

Stephan SILVESTRE

**Asymétries, volatilité et déterminants des prix
sur les marchés des matières premières
énergétiques**

Thèse présentée et soutenue publiquement le 12 décembre 2016
en vue de l'obtention du doctorat de Sciences économiques
de l'Université Paris Ouest Nanterre La Défense

sous la direction de MM. Remzi UCTUM et Fatih KARANFIL

Jury :

Présidente:	Mme Valérie MIGNON	Professeur des Universités, Université Paris Oue
Rapporteur:	Mme Patricia RENO	Maître de conférences, Université Caen Normandie
Rapporteur:	M. Frédéric LANTZ	Professeur, IFP School
Membre du jury:	Mme Hélyette GEMAN	Professor, University of London et Johns Hopkins University
Directeur:	M. Fatih KARANFIL	Maître de conférences, Université Paris Oue
Directeur:	M. Remzi UCTUM	Chargé de recherche, CNRS

Remerciements

La forme finale de cette thèse est le fruit d'un long travail qui s'est accompli en plusieurs phases. La synthèse et la structuration finale sont issues des directives éclairées et bénéfiques de mes directeurs de thèse, Remzi Uctum et Fatih Karanfil, qui m'ont permis de donner corps à mon projet en un espace temporel très réduit. Au-delà du strict travail d'approfondissement et de mise en forme des travaux constitutifs de cette thèse, ils m'ont aussi beaucoup appris sur la manière d'appréhender une problématique de recherche tant du point de vue de l'analyse économique que sur le plan méthodologique. Qu'ils en soient infiniment remerciés.

Ma gratitude s'adresse aussi à Patricia Renou-Maissant, Maître de conférences Habilitée à diriger des recherches à l'Université de Caen Normandie, et Frédéric Lantz, professeur Habilité à diriger des recherches à IFP School, qui ont accepté de prendre le temps de rapporter ma thèse et d'ouvrir ainsi de nouvelles perspectives dans mes futures recherches. Ma profonde reconnaissance va aussi à Valérie Mignon, directrice du laboratoire EconomiX, et Hélyette Geman, professeur à l'University of London et à la Johns Hopkins University, toutes deux figures éminentes de l'énergie et des matières premières, qui m'ont toujours témoigné leur soutien et ont bien voulu faire partie de mon jury.

À travers Valérie Mignon, j'exprimer ma gratitude à l'ensemble du laboratoire EconomiX, en particulier à Cécile Couharde et Frédéric Hammerer, laboratoire dont j'ai été honoré d'être membre durant ces années et avec lequel je compte bien continuer à collaborer.

Enfin, ce travail n'a pu voir le jour qu'avec le concours de collègues économistes avec qui j'ai travaillé durant ces années doctorales et qui m'ont continûment éclairé, conseillé et formé à la recherche en économie. Je les remercie sincèrement pour leur aide précieuse et en premier lieu les coauteurs de mes articles, à savoir Yannick Lucotte, Christophe Schalck et Olivier Lamotte du laboratoire de recherche de la Paris School of Business, ainsi que Kostas Andiosopoulos du Research Centre for Energy Management d'ESCP Europe Londres.

Résumé

Les variations des prix des carburants, tout comme celles du pétrole, représentent depuis les années 1970 un sujet d'étude majeur pour les économistes du monde entier. La première raison de cet intérêt tient à l'impact direct et tangible de ces variations sur le pouvoir d'achat des consommateurs, pour lesquels la dépense en carburants est considérée comme contrainte. Une seconde raison réside dans la nature très homogène de ce produit, qui le classe dans les commodités et qui en fait un très bon sujet pour l'étude des modèles de formation et d'équilibre des prix. Bacon (1991) a été le premier à mettre en évidence et à formaliser l'asymétrie entre la transmission des hausses et des baisses du prix du pétrole, qu'il baptisa l'effet « *rockets and feathers* ». Par la suite, Borenstein *et al.* (1997) ont proposé un modèle de relation dynamique des prix avec asymétrie, qui fait toujours autorité aujourd'hui. Surtout, ils avancèrent trois hypothèses pour expliquer cette asymétrie, en distinguant le marché amont, de l'extraction du pétrole à son raffinage, du marché aval, de la raffinerie à la pompe à essence, pour lesquels les mécanismes et les acteurs diffèrent. Le développement de modèles économétriques plus sophistiqués, permettant notamment de prendre en compte les non linéarités ou les changements de régime multiples, a permis d'approfondir la compréhension des processus de transmission des chocs sur les prix.

Cependant, si la présence d'asymétries dans la transmission des prix est admise, le rôle de la volatilité est encore imparfaitement décrit et des questions demeurent ouvertes. Comment les agents économiques modifient-ils leurs comportements en périodes d'incertitude accrue ? Les facteurs de transmission des prix sont-ils affectés ? Les effets sont-ils transitoires ou permanents ? Quelles différences existe-t-il entre l'amont et l'aval de la chaîne de valeur ? Alors que la volatilité des prix se trouve de plus en plus accentuée sur les marchés financiers et physiques et que les mécanismes de formation des prix sont de plus en plus complexes, ces questions sont d'un intérêt croissant pour les régulateurs, mais aussi pour les intermédiaires de marché eux-mêmes.

Les travaux menés dans le cadre de cette thèse portent sur les processus de transmission des prix des matières premières énergétiques, en particulier des carburants et du gaz naturel. Ces travaux se focalisent plus particulièrement sur trois aspects : i. les asymétries dans la transmission des chocs haussiers et baissiers ; ii. le rôle des variations de la volatilité des prix ; iii. l'impact des changements structurels sur leur transmission. Ces questions sont traitées dans trois études, qui ont fait ou vont faire l'objet de publications dans des revues internationales.

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

Dans sa globalité, cette thèse nous aura montré l'importance du rôle des changements de régime, à la fois dans les coefficients des relations entre les variables et dans la volatilité stochastique, sur la transmission des variations des prix sur les marchés de l'énergie, mais aussi dans la diffusion de leurs effets sur l'économie. Nos résultats nous auront aussi permis de confirmer ou d'infirmer certaines hypothèses de la littérature, comme la présence significative d'asymétries sur le marché français des carburants, leur effet positif sur les coefficients de transmission, leur disparition sur le marché aval français sous l'effet de la concurrence et du renforcement des contrôles publics, l'effet positif de la volatilité des prix sur les asymétries ou encore celui de la production américaine de gaz de schiste sur le commerce extérieur et la consommation de gaz naturel. Ces résultats empiriques présentent un intérêt académique pour les économistes de l'énergie, mais aussi opérationnel pour les autorités en charge de la régulation des marchés financiers et les pouvoirs publics, dans le cadre du pilotage de la transition énergétique. Ils posent aussi de nouvelles questions de recherche et ouvrent la voie à de nouveaux projets qui sont présentés en conclusion.

Sommaire

Introduction	11
Chapitre 1 : Asymmetric gasoline price responses in France	27
Abstract	27
Introduction	28
Gasoline prices in the French context	29
A brief review of the literature	32
Data and methodology	35
Empirical results	36
Conclusions and policy implications	42
Chapitre 2 : Volatility and asymmetry in oil price transmission	45
Abstract	45
Introduction	46
Literature	48
Data	49
Econometric methodology	52
Results and discussion	56
Concluding remarks	67
Chapitre 3 : Shale gas production and U.S. market dynamics: a TVP-VAR approach	69
Abstract	69
Introduction	70
State of literature on the shale gas revolution	72
Data and stylized facts	73
Time-varying parameter VAR model	81
Results	83
Conclusions	91
Conclusions	95
Bibliographie	101
Appendices	115
A1. Figures générales (Introduction)	115
A2. Littérature sur les déterminants des prix des carburants (Introduction)	118
A3. Modèles d'économie spatiale (Introduction)	124
A4. Économétrie des séries temporelles (Introduction)	126
A5. ARDL Tests (Chapitre 1)	130
A6. GARCH(1,1) estimation (Chapitre 2)	132
A7. Granger causality in oil and fuel prices (Chapitre 2)	134
A8. Stability diagnostics for asymmetric ECM regressions (Chapitre 2)	135
A9. Compared evolution of asymmetries and volatility (Chapitre 2)	137

Figures

Introduction - Fig. 1 : Hystérésis dans le dynamique d'équilibre des prix	20
Chapitre 1 - Fig. 1 : Compared evolution of Brent crude oil and diesel prices in France	31
Chapitre 1 - Fig. 2 : IRF to a permanent shock on the Brent price	41
Chapitre 2 - Fig. 1 : Brent (BE), gasoil wholesale (GW) and gasoil retail (GR) series in level50	
Chapitre 2 - Fig. 2 : First difference of Brent, gasoil wholesale and gasoil retail	51
Chapitre 2 - Fig. 3 : Conditional variance of Gasoil Retail return (DLGR)	52
Chapitre 2 - Fig. 4 : Variance of gasoil retail price with sub-periods	56
Chapitre 2 - Fig. 5 : CRF for the total period	62
Chapitre 2 - Fig. 6 : CRF for each sub-period	63
Chapitre 2 - Fig. 7 : Compared evolution of asymmetries and passthrough coefficients	64
Chapitre 2 - Fig. 8 : Compared evolution of asymmetries and volatility	66
Chapitre 3 - Fig. 1 : U.S. natural gas production (Bcf/month)	74
Chapitre 3 - Fig. 2 : U.S. natural gas imports and exports (Bcf/month)	75
Chapitre 3 - Fig. 3 : Henry Hub spot price	75
Chapitre 3 - Fig. 4a : U.S. natural gas consumption (Bcf/day), seasonally adjusted	76
Chapitre 3 - Fig. 4b : U.S. natural gas consumption by use (Bcf/day), seasonally adjusted	76
Chapitre 3 - Fig. 5 : U.S. NG trade with NAFTA (Bcf/month)	80
Chapitre 3 - Fig. 6 : Posterior estimates of the simultaneous relation	85
Chapitre 3 - Fig. 7 : Posterior estimates for stochastic volatility of the structural shock	86
Chapitre 3 - Fig. 8 : Cumulated IRF of U.S. conventional gas production to shale gas shock	87
Chapitre 3 - Fig. 9 : Cumulated IRF of U.S. net imports to shale gas shock	88
Chapitre 3 - Fig. 10 : Cumulated IRF of U.S. Henry Hub price to shale gas shock	89
Chapitre 3 - Fig. 11 : Cumulated IRF of U.S. gas consumption to shale gas shock	90
Chapitre 3 - Fig. 12 : U.S. gasoline consumption (x1000 barrels/day)	91
Appendices - Fig. A1.1 : Figures générales (Introduction)	115
Appendices - Fig. A1.2 : Composition des prix des carburants en France, 2012-2016	115
Appendices - Fig. A1.3 : Relation entre surplus de production hors Arabie Saoudite et WTI	116
Appendices - Fig. A1.4 : Carte des prix du gazole en juin 2012	116
Appendices - Fig. A1.5 : Évolution de la TICPE en €/hectolitre, 1976-2016	117
Appendices - Fig. A1.6 : Écart entre les prix de gros et détail du diesel, 2010-2012	117
Appendices - Fig. A3.1 : Effet de la concurrence locale sur les prix (Pennerstrofer, 2009)	124
Appendices - Fig. A3.2 : Équilibre entre les taxes de deux États voisins	125
Appendices - Fig. A5.1 : Model Selection Criteria	130
Appendices - Fig. A5.2 : Model Selection Criteria	131
Appendices - Fig. A8.1 : CUSUM test	135
Appendices - Fig. A8.2 : CUSUM of squared test	136
Appendices - Fig. A9.1 : Speeds of attuning AS and conditional variance of GR	137

Tables

Chapitre 1 - Table 1 : Results of unit root tests	37
Chapitre 1 - Table 2 : Results of bounds F-test for cointegration	37
Chapitre 1 - Table 3 : Estimated long term coefficients using the ARDL approach	37
Chapitre 1 - Table 4 : Estimated short term coefficients from ARDL specification	38
Chapitre 1 - Table 5 : Estimated short term coefficients from asymmetric ARDL specif.	39
Chapitre 1 - Table 6 : Estimated short term coefficients from full asymmetric ARDL specif.	40
Chapitre 2 - Table 1 : Descriptive stats of Brent, gasoil wholesale and gasoil retail series	50
Chapitre 2 - Table 2 : Descriptive stats of first difference of Brent, gasoil wholesale and retail	51
Chapitre 2 - Table 3 : Sub-periods	56
Chapitre 2 - Table 4 : Passthrough coefficients for each sub-period (s.d.)	57
Chapitre 2 - Table 5 : Cointegration tests	58
Chapitre 2 - Table 6a : Regression coefficients for the global transmission	58
Chapitre 2 - Table 6b : Regression coefficients for the upstream stage	59
Chapitre 2 - Table 7 : Wald tests on positive and negative regression coefficients	60
Chapitre 2 - Table 8 : Sums of offsets and Speeds of attuning for each sub-period	64
Chapitre 2 - Table 9 : Wald tests on changes of passthrough coefficients	65
Chapitre 2 - Table 10 : Variations in asymmetry and volatility	65
Chapitre 3 - Table 1 : Descriptive statistics	77
Chapitre 3 - Table 2 : Bai-Perron F tests values	78
Chapitre 3 - Table 3 : OLS regression coefficients for each relationship with shale gas	78
Chapitre 3 - Table 4 : Estimation results of selected parameters in the TVP-VAR model	84
Appendice A2 - Table 1 : Articles sur les déterminants des prix des carburants	118
Appendice A2 - Table 2 : Articles sur le commerce transfrontalier	122
Appendice A5 - Table 1 : Correlogram of residuals	130
Appendice A5 - Table 2 : Correlogram of residuals	131
Appendice A6 - Table 1 : GARCH(1,1) of DLGR	132
Appendice A6 - Table 2 : Bai-Perron test on DLGR volatility	133
Appendice A7 - Table 1 : Granger causality test over total period	134

Introduction

Les prix des carburants constituent un thème de recherche abondamment étudié depuis la fin des années 1980 dans le domaine de l'économie de l'énergie et des matières premières. Cette popularité leur est due à deux principales raisons : premièrement, les carburants représentent un poste de dépense significatif pour une très large partie des ménages (voir [Fig. A1.1 en Appendice A1](#)) et, dans une certaine mesure, des entreprises et les incessantes fluctuations de prix qu'ils subissent sont palpables au quotidien par les consommateurs du monde entier. De surcroît, pour la majeure partie des consommateurs de carburants, cette dépense est ressentie comme incompressible, l'usage de leurs véhicules à des fins professionnelles ou privées étant la seule option raisonnable pour se déplacer, en milieu rural comme en milieu urbain. Les brutales hausses de prix régulièrement constatées sont ainsi perçues comme des prélèvements forcés, aussi injustes qu'irréversibles et qui pèsent sur le pouvoir d'achat des ménages, mais aussi sur la rentabilité des entreprises. La seconde raison à l'intérêt du monde académique pour ce produit de base réside dans sa nature très homogène, quel que soit le lieu ou le distributeur, qui le range dans la catégorie des commodités. Cette propriété lui confère un intérêt particulier pour étudier le comportement des agents économiques dans des conditions de marché qui peuvent varier spatialement ou temporellement. C'est ainsi que de nombreux modèles théoriques ont pu être validés, voire invalidés, à la suite d'études empiriques menées sur les prix des carburants (voir, par exemple, Haining, 1983 ; Shepard, 1993 ; Johnson, 2002 ; Pennerstrofer *et al.*, 2015).

La structure du prix d'un carburant est elle-même très invariante à travers le monde, au moins qualitativement. Ses quatre principales composantes sont, dans l'ordre de la chaîne de la valeur globale, le prix du pétrole brut, le coût de sa transformation en carburant (raffinage), qui inclut l'effet de change entre le dollar et la monnaie locale, les frais de transport et distribution et enfin les taxes (voir [Fig. A1.2 en Appendice A1](#)). Dans le cadre des différents travaux de recherche sur les origines et les conséquences des variations des prix des carburants, chacune de ces quatre composantes a fait l'objet d'études spécifiques. Non seulement les mécanismes de formation et de transmission de la valeur ajoutée diffèrent pour chacune, mais en plus les agents économiques concernés ne sont pas les mêmes.

Pour la première composante, le pétrole, il s'agit d'un marché professionnel, qui a été l'un des premiers à se mondialiser et à se financiariser (voir Arezki *et al.*, 2014). On évoque souvent, par simplification, le terme de « prix du pétrole » au singulier ; il existe en réalité de

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

nombreux prix pour le pétrole, qui dépendent de sa qualité (densité « API », c'est-à-dire viscosité, et teneur en soufre), du lieu de transaction (surcoûts d'acheminement), mais aussi du contexte géopolitique et des événements climatiques locaux ou encore du rapport de force entre acheteurs et vendeurs. Chacun des pétroles produits dans le monde se voit indexé à l'un des trois bruts de référence que sont le Brent de la mer du Nord, le WTI du Texas et le Dubaï de l'OPEP, avec une surcote ou une décote qui dépend de sa qualité et non de son coût de production. Le principal marché de référence pour le Brent est l'IntercontinentalExchange (ICE, basé à Atlanta, mais opérant à Londres), le New York Mercantile Exchange (NYMEX) constituant la place de référence du WTI ; quant au panier de l'OPEP, dit Dubaï, il est coté sur le Dubai Mercantile Exchange. Le produit financier de référence est le contrat à terme (*future*) de 1 000 barils sur le mois courant. Ces transactions se font par l'entremise de chambres de compensation (*clearinghouses*), qui couvrent le risque lié au fort effet de levier des contrats et dont le rôle sur le prix est de plus en plus important ; elles représentent la très grande majorité des échanges mondiaux, les contrats à long terme, de gré à gré ou entre États, étant minoritaires pour le pétrole. Ces trois cours de référence sont grandement liés entre eux, comme cela a été démontré (Fattouh, 2010), malgré l'existence de périodes d'écart plus ou moins importants entre les cotations (*spread*), souvent liés à l'état des stocks¹. Les principaux déterminants de ces prix de référence sont le différentiel entre l'offre et la demande mondiales (voir [Fig. A1.3 en Appendice A1](#)), le niveau des stocks, celui des réserves naturelles prouvées et, bien que dans une moindre mesure, les coûts marginaux de production, auxquels viennent s'ajouter les surcotes financières liées aux équilibres des marchés financiers et au contexte géopolitique global (voir Kilian et Murphy, 2014). L'agrégation de ces facteurs conduit à une très forte volatilité des cours, elle-même inversement liée à celle de la production de pétrole via les élasticités offre et demande et facteur de développement des marchés dérivés (Baumeister et Peersman, 2013). Par ailleurs, Narayan et Narayan, (2007) ont suggéré que les chocs sur le prix du pétrole avaient un impact permanent et asymétrique sur la volatilité. Cette volatilité a des répercussions sur l'économie globale des pays, en particulier sur la croissance du PIB, l'activité industrielle ou l'inflation (Eastwood et Venables, 1982 ; Hooker, 2002 ; Kilian, 2004 et 2008 ; Blanchard et Gali, 2009 ; Berument *et al.*, 2010 ; Hamilton, 1996c, 2009 et 2011 ; Peersman et Van Robays, 2012). Certains de ces effets peuvent être eux-mêmes asymétriques, en particulier l'effet négatif des hausses du prix du pétrole sur la croissance du PIB des pays importateurs est plus fort que celui des baisses. Cet

¹ Voir la note de l'U.S. Energy Information Agency (EIA), Short-Term Energy Outlook Supplement: Brent Crude Oil Spot Price Forecast, juillet 2012.

effet s'explique par une asymétrie de l'élasticité prix-demande : la réponse (négative) de la demande est plus rigide en cas de hausse des prix qu'en cas de baisse ; il s'agit là d'un effet d'amélioration de l'efficacité énergétique : lorsque les prix montent, la demande énergétique baisse et pousse les agents à améliorer leur efficacité énergétique, de sorte que lorsque les prix baissent à nouveau, la demande remonte moins, sans affecter la croissance du PIB (Mork, 1989 ; Gately et Huntington, 2002 ; Hamilton, 2003).

La deuxième composante des prix des carburants, constituée des coûts de raffinage et d'acheminement, fait fréquemment l'objet d'une attention particulière en raison d'une suspicion de mauvaise transmission des variations du prix du pétrole. Les acteurs de ce marché sont, d'un côté, les producteurs de carburants et, de l'autre, les détaillants. Toutefois, l'activité de raffinage se trouve dans une situation très contrainte, ses prix d'achat et de vente étant tous deux fixés par les marchés internationaux (prix du Brent pour le pétrole et prix de gros de Rotterdam pour les produits raffinés). Il en résulte une très forte volatilité des marges, qui vient s'ajouter à celles du pétrole et du taux de change euro-dollar. Ainsi, en France, les marges de raffinage peuvent fluctuer de 10 € à 50 € par tonne au cours d'une même année (IGF et CGEJET, 2012). Conjuguée à d'autres facteurs, tels que la réglementation sociale et environnementale, cette instabilité rend l'industrie européenne peu encline à investir, de surcroît dans un contexte de surcapacités de production et de baisse de la demande, ce qui entraîne une obsolescence de l'outil de production. L'impact sur les prix de détail est néanmoins limité, de l'ordre de 3 centimes d'euros par litre de carburant. On notera que le diesel a pris une place prépondérante sur le marché français, dont il représente maintenant 80% des ventes en volumes (UFIP, Union française des industries pétrolières, juin 2016) en raison de l'avantage fiscal dont il bénéficiait jusqu'en 2016², ce qui lui vaut un intérêt plus marqué dans les études. Mais ce soutien est devenu caduque pour les raffineries françaises, qui produisent maintenant trop d'essence et pas suffisamment de diesel, désormais importé à plus de 55%. De plus, les politiques publiques tendent dorénavant à défavoriser ce carburant, réputé plus nocif pour la santé, surtout depuis l'étude de l'Organisation Mondiale de la Santé (2012) le déclarant cancérigène³.

La troisième composante, les frais de transport et distribution, fait aussi l'objet de nombreuses études économiques, issues du monde académique (par exemple Eckert et West, 2005 ; Sen, 2005 ; Atkinson, 2009 ; Eckert, 2013 ; Kihm *et al.*, 2014) mais aussi des autorités

² Historiquement, cet avantage fiscal avait été décidé dans les années 1980 pour favoriser à la fois les raffineries françaises, qui produisaient alors des surplus de diesel et pas suffisamment d'essence, et les constructeurs automobiles français qui proposaient des motorisations diesel sur des petits modèles de voitures (voir Fig. 5).

³ Voir Andriosopoulos et Silvestre (2016), French Energy Policy: A Gradual Transition, Working Paper.

de la concurrence (DGCCRF, 2011 ; IGF et CGEIET, 2012). Il s'agit essentiellement d'établir si les conditions du marché de détail sont suffisamment concurrentielles pour permettre un équilibre des prix au sens de Cournot ou s'il existe des collusions susceptibles d'expliquer les hétérogénéités observées sur un territoire donné (Eckert et West, 2004 ; Hastings, 2004 ; Pennerstorfer, 2009). En France, par exemple, un écart de plus de 10% est constaté sur le territoire métropolitain (IGF et CGEIET, 2012) (voir [Fig. A1.4 en Appendice A1](#)). Ce domaine de recherche relève de l'économie spatiale et de nombreux travaux ont pris les carburants comme exemple empirique pour valider les modèles théoriques car ceux-ci présentent l'avantage d'être à la fois homogènes et très largement distribués sur de vastes territoires. Ces études permettent de tester diverses hypothèses sur les mécanismes spatiaux de formation et de diffusion des prix ou encore d'estimer l'effet de leurs déterminants. On peut regrouper ces déterminants en quatre catégories : intensité de la concurrence, démographie, sociologie et tourisme, leurs contributions étant plus ou moins significatives selon les zones. Sur le territoire français, on distingue trois types de distributeurs : les réseaux affiliés aux grands producteurs de pétrole, les réseaux de la grande distribution et les indépendants. La grande distribution se singularise par des marges extrêmement réduites, la plupart du temps inférieures à 2 centimes par litre, les carburants constituant pour elles des produits d'appel destinés à attirer les clients dans les magasins. De fait, les parts de marché de la grande distribution ne cessent de croître depuis quarante ans au détriment des autres réseaux (UFIP, 2016), dont le pouvoir de marché s'étiolle. Il en résulte que la nature du point de distribution constitue un déterminant majeur des prix.

Enfin, la quatrième composante, constituée de la fiscalité, est, en France, la plus importante en proportion. Elle est constituée de deux taxes, l'une fixe, la TICPE (Taxe Intérieure sur la Consommation de Produits Énergétiques, anciennement TIPP) et l'autre variable, la TVA. La faible volatilité de la part fiscale (voir [Fig. A1.5 en Appendice A1](#)) la rend moins intéressante du point de vue de la dynamique des prix. En revanche, elle permet d'estimer l'effet des politiques publiques. Comme commodités, les carburants se prêtent particulièrement bien aux études portant sur l'impact d'une modification temporaire ou durable d'un régime fiscal (voir Poterba, 1991 ; Doyle et Samphantharak, 2008 ; Marion et Muelhegger, 2011). Les politiques publiques peuvent être guidées par la recherche de nouvelles recettes, le soutien à la consommation, le rééquilibrage de la balance commerciale, la concurrence fiscale avec les États frontaliers, ou, dorénavant, les priorités sanitaires ou environnementales. Ainsi, en janvier 2016, la TICPE a été relevée de 3 €/hectolitre pour le diesel et de 1,7 €/hectolitre pour le SP95. Cette augmentation répondait à trois objectifs

simultanés : trouver des recettes fiscales dans un contexte budgétaire difficile, pénaliser la consommation d'hydrocarbures dans le cadre des objectifs publics de baisse des émissions de CO₂ et diminuer l'avantage fiscal du diesel. Les études sur l'impact de la fiscalité sur la consommation permettent ainsi, en estimant l'élasticité prix-demande, de simuler, par exemple, les effets de la mise en place d'une taxe carbone⁴.

Il en résulte que les recherches s'adosent à deux grands domaines économétriques : le premier est d'ordre spatial et concerne l'étude des variations spatiales des prix en fonction des données locales de marché ; ce domaine décrit et analyse quantitativement les déterminants des prix à la lumière des modèles théoriques d'économie spatiale. Le second domaine est d'ordre temporel et concerne l'étude de la dynamique de transmission des prix à travers la chaîne de valeur globale.

Le premier domaine s'inscrit dans la logique et l'évolution des modèles économiques théoriques issus de l'école néoclassique et de la théorie d'équilibre général. Le prix d'équilibre, considéré en niveau, correspond à un jeu de conditions sur l'offre et la demande, le prix du pétrole, ou le prix de gros des carburants, étant alors considéré comme une variable exogène. Le prix du pétrole raffiné étant identique sur l'ensemble d'un territoire donné, on pourrait s'attendre à une forte homogénéité des prix de vente sur ce territoire, dès lors que la fiscalité y est aussi homogène. Or, les observations montrent le contraire. De nombreuses études ont porté sur ces dispersions et ont cherché à identifier les différents déterminants des prix. Cependant, on peut distinguer deux types d'effets bien distincts dans le transfert des prix : en amont du raffinage, se trouvent des coûts liés au transport, au stockage et au raffinage du pétrole, ainsi que la marge des raffineurs ; en aval, se trouvent des coûts liés au transport et à la distribution des carburants, ainsi que la marge des distributeurs. Les marchés amont (*upstream*) et aval (*downstream*) sont assez distincts dans leurs structures et leurs mécanismes : le premier est un marché professionnel, où le nombre d'agents est relativement restreint et l'information symétrique ; le second est un marché grand public, où le nombre d'agents est important et l'information asymétrique. Afin d'étudier séparément les conditions de marché dans ces deux cas, on distinguera les coefficients de transfert amont et aval.

Eu égard à l'abondance de données sur les prix de détail, une branche importante de la littérature est consacrée au marché aval ([Tableau A2.1 en Appendice A2](#)). On peut distinguer deux grands axes de recherche, tant théorique qu'empirique : les études portant sur le niveau

⁴ Voir Andriosopoulos et Silvestre (2016), French Energy Policy: A Gradual Transition, Working Paper.

du prix moyen dans une zone géographique donnée et celles portant sur la dispersion des prix. Le premier axe porte sur la relation entre l'intensité de concurrence et le niveau des prix, en intégrant diverses données du marché. Le second étudie plutôt la dispersion spatiale des prix et l'existence d'un pouvoir de marché ou d'ententes collusives. Les méthodologies employées sont généralement des estimations de régressions moindres carrés sur des données en coupe ou en panel ou des double différences ; le niveau de concurrence est estimé soit par une variable de concentration spatiale des points de vente, soit par un indice de concentration de marché de type HHI (Hirschman-Herfindahl Index)⁵. Ces études s'appuient sur des modèles théoriques de type Hotelling, dans le cadre des équilibres de Cournot-Nash. Dans ce modèle (à répartition linéaire), le prix d'équilibre, non-optimal, de chaque vendeur est modulé par le coût de transport subi par les acheteurs ; il peut ainsi être déterminé en fonction de la localisation du vendeur par rapport à ses concurrents et à la zone de chalandise.

De nombreuses études empiriques ont mis en évidence l'effet de la concentration des points de vente (stations-service) sur les prix des carburants. Haining (1983) a proposé un modèle théorique complémentaire à celui de Cournot, qu'il a validé empiriquement et dans lequel il intégrait un processus d'ajustement des prix entre des marchés locaux contigus. Shepard (1991 et 1993) a approfondi ce travail dans deux études de référence dans lesquelles il met en évidence le pouvoir de marché local des stations. Plus tard, Sen (2003) ou Barron *et al.* (2004) établissent une relation négative entre le prix et la densité de stations. D'autres études soulignent l'influence des stations indépendantes sur leurs marchés locaux : Van Meerbeeck (2003), Eckert et West (2004 et 2005), Hastings (2004)⁶, Sen (2005), ou encore Cooper et Jones (2007), qui montrent le poids accru du concurrent le plus proche. Pennerstorfer (2009) a présenté un modèle distinguant l'effet 'compétition', négatif, de l'effet 'composition du marché', positif, mais moindre (voir [Appendice A3](#)).

Clemen et Gugler (2006) s'intéressent non pas au prix de vente, mais à la marge estimée des distributeurs et ils établissent que le niveau de concurrence impacte négativement les marges sur le marché autrichien, sans faire de distinction entre les types de distributeurs. En se basant sur Hastings (2004), Taylor *et al.* (2008) montrent que les stations ne suivent pas des règles de tarification simples et stables et que leurs marges varient considérablement au cours du temps. Plus spécifiquement, Atkinson (2009) révèle l'existence de cycles d'Edgeworth (décrues progressives des prix, suivies de restaurations de marges rapides) sur le

⁵ Pour une étude comparative des différents indices de concentration existants, voir Bikker et Haaf (2002).

⁶ Cette étude sera contestée dans sa méthodologie par Taylor *et al.* (2010), qui, à partir d'un jeu de données plus précis, arrivèrent à une conclusion moins tranchée. En reprenant l'étude avec eux, Hastings (2010), conclut que les écarts entre les deux études étaient faibles dans les zones de chevauchement des données.

marché canadien et suggère que ces cycles se produisent sous l'impulsion d'un leader, mais sans que cela implique une collusion. Plus récemment, Pennerstorfer et Weiss (2013) sont repartis du modèle circulaire de Salop (1979) pour établir une mesure du regroupement spatial (*spatial clustering*) ; leur estimation sur des données autrichiennes font ressortir un impact positif de ce regroupement sur les prix. En utilisant plusieurs indices de concentration différents, Kihm *et al.* (2014) et Haucap *et al.* (2015) montrent que le niveau de compétition renforce le lien entre prix de gros et prix de détail. Enfin, sur le marché français, Benoit *et al.* (2015) établissent que la concurrence locale est un déterminant majeur de la rigidité des prix des carburants ; ils observent par ailleurs que cette rigidité est moindre sur les autoroutes, mais aussi en fonction de divers indicateurs socio-économiques.

Outre ces effets sur les niveaux des prix, plusieurs auteurs ont recherché une relation entre les indicateurs de concurrence et la dispersion des prix dans une zone géographique donnée. Dans une étude de référence, Shepard (1991) fut le premier à modéliser et quantifier cette relation. Il y suggère que les écarts de prix semblent dus au pouvoir de marché local des stations et chiffre l'amplitude de ces écarts dans la région de Boston. Plus tard, Barron *et al.* (2001) confirmèrent les résultats de cette étude, avec une amplitude de prix plus élevée observées à Los Angeles. Dans une seconde étude en 2004, ils identifient une relation négative entre la dispersion spatiale et la densité de stations dans un rayon de 1,5 mile et proposent un modèle, basé sur ceux de Perloff et Salop (1985) et d'Anderson et de Palma (2002), qui inclut niveau des prix et dispersion. Eckert et West (2005), ont aussi observé un tel effet sur un panel de stations de Vancouver : ils concluent que le niveau de concurrence spatiale réduit la probabilité que le prix fixé par une station s'écarte du « prix modal » (*mode price*) et que cette probabilité augmente lorsque la proportion de stations de grandes marques est élevée ; cette dernière observation constituant une preuve de collusion tacite. Lewis (2008) parvient aux mêmes conclusions, en ajoutant que la dispersion est - logiquement - plus forte lorsque les stations ne sont pas dans la même gamme. Plus récemment, Pennerstorfer *et al.* (2014) ont poussé un peu plus loin l'analyse afin de vérifier l'existence d'une relation en U inversé entre l'information et la dispersion, sur le modèle développé par Varian (1980) et Stahl (1989) (*clearinghouse model*) dans le cadre de la théorie de l'information initiée par Salop et Stiglitz (1977 et 1982).

Enfin, un pan important de ce champ de recherche concerne le commerce transfrontalier (ou « *cross-border shopping* » ou encore « *fuel tourism* »). La présence d'une frontière proche et derrière laquelle se trouvent des commerces offrant les mêmes produits à un prix inférieur constitue l'un des déterminants spatiaux connus des prix des carburants. Les carburants, au

même titre que les cigarettes ou certaines loteries, constituent un excellent support pour l'étude du commerce transfrontalier en raison de l'invariance de leurs caractéristiques. C'est pourquoi une bonne partie de la littérature empirique sur ce sujet s'appuie sur ce marché ([Tableau A2.2 en Appendice A2](#)).

Le principal référentiel théorique à cette littérature reste l'article fondateur de Kanbur et Keen (1993), qui furent les premiers à modéliser ce phénomène à partir d'un modèle d'équilibre fiscal non coopératif au sens de Nash. Ce modèle prédit un unique équilibre de Nash entre les taxes d'un petit État voisin d'un grand et pratiquant une fiscalité plus basse (détails du modèle en [Appendice A3](#)) ; il décrit aussi les revenus captés par le petit État à son voisin et établit que le volume du commerce transfrontalier est indépendant du coût de transport ; en outre, il montre qu'une légère hausse fiscale coordonnée est Pareto-efficace, qu'une harmonisation fiscale nuit au petit pays et qu'il existe une unique valeur d'équilibre de la taxe du grand pays lui évitant de perdre des revenus.

Les premières études empiriques sur le commerce transfrontalier ont porté sur les effets des disparités de fiscalité, soit de nature spatiale, c'est-à-dire entre États ou régions de régimes fiscaux différents, soit de nature temporelle, dans le cas de modifications temporaires ou permanentes d'un régime fiscal. Walsh et Jones (1988) ont effectué les premières mesures économétriques de tels effets, sur le marché de l'épicerie en Virginie. À partir de données de panel sur 46 comtés, ils ont pu démontrer que l'élasticité prix-demande était significativement plus faible (de moitié) dans les comtés frontaliers que dans les comtés intérieurs. Rietvelt *et al.* (1991) suggèrent que la mise en place d'un gradient sur la fiscalité des carburants aurait un effet sur le comportement des consommateurs, mais que cela aurait des effets pervers dans un pays dense comme les Pays-Bas. L'étude détaillée de Van Meerbeeck (2003) sur les déterminants des prix des carburants en Belgique fait ressortir un effet significatif (négatif) de proximité d'une frontière sur les prix. Plusieurs auteurs ont ensuite cherché à quantifier les effets du commerce transfrontalier (voir, par exemple, Doyle et Samphantharak, 2008 ou Manuszak *et al.*, 2009). Une revue de la littérature de Lopez-Laborda et Leal (2010) recense les études sur ce sujet ; les principaux thèmes de recherche identifiés par les auteurs sont l'estimation des élasticités dans les régions frontalières (par exemple Banfi *et al.*, 2005, ou Lopez-Laborda *et al.*, 2009), l'influence du coût des transports, l'impact de la fiscalité et, plus récemment, celui de l'e-commerce.

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

Le second domaine de recherche majeur a trait à la dynamique des prix et surtout à leurs variations. Sur le plan méthodologique, les prix sont ici considérés en différences et on recherche des relations de cointégration et de causalité – au sens de Granger – entre les séries de prix (pétrole spot et *future*, carburants en gros et détail). Les techniques économétriques utilisées sont celles des séries temporelles, développées pour la finance de marché, c'est-à-dire des modèles autorégressifs à retards, simples⁷ ou vectoriels⁸. Ces modèles permettent notamment de capter d'éventuelles asymétries dans la transmission des prix (voir [Appendice A4](#)).

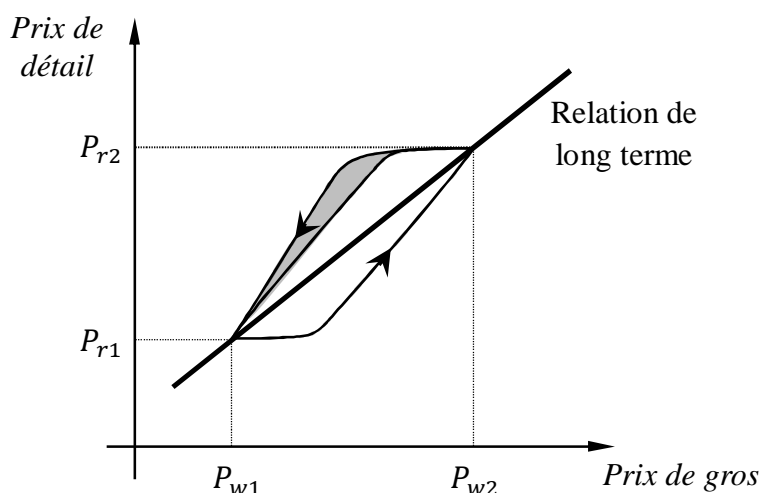
Le modèle de référence pour la dynamique d'ajustement des prix des carburants en fonction de ceux du pétrole a été proposé par Bacon (1991) dans un article fondateur, dans lequel il décrivait l'asymétrie dans la transmission des chocs positifs et négatifs sous le terme d'effet « *rockets and feathers* », en allusion à la vitesse de croissance des prix supérieure à celle de leur chute, phénomène couramment ressenti par les consommateurs (voir [Fig. A1.6 en Appendice A1](#)). L'étude de Bacon faisait suite à ses propres travaux menés depuis 1984 et adossés aux ouvrages de Samuelson (1966) et de Maddala (1977). Dans son ouvrage de référence Samuelson (1966) pose, notamment, les bases mathématiques des théories d'économie industrielle de l'école néo-classique, avançant en particulier le principe de correspondance sur la stabilité des équilibres.

Cette asymétrie entre la transmission des hausses et des baisses peut aussi s'interpréter comme un phénomène d'hystérésis dans la dynamique d'ajustement des prix, c'est-à-dire que le chemin parcouru par le prix aval pour atteindre son équilibre de long terme n'est pas le même lors d'une hausse ou d'une baisse du prix amont (Fig. 1). La zone grise représente l'écart entre le prix de détail observé et sa valeur hypothétique si le retour au prix d'équilibre était symétrique.

⁷ De type *AutoRegressive Distributed Lag* (ARDL), *Error Correction Model* (ECM), *Partial Adjustment Model* (PAM) ou *Regime Switching Model* (RSM).

⁸ De type *Vector Auto Regressive* (VAR), *Vector Error Correction Model* (VECM) ou *Vector Regime Switching* (VRS).

Fig. 1 : Hystérésis dans la dynamique d'équilibre des prix



Pour la modélisation des vitesses d'ajustement asymétriques des prix, Bacon (1991) reprend les outils économétriques proposés par Maddala (1977). Il s'agit de la première approche dynamique des prix des carburants. Par la suite, Borenstein, Cameron et Gilbert (1997) ont cherché à améliorer cette formulation en appliquant un modèle à correction d'erreur intégrant des retards sur les variations de prix (détail des modèles en [Appendice A4](#)). Dans des travaux ultérieurs, une modélisation ARDL, telle qu'introduite par Pesaran et Shin (1998 et 2001), est largement utilisée. Dans cette approche, l'ordre d'intégration de la(les) variable(s) explicative(s) n'importe pas ; de fait, le nombre de retards peut différer selon les variables. Cette modélisation est plus efficace sur des échantillons de taille réduite, pour lesquels un modèle ECM ne convient pas. La relation de court terme permet de former la fonction de réponse cumulative CRF (aussi appelée fonction d'ajustement cumulative), avec laquelle on peut tracer la réponse impulsionnelle à un choc permanent donné sur le prix amont (+1 centime si le prix est exprimé en unité monétaire, ou +1% s'il est exprimé en logarithme). Cette modélisation a fait autorité dans toutes les études qui ont suivi sur la transmission des chocs sur les prix du pétrole.

Outre l'amélioration du modèle d'ajustement des prix, Borenstein *et al.* (1997), ont aussi émis plusieurs hypothèses sur l'origine de cette asymétrie, avançant trois causes possibles : *i.* le pouvoir de marché des producteurs/distributeurs, *ii.* un effet d'ajustement par les stocks et *iii.* les différences de comportement des consommateurs selon la volatilité des prix.

i. La répercussion asymétrique des hausses et des baisses du prix du pétrole peut s'expliquer par une situation oligopolistique des vendeurs sur leur marché. Green et Porter (1984) ont exploré les équilibres de prix collusifs en environnement incertain, dans le cadre de la théorie de l'oligopole de Stigler (1964). Selon ces travaux, des firmes en situation

oligopolistique peuvent adopter un comportement tantôt collusif, lorsque les prix sont élevés, tantôt proche de l'équilibre de Cournot, lorsqu'ils sont bas. Dans ce modèle, chaque firme restreint sa production à un niveau inférieur à l'équilibre de Nash tant que le prix du marché reste en-dessous d'un prix de déclenchement. Au-dessus, les firmes choisissent de conserver leurs prix au-dessus de l'équilibre de Nash tant que leurs ventes se maintiennent. Une chute des ventes indique alors une baisse de prix d'un concurrent. Ce modèle de ventes de déclenchement a été décrit par Tirole (1988). Ainsi, seules des fluctuations dans la demande conduiraient à rompre le prix d'équilibre en cas de baisse du prix du pétrole, ce processus pouvant être graduel ; en revanche, en cas de hausse, l'ajustement est immédiat et ne tient pas compte de la concurrence car les marges des détaillants sont trop faibles pour pouvoir encaisser une hausse du prix de gros.

ii. Les stocks de produits raffinés peuvent également être à l'origine d'asymétries. En effet, en cas de hausse brutale du prix du pétrole liée, par exemple, à une pénurie, les prix des carburants sont immédiatement impactés ; en revanche, en cas de baisse brutale, les raffineries ne peuvent pas la répercuter tant que les produits stockés, fabriqués avec un pétrole plus cher, ne sont pas écoulés. Cet effet de réponse différée des prix a été décrit par Reagan et Weitzman (1982). Borenstein a lui-même analysé ce mécanisme sur les prix des carburants avec Shepard (2002) en introduisant les variations du prix du pétrole au port (gros) dans son modèle. Ce modèle permet d'estimer les coefficients de transfert des variations de prix en distinguant l'amont de l'aval, sans toutefois introduire de variable volumétrique pour les stocks. Les auteurs se sont appuyés sur les travaux de Pindyck (1994), qui avait intégré dans la fonction de coût total de production une fonction de *marginal convenience yield* destinée à exprimer la valeur marginale du stock. Ce modèle permet alors d'estimer l'impact des variations de stocks sur les asymétries dans la transmission des chocs haussiers ou baissiers sur les prix.

iii. Enfin, le comportement des consommateurs dans un marché oligopolistique est considéré dans le cadre théorique développé par Bénabou et Gertner (1993). À partir du modèle d'équilibre des prix en fonction des coûts de recherche de Reinganum (1979), ces auteurs discernent plusieurs types d'équilibres selon la structure du marché. Il en découle que les consommateurs peuvent diminuer leurs efforts de recherche en cas de choc sur les prix si le coût de cette recherche est élevé. La théorie qu'ils développent conclut, notamment, que les chocs sur les prix peuvent modifier l'équilibre de la recherche par les consommateurs et, en conséquence, le niveau de compétition entre les vendeurs. Plus récemment, Lewis (2011) a présenté un modèle théorique d'équilibre du prix (dit *reference price search model*) démontrant que l'ajustement asymétrique des prix s'expliquait davantage par la théorie des

coûts de recherche que par l'hypothèse de l'entente collusive. L'auteur suggère, et vérifie empiriquement, que, les consommateurs étant moins enclins à rechercher des prix plus intéressants en période de baisse, la réponse de la demande est plus inélastique, ce qui permet aux firmes d'augmenter leurs marges en ne baissant que partiellement leurs prix. Ainsi, la vitesse d'ajustement des prix est plus faible lorsque les marges sont élevées que lorsqu'elles sont réduites (hausse des prix). Cette observation démontre, en contradiction avec le modèle Bénabou et Gertner (1993), que c'est le niveau de la marge, plutôt que son sens de variation, qui explique les asymétries. Cette hypothèse a été confirmée par d'autres études, notamment Finney *et al.* (2005), Balmaceda (2008), Deltas (2008), Verlinda (2008) ou encore Remer (2015), qui a démontré que les asymétries étaient liées à la concentration HHI et à la théorie des coûts de recherche plutôt qu'à une collusion de la part des distributeurs. Tappata (2009) a développé un modèle théorique, et empiriquement validé, démontrant que les prix pouvaient très bien répondre de façon asymétrique même en l'absence de situation collusive du marché, privilégiant lui aussi la théorie des coûts de recherche comme explication à cette asymétrie. Yang et Ye (2008) ont présenté un modèle de recherche avec apprentissage expliquant cette asymétrie ; celui-ci est basé sur la distinction entre consommateurs qui recherchent, donc bien informés, et consommateurs passifs, donc tardivement informés. La prééminence de cette hypothèse, notamment sur celle d'une situation collusive du marché, a une implication sur les politiques publiques : toute tentative de résorption de ces asymétries par la régulation du marché serait ainsi sans effet (Brown et Yücel, 2000).

