



**HEC MONTRÉAL**

**Ajustements non linéaires et asymétriques des prix à la rampe de chargement  
des raffineries au Canada**

**par  
Edem Osseyi**

**Sciences de la gestion  
(Analytique d'affaires)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences en gestion  
(M. Sc.)*

Août 2017

© Edem Osseyi, 2017

## Résumé

Ce travail de recherche vise à vérifier si les prix à la rampe de chargement des raffineries réagissent différemment aux changements du prix du pétrole et aux déviations par rapport à la marge de l'équilibre de long terme. Il utilise des données quotidiennes sur la période de juin 2009 à novembre 2014 et un modèle dynamique de cointégration non linéaire. Afin d'analyser les différents comportements des prix à la rampe de chargement, nous avons également généralisé le modèle dynamique, pour tenir compte de l'effet simultané des changements du prix du pétrole et de la marge du raffinage. Les résultats des analyses de régression révèlent la présence d'une double asymétrie dans l'ajustement des prix à la rampe de chargement de la raffinerie et suggèrent que les effets des variations dans la marge de raffinage peuvent être incorporés, dans les modèles dynamiques, pour comprendre l'asymétrie de la réponse au changement du prix du pétrole.

# Table des matières

Résumé .....	i
Remerciements .....	v
1. Introduction .....	1
2. Marché canadien du pétrole et du raffinage .....	3
2.1 Production et importation .....	3
2.2 Raffinage .....	6
2.3 Distribution .....	10
3. Contexte du mémoire : écarts entre prix des pétroles bruts de référence .....	13
4. Revue de littérature .....	17
4.1 Question de l'asymétrie du prix de l'essence .....	22
4.1.1 Étude de Bacon (1991) .....	22
4.1.2 Étude de Karrenbrock (1991) .....	24
4.1.3 Étude de Borenstein et al. (1997) .....	25
4.1.4 Étude de Godby et al. (2000) .....	30
4.1.5 Étude de Bachmeier et Griffin (2003) .....	32
4.2 Principaux résultats des autres études .....	33
5. Données et méthodologie .....	42
5.1 Données .....	42
5.2 Saisonnalité .....	45
5.3 Tests de racine unitaire et de stationnarité .....	46
5.4 Cointégration .....	48
5.5 MCE avec un seuil de cointégration .....	51
6. Résultats .....	53
6.1 Relations de long terme .....	53
6.2 Test de cointégration .....	54
6.3 Faible exogénéité du prix du pétrole .....	55
6.4 MCE avec un seuil de cointégration .....	56
6.5 Discussion générale .....	59
6.6 Impact de l'asymétrie des marges de raffinage .....	60
7. Conclusion .....	64
Bibliographie .....	65
Annexes .....	i
A. Tests de racine unitaire et de stationnarité .....	i
B. Test de cointégration linéaire .....	iii
C. Test de cointégration non linéaire .....	iv
D. Exogénéité .....	vii
E. Estimations de l'asymétrie du prix à la rampe .....	viii

## Liste des tableaux

Tableau 4.2.1 : Sommaire des résultats principaux de la littérature .....	40
Tableau 4.2.2 : Sommaire des résultats principaux de la littérature (Suite) .....	41
Tableau 5.1.1 : Statistique sommaires des prix de l'essence à la rampe et du prix du Brent à Montréal (juin 2009 à novembre 2014).....	44
Tableau 6.1.1 : Estimations des relations de long terme.....	54
Tableau 6.4.1 : Estimations des vitesses de l'ajustement à long terme.....	57
Tableau 6.4.2: Estimations des effets transitoires des chocs sur le prix du pétrole ...	58
Tableau 6.4.3: Estimations des effets transitoires des chocs sur le prix du pétrole ...	58
Tableau 6.6.1 : Quatre scénarios possibles .....	62
Tableau A.1 : Tests de racine unitaire augmenté de Dickey-Fuller.....	i
Tableau A.2 : Tests de racine unitaire de Phillips-Perron.....	ii
Tableau A.3 : Tests de stationnarité de KPSS.....	ii
Tableau B.1 : Tests de cointégration d'Engle et Granger (1987).....	iii
Tableau C.1 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes des maritimes .....	iv
Tableau C.2 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes des maritimes .....	iv
Tableau C.3 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes du Québec .....	v
Tableau C.4 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes du Québec .....	v
Tableau C.5 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes de l'Ontario .....	v
Tableau C.6 : Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes de l'Ontario.....	vi
Tableau D.1 Statistiques des tests de faible exogénéité du prix du pétrole .....	vii
Tableau E. 1 : Estimations pour les villes des maritimes.....	viii
Tableau E. 2 : Estimations pour les villes des maritimes (suite) .....	ix
Tableau E. 3 : Estimations pour les villes du Québec.....	x
Tableau E. 4 : Estimations pour les villes de l'Ontario.....	xi
Tableau E. 5 : Estimations pour les villes de l'Ontario (suite) .....	xii

## Liste des figures

Figure 2.1.1 : Parts en pourcentages de la production canadienne en 2014.....	4
Figure 2.1.2 : Réseaux de commercialisation du pétrole au Canada .....	5
Figure 2.1.3 : Pipeline 9B d'Enbridge .....	6
Figure 2.2.1 : Localisation des raffineries actuelles au Canada .....	8
Figure 2.2.2 : Prix représentatifs du pétrole brut .....	10
Figure 3.1 : Évolutions des marges de raffinage (cents/litre) dans les marchés de l'est et de l'Ouest du Canada .....	14
Figure 4.1 : Évolutions des prix moyens de 22 stations d'essence au détail (détaillants majeurs et indépendants) et du prix à la rampe à Toronto de février à juin 2001 .....	18
Figure 4.2 : Structure simplifiée du marché de l'essence .....	20
Figure 4.3 : Évolutions des prix moyens (en cents USD) de l'essence de 33 villes américaines et du prix du pétrole, 1986-1992 .....	21
Figure 5.1.1 : Évolutions des prix à la rampe de chargement par rapport au prix du Brent de Montréal .....	43
Figure 5.1.2 : Évolutions des marges de raffinage par rapport au prix du Brent de Montréal .....	44
Figure 5.2.1 : Moyennes mensuelles du prix à la rampe.....	45
Figure 5.2.2: Moyennes mensuelles des marges de raffinage.....	46
Figure 6.1.1 : Évolutions des écarts relatifs aux équilibres de longs termes .....	54

## Remerciements

Ce mémoire, qui fut un travail de longue haleine, n'aurait pu être réalisé sans le concours de plusieurs personnes, à qui je voudrais exprimer toute ma gratitude. Je voudrais donc profiter de ce préambule pour remercier les personnes qui m'ont soutenu tout au long de la rédaction de ce mémoire.

Tout d'abord, je tiens à remercier mon directeur de mémoire, Pierre-Olivier Pineau et mon co-directeur Jean-François Plante, pour leurs supports, leur grande disponibilité et leurs précieux conseils. Rédiger ce mémoire avec vous, fut pour moi un immense honneur et une expérience de travail enrichissante. Je ne saurais également oublier le soutien financier que vous m'avez accordé.

Enfin, je tiens à remercier ma famille et particulièrement mon père et Ritchelle qui m'ont soutenu et encouragé durant mes études à HEC Montréal.

# 1. Introduction

Au Canada, les envolées des prix de l'essence ont souvent suscité de nombreux débats au sein de la population et soulevé des soupçons chez certaines autorités publiques quant à la manière dont les entreprises pétrolières établissent les prix de l'essence. Dans un article intitulé *High gas prices more likely due to oiligopoly than collusion*, l'économiste Andrew Leach (2011) faisait justement état de la « réaction instinctive » des Canadiens qui croient que les prix élevés de l'essence et les flambées des marges de raffinage, sont le résultat de la collusion entre les grandes entreprises pétrolières.

En fait, depuis les années 70, le secteur pétrolier de la raffinerie au Canada a évolué au rythme de restructurations massives et de la concentration des activités de raffinage dans les provinces canadiennes. Actuellement au Canada, le secteur du raffinage pétrolier est fortement concentré, puisqu'on y dénombre seulement 15 entreprises qui raffinent toute la gamme des produits pétroliers. Parmi ces entreprises, cinq seulement détiennent près de 83 % de la capacité totale.

En raison de cette concentration élevée, plusieurs questions ont souvent été soulevées, au sujet de la possibilité d'excès du pouvoir de marché et notamment de l'influence que les raffineurs pourraient exercer sur les prix de l'essence, en les changeant asymétriquement par rapport aux variations des coûts. Ainsi, notre principale préoccupation dans ce mémoire est de déterminer, si les prix établis par les raffineurs canadiens réagissent différemment aux variations de la principale composante de leurs coûts, le prix du pétrole brut.

Par conséquent, ce travail de recherche s'intéressera à la question de l'asymétrie de la transmission des prix du pétrole brut dans la structure en aval de l'industrie pétrolière. Il visera à vérifier, avec des tests asymétriques, si les prix à la rampe de chargement de la raffinerie (appelé « prix à la rampe ») réagissent différemment aux mouvements du prix du pétrole.

Pour effectuer notre analyse, nous avons obtenu des données quotidiennes des prix du pétrole et des prix à la rampe, pour plusieurs villes canadiennes. En raison des longues périodes de stabilité des prix du pétrole brut domestiques dans l'ouest, nous avons limité nos analyses aux marchés de l'est canadien. Pour vérifier la

présence d'asymétrie, nous utilisons un modèle à correction d'erreur avec un seuil de cointégration qui est reconnu comme l'une des approches les plus populaires et les plus performantes, pour modéliser l'asymétrie de la transmission. Avec ce modèle à correction d'erreur, nous chercherons d'abord à vérifier la présence d'asymétrie dans l'ajustement du prix à la rampe à la marge de long terme et dans les effets transitoires des chocs sur le prix du pétrole brut. Comme la marge de raffinage est également un indicateur de la rentabilité du secteur du raffinage, nous généraliserons ensuite ce modèle, pour tenir compte de l'effet simultané du changement du prix du pétrole et de la marge de raffinage. À notre connaissance, aucune étude de ce genre n'a encore été réalisée au Canada.

La suite de ce mémoire s'organise de la manière suivante. Dans le chapitre 2, nous décrivons le fonctionnement du marché canadien du pétrole et du raffinage. Le chapitre 3 présente un aperçu du contexte récent de différentiels importants dans les prix de différents types de pétrole brut et le chapitre 4 est dédié à la présentation de la revue de littérature. Dans le chapitre 5, nous présentons les données et la méthodologie que nous adoptons, pour vérifier s'il y a présence d'asymétrie dans la dynamique des prix à la rampe. Enfin, le chapitre 6 est entièrement consacré à la présentation des résultats.

## **2. Marché canadien du pétrole et du raffinage**

D'une manière générale, la chaîne de valeur du pétrole peut être segmentée en trois domaines d'activités principales: la production, le raffinage et la distribution. La production comprend les activités d'exploration, d'extraction et de transport du pétrole vers les raffineries ou les usines de valorisation de sables pétrolifères. Vient ensuite le raffinage, qui se définit comme étant le processus de la transformation du pétrole en produits finis, c'est-à-dire les produits pétroliers raffinés (PPR). Enfin, à l'étape de la distribution se trouve les circuits d'alimentation des terminaux qui à leur tour approvisionnent les détaillants d'essence et d'autres PPR (diesel, propane, etc.).

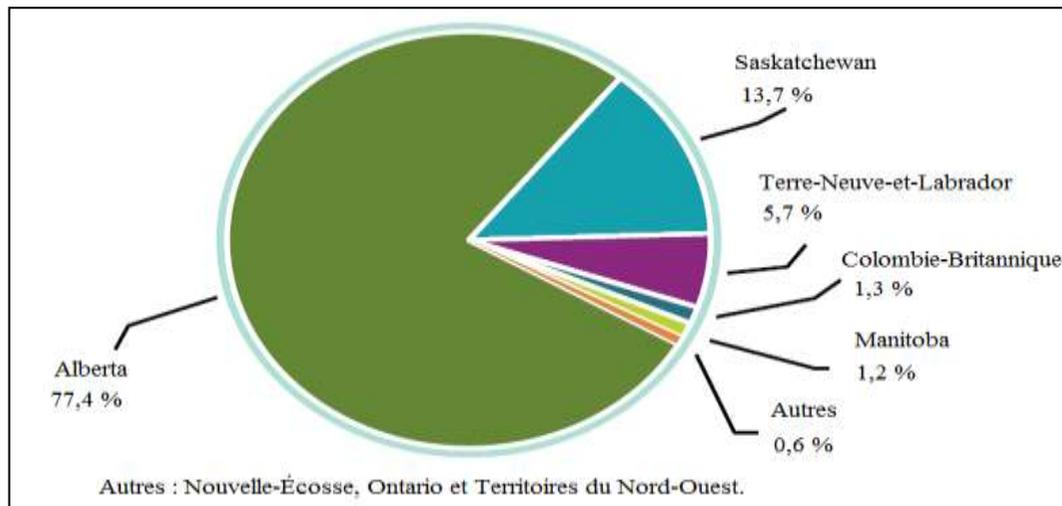
Toutefois, le Canada présente quelques spécificités, car la chaîne de valeur n'est pas exactement la même d'une province à l'autre. En effet, certaines provinces utilisent des bruts domestiques, alors que d'autres dépendent fortement des importations du pétrole. Toutes ne raffinent pas localement du pétrole, et importent donc leurs PPR.

Ainsi, la première section de ce chapitre est consacrée aux activités de la production et des importations du pétrole. La deuxième section de ce chapitre est consacrée au raffinage. Enfin la dernière section du chapitre est essentiellement consacrée aux systèmes de distribution des produits pétroliers raffinés entre les raffineries et les terminaux.

