal, J. (1996): "An Economic Analysis of Fuel Use per Kilometre by Private Cars", *Journal of Transport Economics and Policy*, **30**(1): 3–14.
- Samini, R. (1995): "Road Transport Energy Demand in Australia", *Energy economics*, **17**(4): 329–339.
- Schleiniger, R. (1995): "The Demand for Gasoline in Switzerland – in the Short and in the Long Run", *Discussion paper 9053*, Institute for Empirical Research in Economics, University of Zurich.
- Schmalensee, R. & Stoker, T.M. (1999): "Household Gasoline Demand in the United States", *Econometrica*, **67**(3): 412–418.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (1993): "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, **61**(4): 783–820.
- Tsay, W. & Chung, C. (2000): "The spurious regression of fractionally integrated processes", *Journal of Econometrics*, **96**(1): 155–182.
- Wasserfallen, W. & Güntensperger, H. (1988): "Gasoline Consumption and the Stock of Motor Vehicles – An Empirical Analysis for the Swiss Economy", *Energy Economics*, **10**(4): 276–282.