Sur le plan méthodologique, les auteurs récents ont confirmé l'existence d'asymétries dans la transmission des prix à partir de modèles non-linéaires. Par exemple, Polemis et Tsionas (2016) avec un modèle semi-paramétrique (Méthode des Moments Généralisée). D'autres, comme Nguyen *et al.* (2014) ou Qin *et al.* (2016), ont mis en évidence des effets non-linéaires dans la transmission asymétrique des prix : à partir d'un modèle ECM à seuils multiples (MTECM), ces derniers montrent que les effets d'asymétrie se produisent pour des hausses de prix moyennes, mais pas lorsqu'elles sont faibles (coefficients alors non significatifs) ou fortes (coefficients significatifs, mais proches pour les hausses et les baisses⁹) ; les auteurs expliquent ce résultat par un niveau d'incertitude plus élevé en périodes de hausses moyennes ; ils expliquent aussi les différences de résultats d'avec l'étude Douglas

⁹ La taille des échantillons dans chaque régime (une centaine d'observations) est toutefois juste pour un modèle ECM.

(2010) par un autre choix méthodologique¹⁰. Al-Gudhea *et al.* (2007) avaient déjà relevé un effet similaire à partir d'un modèle autorégressif à seuil (M-TAR), l'attribuant à la théorie des coûts de recherche : les asymétries sont présentes sur les faibles variations de prix et non sur les fortes car les consommateurs sont moins enclins à rechercher de meilleurs prix lorsque les baisses sont faibles, ce qui permet aux firmes de retarder l'ajustement des prix. Sur le marché français, Gautier et Le Saout (2015) ont étudié la transmission des variations des prix du pétrole à partir d'un modèle à variable d'état à seuil aléatoire ; ils estiment ainsi les coefficients de transmission des prix pour l'essence et le diesel et la durée de transmission des chocs entre les prix de gros de Rotterdam et les prix de détail (marché aval) ; la comparaison des vitesses d'ajustement en cas de choc positif ou négatif ne révèle pas d'asymétrie pour la période 2007-2009. Enfin, lorsque de longues périodes sont étudiées, elles présentent fréquemment plusieurs régimes distincts ; on identifie les changements de régimes au moyen de tests de ruptures structurelles simples ou multiples (« *structural breaks* »). Les travaux de recherche se sont plus particulièrement portés sur la détection endogène des ruptures structurelles et les modèles à changement de régime (voir [Appendice A4](#)).

Or, si l'existence d'asymétries dans les processus de transmission des variations de prix est admise, le rôle de la volatilité dans ces processus reste encore imparfaitement décrit et des questions demeurent ouvertes. Comment les agents économiques modifient-ils leurs comportements en périodes d'incertitude accrue ? Les facteurs de transmission des prix sont-ils affectés ? Les effets sont-ils transitoires ou permanents ? Quelles différences existe-t-il entre l'amont et l'aval de la chaîne de la valeur ? Alors que la volatilité des prix se trouve de plus en plus accentuée sur les marchés financiers et physiques et que les mécanismes de formation des prix sont de plus en plus complexes (entremise des chambres de compensation, par exemple), ces questions sont d'un intérêt croissant pour les régulateurs économiques (pouvoirs publics) et financiers (contrôle prudentiel), mais aussi pour les intermédiaires de marché eux-mêmes. Par exemple, si l'augmentation de la volatilité amplifie les asymétries de transmission, permettant ainsi aux vendeurs d'accroître leurs profits, on peut se demander si ces derniers n'ont pas intérêt à susciter cette volatilité. Cette problématique peut d'ailleurs se retrouver sur d'autres marchés de commodités énergétiques, notamment celui du gaz naturel.

Les trois études présentées dans cette thèse se proposent d'investiguer ces questions, en recourant à des méthodologies économétriques récentes, qui permettent, par exemple,

¹⁰ Les seuils qu'ils ont déterminés l'ont été sur les variations du prix amont, alors que Douglas avait privilégié le terme de correction d'erreur, choix un peu moins conventionnel.

d'identifier de façon endogène des régimes multiples dans des séries ou d'intégrer une volatilité stochastique dans les régressions. La première porte sur la mesure d'asymétries de transmission des prix sur le marché français des carburants ; la deuxième sur un effet conjoint entre ces asymétries et le niveau de la volatilité des prix en distinguant les marchés amont et aval ; et la troisième sur la dynamique des relations entre les séries volumes de production, prix et consommation du gaz naturel aux États-Unis.

Le premier chapitre de cette thèse, intitulé « Asymmetric gasoline price responses in France », explore la problématique des asymétries constatées dans la transmission des variations des prix du pétrole à celles des carburants. En effet, si de telles asymétries, pénalisantes pour les consommateurs, ont bien été constatées depuis Bacon (1984), elles ne font toujours pas l'unanimité dans les études empiriques : dans leurs études de la littérature respectives, Grasso et Manera (2007) relevaient qu'aucun type d'asymétrie n'était détecté dans 35% des études et Periguero-Garcia (2013) dans 14% des études. Par ailleurs, la significativité statistique de ces asymétries fait encore débat. De plus, si des explications sur les causes de ces asymétries ont déjà été avancées depuis Borenstein *et al.* (1997), des questions subsistent toujours sur les facteurs prépondérants selon les marchés considérés. Une étude française (Audenis *et al.*, 2002) avait déjà fait apparaître un effet d'asymétrie sur le marché français, toutefois, ses données, de fréquence mensuelles et arrêtées en octobre 2000, nécessitaient d'être remises à jour eu égard à l'évolution du marché français depuis cette date. Cette étude vise à confirmer l'existence de telles asymétries sur le marché français contemporain. Les données utilisées sont des séries de prix moyens hebdomadaires (pétrole et deux carburants) sur la période 1993-2016 et la méthodologie est basée sur un modèle ARDL-ECM. L'étude conclut à la présence d'asymétries dans la transmission des prix sur la période considérée, cet effet étant plus marqué sur l'essence sans plomb que sur le diesel.¹¹

Le deuxième chapitre, intitulé « Volatility and Asymmetry in Oil Price Transmission », reprend l'étude précédente en l'approfondissant sous plusieurs aspects : tout d'abord, la chaîne de valeur globale est séparée en deux phases, l'amont et l'aval, qui distinguent deux marchés bien distincts, aux acteurs et aux logiques différentes ; ensuite, l'étude pose la question de l'impact de la volatilité des prix sur les asymétries. En effet, en repartant de la démonstration de Lewis (2011), qui prouvait que les asymétries étaient liées au niveau des marges, la volatilité des prix devient un déterminant des asymétries de transmission. Cette

¹¹ Ce chapitre a fait l'objet d'une publication dans la revue *Applied Economics Letters* (Lamotte *et al.*, 2013).

question avait déjà été abordée par Radchenko (2005b), mais avec une réponse et des explications imparfaites : en se basant sur seulement deux sous-périodes (1991-1995 et 1995-2003), l'auteur conclut à une relation négative entre volatilité et asymétries, attribuant le plus probablement cet effet à une coordination oligopolistique. La période la plus récente (2003-2016) nous permet de mieux discerner les régimes de volatilité basse, moyenne et haute et leurs effets sur les marchés amont et aval. Pour ce faire, nous identifions quatre sous-périodes durant la période 1993-2016 au moyen d'une analyse de changements de régimes multiples permettant de détecter de façon endogène les ruptures structurelles dans la variance conditionnelle ; puis, pour chaque sous-période, nous estimons l'amplitude des asymétries à partir des fonctions de réponse impulsionnelle des régressions ; enfin, les variations de la volatilité et de l'amplitude des asymétries sont comparées ; les séries de prix (pétrole, prix de gros et prix de détail) sont hebdomadaires et la méthodologie est basée sur un modèle ECM pour les asymétries et un GARCH pour la volatilité. Cette étude conclut, d'une part, à l'existence de mouvements conjoints entre la volatilité et des asymétries, à la fois sur l'amont et la transmission globale, et, d'autre part, à une chute de l'amplitude des asymétries sur l'aval après 1999 ; le premier effet, qui contredit l'observation de Radchenko (2005b), peut s'expliquer par un changement de comportement des opérateurs de marchés en situation d'incertitude accrue, tandis que le second dénote une évolution structurelle du marché français de la distribution de carburants, dont le niveau de concurrence a augmenté durant la période, tandis que le contrôle par les autorités publiques était renforcé (IGF et CGEJET, 2012). Ce dernier point abonde l'hypothèse de Vlamis *et al.* (2015), qui ont observé que les asymétries n'étaient plus statistiquement significatives sur la période 2002-2011 sur les quatre principaux marchés européens en raison d'un renforcement du contrôle des autorités de la concurrence ; en outre, l'hypothèse de Lewis (2011) sur le lien entre asymétrie et coefficient de transfert est vérifiée.¹²

Le troisième chapitre, intitulé « Shale gas production and U.S. natural gas market dynamics: a TVP-VAR approach », porte sur l'impact de la révolution du gaz de schiste sur la dynamique du marché du gaz naturel aux États-Unis entre 1994 et 2014. Plusieurs études se sont penchées sur l'impact du boom du gaz de schiste sur l'économie américaine, comme Davis et Muehlegger (2010), qui se sont intéressés à l'excès de marge dans la transmission des prix aux particuliers et aux commerces, Arora (2014), qui a montré que les élasticités offre et demande ont augmenté après 2007 ou encore Hausman et Kellogg (2015), qui ont

¹² Ce chapitre a été présenté notamment dans deux conférences internationales, l'*International Conference on Commodity Markets*, Paris, janvier 2014 et le *53rd Meeting of the EWGCFM*, La Canée, mai 2014.

étudié la contribution du gaz de schiste à la baisse des prix à partir des élasticités réestimées et démontré l'impact positif sur les consommateurs et l'industrie américaine. Cependant, aucune d'entre elles n'a pris en compte l'existence de changements de régimes au cours de la dernière décennie. Or cette information peut s'avérer primordiale dans la mise en œuvre des politiques publiques liées à la transition énergétique. Cette étude s'appuie sur une méthodologie basée sur la détection de ruptures structurelles multiples à partir de l'approche de Bai et Perron (1998 et 2003) et une estimation multivariée avec volatilité stochastique. Un modèle vectoriel autorégressif à volatilité stochastique (TVP-VAR) permet de tracer les réponses impulsionnelles à un choc sur la production de gaz de schiste. L'analyse de ces réponses impulsionnelles montre que celles-ci diffèrent pour chaque relation, tout en présentant chacune le signe attendu, mais surtout qu'elles varient au cours de la période ; de plus, on observe un étalement dans le temps de l'écart des réponses en fonction de l'horizon temporel considéré. Ces résultats corroborent ceux d'Arora (2014) et d'Hausman et Kellogg (2015), tout en permettant d'affiner les effets observés dans le temps. Ces enseignements permettraient d'améliorer les politiques énergétiques à mettre en œuvre dans le contexte de la transition énergétique, en particulier dans la production d'électricité à partir de centrales thermiques, qui peuvent être rapidement reconfigurées pour passer d'une ressource à l'autre (charbon ou diesel vers gaz naturel) ou remplacées par des énergies renouvelables (voir notamment Burtraw *et al.*, 2012 ; Krupnick *et al.*, 2013 ; Cullen et Mansur, 2014 ; Holladay et La Riviere, 2014 ; Linn *et al.*, 2014) ; un mouvement massif des opérateurs peut entraîner des chocs sur les prix et la consommation, comme cela a été observé entre 2006 et 2012.¹³

Pour finir, une conclusion générale synthétise les principaux enseignements de ces travaux et expose les pistes envisagées pour l'approfondissement de ces recherches.

¹³ Ce chapitre a été soumis à deux conférences internationales.

Chapitre 1 : Asymmetric gasoline price responses in France¹⁴

Abstract

This chapter examines the response of gasoline prices in France to shocks to crude oil prices in the international market. Using the autoregressive distributed lag (ARDL) bound testing approach of cointegration, we investigate potential price asymmetries in the French diesel and premium gasoline markets using weekly data over the period from May 1993 to April 2016. We find that gasoline prices gradually adjust towards a long term equilibrium after a permanent shock to the crude oil price. However, this adjustment is lower when the crude oil price decreases than when it increases. This difference remains for ten weeks after the initial shock; thus, these results indicate asymmetry in the response of gasoline prices depending on the nature of the shock. We also show evidence of an overshooting of gasoline prices in the case of a positive permanent shock to the crude oil price because the change is higher in the short term than in the long term.

Keywords: gasoline prices, price asymmetries, ARDL cointegration, ECM

¹⁴ This chapter was written with O. Lamotte, Ch. Schalck and Th. Porcher, Paris School of Business and gave rise to a publication in *Applied Economics Letters* (Lamotte *et al.*, 2013).

1. Introduction

The last decade has been characterized by a « breathtaking ascent » and increased volatility of crude oil prices (Smith, 2009, p.145). These changes in gasoline prices have significantly affected the budgets of consumers and have increased the pressure of public opinion and political authorities on the actors of the oil industry. Producers, refiners, retailers and, frequently, multinational oil companies are regularly accused of using crude oil price changes to unreasonably increase their margins, especially in times of crisis, when the purchasing power of households is a critical issue. The frequent accusation is that, following an increase in the crude oil price, the oil industry rapidly adjusts gasoline prices upward, but following a decrease in the crude oil price, the industry slowly adjusts prices downward.

In this paper, we address the following question: how do gasoline prices respond to shocks to the crude oil price? Numerous studies have analysed the relationship between the price of crude oil and the price of gasoline. A recent survey by Frey and Manera (2007) identified 34 empirical studies since 1991. Most of these studies find an asymmetric response of gasoline prices, but some articles challenge this result and thus continue the debate. This lack of consensus among economists may be explained by differences in methodologies, model data, periods, and countries of interest; nonetheless, the results are not unanimous, and the question remains unresolved.

The literature review also suggests that there is a lack of empirical studies concerning the transmission of changes in the price of crude oil to the prices of gasoline in France. Few articles focus on the French market (Audenis *et al.*, 2002; Gautier and Le Saout, 2015), or consider the issue in France and other countries (Balabanoff, 1993; Galeotti *et al.*, 2003; Grasso and Manera, 2007). These studies all find an asymmetric response of gasoline prices to shocks to crude oil prices and find that prices rise faster than they fall. However, all of the previous empirical studies pertaining to France have used monthly data prior to 2000. Therefore, we do not know the response of gasoline prices to the shocks to crude oil prices in the last decade and whether the previous results hold for weekly data. Moreover, the case of France is particularly interesting because of the structure of the industry. Indeed, the main French oil company refines more than half of the oil refined in France, and its ownership of nearly half of the gasoline stations may have consequences in terms of gasoline price responses.

In this chapter, we investigate potential price asymmetries in the French diesel and premium gasoline markets. We perform our analysis by using weekly data over the period from May 1993 to April 2016. This paper contributes to the literature in several respects.

First, we use updated and higher frequency data than were used in the previous studies pertaining to France; thus, our research contributes to filling a gap in the recent literature. Second, we used the autoregressive distributed lag (ARDL) bound testing approach of cointegration developed by Pesaran *et al.* (2001), which has numerous advantages over standard cointegration methods. In this approach, the order of cointegration of the explanatory variable does not matter, so that the number of delays may differ in other variables.

Several results emerge from our study. We find that gasoline prices gradually adjust towards a long term equilibrium after a permanent shock to the crude oil price. However, this adjustment is lower when the crude oil price decreases than when it increases. This difference remains for ten weeks after the initial shock; thus, our results indicate asymmetry in the response of gasoline prices depending on the nature of the shock. We also find evidence of an overshooting of gasoline prices when there is a positive shock to the crude oil price because the change is higher in the short term than in the long term.

The chapter is organised as follows. Section 2 is devoted to the French gasoline production and distribution context. Section 3 consists of a brief literature review. Section 4 discusses the data and the methodological framework employed in this study. In Section 5, we present the empirical results. Section 6 concludes the paper.

2. Gasoline prices in the French context

In 2011, the French consumption of oil is 1.7 million barrels per day. According to the French Oil Industry Association (UFIP, Union française des industries pétrolières), diesel consumption continues to grow (80.4% of consumption in 2010), and the premium grade is undergoing a strong decline (19.3% of consumption in 2010). The surplus production of premium grade gasoline allows France to export its gas, whereas a deficit of diesel production forces France to import gas to meet its needs (UFIP, 2011).

In France, as in many other countries, the number of gasoline stations has decreased during recent decades. France has 12,051 gasoline stations compared with 14,902 in Germany and 22,500 in Italy. Of these stations, 41% are owned by supermarkets and hypermarkets, 47% are owned by oil companies and 12% are owned by independents. The share of supermarkets and hypermarkets is constantly increasing. The density of the network of gasoline stations decreased from 4.44 in 1990 to 2.45 per 100 square kilometres in 2005 (UFIP, 2011).

In 2011, France had twelve refineries in operation: eleven refineries in metropolitan France and one refinery in the French Caribbean. These plants are currently refining a total of

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

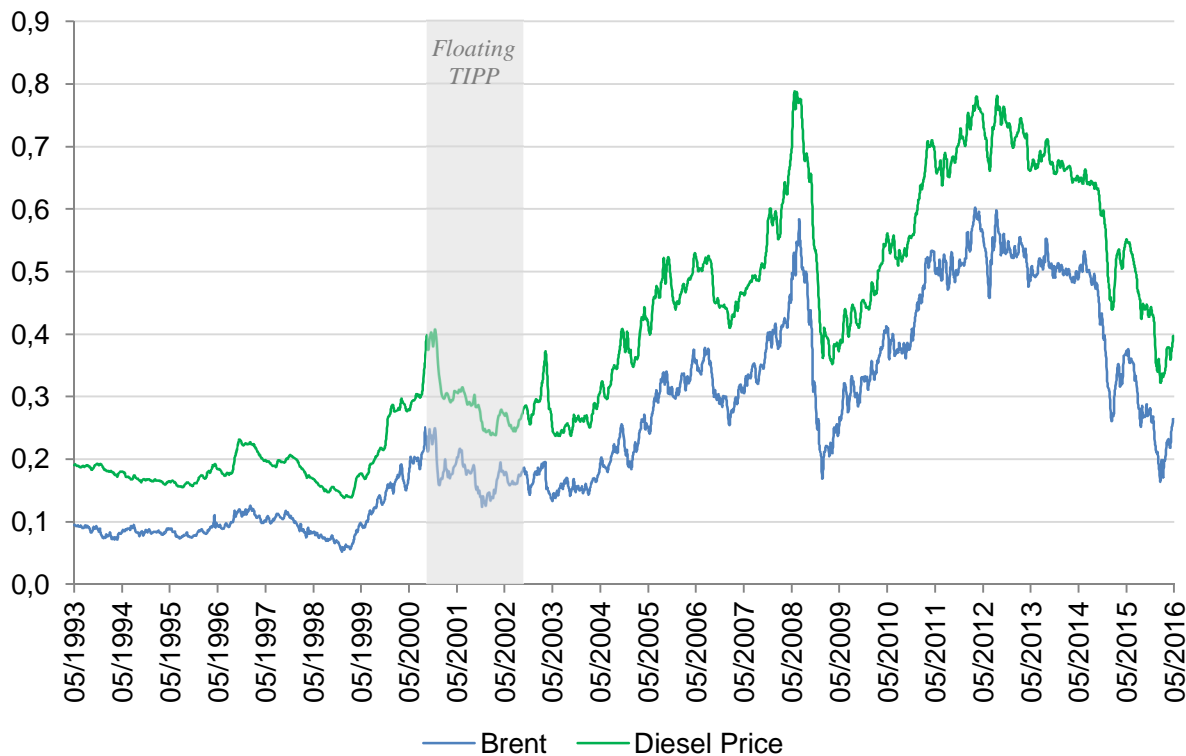
98.1 million tons of crude oil per year. The French oil company Total owns six of these refineries (Gonfreville, Donges, Flanders, Provence, Feyzin, and Grandpuits), which produce 52.9 million tons per year. Esso owns two refineries (Port Jerome and Fort-sur-Mer), which produce 18 million tons per year; Petroplus owns two refineries (Petit Couronne and Reichstett), which produce 11 million tons per year; and LyondellBasell and Ineos each own one refinery (Berre, Lavera), which produce 6.3 million and 9.9 million tons per year, respectively (UFIP, 2009).

In 2011, the average price of SP95 (premium grade) at the pump remains within the European average at a price of 1.55 €/litre, whereas the European Union (EU) average is 1.57 €/l, and an average price of 1.36 €/l for diesel with an EU average of 1.39 €/l. Taxes constitute an important component of the retail price. There are two taxes on gasoline in France: Taxe intérieure sur les produits pétroliers (TIPP, internal tax on oil products) and a value-added tax (VAT). For SP95, the tax price is 0.69 €/l (EU average 0.67 €/l), and the taxes (TIPP and VAT) represent 0.86 €/l (EU average 0.85 €/l). For diesel, the tax price is 0.70 €/l (EU average 0.72 €/l), and the taxes represent 0.66 €/l (EU average 0.66 €/l) (UFIP, 2011). In summary, the oil taxes are the fourth largest source of the French state budget, but they remain within both the OECD average (OECD, 2015).

According to UFIP (2011), the refining cost of diesel is higher than that of SP95 (0.07 €/l compared with 0.03 €/l). However, the differential of taxes between the two fuels widely absorbs this gap. From October 1, 2000, to July 21, 2002, France experienced a floating TIPP. The intention was to reduce TIPP when prices were rising and to increase TIPP when prices were falling. Specifically, the extra VAT revenue resulting from increased fuel prices allowed a reduced TIPP (see Fig. 1). This device did not endure. Indeed, periods of increasing prices should be offset by periods of declining prices. However, oil prices were structurally on an uptrend, and they involved a permanent loss for the state budget. This solution would now be difficult to implement because of the current decentralisation process in France. To offset the cost of the transfer of some duties to regional authorities, the 2005 Finance Act has given regions a fraction of the TIPP and the opportunity to adjust their rates. The new system of regional TIPP was enacted in 2007. Until 2010, the authorised increase was capped at 1.15 € per hectolitre of diesel and 1.77 € per hectolitre of premium. In 2008, this device generated a gain of 624 million euros for the French regions. The 2010 Finance Act allows regions to implement new TIPP increases within the limit of 1.35 € per hectolitre of diesel and 0.73 € per hectolitre of premium. The proceeds from this additional increase must be used exclusively to finance sustainable transport infrastructure. This new collection is expected to

yield 500 million euros for the regions. Since January 1, 2011, the share of regional TIPP has been capped at 2.50 € per hectolitre of diesel or premium. As of 2011, 18 of the 22 regions have applied this maximum rate.

Fig. 1: Compared evolution of Brent crude oil and diesel prices in France, 1993-2016



Since 2008, the price of oil has been subject to a large amount of volatility, which affects the prices of gasoline. These prices have reached a new record in France; according to the French Ministry of Environment and Energy, the average price of SP95 increased to 1.314 €/l on May 6, 2016. It seems obvious, according to public opinion, that when the price of oil increases, the price of gasoline increases. However, on May 2, 2011, the Brent price per barrel was 113 US\$ with the price of gasoline at 1.55 €/l compared with 148 € in 2008 with gasoline prices at 1.50 €/l. Christine Lagarde, the French Minister of Economy and Finance from June 2007 to June 2011, commissioned a report to the French Administration in charge of Competition, Consumption and Frauds (DGCCRF, Direction générale de la concurrence, de la consommation et de la répression des fraudes) to study the ways in which retailers reported lower oil prices at the pump. The report concluded that the price of oil decreased 8.5% from 125 US\$ on May 2, 2011, to 114 US\$ on May 15; however, retailers increased their gross margin by 0.039 €/l for diesel and 0.026 €/l for SP95 (DGCCRF, 2011). These results have led to heated debate in France regarding the response of oil companies to crude oil price shocks.

3. A brief review of the literature

The relationship between the price of crude oil and the price of gasoline has been extensively studied in empirical research since the seminal work of Bacon (1991). The central question concerns the ways in which the prices of the gasoline market respond to crude oil price changes. To date, there is no clear consensus regarding the so-called « rockets and feathers hypothesis », according to which ‘gasoline prices rise quickly following an increase in the price of crude oil, but fall slowly following a decrease in the price of crude oil’ (Bachmeier and Griffin, 2003, p. 772). Some authors find that gasoline prices respond symmetrically to increases and decreases in the prices of inputs (Godby *et al.*, 2000; Bachmeier and Griffin, 2003; Bettendorf *et al.*, 2003; Adilov and Samavati, 2009), whereas a greater number of authors find an asymmetric response (Borenstein *et al.*, 1997; Peltzman, 2000; Frey and Manera, 2007).

One explanation for this lack of consensus is that empirical studies vary considerably in several aspects (Grasso and Manera, 2007; Perdiguero-Garcia, 2010), including the area and country of interest, the frequency and period of the data set, the industry segment, the inclusion of tax, the number of observations, the type of estimator and the type of model. Based on a survey of 70 empirical papers pertaining to asymmetric price transmission, Frey and Manera (2007) identified five types of models: an autoregressive distributed lag (ARDL) model, a partial adjustment model (PAM), an error correction model (ECM), a regime switching-model (RSM), and multivariate extensions of the previous models. According to these authors, each model is specialised for capturing a certain type of asymmetry.

Most empirical studies of gasoline price responses focus on the U.S. market (e.g., 26 out of 34 studies according to the survey of Frey and Manera, 2007). Studies of the French market are rare and outdated, but they all show evidence of an asymmetric response of gasoline prices to shocks to the crude oil price.

Audenis *et al.* (2002) are the only authors who focus on France. These authors employ monthly data from 1989 to 2000 to study the empirical relationship between the spot price of the Rotterdam market and both wholesale (production stage) and retail (consumption stage) gasoline prices before taxes in France. The estimation is based on an ECM similar to that used by Borenstein *et al.* (1997) for three types of oil products: diesel, premium gasoline and heating oil. Therefore, the study results in nine types of price relations. The authors find that the speed of adjustment to a shock to the price of crude oil is always more rapid when the price rises than when it falls. Following a shock to the crude oil price, gasoline prices are

adjusted gradually in an upward or downward manner towards an equilibrium price for the long term after a period comprising between one semester and one year. However, this adjustment is smaller in absolute value when crude oil decreases than when it increases for a period of several months; thus, the results confirm the transitory loss of purchasing power for consumers.

Three other articles study the France market and the markets of other countries. Balabanoff (1993) examines whether crude oil price increases and decreases are fully transferred to retail prices for six countries (France, Italy, Japan, UK, Germany and the U.S.) using monthly data from 1985 to 1992. His ARDL model shows that decreases in crude oil prices are less rapidly transferred to consumers than price increases. For the particular case of France, the author finds that the retail prices tended to overshoot over several months compared with the crude oil price.

Galeotti *et al.* (2003) examined five European countries (France, Germany, Italy, Spain and the UK) for the period from 1985 to 2000 using monthly data. They distinguish the refinery stage from the distribution stage in the short and long term using an asymmetric ECM model. The authors find widespread differences in the responses of gasoline prices to crude oil price changes for the five countries.

Grasso and Manera (2007) re-examined the issue for the same set of countries using data from 1985 to 2003. The authors relate the crude oil price to the gasoline price at the pump, the crude spot price to the gasoline spot price, and the gasoline spot price to the retail gasoline price using asymmetric ECM, threshold ECM and ECM with threshold cointegration. The three econometric models show evidence of short and long term asymmetry for the five European countries. In the case of France, there is asymmetry at the different stages of the price formation process.

What causes this asymmetry? Three types of explanation have been suggested in economic theory (Borenstein *et al.*, 1997): oligopolistic coordination from sellers, search costs of consumers and inventory costs for producers.

The first explanatory model is based on the incomplete information and the coordination of sellers in oligopolistic markets. Following a positive crude oil shock, retailers increase their prices to maintain their margins, especially if the margins are low. However, following a negative shock, the decision of the retailers to decrease their prices depends on strategic considerations, particularly the 'threat of price cutting by rival firms' (Borenstein *et al.*, 1997, p. 325). In the same line, Galeotti *et al.* (2003) considered the possibility of tacit collusion in oligopolistic markets. When crude oil prices increase, each retailer increases its price to signal

its adherence to the tacit agreement, but when oil prices decrease, the downward adjustment proceeds slowly to avoid a dissolution of the tacit agreement. Balmaceda and Soruco (2008), observed, for the Chilean market, that asymmetry was not dependant on the average margin¹⁵, so it does not seem related to market power; they also reported a difference between under branded and unbranded stations, but which cannot fully explain the observed asymmetry.

The second type of explanation is based on the incomplete information and the search costs of consumers. When the crude oil price is volatile, consumers believe that changes in gasoline prices are caused by this volatility rather than the margins of retailers. In such a situation, consumers are less likely to search for lower-priced retailers; thus, they are less sensitive to prices. The elasticity of demand will decrease, and this decrease will allow the retailer to increase its margins following a positive or negative shock to crude oil prices. This increase can lead to overshooting (i.e., a higher adjustment in the short term compared with the long term) (Audenis *et al.*, 2002).

The third type of explanation is that there is an ‘asymmetry between the short-run cost of decreasing inventories versus increasing inventories’ (Borenstein *et al.*, 1997, p. 327). In practice, increasing stocks is easier and less expensive than decreasing stocks. The second operation consists of increasing routing from a storage location to a distribution location, and this increase implies transportation costs that are higher than those that would be incurred as a result of routing from a refinery to a storage location.

The theoretical explanations are tested empirically by Radchenko (2005b). He finds a robust negative relationship between oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices; this negative relationship is inconsistent with the standard search cost theory but confirms the oligopolistic coordination theory.

In summary, price asymmetry may appear in several forms, may occur at different stages of the industry segment and may have different origins. Previous articles pertaining to asymmetric gasoline price responses in France primarily used ECM models and were based on monthly data for the 1980s and the 1990s. In this chapter, we use updated data with more frequent intervals and a different econometric model. These differences in methodology could lead us to conclusions different from those of previous studies. Indeed, crude oil prices were higher and more volatile during the last ten years than during the previous twenty years. Moreover, surveys have shown that the identification of price asymmetry depends on many factors, such as the frequency of the data and the model used.

¹⁵ Defined as the difference between the retail price and the refinery price in each period, which is not the true margin.

4. Data and methodology

This study uses weekly data for the period from 07/05/2013 to 29/04/2016, which yields a sample of 1,200 observations. We considered two types of gasoline retail price: diesel and premium (SP95), tax exclusive and expressed in euro per liter. These data were collected from the French Ministry of Environment and Energy. The chosen crude oil price was the IntercontinentalExchange (ICE) Brent index, converted into euros at the contemporaneous exchange rate. These data were obtained from Datastream. All variables are in logarithm terms.

To examine the dynamics relationships between gasoline prices and crude oil price, we used the autoregressive distributed lag (ARDL) bound testing approach of cointegration developed by Pesaran *et al.* (2001). The ARDL approach has numerous advantages over standard cointegration methods. First, this approach does not require pretesting variables because it is applicable irrespective of whether the underlying regressors are purely I(0), purely I(1) or fractionally integrated. Second, the ARDL approach allows the variables to exhibit different optimal number of lags. Third, as compared with other multivariate cointegration techniques, the ARDL approach employs a single reduced-form equation. Finally, it is relatively more efficient to determine the cointegration relationship in small samples.

The bound-testing procedure consists of estimating an unrestricted error correction model by OLS. After the cointegration is established, the ARDL model can be estimated as follows:

$$P_t = c + \sum_{k=1}^p \alpha_1 P_{t-k} + \sum_{k=0}^q \alpha_2 B_{t-k} + u_t \quad (1)$$

where P_t is the retail price at period t , which can be either the diesel (P_D) or SP95 (P_S), B_t the Brent price, c is a constant and u_t is the error term. Therefore, α_1 and α_2 are the cointegration coefficients.

The order of the ARDL(p,q) model is determined by information criteria. Then, the cointegration test equation is as follows:

$$\Delta P_t = c + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 B_{t-1} + \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta P_{t-k} + \sum_{k=1}^q \lambda_k B_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

where β_k and λ_k are the short term dynamic coefficients and ε_t the error term.

The F-test is used to examine whether a long term relationship exists among the variables by testing the significance of the lagged level variables. The null hypothesis of no cointegration is $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ against $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 0$. Pesaran *et al.* (2001) tabulated two sets of critical values. The lower bound assumes that all of the regressors are I(0), and the

upper bound assumes that all of the regressors are I(1). If the computed F-statistics lie above the upper bound, the null hypothesis is rejected, and cointegration is indicated. Conversely, if the computed F-statistics lie below the lower bound, the null hypothesis cannot be rejected; thus, the absence of cointegration is supported. If the statistics fall within the bounds, the inference is inconclusive.

Then, we obtain the short term dynamic parameters by estimating an error correction model associated with the long term estimation:

$$\Delta P_t = \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta P_{t-k} + \sum_{k=0}^q \lambda_k \Delta B_{t-k} + \delta ECT_{t-1} + v_t \quad (3)$$

where ECT_{t-1} the lagged residual of long term equation (1), δ the speed of adjustment and v_t the error term.

The final step is to incorporate an asymmetric response, by allowing the short term coefficient to vary depending on whether a change in Brent price is positive or negative. Let $\Delta B_t^+ = \text{Max}\{0, \Delta B_t\}$ and $\Delta B_t^- = \text{Min}\{0, \Delta B_t\}$. An asymmetric gasoline price response to a change in crude oil prices and to a change in oil taxes can be expressed as follows:

$$\Delta P_t = \sum_{k=1}^p \beta_k \Delta P_{t-k} + \sum_{k=0}^q (\lambda_k^+ \Delta B_{t-k}^+ + \lambda_k^- \Delta B_{t-k}^-) + \delta ECT_{t-1} + v_t \quad (4)$$

where λ^+ and λ^- are the short term coefficients when changes in Brent price are positive and negative respectively.

As a robustness test, we also introduce an asymmetric term in retail price:

$$\Delta P_t = \sum_{k=1}^p (\beta_k^+ \Delta P_{t-k}^+ + \beta_k^- \Delta P_{t-k}^-) + \sum_{k=0}^q (\lambda_k^+ \Delta B_{t-k}^+ + \lambda_k^- \Delta B_{t-k}^-) + \delta ECT_{t-1} + v_t \quad (5)$$

where β^+ and β^- are the short term coefficients when changes in retail price are positive and negative respectively.

5. Empirical results

5.1. Bound tests for cointegration

The ARDL bound test could lead to spurious results in the presence of I(2) variables because the critical values tabulated are simulated based on the assumption that the variables must be I(0) or I(1). Therefore, we tested the stationarity status of all variables to determine their order of integration. We applied the augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) and generalised Dickey Fuller (DF-GLS) unit root tests. As reported in Table 1, the results consistently show that the variables have a unit root in level, but they are stationary at the first difference; thus, the variables are I(1). Hence, the bound-testing approach of cointegration is applicable and robust.

Table 1: Results of unit root tests

Variable	ADF	PP	DF-GLS
P_D	-1.993	-1.839	-2.050
ΔP_D	-22.050***	-22.006***	-14.372***
P_S	-2.948	-2.903	-2.682
ΔP_S	-22.227***	-22.492***	-22.233***
B	-1.969	-2.107	-2.068
ΔB	-35.570***	-35.566***	-35.008***

Note: *** critical value at the 1% level.

After confirmation of the order of integration, the next step for the bound-testing approach is the calculation of F-statistics from equation (2). We used Akaike’s information criterion (AIC) and Schwarz criterion (SC) to determine the lag structure. As reported in Table 2, the calculated F-statistics for diesel and SP95 are higher than the upper-bound critical value at the 1% level of significance. These results suggest that a long term cointegration relationship exist between retail prices and Brent price.

Table 2: Results of bounds F-test for cointegration

$F(P_D/B)$	50.061***	
$F(P_S/B)$	31.741***	
	I(0) Bound	I(1) Bound
1% level	4.94	5.58
5% level	3.62	4.16
10% level	3.02	3.51

Note: *** and ** significant at the 1% and 5% levels respectively.
The critical value bounds are obtained from Pesaran *et al.* (2001).

5.2. Results of the ARDL

Because a cointegration relationship was detected between the series, ARDL models were established to determine the long and short term relationships. The orders of ARDL(3,1) for diesel prices and ARDL(2,1) for SP95 prices were selected based on the AIC and SC criteria (see Criteria graphs with correlograms of residuals in [Appendix A5](#)). The results obtained from long term equation (1) are presented in Table 3.

Table 3: Estimated long term coefficients using the ARDL approach

Dep. var.	P_D	P_S
Model	ARDL(3,1)	ARDL(2,1)
c	0.014*** (0.0016)	0.0045*** (0.0015)
B	0.228*** (0.011)	0.214*** (0.012)
Adj R ²	0.999	0.998
AIC	-5.383	-5.072
SC	-5.357	5.064

Note: *** significant at the 1% level.

The results of the short term dynamic coefficients associated with the ARDL specifications from equation (3) are presented in Table 4. These short term relationships are satisfactory because the error correction terms (ECT) are significant and exhibit the expected negative sign. These coefficients correspond to the speed of the adjustment of gasoline prices to their equilibrium values determined by the long term relationships. Thus, higher values of this coefficient are associated with more rapid adjustments. In this case, the coefficients are approximately 0.6, which reflects a relatively high adjustment to the long term value. It can be converted into a duration with an inversion formula (Manera *et al.*, 2003)¹⁶: then $\delta = 0.6 \Leftrightarrow \tau = 5 \text{ months}$ at the 95% rate of return to equilibrium. The coefficients of the first lags of retail prices are quite high for both fuels, close to 80%. The second lags exhibit an unexpected negative sign. It can be attributed to a rebound effect after transmission of the first lag. However, the first lags of Brent prices have a low weight (7-9%).

Table 4: Estimated short term coefficients from ARDL specification

Dep. var.	ΔP_D	ΔP_S
$\Delta P(-1)$	0.779*** (0.076)	0.796*** (0.095)
$\Delta P(-2)$	-0.238*** (0.040)	-0.194*** (0.044)
$\Delta P(-3)$	0.056** (0.023)	
ΔB	0.233*** (0.010)	0.220*** (0.011)
$\Delta B(-1)$	0.073*** (0.020)	0.093*** (0.023)
ECT(-1)	-0.624*** (0.080)	-0.612*** (0.098)
Adj. R ²	0.537	0.467
DW	2.046	2.047
AIC	-5.536	-5.234
SC	-5.511	-5.213

Note: *** and ** significant at the 1% and 5% levels respectively.

Table 5 shows the estimations of the short term coefficients associated with the asymmetric ARDL specifications from equation (4). The coefficients of the non-differentiated terms (ΔP and ECT) are almost unchanged from the symmetrical specification. The coefficients of contemporary Brent increases are higher than those of decreases, suggesting a stronger transmission of contemporary increases. Wald tests performed under the null hypothesis $\alpha_0^+ \neq \alpha_0^-$ indicate that this difference is significant at 1% level. The effect appears

¹⁶ $\tau = \ln(1 - r) / \delta$, see chapter 2, section 4.

reversed in the first lags, suggesting that a faster transmission of past increases (the hypothesis $\alpha_1^+ \neq \alpha_1^-$ is rejected by the Wald test for the diesel but not for SP95).

Table 5: Estimated short term coefficients from asymmetric ARDL specification

Dep. var.	ΔP_D	Wald t-stat	ΔP_S	Wald t-stat
$\Delta P(-1)$	0.791*** (0.076)	-	0.802*** (0.094)	-
$\Delta P(-2)$	-0.244*** (0.040)	-	-0.198*** (0.044)	-
$\Delta P(-3)$	0.057** (0.022)	-		-
ΔB^+	0.267*** (0.016)	4.177***	0.252*** (0.019)	3.424***
ΔB^-	0.201*** (0.016)	-4.049***	0.0189*** (0.018)	-3.333***
$\Delta B^+(-1)$	0.052** (0.024)	-1.555	0.056** (0.028)	-2.612***
$\Delta B^-(-1)$	0.089*** (0.024)	1.568	0.126*** (0.027)	2.518**
ECT(-1)	-0.632*** (0.080)	-	-0.612*** (0.098)	-
Adj. R ²	0.538		0.469	
DW	2.049		2.043	
AIC	-5.539		-5.236	
SC	-5.504		-5.206	

Note: *** and ** significant at the 1% and 5% levels respectively.

A robustness test is performed introducing asymmetry in retail price (equation (5)). Table 6 shows estimated short term coefficients from this specification with the associated Wald test t-stats. The regression coefficients are almost unchanged. Moreover, Wald tests show that the differences between positive and negative coefficients of AR terms ($\beta_i^+ \neq \beta_i^-$) are not significant, confirming that equation (4) was correctly specified.

Table 6: Estimated short term coefficients from full asymmetric ARDL specification

Dep. var.	ΔP_D	Wald t-stat	ΔP_S	Wald t-stat
$\Delta P^+(-1)$	0.730*** (0.082)	-1.519	0.755*** (0.097)	-1.538
$\Delta P^-(-1)$	0.855*** (0.082)	1.523	0.912*** (0.103)	1.621
$\Delta P^+(-2)$	-0.252*** (0.048)	-0.404	-0.226*** (0.052)	-0.646
$\Delta P^-(-2)$	-0.231*** (0.053)	0.454	-0.191*** (0.054)	0.678
$\Delta P^+(-3)$	0.109** (0.035)	-	-	-
$\Delta P^-(-3)$	-0.006 (0.039)	-	-	-
ΔB^+	0.268*** (0.017)	3.935***	0.267*** (0.020)	4.880***
ΔB^-	0.202*** (0.017)	-3.844***	0.174*** (0.019)	-4.755***
$\Delta B^+(-1)$	0.059** (0.025)	-0.910	0.075*** (0.028)	-0.799
$\Delta B^-(-1)$	0.082*** (0.025)	0.881	0.098*** (0.028)	0.799
ECT(-1)	-0.629*** (0.081)	-	-0.636*** (0.098)	-
Adj. R ²	0.540		0.472	
DW	2.043		2.039	
AIC	-5.540		-5.240	
SC	-5.493		-5.202	

Note: *** and ** significant at the 1% and 5% levels respectively.