### **2.1 Production et importation**

Le Canada se situe au cinquième rang de la production mondiale du pétrole et est également un exportateur net (Gouvernement du Canada, 2016; Ressources naturelles Canada, 2016b). En 2013, la production quotidienne du pétrole au Canada s'établissait à 3,5 millions de barils, dont 3,2 en provenance de l'Ouest canadien (CAPP, 2014). Comme le montre la figure 2.1.1, la majeure partie de cette production provient des provinces de l'Alberta et de la Saskatchewan qui, à elles seules, représentent près de 90 % de la production nationale. Dans l'est du Canada, c'est la province de Terre-Neuve-et-Labrador qui est le principal producteur du pétrole, avec moins de 10 % de la production nationale. La majorité des réserves pétrolières sont celles des gisements de sables bitumineux provenant de la région de

l'ouest. Le Canada dispose toutefois de réserves conventionnelles en Alberta, en Saskatchewan et dans les provinces de l'Atlantique. Cependant, malgré l'importance de la production du pétrole en sable bitumineux, près de trois cinquièmes de la production nationale, durant l'année 2011, étaient encore consacrées à la production de bruts légers (Services économiques TD, 2013).



**Figure 2.1.1 - Parts en pourcentages de la production canadienne en 2014 (Source: Ressources naturelles Canada, 2015)**

S'il est avéré que le Canada se situe au palmarès des premiers producteurs du pétrole, il faut toutefois préciser que seul le tiers de cette production est consacrée à la consommation domestique et près des deux tiers restants, aux exportations vers les États-Unis (Ressources naturelles Canada, 2014a). Comme le montre la figure 2.1.2 ci-dessous, la majeure partie des villes situées dans les provinces de la région des Prairies (ex. : Alberta et Saskatchewan) n'ont aucun accès aux livraisons de bruts provenant des régions maritimes. C'est pourquoi les régions de l'ouest dépendent principalement de la production domestique canadienne. Par contre, les régions situées dans l'est du Canada ont recours à une grande proportion de bruts importés. À cet égard, en raison des contraintes logistiques et des coûts de transport du pétrole venant de l'ouest du Canada, les raffineurs du Québec et de l'Atlantique utilisent principalement du pétrole importé, alors que celles de l'Ontario utilisent des bruts importés et domestiques (Ressources naturelles Canada, 2014a).



**Figure 2.1.2 - Réseaux de commercialisation du pétrole au Canada  
(Source: International Energy Agency, 2010)**

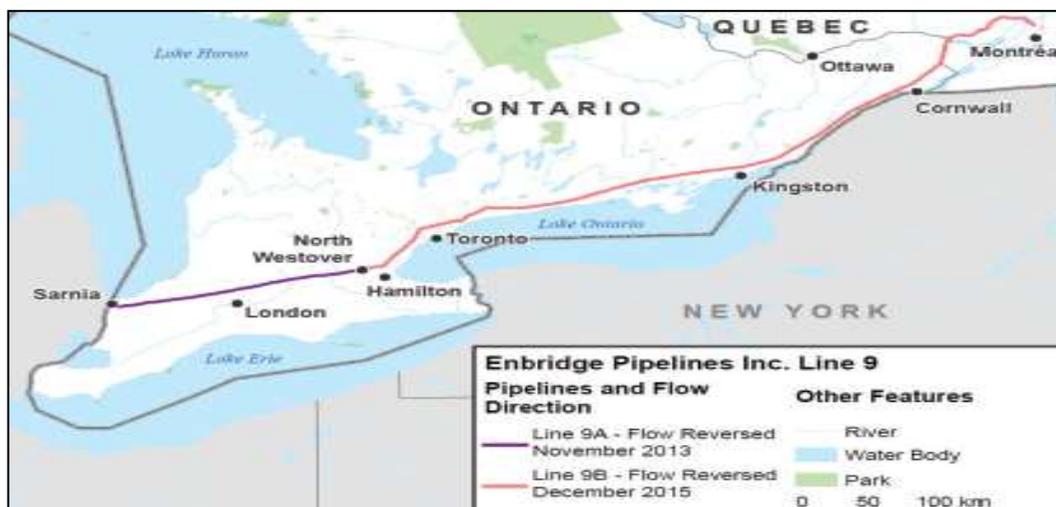
En effet, « Le marché du pétrole brut du Canada est divisé entre les raffineurs de l'ouest du Canada (Sarnia et plus à l'ouest) utilisant du pétrole brut domestique<sup>1</sup> dont le prix est fixé à des niveaux similaires à ceux du West Texas Intermediate (WTI<sup>2</sup>), et les raffineurs de l'est du Canada (raffinerie de Nanticoke en Ontario, Montréal et points à l'est) qui eux dépendent principalement de bruts importés achetés à des prix similaires à ceux du brut Brent<sup>3</sup> de la mer du Nord » (Ressources naturelles Canada, 2014 b). Cette situation a cependant changé en 2015, avec l'inversion de la ligne 9B d'Enbridge, qui permet d'acheminer du pétrole de l'ouest aux raffineries québécoises, à moindre coût total que les importations.

Ceci étant dit, l'industrie du pétrole au Canada peut être perçue comme un marché, caractérisé par une dualité, où se côtoient des raffineurs ayant accès aux importations du brut provenant des différentes régions du monde et d'autres, qui n'ont accès qu'aux sources locales. Ces sources étant en développement, cette limite n'est cependant pas une contrainte en pratique.

<sup>1</sup> Les bruts de référence, avec une qualité relativement similaire au WTI sont l'Edmonton Par ou le Canadian Light Sweet, alors que le Western Canada Select est la référence pour les bruts lourds.

<sup>2</sup> Le WTI (brut léger), produit à Cushing en Oklahoma, est la référence nord-américaine, pour les bruts légers, et est aussi utilisé comme standard pour les contrats à terme des bruts à la bourse du New York Mercantile Exchange (NYMEX).

<sup>3</sup> Le Brent (brut léger) est la référence internationale pour les deux tiers des bruts qui sont cotés sur le marché mondial et est issu des gisements de pétrole provenant de la mer du Nord européenne.



**Figure 2.1.3 - Pipeline 9B d'Enbridge**  
(Source: Canadian Energy Dynamics, 2016)

## 2.2 Raffinage

La nature de la production des produits raffinés dépend de plusieurs contraintes qui rendent généralement difficile l'entrée de nouveaux compétiteurs sur le marché du raffinage. Cependant, depuis les années 70, l'industrie de raffinage au Canada a été considérablement restructurée et au total, 32 raffineries y ont été fermées<sup>4</sup>. Selon une étude réalisée par Dosman (2013), cette diminution du nombre de raffineries n'est pas due à une baisse de la demande des produits raffinés, mais plutôt à la recherche d'économies d'échelle. De plus, avec cette restructuration importante, « une vive concurrence s'est donc installée entre les raffineurs, aux prises avec une capacité excédentaire, ce qui a accentué l'érosion des marges de raffinage » (Ressources naturelles Canada, 2016a).

### *Les raffineries*

En 2015, le Canada possédait 18 raffineries et 15 d'entre elles produisent toute la gamme des produits pétroliers. De ces entreprises, cinq (L'impériale, Suncor, Irving Oil, Valero et Shell) contrôlent près de 83 % (1 537 000 bpj<sup>5</sup>) de la capacité de raffinage au Canada. Trois de ces raffineurs (L'impériale, Shell et Suncor) détiennent près de 68 % (429 000 bpj) de la capacité de raffinage dans l'ouest du Canada et 100

<sup>4</sup> Voir Dosman (2013:23) et (CAAP, 2015).

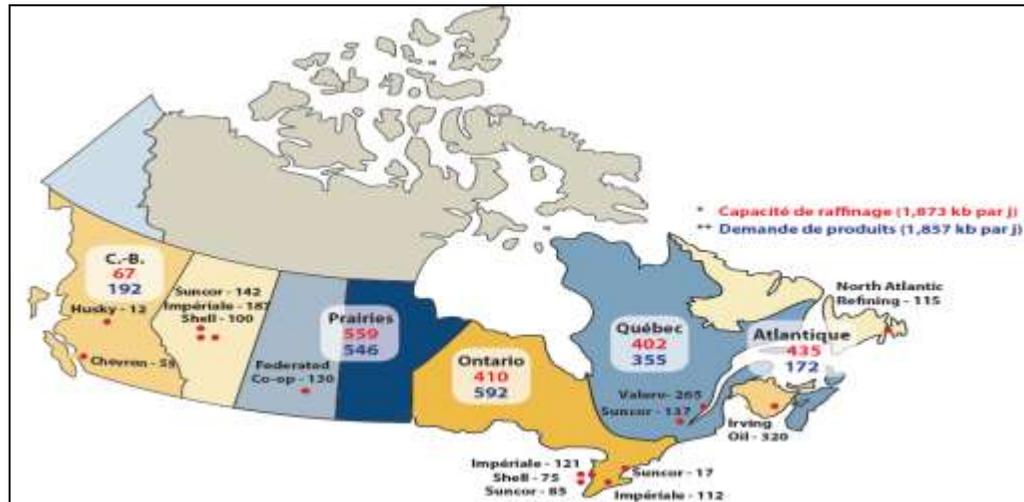
<sup>5</sup> bpj signifie baril par jour.

% (393 000 bpj) de la capacité de raffinage en Ontario. Au Québec, la totalité de cette capacité est détenue par deux entreprises (Valero et Suncor), alors que dans les provinces de l'Atlantique, une seule entreprise (Irving Oil) détient près de 73 % (313 000 bpj) de la capacité de raffinage. (Ressource naturelles Canada, 2015b). Selon Leach (2011, traduction libre), « un ratio de concentration supérieur à 50 %, pour 4 ou 5 firmes suscite des préoccupations au sujet du pouvoir de marché, tandis qu'un ratio de concentration supérieur à 80 % pour 4 ou 5 firmes indique un quasi-monopole ». Outre ces ratios de concentration élevés, ce marché est également caractérisé par des barrières d'entrée importantes, des rendements d'échelle croissants et une demande inélastique à court terme (Leach, 2011).

La figure 2.2.1, tirée de l'étude de l'Association canadienne des carburants décrit la localisation des raffineries, selon la demande provinciale et la capacité de raffinage.

On y remarque au moins une raffinerie dans chacune des provinces, sauf dans les provinces du Manitoba, de l'Île-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et des régions des Territoires. Les foyers du raffinage qui sont les plus importants au Canada se situent à Saint-John (Nouveau-Brunswick), Edmonton (Alberta), Sarnia (Ontario) et à Lévis (Québec). L'Impériale, Suncor, Husky Energy, et Shell sont les quatre entreprises que l'on retrouve à chaque étape de la chaîne de valeur des prix de l'essence (Le Conference Board du Canada, 2011:10). Viennent ensuite d'autres entreprises régionales comme Irving Oil, Valero, Chevron, North Atlantic Refining et Consumer's Co-op qui détiennent essentiellement des raffineries dans une province spécifique. Au niveau de la demande, l'Ontario et la Colombie-Britannique sont les seules provinces où la capacité de raffinage n'est pas suffisante pour satisfaire la demande provinciale. Dans les provinces du Québec et de l'atlantique, on retrouve quatre raffineries, dont une détenue par Irving Oil, dans la ville de Saint-John. L'Ontario possède cinq raffineries spécialisées dans les produits pétroliers. Trois d'entre elles (l'Impériale, Shell, et Suncor) sont présentes dans les villes de Sarnia. Deux autres détenues par l'Impériale et Suncor exploitent des produits raffinés dans les villes de Nanticoke et de Mississauga. Dans l'ouest du Canada, c'est dans les provinces de l'Alberta et de la Saskatchewan (Prairies) que l'on retrouve le plus de raffineries. Celles de Suncor, de l'Impériale et de Shell sont implantées dans

la province albertaine. La Saskatchewan possède une raffinerie (produits pétroliers) qui est détenue par la société Consumer's Co-op dans la ville de Regina, alors que la province de la Colombie-Britannique en possède deux qui sont détenues par Husky et Chevron.



**Figure 2.2.1 - Localisation des raffineries actuelles au Canada (Source : Association canadienne des carburants, 2015)**

En termes de compétitivité, selon l'étude de Baker & O'Brien (2012), les raffineries de l'Ouest canadien sont moins compétitives que celles de l'Est, parce qu'elles sont moins exposées aux pressions concurrentielles qui sont exercées sur les raffineurs de l'est du Canada. En effet, ces derniers rivalisent avec d'autres raffineurs du bassin Atlantique, de l'Europe et de l'est des Rocheuses aux États-Unis. (Baker & O'Brien, Inc., 2012 :4,9) et « sont confrontées à la concurrence croissante de super-raffineries, surtout en Asie, qui ciblent de plus en plus le marché en Amérique du Nord » (Minardi, 2013 :2). Aussi, selon l'étude de l'Association canadienne des carburants (2013), « Le déclin de la demande et une capacité de raffinage excédentaire créent une conjoncture du marché difficile pour les raffineurs en Amérique du Nord, particulièrement au Canada. Les raffineries canadiennes sont petites au regard des normes internationales et ne jouissent pas des mêmes économies d'échelle que des concurrents établis aux États-Unis et dans des économies émergentes en Asie ». D'autre part, « La menace que posent les nouveaux entrants est importante, car bien que les titulaires jouissent de diverses barrières à l'entrée, ces obstacles sont atténués par les insuffisances des capacités et des produits

existants et par les déséconomies d'échelle qui existent sur certains marchés » (Dosman, 2013).