5.3. Impulse reaction functions

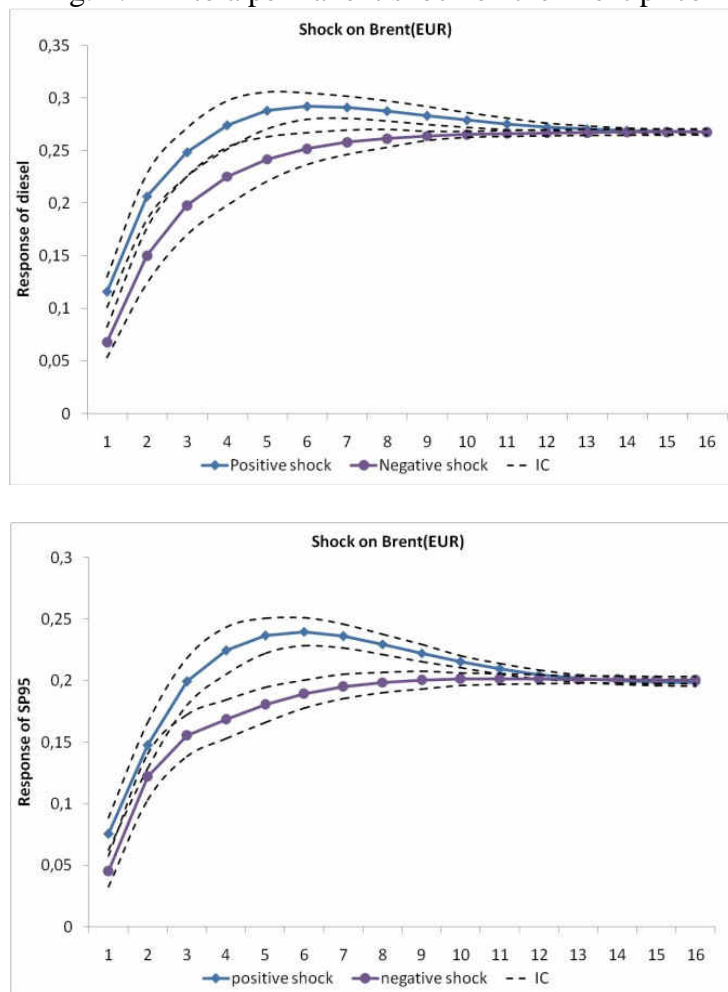
Asymmetries in the short term relationship between variables may be highlighted by impulse response functions (IRF)¹⁷. These functions present the reactions of one variable to various shocks. In this case, we computed the reactions of gasoline prices (diesel or SP95) to a permanent shock to the Brent price over 16 weeks. We considered both positive and negative shocks to show the asymmetry responses. The 95% confidence intervals were constructed through the use of bootstrapping with 1 000 replications.

In response to a permanent shock to the Brent price, the gasoline prices are gradually adjusted upward or downward towards a long term equilibrium price (Fig. 2). However, the downward adjustment is lower than the upward adjustment. Thus, a 1% increase in the Brent price implies an immediate increase of 0.12% in the diesel price, whereas a 1% decrease in the Brent price leads to an immediate decrease of only 0.07%. This difference remains for 10

¹⁷ IRFs have been calculated over the period from May 1990 to April 2011.

weeks after the initial shock; thus, these results confirm that there is asymmetry in the response of the gasoline prices depending on the nature of the shock. This result also reflects a transitory loss of purchasing power for French consumers. We note an overshooting of the gasoline prices in the case of a positive shock to the Brent price because the change in the short term is higher than in the long term. This overshooting peaks 6 weeks after the initial shock and is particularly pronounced in the premium case. These results are in line with those of Audenis *et al.* (2002) regarding the transmission of crude oil prices to gasoline prices in France.

Fig. 2: IRF to a permanent shock on the Brent price



In the public debate regarding the asymmetric reactions of oil prices, we should be aware that it is unrealistic to expect changes in proportion. Thus, as was estimated in this study, the reactions of gasoline prices are much lower than the changes in the Brent price, and this result reflects the importance of fuel taxes and the production and distribution costs incurred by firms. In this context, the surge in oil prices that we experienced during this last decade has not been fully transferred to gasoline prices.

6. Conclusions and policy implications

This chapter has investigated the transmission of crude oil prices to gasoline prices in France using monthly data for the period from 1990 to 2011. We estimate an autoregressive distributed lag (ARDL) bound testing approach of cointegration and investigate potential price asymmetries in the French diesel and premium gasoline markets.

The empirical results of the study reveal that there is an asymmetric response of gasoline prices to shocks to the crude oil price. More specifically, we find that gasoline prices gradually adjust towards a long term equilibrium price after a permanent shock to the crude oil price. However, this adjustment is lower when the crude oil price decreases than when it increases. This difference remains for ten weeks after the initial shock; thus, our results indicate that there is asymmetry in the response of gasoline prices depending on the nature of the shock. We also show evidence of an overshooting of the gasoline prices in the case of a positive shock to the crude oil price because the change is higher in the short term than in the long term. Moreover, changes in the exchange rate always have a negative effect on price developments. Being in the euro zone, where the crude oil price is traded in dollars, allows the exchange rate to have a dampening effect on prices. Finally, we find that the estimates differ slightly depending on the chosen gasoline price. In particular, changes in the Brent price have more persistent effects on premium prices than on diesel prices. Our findings are consistent with the results of the most recent studies on this topic.

The issue of gasoline prices is increasingly sensitive for consumers, policy makers and actors in the oil industry for several reasons. First, we have entered an epoch in the history of oil ‘that to many observers looks like chaos’ (Smith, 2009, p. 145). This epoch is characterised by the tendency of prices to increase mainly as a response to demand shocks, by the declining role of the OPEC and by the increasing role of destabilising speculation. The higher prices and market volatility of oil and gasoline increase the difficulty for policy makers who wish to design efficient and fair tax policies, especially in times of budgetary difficulties, and to protect the welfare of consumers from external shocks. Second, multinational oil companies are increasingly blamed for their role in the increase and volatility of crude oil and gasoline prices, while they are increasingly concerned about their social responsibility. The solution to the current problem lists in short and long term solutions. In the short term, policy makers could better regulate the energy sector at the national, European and international levels to reduce volatility. In the long term, the issues of the diversification of energy sources for vehicles and that of transportation means are crucial. Both policy makers and

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

multinational oil companies should encourage or increase investments in alternative and environmentally friendly energies for transportation means, such as solar, hydro or wind electricity or biofuels. Public policies should also enhance the development of alternative transportation means, such as public transportation for citizens. The challenge is to facilitate the energy transition of France without compromising its economic development or the welfare of its citizens.

Chapitre 2 : Volatility and asymmetry in oil price transmission¹⁸

Abstract

Oil products markets have been found to exhibit both high volatility and asymmetries in the transmission of price shocks. The causes of these asymmetries have been widely discussed in the literature, especially the prominence of consumer research costs. But very few authors have focused on the role of volatility in these asymmetries. How economic agents change their behavior in times of increased uncertainty? Are the effects transient or permanent? What differences are there between the upstream and downstream of the value chain? While price volatility is more pronounced in the markets and the price formation mechanisms more complex, these issues are of growing interest for economic and financial regulators, but also for market operators themselves. This chapter studies the role of oil price volatility on asymmetries for the French gasoline market between 1993 and 2016. At first, we determine sub-periods throughout the considered time span defined by structural breaks in the conditional variance. Then, for the total period and for each sub-period, the magnitude of asymmetry is measured both for upstream and downstream stages using the cumulative adjustment functions from an asymmetric ECM modeling. Finally, we compare the movements of volatility and asymmetry proxies. The analysis of the results highlights three effects: first, volatility can affect passthrough coefficients when they are high; second, asymmetry effects differ between upstream and downstream stages and vary over time; third, for the upstream stage, increases in volatility match with increases in asymmetry, reflecting a change in behavior of market operators, while for the downstream stage, the asymmetry effect has faded in 1999, reflecting a more competitive and more controlled market.

Keywords: gasoline price, oil price shock, price transmission asymmetry, volatility, ECM, GARCH, structural breaks

¹⁸ This chapter gave rise to two presentations in international conferences, the *International Conference on Commodity Markets*, Paris, January 2014, and the *53rd Meeting of the EWGCFM*, Chania, May 2014.

1. Introduction

Oil products markets are known to exhibit high price volatility. This volatility remains a major concern for consumers and firms, as well as for governments. Moreover, asymmetries in oil price transmission have been highlighted since the early 1990s (Bacon, 1991), including on the French market (Audenis *et al.*, 2002, Lamotte *et al.*, 2013). Several explanations have been provided to interpret the origin of these asymmetries (Borenstein *et al.*, 1997). The first one concerns the upstream stage of the transmission chain, that is to say between the prices of crude oil and refined products. At this stage, the asymmetry between the costs of storage and release of petroleum products leads to different behaviors of operators in case of rising and falling oil prices (Borenstein and Shepard, 2002). The second explanation concerns the downstream part of the transmission chain, between the wholesale prices of refined products and retail prices. Based on the theory of search costs, different consumer behaviors when fuel prices rise or fall can also lead to such asymmetries. Indeed, it has been suggested that motorists are more likely to create competition in upward than downward periods (Johnson, 2002; Lewis, 2011). The third one, the market structure has also been mentioned as a determining factor: under imperfect competition, the agents do not act the same way with respect to increases or decreases. Operators must quickly pass on price increases for fear that their margins might reduce; however, when prices drop, the risk of a delayed transmission relates only to the competitive position of the actor, that is to say, a long term effect (Eckert, 2002).

The causes of these asymmetries have been widely discussed in the literature, especially the prominence of consumer research costs. But very few authors have focused on the role of volatility in these asymmetries. How economic agents change their behavior in times of increased uncertainty? Are the effects transient or permanent? What differences are there between the upstream and downstream of the value chain? While price volatility is more pronounced in the markets and the price formation mechanisms more complex, these issues are of growing interest for economic and financial regulators, but also for market operators themselves. Radchenko (2005b) showed such a relationship. Based on the work of Peltzman (2000), he highlighted a negative relationship between volatility and asymmetry. The behaviour of market operators must be considered in this relationship. Indeed, the latter should not react the same way in high or low volatility periods (Bénabou and Gertner, 1993; Lewis, 2011). In particular, in times of high volatility, we can expect that these agents delay to pass on price reductions to prevent the undesirable surprise of a future increase in upstream prices. In other words, an uncertain environment should affect asymmetries. Lewis (2011)

theoretically and empirically demonstrated that asymmetry was related to the level of the margins rather than their direction of change: in times of falling prices, the response of demand is more inelastic than in periods of rising prices, which allows firms to increase their margins (see also Deltas, 2008). This effect suggests the existence of a relationship between volatility and asymmetries.

This chapter examines the role of oil price volatility on asymmetries on French gasoline market between 1993 and 2016 (1 200 weekly observations). This period was marked by the emergence of major shocks on oil prices from late 2007 to July 2008. A period of falling prices ensued until December 2008, before a rapid rise to the previous level in May 2009, followed by an upward shock from November 2010 to April 2011; finally, a new downward shock occurs between August 2014 and April 2015. In a first step, we identify sub-periods characterized by their level of volatility. Volatility regimes are determined using a Bai-Perron test on the price variance extracted from a GARCH modeling regressed on its mean. Then, for the total period and for each sub-period, passthrough coefficients and magnitudes of asymmetry are measured using an asymmetric ECM cointegration model (Engle and Granger, 1987; Granger and Lee, 1989, Bastianin *et al.*, 2014). The measurement of the magnitude of asymmetry is carried out by two methods: firstly by measuring the surfaces between the cumulative adjustment functions (Borenstein *et al.*, 1997; Johnson, 2002) of a positive and a negative shock and secondly by considering the differences between the durations of return to long term equilibrium of these two curves. Finally, we compare the variations of volatility and asymmetry proxies for upstream, downstream and global transmission.

This study highlights the following effects: first, volatility can affect passthrough coefficients, but only if they are high; second, we evidence the existence of asymmetry effects in price transmission, which differ between upstream and downstream stages and which vary over time: an upward trend is suggested on the upstream market, while a downward trend is identified on the downstream market; third, for upstream stage, increases in volatility match with increases in asymmetry, reflecting a change in behavior of market operators; for the downstream stage, we show that asymmetry vanished, reflecting a more competitive and more controlled market (IGF and DGEIET, 2012).

This chapter is structured as follows. Section 2 reports the available literature on this topic and on econometric techniques. Section 3 presents the data and their characteristics. Section 4 details the econometric methodology. Particular attention is paid to the measurement of asymmetry, which is very critical and performed in three different ways.

Section 5 discusses the results. Finally, Section 6 contains the concluding remarks we draw from this study.

2. Literature

Many theoretical and empirical papers have investigated the oil price transmission. Many of them focused on asymmetries or volatility. For example, starting from the seminal works of Engle (1982, 2001 and 2004) and Bollerslev (1986) on the conditional variance, Narayan and Narayan (2007) showed that oil price shocks had permanent and asymmetric effects on volatility. Soon after, Salisu and Fasayan (2012 and 2013) highlighted leverage effects and structural breaks on the oil market from a GARCH modeling.

Asymmetries in price transmission have also been obvious since the early 1980s. Bacon (1991) was the first to demonstrate the asymmetry between the transmissions of positive and negative shocks on oil price, describing the « rockets and feathers » effect. Then, Borenstein *et al.* (1997) introduced the cumulative adjustment function (or cumulative response function, CRF) to capture the difference in the return to the long term equilibrium between positive and negative shocks. The same article proposed a series of explanations that still refer today. Later, Pesaran *et al.* (2001) deepened bounds testing methodology of cointegrated time series. Subsequently, many authors deepened this work based on the same methodology, such as Johnson (2002), Bettendorf *et al.* (2003), Bachmeier and Griffin (2003), Galeotti *et al.* (2003), Radchenko (2005a and 2005b), Al-Gudhea *et al.* (2007), Lardic and Mignon (2008), Radchenko and Shapiro (2011) or Kuper (2011). Some of them have focused on the French market and have found the same effect: Audenis *et al.* (2002) and Lamotte *et al.* (2013), while Gautier and Le Saout (2015) didn't find asymmetry on the downstream market over the period 2007-2009. More recently, Nguyen *et al.* (2014) and Qin *et al.* (2016) highlighted non-linear effects in the asymmetric price transmission; from a multiple threshold ECM model (MTECM), these latter show that the asymmetric effects occur for the medium magnitude increases, but not when they are weak or strong. Several authors have linked the occurrence of asymmetries in the theory of search costs. This hypothesis was confirmed in particular by Brown and Yücel (2000), Finney *et al.* (2005), Balmaceda (2008), Deltas (2008), Verlinda (2008) or Remer (2015), which demonstrated that asymmetries were related to market concentration (defined with Hirschman-Herfindahl Index) rather than collusive agreement from retailers. Tappata (2009) developed a theoretical model showing that prices could respond asymmetrically even in the absence of collusive market, favoring also the theory of research costs as explanation for asymmetry. Vlamis *et al.* (2015) have reported the absence

of asymmetry in four European countries, including France, over the 2002-2011 period, based on an asymmetric ECM methodology and significance tests on the coefficients. They explain this result by the increased competition and regulation policy. In a recent paper, some authors such as Polemis and Tsionas (2016) confirmed the existence of asymmetries in price transmission using a nonlinear semiparametric approach (local Generalized Method of Moments). The relationship between asymmetry and volatility on the U.S. market was explored by Radchenko (2005); dividing the observation period into two sub-periods, he came to the conclusion that a negative relationship exists between the two.

Finally, several authors have proposed analyses of the literature on this topic: Grasso and Manera (2007), Frey and Manera (2007), Eckert (2011) and Perdiguero-Garcia (2013). Frey and Manera argued that such asymmetries were identified in a majority of studies. In their survey, Perdiguero-Garcia showed the neutrality of the model or the fuel type; they also noted that fewer asymmetries were reported in more recent studies; however, they emphasize that the observation periods are too long and do not take into account regime changes.

3. Data

Data are weekly series, from May 1993 to April 2016 (1 200 observations). The Brent series is the IntercontinentalExchange (ICE) future index from Datastream in US\$/bbl, the wholesale prices of gasoil are the Rotterdam quotes from Thomson Reuters in US\$/ton and the French retail prices of gasoil are national weekly averages from the French Ministry of Environment and Energy. The gasoil is chosen as it represents 80% of the French fuel market. We have shown in Chapter 1 that the analysis of unleaded premium gasoline did not change the conclusions and Perdiguero-Garcia (2013) showed also that the type of fuel had no effect on the results.

All the series consist of tax exclusive prices as the effect of taxes is not investigated in this study. They are converted into a single change unit, the euro, as the influence of the exchange rate is not considered either, and in single volume unit, the liter. The series in level Brent in Euros (BE), Gasoil Wholesale (GW) and Gasoil Retail (GR) and their descriptive statistics are presented below (Fig. 1 and Table 1). The three curves have the same profile, showing an overall trend. Their relative standard deviations are very similar, a little lower for the retail price. Distribution statistics are shown on the Log values (LBE, LGW and LGR respectively). Distributions are flat (low kurtosis). According to augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests, each series has a unit root.

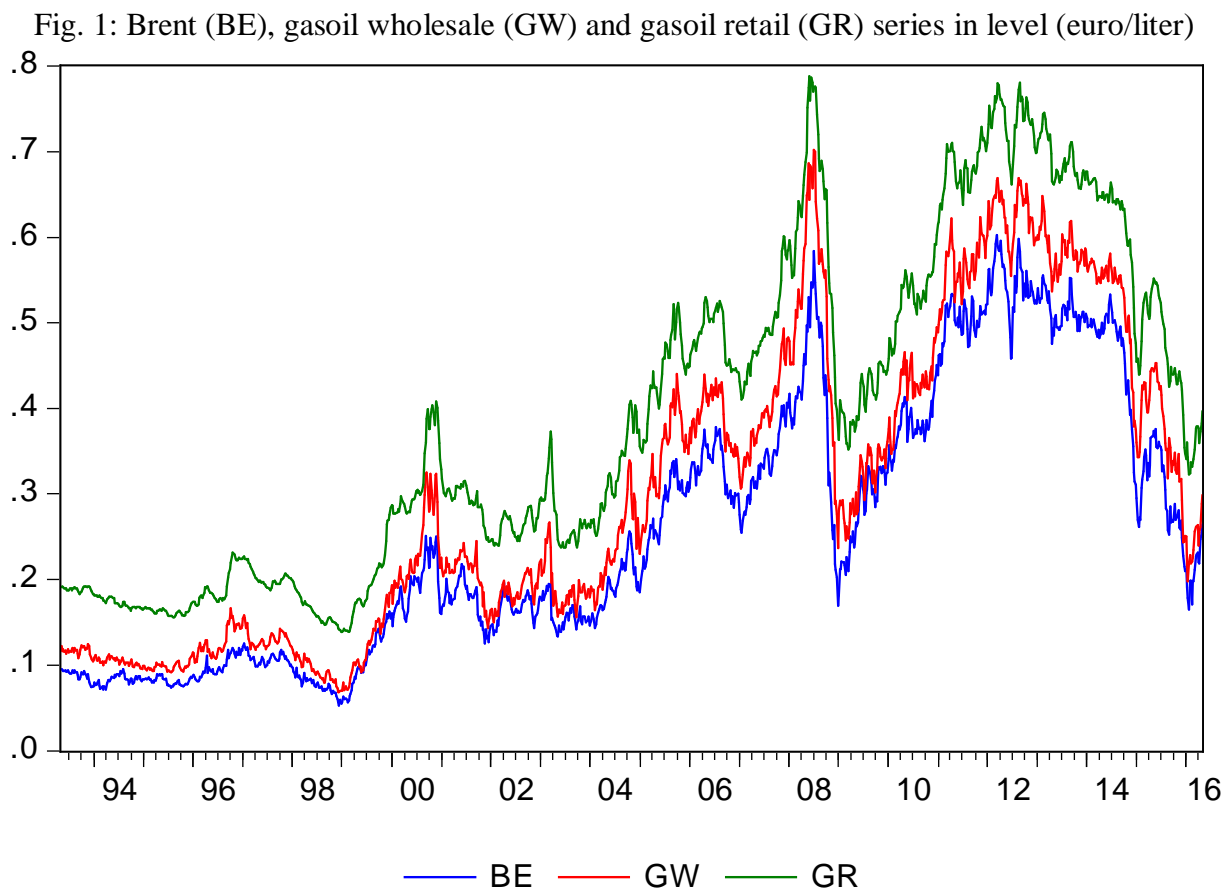


Table 1: Descriptive stats of Brent (BE), gasoil wholesale (GW) and gasoil retail (GR) series

Variable	BE	GW	GR
Mean	0.25772	0.30260	0.39113
Median	0.21244	0.26133	0.36033
Maximum	0.60245	0.70175	0.78790
Minimum	0.05227	0.06826	0.13856
Std. Dev.	0.15530	0.17668	0.19044
Relative SD	0.60241	0.58388	0.48690
Observations	1200	1200	1200
Variable	LBE	LGW	LGR
Skewness	-0.15104	-0.15047	-0.08679
Kurtosis	1.74694	1.72245	1.66600
Jarque-Bera	83.0705	86.1345	90.4843
Probability	0.00000	0.00000	0.00000
Sum	-1870.94	-1663.27	-1278.65
Sum Sq. Dev.	525.388	491.670	317.614
Observations	1200	1200	1200

The first difference of the series in Log and their descriptive statistics are also presented below (Fig. 2 and Table 2): DLBE for the Brent, DLGW for gasoil wholesale and DLGR for

gasoil retail. Each one represents the return of the price P: $DLP_t = \text{Log}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$. The three curves are centered on zero; the standard deviation of DLGR is lower than the other two series. Each presents a high kurtosis.

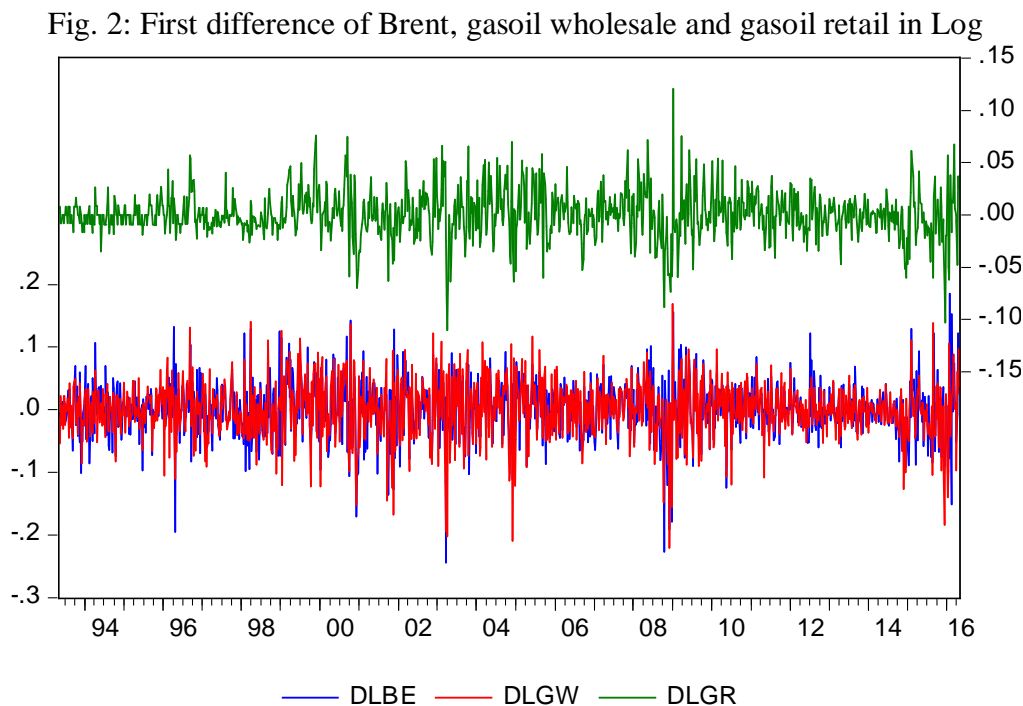


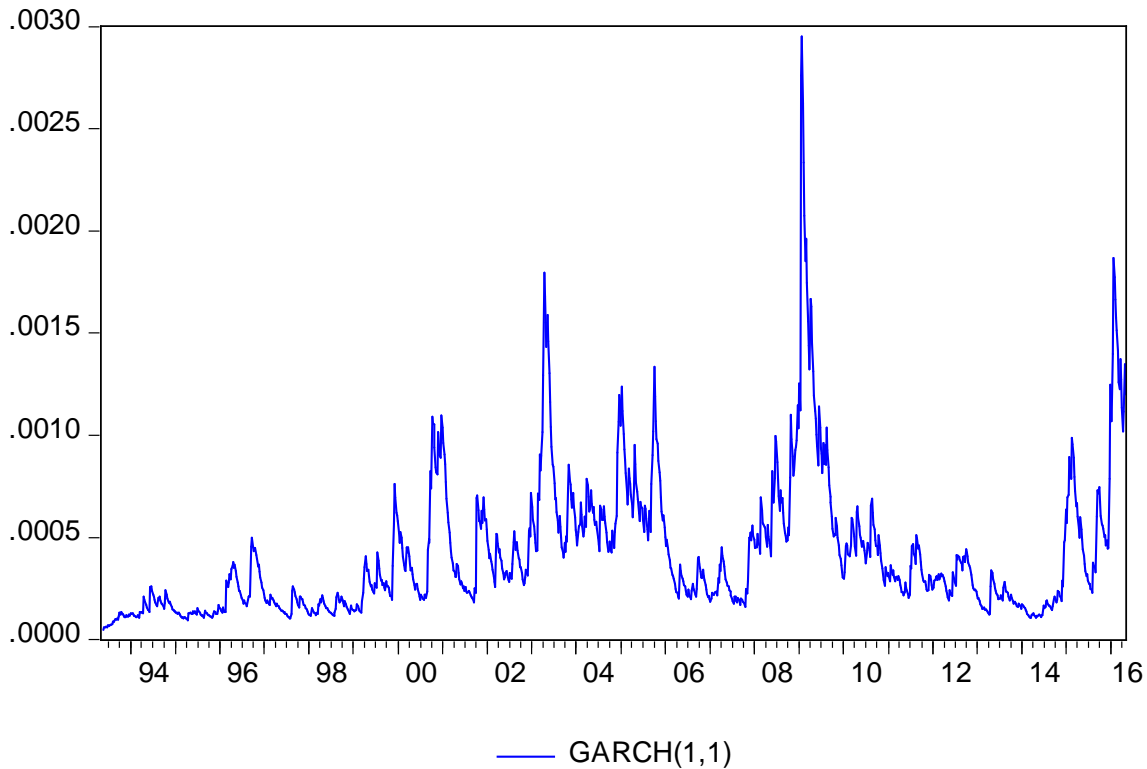
Table 2: Descriptive stats of first difference of Brent, gasoil wholesale and retail series in Log

Variable	DLBE	DLGW	DLGR
Mean	0.00085	0.00075	0.00061
Median	0.00241	0.00270	0.00000
Maximum	0.18475	0.16842	0.12050
Minimum	-0.24448	-0.22081	-0.11049
Std. Dev.	0.04470	0.04525	0.02224
Skewness	-0.33534	-0.51013	0.02819
Kurtosis	5.38269	5.06074	5.73873
Jarque-Bera Probability	306.096 0.00000	264.159 0.00000	374.878 0.00000
Sum	1.02402	0.89273	0.73346
Sum Sq. Dev.	2.39339	2.45244	0.59242
Observations	1199	1199	1199

The Q-statistics don't show autocorrelation for DLBE and DLGW, but for DLGR. For the latter, a conditional heteroscedasticity effect is then revealed by an ARCH test on the squared residuals of the ARMA(1,1) process. Thus, the return term $DLGR_t$ can be split into two parts, its mean, determinist, and a stochastic term $\varepsilon_t = \sigma_t \xi_t$, where ξ_t is normally and independently distributed with mean 0: $\xi_t \sim NID(0,1)$. Therefore, the volatility of DLGR is

given by the conditional variance σ_t^2 of the residual ε_t , which can be applied a GARCH(1,1) modeling: $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$, where $\alpha, \beta > 0$ and $\alpha + \beta < 1$ to ensure stability. We find $\omega = 6.37E - 06$, $\alpha = 0.10359$ and $\beta = 0.88631$ (see [Table A6.1 in Appendix A6](#)). Fig. 3 depicts the GARCH graph.

Fig. 3: Conditional variance of Gasoil Retail return (DLGR)



4. Econometric methodology

4.1. Volatility regimes

A Bai-Perron (1998 and 2003) test is used to detect structural changes (see Chapter 3, section 3 for a detailed explanation). The breaks then delimit sub-periods over which different volatility regimes are identified. The test is applied to the residual of the GARCH modeling of DLGR regressed on the mean value.

4.2. Passthrough coefficients

The passthrough coefficients are extracted from the long term equilibrium equations:

$$y_t = c^s + m^s x_t + v_t^s \tag{1}$$

where y_t denotes the downstream price at period t , x_t the upstream price, c^s the constant term, m^s the passthrough coefficient of the transmission stage s and v_t^s the error term. The trend is captured by the coefficient of cointegration.

The stationarity of the residuals v_t is checked with ADF and Phillips-Perron tests.

Therefore, for the upstream transmission, $s = u$; x takes the value of the Brent price BE and y that of the wholesale price of gasoil GW . m^u is then the upstream passthrough coefficient. For the downstream transmission, $s = d$; x takes the value of GW and y that of the retail price of gasoil GR . m^d is then the downstream passthrough coefficient. And for the global transmission, $s = g$; x takes the value of BE and y that of GR . m^g is then the global passthrough coefficient, which represents the total margin of two stages. It is therefore expected to be the product of the previous two: $m^g = m^u m^d$.

4.3. Asymmetry

The most critical step of our approach involves the measurement of the magnitude of asymmetry. The literature does not provide a commonly agreed method, we propose the following five-step protocol:

i. After checking cointegration between each pairwise of series, an asymmetric ECM modeling following Granger and Lee (1989) is applied as follows: the long term relationship is specified in Log variables:

$$Y_t = \kappa^s + \lambda^s X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

where λ^s is the passthrough coefficient for the Log variables.

Then the short term relationship is specified as follows:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = \sum_{i=1}^n (\alpha_i^{s+} \Delta Y_{t-i}^+ + \alpha_i^{s-} \Delta Y_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^m (\beta_i^{s+} \Delta X_{t-i}^+ + \beta_i^{s-} \Delta X_{t-i}^-) \\ + \delta^{s+} ECT_{t-1}^{s+} + \delta^{s-} ECT_{t-1}^{s-} + \eta_t^s \end{aligned} \quad (3)$$

where $\Delta X_t^+ = \text{Max}(\Delta X_t, 0)$, $\Delta X_t^- = \text{Min}(\Delta X_t, 0)$, the error correction term ECT_{t-1}^s is the lagged residual of the long term equilibrium equation (2) and η_t^s is the error term.

As described in equation (1), s denotes the transmission stage and X and Y take the relevant values of LBE , LGW and LGR . Then, positive and negative components of the correction terms ECT_t^{s+} and ECT_t^{s-} are defined by the sign of the change in explanatory variable ΔX , according to Kaufmann and Laskowski (2005) definition¹⁹:

$$\begin{cases} ECT_t^{s+} = ECT_t^s \text{ if } \Delta X > 0 \\ ECT_t^{s-} = ECT_t^s \text{ if } \Delta X < 0 \end{cases} \quad (4)$$

This means that the term of return to equilibrium considered in the short term equation is the one corresponding to the change in explanatory price. This definition of ECT is much more consistent from an economic point of view and leads to more significant coefficients than the conventional one (ECT^+ and ECT^- are simply the positive and negative terms of ECT). It also corresponds to Johnson (2002) definition, who separates error correction terms according

¹⁹ Borenstein *et al.* (1997) chose not to discriminate positive and negative ECT.

to changes in wholesale price. Bastianin *et al.* (2014) discussed the performance of asymmetric ECM models (A-ECM) to predict the rockets and feathers effect on oil price transmission; they conclude to a better efficiency of A-ECM and short term A-ECM models over threshold autoregressive ECM models (TAR-ECM) for forecasting. This point is a crucial issue for the measurement of magnitudes of asymmetry; indeed, the coefficients of ECT terms play an important role in the impulse response functions (IRF). If the significance of these coefficients is low, the measurement is marred by a high error. The coefficients of ECT terms δ^{s+} and δ^{s-} are expected to be negative. They can be converted into time for the return to equilibrium, or adjustment speed, with the following inversion formula (Manera *et al.*, 2003):

$$\tau^s = \frac{\ln(1-r)}{\delta^s} \quad (5)$$

where r is the rate of return to equilibrium price Y^* ($r = \frac{Y_t - Y^*}{Y_0 - Y^*}$), for instance 95%. Thus, τ^s is the adjustment speed, given in weeks, after a price shock. The difference between τ^{s+} and τ^{s-} provides a first evidence of asymmetry.

The significance of differences between all positive and negative coefficients is checked with Wald tests. CUSUM and CUSUM of squared tests are also performed to check the stability of equation (3) coefficients.

ii. For each stage, the cumulative response functions (CRF) is calculated from impulse responses (IRF) I to a 1% permanent shock on prices²⁰:

$$\begin{aligned} I_0^\circ &= \beta_0^\circ \\ I_1^\circ &= I_0^\circ + \beta_1^\circ + \delta^\circ(I_0^\circ - \lambda) + \alpha_1^+ \text{Max}(0, I_0^\circ) + \alpha_1^- \text{Min}(0, I_0^\circ) \\ &\dots \\ I_k^\circ &= I_{k-1}^\circ + \beta_k^\circ + \delta^\circ(I_{k-1}^\circ - \lambda) + \sum_{i=1}^n [\alpha_i^+ \text{Max}(0, I_{k-i}^\circ - I_{k-i-1}^\circ) \\ &\quad + \alpha_i^- \text{Min}(0, I_{k-i}^\circ - I_{k-i-1}^\circ)] \end{aligned} \quad (6)$$

where λ is the passthrough coefficient from equation (2), n the number of lags observed for the coefficient α (autoregressive term) and \diamond is replaced by $+$ for positive shocks and $-$ for negative shocks.

²⁰ A quadruple typographical error has been corrected in Borenstein *et al.* (1997) paper (p. 337, Appendix): $+\sum_{i=1}^k (\gamma_i^+ \text{MAX}(0, (B_{k-i} - B_{k-i-1})) + \gamma_i^- \text{MIN}(0, (B_{k-i} - B_{k-i-1})))$ stands instead of $+\sum_{i=1}^k (\gamma_i^+ \text{MAX}(0, (B_{k-i} - B_{k-i-1})) + \gamma_i^- + \text{MIN}(0, (B_{k-1} - B_{k-i-1})))$; otherwise, Borenstein writes this sum up to k , then it is limited to the number of lags considered, here n .

iii. The offset function is then defined as $O_k = I_k^+ - I_k^-$ for the period k ; the sum of offsets is calculated over P periods (Borenstein *et al.*, 1997; Radchenko, 2005b; Verlinda, 2008). The first measurement of magnitude of asymmetry AO is given by:

$$AO = \sum_{k=0}^{\infty} O_k \quad (7)$$

A second and heuristic method is based on the speed of attuning between I^+ and I^- : the number of periods required for the price to return to its long term equilibrium. The long term equilibrium is given by:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} I_k^{\circ} = \lambda \quad (8)$$

The return to equilibrium being reached asymptotically, we set a level to calculate the number of periods needed N° . Our decision criterion that the equilibrium is reached at the level of significance α ($\alpha = 1\%$, 5% and 10%) is that:

$$I_{N^{\circ}}^{\circ} > (1 - \alpha)\lambda \quad (9)$$

The speed of attuning is then defined as the difference between the two adjustment speeds in case of I^- and I^+ :

$$AS = N^- - N^+ \quad (10)$$

so that it takes the expected sign of AO ($AS > 0$ when the time to return to equilibrium is more important for a negative shock than for a positive shock). AS can be considered as a second measurement of asymmetry.

AO^s and AS^s measurements are carried out for each stage s of the price transmission. The correlation between the two proxies is checked as a robustness test.

Steps i to iii are repeated to each of the sub-periods initially and endogenously defined by the Bai-Perron method.

iv. In order to test the hypothesis of Lewis (2011) on the relationship between the level of margin and the occurrence of asymmetry, the relationship between magnitude of asymmetry and passthrough coefficient is tested for each sub-period.

v. Finally, the relationship between asymmetry and volatility is estimated as follows. The variance of the GARCH residual of gasoil retail price $\bar{\sigma}_{GR}^2$ is selected as a proxy of volatility, while AO^s is selected as a proxy of asymmetry. Then the signs of the effect of volatility on the asymmetry measure are checked for each sub-period in each transmission stage.

5. Results and discussion

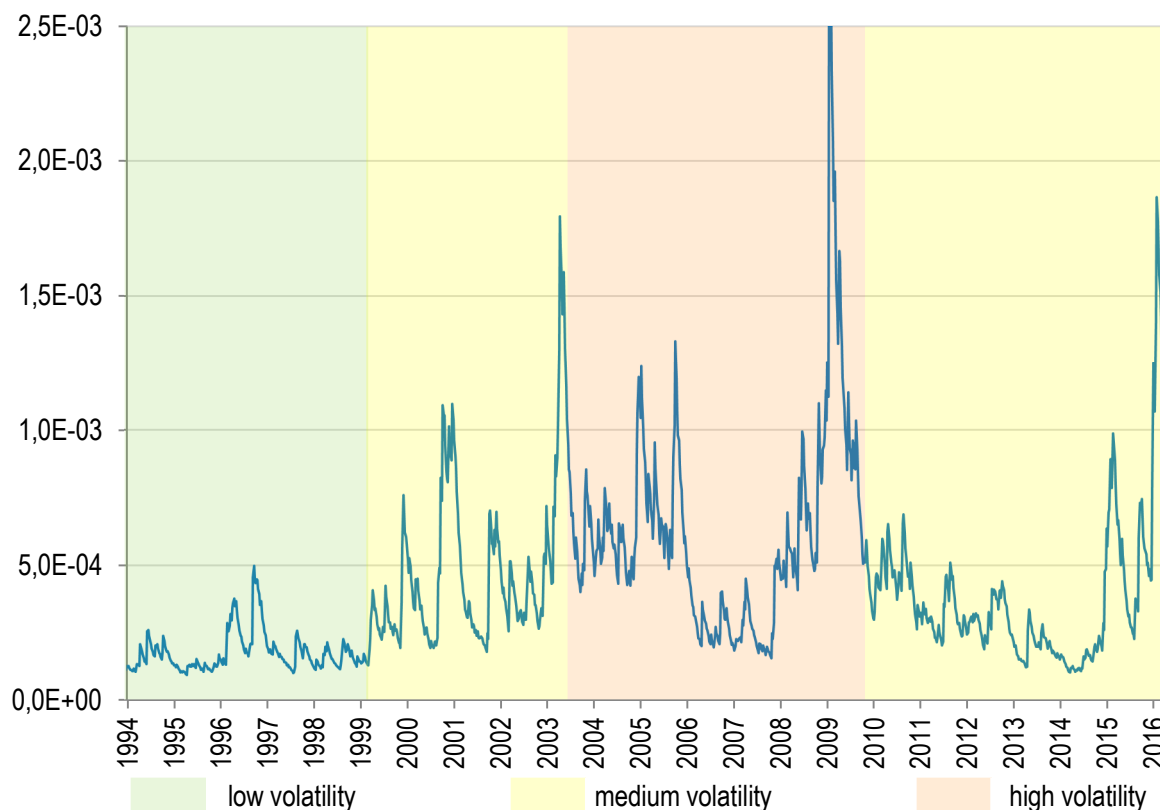
5.1. Volatility regimes

The Bai-Perron test is applied on the conditional variance of DLGR regressed on its mean. Sequential F-statistics at the 5% level of significance reveal three break dates: 1999 week 47, 2003 week 17 and 2009 week 47 (see [Table A6.2 in Appendix A6](#)). They define four sub-periods: the first, characterized by low volatility, the second with a medium volatility, the third with high volatility (including the 2008-2009 shock and backlash) and the fourth, with a medium volatility (Table 3 and Fig. 4).

Table 3: Sub-periods

Period	Dates	Nb observations	Regime
T	1993w20 to 2016w18	1198	-
1	1993w20 to 1999w46	339	low
2	1999w47 to 2003w16	179	medium
3	2003w17 to 2009w46	344	high
4	2009w47 to 2016w18	336	medium

Fig. 4: Variance of gasoil retail price with sub-periods



Applied to the 15-weeks rolling variance, the Bai-Perron test reveals exactly the same break dates.

5.2. Passthrough coefficients

The passthrough coefficients for the upstream stage, the downstream stage and the global transmission are estimated by an conventional Ordinary Least Squares method. They are considered in linear level in order to be interpreted more easily (Table 4).

Table 4: Passthrough coefficients for each sub-period (s.d.)

Period	T	1	2	3	4
Volatility	-	low	medium	high	medium
m^u	1.1315 (0.0034)	1.0716 (0.0248)	1.3319 (0.0451)	1.2166 (0.0126)	1.0789 (0.0091)
m^d	1.0741 (0.0026)	1.0093 (0.0203)	0.9114 (0.0342)	1.0421 (0.0076)	0.9923 (0.0074)
m^g	1.2166 (0.0044)	1.1009 (0.0326)	1.1642 (0.0697)	1.2702 (0.0156)	1.0771 (0.0103)
$m^u m^d$	1.2153	1.0816	1.2139	1.2678	1.0706

Note: All the coefficients are significant at the 1% level.

For each period, we verify that the product $m^u \times m^d$ matches with the m^g observed. The maximum deviation doesn't exceed 5%.

Passthrough coefficients of downstream transmission (m^d) are very close to 1, which implies that the coefficients of global transmission (m^g) are very close to those of the upstream transmission (m^u). In other words, the margins are mainly concentrated in the upstream step. Even there is a downstream coefficient significantly inferior to 1 (0.91) during the sub-period 2, while the upstream coefficient is particularly high (1.33). The highest volatility sub-period (3) coincides with high coefficients; however, the co-movements between volatility and passthrough are not systematic. This observation suggests that volatility can affect price transmission, but to some extent only.

5.3. Asymmetry

Two cointegration tests are performed: Engle-Granger (1987) and Phillips-Ouliaris (1990), with a linear trend in the specification (Table 5). They generally reject the null hypothesis that the series are not cointegrated, except for sub-periods 1 and 2 of the global transmission. ADF and PP tests on residuals of the relationships reject the hypothesis of non-stationarity, confirming that series are I(1) cointegrated (Granger causality tests are presented in [Appendix A7](#)).

Table 5: Cointegration tests

Period		T	1	2	3	4
Global LGR=f(LBE)	Engel-Granger z-stat	-98,9***	-18,6	-18,0	-28,1**	-22,9*
	Phillips-Ouliaris z-stat	-117***	-29,5**	-18,8	-32,8**	-104***
	ADF on resid t-stat	-7,17***	-2,92	-3,06	-3,78**	-3,07
Upstream LGR=f(LBE)	Engel-Granger z-stat	-83,9***	-31,0**	-25,0*	-24,8*	-40,7***
	Phillips-Ouliaris z-stat	-182***	-45,2***	-35,1***	-59,8***	-140***
	ADF on resid t-stat	-6,28***	-3,87**	-3,43**	-3,14*	-4,11***
Downstream LGR=f(LGW)	Engel-Granger z-stat	-237***	-65,2***	-45,3***	-106***	-78,0***
	Phillips-Ouliaris z-stat	-388***	-62,4***	-46,3***	-186***	-191***
	ADF on resid t-stat	-10,3***	-5,98***	-5,16***	-7,12***	-5,63***

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

i. Asymmetries are estimated from the cumulative response functions (CRF) for each short term relation from equation (2). It turns out that these measurements are very sensitive to the specification of the ECM model, that is to say the number of selected lags. The regression coefficients are presented below (Tables 6a to 6c) for the total period and each sub-period. The adjustment speeds for the 95% confidence intervals are displayed only when the ECT coefficient δ^s is significant at the 10% level of significance.

Table 6a: Regression coefficients for the global transmission

Period	Global transmission				
	T	1	2	3	4
α^+	0,1422***	0,4242***	0,4309***	-0,0358	0,0512
α_1	0,2413***	0,0730	0,2717***	0,4012***	0,1640***
β^+	0,2722***	0,1017***	0,1621***	0,4248***	0,3858***
β_0	0,1945***	0,1426***	0,1939***	0,2440***	0,1362***
β^+	0,1665***	0,1026***	0,1273**	0,2420***	0,1895***
β_1	0,1926***	0,1118***	0,1283***	0,1634***	0,3475***
β^+	0,0322*	0,0206	-	-	-
β_2	0,0145	0,0763***	-	-	-
δ^+	-0,0624***	-0,0484***	-0,0816***	-0,0573***	-0,1018***
δ^-	-0,0490***	-0,0091	-0,0656**	-0,0481**	-0,1027***
τ^+	48,0	56,8	36,7	52,3	29,4
τ^-	61,1	-	45,7	62,3	29,2

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

Table 6b: Regression coefficients for the upstream stage

Period	Upstream stage				
	T	1	2	3	4
α^+	-0,2378***	-0,1247	-	-0,2961***	-0,2898***
α_1	-0,3125***	-0,2450**	-	-0,2472***	-0,4417***
α^+	-0,1897***	-	-	-0,2504***	-0,3197***
α_2	-0,0966**	-	-	-0,1267	-0,0193
β^+	0,6595***	0,6429***	0,6156***	0,7407***	0,6562***
β_0	0,8253***	0,6809***	0,8490***	0,8223***	0,8399***
β^+	0,2751***	0,1332	0,1079	0,2671***	0,2970***
β_1	0,1425***	0,1682**	-0,1996**	0,0767	0,2866***
β^+	0,1175***	-	-	0,1955**	0,2318***
β_2	0,0541	-	-	0,0742	-0,0840
δ^+	-0,1138***	-0,0676**	-0,1895***	-0,1809***	-0,1362**
δ^-	-0,0968***	-0,0812**	-0,2175***	-0,0866**	-0,1772**
τ^+	26,3	44,3	16,3	16,6	22,0
τ^-	30,9	36,9	15,8	34,6	16,9

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

Table 6c: Regression coefficients for the downstream stage

Period	Downstream stage				
	T	1	2	3	4
α^+	0,0164	0,2969***	0,3367***	-0,0111	0,1633***
α_1	0,0835*	0,2145***	0,2227***	0,2474***	0,2212***
β^+	0,1797***	0,0878***	0,1194***	0,2654***	0,2138***
β_0	0,1495***	0,1017***	0,1541***	0,1866***	0,1097***
β^+	0,2861***	0,1276***	0,1816***	0,3070***	0,2872***
β_1	0,2602***	0,1162***	0,2322***	0,1838***	0,2781***
β^+	0,0775***	-	-	-	-
β_2	0,0870***	-	-	-	-
β^+	0,0394**	-	-	-	-
β_3	0,0362**	-	-	-	-
δ^+	-0,0949***	-0,1440***	-0,1876***	-0,1935***	-0,1024**
δ^-	-0,0883***	-0,0428*	-0,0513	-0,2205***	-0,2773***
τ^+	31,6	20,8	16,0	15,5	29,3
τ^-	33,9	69,9	-	13,6	10,8

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

The significance of differences between positive and negative coefficients is checked with Wald tests (Table 7).

Detailed analysis of the coefficients highlight several results: first, there is generally only one significant lag, both on autoregressive term (α_1) as on exogenous variable (β_1). However, in some cases, the second lag of the exogenous variable (β_2^g) can get significant, but asymmetrically (only the coefficients of increases are significant for the total period of the global transmission and for sub-periods 3 and 4 of upstream). For the upstream stage, the second lag of the AR term is significant (α_2^u) for the total period, but asymmetrically for sub-periods 3 and 4 (significance of increases), while no AR term is significant for the sub-period 2. For the downstream stage, a second lag of the exogenous variable (β_2^d), and even a third (β_3^d), are significant over the total period, and symmetrically.

Within all sub-periods, we find that many coefficients of the AR(1) terms (α_1^s) significant asymmetrically: in general, the decreases are the most significant. This is a first evidence of asymmetry. The coefficients of contemporary terms of the explanatory variable β_0^s are all significant. However, their values are often asymmetric: for the global transmission, decreases are transmitted more strongly than the increases in the sub-periods 1 and 2, and the asymmetry is reversed afterwards; for the upstream stage, the values of negative coefficients (β_0^{u-}) are higher than positive ones; and for the downstream stage, the positive coefficients (β_0^{d+}) are significantly higher for the sub-periods 3 and 4.

Table 7: Wald tests on positive and negative regression coefficients (t-stat), $H_0: \cdot^+ \neq \cdot^-$
Global transmission

Period	T	1	2	3	4
$\alpha_1^+ \neq \alpha_1^-$	-2,300***	3,767***	1,691*	-5,760***	-1,895*
$\beta_0^+ \neq \beta_0^-$	4,684***	-1,718*	-0,774	5,704***	8,271***
$\beta_1^+ \neq \beta_1^-$	-1,327	-0,337	-0,021	2,016**	-4,312***
$\beta_2^+ \neq \beta_2^-$	0,924	-2,327**	-	-	-
$\delta^+ \neq \delta^-$	-1,205	-2,622***	-0,512	-0,437	0,030
Upstream stage					
$\alpha_1^+ \neq \alpha_1^-$	1,633	1,460	-	-0,564	1,609
$\alpha_2^+ \neq \alpha_2^-$	-2,067**	-	-	-1,445	-3,311***
$\beta_0^+ \neq \beta_0^-$	-4,592***	-0,538	-2,768***	-1,169	-2,871***
$\beta_1^+ \neq \beta_1^-$	2,698***	-0,437	3,585***	1,986**	0,106
$\beta_2^+ \neq \beta_2^-$	1,383	-	-	1,346	3,386***
$\delta^+ \neq \delta^-$	-0,776	0,402	0,413	-2,125**	0,724
Downstream stage					
$\alpha_1^+ \neq \alpha_1^-$	-1,520*	1,101	1,443	-4,625***	-1,126
$\beta_0^+ \neq \beta_0^-$	2,205**	-0,714	-1,085	3,299***	4,083***
$\beta_1^+ \neq \beta_1^-$	1,378	0,505	-1,102	3,285***	0,242
$\beta_2^+ \neq \beta_2^-$	-0,489	-	-	-	-
$\delta^+ \neq \delta^-$	-0,395	-4,538***	-3,066***	0,624	4,296***

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

Asymmetries are also observed on the lags of the explanatory variable on upstream and global transmission: all the coefficients β_i^{s+} or β_i^{s-} are not significant simultaneously; when they are significant, little difference was observed between their values. This means that the lags of the explanatory variable contribute to asymmetries for the upstream and global transmission, but not for the downstream stage.

At least, for the long term equilibrium terms (ECT), most of the coefficients δ^s are significant (except δ^{g-} of sub-period 1 and δ^{u-} of sub-period 2) and have the expected negative sign. These coefficients affect strongly the impulse responses functions presented below. The values of positive coefficients are generally significantly higher in absolute values, except for sub-periods 1, 2 and 4 of the upstream stage and sub-periods 3 and 4 of the downstream stage. This reflects a faster return to equilibrium price for positive shocks than for negative shocks. The values of the adjustment speed τ confirm this finding: for the total period of the global transmission, return to equilibrium time is 48 weeks for positive shocks against 61 weeks for negative shocks, i.e. 13 weeks longer. For the upstream stage, the difference is only +4.6 weeks, but it varies strongly over time, from -7.4 to +18 weeks: the gap is negative for sub-periods 1, 2 and 4 and positive for sub-period 3. For the downstream transmission, we find that the gap decreases over time, from 49 weeks for the sub-period 1 to -18 weeks for the sub-period 4. In other words, asymmetries of transmission appear to have increased for the benefit of sellers during the observed time span for the upstream stage, while it eased for the benefit of buyers for the downstream stage.

Note that our results are similar to some of those of Vlamis *et al.* (2015), performed on French data over the period 2002-2011. The long term passthrough coefficient is 0.94 for diesel (against $\lambda^g = 0.82$ in our estimation for sub-period 3, 2004-2009), the contemporaneous short term positive passthrough coefficient is 0.51 (against $\beta_0^{g+} = 0.43$), the negative one is 0.27 (against $\beta_0^{g-} = 0.24$), and the ECT⁺ and ECT⁻ coefficients are both -0.07 (against $\delta^{g+} = -0.057$ and $\delta^{g-} = -0.048$). However, their significance tests lead them to conclude to the absence of asymmetry while ours show that the difference is not significant on the ECT coefficient, but it is on the contemporaneous passthrough; moreover, we also find a significant difference on the first lag of the passthrough (β_1^g), as well as that of the autoregressive term (α_1^g). These differences indicate significant asymmetries in this period, confirmed by the CRF curves.

CUSUM and CUSUM of squared tests confirm the stability of estimated coefficients (the graph are depicted in [Appendix A8](#)).

ii. CRF curves obtained from equation (6) for the total period and each sub-period are presented below with their 95% confidence intervals (Fig. 5 and 6). The significance of the offset curves is consistent that of Wald tests (Table 7).

Fig. 5: CRF for the total period

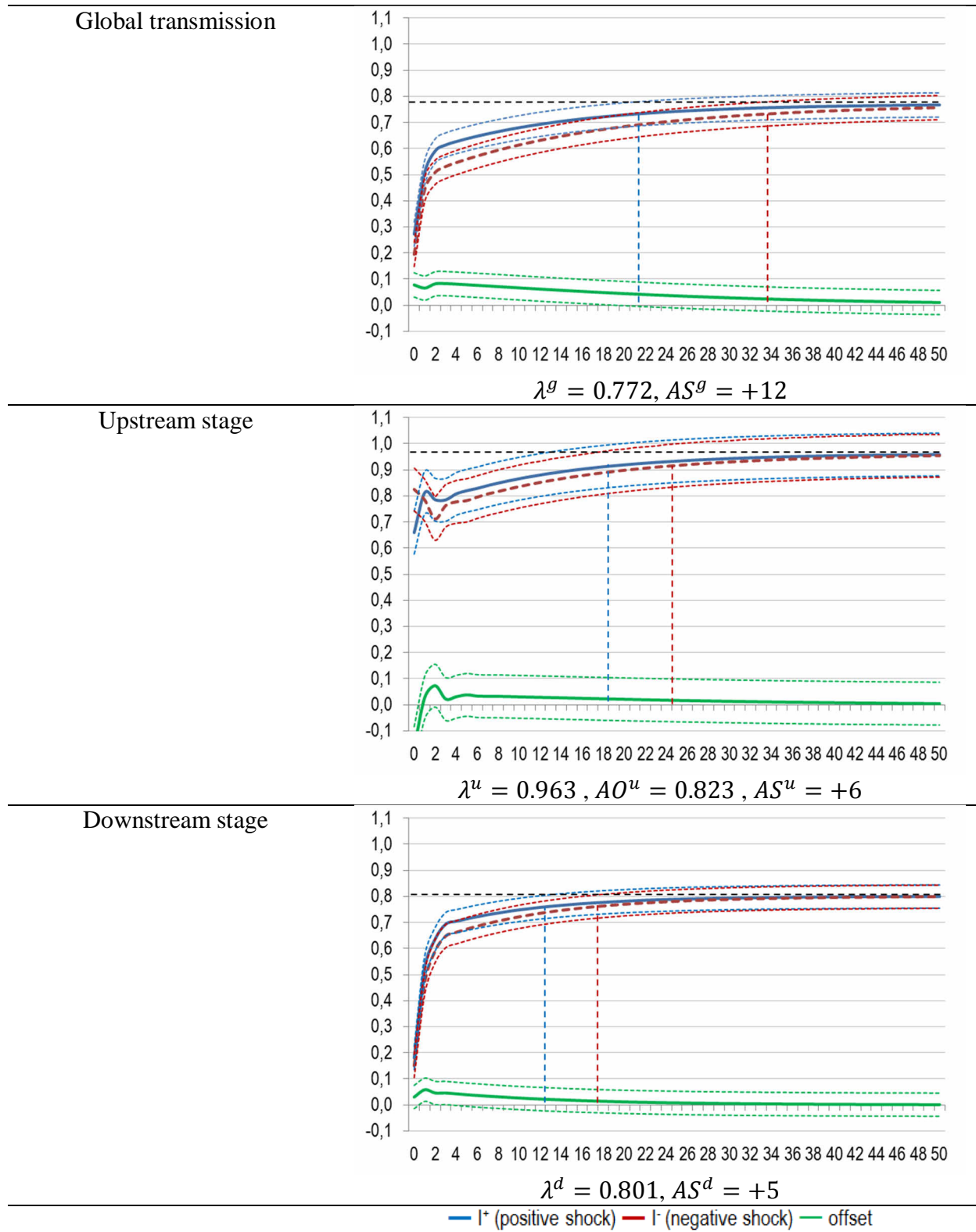
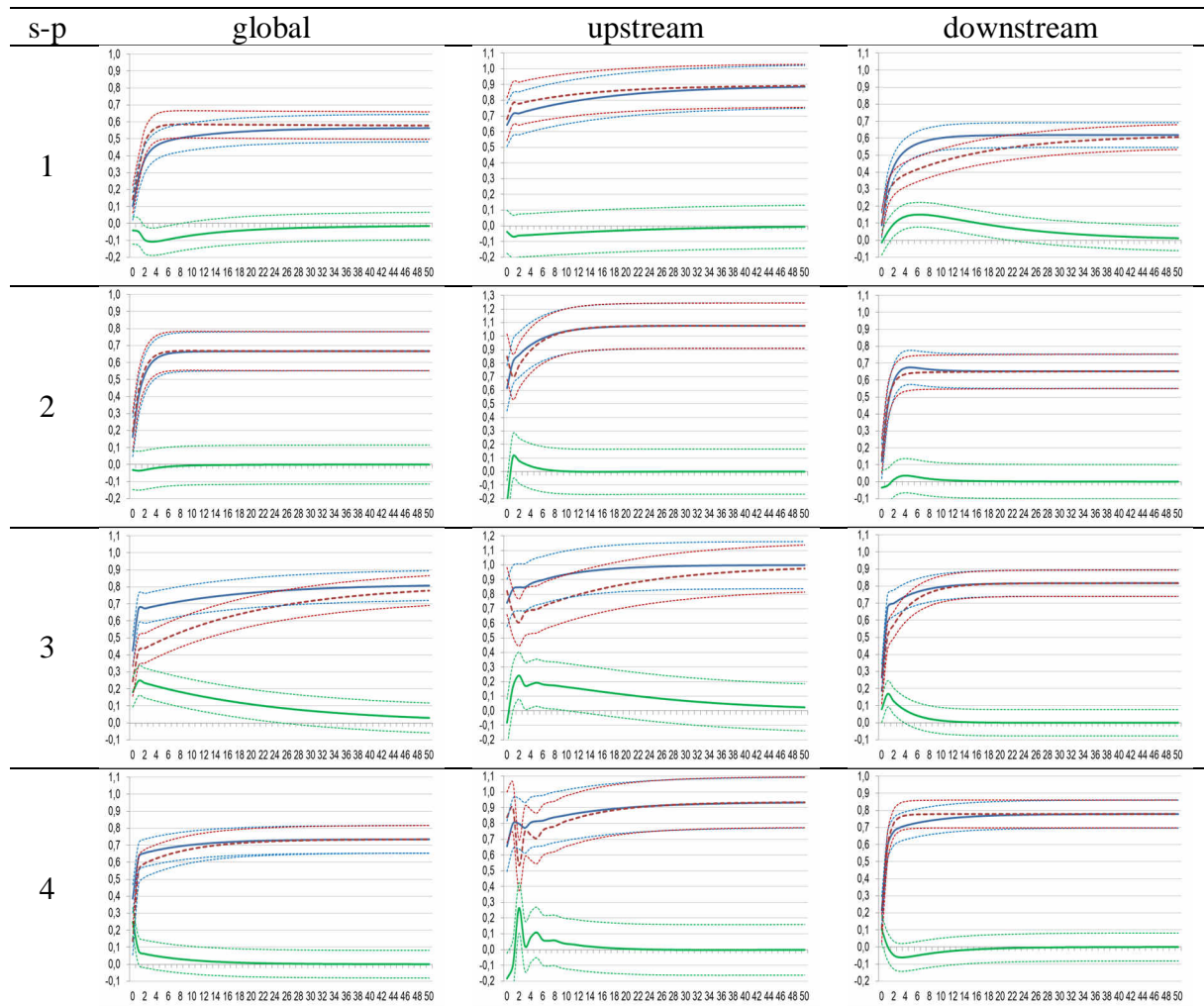


Fig. 6: CRF for each sub-period



iii. Asymmetry measurements

Table 8 exhibits sums of offsets AO estimated from equation (7) and speeds of attuning AS obtained from equation (10). Results show sub-periods of high intensity asymmetry (sub-periods 1 and 3) and sub-periods of low intensity asymmetry (sub-periods 2 and 4). The asymmetries in the global transmission are mainly due to those in the upstream transmission. We observe negative asymmetries during sub-period 1; for this sub-period, the prices return to their long term equilibrium faster for negative shocks than for positive shocks.

The same observations are made on speed of attuning AS . The correlation between AO and AS series is calculated as a robustness test: $R^2 = 0.952$ for $\alpha = 10\%$, $R^2 = 0.928$ for $\alpha = 5\%$ and $R^2 = 0.854$ for $\alpha = 1\%$.

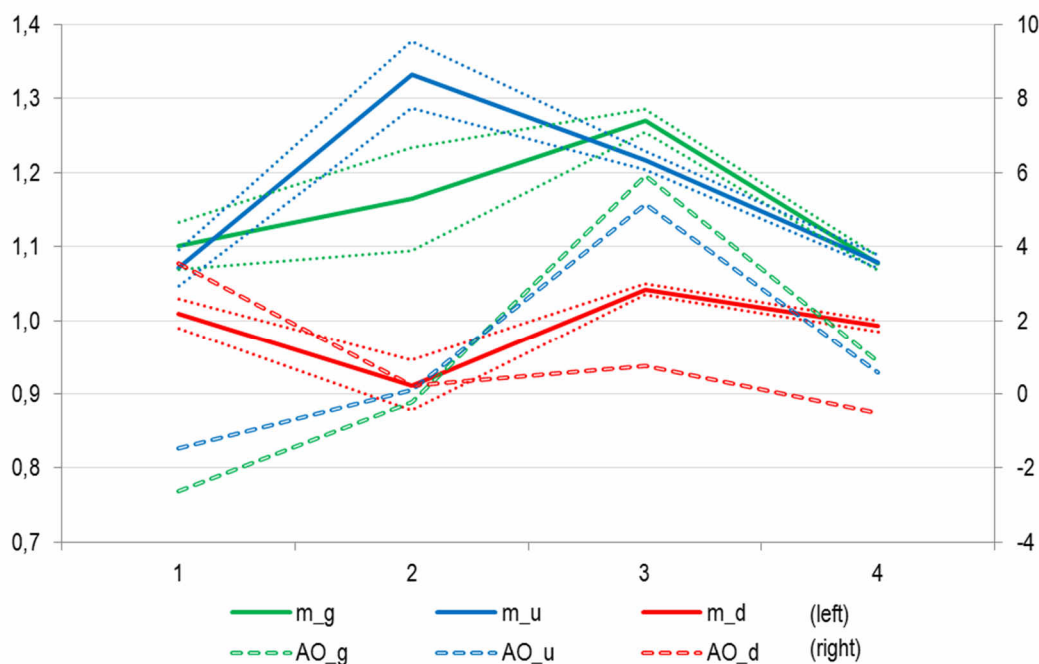
Table 8: Sums of offsets and Speeds of attuning for each sub-period

Period	T	1	2	3	4
AO^g	2.235	-2.642	-0.237	5.926	0.882
AO^u	0.823	-1.471	0.100	5.134	0.567
AO^d	0.726	3.536	0.217	0.755	-0.522
AS^g	12	-13	-1	23	5
AS^u	6	-10	0	25	2
AS^d	5	27	0	2	-6

iv. The Lewis (2011) hypothesis

Lewis (2011) suggested that asymmetry was related to the level of the margins rather than their direction of change. Wald tests applied to the changes of the passthrough coefficients (Table 9) indicate that these variations are significant at the 1% level, except for the changes of m^g between sub-periods 1-2 and 2-3, but these changes are significant at 1% level for passthrough expressed in $\text{Log } \lambda^g$. Fig. 7 plots the compared evolution of passthrough coefficients m^s with their 95% confidence intervals and sums of offsets AO^s during the total period. The graph suggests the existence of co-movements for global and downstream transmissions; for the upstream transmission, the effect is reversed between the sub-periods 2 and 3 (a decline in margin is accompanied by an increase in asymmetry). Accordingly, the Lewis hypothesis is empirically confirmed through our dataset.

Fig. 7: Compared evolution of asymmetries and passthrough coefficients



Passthrough coefficients (left scale) and sums of offsets (right scale) for global, upstream and downstream transmissions; dotted lines denote 95% confidence intervals

Table 9: Wald tests on changes of passthrough coefficients (t-stat), $H_0: \Delta. \neq 0$

Sub-periods	1-2	2-3	3-4
Δm_g	1,940*	1,521	-12,375***
Δm_u	10,484***	-2,556**	-10,923***
Δm_d	-4,815***	3,821***	-6,535***
$\Delta \lambda_g$	6,375***	3,599***	-7,854***
$\Delta \lambda_u$	9,020***	-2,050***	-6,364***
$\Delta \lambda_d$	2,778***	6,654***	-6,222***

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

v. Relationship between asymmetry and volatility

The mean variance of the GARCH residual of gasoil retail price $\bar{\sigma}_{GR}^2$ is selected as a proxy of volatility for each sub-period and the sum of offsets AO^s as a proxy of asymmetry. The absolute values of these proxies are not considered quantitatively because of the uncertainty surrounding this estimate. Therefore, signs of variations between periods are considered and presented in Table 10 and Fig. 8 (graphs with AS^s are depicted in [Appendix A9](#)).

Table 10: Variations in asymmetry and volatility

Period	T	1	2	3	4
$\bar{\sigma}_{GR}^2$	0.417	0.180	0.484	0.638	0.392
$\Delta \bar{\sigma}_{GR}^2$	N.A.	N.A.	+	+	-
ΔAO^g	N.A.	N.A.	+	+	-
ΔAO^u	N.A.	N.A.	+	+	-
ΔAO^d	N.A.	N.A.	-	=	=

Fig. 8: Compared evolution of asymmetries and volatility

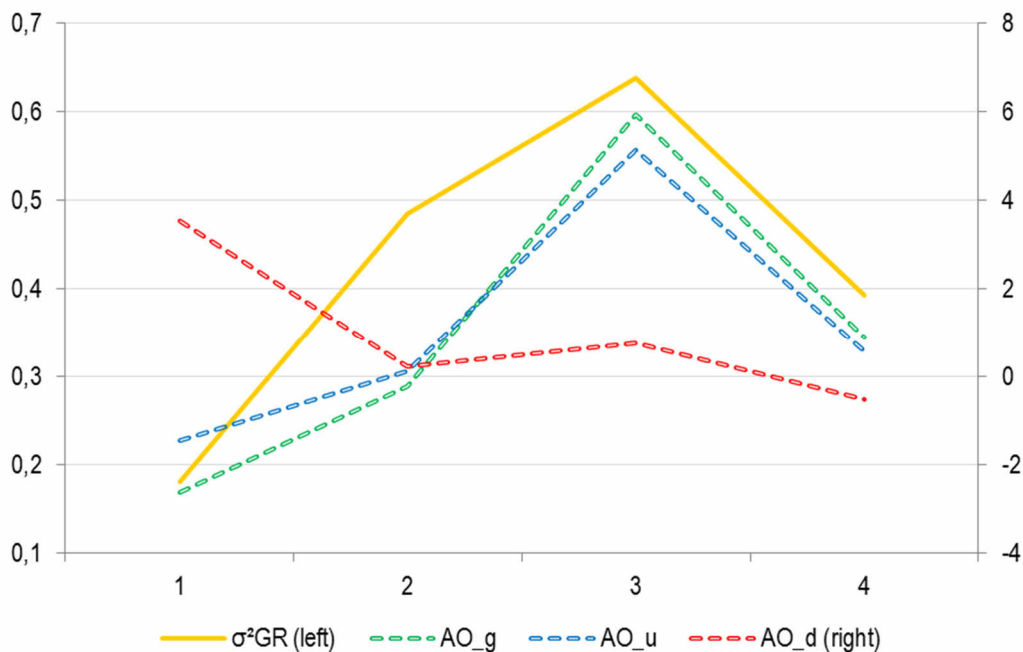


Table 10 shows co-movements between asymmetry and volatility: for upstream and global transmission, when volatility increases, as does asymmetry, and even during downturns. However, no co-movements is found for the downstream stage. For the upstream market, a rise in volatility, and therefore uncertainty, leads to a change in behavior of market operators. In periods of high volatility, intermediaries are inclined not to instantly pass on price declines to anticipate a probable market reversal. On the downstream market, we rather observe a disappearance of asymmetries from the sub-period 2 (1999). This result is consistent with that of Gautier and Le Saout (2015), who observe the absence of asymmetry at the downstream stage over the period 2007-2009 (in our sub-period 3). Two factors may explain this decline: first the increase in competition on the French market, particularly from supermarkets, which have taken market shares to oil networks²¹; second, strengthening government controls: in most OECD countries, academic and institutional bodies have investigated the transmission of fuel prices and the authorities have set up tools for monitoring and control of distribution margins (IGF and DGEIET, 2012).

As robustness tests, the speed of attuning AS^s was also used as a proxy of asymmetry and led to the same results.

²¹ Supermarkets owned 61% of the market in 2015, against 43% in 1993 (UFIP, 2016).

6. Concluding remarks

Asymmetries in the transmission of oil price to fuel price have been reported many times. Several factors have already been discussed in the literature to explain it. This is firstly the possible oligopolistic position of producers in the upstream stage of the value chain, secondly effects of delays in fuel inventory management and thirdly effects related to search costs by consumers. However, the role of oil price volatility was poorly described. Indeed, the frequency and magnitude of price changes are likely to impact the behavior of market agents by changing their expectations and thus induce asymmetries. Thus, on the upstream market, when volatility is high, sellers should be tempted to pass on increases instantaneously, whereas in case of fall they can wait to see if prices will reverse again. On the downstream market, the research costs explain the asymmetries; in periods of high volatility, the succession of positive and negative shocks could affect the consumer behavior. One of the major challenges is to achieve a reliable measure of the magnitude of asymmetry due to the instability of the coefficients of the short term relationship. The approach proposed in this study provides a measurement protocol for magnitude of asymmetry, whereby a quantitative estimate of the magnitude of asymmetry during the observation period (1993-2016) has been carried out, both for the upstream market (Brent to wholesale price) and the downstream market (wholesale price to retail price). The measurements were performed on four sub-periods determined by different volatility regimes. Analysis of movements in the level of asymmetry reveals influence of volatility for the global transmission and the upstream market: increases in volatility are associated with increases in asymmetry, as well as decreases. This observation can be explained by a change in behaviour of market operators in uncertain environment who prefer to delay the transmission of decreases in expectation of a price reversal. However, we do not find this effect on the downstream market; asymmetry is found to vanish since 1999; this may be related to low margins in the retail market. Further, this effect may be associated with changes in market conditions: an increased level of competition and a reinforced public control of retailers. Therefore, the study of other commodity markets would be helpful to verify the existence of this effect.

Chapitre 3 : Shale gas production and U.S. natural gas market dynamics: a TVP-VAR approach²²

Abstract

The boom in the United States production of shale gas has significantly impacted domestic natural gas market from 2005, through increased trade flows, lower prices and increased consumption. In this paper, we investigated the role of the shale revolution in U.S. gas market dynamics. We provided a new outlook on the analysis of U.S. gas market analyzing possible instabilities in the parameters due to structural shocks. Using Bai and Perron test, we endogenously evidenced the existence of common structural breaks in relationships between shale gas production and other market variables: conventional gas production, imports, exports, spot price and consumption. Finally, we estimated interactions between variables using a TVP-VAR model with stochastic volatility, which allows to reflect both time variation of the simultaneous relationships and heteroscedasticity of innovations. Our results support the evidence of high volatility episodes in the market variables over the period analyzed. An analysis of impulse responses to a permanent shock in shale production indicated that these responses were not the same according to the variables and they varied over time. In addition, the transmission delays of shale gas production shocks increase during the period, which denotes market saturation. Our findings could be useful for understanding the U.S. gas market dynamics, but also the shale oil market, whose development shows similarities with that of natural gas. This results can also contribute to the modeling of energy resources substitutions as part of the energy transition.

Keywords: natural gas price, shale gas, LNG, TVP-VAR, impulse response

²² This chapter was written with Ch. Schalck, Paris School of Business, and gave rise to two communications in international conferences.

1. Introduction

Having almost reached a self-sufficient production level in natural gas, the United States are now ready to export their output outside NAFTA, in the liquid form (LNG). Since 2014, U.S. authorities have granted seven regulatory approvals to export LNG and six terminals are being equipped with liquefaction facilities²³. The arrival of U.S. producers on the world market should be a major game changer in the next decade (EIA, 2014; Barbé, 2015). Prospective studies showed that an increase in U.S. exports would have a positive effect on global activity (Arora and Cai, 2014), since the various regional markets are increasingly globalized under the effect of the LNG flow. This effect is already being felt on regional markets prices, which are gradually converging since early 2014 (World Bank, 2016). The European markets, which are currently in Cournot equilibrium (Holz *et al.*, 2006), are likely to be significantly affected by the arrival of U.S. LNG. Forecasts for gas over the next several decades are very favourable (Brown and Krupnick, 2010; Paltsev *et al.*, 2011, Newell *et al.*, 2015). A baseline scenario shows strong growth in natural gas generation, leading to a roughly 2.5-fold increase in U.S. natural gas (NG) demand at the horizon 2050 (Logan *et al.*, 2013; Krupnick *et al.*, 2014). This forecast is supported by the conjunction of many key drivers, both on supply side and demand side. Among them may be mentioned for the U.S. market, on the demand side, the political will to reduce CO₂ emissions, resulting in the substitution of coal with natural gas for power generation (Burtraw *et al.*, 2012; Krupnick *et al.*, 2013; Cullen and Mansur, 2014; Holladay and La Riviere, 2014; Linn *et al.*, 2014). On the supply side, the main market drivers are the development of unconventional NG, specifically shale gas (Kargbo *et al.*, 2010; Kerr, 2010; Rogers, 2011; EIA, 2014) and that of LNG trade infrastructures around the world. U.S. production of shale gas has been greatly accelerated since 2005. This acceleration results from the multiplication of the number of rigs in the country, which has tripled between 1998 and 2008 (EIA, 2012), resulting in a drop in production costs to less than 2 US\$ per million BTU (MMBTU²⁴) for some producers²⁵. During the same period, U.S. natural gas proved reserves have doubled, jumping from 7.5 to 15 years of annual consumption (EIA, 2016). The boom in the U.S. production of shale gas has significantly impacted NG output (Fig. 1): the compound annual growth rate of NG output reached 5.8% from 2006 to 2014 whereas it was 0% from 1994 to 2005; the share of shale gas into the total gross withdrawals of the U.S. passing from 5% in 2005 to 44% in 2014 (EIA,

²³ January 2016, FERC, <http://www.ferc.gov/industries/gas/indus-act/lng.asp>.

²⁴ 1 MMBTU \approx 1 000 cubic feet.

²⁵ January 2014, U.S. shale gas still thriving, *Petroleum Economist*, Vol 80, p. 50.

2015). In consequence, imports and exports suggest changes in their trends from 2005 (Fig. 2): import volumes decreased by 33% and export volumes increased by 38% from 2005 to 2014 due to the proliferation of interconnection points at the borders (EIA, 2009). Finally, the plot of gas prices on spot markets also suggests several trend changes (Fig. 3). The spot market is leading the U.S., where the system of long term contracts indexed to oil prices is not practiced. These movements in the U.S. gas market are now known as the « shale gas revolution » (McGregor, 2012). Thus, the shale gas revolution has affected the U.S. gas market but also the international gas market. Then, the research question is the following: what was the role of the shale revolution in U.S. gas market dynamics?

Several studies have recently focused on shale gas revolution and its economic consequences, either in the U.S. market itself, or in other regions, such as Europe and Asia (e.g. Asche *et al.*, 2012; Zhu and Maxwell, 2011). These studies have all demonstrated significant economic and financial impacts of this revolution. However, the above studies did not take into account multiple regime changes in relationships. In addition to the known exogenous causes, such as shocks on oil prices, these regime changes may be explained by structural breaks in production volumes. Moreover, they did not take interactions between various gas series into account.

The aim of this study is to address the insufficiencies mentioned above by examining interactions in U.S. gas market and endogenously identifying breaks in these interactions. The contribution of this chapter is twofold. First, we provide a new outlook on the analysis of U.S. gas market through an analysis of multiple regime changes in the impact of shale gas production on this market. We find evidence of at least two breaks in all relationships. Among them, three breaks are common to many relationships. Second, we evaluate the effects of the shale gas production on gas market developments, using the time-varying parameters vector autoregressive (TVP-VAR) model with stochastic volatility. Impulse response functions (IRF) patterns due to permanent shocks on the shale gas production suggest, as expected, negative responses of conventional gas production and imports, positive response of consumption and negative response of price after 2010. 3-dimensions graphics allow to visualize the impact of the depth of horizon on IRFs for each coefficient. The depth of horizon is the length in months to which the response to the shock is transmitted; it indicates the transmission delays of shocks. The analysis reveals that this effect it is strong for conventional gas production and imports, weak for consumption and variable for price. In addition, when it exists, this effect lengthens over the period, which means that the transmission of shocks is slower at the end of the period than at the beginning. This slowdown reflects market saturation: supply grew faster

than demand. While the U.S. shale oil revolution is beginning to impact international markets, this study provides insight into the transmission of structural changes in energy commodity markets, and thus helps decision making policies on energy transition.

The chapter is organized as follows: Section 2 reviews the recent literature on the shale gas revolution, Section 3 presents the data and stylized facts and emphasizes some common breaks, Section 4 presents the TVP-VAR methodology, Section 5 discusses the obtained results, while the last section presents our conclusions and some policy implications.

2. State of literature on the shale gas revolution

The literature related to the shale gas revolution can be broken down into three groups. The first one tried to find out if the U.S. market developments could occur in other countries. This is usually policy papers based on the U.S. experience and local specificities (geology, demographics, market, regulation), which establish recommendations on regulatory adjustments necessary to the exploitation of domestic resources. Thus, Geny (2010) concluded that shale gas could not be a game changer in Europe (due to land use and withdrawal costs), but it could significantly impact the regional market. Krupnick *et al.* (2013) studied what could be the impact of a shale gas boom in China, given the current market structure, the existing infrastructures and the regulations in force; they concluded a rapid expansion of gas consumption and LNG imports in the coming years. Hu and Xu (2013) analyzed that China has four major challenges in the development of shale gas (foreign investments, environmental regulations, water use and SLO mechanisms). As for Lozano Maya (2013), he noted that shale gas could however be misleading if it did not take into account the inherent structural complexity and the Mexican example may be more useful for the development of adaptation policies.

The second group looked at impacts of U.S. shale gas production on others gas markets, via international trade or via prices. For instance, Asche *et al.* (2012) discussed the impact of shale gas revolution on European gas prices and concluded that European pipeline gas would remain competitive. On their side, Wakamatsu and Aruga (2013) showed that the increase in the U.S. shale gas output changed the structure of the U.S. and Japanese natural gas markets in 2005 and since this structural break, the influence of the U.S. market on Japanese prices had disappeared.

Finally, the third group of studies focused on the relationship between shale gas and various U.S. macroeconomic variables. For instance, Davis and Muehlegger (2010) estimated demand elasticities for residential, commercial and industrial users, as well as mark-ups of

local companies, concluding that the excess over marginal costs were equivalent to a tax of 200 US\$ per ton of CO₂. Arora (2014) showed that supply and demand elasticities are higher in the post-2007 period than before. Zhu and Maxwell (2011) showed the existence of a causal link between LNG imports and prices: LNG imports appear to respond more quickly to shocks on gas prices than on transportation costs; they also assumed that the LNG share will continue to grow in U.S. consumption. More recently, a NBER working paper of Hausman and Kellogg (2015) conducted a comprehensive study on shale gas: the authors began by recalculating supply and demand elasticities to determine the share of the increase in supply in the falling prices; then they focused on the welfare benefit of shale gas production onto consumers, divided into four main sectors (residential, commercial, industrial and electric power); according to this study, the overall contribution to welfare reached 48 billion US\$ per year, the largest gains being for the electric power and industrial sectors (see also Mason *et al.*, 2014); they also observed that passthrough coefficient to retail prices was close to 100%; finally, they studied the impact on gas-intensive manufacturing industries through lower retail prices of gas, electricity and chemicals²⁶.

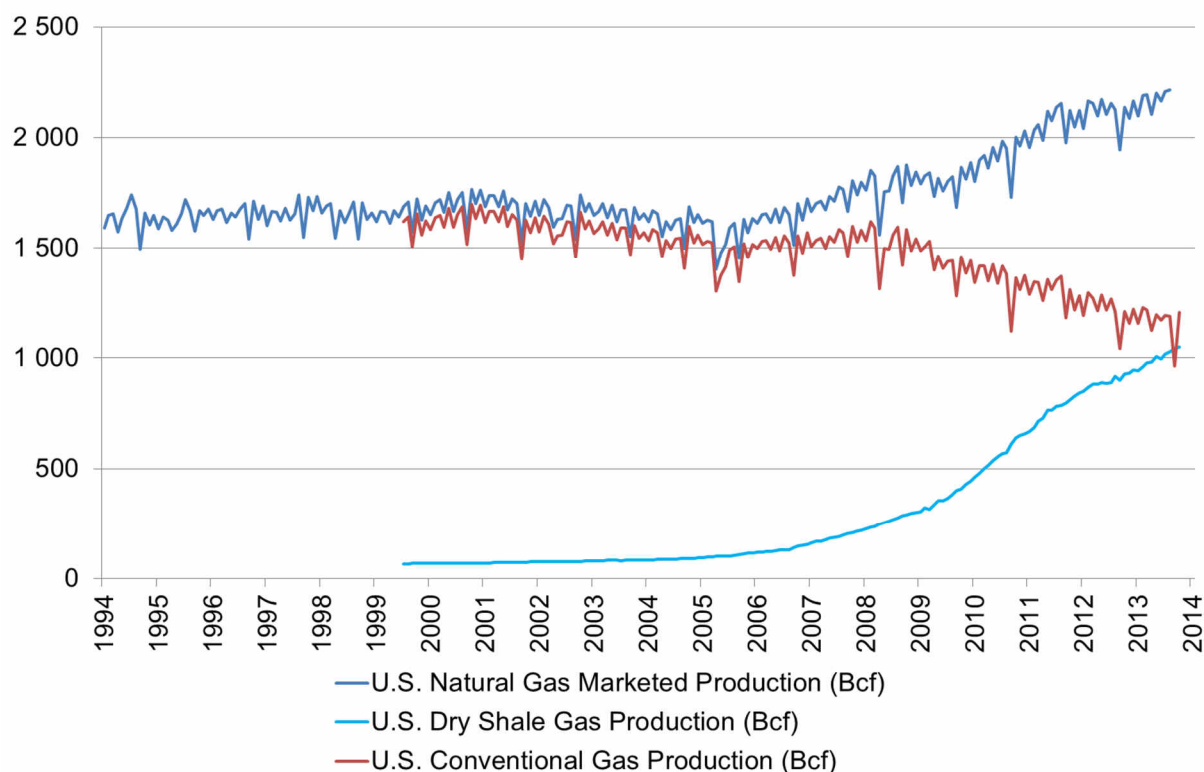
The many technical, financial and regulatory changes experienced by the US market in recent years gas inevitably caused multiple trend changes in the relationship between market variables. However, recent literature does not take into account these instabilities in the parameters due to structural shocks, which can lead to misleading interpretations.

3. Data and stylized facts

Many variables interact in the equilibrium of this market. Thus, we use a broader dataset well reflecting U.S. natural gas (NG) market developments: NG production, shale gas production, NG import and export, NG consumption and Henry Hub spot price. Rather than considering the overall NG production, including that of shale gas, we retain the conventional gas production, defined as the difference between total production and production of shale gas (Fig. 1).

²⁶ See also the study: *Shale Gas: Still a Boon to U.S. Manufacturing?*, PwC, 2014.

Fig. 1: U.S. natural gas production (Bcf/month)

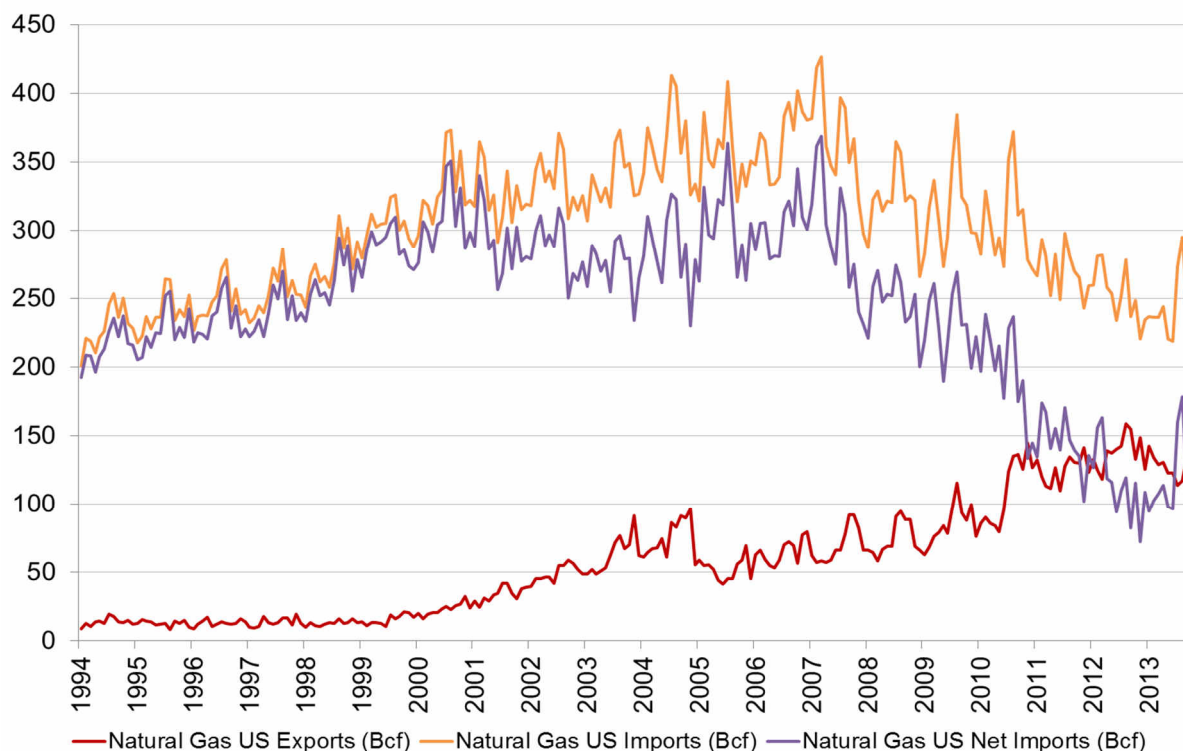


Source: authors, from EIA data, 2014

Similarly, we also use net imports, i.e. imports minus exports, rather than gross imports (Fig. 2). Prices and volumes of LNG exports and imports are also among the variables of interest. However, these variables proved in practice not usable or not significant. First, export volumes are almost zero since 2011: only some cargoes were shipped to Japan for minimal volumes (a couple of Bcf/month). This variable will become significant since 2017 with the massive start of U.S. LNG exports. For imports, volumes were slightly more significant, especially between 2003 and 2011 (up to 100 Bcf/month in April 2007); however, these volumes remain relatively marginal compared to imports through pipelines. Since 2008, imports come only from 2-3 countries, and even one from 2013 (Trinidad and Tobago). In fact, the fixed prices are not representative of a competitive market and cannot be explained by other market variables (production and consumption). This is why we decide to remove them from our estimates.