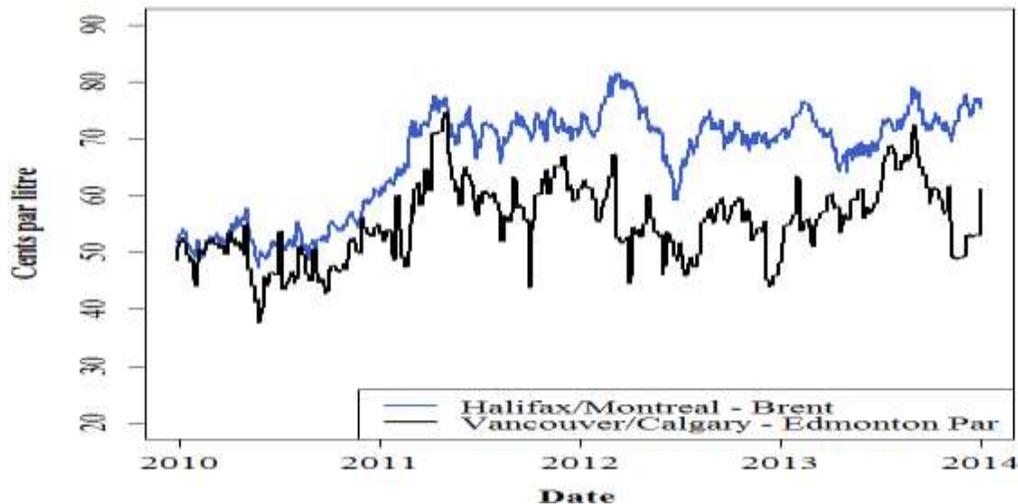
### ***La configuration des raffineries***

Le type de brut qui peut être raffiné dépend de la configuration des installations dans une raffinerie. En général, les raffineries se distinguent au niveau de la complexité de leurs installations. Toutes les raffineries ont à la base une ou des unités de distillation (Ressources naturelles Canada, 2016a). Cependant, les raffineries du Canada se consacrent aussi beaucoup aux activités de craquage<sup>6</sup>, grâce à l'afflux de la production de bruts légers et non corrosifs, mais aussi parce que la plupart des raffineries canadiennes ont été confectionnées de cette manière. Selon Ressources naturelles Canada (2016a), « Dans l'Ouest du Canada et dans l'Ontario, les charges d'alimentation des raffineries sont constituées pour la moitié de pétrole brut classique, léger et non corrosif, et pour un quart de pétrole brut synthétique de haute qualité ». Toutefois, on devrait s'attendre à ce que les « paniers de bruts » se modifient dans les années qui viennent, puisque les raffineries investissent dans de nouvelles capacités, pour traiter davantage des bruts lourds et synthétiques à moindre qualité (Ressources naturelles Canada, 2016a).

Ainsi que le révèle la figure 2.2.2, les prix représentatifs du pétrole brut sont le Brent pour les régions de Halifax et de Montréal et l'Edmonton Par pour les villes de Vancouver et de Calgary. Enfin, suite à divers traitements complexes, le pétrole est transformé en produits raffinés, puis finalement acheminé aux terminaux ou soit directement aux détaillants de l'essence. Ces terminaux sont dotés de réservoirs qui permettent de garder les stocks des produits de gros, avant qu'ils ne soient livrés aux consommateurs. Les terminaux sont aussi les points de fixation du prix à la rampe et les lieux d'approvisionnement des détaillants d'essence.

---

<sup>6</sup> Dans l'unité de craquage, les raffineries se servent du gazole (carburant léger pour moteur diesel) provenant de l'unité de distillation du pétrole (unité qui transforme des bruts légers non sulfureux et des condensats) pour le décomposer en essence. La forme la plus complexe des installations est l'unité de cokéfaction qui permet de transformer des bruts lourds en brut léger (ex. : pétrole synthétique).



**Figure 2.2.2 - Prix représentatifs du pétrole brut  
(Source : MJ Ervin & Associates)**

## 2.3 Distribution

Au Canada, le transport entre les raffineries et les terminaux s'effectue par l'entremise de divers circuits, reliant les ports et les oléoducs aux raffineries et les dernières aux rampes de terminaux. L'acheminement des produits aux raffineurs s'effectue principalement grâce aux réseaux de pipelines, mais également par le biais des voies marines et ferrées.

Toutefois, comme la politique des économies d'échelle est un facteur important pour la réduction des coûts moyens de production, les raffineurs concluent entre eux, divers contrats d'échanges qui leur permettent de limiter les effets des produits pétroliers sur l'environnement et de diminuer les coûts et les temps de transports. À cet égard, « Les ententes de cette nature permettent à l'industrie pétrolière non seulement de regrouper les opérations aux raffineries, mais aussi de regrouper des terminaux de produits locaux » Ressources naturelles Canada (2016c).

La majeure partie des terminaux est également détenue par des sociétés intégrées telles que L'Impériale, Suncor, Husky Energy, et Shell, mais d'autres appartiennent soit aux entreprises régionales ou à des indépendants comme Norcan, Olco, Vopak et IMTT qui importent également du pétrole au Canada (CBdC, 2011:14).

Au Canada, le système de distribution des produits pétroliers raffinés est constitué de trois régions principales : le Québec et les maritimes, l'Ontario et l'ouest du Canada<sup>7</sup>.

Dans l'ouest du Canada, les raffineurs disposent d'un vaste réseau de pipelines qui leur permet d'acheminer des produits dans les provinces de l'ouest, mais également dans l'ouest de l'Ontario. La ligne 1 d'Enbridge est celle qui dessert la ville de Sarnia en Ontario, ainsi que certaines villes des régions des Prairies dans l'ouest du Canada. Une autre ligne détenue par la société Trans Mountain Pipe-Line (TMPL) alimente la région de Vancouver et de Burnaby à l'ouest du Canada (ce pipeline permet aussi de transporter du pétrole brut pour l'exportation).

Dans les provinces du Québec et des maritimes, les mouvements entre les raffineries et les terminaux s'effectuent principalement par l'entremise des navires citernes. Ces régions peuvent facilement accéder aux importations provenant de l'Europe et du Nord-Est des États-Unis; c'est d'ailleurs, la raison pour laquelle on retrouve dans certaines régions comme Montréal des importateurs et des distributeurs indépendants qui vendent des produits raffinés, dans les provinces du Québec et de l'Ontario.

Dans la province ontarienne, les produits raffinés sont majoritairement livrés par l'entremise des réseaux de pipelines. Deux oléoducs circulant de Sarnia, et un autre<sup>8</sup> venant de Montréal ou de Nanticoke desservent la ville de Toronto. Ce dernier oléoduc achemine également des produits dans plusieurs villes du corridor-sud-est de l'Ontario, dont Toronto et Ottawa. Toutefois dans certaines villes, les produits sont respectivement acheminés par voies ferrées (ex. : Thunder Bay, Sault-Sainte-Marie), ou par navire-citerne (Sault-Sainte-Marie), venant soit de Winnipeg ou de Montréal. À Toronto, étant donné que la consommation de l'essence est très importante, la majorité des raffineurs y détiennent des terminaux. Aussi, compte tenu de la proximité de certaines villes de l'Ontario avec les États-Unis, la province ontarienne bénéficie facilement des importations de produits venant des États-Unis. Finalement,

---

<sup>7</sup> Toutes les informations obtenues pour cette section proviennent de Ressources naturelles Canada (2016c), mais du fait que la structure du marché du raffinage a évolué, il se pourrait que certaines informations au niveau de la distribution ne correspondent pas totalement à la situation actuelle.

<sup>8</sup> Ce réseau pipelinier est détenu par la société TNPL qui précise que : « le pipeline circule d'est en ouest joignant Montréal au Québec et Oakville en Ontario et inversement, soit de l'ouest vers l'est en joignant Nanticoke et Toronto en Ontario ». Notons que ce réseau est disponible sur le site de TNPL.

après la livraison de l'essence aux détaillants, le prix à la pompe (prix au détail) qui est payé par le consommateur canadien inclut le prix à la rampe (ou prix en gros), incluant lui-même le prix du pétrole brut, les coûts de raffinage et la marge bénéficiaire du raffinage, les coûts de transports entre la raffinerie et l'essencerie, les taxes spécifiques sur les carburants, les taxes de vente, la marge bénéficiaire du détaillant, ainsi que les taxes de vente sur la marge du détaillant.

Ainsi, à l'issue de ce chapitre, nous avons mis en évidence la dualité du marché canadien au niveau de l'approvisionnement du pétrole brut. Nous avons également montré que l'industrie du raffinage au Canada est actuellement fortement concentrée, ce qui laisse penser qu'il pourrait s'agir d'un oligopole. Cette concentration s'est réalisée avec les gains d'efficacités qui ont été obtenus grâce à l'augmentation de la capacité de raffinage de certaines installations, et à la fermeture des plus petites.

### 3. Contexte du mémoire : écarts entre prix des pétroles bruts de référence

Bien avant 2010, les organismes canadiens qui étudiaient l'état de l'industrie pétrolière accordaient peu d'importance aux écarts entre les prix du WTI (West Texas Intermediate) et du Brent, parce que la différence entre ces prix du pétrole était relativement faible (1,39 \$ US/baril entre 1987 et 2010 en moyenne)<sup>9</sup>. Le WTI étant le prix du pétrole de référence nord-américain et le plus médiatisé au Canada était souvent utilisé pour l'approximation des marges de raffinage dans les régions canadiennes, car les écarts entre les prix domestiques du pétrole et les prix du Brent et du WTI étaient minimes. Cependant, durant l'année 2011, les goulots d'étranglement dans les réseaux pipeliniers aux États-Unis, ainsi que l'excédent de l'offre de pétrole nord-américain ont entraîné une augmentation des stocks de brut à Cushing (Oklahoma) et ont provoqué, par la même occasion, la dépréciation du prix du WTI et des prix domestiques du pétrole au Canada. À l'opposé, les conflits du Moyen-Orient, durant l'année 2011, ont fortement réduit l'approvisionnement du Brent et ont fait augmenter le prix de ce baril du pétrole. Ainsi, durant l'année 2012, le différentiel entre le WTI et le Brent s'établissait entre 11 et 23 \$ US par baril et l'écart entre l'Edmonton Par<sup>10</sup> et le Brent s'élevait entre 16 et 39 \$ US par baril!<sup>11</sup> Étant donné qu'au Canada, les raffineurs n'utilisent pas tous le même pétrole, ces écarts, qui étaient relativement faibles par le passé, ne posaient aucun problème au niveau de la distribution du pétrole. Mais, suite à l'appréciation du Brent, les raffineurs de l'est du Canada, qui raffinent des bruts similaires au Brent, ont réagi en augmentant les prix de l'essence, mais ceux de l'ouest du Canada et de certaines régions de l'Ontario, qui paient les prix de bruts domestiques, relativement semblables au WTI, n'ont pas suivi les réductions (relatives) du prix WTI par rapport au Brent. En raison de la « nature intégrée du marché continental de l'essence »<sup>12</sup>, les prix à la rampe, dans plusieurs villes canadiennes, ont effectivement suivi la même

---

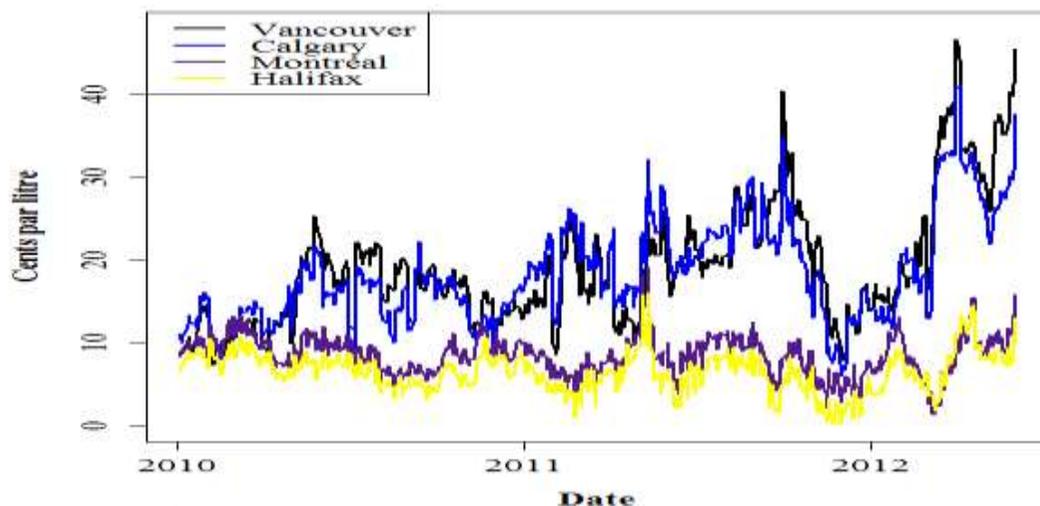
<sup>9</sup> Voir Bard (2013).

<sup>10</sup> L'Edmonton Par est l'un des pétroles de référence pour les bruts légers qui sont produits au Canada.

<sup>11</sup> Voir Ressources naturelles Canada (2012a).

<sup>12</sup> Selon Ressources naturelles Canada (2012a), « les prix de gros des produits raffinés au Canada sont en majeure partie déterminés par les prix de gros dans les régions américaines voisines, eux-mêmes liés principalement aux marchés de produits internationaux ».

tendance, mais les raffineurs qui paient les prix des bruts domestiques (WTI) ont vu leurs marges grossir de manière substantielle (voir figure 3.1), durant la période à laquelle les écarts, entre les prix du Brent et du WTI, s'agrandissaient de manière significative.



**Figure 3.1 - Évolutions des marges de raffinage (cents/litre) dans les marchés de l'est et de l'Ouest du Canada<sup>13</sup>**  
**(Source : MJ Ervin & Associates)**

En soupçonnant les pétrolières de collusion, le ministre de l'Industrie Tony Clément<sup>14</sup> avait réuni une conférence de presse pour indiquer qu'il avait « l'intention de demander aux cadres des sociétés de raffinage, de distribution et de vente au détail de comparaître devant un comité parlementaire pour répondre aux questions ». En fait, selon Kent Group (2014), la raison pour laquelle les prix se sont maintenus à la hausse résiderait dans le fait que « les prix des produits tels que l'essence [...] ne sont pas fixés comme des prix coûtants majorés sur leurs marchés de gros ». En effet, si les prix de l'essence avaient diminué dans les marchés de l'ouest, cela aurait augmenté la demande de l'essence dans ces marchés et entraîné des problèmes d'approvisionnements. Gunter (2011) qui a aussi écrit sur ces écarts a souligné qu'il n'y pas de raison valable pour que les compagnies pétrolières s'entendent pour augmenter les prix et leurs marges de profits, après les réductions du prix du pétrole.

<sup>13</sup>La marge de raffinage pour les localités de l'Ouest (Vancouver et Edmonton) est obtenue en prenant la différence entre le prix de l'essence à la rampe et le prix de l'Edmonton Par, alors que celles d'Halifax et Montréal est calculée en utilisant la différence entre le prix de l'essence à la rampe et le prix du Brent à Montréal.

<sup>14</sup>Voir <http://www.cbc.ca/news/business/clement-wants-oil-industry-to-explain-gas-prices-1.1030255>.

Selon ce dernier « lors d'un boom des prix similaire en 2007, les grands détaillants d'essence ont coopéré pour maintenir les prix bas. Après un incendie majeur, [...] de cette année, les grandes compagnies pétrolières avaient décidé d'absorber une perte pendant des semaines plutôt que de faire face à la colère des consommateurs et risquer de réduire la demande à long terme d'essence » (Gunter, 2011, traduction libre). Leach (2011) qui a aussi commenté sur ces écarts a indiqué que « le potentiel existe certainement dans le secteur de la raffinerie pour une collusion explicite ou tacite. Mais, il est tout aussi probable que la collusion serve exactement le but auquel [...] Gunter<sup>15</sup> fait allusion [...] - pour maintenir des prix inférieurs à ceux qu'ils pourraient être autrement pour éviter les nouveaux entrants, l'intervention du gouvernement et / ou la destruction de la demande à long terme – un peu comme la collusion qui existe pour maintenir les prix élevés ». En effet, l'argument avancé par Leach (2011) est que dans la mesure où l'augmentation de la capacité des raffineries peut accentuer les réductions des marges de l'industrie, les raffineurs peuvent avoir un incitatif pour décourager l'expansion de cette capacité. Ainsi, « dans ce type d'environnement, on devrait plutôt s'attendre à voir un comportement de prix limité dans lequel les raffineries existantes bénéficient chacune du maintien des marges élevées, mais pas trop élevées pour favoriser l'entrée. Une deuxième incitation et, peut-être, où réside une certaine valeur de la posture politique [...] est la nécessité de limiter les prix pour éviter les interventions réglementaires sur le marché » (Leach, 2011).

Ceci étant dit, Bard (2011) qui a analysé l'incidence de ces écarts sur les prix de l'essence au détail a souligné que pour l'année 2011, la réduction de ces marges aurait permis aux consommateurs québécois d'effectuer une économie de 285 millions de dollars, mais aurait engendré un surcoût additionnel de 765 millions de dollars pour les consommateurs ontariens. Selon ce dernier, « On pourrait évidemment arguer que les pétrolières ont sacrifié leurs marges dans 25 % de leur marché pour les augmenter dans les 75 % restant » (Bard, 2013). Wolinetz (2015) qui a également analysé l'accroissement de ces marges dans la région de Vancouver en Colombie-Britannique, a souligné que cette hausse est un signe révélateur que la production de l'essence est de plus en plus concentrée, entre les mains d'un petit

---

<sup>15</sup> Voir Gunter (2007).

groupe de raffineurs et que « Même sans collusion, cette situation peut entraîner une faible concurrence pour les parts de marché, des marges plus élevées et les prix élevés du carburant » (Wolinetz, 2015).

## 4. Revue de littérature

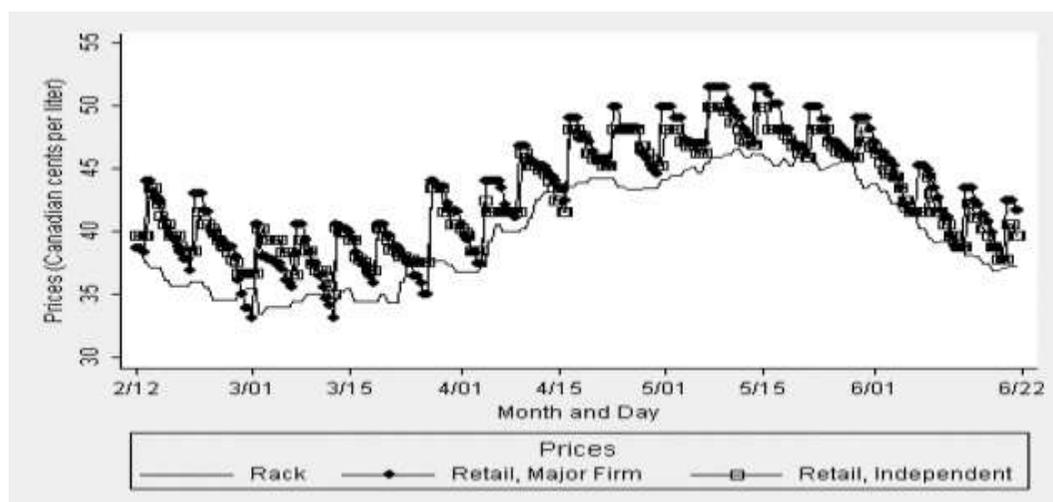
Depuis les 25 dernières années, les différentes formes de volatilités des prix de l'essence et du pétrole ont donné lieu à de nombreuses études, qui se sont intéressées à cette question récurrente de l'asymétrie de la transmission (*Pass-through Asymmetry*). À cet égard, plusieurs auteurs ont ainsi cherché à valider l'hypothèse soutenant que les prix de l'essence réagiraient plus rapidement aux augmentations qu'aux réductions des coûts. Ainsi, selon Kirchgässner et Kübler (1992 :171, traduction libre), cette hypothèse cache généralement « le soupçon que les entreprises pétrolières cherchent à faire des profits supplémentaires en empruntant cette voie d'ajustement ».

Dans la littérature sur l'asymétrie de la transmission, plusieurs raisons ont été invoquées par les auteurs pour expliquer l'asymétrie des variations du prix de l'essence. Parmi les explications les plus courantes, nous retrouvons l'existence du pouvoir de marché (Borenstein et al. (1997), Deltas (2008), Hong et Lee (2014)), la présence des coûts de recherche de l'information par le consommateur (Borenstein et al. (1997), Johnson (2002), Lewis(2011)) et des délais de production et des ajustements des stocks d'essence (Reagan and Weitzman (1982), Borenstein et al. (1997)).

Récemment quelques auteurs ont également déterminé que les taux d'utilisation de la raffinerie (Kaufmann et Laskowski (2005)) et la structure du marché (Oladunjoye (2008)) pourraient avoir un impact sur l'asymétrie du prix de l'essence.

Une autre littérature fleurissante, visant également à expliquer la dynamique asymétrique du prix au détail, est celle provenant des cycles de prix d'Edgeworth (voir figure 4.1) et qui fut développé par Maskin et Tirole (1988). Le cycle d'Edgeworth est un modèle de concurrence dynamique, dans lequel les prix pratiqués par les firmes sont rigides à la baisse. Dans ce modèle, « les stratégies d'une entreprise dépendent uniquement du prix le plus récent fixé par son rival » (Atkinson, 2009). L'asymétrie générée par les cycles de prix d'Edgeworth s'opère également en fonction des prix des autres concurrents, durant des phases ascendantes (remontées abruptes du prix) et descendantes (lentes descentes des prix). Durant les

phases descendantes, les firmes réduisent graduellement les prix (afin de gagner des parts de marché par l'élimination des concurrents) et ce jusqu'à ce que les prix (ex : prix au détail des détaillants Majeurs et détaillants indépendants) se rapprochent du coût marginal de production (ex : prix à la rampe). Lorsque ce coût marginal est atteint, les firmes réagissent immédiatement en augmentant brusquement les prix, durant des périodes de temps assez courts (phases ascendantes du cycle). À ce niveau où les prix sont relativement élevés, la guerre des prix recommence dans la phase descendante, jusqu'à ce que les prix atteignent encore le coût marginal de production, et où donc la marge de profit est faible (ou nul en théorie). Les cycles de prix ont été observés dans plusieurs marchés de l'essence au détail, aux États-Unis, au Canada et en Australie (voir Castanias et Johnson, 1993) et notamment au Canada (Eckert (2002), Noel (2007,2009) et Atkinson (2009)).



**Figure 4. 1 - Évolutions des prix moyens de 22 stations d'essence au détail (détaillants majeurs et indépendants) et du prix à la rampe à Toronto de février à juin 2001 (Source : Noel, 2009<sup>16</sup>)**

Cependant, si la dynamique des cycles de prix d'Edgeworth peut ressembler à une réaction plus rapide ou à une augmentation, qu'à une réduction des coûts, la littérature sur l'asymétrie de la transmission diffère de la littérature sur les cycles de prix. Alors que l'asymétrie de la transmission peut se déclencher en raison des chocs sur les coûts, l'asymétrie des cycles de prix d'Edgeworth peut se déclencher sans

<sup>16</sup> Rack, Retail, Major Firm et indépendant signifie respectivement rampe, détail, entreprises des détaillants majeurs et indépendants. Month et Day est le mois et le jour. Prices (Canadian cents per liter) sont les prix (en cents canadien par litre).

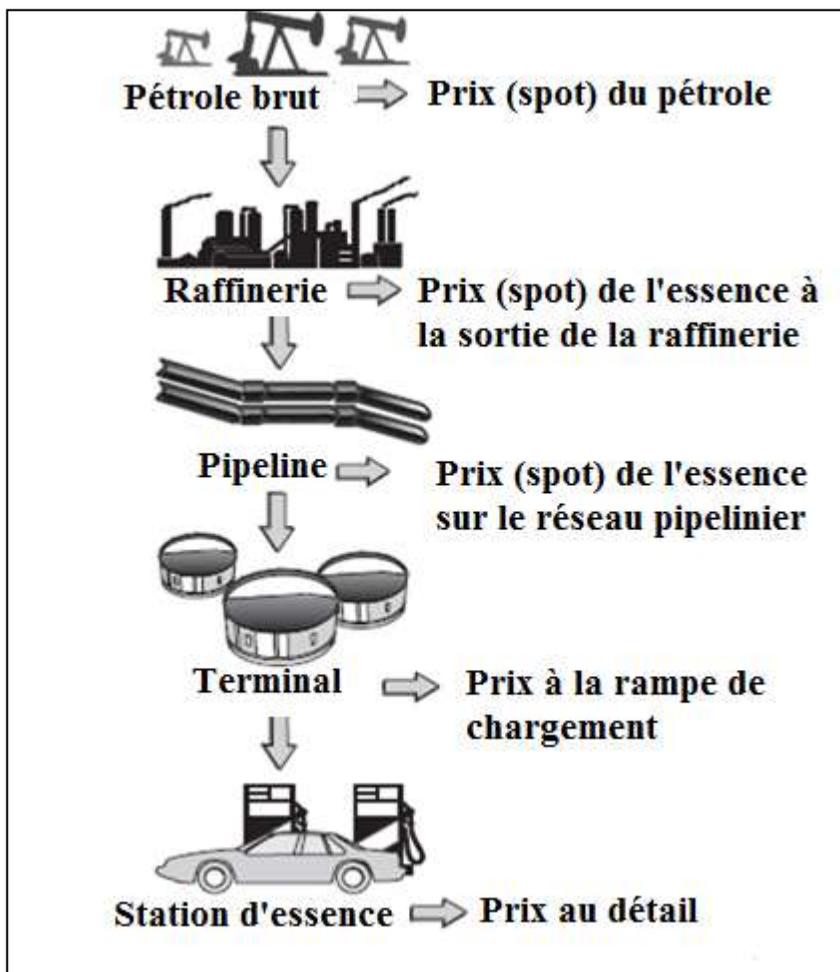
aucun choc sur les coûts (ex. : elle ne dépend pas des variations des coûts de production). Ainsi, lorsque ces deux formes d'asymétrie sont mélangées, l'asymétrie détectée, par le biais d'un modèle économétrique, visant à tester l'asymétrie de la transmission, pourrait donner lieu à une asymétrie que Noel (2007) qualifia d'« apparente », si l'on cherche à capturer les « vrais » effets de l'asymétrie de la transmission. Toutefois, de tels cycles n'ont pas encore été observés dans les marchés de l'essence en gros, qui sont ceux étudiés dans ce mémoire.

L'asymétrie de la transmission des prix peut donc être définie comme un phénomène faisant en sorte que les augmentations des coûts ne se répercutent pas de la même façon que des diminutions des coûts sur un marché donné (Pelzman, 2000). Par exemple, cette asymétrie peut être positive, si le prix d'un extrant (ex. : prix d'essence) répond plus rapidement ou entièrement à une hausse, qu'à une baisse du prix d'un intrant (ex. : prix du pétrole). Elle peut également être négative, si le prix d'un extrant répond plus vite ou entièrement à une baisse, qu'à une hausse du prix d'un intrant. En général, l'asymétrie positive est attribuée aux entreprises ayant un pouvoir de marché, mais, une asymétrie positive et négative est tout à fait envisageable dans une structure de marché oligopolistique (voir Meyer et Von Cramon-Taubadel, 2004:10).

La figure 4.2 ci-dessous relate la structure simplifiée du marché de l'essence. À travers cette structure se trouvent des prix qui se situent en amont et en aval du secteur de l'industrie.

Les prix en amont sont ceux qui sont établis à proximité de l'exploration et de production du pétrole (ex.: « prix des produits de base plus près du point de production »), alors que les prix en aval se situent à proximité des points de distribution de l'essence (prix spot du réseau pipelinier, prix à la rampe de chargement, prix au détail). Bien qu'en principe les données peuvent être trouvées pour n'importe quel niveau, certaines données (ex.: prix à la rampe de chargement, prix de l'essence sur le réseau pipelinier ou à la sortie de la raffinerie) sont souvent difficiles à obtenir. Les études réalisées aux États-Unis et en Europe se fondent donc

souvent sur des prix établis sur les marchés boursiers (ex. : prix spot de l'essence en gros sur le marché boursier de Rotterdam ou de New York<sup>17</sup>).