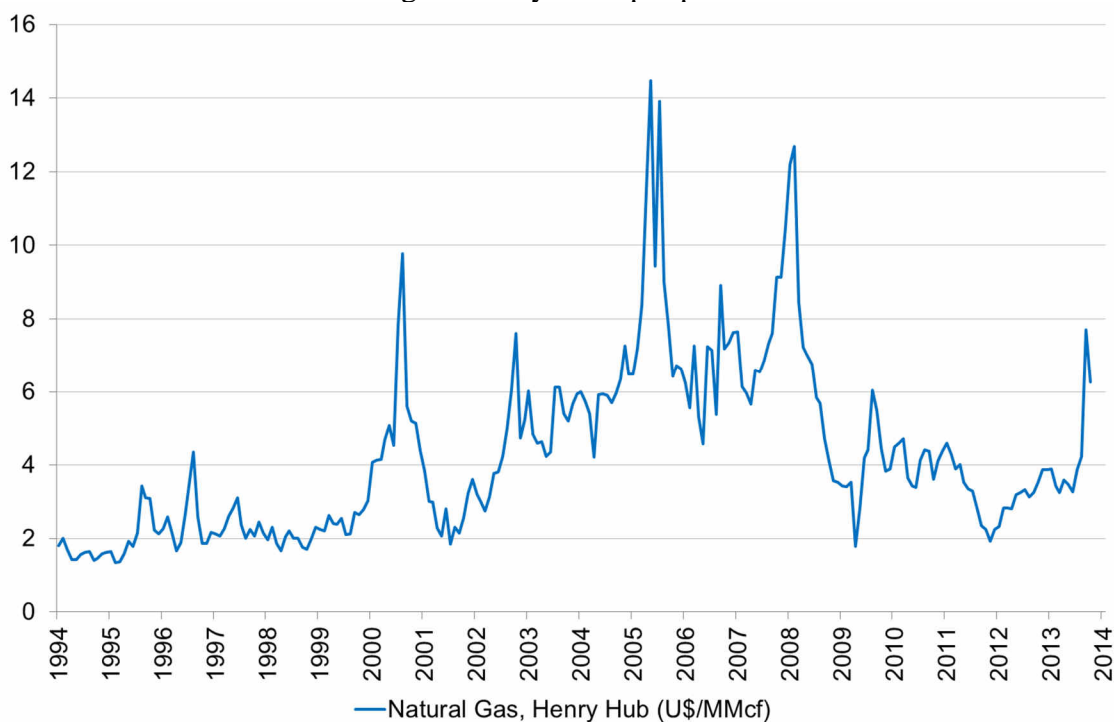
Spot prices are obtained from Henry Hub pricing point on the NYMEX (Fig. 3) and NG consumption is split into its four main components to analyze their own dynamics (Fig. 4a and 4b).

Fig. 2: U.S. natural gas imports and exports (Bcf/month)



Source: author, from EIA data, 2014

Fig. 3: Henry Hub spot price



Source: Thomson Reuters, 2014

Fig. 4a: U.S. natural gas consumption (Bcf/day), seasonally adjusted

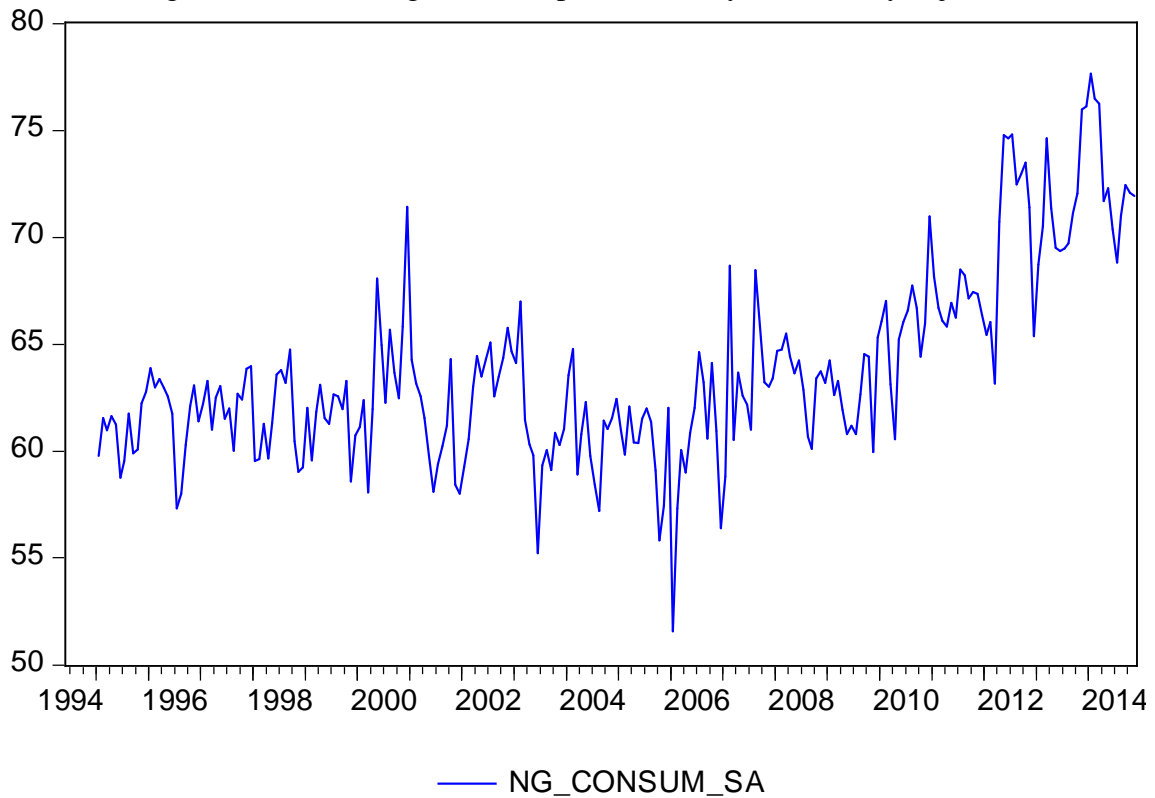
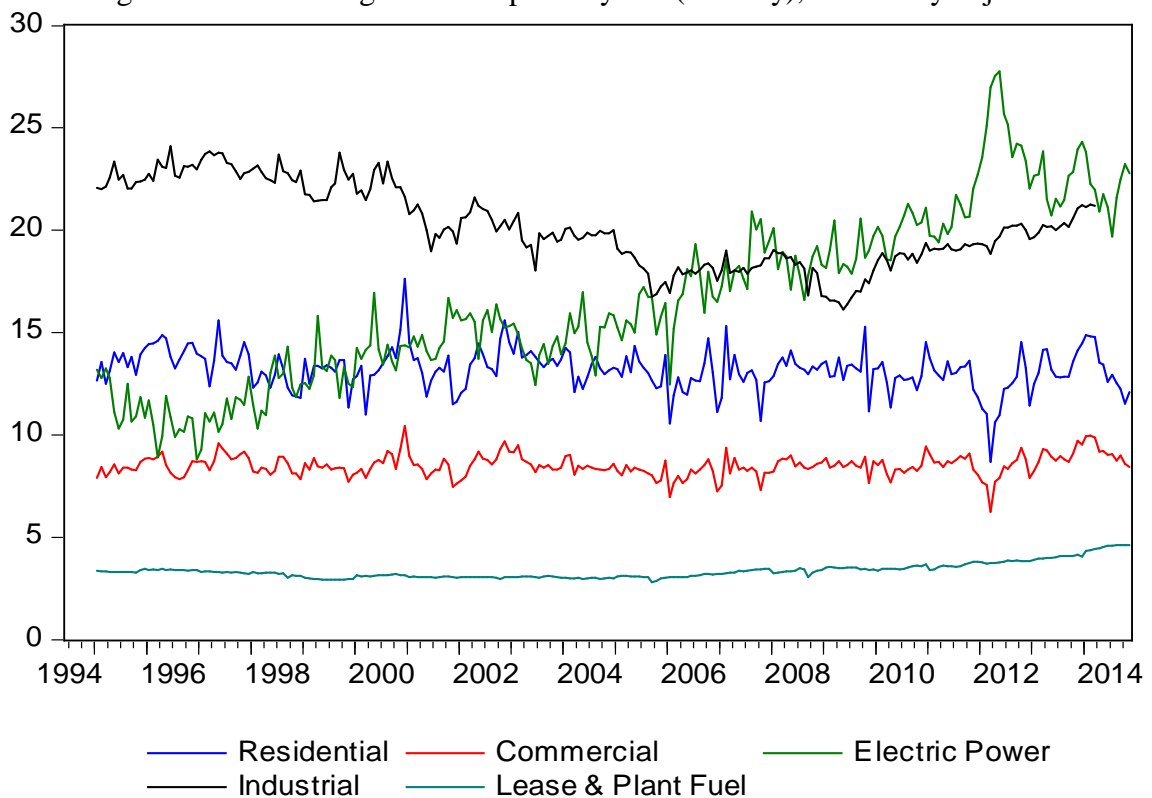


Fig. 4b: U.S. natural gas consumption by use (Bcf/day), seasonally adjusted



Source: authors, from EIA data, 2015

We use monthly data from June 1994 to March 2014 obtained from EIA and Datastream. All variables are expressed in natural logarithms and seasonality of the variables is adjusted using X-12 ARIMA model. Descriptive statistics of the variables are reported in Table 1.

Table 1: Descriptive statistics

	Shale	C_Prod	NG_Imp	NG_Exp	HH	Consum
Mean	12.18	14.19	12.61	10.65	1.316	4.152
Maximum	13.86	14.32	12.94	11.92	2.725	4.352
Minimum	11.10	13.93	12.29	8.89	0.273	3.943
Std. Dev.	0.975	0.103	0.160	0.873	0.520	0.067
Skewness	0.473	-0.953	-0.210	-0.282	0.144	0.718
Kurtosis	1.657	2.778	1.891	1.628	2.347	3.640
Jarque-Bera	19.33	26.41	13.94	21.90	5.10	24.61
Common Obs.	172	172	238	239	241	239

Notes: Shale: shale gas production; C_Prod: conventional gas production; NG_Imp: natural gas imports; NG_Exp: natural gas exports; HH: Henry Hub spot price; Consum: natural gas consumption.

As discussed below, the technical and financial developments that have occurred in recent years in the exploitation of natural gas (new drilling techniques, multiplication of interconnection points at the border, creation of liquefaction facilities) caused shocks in the production of shale gas, which had consequences on the stability of markets. These disturbances could lead to instabilities in relationships between variables. We implement structural break test to deal with this bias. We use the Bai and Perron test (1998 and 2003) to detect multiple unknown breakpoints. The F-statistics is used to test against a shift alternative of unknown timing. Tests against this alternative are usually based on a sequence of F-statistics for a change at time i : the sum of squared residuals from a segmented OLS regression with a breakpoint, is compared to that of residuals from an un-segmented model. These F-statistics are then computed and H_0 is rejected if their upper bound is too large. Bai and Perron (1998 and 2003) extend this approach to F-tests for l vs. $l+1$ breaks for $l = 0, 1, 2, \dots$, the maximum number of breaks l^* is reached when the null hypothesis of l^*+1 vs. l^*+2 breaks is rejected. Using the above methodology, we regress each magnitude from gas market on the shale gas series. Table 2 presents the results of sequential F-statistics and indicates at least two break dates for each shale gas impact: three break dates in conventional gas production (August 2005, September 2007 and March 2012), two in NG imports (September 2007 and December 2010), three in NG exports (May 2005, July 2002 and December 2010), two in net imports (February 2007 and May 2010), four in Henry Hub spot

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

price (October 2002, January 2006, December 200 and January 2012) and two in NG consumption (March 2006 and March 2012).

Table 2: Bai-Perron F-tests values

	C_Prod	NG_Imp	NG_Exp	Net_Imp	HH	Consum
0 vs. 1	187.119**	298.055**	651.206**	322.812*	145.402**	47.887**
1 vs. 2	70.613**	43.299**	50.814**	50.350*	37.147**	29.902**
2 vs. 3	91.584**	11.358	21.025**	10.454	28.211**	9.807
3 vs. 4	12.442		2.049		31.792**	
4 vs. 5					0.000	
Break dates	2007M09 2005M08 2012M03	2007M09 2010M12	2005M05 2002M07 2010M12	2010M05 2007M02	2006M01 2008M12 2012M01 2002M10	2006M03 2012M03

Notes: C_Prod: conventional gas production; NG_Imp: natural gas imports; NG_Exp: natural gas exports; HH: Henry Hub spot price; Consum: natural gas consumption.

**indicates a F-statistic upper the critical value at 5% significance. Test conditions: Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks; 172 observations; Breakpoint variables: Shale, C

Tests reveal common break dates between relationships: August 2005, September 2007 and January 2012. Table 3 shows the regression coefficients for subsamples of each relationship. They allow to highlight the transmission of structural changes from the shale gas to the other gas markets.

Table 3: OLS regression coefficients for each relationship with shale gas production

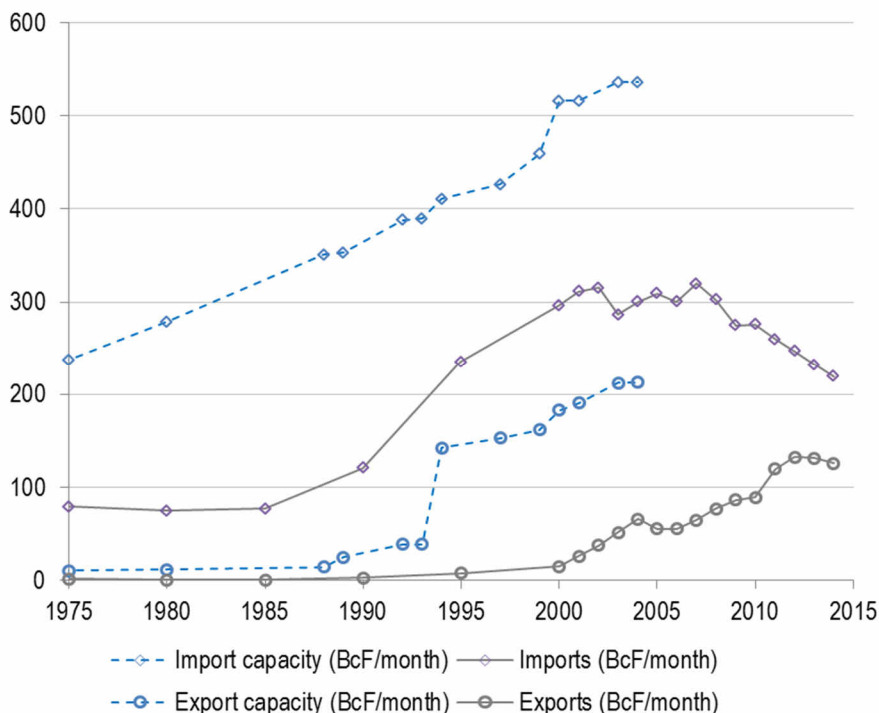
C_Prod		NG_Imp		NG_Exp	
Period	coef	Period	coef	Period	coef
1999M12-2005M07	-0.22255***	1999M12-2007M08	0.22470***	1999M12-2002M06	6.70440***
2005M08-2007M08	0.11366***	2007M09-2010M11	-0.14036***	2002M07-2005M04	2.94342***
2007M09-2012M02	-0.13084***	2010M12-2014M03	-0.47809***	2005M05-2010M11	0.32678***
2012M03-2014M03	-0.43045***			2010M12-2014M03	0.12994***
Net_Imp		HH		Consum	
Period	coef	Period	coef	Period	coef
1999M12-2007M01	-0.00983	1999M12-2002M09	-2.98861*	1999M12-2006M02	-0.17429***
2007M02-2010M04	-0.40636***	2002M10-2005M12	2.82131***	2006M03-2012M02	0.04471***
2010M05-2014M03	-0.99058***	2006M01-2008M11	0.35910***	2012M03-2014M03	0.30854**
		2008M12-2011M12	-0.02731		
		2012M01-2014M03	2.90844***		

Note: ***, ** and * significant at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

Thus, the first break, in August 2005, corresponds to the acceleration of the shale gas production. The surge in shale gas production is related to the sharp increase in the number of

wells drilled, which has tripled between 1998 and 2008 (EIA, 2012). This break point is found in four relationships: conventional gas production (August 2005), exports (May 2005), price (January 2006) and consumption (March 2006). For conventional gas production on shale relationship, the trend, downward until then, temporarily reversed to become upward, so that the relationship becomes positive. This reversal can be explained by the renewed investment in natural gas withdrawals, which tripled between 2001 and 2008 (EIA, 2016). For exports, the break marks a slowdown in the upward trend which results in a lessening of the coefficient of the relationship. This result is not contradictory. Rising exports had already started from the June 1998 break, which was a consequence of the sharp increase in export capacity from the mid-1990s. The surge in exports to Canada and Mexico is due to the routing capabilities of the NAFTA border area, increased from 1,216 to 6,949 MMcf/day between 1994 and 2004 (Fig. 5). The inflection of the exports curve may be explained by the takeoff of domestic demand which then capture a greater share of supply. Indeed, the structural break is even more marked on the consumption on shale relationship (Fig. 4a): the trend, previously flat, starts to rise from that date and the relationship becomes positive. This increase in demand is driven by the downturn in price trend: as a result of the strong increase in production of shale gas, the price trend becomes flat and the coefficient of the price on shale relationship falls. This decrease of the equilibrium price reflects a downward shift of the supply function, as shown by Hausman and Kellogg (2015). However, the supply elasticity remains positive for shale gas, while it appears negative on the total gas production. This phenomenon is explained by the changeover of production of conventional gas to shale gas. As a result of this price stabilization, rising demand accelerates from that date (March 2006). The demand elasticity, until then negative, becomes almost zero. This increase in demand is mainly driven by the electric power component, but also by the stop of down-trend in the industrial component (Fig. 4b). These two sectors of consumption are those with the highest demand elasticities (Davis and Muehlegger, 2010; Hausman and Kellogg, 2015).

Fig. 5: U.S. NG trade with NAFTA (Bcf/month)



Source: authors, from EIA data, 2015

The second structural break, in September 2007, corresponds to a new acceleration of the shale gas production, although less marked than the last. This break point is found in two relationships: conventional gas production (September 2007) and imports (same month for gross imports and February 2007 for net imports). This break marks a trend reversal in the conventional gas on shale relationship: the coefficient changes sign and becomes permanently negative. This date marks the substitution of the production of conventional to unconventional gas. We find another trend reversal for imports, which become also downward from that date. The coefficient of the net import on shale relationship becomes also negative. It was previously not significant in this relationship, but it was significant and positive the relationship. This point marks the beginning of the fall of U.S. imports of natural gas.

The third structural break in interactions, in January 2012, marked a slower growth of shale gas withdrawals. This slowdown is the result of the previous price decline, which has led to an investment slowdown. We find this break in price (January 2012), conventional gas (March 2012) and consumption (March 2012) relationships. From that date, the price turned upward and the coefficient of price on shale relationship, so the supply elasticity becomes significant and clearly positive. The coefficient of conventional gas on shale relationship becomes itself more strongly negative, indicating an acceleration of the substitution from conventional gas to shale. On the demand side, the coefficient of the consumption on shale

relationship becomes significant and more strongly positive. During this period, the price increase has not affected demand and demand elasticity is still almost zero.

The analysis of the transmission of these structural breaks shows that their positioning ranges of several months in a relationship to another. This dispersion on the position of the breaks justifies the use of an approach based on gradual transitions, hence our choice of a TVP-VAR model.

4. Time-varying parameter VAR model

To assess the dynamics of the impact of the shale gas on the U.S. gas market, we build a time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model introduced by Primiceri (2005). Its flexibility and robustness capture the time-varying properties underlying the structure of the economy. The TVP-VAR model has an advantage over the constant parameter VAR models in the sense that it does not need to divide data into subsamples to confirm the change of the structure of the model (Nakajima *et al.*, 2011). Thus, we avoid the risk of losing information based on the entire sample and having results which depend on the subsamples. Further, Nakajima (2011) notes that the TVP-VAR model with constant volatility of the regression residual probably produces biased estimates due to a potential variation of the volatility in disturbances; thus emphasizing the role of stochastic volatility. The TVP-VAR model with stochastic volatility avoids this misspecification issue. It allows to reflect both time variation of the simultaneous relations among the variables which can be due to variations in the structural dynamic interrelations among macroeconomic variables and heteroscedasticity of the innovations which can be due to changes in the size of exogenous shocks or their impact on macroeconomic variables. This gain in flexibility comes at the expense of a more complicated structure. Therefore, the estimation of the model requires using Markov-Chain Monte-Carlo (MCMC) methods with Bayesian inference. For instance, Jebabli *et al.* (2014) highlighted the volatility spillover from crude oil to food commodities thanks to a TVP-VAR with stochastic volatility approach.

For a k -dimensional vector of endogenous variables y_t , the structural-form TVP-VAR model is formulated as follows:

$$Ay_t = F_1y_{t-1} + \dots + F_sy_{t-s} + u_t, t = s+1, \dots, T \quad (1)$$

where A, F_1, \dots, F_s are $k \times k$ matrices of coefficients and s is the number of significant lags. Moreover, A is assumed to be a lower-triangular matrix given by:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \dots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix} \quad (2)$$

The disturbance u denotes the vector of structural shocks, which is distributed according to a k -dimensional normal distribution with mean 0 and time-varying covariance matrix $\Sigma\Sigma'$, where:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (3)$$

By multiplying both sides of Eq. (1) by A^{-1} the reduced-form VAR model that we estimate is given as:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0; I_k) \quad (4)$$

where $B_i = A^{-1} F_i$ (for $i = 1, \dots, s$), and ε_t is a vector of structural shocks that are normalized to be of variance 1. Stacking the elements in the rows of the B_i 's to form β ($k^2s \times 1$ vector), and defining $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$, where \otimes denotes the Kronecker product, Eq. (4) can be transformed to:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (5)$$

All parameters in Eq. (5) are time-invariant. By allowing the parameters to change over time, Eq. (5) further extends to the following specification:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, T \quad (6)$$

Let a_t denote a stacked vector of the lower-triangular elements in A_t and h_t denote a vector of log-volatility with $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$ ²⁷ for $j=1, \dots, k$, and $t = s+1, \dots, T$. To model the process of the time-varying parameters, Primiceri (2005) supposes they follow a random walk process, as follows²⁸:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_\beta \quad (7a)$$

$$a_{t+1} = a_t + u_a \quad (7b)$$

$$h_{t+1} = h_t + u_h \quad (7c)$$

where $\beta_t \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $a_t \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$, and $h_t \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$. Moreover, the model innovations are assumed to be uncorrelated among the parameters β_t , a_t and h_t , as follows:

²⁷ The log-volatility allows to split σ_t^2 into a conditional volatility term and a noise term.

²⁸ The parameters are not assumed to follow a stationary process such as AR(1), but the random walk process. Because the TVP-VAR model has a number of parameters to estimate, we had better decrease the number of parameters by assuming the random walk process for the innovation of parameters.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{a t} \\ u_{h t} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (8)$$

where the variance-covariance structure for the innovations of the time-varying parameters $(\Sigma_{\beta}, \Sigma_a, \Sigma_h)$ is assumed to be a diagonal matrix.

We use Bayesian inference to estimate the TVP-VAR model via MCMC method. According to Hauzenberger (2011), MCMC method delivers smoothed estimates of the parameters on the entire available set of data. These estimates are more efficient than the filtered estimates in the case of unobservable states over time. In the Bayesian estimation, the joint posterior distribution of parameters is calculated from the prior distribution and the observed data. The MCMC algorithm enables to sample the parameters from the full conditional posterior distribution even if the posterior distribution cannot be written down analytically²⁹. Since the TVP-VAR model comprises many parameters, and thus, the posterior is too complicated to calculate, the MCMC method is suitable for the estimation. This paper adopts the following prior probabilities densities as found in Nakajima (2011): $\Sigma_b \sim IW(25, 0.01I)$, $(\Sigma_a)_i^{-2} \sim G(4, 0.02)$, $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim G(4, 0.02)$, where $(\Sigma_a)_i^{-2}$ and $(\Sigma_h)_i^{-2}$ are the i^{th} diagonal of elements of Σ_a and Σ_h respectively. IW and G denote the inverse Wishart and the Gamma distributions respectively. We use flat priors to set initial values of time-varying parameters such that: $\mu_{\beta 0} = \mu_{a 0} = \mu_{h 0} = 0$ and $\Sigma_{\beta 0} = \Sigma_{a 0} = \Sigma_{h 0} = 10 \times I$.

5. Results

5.1. Estimated parameters

To examine the time-varying structure of U.S. gas market, we estimate a five-variable TVP-VAR model. Our variables include shale gas (SHALE), conventional gas production (CPROD), natural gas net imports (NI), Henry Hub spot price (HH) and gas consumption (CONSUM). Because the shale series only starts from 1999, the dataset covers the period of 1999-2014 in monthly data. Based on standard unit-root tests, all variables are transformed in their log-differenced form to ensure stationarity. According to the Akaike information criterion, the TVP-VAR model is based on two lags length ($s = 2$).

We generate the posterior estimates after drawing 10,000 samples, with the first 2,000 draws discarded. Table 4 reports these posterior estimates for the means, along with those for the standard deviations, the 95% confidence intervals, the p-value of the convergence

²⁹ For a comprehensive analysis of the MCMC algorithm, refer to Nakajima (2011).

diagnostics (CD) of Geweke (1992), and inefficiency factors. The 95% confidence intervals include the estimates for the posterior means, and the CD statistics do not allow us to reject a null hypothesis of convergence to the posterior distribution at the 5% level of significance, and the inefficiency factors are relatively low (less than 100). These results suggest that the MCMC algorithm efficiently produces the posterior draws.

Table 4: Estimation results of selected parameters in the TVP-VAR model

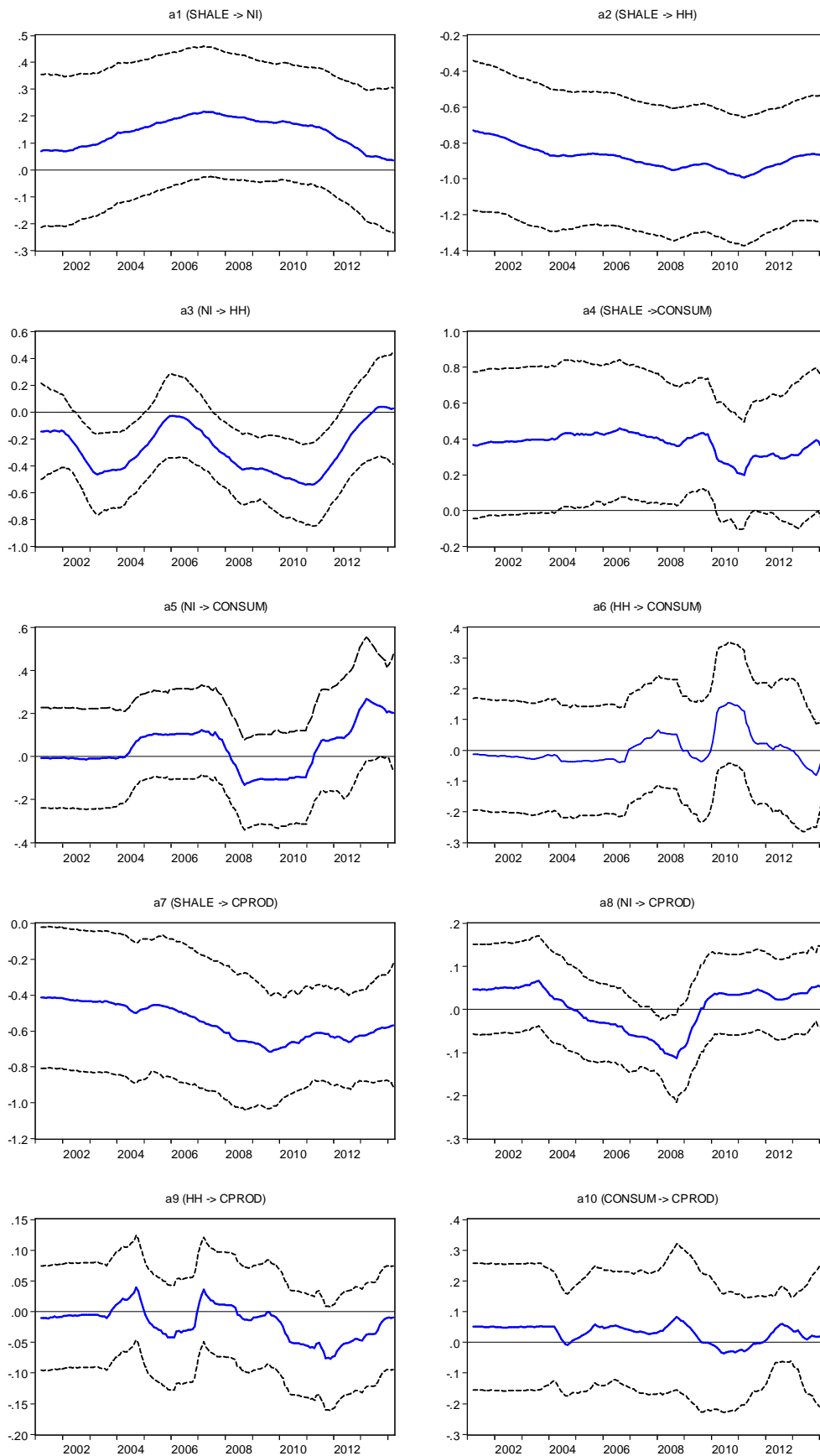
Parameter	Mean	Std. dev.	95% Interval	CD	Inefficiency
$(\Sigma_\beta)_1$	0.023	0.003	[0.018, 0.029]	0.092	8.83
$(\Sigma_\beta)_2$	0.022	0.002	[0.018, 0.027]	0.070	8.04
$(\Sigma_a)_1$	0.082	0.032	[0.042, 0.174]	0.121	63.91
$(\Sigma_a)_2$	0.056	0.033	[0.041, 0.160]	0.580	81.30
$(\Sigma_h)_1$	0.542	0.075	[0.411, 0.708]	0.273	45.14
$(\Sigma_h)_2$	0.246	0.077	[0.113, 0.409]	0.366	37.48

Notes: Mean: posterior means; Std. dev: standard deviations, 95% interval: 95% lower and upper confidence interval limit; CD: Geweke convergence diagnostics statistics; Inefficiency: Inefficiency factor.

Fig. 6 plots the posterior estimates of the simultaneous relation. As for the simultaneous relation, which is specified by the lower triangular matrix A_t , the posterior estimates of the free elements in A_{t-1} , denoted a_{it} , are plotted. This implies the size of the simultaneous effect of other variables to one unit of the structural shock based on the recursive identification. This figure shows that some of simultaneous relations are significantly time varying. The coefficients of simultaneous relationships of shale gas on the conventional gas (a_7), price (a_2) and consumption (a_4), appear with a significantly stable and expected sign (respectively negative, negative and positive), whereas they are not significant in other relationships. This tends to prove that changes in the shale gas production are a determinant for these variables. Some coefficients (a_3, a_8) have a significantly unstable sign, which justifies an analysis of dynamic IRF below.

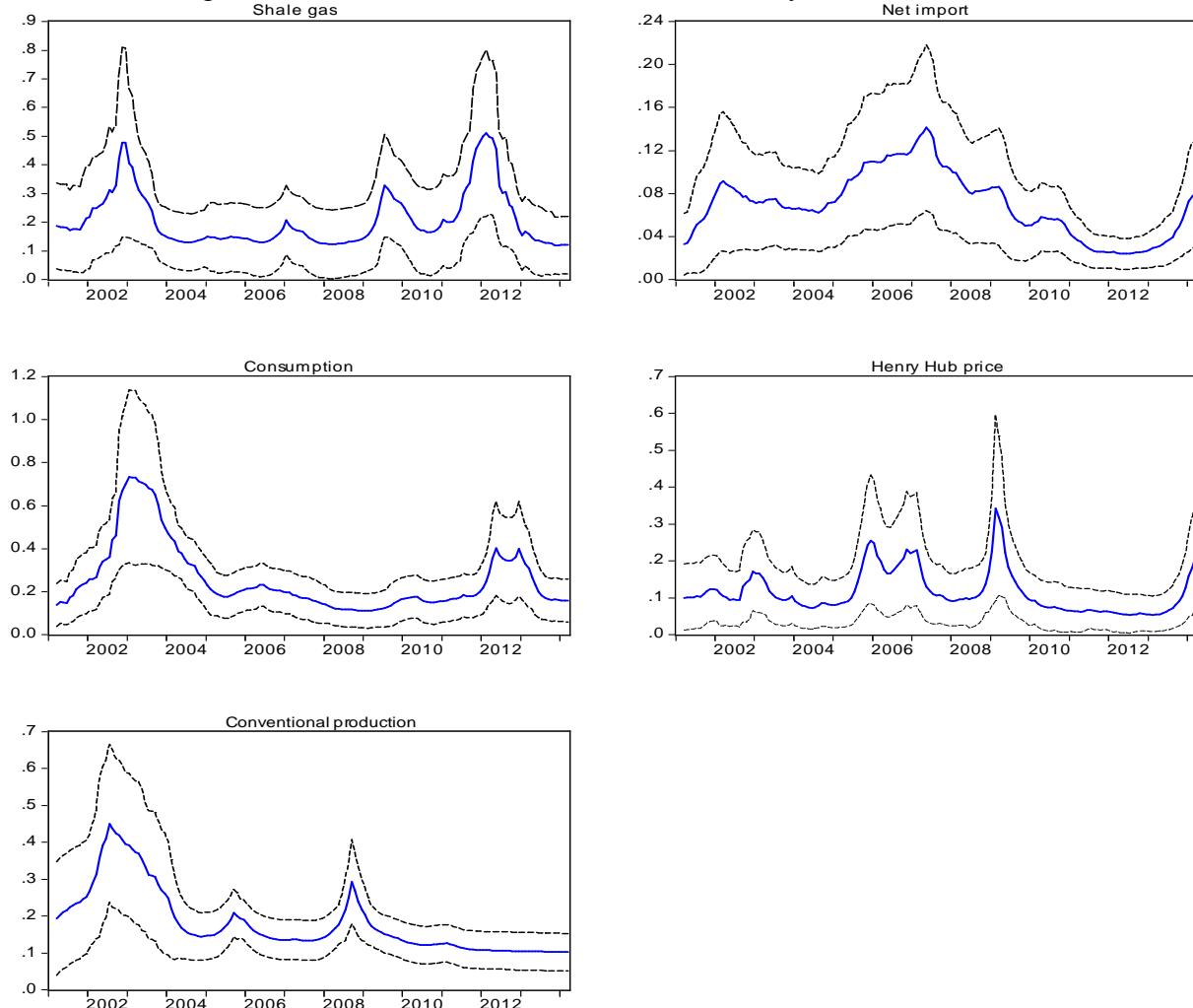
Fig. 7 plots the posterior estimates of stochastic volatility for each of the variables used in the TVP-VAR. The solid line and the dotted lines indicate the mean of the sampled volatility and the 95% confidence intervals. This figure shows that volatility varies significantly over time which reinforces the use of the TVP-VAR model with stochastic volatility to avoid biased estimation since posterior estimates of stochastic volatilities are significant.

Fig. 6: Posterior estimates a_{ii} of the simultaneous relation



Note: Posterior mean (solid line) and 95% confidence intervals (dotted lines).

Fig. 7: Posterior estimates for stochastic volatility of the structural shock



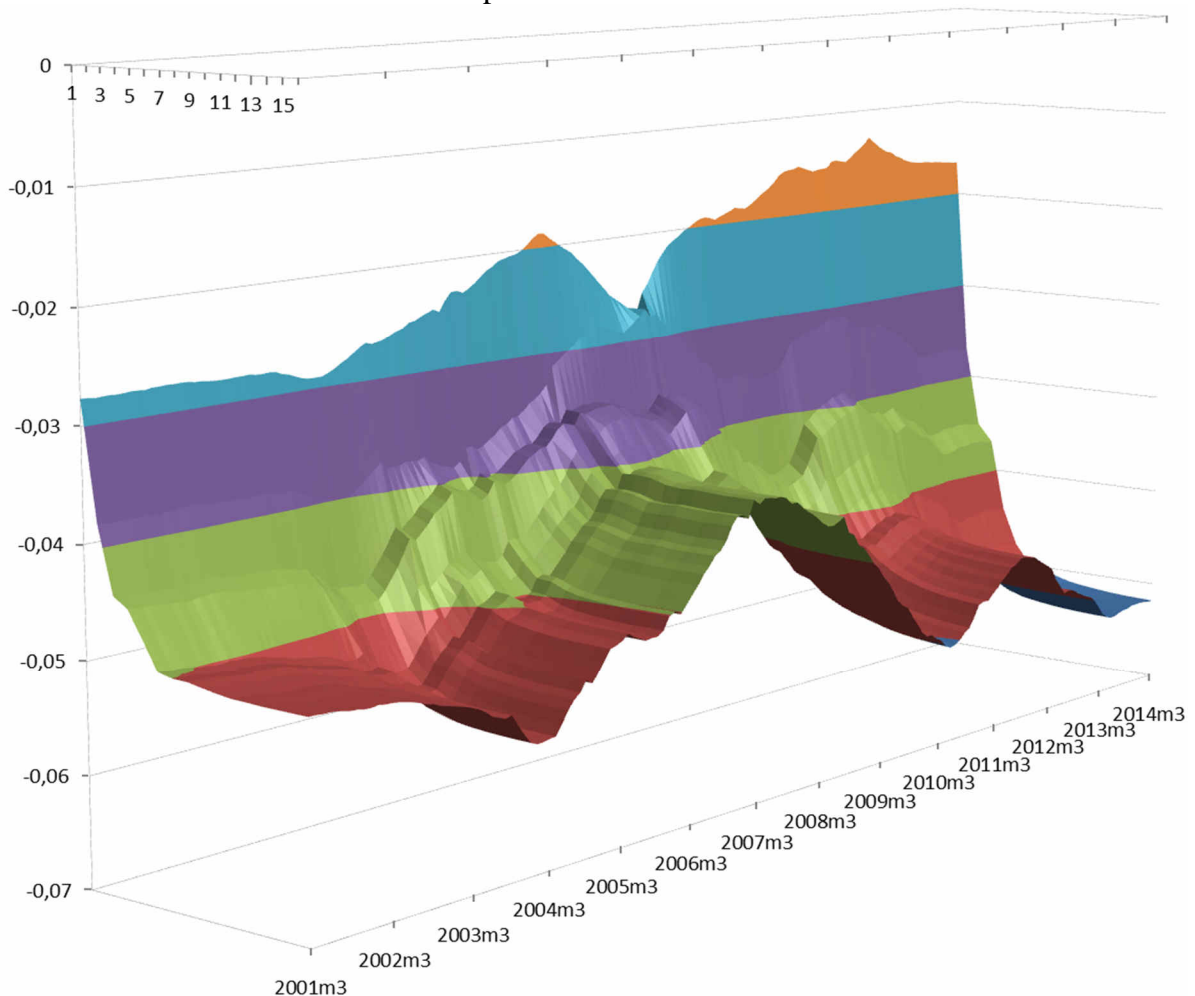
Note: Posterior mean (solid line) and 95% confidence intervals (dotted line).

5.2. Impulse responses

The impulse response is a basic tool to see the macroeconomic dynamics. The impulse response measures the response of one variable to a structural shock that affects another variable at each date for the sample period using time-varying parameters and the stochastic volatility. For the TVP-VAR, impulse responses are computed by fixing an initial shock size that is equal to the mean of the stochastic volatility level for each series over the sample period. Fig. 8 to 11 shows the cumulated impulse responses for the main U.S. gas variables (conventional production, net imports, price and consumption), for horizons from 1 to 16 months ahead at all points in time, following a permanent shock on shale gas production obtained from the TVP-VAR model. Figures show significant variations of the impulse responses over time which supports applying the TVP-VAR model. The current literature does not offer methodology to plot the confidence intervals for this type of IRF, it should be interpreted with caution.

A positive shale gas shock has a permanent negative effect on conventional production growth for all dates (Fig. 8), which reflects a substitution effect. The response of conventional production growth gradually decreases from March 2004 to July 2007 because conventional production takes benefit from renewed investment in the gas market. Nevertheless, the negative effect of shale gas production on conventional production rises from July 2007, which reflects the substitution between conventional and unconventional production. This substitution effect intensifies from March 2012: a positive structural shock in shale gas production decreases the conventional production growth (-0.062 at a horizon of 16 months). These observations are consistent with the Bai-Perron test (Table 3), which revealed an increase in the coefficient for the period 2005M08-2007M08, then two drops in 2007M09 and 2012M03. Except for the first month, the transmission delay in the impact of shocks remains stable during the period.

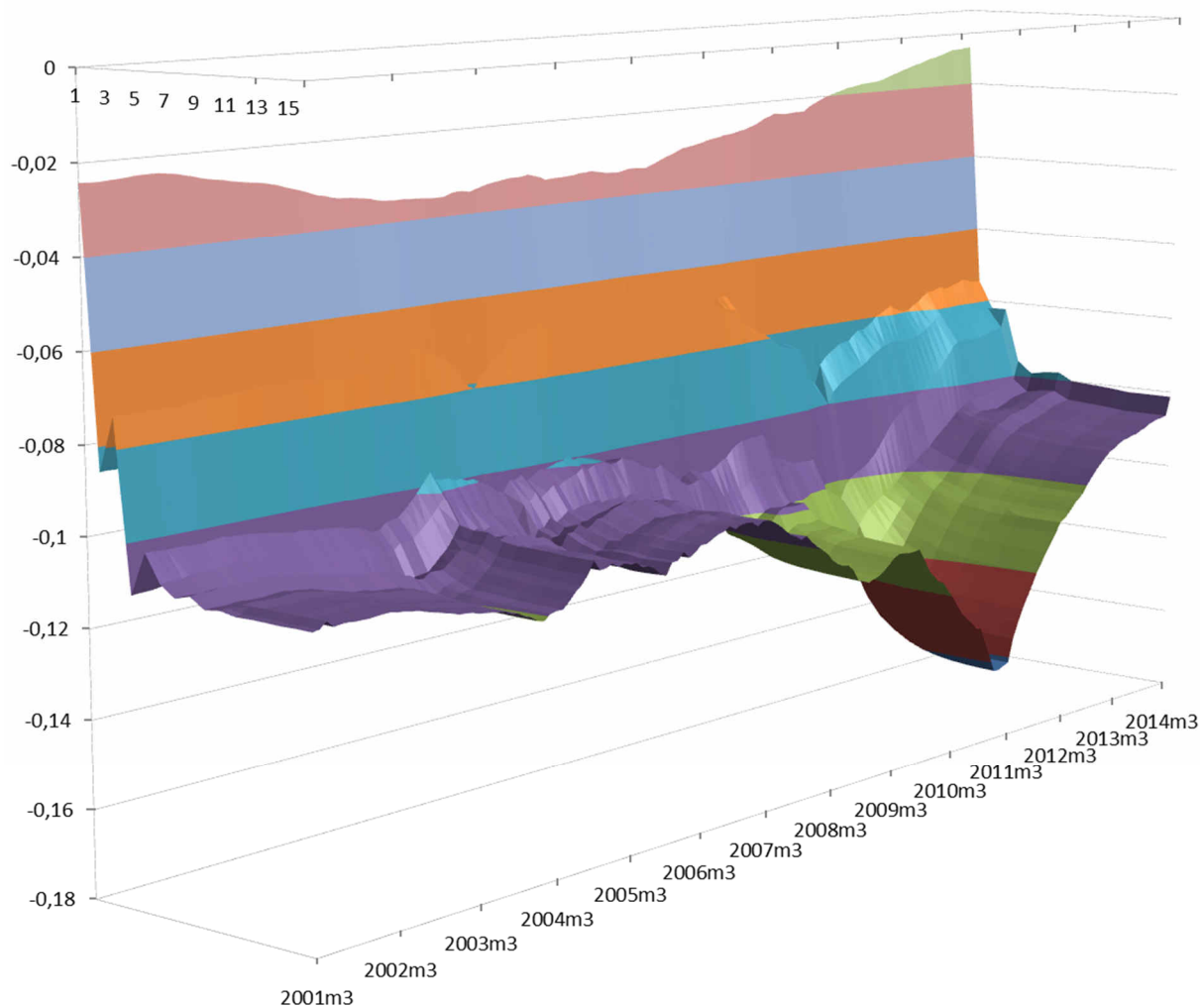
Fig. 8: Cumulated impulse response of U.S. conventional gas production to shale gas production shock



Note: Time-varying responses to a positive structural shock in shale gas production growth for horizons from 1 to 16 months ahead at all points in time.

A positive shale gas shock has a permanent and expected negative effect on net imports growth for all dates (Fig. 9). This effect is quite stable until 2007: a positive structural shock in shale gas production decreases the net imports growth (+0.111 at a horizon of 16 months). The effect increases from September 2007 and reaches a minimum in December 2010 (-0.163), which reflects the reversal trend for net imports. Then, the impulse response decreases (to -0.101 in March 2014), which reflects the stabilization in the net imports level. These observations are consistent with the Bai-Perron test, which revealed a negative coefficient, then two drops in 2007M02 and 2010M05. However, IRF curve allows a better understanding of the dynamic behavior of the response: it shows a gradual decrease in absolute value of the response over the period 2010-2014. The transmission delay of shocks increases slightly during the period.