**Figure 4.2 - Structure simplifiée du marché de l'essence**  
(Source : Agence d'Information d'Énergie - modifiée par l'auteur)

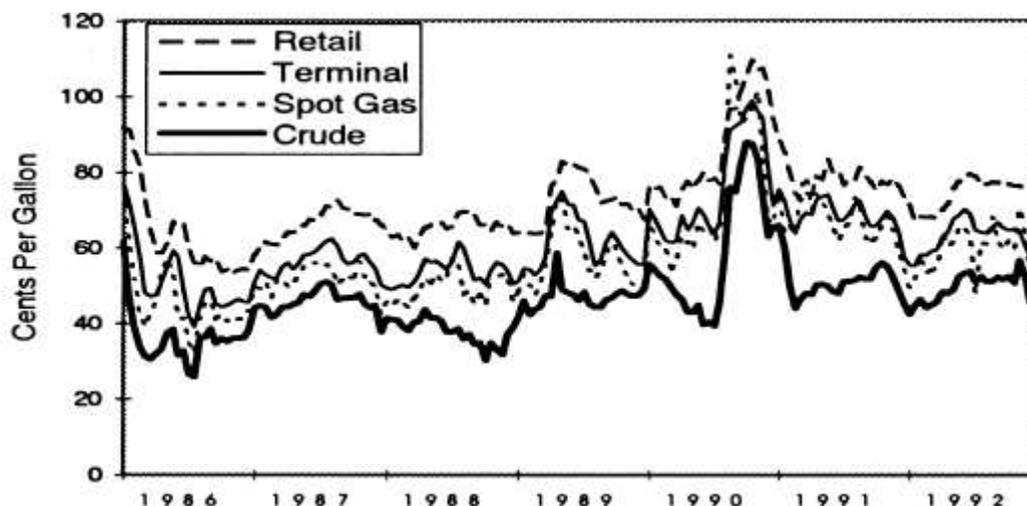
Ainsi, les répercussions d'asymétrie de la transmission entre les marchés peuvent émaner à plusieurs niveaux du processus de formation des prix :

- (1) Au *premier niveau*, l'asymétrie peut être testée en considérant la relation entre le prix spot de l'essence en gros (ou le prix à la rampe de chargement qui est aussi un prix de l'essence en gros) et le prix du pétrole.
- (2) Au *deuxième niveau*, l'asymétrie peut être testée en considérant la relation entre le prix spot de l'essence en gros et le prix au détail, ou de manière équivalente entre le prix à la rampe de chargement et le prix au détail.

<sup>17</sup> Il s'agit du prix du disponible sur le marché des bourses de marchandises.

(3) Toutefois, étant donné que le pétrole est un déterminant important de l'essence, plusieurs auteurs ont aussi analysé un *niveau unique*, en considérant directement la relation entre le prix du pétrole et le prix au détail, mais quelques auteurs ont choisi un *niveau intermédiaire* dans lequel l'asymétrie est testée en considérant les relations entre le prix spot de l'essence en gros et le prix à la rampe de chargement. Très peu d'auteurs ont toutefois considéré la relation entre le prix du pétrole et le prix à la rampe de chargement.

La figure 4.3, provenant de l'étude de Borenstein et al. (1997) aux États-Unis, résume les relations de prix, qui ont souvent été considérées dans la littérature sur l'asymétrie de la transmission des prix, entre les marchés du pétrole et les marchés de l'essence<sup>18</sup>.



**Figure 4.3 - Évolutions des prix moyens (en cents USD) de l'essence de 33 villes américaines et du prix du pétrole, 1986-1992**  
(Source : Borenstein et al., 1997)

L'asymétrie de la transmission est une question qui a été l'objet d'un grand nombre d'études dans l'industrie de l'essence. Que ce soit dans des marchés de l'Amérique du Nord ou de l'Europe, plusieurs auteurs ont confirmé la présence d'un phénomène asymétrique. Cependant, les études se différencient, selon plusieurs caractéristiques clés (voir Grasso et Manera, 2007):

<sup>18</sup> Retail, Terminal, Spot Gas et Crude correspondent respectivement au prix au détail, au prix à la rampe de chargement, prix spot de l'essence et prix du pétrole exprimé en cents USD par gallon.

- niveau d'agrégation territoriale (ex. : ville, combinaisons de villes, états/provinces, pays);
- niveau d'agrégation temporel (ex. : jour, semaine, mois);
- spécifications des modèles;
- relations de prix considérés;

Pour cette raison, nous avons scindé ce présent chapitre, en deux sections distinctes: la première est d'abord consacrée à la présentation des premières études les plus citées de la littérature : soit l'étude de Bacon (1991), de Karrenbrock (1991), de Borenstein et al. (1997) et de Bachmeier et Griffin (2003). Dans cette même section, nous incluons l'une des premières études canadiennes qui fut réalisée par Godby et al. (2000). Étant donné que la question de l'asymétrie est toujours la même, la deuxième section est consacrée aux résultats principaux des autres études. Enfin, nous concluons ce chapitre avec des tableaux récapitulatifs des études et des résultats présentés dans ce chapitre, ainsi que d'autres résultats provenant de la littérature.

## 4.1 Question de l'asymétrie du prix de l'essence

### 4.1.1 Étude de Bacon (1991)

Une des premières études, ayant testé l'asymétrie du prix de l'essence, fut réalisée par Bacon (1991) à Londres, au Royaume-Uni. Ce dernier a utilisé des données semi- mensuelles et un modèle quadratique d'ajustement partiel, qui tient compte de l'écart entre le prix qui est souhaité (prix cible, ou prix d'équilibre de long terme) par le détaillant et celui qui est fixé sur le marché de l'essence à Londres. Comme le prix souhaité n'est pas directement observable, Bacon (1991) l'a représenté par une relation d'équilibre de long terme, entre le prix courant de l'essence au détail ( $y_t$ ) et le prix (spot) de l'essence en gros ( $s_t$ ) qui est transigé sur le marché boursier de l'essence à Rotterdam<sup>19</sup> :

$$y_t = \beta_0 + \xi t + \beta_1 s_t + z_t \quad (1)$$

---

<sup>19</sup> Pour des fins de simplifications, nous présentons une forme restreinte de son équation d'équilibre de long terme et du modèle quadratique d'ajustement partiel. Notons que Bacon (1991) convertit également le prix spot de l'essence en gros avec le taux de change.

$\beta_0$  est une constante (autres coûts) et  $\beta_1$  quantifie la puissance de transmission des variations des coûts et le terme de tendance ( $\xi_t$ ) est inclus pour capturer certains ajustements de long terme, tels que l'augmentation de la marge bénéficiaire du détaillant.  $z_t$  est une erreur aléatoire. Bacon (1991) justifie l'inclusion des décalages dans le processus d'ajustement du prix de l'essence (voir équation 2), en soutenant qu'un certain temps est souvent nécessaire, avant qu'une firme décide d'ajuster son prix, parce qu'il y a des délais d'ajustements des stocks et des délais nécessaires pour transporter les produits. Ainsi, dans les marchés de l'essence, les ajustements des prix ne sont pas forcément automatiques et restent à la discrétion des firmes, qui décident en temps voulu la modification de ses prix. Ce qui pourrait provoquer des ajustements plus lents vers l'équilibre de long terme (Bacon, 1991:11). Ainsi, le prix souhaité est obtenu après l'estimation de la relation d'équilibre de long terme avec un délai d'une période et le modèle d'ajustement partiel, dans sa forme la plus simple, peut être représenté de la manière suivante :

$$y_t = y_{t-1} + (1 - \lambda_1)(y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$y_{t-1}^*$  est le niveau du prix au détail qui est souhaité par le détaillant, à la période précédente ( $t - 1$ ). Il est obtenu à partir de la régression de l'équation 1.  $\varepsilon_t$  est une erreur aléatoire.  $\lambda_1$  mesure la vitesse d'ajustement du prix vers son équilibre de long terme. Ainsi lorsque  $\lambda_1$  est égal à 0, l'ajustement du prix est immédiat et  $y_t = y_{t-1}^*$ . Par contre, lorsque  $\lambda_1$  tend vers l'unité, le prix s'ajustera très lentement, aux variations des coûts. Cependant, le modèle ci-dessus implique un ajustement symétrique et linéaire du prix de détail, par rapport aux variations des coûts. Une manière de tenir compte des ajustements asymétriques consiste à inclure un terme quadratique, sur le modèle d'ajustement partiel :

$$y_t = y_{t-1} + \theta_1(y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \theta_2(y_{t-1}^* - y_{t-1})^2 + u_t \quad (3)$$

Ainsi, le modèle peut permettre des ajustements non linéaires, aux variations des coûts.  $u_t$  est une erreur aléatoire. Lorsque  $\theta_2 = 0$ , l'ajustement du prix au détail est symétrique et linéaire. Lorsque  $\theta_1$  et  $\theta_2$  sont tous deux positifs et significatifs, l'ajustement du prix au détail sera plus rapide par rapport aux augmentations, qu'aux

réductions des coûts. Par contre, lorsque  $\theta_1$  est négatif et que  $\theta_2$  est positif, le prix au détail s'ajustera plus rapidement aux réductions, qu'aux augmentations des coûts.

Bacon (1991) a employé la méthode des moindres carrés non linéaires pour estimer le modèle quadratique d'ajustement partiel. Dans ses résultats, ce dernier a observé que l'ajustement du prix au détail vers la cible de long terme était plus rapide pendant les périodes d'accroissements des coûts, et plus graduel lors des réductions des coûts. C'est ce résultat qui caractérise l'asymétrie positive appelée « Rockets and Feathers », très souvent décrite dans la littérature sur les prix de l'essence. Par ailleurs, en analysant les délais d'ajustements moyens du prix au détail, ce dernier a observé que les ajustements aux accroissements des coûts étaient pleinement transmis dans le prix au détail, durant les deux mois suivants un choc positif, alors que les ajustements aux réductions des coûts nécessitaient approximativement une semaine supplémentaire, avant que l'entièreté du choc soit complètement transmise dans le prix au détail.

#### 4.1.2 Étude de Karrenbrock (1991)

L'ajustement asymétrique des prix au détail est aussi analysé par Karrenbrock (1991), aux États-Unis, avec un modèle de réponse asymétrique (*Autoregressive Distributed lag model*). Alors que l'approche de Bacon (1991) tient compte de l'écart relatif à l'équilibre de long terme, l'approche de modélisation de Karrenbrock (1991) a l'avantage de capturer les effets des variations positives et négatives des coûts. Karrenbrock utilise un échantillon de données mensuelles sur les prix de l'essence (premium et régulière, avec et sans plomb) au détail et le prix de l'essence en gros. Pour analyser les ajustements des prix, l'auteur segmente les variations des prix de l'essence en gros, avec des variables dichotomiques :

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{j=0}^{n1} \varphi_{1,j} \Delta s_{t-j} d_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{n2} \varphi_{2,j} \Delta s_{t-j} d_{t-j}^- + u_t \quad (4)$$

$$d_{t-j}^+ = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta s_{t-j} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$d_{t-j}^- = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta s_{t-j} < 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  et  $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$  sont les variations respectives du prix de l'essence au détail et du prix de l'essence en gros, par rapport au mois précédent.  $n1$  et  $n2$  sont les nombres de retards pour les augmentations et les diminutions du prix de l'essence en gros qui peuvent être sélectionnés avec les critères d'information du AIC ou BIC.  $\varphi_{1,j}$  et  $\varphi_{2,j}$  sont les paramètres associés aux augmentations et aux diminutions du prix de l'essence en gros, pour un décalage de  $j$  périodes.  $\sum_{j=0}^{n1} \varphi_{1,j}$  et  $\sum_{j=0}^{n2} \varphi_{2,j}$  sont les effets cumulé des augmentations et des diminutions du prix de l'essence en gros.  $\mu$  est une constante et  $u_t$  est une erreur aléatoire. Ici, l'asymétrie peut être testée avec un test statistique (comme celui de Fisher ou de Wald) pour vérifier, si  $\varphi_{1,j} = \varphi_{2,j}$ , pour n'importe quel décalage de  $j$  périodes, ou si  $\sum_{j=0}^{n1} \varphi_{1,j} = \sum_{j=0}^{n2} \varphi_{2,j}$ .

Karrenbrock (1991) estime ce modèle avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et confirme l'existence d'une asymétrie positive (c'est à dire l'hypothèse de l'asymétrie appelée «Rockets and Feathers») entre le prix au détail et le prix de l'essence en gros. Ce dernier montre également que les effets cumulés des augmentations du prix de l'essence en gros (avec plomb) durent pendant deux mois, alors que les effets des réductions équivalentes de ce même prix persistent pendant trois mois.

### 4.1.3 Étude de Borenstein et al. (1997)

Si Bacon (1991) et Karrenbrock (1991) ont détecté la présence d'asymétrie dans les prix de l'essence, une étude incontournable dans la littérature est celle qui a été réalisée par Borenstein et al. (1997) aux États-Unis, avec des données semi-mensuelles et hebdomadaires. En effet, ces auteurs ont testé l'asymétrie du prix de l'essence, à travers plusieurs niveaux de la chaîne de transmission. Les séries de prix, que ces derniers ont considérées, sont le prix du pétrole et une moyenne régionale du prix de l'essence au détail (de 33 villes américaines), du prix (spot) de l'essence en gros et du prix de l'essence à la rampe de chargement. Borenstein et al. (1997) ont soutenu que le modèle utilisé par Bacon (1991) est assez restrictif, car le terme quadratique, contraint l'ajustement du prix à devenir proportionnellement plus grand, lorsque l'écart entre le prix courant et son niveau d'équilibre s'amplifie (Borenstein

et al., 1997). Pour cette raison, ces derniers ont opté pour un modèle à correction d'erreur (MCE) asymétrique qui suppose également une relation de long terme entre les prix en aval ( $y_t$ ) et en amont ( $p_t$ ) :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + z_t \quad (5)$$

Le modèle employé par ces derniers tient non seulement compte des changements positifs et négatifs des prix, mais également de la relation d'équilibre de long terme entre les prix en amont et les prix en aval. Il s'agit du MCE basé sur l'approche de modélisation de Stock et Watson (1989) :

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^m (\phi_j^+ \Delta y_{t-j}^+ + \phi_j^- \Delta y_{t-j}^-) + \sum_{j=0}^m (\psi_j^+ \Delta p_{t-j}^+ + \psi_j^- \Delta p_{t-j}^-) + \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 p_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Ici,  $\Delta y_t^+ = \max(\Delta y_t, 0)$  et  $\Delta y_t^- = \min(\Delta y_t, 0)$  représentent les variations positives et négatives du prix de l'essence et  $\Delta p_t^+$  et  $\Delta p_t^-$  sont les variations positives et négatives du prix du pétrole. Des retards sont ajoutés sur les changements positifs et négatifs de  $y_t$  pour contrôler l'autocorrélation des résidus.  $y_{t-1}$  et  $p_{t-1}$  sont les variables au niveau de la relation de long terme période  $t-1$ <sup>20</sup>. En terme général, les coefficients estimés de  $\psi_j^+$  et de  $\psi_j^-$  pour  $j = 0$  peuvent être interprétés comme la réponse immédiate du  $\Delta y_t$  à une augmentation et une diminution immédiate dans  $p_t$ . Par exemple, lorsque  $j = 1$ , ces coefficients seront interprétés comme les réponses aux changements de  $p_t$ , après un délai d'une période. Similairement  $\phi_j^+$  et  $\phi_j^-$  capturent les effets des variations retardées de  $y_t$ . Ces derniers effets sont inclus pour corriger l'autocorrélation des résidus.

La méthode des moindres carrés ordinaire est celle qui est généralement utilisée par la plupart des auteurs pour estimer les paramètres du MCE. Cette méthode se fonde sur l'hypothèse que le terme d'erreur ( $u_t$ ) dans le modèle de régression n'est pas corrélé avec les variables indépendantes. Cependant, Borenstein et al (1997) ont indiqué que si la variable du changement du prix en amont au temps  $t$  (ex. : variable du changement du prix du WTI) est corrélée avec le terme d'erreur, il peut y avoir un problème d'endogénéité. Cette endogénéité peut survenir, dans les modèles de régression, lorsque des facteurs non observables - comme par exemple la

<sup>20</sup> Notons que Borenstein et al. (1997) incluent une variable de tendance et des variables dichotomiques pour capturer les effets saisonniers du prix de l'essence.

demande d'essence sur un marché local - sont corrélés avec le prix en amont. Ainsi, lorsque ce problème survient, le prix en aval et le prix en amont peuvent être déterminés de manière simultanée (Deltas, 2008).

Pour corriger ce problème d'endogénéité, Borenstein et al. (1997) ont utilisé la méthode des doubles moindres carrés, avec le prix du Brent comme variable instrumentale, parce que les variations de la demande de l'essence sur les marchés locaux ne sont pas susceptibles d'influencer un prix, comme celui du Brent, qui est déterminé sur le marché mondial. Dans les résultats de leur analyse, l'asymétrie du prix de l'essence (détail, rampe de chargement, prix spot de l'essence en gros) a été confirmée lors des variations du prix du pétrole, mais aussi dans le prix au détail, lors des variations du prix de l'essence à la rampe. Toutefois, les auteurs n'étaient pas en mesure de confirmer l'existence d'une asymétrie dans le prix de l'essence à la rampe, par rapport aux variations du prix spot de l'essence en gros. Par ailleurs, en analysant les paramètres estimés du MCE, ces derniers ont déterminé qu'un choc positif contemporain de 1 cent sur le prix du pétrole entraînait une hausse immédiate de 0,55 cent du prix au détail et de plus de 0,80 cent du prix spot de l'essence en gros. Cependant, un choc négatif contemporain de 1 cent sur le prix du pétrole menait à une réduction de 0,18 cent du prix au détail et de 1,08 cent dans le prix spot de l'essence en gros. Borenstein et al. (1997) ont aussi fourni trois hypothèses pouvant expliquer l'asymétrie du prix de l'essence : pouvoir de marché, délais de production et ajustement des stocks et coûts de recherche de l'information pour le consommateur.

(1) Pouvoir de marché : la première hypothèse, empruntée à la théorie de la coordination oligopolistique et reliée à la collusion tacite suppose que lorsque les coûts des intrants diminuent, « l'ancien prix de vente offre une cible naturelle pour des vendeurs oligopolistiques » (Borenstein et al., 1997:324, traduction libre). En effet, parce qu'une entreprise n'aurait pas d'information parfaite au sujet des prix pratiqués par ses concurrents, elle pourrait choisir, en réaction à un choc négatif sur les coûts, « de maintenir son prix de vente élevé jusqu'à ce que les conditions de la demande le forcent à changer » (Borenstein et al., 1997:324, traduction libre). En fait, cette hypothèse provient du modèle de Green et Porter (1984) qui suppose que : « la collusion est durable si et seulement si le prix du marché est supérieur à un seuil.

Dans ce modèle, la durabilité de la collusion est étroitement liée aux variations des marges résultant des fluctuations des coûts » (Hong et Lee, 2014:6). Par conséquent, après une augmentation des coûts, cette théorie suppose que les entreprises ne tiennent pas compte des actions des entreprises rivales et augmentent rapidement les prix, pour éviter d'avoir des marges négatives. Durant ces périodes, « les prix au détail n'ont pas besoin de réagir immédiatement aux chocs négatifs sur le prix du pétrole ». (Borenstein et al. 1996 :325). Par contre, dans les périodes de réductions des coûts, « les entreprises ne réduiront leurs prix que si elles sont forcées de le faire par une diminution de la demande ou par la preuve que leurs concurrents réduisent leurs prix. Sinon, le prix qui prévaut est une cible naturelle pour la coordination oligopolistique ». (Vasques, 2002, traduction libre). Bien que cette hypothèse soit intuitive, Borenstein et al. (1996) ont indiqué que « le modèle n'explique pas comment les détaillants de l'essence se coordonneront sur un prix en particulier ». En effet, d'après ces derniers, « le prix de vente qui est établi avant la réduction des coûts sert de cible naturelle pour la collusion, mais ce n'est pas une cible unique », parmi toutes celles qui peuvent exister (Borenstein et al. 1996 :325, traduction libre). Par conséquent, si la coordination échoue, par exemple, à cause des fluctuations aléatoires dans la demande, les prix au détail pourraient diminuer rapidement vers un équilibre répondant à la menace d'une baisse de prix par les entreprises rivales (Borenstein et al.,1997). Enfin, selon Borenstein et al. (1996) cette hypothèse peut expliquer l'asymétrie observée dans les marchés concentrés et caractérisés par un faible degré de compétitivité. Cependant, ces derniers l'ont principalement associé à l'asymétrie observée dans le prix au détail (ex.: relation rampe-détail) et ont soutenu qu'en raison de la faible concentration dans le secteur du raffinage aux États-Unis, il y avait peu de chances que des vendeurs œuvrant sur les bourses de marchandises s'adonnent à une entente tacite.

(2) Délais de production et ajustements des stocks: la deuxième explication de l'asymétrie, reliée aux coûts d'ajustements des stocks et aux délais de production, suppose qu'un excédent momentané de la demande pourrait se traduire par une appréciation plus rapide du prix de l'essence, à cause des stocks limités et des délais de production. Par contre, un excédent momentané de l'offre de production pourrait au contraire provoquer une dépréciation graduelle du prix de l'essence, parce que les

stocks ne sont plus une contrainte (Borenstein et al.,1997:327). Ainsi, dans le court terme, les prix ont tendance à réagir plus fortement, « aux situations d'excès de la demande, qu'aux situations d'excès de l'offre, parce que l'habileté et l'incitation des entreprises compétitives à répondre aux ajustements des stocks sont plus grandes que dans le cas d'une situation où l'offre est excédante » (Borenstein et al.,1997:327). Ainsi, l'asymétrie causée par les délais de production et des ajustements des stocks implique que : « Lorsque les prix du pétrole brut à long terme augmentent (par exemple, en raison de réserves réduites, d'une offre restreinte ou d'une augmentation imprévue de la demande), les raffineries qui maintiennent les stocks peuvent augmenter leurs prix en ajustant la valeur de stock » (Vàsques, 2002). Cependant, « Lorsque les prix du pétrole brut à long terme diminuent, les entreprises qui stockent ne diminuent pas trop rapidement leurs prix parce que les stocks sont finis - s'ils ne sont pas finis, les ventes pourraient être rapidement augmentées avec un prix plus bas » (Vàsques, 2002). Comme les détaillants de l'essence n'ajusteraient pas les prix en fonction des ajustements des stocks et de la production, Borenstein et al. (1997) ont argué que cette asymétrie pourrait être associée aux relations entre les prix spot de l'essence en gros et les prix du pétrole ou aux relations entre les prix à la rampe et les prix qui se situent en amont de la chaîne de valeur (ex. : prix spot de l'essence, prix du pétrole). Aussi, selon ces derniers, cette asymétrie « pourrait être un phénomène local ou régional puisqu'il peut y avoir des goulots d'étranglement de transport important et un pipeline qui achemine des produits pétroliers dans une seule direction » (Borenstein et al., 1997:327, traduction libre).

(3) Coûts de recherche de l'information par le consommateur: la troisième hypothèse établit un lien entre la volatilité des prix du pétrole et la compétitivité des marchés de l'essence au détail. Cette dernière hypothèse, reliée à la théorie de la recherche de l'information du consommateur, suppose que lorsque les prix du pétrole et de l'essence sont très volatiles, les consommateurs peuvent être susceptibles de penser que les fluctuations des prix de l'essence (détail) reflètent celles du prix du pétrole. Durant ces périodes, « le gain espéré de la recherche de l'information pourrait être plus réduit, lorsque les prix du pétrole sont plus volatiles que lorsqu'il sont relativement stables » (Borenstein et al., 1997:328, traduction libre). Ce qui pourrait entraîner une réduction de l'élasticité prix de la demande et par la même

occasion, une hausse momentanée des marges de profit des détaillants. Borenstein et al. (1997) ont soutenu que cette hausse momentanée des marges de profit – et donc du pouvoir de marché – amortirait l’effet d’une réduction du prix amont et exacerberait l’effet d’une augmentation du prix amont. Enfin, selon ces derniers, cette hypothèse pourrait principalement expliquer la dynamique asymétrique des marges des détaillants, mais elle ne permet pas d’expliquer celle des marges de raffinage (Borenstein et al., 1996).

#### 4.1.4 Étude de Godby et al. (2000)

Godby et al. (2000) sont probablement les premiers auteurs à avoir utilisé un MCE avec un seuil autorégressif TAR (MCE-TAR<sup>21</sup>). La spécification du modèle que ces derniers ont choisi permet de tester l’asymétrie, lorsque celle-ci est potentiellement déclenchée par des variations minimales absolues des coûts. Aussi, avec cette spécification, le prix de l’essence peut réagir différemment, autour d’un seuil ( $\tau$ ) qui est une fonction des variations passées du prix du pétrole. L’approche de Godby et al. (2000) diffère fondamentalement de celle de Borenstein et al (1997), puisque les variations du prix du pétrole ne sont pas scindées selon les signes des chocs. Pour estimer leur MCE, les auteurs ont aussi utilisé la technique de cointégration en deux étapes d’Engle et Granger (1987); cette approche relativement simple nécessite d’abord l’estimation de la relation d’équilibre de long terme entre le prix en aval et le prix en amont (équation 4.4). Par la suite, il faut obtenir le résidu de cette relation de long terme ( $z_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}$ ) et vérifier avec un test comme celui de Dickey-Fuller si ce résidu est stationnaire. Si cela est le cas, il est possible d’estimer un MCE. Godby et al. (2000) ont utilisé des données hebdomadaires des prix du pétrole (Brent de Montréal et Edmonton Par) et des prix de l’essence au détail (régulière et premium) provenant de 13 villes canadiennes. Ainsi, la structure du modèle employé par Godby et al. (2000) est la suivante :

---

<sup>21</sup> Dans la terminologie anglaise, ce modèle est connu sous le nom du *Threshold autoregressive Error Correction Model (TAR-ECM)*. Notons également que Les analyses de Godby et al. (2000) sont effectuées sur des données désaisonnalisées.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu^1 + \sum_{j=0}^m \psi_j^1 \Delta p_{t-j} + \alpha^1 z_{t-1} + u_t^1 & q_t < \tau \\ \mu^2 + \sum_{j=0}^m \psi_j^2 \Delta p_{t-j} + \alpha^2 z_{t-1} + u_t^2 & q_t \geq \tau \end{cases} \quad (7)$$

$(\mu^1, \psi_0^1, \psi_1^1, \dots, \psi_j^1, \alpha^1)$  et  $(\mu^2, \psi_0^2, \psi_1^2, \dots, \psi_j^2, \alpha^2)$  sont les paramètres qui se situent dans le premier ( $q_t < \tau$ ) et le deuxième régime ( $q_t \geq \tau$ ).  $u_t^1$  et  $u_t^2$  sont les termes d'erreurs aléatoires, lorsque  $q_t < \tau$  et lorsque  $q_t \geq \tau$ . Le nombre de retards ( $m$ ) pour les variations du prix du pétrole est fixé à huit semaines et la valeur du seuil  $\tau$ , séparant les régimes, est sélectionné sur la base de la moyenne de la variation du prix du pétrole, durant les huit dernières semaines: ( $q_t = \sum_{i=1}^8 \frac{\Delta p_{t-i}}{8}$ ). Ici, la variable  $z_{t-1}$  est le terme de correction d'erreur et les paramètres  $\alpha^1$  et  $\alpha^2$  mesurent la vitesse d'ajustement de  $y_t$  vers la marge d'équilibre de long terme, lorsque la moyenne de la variation du prix du pétrole augmente et diminue. Godby et al. (2000) ont choisi l'algorithme développé par Hansen<sup>22</sup> (1996), pour déterminer la valeur optimale du seuil  $\tau$ . L'hypothèse nulle d'ajustement linéaire (symétrie) est testée contre l'hypothèse alternative d'un modèle à seuil autorégressif (asymétrie), en considérant l'égalité de tous les coefficients entre le premier et le deuxième régime :

$$H_0: (\mu^1, \psi_0^1, \psi_1^1, \dots, \psi_j^1, \alpha^1) = (\mu^2, \psi_0^2, \psi_1^2, \dots, \psi_j^2, \alpha^2)$$

Cependant, compte tenu du fait que cette hypothèse n'a pas pu être rejetée à maintes reprises, ces derniers ont conclu que leurs résultats ne permettaient pas de confirmer la présence d'asymétrie dans les prix de l'essence au détail. En conclusion de leur analyse, les auteurs ont souligné que les raisons pour lesquelles, leurs résultats se distinguent des études antérieures, comme ceux de Bacon (1991) et de Borenstein et al. (1997), peuvent être associées aux différences dans les structures de marché, dans l'approche méthodologique et dans le choix des données (Godby et coll., 2000 :366, 367).