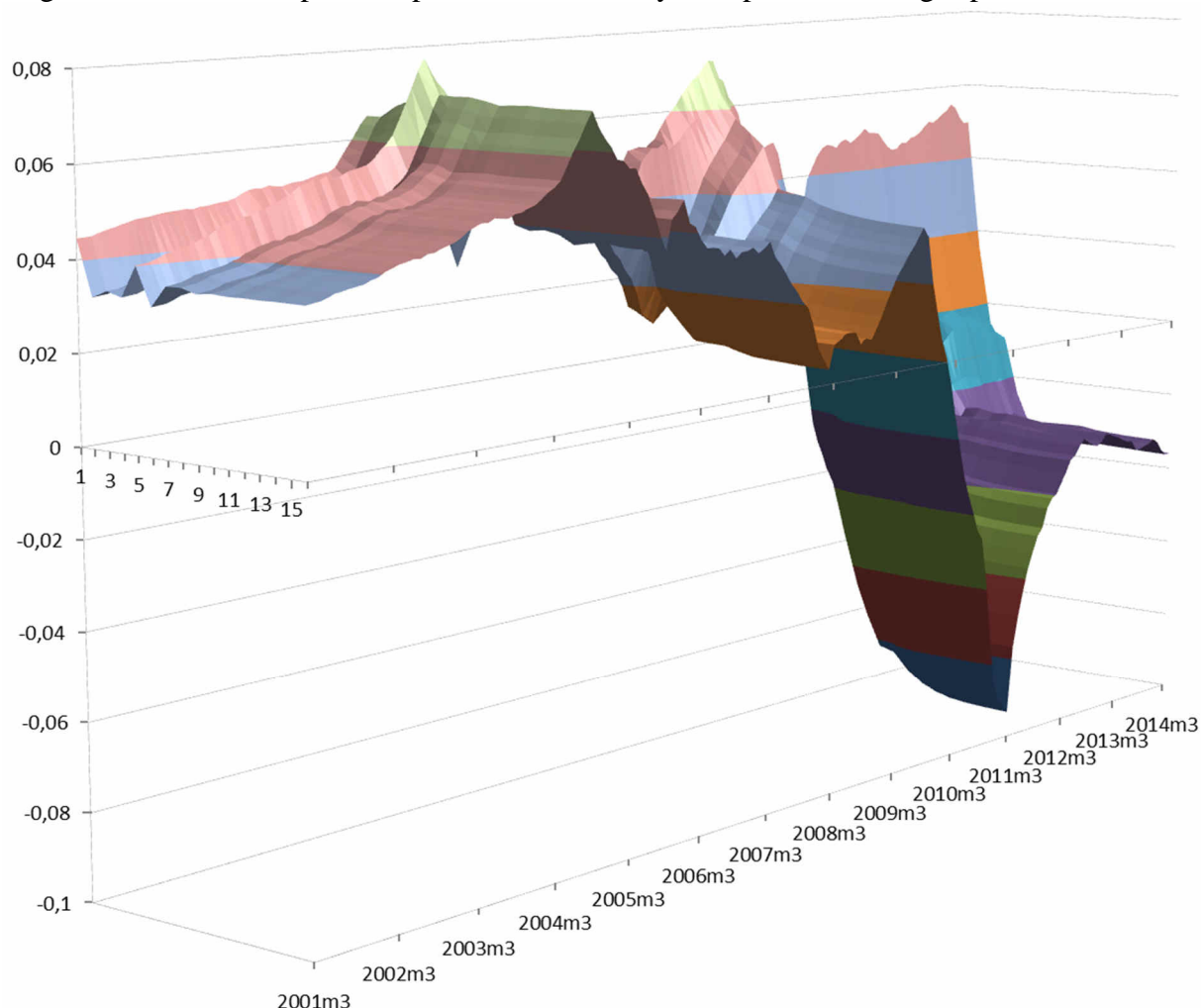
Fig. 9: Cumulated impulse response of U.S. net imports to shale gas production shock



Note: Time-varying responses to a positive structural shock in shale gas production growth for horizons from 1 to 16 months ahead at all points in time.

The cumulated impulse response of price growth to a positive shale gas shock varies over time (Fig. 10). The response is positive at the beginning of the sample (a positive structural shock in shale gas production increases the price growth), but it strongly fails from January 2006, which reflect the downturn in the price trend. The response becomes negative since 2010 and reaches the larger impact in March 2011: a positive structural shock in shale gas production decreases the price growth (-0.094 at a horizon of 16 months). The result reflects the downward shift of the supply function. These observations are also consistent with the Bai-Perron test, which revealed a break down in 2006M01, followed by a period of uncertainty in 2008M12-2011M12 and a positive return 2012M01. However there are many exogenous factors affecting the wholesale price (such as the crude oil price) and these reversals cannot be interpreted only by this relationship.

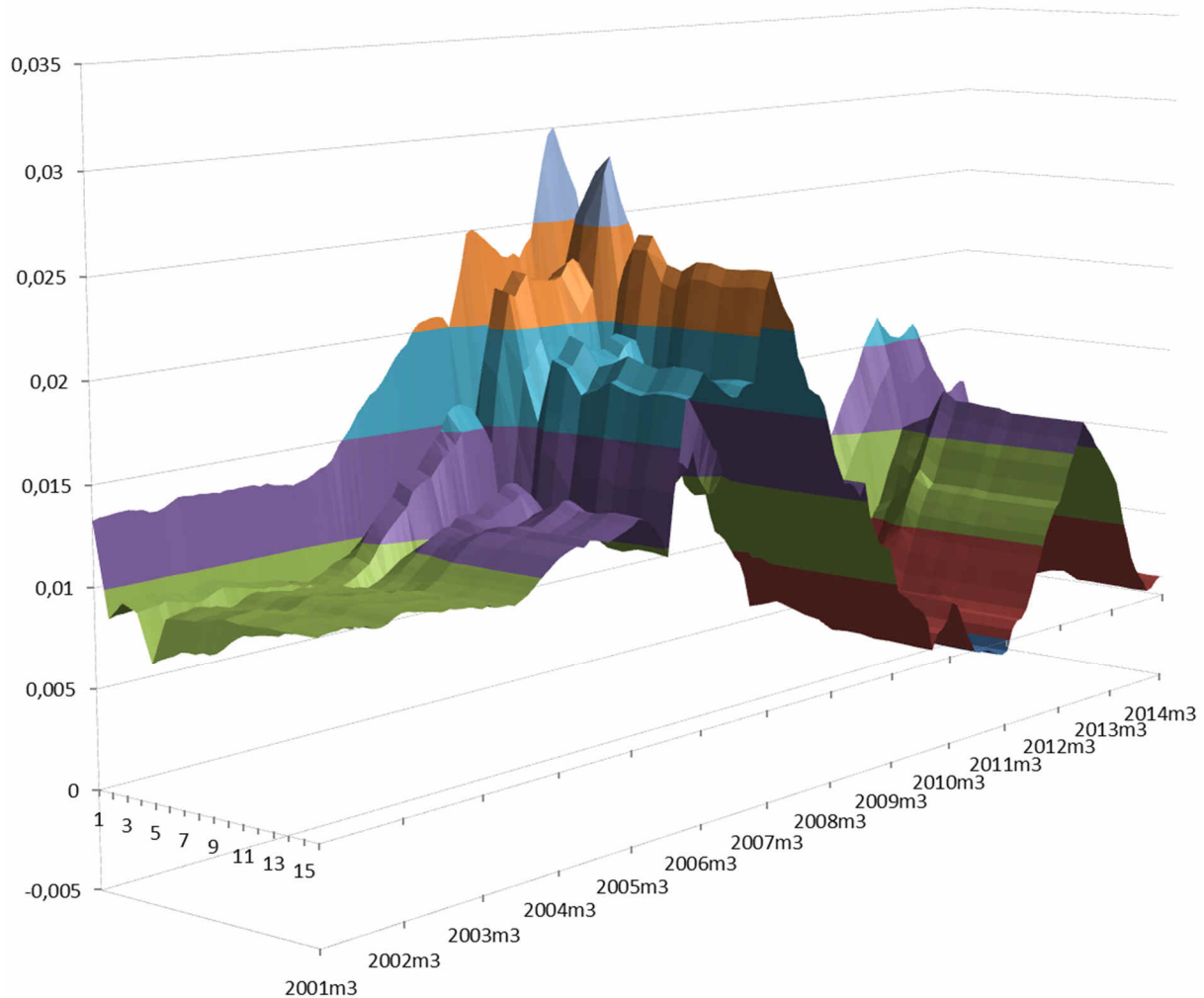
Fig. 10: Cumulated impulse response of U.S. Henry Hub price to shale gas production shock



Note: Time-varying responses to a positive structural shock in shale gas production growth for horizons from 1 to 16 months ahead at all points in time.

At last, a positive shale gas shock has a permanent positive effect on gas consumption growth for all dates (Fig. 11). The rise of shale gas has actually been a market driver for final consumption. The effect is quite stable until 2006: a positive structural shock in shale gas production increases the gas consumption growth at a horizon of 16 months (+0.011). The effect sharply increases from March 2006 and reaches a maximum in March 2007 (+0.023), which reflects a change in the demand side. Then, the cumulated effect of the shale gas shock to gas consumption growth decreases to zero in 2011, even if we note a strong positive effect in 2012. This result implies that the main effect of shale gas production on the dynamic of the demand side was temporary. The Bai-Perron analysis also revealed two successive increases in the coefficient, in 2006M03 and 2012M03. However, analysis of the dynamic IRF shows more accurately variations during the entire period. The transmission delay of shocks increased during the period of amplification of the effect, and then decreased until the end of the period.

Fig. 11: Cumulated impulse response of U.S. gas consumption to shale gas production shock



Note: Time-varying responses to a positive structural shock in shale gas production growth for horizons from 1 to 16 months ahead at all points in time.

Finally, the analysis of the evolution of IRF along the horizon axis reveals other phenomena. First, the effect of the transmission delay is high for conventional gas production and net imports, but lower for consumption and variable for the price. Second, it lengthens over the period analyzed: the transmission of shale gas production shocks is longer in 2014 than in 2001. This slowdown can be attributed to a market saturation effect, that is to say an excess of supply, which grew faster than demand.

The analysis of the 3D-impulse reaction functions confirms the significant impact of shale gas production to U.S. natural gas market, which is consistent with Hausman and Kellogg (2015) observations. Results show that the impact differs according to the selected gas variable: shale gas production has not affected gas variables in the same extent and in the same time; net imports and price were more affected than conventional production and consumption. Moreover, results show that impacts of shale gas production were not uniform over time: it was rather amplified on imports and price, while on the consumption it was stronger in 2006-2007 before lessen until 2011. Overall, the shale gas production strongly affected U.S. natural gas market dynamics between 2006 and 2012.

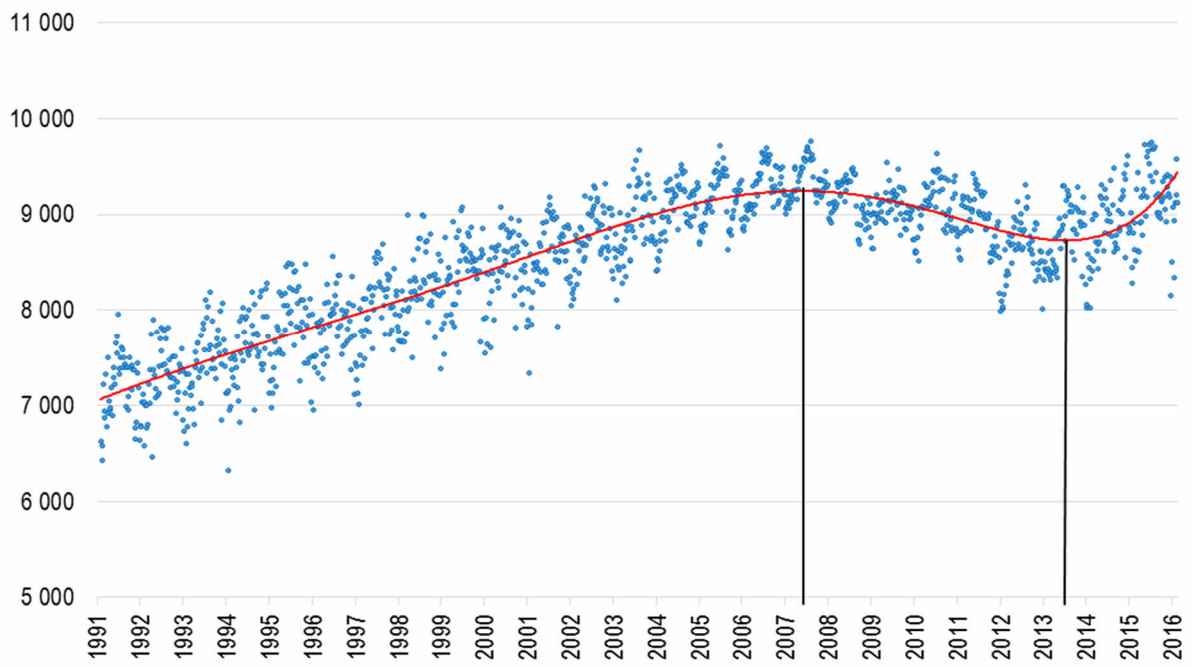
6. Conclusions

The boom in the U.S. production of shale gas has significantly impacted the volumes of natural gas production, imports and exports from 2005. The liquid natural gas trading also seems to be affected. Finally, the curves of gas prices on spot markets also exhibit such breaks. Since then, several events have occurred in this sector: technological breaks in drilling methods, the multiplication of terrestrial and marine trading points, the deployment of financial vehicles to support investment in unconventional drilling, or yet the grant of new export licenses by authorities. These many events are likely to have caused instability in the parameters of the relationships between market variables (output and import volumes, wholesale prices, consumption volumes). However, the literature on this question does not take into account the multiple trend changes in the market data. We provide a new outlook on the analysis of U.S. NG market by highlighting breaks in all NG relationships, which reflects structural changes in this market. This analysis particularly highlighted the positive effect of increased supply on demand and exports and its negative effect on imports; however, the effects are less clear on wholesale price, the structural changes are either delayed or due to other causes (oil price, financial inputs...). Second, using Bai and Perron test, we showed the existence of common structural breaks in relationships between shale gas production and all variables. Finally, we estimated interactions between variables using a TVP-VAR model with

stochastic volatility, which allows to reflect both time variation of the simultaneous relations among the variables and heteroscedasticity of the innovations. The main findings are as follows. First, high volatility periods were identified and have affected the relationships. Second, responses of U.S. natural gas market variables to a shock in shale production significantly varied over time. A structural shock in the shale gas production negatively affected net imports and conventional production, while it positively affected gas consumption, but with a lower amplitude. Our findings highlighted a shift in the impact on Henry Hub price since it becomes negative from 2010. The strongest effect of the shale gas production differed according to the selected gas variable: it was estimated in 2010 for net imports, in 2007 for gas consumption, in 2011 for Henry Hub price, and in 2012 for conventional production. These results are in line with Hausman and Kellogg (2015) study. Finally, the transmission delays of shale gas production shocks lengthen over the period analyzed: they are longer in 2014 than in 2001. This slowdown can be attributed to a market saturation effect: supply grew faster than demand.

These results are useful for policymakers and gas industry. Moreover, they could be advantageously applied to the U.S. shale oil market, which has also undergone a similar revolution since 2008 (see Kilian, 2014). The highlight of multiple breaks from a TVP-VAR methodology would better understand the dynamics of the U.S. oil market in recent years. Indeed, the trend line of the U.S. gasoline consumption shows two successive changes in mid-2007 and mid-2013 (Fig. 12). The first one coincides with the start of the financial crisis and the second is consecutive to the boom in U.S. shale oil output. Further analysis of structural breaks in output and prices series would inform us on the transmission mechanisms of these breaks and about the reactions of economic agents to shocks. This improved knowledge would help refine energy policies to implement in the context of energy transition, and in particular the substitution of natural gas to coal, but also that of renewables to gas. In particular, in power generation from thermal power plants; these can be quickly reconfigured to switch from one resource to another and a massive movement from operators may lead to shocks on price and consumption, as observed between 2006 and 2012.

Fig. 12: U.S. gasoline consumption (x1000 barrels/day)



Source: author, from EIA data, 2016

Conclusions

Depuis les violents chocs pétroliers des années 1970, l'impact des prix des matières premières énergétiques, en particulier du pétrole et du gaz naturel, sur l'économie des pays industrialisés constitue un sujet d'étude majeur pour les économistes et les pouvoirs publics. Des économistes de renom se sont penchés sur les répercussions des fluctuations des prix de ces matières premières – ou commodités – sur la croissance du PIB, l'activité industrielle ou l'inflation. Certains auteurs se sont plus particulièrement intéressés aux effets asymétriques des chocs positifs et négatifs des prix des matières premières sur, par exemple, la croissance économique, lesquels effets peuvent s'expliquer par une asymétrie de l'élasticité-prix de la demande. L'amélioration de l'efficacité énergétique constitue un facteur explicatif de cette asymétrie : lorsque les prix montent, la demande énergétique baisse et pousse les agents à améliorer leur efficacité énergétique, de sorte que lorsqu'ils baissent à nouveau, la demande remonte moins qu'elle n'a baissé initialement, cela sans affecter la croissance du PIB (Mork, 1989 ; Gately et Huntington, 2002 ; Hamilton, 2003).

Les travaux académiques menés depuis les années 1980 sur les prix du pétrole et des carburants ont considérablement amélioré la connaissance des mécanismes de formation et d'équilibre de ces prix, et notamment des effets d'asymétrie. Depuis les travaux fondateurs de Bacon (1991), qui a révélé l'effet « *rockets and feathers* » sur les prix des carburants, puis de Borenstein, Cameron et Gilbert (1997), qui ont modélisé une fonction de réponse impulsionnelle permettant d'estimer la rémanence des chocs et la vitesse de retour des prix à leur équilibre de long terme, la littérature s'est grandement enrichie. Au-delà de ce puissant modèle, les auteurs proposent trois hypothèses pour expliquer les asymétries de transmission des prix : la première est liée à la structure oligopolistique du marché, la deuxième au rôle des stocks de produits raffinés et la troisième au comportement des consommateurs. Ces trois hypothèses ont pu être testées par différentes méthodes dans la littérature subséquente. Dans le même temps, une vaste littérature s'est développée sur la modélisation de la volatilité des prix et ses conséquences sur les marchés. Ces progrès ont été permis grâce à des outils économétriques de plus en plus performants, comme les tests de stationnarité, de cointégration, de causalité ou de ruptures structurelles.

Or, si l'existence d'asymétries dans la transmission des variations de prix est admise, le rôle de la volatilité dans ces processus reste encore imparfaitement décrit et des questions demeurent ouvertes. Comment ces asymétries ont-elles évolué récemment ? Quelles

différences existe-t-il entre l'amont et l'aval de la chaîne de la valeur ? Les effets sont-ils transitoires ou permanents ? Comment les agents économiques modifient-ils leurs comportements en périodes d'incertitude accrue ? Les facteurs de transmission des prix sont-ils affectés ? Et, si oui, les opérateurs de marché y ont-ils un intérêt ? Dans un contexte de volatilité accrue sur les marchés financiers et physiques et d'opacité croissante due à la complexification des instruments financiers, les régulateurs économiques et financiers cherchent à mieux comprendre ces mécanismes, en particulier pour détecter des comportements suspects des intervenants sur les marchés des matières premières énergétiques.

Le premier chapitre de cette thèse s'intéresse à la transmission des prix du pétrole à ceux des carburants sur le marché français et plus particulièrement à la présence d'asymétries. Pour ce faire, une méthodologie ARDL-ECM est appliquée aux séries de prix du Brent et de détail des carburants (diesel et SP95) de mai 1993 à avril 2016. Après confirmation de la cointégration des séries, l'analyse des coefficients des relations et de leurs fonctions de réponse impulsionnelle révèle la présence d'asymétries dans la transmission des prix. Ces asymétries se retrouvent sur les prix contemporains et retardés, l'effet étant persistant sur une dizaine de semaines. De tels effets avaient déjà été relevés sur le marché français (Balabanoff, 1993 ; Audenis *et al.*, 2002 ; Galeotti *et al.*, 2003 ; Grasso et Manera, 2007), mais toutes les études ne concordent pas (Gautier et Le Saout, 2015) et une mise à jour était nécessaire après les récents chocs majeurs sur les prix, en 2008-2009, 2010-2011 et 2014-2015. Nos résultats, renforcés par des tests de significativité et des tracés de réponses impulsionnelles, nous ont permis de lever cette ambiguïté, mais aussi de mettre en évidence un effet de sursur réaction (*overshooting*) sur le carburant SP95.

Le deuxième chapitre approfondit cette analyse de plusieurs manières. Tout d'abord, les phases amont et aval du marché sont distinguées grâce à l'introduction des prix de gros des carburants à Rotterdam afin de tester la présence d'asymétries sur ces deux marchés. Ensuite, l'évolution des asymétries est étudiée au cours de la période considérée (mai 1993 à avril 2016) et comparée à celle de la volatilité des prix afin de détecter une possible relation asymétrie-volatilité et son évolution dans le temps. L'approche méthodologique retenue est donc basée premièrement sur la détection endogène de ruptures structurelles multiples dans la variance conditionnelle des prix avec la méthode de Bai et Perron (1998 et 2003). Puis, pour chaque sous-période associée à un régime de volatilité, l'amplitude des asymétries est estimée à partir des fonctions de réponse impulsionnelle des régressions ECM. Enfin, les variations de la volatilité et de l'amplitude des asymétries sont comparées. Cette démarche méthodologique

se rapproche de celle de Radchenko (2005b) ; cependant, le recours à seulement deux sous-périodes, identifiées de façon exogène, avait conduit cet auteur à une interprétation erronée de la relation entre asymétrie et volatilité : le signe négatif trouvé l'amenait à conclure à l'existence d'une coordination oligopolistique. Nos résultats, observés sur quatre sous-périodes déterminées de façon endogène, font ressortir, d'une part, l'existence de mouvements conjoints entre la volatilité et des asymétries sur l'amont et, d'autre part, une disparition des asymétries sur l'aval après 1999. Cette observation confirme l'hypothèse de Vlamis *et al.* (2015), qui ont observé que les asymétries n'étaient plus statistiquement significatives sur la période 2002-2011 sur les quatre principaux marchés européens en raison d'un renforcement du contrôle des autorités de la concurrence. En outre, l'hypothèse de Lewis (2011) sur le lien entre asymétrie et coefficient de transfert est aussi vérifiée.

Le troisième chapitre porte sur l'impact de la production de gaz de schiste sur le marché américain sur la période 1994-2014. Si plusieurs auteurs ont étudié l'impact du boom du gaz de schiste sur l'économie américaine, aucune étude n'a encore pris en compte l'existence de changements de régimes au cours de la dernière décennie. Notre étude s'appuie sur une méthodologie basée sur la détection de ruptures structurelles multiples à partir de l'approche de Bai et Perron (1998 et 2003) et une estimation multivariée avec volatilité stochastique (TVP-VAR) permettant de tracer les réponses impulsionnelles à un choc sur la production de gaz de schiste. L'étude fait ressortir l'effet de la relation entre la production de gaz de schiste, elle-même conséquence du nombre de plateformes de forage, sur différentes variables du marché du gaz naturel : la production de gaz conventionnel, les importations, les exportations, le prix de gros sur le marché spot et la consommation finale. L'effet sur la consommation ressort particulièrement pour les segments de marché production d'électricité et usage industriel. L'analyse des réponses impulsionnelles confirme l'impact significatif de la production de gaz de schiste sur le marché américain du gaz naturel. Ces résultats corroborent ceux d'Arora (2014) et d'Hausman et Kellogg (2015), tout en permettant d'affiner les effets observés dans le temps. En effet, on constate un étalement des réponses dans le temps en fonction de l'horizon temporel considéré, autrement dit un allongement des délais de réponse, sous réserve de leur confirmation après l'estimation d'intervalles de confiance sur les réponses impulsionnelles. Ce ralentissement peut être attribué à un effet de saturation du marché, c'est-à-dire un excès d'offre, qui a augmenté plus rapidement que la demande. Ces résultats permettraient d'améliorer les politiques publiques à mettre en œuvre dans le contexte de la transition énergétique, en particulier dans la production d'électricité à partir de centrales

thermiques, qui peuvent être rapidement reconfigurées pour passer d'une ressource à l'autre (charbon ou diesel vers gaz naturel) ou remplacées par des sources d'énergie renouvelable.

Dans sa globalité, cette thèse nous aura montré l'importance du rôle des changements de régime, à la fois dans les coefficients des relations entre les variables et dans la volatilité stochastique, sur la transmission des variations de prix sur les marchés de l'énergie, mais aussi dans la diffusion de leurs effets sur l'économie. Nos résultats nous auront aussi permis de confirmer ou d'infirmer certaines hypothèses de la littérature, comme la présence significative d'asymétries sur le marché français des carburants (Audenis *et al.*, 2002), leur effet significatif et positif sur les coefficients de transmission (Lewis, 2011), leur disparition sur le marché aval français sous l'effet de la concurrence et du renforcement des contrôles publics (Vlamiš *et al.*, 2015 ; Gautier et Le Saout, 2015), l'effet positif de la volatilité des prix sur les asymétries (contrairement aux résultats de Radchenko, 2005b) ou encore l'effet positif de la production de gaz de schiste sur la consommation américaine de gaz naturel (Hausman et Kellogg, 2015).

Ces résultats posent de nouvelles questions de recherche et nous ont d'ores et déjà permis de lancer de nouveaux projets : le premier concerne les asymétries de transmission des prix des carburants sur les marchés européens : les observations faites en France se confirment-elles sur ces marchés ? Une étude en données de panel permettrait de révéler d'éventuelles disparités entre ces marchés. Un deuxième sujet concerne les déterminants des prix sur le territoire français : il s'agit d'évaluer l'impact de la compétition sur les prix de détail et la présence éventuelle de comportements de collusion tacite. Les résultats préliminaires que nous avons obtenus à partir d'une base de données micro dans 10 000 stations-service, que nous avons restructurée à cet effet, de trois indices de concurrence spatiale et d'un grand nombre de variables de contrôle socio-économiques, suggèrent un effet significatif des indices de concentration. À ce jour, aucune étude similaire n'a été menée sur le territoire français. Un troisième sujet, qui n'a jamais été exploré dans la littérature, concerne l'étude des effets du commerce transfrontalier de carburants en France, dans la lignée de Van Meerbeeck (2003), Banfi *et al.* (2005) ou Doyle et Samphantharak (2008). Ces derniers ont mis en évidence une relation négative entre les prix et la présence d'une frontière avec un État pratiquant une fiscalité plus faible ; dans la plupart des études, la profondeur territoriale de cet effet est estimée autour de 1,5 à 2 miles (2 à 3 km) pour les carburants. Des données spatiales spécifiques ont été collectées à cette fin. L'effet du commerce transfrontalier sur les revenus des habitants serait aussi à évaluer. Cette base de données pourrait aussi être exploitée en panel pour approfondir un autre travail que nous avons amorcé en 2013 et dont l'objet était

Asymétries, volatilité et déterminants des prix sur les marchés des matières premières énergétiques

d'analyser l'impact d'une mesure fiscale temporaire, mise en place de septembre 2012 à janvier 2013. Cette étude préliminaire avait alors suggéré que la baisse temporaire des marges des distributeurs avait été résorbée avant la fin de la période d'application de cette mesure. En outre, l'impact sur l'élasticité prix-demande restait encore à estimer. Un cinquième sujet se positionne dans la continuité de l'étude sur le boom du gaz de schiste et se propose de vérifier l'existence de l'effet identifié sur le marché américain du pétrole après l'explosion récente de la production d'huiles de schiste. L'impact sur les volumes de commerce extérieur au-delà du seul marché NAFTA, en prix comme en volumes, constituera aussi un sujet de réflexion important, surtout lorsque le commerce du GNL prendra son envol et que les effets de la révolution du gaz de schiste se diffuseront sur d'autres marchés (Europe, Extrême-Orient). Ces derniers développements pourront faire l'objet d'une autre étude sur l'évolution des marchés financiers du gaz naturel : en effet, le caractère encore cloisonné des différents marchés internationaux est amené à s'affaiblir et le GNL contribuera à les mondialiser, sur le modèle du pétrole.

Bibliographie

- Adilov, N., Samavati, H. (2009), Pump prices and oil prices: a tale of two directions, *Atlantic Economic Journal* 37, 51-64.
- Al-Gudhea, S., Kenc, T., Dibooglu, S. (2007), Do retail gasoline prices rise more readily than they fall?: A threshold cointegration approach, *Journal of Economics and Business* 59 (6), 560-574.
- Anderson, S.P., De Palma, A. (2005), Price Dispersion and Consumer Reservation Prices, *Journal of Economics & Management Strategy* 14 (1), 61-91.
- Arezki, R., Loungani, P., van der Ploeg, R., Venables, A.J. (2014), Understanding international commodity price fluctuations, *Journal of International Money and Finance* 42, 1-8.
- Arora, V. (2014), Estimates of the Price Elasticities of Natural Gas Supply and Demand in the United States, MPRA paper No. 54232.
- Arora, V., Cai, Y. (2014), U.S. natural gas exports and their global impacts, *Applied Energy* 120, 95-103.
- Asche, F., Oglend, F., Osmundsen, P. (2012), Gas versus oil prices the impact of shale gas, *Energy Policy* 47, 117-124.
- Atkinson, B. (2009), Retail Gasoline Price Cycles: Evidence from Guelph, Ontario Using Bi-Hourly, Station-Specific Retail Price Data, *The Energy Journal* 30 (1), 85-109.
- Atkinson, B., Eckert, A., West, D.S. (2009), Price Matching and the Domino Effect in a Retail Gasoline Market, *Economic Inquiry* 47 (3), 568-588.
- Audenis, C., Biscourp, P., Riedinger, N. (2002), Les prix des carburants est plus sensible à une hausse qu'à une baisse du brut, *Économie et Statistique* 359-360, 1-17.
- Bachmeier, L.J., Griffin, J.M. (2003), New evidence on asymmetric gasoline price responses, *Review of Economics and Statistics* 85 (3), 772-776.
- Bacon, R.W. (1986), *UK Gasoline Prices: How Fast are Changes in Crude Prices Transmitted to the Pump?*, Oxford Institute of Energy Studies.
- Bacon, R.W. (1991), Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes, *Energy Economics* 13 (3), 211-218.
- Bai, J., Perron, P. (1998), Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica* 66, 47-78.

- Bai, J., Perron, P. (2003), Computation and analysis of multiple structural changes models, *Journal of Applied Econometrics* 18, 1-22.
- Balabanoff, S. (1993), The composite barrel of retail prices and its relationship to crude oil prices, *OPEC Review* 17 (4), 421-449.
- Balmaceda, F., Soruco, P. (2008), Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline retail market, *The Journal of Industrial Economics* 56 (3), 629-653.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Hendry, D.F., Smith, G.W. (1986), Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (3), 253-277.
- Banfi, S., Filippini, M., Hunt, L.C. (2005), Fuel tourism in border regions: The case of Switzerland, *Energy Economics* 27 (5), 689-707.
- Barbé, A. (2015), Emerging International Trade Issues for Fossil Fuels, USITC Office of Industries Working Paper No. ID-041.
- Barron, J.M., Taylor, B.A., Umbeck, J.R. (2001), New evidence on price discrimination and retail configuration, *Applied Economics Letters* 8 (2), 135-139.
- Barron, J.M., Taylor, B.A., Umbeck, J.R. (2004), Number of sellers, average prices, and price dispersion, *International Journal of Industrial Organization* 22, 1041-1066.
- Bastianin, A., Galeotti, M., Manera, M. (2014), Forecasting the oil-gasoline price relationship: Do asymmetries help?, *Energy Economics* 46 (S1), S46-S56.
- Baumeister, Ch., Peersman, G. (2013), The Role of Time-Varying Price Elasticities in Accounting for Volatility Changes in the Crude Oil Market, *Journal of Applied Econometrics* 28 (7), 1087-1109.
- Bénabou, R., Gertner, R. (1993), Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups?, *Review of Economic Studies* 60, 69-94.
- Benoit, S., Lucotte, Y., Ringuedé, S. (2015), Competition and price stickiness: Evidence from the French retail gasoline market, Working Paper.
- Berument, H., Ceylan, N.B., Dogan, N., 2010, The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries, *The Energy Journal* 31 (1), 149-176.
- Bikker, J.A., Haaf, K. (2002), Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature, *Economic & Financial Modelling* Summer 2002.
- Bettendorf, L., van der Geest, S.A., Varkevisser, M. (2003), Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market, *Energy Economics* 25, 669-689.

- Blanchard, O.J., Gali, J. (2009), The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?, dans Gali, J. and Gertler, M., *International Dimensions of Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago, IL, 373-428.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31 (3), 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R.F., Wooldridge, J.M. (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, *Journal of Political Economy* 96 (1), 116-131.
- Borenstein, S., Cameron, A.C., Gilbert, R. (1992), Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?, NBER Working Paper No 4138.
- Borenstein, S., Cameron, A.C., Gilbert, R. (1997), Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?, *The Quarterly Journal of Economics* 112 (1), 305-339.
- Borenstein, S., Shepard, A. (2002), Sticky Prices, Inventories, and Market Power in Wholesale Gasoline Markets, *The RAND Journal of Economics* 33 (1), 116-139.
- Brown, S.P.A., Krupnick, A.J. (2010), Abundant Shale Gas Resources: Long-Term Implications for U.S. Natural Gas Markets, Discussion Paper, RFF DP 10-41.
- Brown, S.P.A., Yücel, M.K. (2000), Gasoline and crude oil prices: Why the asymmetry?, *Economic & Financial Review* 3Q2000, 23-29.
- Burtraw, D., Palmer, K., Paul, A., Woerman, M. (2012), Secular Trends, Environmental Regulations, and Electricity Markets, Discussion Paper, Discussion Paper, RFF DP 12-15.
- Carrion-i-Silvestri, J.Ll., Del Barrio-Castro, T., Lopez-Bazo, E. (2005), Breaking the panels: An application to the GDP per capita, *The Econometrics Journal* 8 (2), 159-175.
- Chouinard, H.H., Perloff, J.M. (2007), Gasoline Price Differences: Taxes, Pollution Regulations, Mergers, Market Power, and Market Conditions, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7 (1).
- Chow, G.C. (1960), Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica* 28 (3), 591-605.
- Clemenz, G., Gugler, K. (2006), Locational choice and price competition: some empirical results for the austrian retail gasoline market, *Empirical Economics* 31 (2), 291-312.
- Cooper, T.E., Jones, J.T. (2007), Asymmetric Competition on Commuter Routes: The Case of Gasoline Pricing, *Southern Economic Journal* 74 (2), 483-504.
- Cullen, J.A., Mansur, E.T. (2014), Inferring Carbon Abatement Costs in Electricity Markets: A Revealed Preference Approach using the Shale Revolution, NBER Working Paper No. 20795.

- Davis, L.W., Muehlegger, E. (2010), Do Americans consume too little natural gas? An empirical test of marginal cost pricing, *The RAND Journal of Economics* 41 (4), 791-810.
- Deltas, G. (2008), Asymmetries in retail gasoline price dynamics and local market power, *The Journal of Industrial Economics* 56 (3), 613-628.
- DGCCRF - Direction Générale de la Concurrence, de la Consommation et de la Répression des Fraudes (2011), Rapport au Ministre sur la répercussion à la pompe de la baisse du prix du baril de pétrole brut intervenue début mai 2011, *La Documentation française*.
- Dibooglu, S., Al-Gudhea, S., Kenc, T. (2007), Do retail gasoline prices rise more readily than they fall? A threshold cointegration approach, *Journal of Economic and Business* 59, 560-574.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Ding, Zh., Granger, C.W.J., Engel, R.F. (1993), A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance* 1 (1), 83-106.
- Douglas, C.C. (2010), Do gasoline prices exhibit asymmetry? Not usually!, *Energy Economics* 32 (4), 918-925.
- Doyle, J.J., Samphantharak, K. (2008), \$2.00 Gas! Studying the effects of a gas tax moratorium, *Journal of Public Economics* 92 (3), 869-884.
- Eastwood, R.K., Venables, A.J. (1982), The Macroeconomic Implications of a Resource Discovery in an Open Economy, *The Economic Journal* 92 (366), 285-299.
- Eckert, A. (2002), Retail price cycles and response asymmetry, *Canadian Journal of Economics* 35 (1), 52-77.
- Eckert, A. (2013), Empirical Studies of Gasoline Retailing: A Guide to the Literature, *Journal of Economic Surveys* 27 (1), 140-166.
- Eckert, A., West, D.S. (2004), A tale of two cities: Price uniformity and price volatility in gasoline retailing, *The Annals of Regional Science* 38, 25-46.
- Eckert, A., West, D.S. (2005), Price uniformity and competition in a retail gasoline market, *Journal of Economic Behavior & Organization* 56, 219-237.
- EIA - U.S. Energy Information Administration (2009), Locations of U. S. Natural Gas Import & Export Points, Gas Transportation Information System Exports/Imports Database and U.S. Department of Energy's, Office of Fossil Fuels.
- EIA - U.S. Energy Information Administration (2012), *Annual Energy Review 2011*.
- EIA - U.S. Energy Information Administration (2014), Global Natural Gas Markets. Overview: A Report Prepared by Leidos, Inc., Under Contract to EIA, August 2014.

- Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica* 50 (4), 987-1007.
- Engle, R.F. (2001), GARCH 101: An introduction to the use of ARCH/GARCH models in applied econometrics, *Journal of Econometric Perspectives* 15 (4), 157-168.
- Engle, R.F. (2004), Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, *The American Economic Review* 94 (3), 405-420.
- Engle, R.F., Bollerslev, T. (1986), Modelling the persistence of conditional variances, *Econometric Reviews* 5 (1), 1-50.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55 (2), 251-276.
- Engle, R.F., Hendry, D.F., Trumble, D. (1985), Small-Sample Properties of ARCH Estimators and Tests, *The Canadian Journal of Economics* 18 (1), 66-93.
- Engle, R.F., Lilien, D.M., Robins, R.P. (1987), Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model, *Econometrica* 55 (2), 391-407.
- Fattouh, B. (2010), The dynamics of crude oil price differentials, *Energy Economics* 32 (2), 334-342.
- Finney, M., Chen, L-H., Lai, K.S. (2005), A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices, *Economic Letters* 89 (2), 233-239.
- Franco, Ch., Roussignol, M., Zakoïan, J.M. (2001), Conditional Heteroskedasticity Driven by Hidden Markov Chains, *Journal of Time Series Analysis* 22 (2), 197-220.
- Frey, G., Manera, M. (2007), Econometric models of asymmetric price transmission, *Journal of Economic Surveys* 21 (2), 349-415.
- Galeotti, M., Lanza, A., Manera, M. (2003), Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets, *Energy Economics* 25, 175-190.
- Gately, D., Huntington, H.G. (2002), The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand, *Energy Journal* 23 (1), 19-55.
- Gautier, E., Le Saout, R. (2015), The Dynamics of Gasoline Prices: Evidence from Daily French Micro Data, *Journal of Money, Credit and Banking* 47 (6), 1063-1089.
- Gény, F. (2010), Can Unconventional Gas be a Game Changer in European Markets?, Oxford Institute for Energy Studies, Oxford.
- Gibson, H.D., Angelopoulou, E. (2010), The determinants of retail petrol prices in Greece, *Economic Modelling* 27, 1537-1542.

- Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D. (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- Godby, R., Lintner, A. M., Stengos, T., Wandschneider, B. (2000), Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market, *Energy Economics* 22, 349-368.
- Granger, C.W.J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica* 37 (3), 424-438.
- Granger, C.W.J. (1981), Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics* 16, 121-130.
- Granger, C.W.J. (1983), Time series analysis of error-correction models, *Academic Press New York*, 255-278.
- Granger, C.W.J., Lee, T.H. (1989), Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models, *Journal of Applied Econometrics* 4 S1, S145-S159.
- Grasso, M., Manera, M. (2007), Asymmetric error correction models for the Oil-Gasoline price relationship, *Energy Policy* 35 (1), 156-177.
- Gregory, A., Hansen, B. (1996), Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics* 70, 99-126.
- Green, E., Porter, R. (1984), Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information, *Econometrica* 52 (1), 87-100.
- Hadri, K. (2000), Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *The Econometrics Journal* 3 (2), 148-161.
- Haining, R. (1983), Modeling interurban price competition: an example of gasoline pricing, *Journal of Regional Science* 23 (4), 517-528.
- Hamilton, J. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Economics* 45, 39-70.
- Hamilton, J. (1996a), Specification testing in Markov-switching time series models, *Journal of Economics* 70, 125-157.
- Hamilton, J. (1996b), Regime switching models, dans *The New Palgrave Dictionary of Economics* (2nd éd.), Ed. Palgrave Macmillan.
- Hamilton, J. (1996c), This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship, *Journal of Monetary Economics* 38 (2), 215-220.
- Hamilton, J. (2003), What Is An Oil Shock?, *Journal of Econometrics* 113 (2), 363-398.

- Hamilton, J. (2009), Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08, *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2009, 215-261.
- Hamilton, J. (2011), Nonlinearities and the Macroeconomic Effects of Oil Prices, *Microeconomic Dynamics* 15 (S3), 364-378.
- Hamilton, J., Susmel, R. (1994), Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics* 64 (1-2), 307-333.
- Hastings, J.S. (2004 et 2010), Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California, *American Economic Review* 94 (1), 317-328 et 100 (3), 1277-1279.
- Haucap, J., Heimeshoff, U., Siekmann, M. (2015), Price dispersion and station heterogeneity on German retail gasoline markets, Working Paper.
- Hausman, C., Kellogg, R. (2015), Welfare and Distributional Implications of Shale Gas, NBER Working Paper No. 21115.
- Hauzenberger, K. (2011), A Time-Varying Structural VAR Model to Estimate the effects of Changes in Fiscal Policy, Halle Institute for Economic Research (IWH) Working paper.
- Hendry, D.F. (1995), *Dynamics econometrics*, Ed. Oxford University Press.
- Hendry, D.F., Campos, J., Ericsson, N.R. (1996), Cointegration tests in presence of structural breaks, *Journal of Economics* 70, 187-220.
- Holladay, J.S., LaRiviere, J. (2014), The Impact of Cheap Natural Gas on Marginal Emissions from Electricity Generation and Implications for Energy, Working Paper.
- Holz, F., von Hirschhausen, C., Kemfert, C. (2006), A Strategic Model of European Gas Supply, Discussion Papers 551, DIW Berlin.
- Hooker, M.A. (2002), Are Oil Shocks Inflationary?: Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime, *Journal of Money, Credit and Banking* 34 (2), 540-561.
- Hsiao, C. (1981), Autoregressive modeling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics* 7, 85-106.
- Hu, D., Xu, S. (2013), Opportunity, challenges and policy choices for China on the development of shale gas, *Energy Policy* 60, 21-26.
- Hurlin, C., Mignon, V. (2005), Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Économie & Prévision* 169, 253-294.
- IGF - Inspection Générale des Finances - et CGEIET - Conseil Général de l'Économie, de l'Industrie et des Technologies (2012), *Les prix, les marges et la consommation des carburants*, Note de synthèse de Novembre 2012.

- IPP - Institut des Politiques Publiques (2016), *La TICPE dans le module de fiscalité indirecte de TAXIPP*.
- Janczura, J., Weron, R. (2012), Efficient estimation of Markov regime-switching models: An application to electricity spot prices, *Advances in Statistical Analysis* 96 (3), 385-407.
- Jebabli, I., Arouri, M., Teulon, F. (2014), On the effects of world stock market and oil price shocks on food prices: An empirical investigation based on TVP-VAR models with stochastic volatility, *Energy Economics* 45, 66-98.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992), Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis, *Journal of Econometrics* 52 (3), 389-402.
- Johansen, S., Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- With applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Johnson, R.N. (2002), Search costs, lags and prices at the pump, *Review of Industrial Organization* 20, 33-50.
- Kanbur, R., Keen, M. (1993), Jeux Sans Frontières: Tax Competition and Tax Coordination When Countries Differ in Size, *The American Economic Review* 83 (4), 877-892.
- Kargbo, D., Wilhelm, R., Campbell, D. (2010), Natural gas plays in the Marcellus Shale: challenges and potential opportunities, *Environmental Science & Technology* 44 (15), 5679-5684.
- Kaufman, R.K., Laskowki, Ch. (2005), Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products, *Energy Policy* 33, 1587-1596.
- Kerr, R. (2010), Natural gas from shale bursts onto the scene, *Science* 328 (5986), 1624-1626
- Kihm, A., Ritter, N., Vance, C. (2014), Is the German Retail Gas Market Competitive? A Spatial-temporal Analysis Using Quantile Regression, *Ruhr Economic Papers* 522.
- Kilian, L. (2004), Oil and the Macroeconomy Since the 1970s, *The Journal of Economic Perspectives* 18 (4), 115-134.
- Kilian, L. (2008), Exogenous oil supply shocks: how big are they and how much do they matter for the U.S. economy?, *The Review of Economics and Statistics* 90 (2), 216-240.
- Kilian, L. (2014), The impact of shale oil revolution on U.S. oil and gasoline prices, CFS Working Paper Series, No. 199.
- Kilian, L., Murphy, D.P. (2014), The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil, *Journal of Applied Econometrics* 29 (3), 454-478.