---

<sup>22</sup> L'algorithme de Hansen (1996) consiste à établir une recherche séquentielle par moindres carrés non linéaires pour chaque valeur fixée du seuil et à choisir celle qui minimise la somme des carrés des résidus. Au final, les paramètres du modèle sont estimés avec la méthode des MCO en considérant, pour chaque régime, la valeur optimale du seuil ( $\tau^*$ ).

#### 4.1.5 Étude de Bachmeier et Griffin (2003)

Bachmeier et Griffin (2003) ont soutenu que l'approche de Stock et Watson (1993) que Borenstein et al. (1997) ont utilisé pour estimer le MCE pouvait conduire à surestimer l'asymétrie du prix de l'essence. Pour prouver leurs affirmations, les auteurs ont estimé le MCE de Stock et Watson (1993) et ont comparé les résultats de ce modèle avec un MCE asymétrique, basé sur l'approche d'Engle et Granger (1989).

Selon Bachmeier et Griffin (2003 :774), cette dernière procédure serait préférable, parce que, d'une part, « les propriétés en échantillon finis des vecteurs de cointégration » avec la méthode d'estimation des doubles moindres carrées ne sont pas bien connues. D'autre part, l'approche de Stock et Watson (1993) n'est pas appropriée parce qu'elle requiert l'estimation d'une variable stationnaire ( $\Delta y_t$ ) sur des variables non stationnaires (ex. :  $y_{t-1}$  et  $p_{t-1}$ ). Pour ces deux raisons, les auteurs ont soutenu que l'approche de Stock et Watson (1993) serait susceptible d'entraîner des régressions fallacieuses. Bachmeier et Griffin (2003) ont comparé le modèle de Borenstein et al. (1997) avec le MCE asymétrique ci-dessous :

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^m \phi_j^+ \Delta y_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^n \psi_j^+ \Delta p_{t-j}^+ + \alpha^+ (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}) + \sum_{j=1}^m \psi_j^- \Delta y_{t-j}^- + \sum_{j=0}^n \psi_j^- \Delta p_{t-j}^- + \alpha^- (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}) + u_t \quad (8)$$

Dans ce modèle, les variations des prix ( $\Delta y_t, \Delta p_t$ ) sont positives ( $\Delta y_t^+, \Delta p_t^+$ ), lorsque leurs premières différences sont supérieures à 0 et négatives ( $\Delta y_t^-, \Delta p_t^-$ ) sinon. Le résidu de cette régression (à la période  $t - 1$ ) est le terme de correction d'erreur ( $z_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 p_{t-1}$ ) qui capture les ajustements, par rapport aux déviations de la marge d'équilibre de long terme, lorsque le prix du pétrole augmente et diminue. Bachmeier et Griffin (2003) ont utilisé des données quotidiennes et hebdomadaires américaines du prix (spot) régional de l'essence en gros (Houston, Texas) et du prix du pétrole brut. À travers leurs résultats, les auteurs ont pu confirmer l'asymétrie avec le MCE basé sur l'approche de Stock et Watson (1993), mais n'étaient pas en mesure de la détecter en utilisant l'approche d'Engle et Granger

(1987). Selon Bachmeier et Griffin (2003), le choix des données quotidiennes, contrairement aux données hebdomadaires, ainsi que l'approche méthodologique d'Engle et Granger (1987) était suffisant pour éliminer l'asymétrie détectée par Borenstein et al. (1997).

Suite à l'étude de Borenstein et al. (1996) et de Bachmeier et Griffin (2003), la plupart des études ont considéré l'approche de cointégration d'Engle et Granger (1987) pour estimer les MCE asymétrique ; par exemple, Kaufmann et Laskowski (2005) ont utilisé le même modèle, mais ont imposé un ajustement symétrique sur les variations des prix. Salas (2002), Bettendorf et al. (2003), Vàsques (2005), Verlinda (2008), Gilbert-Gonthier (2013) et Hong et Lee (2014) ont scindé les variables des prix en changements positifs et négatifs, mais ont imposé un ajustement symétrique sur les paramètres des termes de correction d'erreurs. D'autres auteurs (Galeotti et al. (2003), Denni et Frewer (2006), Grasso et Manera (2007), Oladunjoye (2008), Clerides (2010), Chesnes (2012), Chou et Sun (2012) et Chou et al. (2013), Polemis et Fotis (2013)) ont adopté une approche plus standard qui permet de scinder les variations des prix et des termes de correction d'erreurs selon le signe du choc.

Dans la section qui suit, nous présentons les principaux résultats des autres études réalisées sur l'asymétrie du prix de l'essence. Parmi ces résultats, nous en retrouvons certains qui ont questionné l'agrégation temporelle ou territoriale des données, d'autres qui ont effectué des analyses comparatives et quelques-uns qui ont cherché à fournir des explications additionnelles sur les causes de l'asymétrie du prix de l'essence.

## **4.2 Principaux résultats des autres études**

Par exemple, aux Pays-Bas, Bettendorf et al. (2003) ont choisi un MCE asymétrique pour tester l'asymétrie du prix de l'essence au détail, lors des variations du prix (spot) de l'essence en gros à Rotterdam. Ils ont utilisé des données hebdomadaires pour tous les jours ouvrables de la semaine (ex.: lundi de chaque semaine, mardi de chaque semaine, etc). Bien que l'asymétrie ait été confirmée dans le prix de l'essence, avec les données du lundi, jeudi et vendredi, ces derniers n'étaient pas en mesure de la confirmer, lorsque ces données étaient construites pour tous les mardis et les mercredis. Selon Bettendorf et al. (2003 :1), le manque de

solidité de ses résultats devrait mettre en évidence les « conclusions mitigées » sur l'asymétrie du prix de l'essence.

En utilisant un MCE asymétrique et des données quotidiennes nationales (moyenne pondérée du prix quotidien), aux États-Unis, Chesnes (2012) a détecté une asymétrie positive dans la relation entre le prix au détail et le prix de l'essence à la rampe. En accord avec les résultats de Bachmeier et Griffin (2003), aucune asymétrie n'a été détectée dans la relation entre le prix du pétrole et le prix spot de l'essence en gros. Cependant, une faible asymétrie négative s'opérait dans la relation entre le prix (spot) de l'essence en gros et le prix de l'essence à la rampe. Par ailleurs, en utilisant des données quotidiennes pour 27 régions métropolitaines américaines, l'auteur a confirmé, comme sur les données nationales, que l'ajustement du prix au détail était asymétrique. Par contre, en construisant une moyenne hebdomadaire (pondérée) sur la base des données quotidiennes nationales du prix au détail, Chesnes (2012) a montré que le fait de : « prendre la moyenne des données quotidiennes pour obtenir une série de prix hebdomadaire atténue les conclusions sur l'asymétrie, car cela masque des variations quotidiennes importantes des prix » (Chesnes, 2012 :36, traduction libre).

Adilov et Samavati (2009) ont questionné l'agrégation territoriale des données. En effet, ces derniers ont argué que les études antécédentes qui auraient considéré l'agrégation des prix à travers les marchés seraient possiblement biaisées, si les dynamiques de ces prix varient selon les marchés. Ces derniers ont utilisé un modèle de réponse asymétrique, pour analyser dans neuf états américains, les comportements des prix au détail, selon les variations positives et négatives du prix du pétrole. Dans leurs résultats, l'asymétrie positive est confirmée dans les prix dans 3 états américains. Dans trois autres états, l'ajustement des prix au détail était plus rapide par rapport aux réductions, qu'aux augmentations du prix du pétrole. Enfin dans les trois derniers états, les résultats étaient ambigus parce qu'il n'était pas clair, si les prix s'ajustaient plus rapidement aux augmentations ou aux réductions du prix du pétrole. Adilov et Samavati(2008) ont précisé que les récentes augmentations du prix du pétrole « ont pu changer le comportement des détaillants, en réduisant l'asymétrie du prix de l'essence et possiblement en renversant les comportements asymétriques

qui ont pu exister avant les récentes augmentations des prix du pétrole dans plusieurs régions géographiques » (Adilov et Samavati 2009 :62).

Dans cinq pays de l'Europe (France, Espagne, Allemagne, Royaume-Uni, Italie), Galeotti et al. (2003) ont testé l'asymétrie à tous les niveaux de la chaîne de transmission. Les auteurs ont également utilisé un MCE asymétrique, mais ont considéré la moyenne des coûts des importations du pétrole et les taux de change. Dans leurs résultats, les auteurs ont confirmé l'existence d'une asymétrie, mais dans tous les pays, les auteurs ont remarqué que des disparités subsistaient au niveau de la rapidité d'ajustement des prix à long terme et au niveau de leurs réactions aux changements des coûts.

Grasso et Manera (2007) ont effectué la même analyse comparative que Galeotti et al. (2003), mais ont testé l'asymétrie avec les trois variantes les plus populaires des MCE : soit le MCE-TAR, le MCE asymétrique et le MCE avec seuil de cointégration. Selon ces derniers : « tous les modèles sont capables de capturer le délai dans la réaction des prix de l'essence au détail, relativement aux changements des prix de l'essence en gros et du pétrole, ainsi qu'une certaine évidence de comportement asymétrique » (Grasso et Manera, 2007 :156). En effet, avec le MCE asymétrique, les auteurs ont confirmé la présence d'une certaine asymétrie, dans chaque pays, au deuxième et au niveau unique de la chaîne de transmission. Le MCE avec seuil de cointégration était en mesure de capturer l'asymétrie dans l'ajustement à la marge d'équilibre de long terme. Enfin, le MCE-TAR a confirmé plus d'asymétrie au niveau de la réaction à court terme des prix de l'essence.

Dans 188 marchés de l'essence à la rampe aux États-Unis, Borenstein et Shepard (2002) ont analysé, avec les données du pétrole brut et le MCE asymétrique de Borenstein et al. (1997), que « les firmes avec un pouvoir de marché ajustaient les prix plus lentement que le font les firmes compétitives [...] » (Borenstein and Shepard, 2002 :116). Cependant, les auteurs n'étaient pas en mesure de confirmer que le pouvoir de marché avait de l'influence, sur l'asymétrie du prix de l'essence à la rampe de chargement.

En utilisant le modèle dynamique de prix de Dixit et un modèle de régression logistique, pour neuf marchés de l'essence dans la région de Philadelphie, Davis et Hamilton (2004) ont montré que l'asymétrie de la transmission dans le marché du

raffinage résulte « des considérations stratégiques sur la façon dont les clients et les concurrents réagiront aux changements de prix ».

Dans trois marchés du raffinage Aux États-Unis, Oladunjoye (2008) a utilisé des données quotidiennes et un MCE asymétrique. Dans ses résultats, Oladunjoye (2008) a confirmé la présence d'une asymétrie positive dans le prix spot de l'essence en gros et a montré que la structure du marché<sup>23</sup> avait une influence significative sur l'asymétrie de la réponse aux changements du prix du pétrole. Pour effectuer leur analyse, les auteurs se sont basés sur l'étude de Bedrossian et Moschos (1988) qui ont soutenu que l'impact de la structure du marché<sup>24</sup> sur la vitesse de l'ajustement des prix peut être asymétrique, par rapport aux augmentations et aux diminutions des coûts.

En effet, ces auteurs ont prédit que dans les périodes de réduction des coûts, « l'effet de leadership sur les prix impliquerait que les entreprises ayant des marges relativement élevées sont en meilleure position pour retarder le processus d'ajustement des prix, car leurs marges élevées leur permettent de prendre ce risque » (Bedrossian et Moschos, 1988 :462). Cependant, lorsqu'il n'y a pas de différence de rentabilité entre les entreprises, les auteurs ont soutenu qu'« une concurrence féroce des prix sous la forme d'un ajustement relativement rapide à la baisse est très susceptible d'avoir lieu dans des industries concentrées avec une rentabilité élevée » (Bedrossian et Moschos, 1988 :463, traduction libre). Selon Bedrossian et Moschos (1998 :463, « cette asymétrie [négative] n'est pratiquement pas pertinente pour les périodes de temps caractérisées par l'inflation des coûts ». Enfin, dans la mesure où les réductions des marges peuvent constituer une entrave importante pour la rentabilité des entreprise au sein de l'industrie, Bedrossian & Moschos (1988:90) ont soutenu que plus les marges au niveau de l'industrie sont faibles, plus les prix seront également susceptibles de s'ajuster rapidement, aux augmentations des coûts (Bedrossian & Moschos, 1988:90). Ainsi, selon ce dernier, l'impact de la structure du marché sur la vitesse de l'ajustement des prix sous-entend que « l'effet de

---

<sup>23</sup> Notons que la variable de concentration est utilisée comme une variable indicatrice de la structure du marché.

<sup>24</sup> L'impact de la structure du marché sur le mécanisme d'ajustement des prix à court terme est basé sur la notion que la rentabilité est un facteur influant sur les coûts d'ajustements (Domberger, 1983). En effet, « Ces coûts découlent des incertitudes concernant le comportement des rivaux, car une entreprise industrielle est confrontée au problème que si elle ajuste ses prix plus à la hausse que ses concurrents, cet ajustement affectera négativement ses ventes et ses parts de marché » (Bedrossian & Moschos, 1988, traduction libre).

leadership associé au différentiel de rentabilité entre les entreprises et l'effet de la rentabilité de l'industrie risque d'exercer des influences contraires sur la vitesse de l'ajustement des prix » (Bedrossian et Moschos, 1988:90).