- Knight, B., Schiff, N. (2012), Spatial Competition and Cross-Border Shopping: Evidence from State Lotteries, *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (4), 199-229.
- Krupnick, A.J., Wang, Z., Wang, Y. (2013), Sector Effects of the Shale Gas Revolution in the United States, Discussion Paper, RFF DP 13-20.
- Krupnick, A.J., Kopp, R.J., Hayes, K., Roeshot, S. (2014), The Natural Gas Revolution: Critical Questions for a Sustainable Energy Future, RFF report.
- Kuper, G.H. (2012), Inventories and upstream gasoline price dynamics, *Energy Economics* 34 (1), 208-214.
- Lamotte, O., Porcher, Th., Schalck, Ch., Silvestre, S. (2013), Asymmetric gasoline price responses in France, *Applied Economics Letters* 20 (5), 457-461.
- Lardic, S., Mignon, V. (2008), Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach, *Energy Economics* 30 (3), 847-855.
- Lewis, M. (2008), Price dispersion and competition with differentiated sellers, *The Journal of Industrial Economics* 56, 654-678.
- Lewis, M. (2011), Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market, *Journal of Economics & Management Strategy* 20 (2), 409-449.
- Linn, J., Muehlenbachs, L., Wang, Y. (2014), How Do Natural Gas Prices Affect Electricity Consumers and the Environment?, Discussion Paper, RFF DP 14-19.
- Logan, J., Lopez, A., Mai, T., Davidson, C., Bazilian, B., Arent, D. (2013), Natural gas scenarios in the U.S. power sector, *Energy Economics* 40, 183-195.
- Lopez-Laborda, J., Leal, A., Rodrigo, F. (2009), Prices, taxes and automotive fuel cross-border shopping, *Energy Economics* 31, 225-234.
- Lopez-Laborda, J., Leal, A., Rodrigo, F. (2010), Cross-Border Shopping: A Survey, *International Advances in Economic Research* 16, 135-148.
- Lozano Maya, J.R. (2013), The United States experience as a reference of success for shale gas development: The case of Mexico, *Energy Policy* 62, 70-78.
- Maddala, G.S. (1977), *Econometrics*, Ed. McGraw-Hill.
- Maddala, G.S., Wu, Sh. (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (S1), 631-652.
- Manera, M., Galeotti, M., Lanza, A. (2003), Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets, *Energy Economics* 25 (2), 175-190.
- Manuszak, M.D., Moul, C.C. (2009), How far for a buck? tax differences and the location of retail gasoline activity in southeast Chicagoland, *The Review of Economics and Statistics* 91 (4), 744-765.

- Marion, J., Muehlegger, E. (2011), Fuel tax incidence and supply conditions, *Journal of Public Economics* 95 (9-10), 1202-1212.
- Mason, C.F., Muehlenbachs, L.A., Olmstead, S.M. (2014), The Economics of Shale Gas Development, Discussion Paper, RFF DP 14-42.
- McGregor, M.V. (2012), The American shale gas revolution: fundamental winners and losers, *Conning Asset Management Viewpoint* 16, 1-4.
- Mignon, V., Lardic, S. (2002), *Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Ed. Economica.
- Mork, K.A. (1989), Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy* 97 (3), 740-744.
- Nakajima, J. (2011), Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications, *Monetary and Economic Studies*, November 2011.
- Nakajima, J., Kasuya, M., Watanabe, T. (2011), Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy, *Journal of the Japanese and International Economies* 25 (3), 225-245.
- Narayan, P.K., Narayan, S. (2007), Modelling oil price volatility, *Energy Policy* 35 (12), 6549-6553.
- Nelson, D.B. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59 (2), 347-370.
- Nelson, C.R., Piger, J., Zivot, E. (2001), Markov Regime Switching and Unit-Root Tests, *Journal of Business & Economic Statistics* 19 (4), 404-415.
- Newell, R.G., Qian, Y., Raimi, D. (2015), Global Energy Outlook 2015, NBER Working Paper No. 22075.
- Nguyen, D.K., Atil, A., Lahiani, A. (2014), Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices, *Energy Policy* 65, 567-573.
- OECD (2015), *OECD Companion to the Inventory of Support Measures for Fossil Fuels 2015*, OECD Publishing, Paris.
- Paltsev, S., Jacoby, H.D., Reilly, J.M., Ejaz, Q.J., Morris, J., O'Sullivan, F., Rausch, S., Winchester, N., Kragha, O. (2011), The future of U.S. natural gas production, use, and trade, *Energy Policy* 39 (9), 5309-5321.
- Peersman, G., Van Robays, I. (2012), Cross-country differences in the effects of oil shocks, *Energy Economics* 34 (5), 1532-1547.

- Peltzman, S. (2000), Prices rise faster than they fall, *Journal of Political Economy* 108 (3), 466-502.
- Pennerstorfer, D. (2009), Spatial price competition in retail gasoline markets: evidence from Austria, *The Annals of Regional Science* 43, 133-158.
- Pennerstorfer, D., Weiss, C. (2013), Spatial clustering and market power: Evidence from the retail gasoline market, *Regional Science and Urban Economics* 43, 661-675.
- Pennerstorfer, D., Schmidt-Dengler, P., Schultz, N., D., Weiss, C., Yontcheva, B. (2014), Information and Price Dispersion: Evidence from Retail Gasoline, Working Paper.
- Pennerstorfer, D., Firgo, M., Weiss, C. (2015), Centrality and pricing in spatially differentiated markets: The case of gasoline, *International Journal of Industrial Organization* 40, 81-90.
- Perdiguerro-Garcia, J. (2013), Symmetric or Asymmetric Oil Prices? A Meta-analysis Approach, *Energy Policy* 57, 389-397.
- Perloff, J.M., Salop, S.C. (1985), Equilibrium with product differentiation, *The Review of Economic Studies* 52, 107-120.
- Perron, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1998), An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, dans *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Cambridge University Press, 371-404.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16, 289-326.
- Phillips, P.C.B., Ouliaris, S. (1990), Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration, *Econometrica* 58 (1), 165-193.
- Pindyck, R.S. (1994), Inventories and Short-Run Dynamics of Commodity Prices, *The RAND Journal of Economics* 25 (1), 141-159.
- Polemis, M.L., Tsionas, M.G. (2016), An alternative semiparametric approach to the modelling of asymmetric gasoline price adjustment, *Energy Economics* 56, 384-388.
- Primiceri, G.E. (2005), Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy, *The Review of Economic Studies* 73 (3), 821-852.
- Poterba, J. M. (1991), Is the gasoline tax regressive?, *Tax Policy and the Economy* 5, MIT Press.

- Qin, X., Zhou, Ch., Wu, Ch. (2016), Revisiting asymmetric price transmission in the U.S. oil-gasoline markets: A multiple threshold error-correction analysis, *Economic Modelling* 52, 583-591.
- Qu, Z., Perron, P. (2007), Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions, *Econometrica* 75 (2), 459-502.
- Radchenko, S. (2005a), Lags in the response of gasoline prices to changes in crude oil prices: The role of short-term and long-term shocks, *Energy Economics* 27 (4), 573-602.
- Radchenko, S. (2005b), Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases, *Energy Economics* 27 (5), 708-730.
- Radchenko, S., Shapiro, D. (2011), Anticipated and unanticipated effects of crude oil prices and gasoline inventory changes on gasoline prices, *Energy Economics* 33, 758-769.
- Reinganum, J.F. (1979), A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion, *Journal of Political Economy* 87 (4), 851-858.
- Reagan, P.B., Weitzman, M.L. (1982), Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by Competitive Firm, *Journal of Economic Theory* 27 (2), 410-420.
- Remer, M. (2015), An empirical investigation of the determinants of asymmetric pricing, *International Journal of Industrial Organization* 42, 46-56.
- Rietveld, P., Bruinsma, F.R., van Vuuren, D.J. (2001), Spatial graduation of fuel taxes; consequences for cross-border and domestic fuelling, *Transportation Research Part A* 35, 433-457.
- Robe, M.A., Büyüksahin, B (2011), Does 'Paper Oil' Matter? Energy Markets' Financialization and Equity-Commodity Co-Movements, SSRN Working Paper.
- Rogers, H. (2011), Shale gas – The unfolding story, *Oxford Review of Economics Policy* 27 (1), 117–143.
- Salisu, A.A., Fasanya, I.O. (2012), Comparative performance of volatility models of oil price, *International Journal of Energy Economics and Policy* 2, No 3, 167-183.
- Salisu, A.A., Fasanya, I.O. (2013), Modeling oil price volatility with structural breaks, *Energy Policy* 52, 554-562.
- Salop, S.C. (1979), Monopolistic competition with outside goods, *Bell Journal of Economics* 10 (1), 141-156.
- Salop, S., Stiglitz, J. (1977), Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion, *Review of Economic Studies* 44, 493-510.
- Salop, S., Stiglitz, J. (1982), The Theory of Sales: A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion with Identical Agents, *The American Economic Review* 72 (5), 1121-1130.

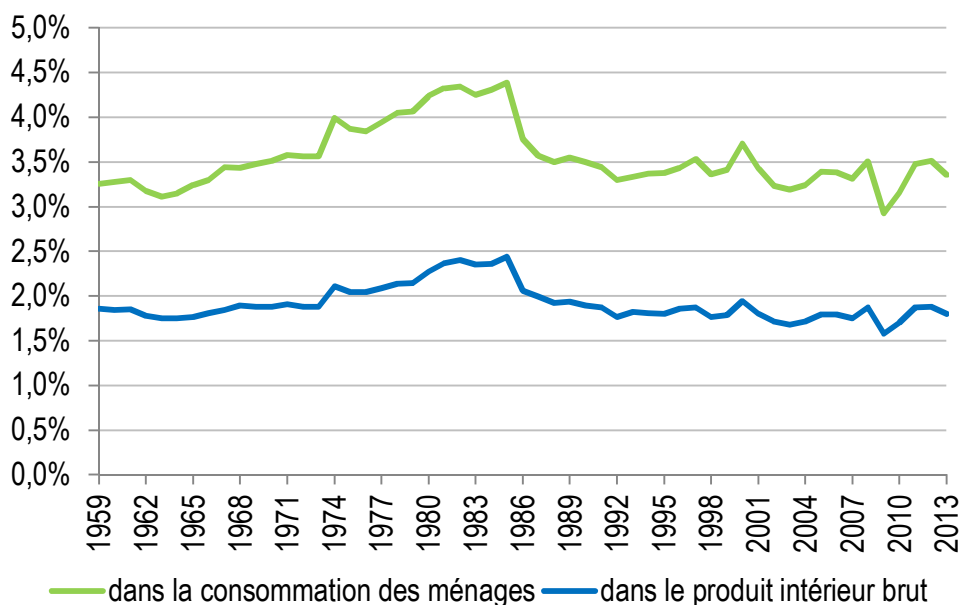
- Samuelson, P.A. (1966), *Foundations of Economic Analysis*, Harvard University Press, réédition de 1947.
- Sen, A. (2003), Higher prices at Canadian gas pumps: international crude oil prices or local market concentration? An empirical investigation, *Energy Economics* 25, 269-288.
- Sen, A. (2005), Does Increasing the Market Share of Smaller Firms Result in Lower Prices? Empirical Evidence from the Canadian Retail Gasoline Industry, *Review of Industrial Organization* 26, 371-389.
- Shepard, A. (1991), Price Discrimination and Retail Configuration, *Journal of Political Economy* 99 (1), 30-53.
- Shepard, A. (1993), Contractual Form, Retail Price, and Asset Characteristics in Gasoline Retailing, *The RAND Journal of Economics* 24 (1), 58-77.
- Smith, J. L. (2009), World oil: Market or mayhem?, *Journal of Economic Perspectives* 23 (3), 145-164.
- Stahl, D. O. (1989), Oligopolistic pricing with sequential consumer search, *American Economic Review*, 79 (4), 700-712.
- Stigler, G.J. (1964), A Theory of Oligopoly, *Journal of Political Economy* 72 (1), 44-61.
- Tappata, M. (200), Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing, *The RAND Journal of Economics* 40 (4), 673-687.
- Taylor, C.T. (2010), Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California: Comment, *American Economic Review* 100 (3), 1269-1276.
- Taylor, C.T., Hosken, D.S., McMillan, R.S. (2008), Retail gasoline pricing: What do we know?, *International Journal of Industrial Organization* 26, 1425-1436.
- Tirole, J. (1988), *A Theory of Industrial Organization*, Ed. MIT Press.
- UFIP - Union Française des Industries Pétrolières (2009), The French Oil Industry, www.ufip.fr.
- UFIP - Union Française des Industries Pétrolières (2011), Chiffres clés du pétrole, www.ufip.fr.
- UFIP - Union Française des Industries Pétrolières (2016), L'industrie pétrolière française en 2015 et perspectives 2016, conférence de presse du 10 mars 2016.
- Valadkhani, A., Chen, G., Anderson, J. (2014), A cluster analysis of petrol profit margins across various regional and urban locations in Australia, *Australasian Journal of Regional Studies* 20 (1), 159-184.

- Van Meerbeeck, W. (2003), Competition and local market conditions on the Belgian retail gasoline market, *De Economist* 151 (4), 369-388.
- Varian, H. R. (1980), A model of sales, *American Economic Review* 70, 651-659.
- Verlinda, J.A. (2008), Do rockets rise faster and feathers fall slower in an atmosphere of local market power? Evidence from the retail gasoline market, *The Journal of Industrial Economics* 56 (3), 581-612.
- Vlavis, P., Karagianis, S., Panagopoulos, Y. (2015), Are unleaded gasoline and diesel price adjustments symmetric? A comparison of the four largest EU retail fuel markets, *Economic Modelling* 48, 281-291.
- Wakamatsu, H., Aruga K. (2013), The impact of shale gas revolution on the U.S. Japanese natural gas markets, *Energy Policy* 62, 1002-1009.
- Walsh, M. J., Jones, J.D. (1988), More evidence on the “border tax” effect: the case of West Virginia, *National Tax Journal* 41 (2), 261-265.
- World Bank (2016), Commodity Markets Outlook, January 2016.
- Yang, H., Ye, L. (2008), Search with learning: understanding asymmetric price adjustments, *The RAND Journal of Economics* 39 (2), 547-564.
- Zakoïan, J.M. (1994), Threshold heteroskedastic models, *Journal of Economic Dynamics and Control* 18 (5), 931-955.
- Zhu, Z., Maxwell D. (2011), Natural gas prices, LNG transport costs, and the dynamics of LNG imports, *Energy Economics* 33, 217-226.
- Zivot, E., Andrews, D. (1992), Further evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the unit root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 251-270.

Appendices

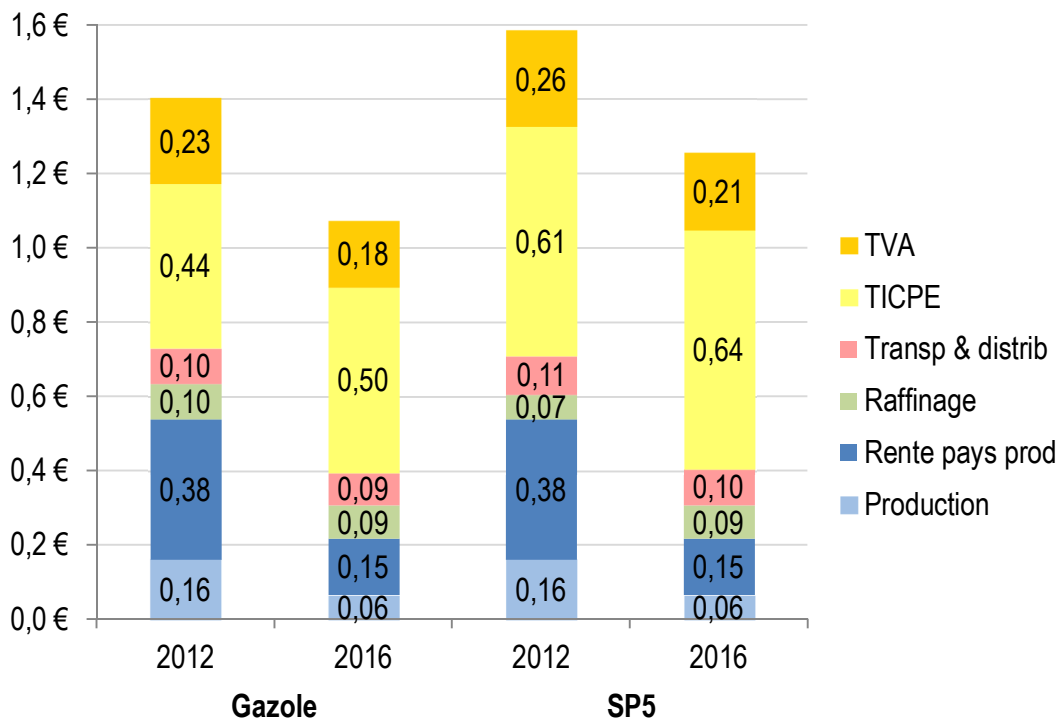
A1. Figures générales (Introduction)

Fig. A1.1 : Part de la consommation de carburant en France, 1959-2013



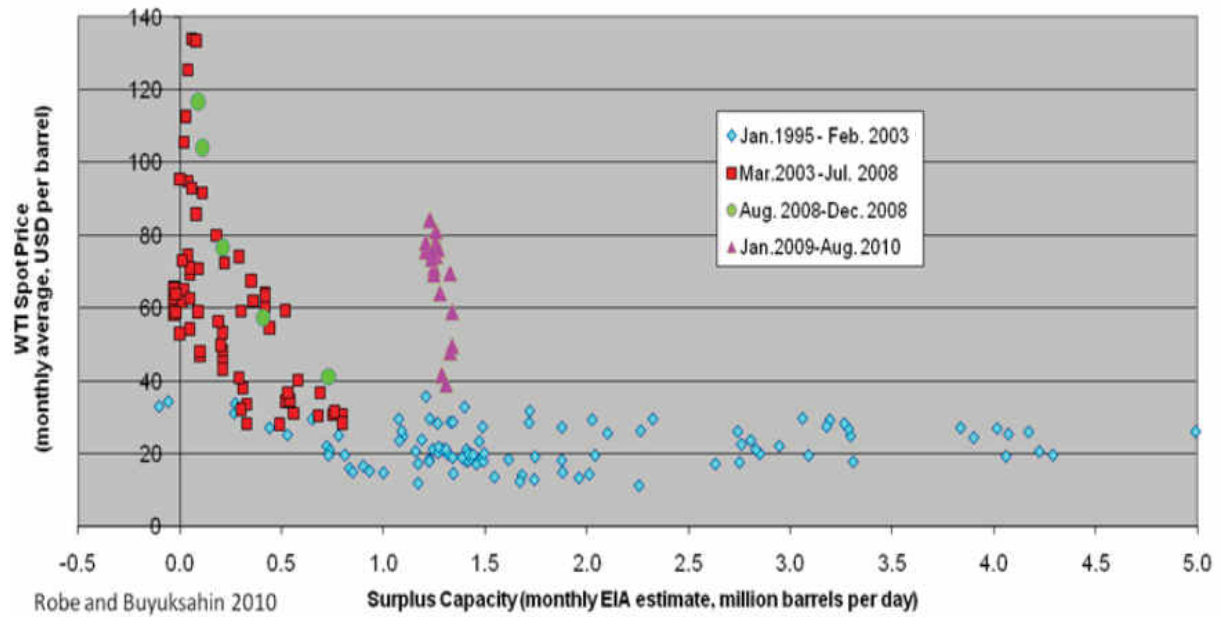
Source : Insee, comptes nationaux base 2010

Fig. A1.2 : Composition des prix des carburants en France, novembre 2012 et mars 2016



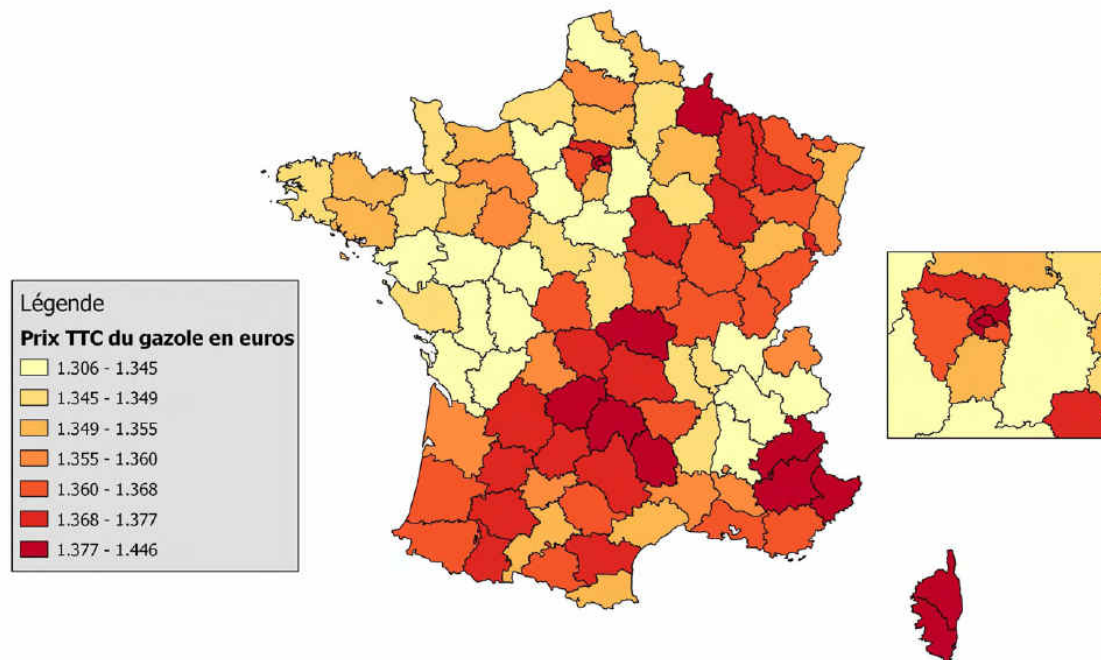
Source : auteur, d'après données Ministère du Développement Durable et UFIP

Fig. A1.3 : Relation entre surplus de production hors Arabie Saoudite et cours du WTI



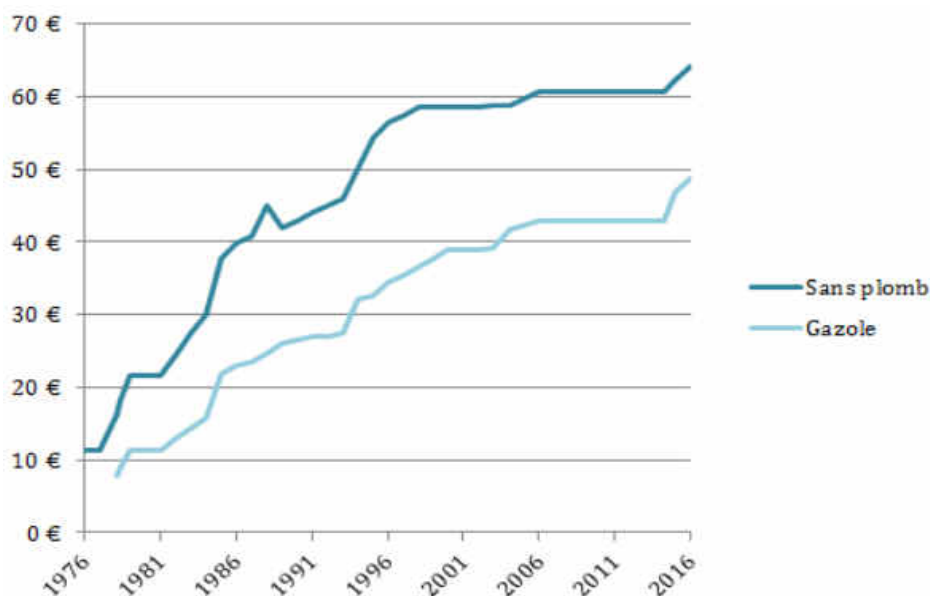
Source : Robe et Büyüksahin (2011), données EIA

Fig. A1.4 : Carte des prix du gazole en juin 2012



Source : IGF et CGEIET, 2012

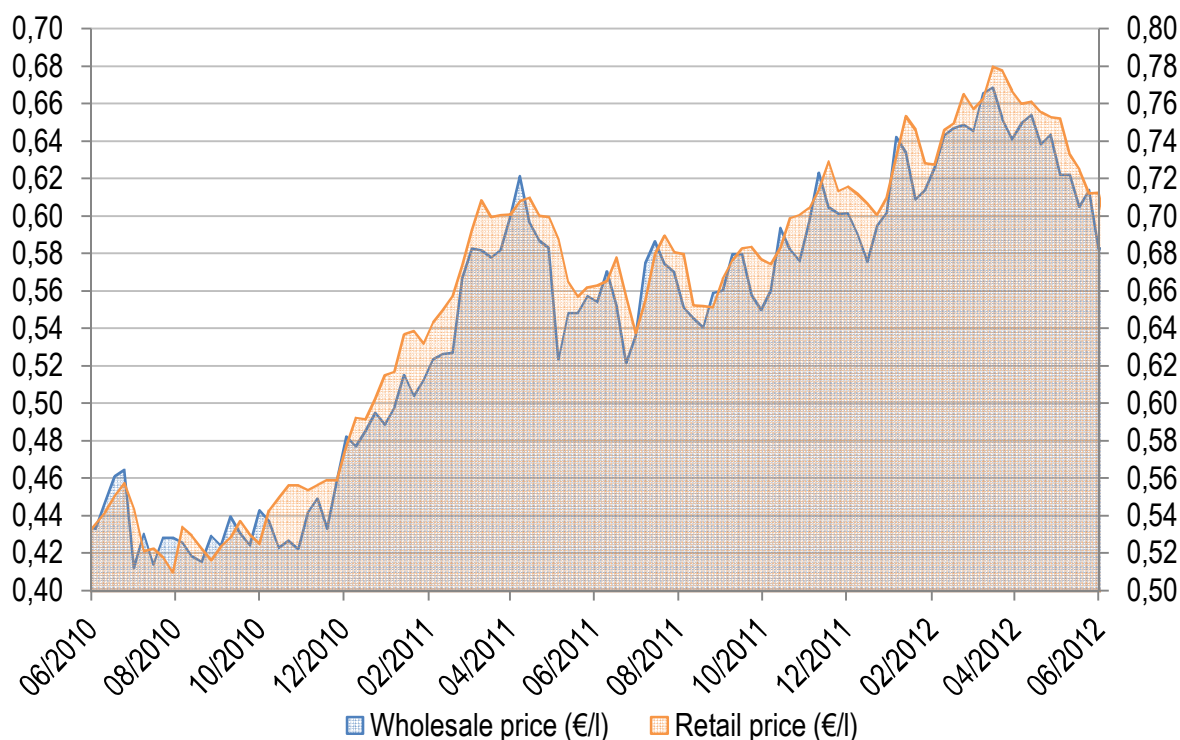
Fig. A1.5 : Évolution de la TICPE en €/hectolitre, 1976-2016



Source : Institut des Politiques Publiques, 2016

La Fig. A1.6 illustre l'effet d'ajustement des prix : les zones orange apparaissent lorsque les prix de détail s'ajustent en retard sur ceux de gros au détriment de l'acheteur et les zones bleues lorsque c'est le contraire (ex. prix du diesel en France entre juin 2010 et juin 2012).

Fig. A1.6 : Écart entre les prix de gros et détail du diesel en €/litre, 2010-2012



Source : auteur, d'après données Thomson-Reuters et Ministère du Développement Durable

A2. Littérature sur les déterminants des prix des carburants (Introduction)

Tableau A2.1 : Articles sur les déterminants des prix des carburants

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variabes explicatives	Résultats
Haining (1983)	<i>Journal of Regional Science</i>	Sheffield, GBR	Jan. - Mars 1982	85 stations x 3 j (Jan., Fév. et Mars)	OLS sur coupe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - paramètres spatiaux (géoloc) Variables de contrôle : - caractéristiques de la station (garage, vente auto)	- Existence d'interaction entre les marchés (complément au modèle de Cournot). - Les flux sont à prendre en compte.
Shepard (1991)	<i>Journal of Political Economy</i>	Massacht, USA	1987	1 527 stations x 12 semaines	Effet fixe (marche) sur coupe	- Prix de détail - Écarts	Variables d'intérêt : - mono ou multiproduits - mono ou multiservices Variables de contrôle : - dummies caractéristiques (services) de la station	- Les écarts de prix semblent dus au pouvoir de marché local des stations. - L'amplitude de variation des prix (<i>price discrimination</i>) sur un marché multiformes est inférieure à 9 cents/gallon [-2 c€ ₁₉₉₁ /l].
Shepard (1993)	<i>The RAND Journal of Economics</i>	Boston, Massacht., USA	1987	924 stations x 1 trimestre	OLS sur coupe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - dummy pétrolier ou non Variables de contrôle : - caractéristiques station (capacité, self-service, réparation, dépannage) - caractéristiques marché (situation, capacité des stations concurrentes dans 1 mile) - prix de gros essence - dummies fournisseurs d'essence (pétroliers)	- Les niveaux des prix proviennent surtout des caractéristiques de la station. - Ils sont plus bas lorsque le détaillant est présent dans l'amont [pétrolier].
Barron et al. (2001)	<i>Applied Economics Letters</i>	Los Angeles, Californie, USA	1992 - 1995	600 stations x 200 semaines	Effet fixe sur panel	Prix de détail	Variables d'intérêt : - dummy mono ou multiproduits - dummy mono ou multiservices Variables de contrôle : - dummies caractéristiques (services) de la station	- Confirmation des conclusions de Shepard. - L'amplitude de variation des prix est estimée ici à 21-27 cents/gallon [-5-6 c€ ₁₉₉₁ /l].
Sen (2003)	<i>Energy Economics</i> 25, 269-288	11 villes, CAN	Jan. 1991 - Déc. 1997	11 villes x 70 mois	Effet fixe sur panel	- Prix de détail moyen - Prix de gros moyen	Variables d'intérêt : - 3 proxies concurrence : indice HHI basé sur les vol ventes des stations, nb de stations pour 100 000 hab et nb grossistes dans une ville Variables de contrôle : 1. - vol ventes et taux de chômage au sein de chaque ville - prix de gros contemporain et 2 retards 2. - prix du pétrole contemporain et 2 retards	- Coefficient sur l'indicateur HHI positif pour toutes les spécifications retenues : la concentration a un impact positif sur les prix de vente au détail. - Celui du nb de stations est négatif mais non significatif. - Coefficient sur le nb de grossistes négatif : la concurrence entre grossistes réduit le prix de gros.
Van Meerbeeck (2003)	<i>De Economist</i>	BEL	Mars 1998 - Mars 2001	477 stations Shell et Total x 154 moyennes hebdo	Tobit avec effet fixe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - nb concurrents dans la ville (=marché local) Variables de contrôle : - dummy frontière proche - dummy même marque - dummy indépendant	- Le nombre de concurrents locaux a peu d'impact sur les prix. - La concurrence est plus forte en présence d'indépendants. - Effet de marque : prix plus élevés si les concurrents sont de la même marque. - Effet de frontière observé : les prix y sont plus bas car la concurrence plus forte.
Barron et al. (2004)	<i>International Journal of Industrial Organization</i>	4 villes, USA	1997	3 197 stations x 1 j	OLS sur coupe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - densité de stations dans un rayon de 1,5 mile Variables de contrôle : - caractéristiques des stations	- Relation négative entre le prix et la densité de stations. - Relation négative entre la dispersion et la densité de stations. - Un modèle est proposé pour cette double relation.
Eckert & West (2004)	<i>The Annals of Regional Science</i>	Vancouver et Ottawa, CAN	Mars - Oct. 2000	426 + 262 stations x 239 j	Différences par marque sur chaque marché	Prix de détail	-	- Présence d'un comportement de collusion tacite (Vancouver). - Présence de détaillants challengers (<i>mavericks</i>) qui empêchent la collusion tacite (Ottawa).

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variables explicatives	Résultats
Hastings (2004)	<i>The American Economic Review</i>	Los Angeles et San Diego, Californie, USA	1997	669 stations x 5 trimestres	Effet fixe sur panel, double-différence	Prix de détail	Variables d'intérêt : - dummy station achetée par un verticalement intégré - dummy station en concurrence avec un indep Variables de contrôle : - ville	- La présence d'un concurrent indépendant réduit les prix, d'env. 5 cents/gallon [-1 c€ ₁₉₉₇ /l]". - Pas de relation significative entre prix et parts de marché des stations intégrées (pétroliers).
Eckert & West (2005)	<i>Journal of Economic Behavior & Organization</i> 56, 219-237	Vancouver, CAN	Mars - Août 2000	391 stations x 80 j	Probit sur panel	Dummy prix supérieur au 'mode price'	Variables d'intérêt : - 3 proxies concurrence : nb stations dans un rayon de 2km, dist. à la 1ère "major brand" et part de stations dans ce rayon appartenant à un des 5 "major brands" Variables de contrôle : - dummy "major brands" - dummy prix fixés par le distributeur - dummy route majeure - dummy revenus supérieurs à la moyenne - nombre de pompes - dummy weekend - différence entre le "mode price" et le prix de gros - comportement passé en termes de fixation de prix des stations, services	- Coefficient du nb de stations dans un rayon de 2km négatif : la concurrence spatiale réduit la probabilité que le prix fixé par une station s'écarte du "mode price". - Coefficient de la part de stations appartenant à un "major brand" positif : le fait de se partager le marché entre grands groupes augmente la probabilité que le prix fixé par une station s'écarte du "mode price" (collusion tacite).
Sen (2005)	<i>Review of Industrial Organization</i>	CAN	1991 - 1997	11 villes x 70 mois	Effet fixe sur panel	Prix de détail moyen	Variables d'intérêt : - Indice HHI des firmes intégrées (pétroliers) - Part de marché agrégée des petites firmes (indépendants) Variables de contrôle : - Nb de stations pour 1000 hab - Taux de chômage - Prix de gros essence + 1er retard	- Relation positive entre prix et HHI des pétroliers. - Relation positive contre-intuitive entre prix et parts de marché des indep, mais qui disparaît en ajoutant un effet fixe ville' [ce qui annule cette observation]. - Relation positive aussi entre prix et HHI des indep, mais compensée par la baisse des prix due à la baisse du HHI pétroliers.
Clemenz & Gugler (2006)	<i>Empirical Economics</i> 31(2), 291-312	AUT	Nov. 2000 - Mars 2001	1 603 stations dans 121 districts	OLS et SLS sur panel	- Marge moyenne estimée	Variables d'intérêt : - nb hab/km ² , nb véhicules/hab - nb stations/km ² Variables de contrôle: - parts de marché du plus gros distributeur (ou des 4 plus gros distributeurs), indice HHI - part d'indépendants, part d'alpages et de forêts	- Coefficient du nb de stations/km ² négatif : la concurrence joue négativement sur les marges des distributeurs. - Résultats robustes aux niveaux des districts et des municipalités.
Chouinard & Perloff (2007)	<i>The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy</i> 7(1), Article 8	USA	Mars 1989 - Juil. 1997	52 États x 100 mois	Effet fixe sur panel	- Prix de détail moyen - Prix de gros moyen	Variables d'intérêt : - changements de réglementation Variables de contrôle : - démographie, densité de la population, revenu moyen, nombre de véhicules/hab, jours de chauffage...	- Le prix du pétrole est le principal déterminant des prix de détail, mais également des prix de gros. - Les coefficients des proxies de demande ne ressortent pas significatifs. Seuls le revenu (>0), la part de la population de plus de 65 ans (<0) et la densité de population (<0) sont significatifs.
Cooper & Jones (2007)	<i>Southern Economic Journal</i>	Lexington, Kentucky, USA	2001	90 stations x 4 mois 12 axes centre-ville/banlieue traités comme des marchés	OLS sur coupe et effet fixe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - distance du centre-ville (et ext.) - nb concurrents entre station et centre-ville (et ext.), même enseigne ou non Variables de contrôle : - prix de gros - dummy major ou non - nb de véhicules sur chaque axe	- Relation positive entre le prix et la longueur de l'axe. - Relation négative entre le prix et le nb de concurrents, surtout ceux d'autres marques. - Le premier concurrent influe plus.
Lewis (2008)	<i>The Journal of Industrial Economics</i>	San Diego, Californie, USA	2000 - 2001	327 stations x 91 semaines	Effet fixe	Variance du résidu de la régression	Variables d'intérêt : - nb concurrents dans un rayon de 1,5 mile Variables de contrôle : - caractéristiques de la station (marques triées en niveaux de gamme) - temps (effet fixe)	- La dispersion dépend du nb de concurrents et de leur nature : plus élevée pour les marques premium s'il y a des concurrents low-cost, plus faible s'il y a des concurrents de même gamme.

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variables explicatives	Résultats
Taylor et al. (2008)	<i>International Journal of Industrial Organization</i>	Washington, USA	1997 - 1999	~600 stations x 150 semaines	Effet fixe sur panel	- Prix de détail - Marge	Variables d'intérêt : 1. - paramètres station - paramètre temporel 2. - code postal - démographie - marque - relation verticale - concurrence locale (nb stations dans 1,5 mile et dist plus proche)	- Les marges de détail varient considérablement au fil du temps. - Les stations ne suivent pas les règles de tarification simples. - De nombreuses stations changent leur stratégie de prix au fil du temps.
Atkinson (2009)	<i>The Energy Journal</i>	Ontario, CAN	2005	27 stations x 103 jours	Dénombrement des hausses et des baisses	Prix de détail	-	- Mise en évidence de cycles d'Edgeworth (décrues progressives des prix, suivies de restaurations de marges rapides). - Ces cycles se produisent sous l'impulsion d'un leader, mais sans que cela implique une collusion.
Atkinson, Eckert & West (2009)	<i>Economic Inquiry</i>	Guelf, Ontario, CAN	Août - Nov. 2005	27 stations x 8x103 j	Mesure des fréquences d'ajustement des prix	Prix de détail	-	- Les stations ajustent leurs prix sur un petit nb de concurrents. - Les ajustements de propagent comme un effet domino.
Pennerstorfer (2009)	<i>The Annals of Regional Science</i>	AUT	Sept. 2003	397 stations	OLS sur coupe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - services de la station - distance de la raffinerie - densité stations/1000 hab - densité de population - nb de stations dans un rayon de 15,5km (marque ou indép)	- Les stations indépendantes [qui pratiquent des prix bas] augmentent la compétition. - Mais pas si elles sont en surnombre par rapport aux marques.
Gibson & Angelopoulou (2010)	<i>Economic Modelling 27, 1537-1542</i>	GRC	Nov. 2004 - Fév. 2009	52 préfectures x 221 semaines	OLS sur panel	Prix de détail	Variables d'intérêt : - 3 mesures de structure de marché : nb stations au sein de la préfecture, nb moyen km parcourus/j et PIB/hab Variables de contrôle : - prix de gros retardé - taux de change euro/dollar retardé - taxes - dummies période de l'année, localisation de la préfecture, distance vis-à-vis des principales raffineries	- Coefficient du nb de stations au sein d'une préfecture négatif : la concurrence joue négativement sur les prix.
Taylor et al. (2010) Reprise de l'étude d'Hastings (2004)	<i>The American Economic Review</i>	Los Angeles et San Diego, Californie, USA	1997	Seulement 99 stations concernées et 4 points d'observation selon Taylor et al.	Effet fixe sur panel	Prix de détail	Variables d'intérêt : - dummy station dans un rayon de 1 mile d'une Thrifty	- Les auteurs (Federal Trade Commission) remettent en cause l'étude Hastings. *- Les auteurs contestent cette valeur, estimant l'effet inférieur à 0,4 cent/gallon, négligeable.
Hastings (2010) Réponse à Taylor et al. (2010)	Idem	Idem	Idem	Idem	Idem	Idem	Idem	- Les écarts sont plus faibles dans les zones de chevauchement des données.

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variables explicatives	Résultats
Pennerstorfer & Weiss (2013)	<i>Regional Science and Urban Economics</i> 43, 661-675	AUT	Déc. 2000 - Mars 2005	1 370 stations x 18 trimestres	Effet fixe sur panel	Prix de détail	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - mesure du "spatial clustering" dérivée du modèle de Salop <p>Variabales de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - dist. moyenne aux stations voisines - part de touristes - densité de la population - caractéristiques station (services, horaires, surface) - part des navetteurs - prix des terrains dans la ville - vitesse maximale autorisée sur la route où est localisée la station - dummies pour chacune des "major brands" 	- Les auteurs ne trouvent pas que les acquisitions de stations "voisines" aient un impact significatif sur les prix. Toutefois, ils trouvent un impact positif et significatif de leur mesure de "spatial clustering" sur les prix : les acquisitions n'ont pas d'impact direct sur les prix de vente, mais cet impact passe indirectement par l'évolution de la concentration géographique et des conditions de marché.
Kihm et al. (2014)	<i>Ruhr Economic Papers</i> n°522	DEU	Jan. 2012 - Fév. 2013	13 701 stations x 381 j	Effets fixes et régressions quantiles sur panel	Prix de détail	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - 3 mesures de concentration : dummy présence d'un concurrent dans un rayon de 10 km, nb stations concurrentes (i.e. enseignes différentes) dans un rayon de 5 km et indice HHI nb de stations même enseigne dans rayons de 3, 5 et 7 km <p>Variables de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - prix du pétrole - différentes dummies (enseigne, jour de la semaine et vacances) 	- Coefficients des indices de concentration positifs : la compétition renforce le lien entre prix de gros et prix de détail.
Pennerstorfer et al. (2014)	WP	AUT	Oct. 1999 - Mars 2005	2 814 stations x 14 trimestres	OLS sur panel	Dispersion des prix	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - part de consommateurs informés <p>Variables de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - caractéristiques station (marque, services, localisation) - démographie (populat*, trafic) - concurrence locale (nb concurrents dans 2 miles) 	- Relation en U inversé entre information et dispersion des prix
Valadkani et al. (2014)	<i>Australasian Journal of Regional Studies</i>	AUS	Oct. 2007 - Jan. 2012	109 zones (clusters)	OLS sur coupe	Marge brute (détail - gros)	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - clusters homogènes (9) <p>Variables de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - distance du terminal de gros - distance des concurrents - taille de la population 	- Des hétérogénéités de marge apparaissent dans chaque cluster, pourtant homogène en caractéristiques, ce qui accrédite la thèse du pouvoir de marché dans certaines zones.
Benoit et al. (2015)	WP	FRA	Mai 2012 - Mai 2013	10 000 stations x 365 j	Fréquences et panel	Fréquences et durées moyennes des changement de prix	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - indices de concurrence (dist. de la 1ère station et nb de concurrents dans des rayons de 3, 5 et 10km) <p>Variables de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - prix de détail - dummy autoroute - ville/campagne - caractéristiques locales (revenu médian, taux de chômage, nb de campings, taux de véhicules) 	<ul style="list-style-type: none"> - La concurrence locale est un déterminant majeur de la rigidité des prix. - La rigidité diminue avec les indices de concurrence. - Elle augmente avec le niveau des prix. - Elle est plus faible sur les autoroutes. - Autres facteurs de rigidité : zone rurale (>0), revenu médian (<0), taux de chômage (<0), taux de véhicules par foyer (<0).
Haucap et al. (2015)	<i>Discussion Paper No. 171, Düsseldorf Institute for Competition Economics</i>	DEU	Jan. - Août 2014	14 454 stations x 243 j	OLS sur panel	Prix de détail	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - 3 proxies concurrence : dist. du 1er concurrent, nb stations dans rayon de 2 km et part d'"oligopoly brands" et de distributeurs indépendants au sein du marché local <p>Variables de contrôle :</p> <ul style="list-style-type: none"> - prix de gros - caractéristiques des stations (type, horaires, autoroute, services, nb pompes) - trafic routier - dummy vacances 	<ul style="list-style-type: none"> - Coefficients des indicateurs de concurrence significatifs : distance du 1er concurrent (>0) et nb de concurrents dans un rayon de 2km (<0). - Résultats robustes avec le nb de changements de prix par jour.
Pennerstorfer et al. (2015)	<i>International Journal of Industrial Organization</i>	Vienne, AUT	Oct. 1999 - Mars 2005	273 stations x 22 trimestres	OLS sur coupe	Prix de détail	<p>Variables d'intérêt :</p> <ul style="list-style-type: none"> - centralité 	- Les prix sont plus fortement corrélés avec ceux des stations centrales.

Tableau A2.2 : Articles sur le commerce transfrontalier

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variables explicatives	Résultats
Walsh et Jones (1988)	<i>National Tax Journal</i>	Épicerie; Virginie, USA	1979 - 1984	(26 comtés frontaliers + 20 comtés intérieurs) x 6 ans	OLS sur panel	Demande : ventes/hab	Variables d'intérêt : - rapport de prix TTC - coût du transport (distance) Variables de contrôle : - revenus/hab	- Élasticité écart de prix TTC-demande significative aux frontières, mais pas à l'intérieur (effet CBS). - Mesure de cette élasticité. - Coûts de transport non significatifs. - Revenus/hab significatifs.
Kanbur & Keen (1993)	<i>American Economic Review</i>	Concurrence fiscale entre États	Article théorique	Article théorique	Article théorique	Article théorique	Article théorique	- Modèle d'équilibre fiscal non coopératif (Nash) $t < T$. - Modèle de CBS. - Les petits États captent une partie des revenus des grands (et $r + R$ diminue). - Le montant du CBS est indépendant du coût de transport ; son augmentation est Pareto-efficace. - Une légère hausse fiscale coordonnée est Pareto-efficace. - L'harmonisation fiscale nuit au petit pays. - Il existe une valeur d'équilibre pour la taxe du grand pays qui lui évite de perdre des revenus ($t < T_{eq} < T$).
Rietvelt et al. (2001)	<i>Transportation Research A</i>	Carburants; NLD	1996	2 frontières à moins de 30km / annual	logit sur coupe	Utilité	Variable d'intérêt : - prix - distance frontière	- Impact d'un hypothétique gradient de fiscalité aux frontières.
Van Meerbeeck (2003)	<i>De Economist</i>	Carburants; BEL	Mars 1998 - Mars 2001	477 stations Shell et Total x 154 moyennes hebdo	Tobit avec effet fixe	Prix de détail	Variables d'intérêt : - nb concurrents dans la ville (=marché local) Variables de contrôle : - dummy frontière proche - dummy même marque - dummy indépendant	- Le nombre de concurrents locaux a peu d'impact sur les prix. - La concurrence est plus forte en présence d'indépendants. - Effet de marque : prix plus élevés si les concurrents sont de la même marque. - Effet de frontière observé : les prix y sont plus bas car la concurrence plus forte.
Banfi, Filippini & Hunt (2005)	<i>Energy Economics</i>	Carburants; CHE	1985 - 1997	3 frontières (190 stations) à moins de 5km x 13 ans / annual	GLS sur panel	Demande en essence : volumes 3 régions frontalières Suisse	Variables d'intérêt : - prix moyen au litre Suisse - prix moyen au litre 3 riverains Variables de contrôle : - revenus par hab. 3 régions frontalières Suisse - revenus par hab. 3 régions frontalières riverains - flux de visiteurs (<i>commuters</i>) depuis 3 riverains - populations 3 régions frontalières Suisse - populations 3 régions frontalières riverains - Nb véhicules par hab. 3 régions frontalières	- Calcul des élasticités dans chaque région frontière. - Évolution de la proportion de CBS (<i>fuel tourism</i>) pour chaque région frontière. - Estimation de l'impact qu'aurait la mise en place d'une taxe CO2 sur le CBS.
Asplund, Friberg et al. (2007)	<i>Journal of Public Economics</i>	Alcool; SWE	1995 - 2004	287 villes (600 points de vente) / monthly	OLS sur panel	Demande : ventes alcool/hab	Variable d'intérêt : - prix local par alcool - prix étranger par alcool en couronnes - distances frontières danoise (Malmö) et finlandaise Variable de contrôle : - effet régional mensuel	- Amplitude du CBS : élasticités à 0, 200 et 400km. - L'effet tombe sous 1% à 460km.

Auteurs	Revue/WP	Marché	Période	Observations	Méthodologie	Variable endogène	Variables explicatives	Résultats
Doyle & Samphantharak (2008)	<i>Journal of Public Economics</i>	Carburants; Illinois et Indiana, USA	2000 - 2001	(5 945 stations IL + 23 488 voisins) x env. 360 jours	Doubles différences	Prix de détail	Variable d'intérêt : - prix de gros Variables de contrôle : - démographie (pop, surf., nb stations, revenus médians) - sociologie (âge, race, éducation) - voyage (nb passagers, temps trajet frontière...)	- Une baisse de 5% des taxes se traduit par une baisse de 3,5% du prix de détail. - La remise en place de la taxe se traduit par une hausse de 4 à 5% du prix. - Ces écarts sont plus faibles près des frontières (+3% pour les stations à moins d'1h des frontières). - Faible effet du ZIP code (démographie).
Manuszak et Moul (2009)	<i>The Review of Economics and Statistics</i>	Carburants, cigarettes; Illinois et Indiana, USA	2001	485 stations / 4 marchés	OLS sur coupe	- Nb de consommateurs - Demande en volume (capacité)	Variables d'intérêt : - zone (marché) Variables de contrôle : - caractéristiques démographiques - nb sorties d'autoroute	- La volonté d'un consommateur du Chicagoland de voyager un mile supplémentaire pour acheter de l'essence correspond à environ 6,5 à 8,4 cent/gallon (-1,2 à 1,6 c _{€2009/l}). - La perte de volume représente pour Chicago (taxes les plus élevées) un manque à gagner de 40%.
Leal, Lopez-Laborda & Rodrigo (2009)	<i>Energy Economics</i>	Carburants; ESP (intra)	2001 - 2007	75 x 7 régions périphériques Aragon / monthly	ECM	Volumes diésel Aragon	Variables d'intérêt : - prix Aragon - écarts de prix régions périph Variables de contrôle : - nb véhicules immatriculés Aragon - écarts de taxes régions périph	- Les ventes en Aragon sont positivement impactées par les écarts de prix régions périph et les immat Aragon, mais négativement par les prix Aragon (élasticité). - Cet effet est confirmé pour la surtaxe régionale de Catalogne, mais pas pour celles des autres régions.
Leal & Lopez-Laborda (2010)	<i>International Advances in Economic Research</i>	Alcools, carburants, cigarettes, loteries (survey); USA (intra et CAN), SWE, GBR, NLD, ESP (intra)	1950 - 2007	-	-	-	-	- Calcul des élasticités dans les régions frontières. - Prise en compte du coût de transport. - Impact de la fiscalité sur le CBS. - Impact de l'e-commerce.
Knight & Schiff (2012)	<i>American Economic Journal: Economic Policy</i>	Loterie; USA	1995 - 2008	22 960 obs dans 42 États / weekly	OLS sur coupe transversale	Revenus de la loterie par habitant et par État	Variables d'intérêt : - prix relatif du ticket dans l'État 1 - prix relatif du ticket dans l'État 2 - flux relatif de joueurs entrant à 25, 50 et 100km - flux relatif de joueurs sortant à 25, 50 et 100km Variables de contrôle : - flux de travailleurs transfrontaliers (qui n'ont pas de coût de transport)	- Le shopping CBS a un effet positif sur les revenus par habitant de presque tous les États. - L'effet est fort dans les petits États et faible dans les grands. - L'effet est dégressif avec la distance de la frontière (surtout au-delà de 25km). - L'effet est surtout significatif sur les populations qui passent les frontières pour travailler (non significatif pour celles qui ne font que du CBS). Tests de robustesse : - inclus Washigton DC ; - pondération par la population des États ; - exclus jackpots exceptionnels.

A3. Modèles d'économie spatiale (Introduction)

A3.1. Structure des prix

Fondamentalement, le prix de détail R_j dans une région j peut s'exprimer ainsi :

$$R_j = \alpha_j O + E_j + T_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

où O représente le prix du pétrole en dollars, E_j le taux de change entre le dollar et la monnaie locale, T_j les taxes applicables dans la région j et ε_j le résidu ; le coefficient α_j capte alors les effets locaux de transfert du prix du pétrole au prix de détail.

On distingue les coefficients de transfert amont $\alpha_{u,j}$ et aval $\alpha_{d,j}$:

$$W_j = \alpha_{u,j} O + E_j + v_j \quad (2a)$$

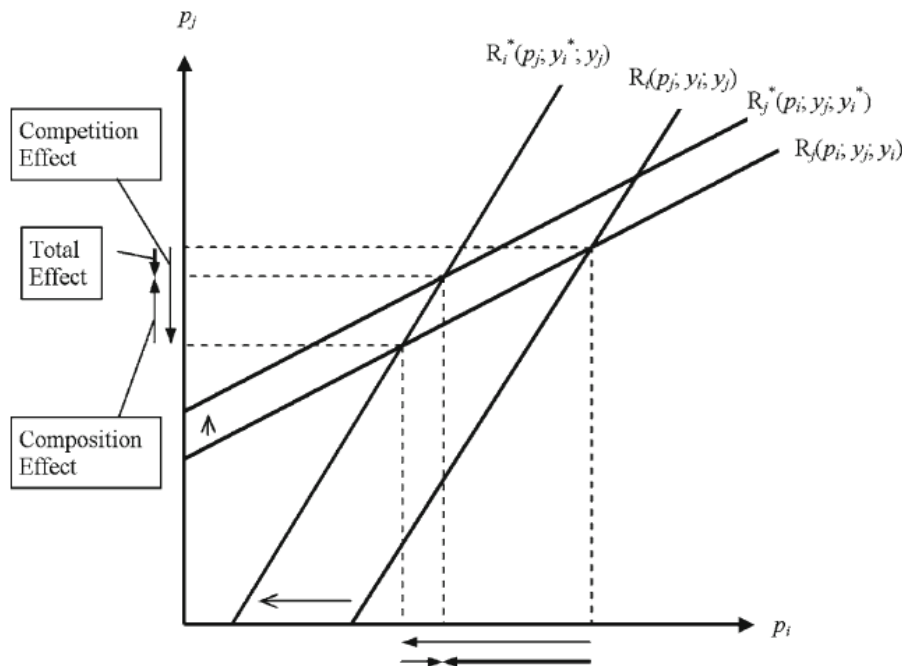
$$R_j = \alpha_{d,j} W_j + T_j + v_j \quad (2b)$$

où W_j est le prix de gros du carburant applicable dans la région j .

A3.2. Effet de la concurrence sur les prix

Le modèle de Pennerstrofer (2009) décrit l'effet de la présence de stations indépendantes sur les prix, en distinguant l'effet 'compétition', négatif, de l'effet 'composition du marché', positif, mais moindre.

Fig. A3.1 : Effet de la concurrence locale sur les prix (Pennerstrofer, 2009)



Note : p_i et p_j prix dans les stations i et j , y_i et y_j caractéristiques des carburants des stations i et j , R_i et R_j fonctions de réaction des stations i et j , * indique la valeur/fonction cible.

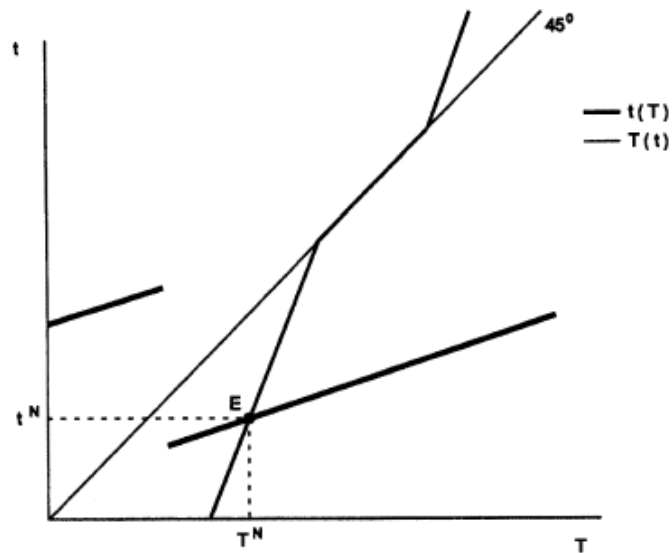
A3.3. Commerce transfrontalier

Modèle de Kanbur et Keen (1993) :

$$t^N = \delta \left(\frac{1}{3} + \frac{2}{3} \theta \right) \text{ et } T^N = \delta \left(\frac{1}{3} + \frac{2}{3} \theta \right) \quad (3)$$

où t^N et T^N sont les taxes respectives du petit et du grand État, θ le rapport de leurs populations et δ le coût de transport unitaire jusqu'à la frontière.

Fig. A3.2: Équilibre de Nash entre les taxes de deux États voisins (Kanbur et Keen, 1993)



A4. Économétrie des séries temporelles (Introduction)

Depuis les travaux initiaux de Granger (1969, 1981 et 1983) sur les relations de causalité entre les séries temporelles, une très vaste littérature économétrique s'est développée (voir Hendry, 1995 ou Mignon et Lardic, 2002). Une grande partie de cette littérature s'appuie sur les travaux fondateurs d'Engle et Granger (1987), qui ont défini un test de cointégration pour les modèles à correction d'erreur (ECM), ainsi que sur les méthodes de Dickey et Fuller (1979), puis de Perron (1989), permettant de tester la présence ou non d'une racine unitaire dans le résidu de la relation de cointégration et de statuer sur la stationnarité des séries. Banerjee *et al.* (1986) ont approfondi cette théorie et décrit les propriétés de ces modèles. Puis, Johansen (1990, 1991 et 1992) a mis au point un test de cointégration vectoriel. D'autres tests ont été proposés par la suite pour les séries en panel : Levin et Lin (1992), Pesaran et Shin (1997) ou Maddala et Wu (1999) (voir Hurlin et Mignon, 2005). Le test de causalité institué par Granger (1969) étant sensible au nombre de retards spécifiés sur les variables, Hsiao (1981) a proposé une procédure séquentielle permettant de déterminer le nombre de retards de façon endogène en minimisant l'erreur de prédiction (FPE).

A4.1. Relations long terme et court terme

Modèle de Bacon (1991) : le prix de détail R_t d'un produit, en l'occurrence un carburant, à la période t est modélisé par rapport au prix R_{t-1} de la période précédente et à l'écart au prix d'équilibre R_t^T ainsi :

$$R_t = R_{t-1} + (1 - \varphi)(R_t^T - R_{t-1}) \quad (4)$$

où φ est la vitesse de retour au prix d'équilibre, ou vitesse d'ajustement.

Pour capter les effets d'asymétrie, Bacon propose le modèle non linéaire suivant :

$$R_t = R_{t-1} + \alpha(R_t^T - R_{t-1})^2 + \beta(R_t^T - R_{t-1}) \quad (5)$$

dans lequel les signes des coefficients α et β indiquent la présence ou non d'asymétries.

Modèle de Borenstein *et al.* (1992 et 1997) : le prix de détail R_t à la période t est exprimé en fonction du prix du pétrole brut O_t et d'un terme de tendance $\varphi_2 t$, s'il existe :

$$R_t = \varphi_0 + \varphi_1 O_t + \varphi_2 t + \varepsilon_t \quad (6)$$

où ε_t est le terme d'erreur.

Et l'équation dynamique d'équilibre court terme du prix s'écrit :

$$\Delta R_t = \vartheta_0 + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta O_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta O_{t-i}^-) + \vartheta_1 ECT_{t-1} + \nu_t \quad (7)$$

où $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$ représente la variation du prix du carburant, $\Delta O_t^+ = \text{Max}(O_t - O_{t-1}, 0)$ celle du prix du pétrole lorsqu'elle est positive et $\Delta O_t^- = \text{Min}(O_t - O_{t-1}, 0)$ celle du prix du pétrole lorsqu'elle est négative, n constituant le nombre de retards significatifs pris en

compte ; ECT_t est alors le terme de correction d'erreur, exprimant l'écart du prix R_t à son équilibre de long terme :

$$ECT_t = R_t - (\hat{\varphi}_0 + \hat{\varphi}_1 O_t + \hat{\varphi}_2 t) \quad (8)$$

et v_t le terme d'erreur.

Enfin, les auteurs intègrent à ce modèle les termes autorégressifs de ΔR_t , c'est-à-dire les variations passées du prix de détail qui expliquent celles de la valeur contemporaine :

$$\Delta R_t = \vartheta_0 + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta O_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta O_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^n (\gamma_i^+ \Delta R_{t-i}^+ + \gamma_i^- \Delta R_{t-i}^-) + \vartheta_1 ECT_{t-1} + v_t \quad (9)$$

en dissociant aussi les variations positives ΔR_t^+ et négatives ΔR_t^- .

Modélisation ARDL de Pesaran et Shin (1998 et 2001) : la relation de long terme s'exprime :

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_1 R_{t-i} + \sum_{j=0}^m \alpha_2 O_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

la relation court terme restant inchangée (équation (9)).

A4.2. Réponse impulsionnelle

L'équation (9) permet de former la fonction cumulative d'ajustement CAF pour un choc permanent de $\Delta O^+ = 1$:

$$\begin{aligned} CAF_0^+ &= \beta_0^+ \\ CAF_1^+ &= CAF_0^+ + \beta_1^+ + \vartheta_1 (CAF_0 - \varphi_1) + \gamma_1^+ \text{Max}(0, CAF_0) + \gamma_1^- \text{Min}(0, CAF_0) \\ &\dots \\ CAF_k^+ &= CAF_{k-1}^+ + \beta_k^+ + \vartheta_1 (CAF_{k-1} - \varphi_1) + \sum_{i=1}^k (\gamma_i^+ \text{Max}(0, CAF_{k-i} - CAF_{k-i-1}) + \\ &\quad \gamma_i^- \text{Min}(0, CAF_{k-i} - CAF_{k-i-1})) \end{aligned} \quad (11)$$

A4.3. Marginal convenience yield

Modèle de Pindyck (1994) :

$$C_t = (c_{t-1} + \mu_t) y_t + a(\Delta y_t)^2 + \phi(n_t, x_{t+1}) + s(n_t) \quad (12)$$

où $c_{t-1} + \mu_t$ représente le coût marginal de production de la période t affecté de la perturbation μ_t , y_t le niveau de la production, x_t celui des ventes, $s(n_t)$ le coût des stocks de niveau n_t et $\phi(n_t, x_{t+1})$ la fonction de *marginal convenience yield* suivante :

$$\phi_t = \beta O_t (n_t / x_{t+1})^{-\Phi} - a \quad (13)$$

A4.4. Volatilité conditionnelle

Les travaux fondateurs en économétrie de la variance conditionnelle sont dus à Robert Engle. Dans son article publié en 1982, puis approfondi par la suite (1984, 1985 et 2004), il développe une modélisation des processus à hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH), qui sert de base à l'ensemble de la littérature sur la volatilité jusqu'à nos jours.

Modèle d'Engle (1982) : la variance à la date t est décrite en fonction des carrés des restes des p précédentes périodes, pour un processus ARCH(p) :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (14)$$

où $u_t = \sigma_t \varepsilon_t$ est le reste de la régression $y_t = \gamma x_t + u_t$, $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0; 1)$.

Ce modèle permet ainsi de décrire la variance à une date donnée en fonction des carrés des restes des précédentes périodes. Peu après, Bollerslev (1986) proposa un modèle ARCH généralisé (GARCH), intégrant les valeurs passées de la variance elle-même.

Modèle de Bollerslev (1986) : processus GARCH(p, q), intégrant les valeurs passées de la variance elle-même :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (15)$$

Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) appliquèrent aussi cette modélisation aux séries multivariées à covariance conditionnelle. Afin de pallier certaines limites du modèle GARCH, Nelson (1991) en proposa une variante exponentielle, devenue EGARCH, utile notamment pour capter des effets asymétriques. D'autres variantes furent ensuite développées, comme les modèles intégrés IGARCH (Engle et Bollerslev, 1986), le modèle GJR-GARCH (Glosten, Jagannathan et Runkle, 1993), le modèle APARCH (Ding, Granger et Engle, 1993), ou encore les modèles à seuil TGARCH (Zakoïan, 1994). Des recherches ont aussi porté sur les processus GARCH à changement de régime markovien (Hamilton et Susmel, 1994 ; Francq, Roussignol et Zakoïan 2001). Salisu et Fasanya (2012), ont comparé la performance des différents modèles de volatilité sur le prix du pétrole, concluant que les modèles GARCH asymétriques produisaient les meilleurs résultats.

A4.5. Ruptures structurelles

Les premiers à proposer un test permettant de détecter une – éventuelle – rupture structurelle dans la relation de long terme furent Zivot et Andrews (1992) ; ce test de racine unitaire améliore celui de Perron (1989) en estimant le point de rupture de façon endogène par un test de stationnarité de part et d'autre de ce point³⁰. Gregory et Hansen (1996) ont proposé un test de cointégration avec un point de rupture, qui compare les coefficients de la relation de cointégration. En utilisant la méthode de Monte-Carlo, Hendry *et al.* (1996) établissent que les tests basés sur des modèles ECM sont plus efficaces que la procédure d'Engle et Granger avec test de racine unitaire en présence d'un point de rupture. Nelson *et al.* (2001), après avoir comparé différents tests de racine unitaire, confirment que le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) est inefficace dans les cas de ruptures structurelles multiples.

³⁰ Bien avant, Gregory Chow (1960) avait proposé un test de rupture, toujours utilisé, mais pour lequel la date de rupture est fixée par l'observateur.

En présence de ruptures multiples dans une relation, Bai et Perron (1998) ont présenté une procédure pour déterminer leur nombre, en traitant les dates de rupture comme des coefficients ; les auteurs proposent un test sur le nombre présumé de ruptures comparé à ce nombre incrémenté d'une unité. La méthode de détermination de ces dates restant encore empirique, Bai et Perron (2003) ont proposé par la suite un algorithme permettant d'automatiser cette procédure. Carrion *et al.* (2002) ont aussi proposé un test de stationnarité avec ruptures multiples, basé sur celui de Hadri (2000). Qu et Perron (2007) ont proposé un test pour changements structurels multiples dans les régressions multivariées. Plus récemment, en s'appuyant sur les travaux de Hamilton (1990, 1996a et 1996b), Janczura et Weron (2012) ont établi un protocole pour tester la validité d'un modèle à changement de régime basé sur les chaînes de Markov (MRS) sur une série donnée. L'apport de cette approche est de permettre une détection endogène des points de rupture.

A5. ARDL Tests (Chapitre 1)

$$\text{Diesel Price: } P_{D,t} = c_D + \sum_{k=1}^p \alpha_{D,1} P_{D,t-k} + \sum_{k=0}^q \alpha_{D,2} B_{D,t-k} + u_{D,t}$$

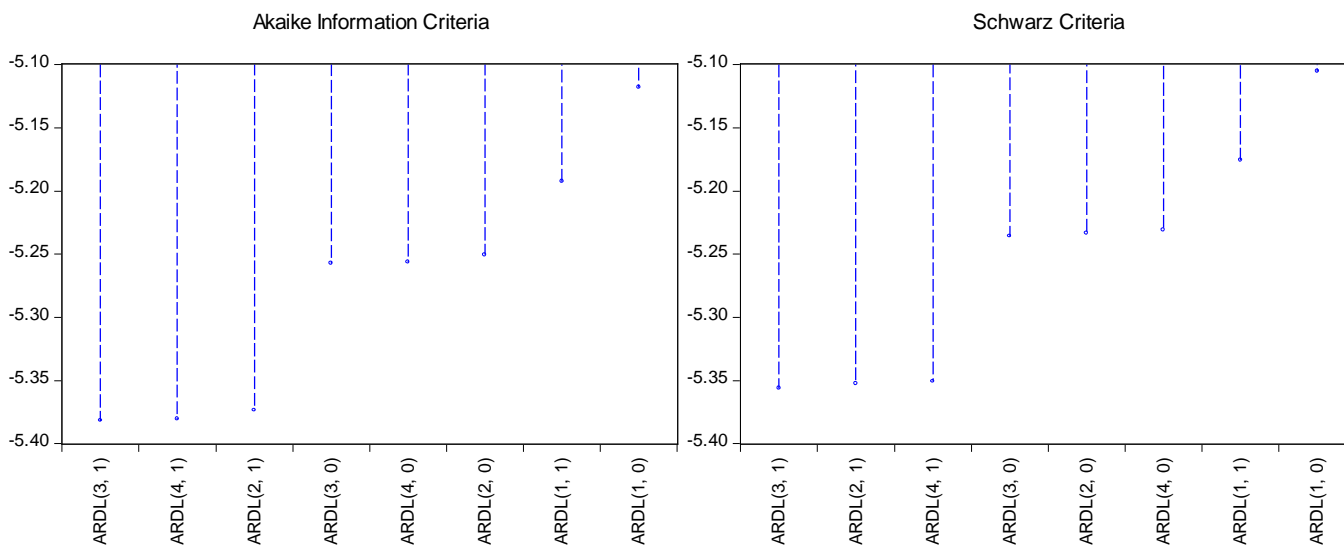
Table A5.1: Correlogram of residuals

Date: 10/06/16 Time: 16:38
 Sample: 5/07/1993 4/29/2016
 Included observations: 1197
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1			-0.128	-0.128	19.646	0.000
2			0.078	0.062	26.891	0.000
3			0.058	0.077	30.998	0.000
4			0.086	0.100	39.903	0.000
5			0.037	0.053	41.566	0.000
6			0.070	0.066	47.482	0.000
7			0.003	0.001	47.491	0.000
8			0.054	0.032	51.060	0.000
9			0.086	0.082	59.899	0.000
10			-0.009	-0.006	59.989	0.000
11			0.067	0.044	65.395	0.000
12			0.036	0.030	66.957	0.000
13			0.006	-0.011	66.997	0.000
14			0.049	0.027	69.953	0.000
15			-0.006	-0.020	70.001	0.000
16			0.004	-0.016	70.023	0.000
17			0.055	0.036	73.758	0.000
18			0.016	0.015	74.052	0.000
19			-0.020	-0.026	74.527	0.000
20			0.019	-0.010	74.959	0.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Fig. A5.1: Model Selection Criteria



$$SP95 \text{ Price: } P_{S,t} = c_S + \sum_{k=1}^p \alpha_{S,1} P_{S,t-k} + \sum_{k=0}^q \alpha_{S,2} B_{S,t-k} + u_{S,t}$$

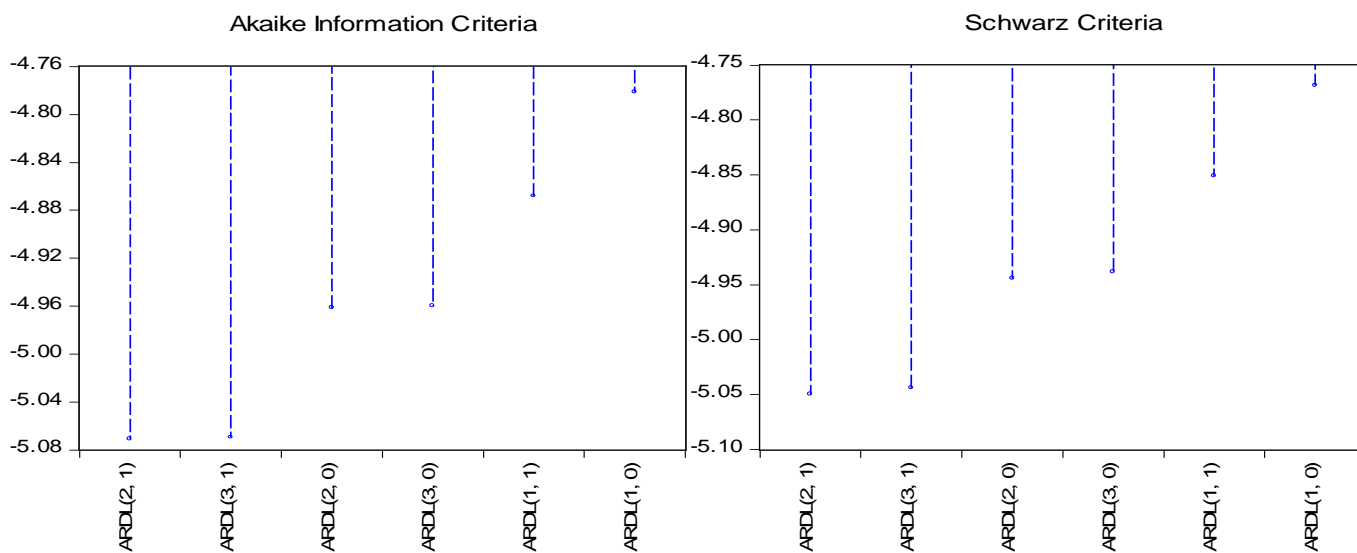
Table A5.2: Correlogram of residuals

Date: 10/06/16 Time: 16:38
 Sample: 5/07/1993 4/29/2016
 Included observations: 1197
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.128	-0.128	19.646	0.000
		2	0.078	0.062	26.891	0.000
		3	0.058	0.077	30.998	0.000
		4	0.086	0.100	39.903	0.000
		5	0.037	0.053	41.566	0.000
		6	0.070	0.066	47.482	0.000
		7	0.003	0.001	47.491	0.000
		8	0.054	0.032	51.060	0.000
		9	0.086	0.082	59.899	0.000
		10	-0.009	-0.006	59.989	0.000
		11	0.067	0.044	65.395	0.000
		12	0.036	0.030	66.957	0.000
		13	0.006	-0.011	66.997	0.000
		14	0.049	0.027	69.953	0.000
		15	-0.006	-0.020	70.001	0.000
		16	0.004	-0.016	70.023	0.000
		17	0.055	0.036	73.758	0.000
		18	0.016	0.015	74.052	0.000
		19	-0.020	-0.026	74.527	0.000
		20	0.019	-0.010	74.959	0.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Fig. A5.2: Model Selection Criteria



A6. GARCH(1,1) estimation (Chapitre 2)

Table A6.1 : GARCH(1,1) of DLGR

Dependent Variable: DLGR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/03/16 Time: 17:41
 Sample (adjusted): 5/21/1993 4/29/2016
 Included observations: 1198 after adjustments
 Convergence achieved after 15 iterations
 MA Backcast: 5/14/1993
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.248420	0.062135	3.998043	0.0001
MA(1)	0.208380	0.066910	3.114328	0.0018
Variance Equation				
C	6.37E-06	1.92E-06	3.314436	0.0009
RESID(-1)^2	0.103591	0.014294	7.246913	0.0000
GARCH(-1)	0.886313	0.014816	59.81943	0.0000
R-squared	0.181498	Mean dependent var		0.000606
Adjusted R-squared	0.180814	S.D. dependent var		0.022246
S.E. of regression	0.020134	Akaike info criterion		-5.193476
Sum squared resid	0.484854	Schwarz criterion		-5.172239
Log likelihood	3115.892	Hannan-Quinn criter.		-5.185475
Durbin-Watson stat	2.001296			
Inverted AR Roots	.25			
Inverted MA Roots	-.21			

Table A6.2 : Bai-Perron test on DLGR volatility

Multiple breakpoint tests

Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks

Sample: 5/07/1993 4/29/2016

Included observations: 1198

Breaking variables: MEAN

Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks: 3

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	285.9727	285.9727	8.58
1 vs. 2 *	89.22658	89.22658	10.13
2 vs. 3 *	33.73237	33.73237	11.14
3 vs. 4	0.000000	0.000000	11.83

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Break dates:

	Sequential	Repartition
1	11/19/1999	11/19/1999
2	11/20/2009	4/25/2003
3	4/25/2003	11/13/2009

A7. Granger causality in oil and fuel prices (Chapitre 2)

Granger causality tests are very homogeneous over the total period and the eight sub-periods. They clearly show that changes in retail prices ΔGR_t are caused by those of wholesale prices ΔGW_t and crude oil ΔBE_t . However, an unexpected result appears: the Brent price changes are caused by those of wholesale prices in Rotterdam. We find the same causal chain within each sub-period. The same observation is made for unleaded gasoline. This tends to confirm that the European benchmark is the Rotterdam market, more than the ICE.

Note: The same test was performed on the American market. Price interdependence is stronger here: changes in fuel prices in New York (conventional gasoline) are caused by those of WTI and vice versa, as well as wholesale prices (NY harbor); however, no causality occurs between wholesale prices and retail one. East Coast reference price seems to be crude oil (WTI). No clear causality was found on West Coast market (L.A.), which is smaller.

Table A7.1 : Granger causality test over total period

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 5/07/1993 4/29/2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBE does not Granger Cause DLGR	1197	98.8292	2.E-40
DLGR does not Granger Cause DLBE		0.07726	0.9257

→ **DLBE causes DLGR**

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 5/07/1993 4/29/2016
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBE does not Granger Cause DLGW	1198	0.52955	0.4669
DLGW does not Granger Cause DLBE		139.676	1.E-30

→ **DLGW causes DLBE**

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 5/07/1993 4/29/2016
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLGW does not Granger Cause DLGR	1197	438.009	2E-143
DLGR does not Granger Cause DLGW		0.17031	0.8434

→ **DLGW causes DLGR**

A8. Stability diagnostics for asymmetric ECM regressions (Chapitre 2)

Fig. A8.1: CUSUM test

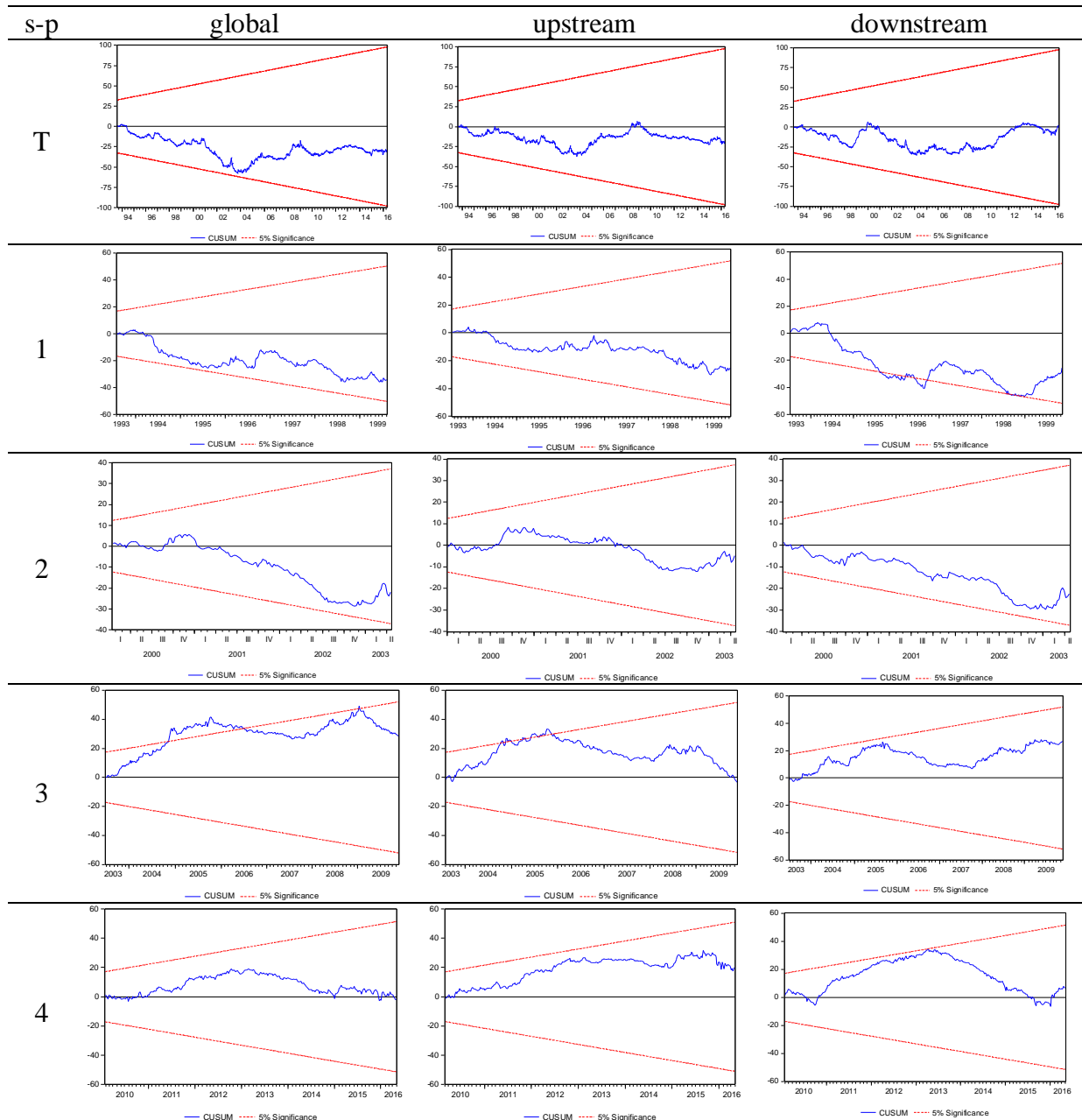
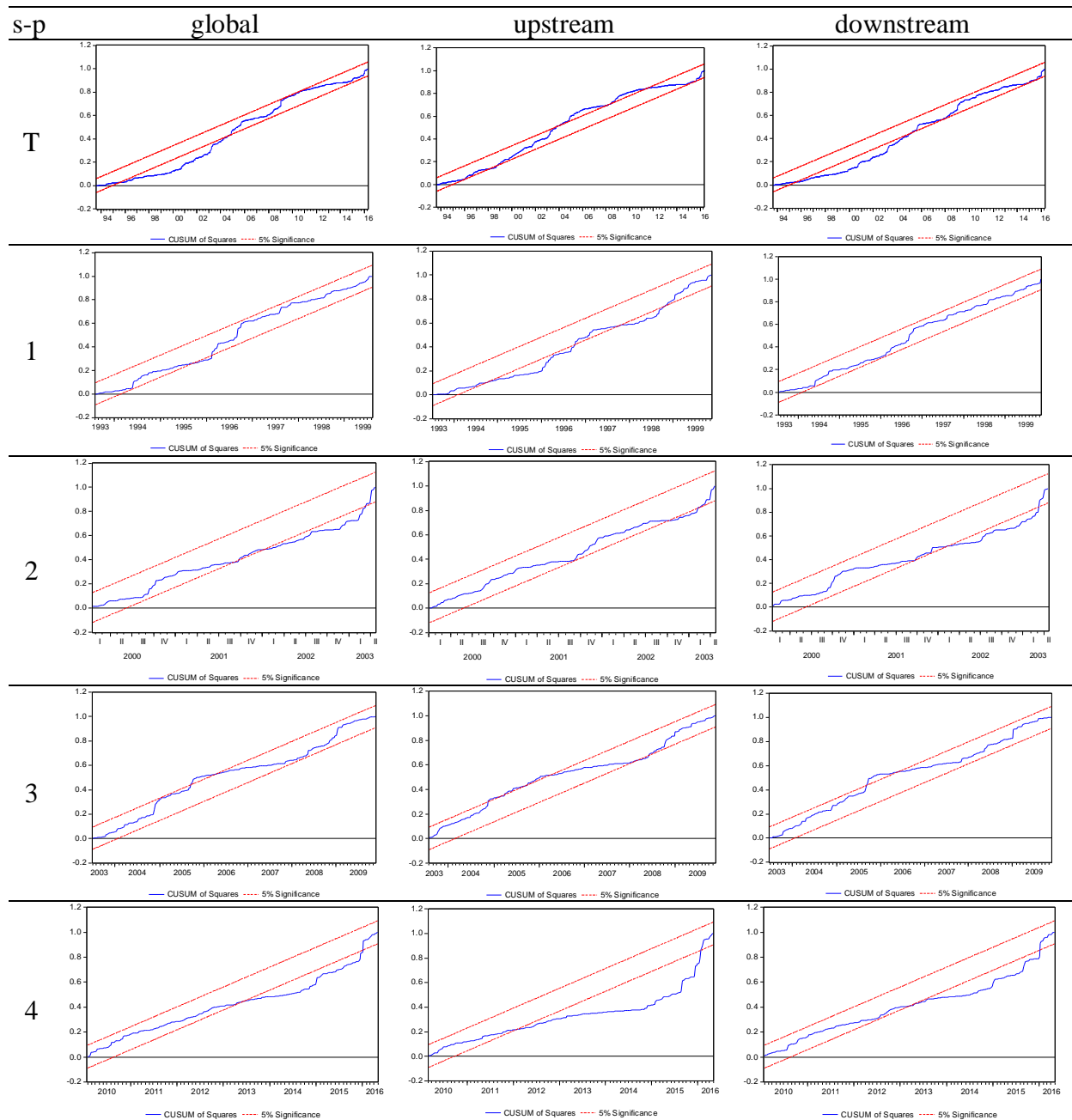
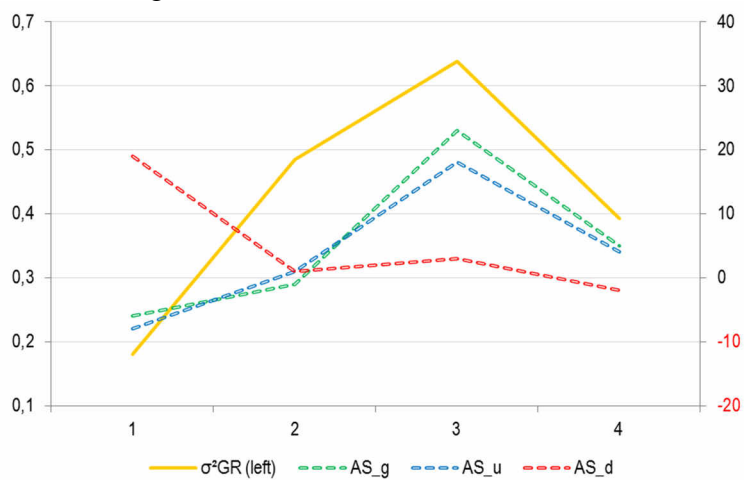


Fig. A8.2: CUSUM of squared test

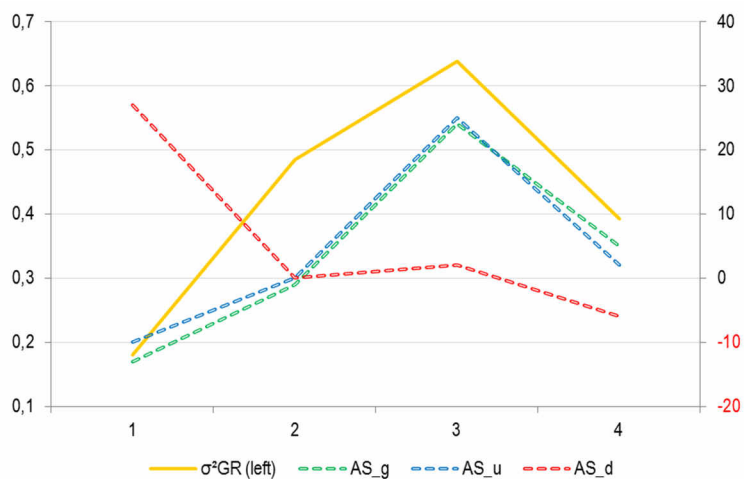


A9. Compared evolution of asymmetries and volatility (Chapitre 2)

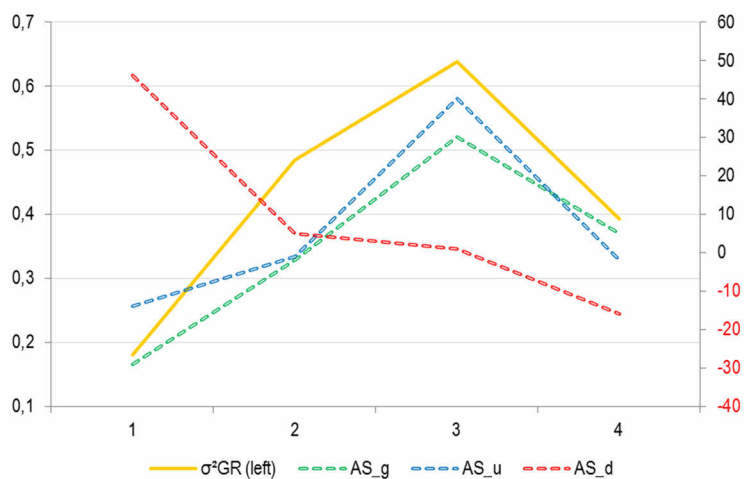
Fig. A9.1: Speeds of attuning AS and conditional variance of GR at 3 levels of convergence



$$I_N^\diamond > 0.90\lambda$$



$$I_N^\diamond > 0.95\lambda$$



$$I_N^\diamond > 0.99\lambda$$

Fin du document