Denni et Frewer (2006) ont utilisé le MCE de Borenstein et al. (1997), pour analyser l'influence des marges de raffinage sur l'asymétrie de la réponse aux changements du prix du pétrole. Plus précisément, les auteurs ont combiné les impacts simultanés des marges de raffinage et des changements de prix du pétrole et ont montré que « l'équilibre global dans le secteur de la raffinerie joue un rôle important dans l'adaptation des prix aux chocs du pétrole brut ».

Deltas (2008) a aussi utilisé le MCE asymétrique de Borenstein et al. (1996) avec des données mensuelles sur les prix de l'essence en gros et le prix au détail provenant de 48 états américains, pour analyser le lien entre le pouvoir de marché (identifié par les marges des détaillants) et l'asymétrie du prix de l'essence au détail. Dans ses résultats, ce dernier a déterminé que : « la vitesse d'ajustement et le degré d'asymétrie dépendent de la marge moyenne détail-gros dans l'état observé. Les états dans lesquelles les marges moyennes sont élevées ont tendance à avoir plus d'asymétries et un ajustement plus lent que les états où les marges sont faibles » (Deltas, 2008).

Dans le marché de l'essence au détail de Windsor en Ontario, Eckert (2002) a confirmé, avec le même modèle que Borenstein et al. (1997), la présence d'asymétrie, lors des variations du prix à la rampe et a réconcilié les réponses du prix au détail avec un modèle dynamique de cycle de prix. Selon ce dernier, la dynamique du prix au détail serait plus en lien avec la guerre des prix, que l'explication de la collusion tacite qui fut proposée par Borenstein et al. (1997), pour expliquer l'asymétrie du prix de l'essence au détail. En effet, selon l'auteur : « Le pattern ressemble à celui déclenché par une réponse plus rapide aux augmentations qu'aux chutes des coûts, et la conclusion qui voudrait qu'on puisse attribuer le tout à l'asymétrie des réponses [...] peut-être inappropriée » (Eckert, 2002:52).

Gilbert-Gonthier (2013) a utilisé trois MCE (MCE asymétrique, MCE avec seuil de cointégration et un MCE-TAR), pour montrer que l'asymétrie dans le marché au détail à Québec « s'observe en fonction de la marge bénéficiaire des essenceries et non du signe des variations des coûts [...] ». Toutefois, l'auteur a aussi

souligné qu'il se pourrait que ses résultats soient affectés par les longues périodes de stabilité du prix au détail et que les cycles de prix soient une « alternative » pour caractériser « la dynamique particulière » du prix au détail à Québec (Gilbert-Gonthier, 2013:47).

Clerides (2010) a utilisé un MCE asymétrique, avec des données hebdomadaires du prix au détail (essence et diesel) et du prix du pétrole, pour tester l'asymétrie dans les 27 pays de l'Union européenne. Dans la plupart des cas, l'auteur n'était pas en mesure de confirmer l'existence d'une asymétrie, mais dans certains pays, les réductions du prix du pétrole se traduisaient plus rapidement dans les prix au détail.

Enfin, dans certains marchés de l'essence en Asie, nous retrouvons deux études qui ont aussi utilisé un MCE asymétrique. Dans les résultats de la première étude, conduite par Chou et Sun (2012) à Taiwan, le prix de l'essence au détail répondait plus rapidement aux réductions des prix du pétrole (Brent et Dubaï) et plus vite à l'appréciation, qu'à la dépréciation du taux de change. Enfin, à travers la deuxième étude réalisée par Chou et al. (2013) dans quatre pays asiatiques (Taiwan, Japon, Corée du Sud, Singapour), le prix au détail (essence et diesel) réagissait plus rapidement aux diminutions qu'aux augmentations de la moyenne des prix du pétrole (Brent, Dubaï et WTI). Cependant, les auteurs n'étaient pas en mesure de détecter l'asymétrie dans le marché de Singapour.

Nous concluons ce chapitre avec les tableaux 4.2.1 et 4.2.2 qui présentent le sommaire des résultats et des coefficients estimés de la littérature. Tel qu'il est présenté dans ces tableaux, la plupart des études ont effectivement confirmé la présence d'asymétrie. Cependant, plusieurs auteurs ont souvent considéré des moyennes nationales et régionales qui englobent plusieurs marchés, avec des échantillons qui sont souvent agrégés et recueillis durant des intervalles de temps réguliers. Or, il semble possible que la réponse des prix de l'essence – suite aux chocs sur les coûts – puisse différer entre les marchés de l'essence. Par exemple, les études de Godby et al. (2000), d'Adilov et Samavati (2008) ont justement mis l'emphase sur l'importance de la prise en compte des caractères distinctifs des marchés. D'autre part, Geweke (1978) a aussi précisé que les échantillons basés sur

des intervalles de temps réguliers tels que les données hebdomadaires ou mensuelles peuvent contribuer à biaiser les résultats.

Au niveau des modèles employés, très peu d'auteurs ont considéré des variantes des MCE asymétriques. Ce modèle semble être l'approche privilégiée pour tester l'asymétrie. Comme nous avons mentionné, les trois variantes les plus populaires pour tester l'asymétrie de la transmission sont le MCE asymétrique, le MCE-TAR et le MCE avec un seuil de cointégration (Grasso et Manera, 2007). Cependant, Honarvar (2010) a montré que le MCE asymétrique contribuait à biaiser les coefficients asymétriques. En effet, selon ce dernier l'approche d'Engle et Granger (1987) qui est utilisée pour estimer le MCE asymétrique pourrait conduire les auteurs à conclure à une absence d'asymétrie. Ainsi, pour ce dernier, le manque de solidité des résultats de la littérature serait aussi « partiellement dû à l'inhabilité du MCE asymétrique à détecter l'asymétrie ». Par ailleurs, même si le MCE asymétrique et le MCE-TAR font partie des MCE les plus populaires pour tester l'asymétrie, le principal désavantage que présente ces modèles est qu'ils se fondent sur l'approche de cointégration d'Engle et Granger (1987) qui suppose des ajustements symétriques et linéaires dans la relation de long terme. Or, si l'ajustement dans cette relation est non linéaire ou asymétrique, cela impliquerait que les tests asymétriques dans les ajustements à la marge d'équilibre de long terme seront mal spécifiés. Pour ces raisons, certains auteurs ont considéré le MCE avec un seuil de cointégration, parce que ce modèle n'impose pas cette restriction.

Enfin, en ce qui nous concerne, nous utiliserons des données quotidiennes et le MCE avec un seuil de cointégration, parce que nous avons jugé qu'il n'était pas logique de tester l'asymétrie dans l'ajustement de long terme, en utilisant une approche de cointégration qui est justement fondée, sur une hypothèse d'ajustement symétrique (voir Adingra et Dedewanou, 2016:6).

**Tableau 4.2. 1 - Sommaire des résultats principaux de la littérature**

<b>Études</b>	<b>Agrégation territoriale</b>	<b>Agrégation temporelle et période d'étude</b>	<b>Modèle économétrique</b>	<b>Conclusion</b>
<b>Bacon (1991)</b>	National Royaume-Uni	Semi-hebdomadaire (1982-1989)	Modèle quadratique d'ajustement partiel	Asymétrie
<b>Karrenbrock (1991)</b>	National États-Unis	Mensuel (1983-1990)	Modèle de réponse asymétrique ( <i>ARDL model</i> )	Asymétrie
<b>Kirchgassner et al. (1992)</b>	National Allemagne de l'Ouest	Mensuel (1972-1979 et 1980-1989)	MCE asymétrique	Asymétrie (1972-1979) Symétrie (1980-1989)
<b>Borenstein et al. (1997)</b>	Régional Moyenne de 33 villes américaines- Région de l'est des montagnes Rocheuses	Semi-mensuelles et hebdomadaires (1986-1992)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Godby et coll. (2000)</b>	Ville 13 villes canadiennes	Hebdomadaires (1990-1996)	MCE-TAR	Symétrie
<b>Borenstein et Shepard (2002)</b>	National et Régional États-Unis et 188 marchés américains de l'essence en vrac	Quotidiennes et mensuelles (1985-1995)	MCE asymétrique Modèle de réponse asymétrique ( <i>ARDL model</i> )	Asymétrie
<b>Eckert (2002)</b>	Ville Windsor (Canada)	Hebdomadaires (1989-1994)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Johnson (2002)</b>	Ville 15 villes Américaines	Hebdomadaire (1996-1998)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Salas (2002)</b>	National Phillipine	Hebdomadaire (1999-2002)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Bachmeier et Griffin (2003)</b>	Régional Houston, Texas	Quotidiennes (1985-1998)	MCE asymétrique	Symétrie
<b>Bettendorf et al. (2003)</b>	National Pays-Bas	Hebdomadaires (1996-2001)	MCE asymétrique	Mitigées
<b>Galeotti et al. (2003)</b>	National 5 pays de l'Europe	Mensuel (1985-2000)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Vasquez (2005)</b>	National Pérou	Mensuel (1996-2003)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Kaufmann et Laskowski (2005)</b>	National et 12 états aux États-Unis	Mensuelle (1986-2002)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Al Gudhea et al. (2005)</b>	National États-Unis	Quotidiennes (1998-2004)	MCE avec un seuil de cointégration	Asymétrie
<b>Grasso et Manera (2007)</b>	National 5 pays de l'Europe	Mensuel (1985-2003)	MCE asymétrique MCE avec un seuil de cointégration MCE-TAR	Asymétrie
<b>Verlinda (2008)</b>	Villes Los Angeles et Comté d'Orange	Hebdomadaires (2002-2003)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Oladunjoye (2008)</b>	Régional et 2 villes Américaines	Quotidiennes (1987-2004)	MCE asymétrique	Asymétrie

**Tableau 4.2. 2 - Sommaire des résultats principaux de la littérature (Suite)**

Études	Agrégation territoriale	Agrégation temporelle et période d'étude	Modèle économétrique	Conclusion
<b>Deltas (2008)</b>	48 États américains	Mensuel (1998-2002)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Adilov et al. (2008)</b>	National et 9 états américains (États-Unis)	Hebdomadaires (2000-2007)	Modèle de réponse asymétrique ( <i>ARDL model</i> )	Ambiguë
<b>Balmaceda et Soruco (2008)</b>	Ville Santiago (Chili)	Hebdomadaires (2001-2004)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Clerides (2010)</b>	27 pays de l'Union européenne	Hebdomadaires (2000-2010)	MCE asymétrique	Mitigées
<b>Lewis (2011)</b>	Ville Los Angeles (États-Unis)	Hebdomadaires (2000-2007)	MCE-TAR	Asymétrie
<b>Chou et Sun (2012)</b>	National Taiwan	Hebdomadaire (2002-2012)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Chesnes (2012)</b>	National et 27 régions métropolitaines américaines (États-Unis)	Quotidiennes et hebdomadaires (2000-2013)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Gilbert-Gonthier (2013)</b>	Municipalité Québec	Quotidiennes (2007-2011)	MCE asymétrique MCE avec un seuil de cointégration MCE-TAR	Asymétrie (MCE avec seuil de cointégration et MCE-TAR)
<b>Chou et al. (2013)</b>	National Taiwan, Japon, Corée du Sud, Singapour	Mensuelles (2004-2010)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Polemis et Fotis (2013)</b>	National 11 pays Zone Euro	Hebdomadaire (2000-2011)	MCE asymétrique	Asymétrie
<b>Leszkiewicz-Kędzior et Welfe (2014)</b>	National Pologne et Moyennes des pays de la zone Euro	Mensuelles (2000-2011)	MCE avec un seuil de cointégration	Asymétrie
<b>Atil et al. (2014)</b>	National États-Unis	Mensuelles (1997-2012)	Modèle de réponse asymétrique ( <i>NARDL model</i> )	Asymétrie
<b>Hong et Lee (2014)</b>	506 stations de 3 Régions en Corée	Hebdomadaire (2012-2013)	MCE asymétrique MCE-TAR	Asymétrie
<b>Bagnai et al. (2015)</b>	National Italie	Mensuelles (1994-2013)	Modèle de réponse asymétrique ( <i>NARDL model</i> )	Asymétrie
<b>Bagnai et al. (2016)</b>	National 12 pays de la zone Euro	Mensuelles (1999-2015)	Modèle de réponse asymétrique ( <i>NARDL model</i> )	Asymétrie

## 5. Données et méthodologie

L'objectif de ce travail de recherche est d'identifier s'il y a présence d'ajustement asymétrique dans la réaction du prix de l'essence à la rampe à celui du pétrole brut, dans les villes de l'est du Canada. Nous rappelons que pour effectuer cette analyse, nous considérons des données quotidiennes et le MCE avec un seuil de cointégration. Avec ce modèle, nous cherchons tout d'abord à vérifier s'il existe une transmission asymétrique dans les ajustements à la marge d'équilibre de long terme et dans les réactions des prix de l'essence à la rampe, par rapport aux changements du prix du pétrole. Une fois les résultats des estimations présentés, nous généralisons ce modèle de base, pour tenir compte de l'effet simultané du changement du prix du pétrole et de la marge de raffinage. L'objectif de cette dernière analyse est de déterminer, tel que suggéré par Denni et Frewer (2006), si la prise en considération de l'évolution de la marge de raffinage (représenté par l'évolution de la marge d'équilibre de long terme) peut être utile, pour comprendre la réaction des prix à la rampe aux changements du prix du pétrole.

Ainsi, pour une meilleure compréhension de ce que sont les données et la méthodologie, nous avons divisé ce chapitre en cinq parties. Dans les deux premières sections, nous décrivons les données et les transformations que nous avons appliquées, avant de modéliser la dynamique des prix. La troisième section est dédiée au test de stationnarité sur les séries chronologiques et la quatrième section est destinée à la présentation de l'approche de cointégration, que nous employons pour estimer le MCE. Dans la dernière section, nous présentons le modèle adopté.

### 5.1 Données

Pour effectuer nos analyses, nous avons recueilli des données quotidiennes sur les prix à la rampe de l'essence ordinaire dans huit villes de l'est du Canada, avec celui du prix du Brent de Montréal<sup>25</sup>. Tous les prix ont été obtenus auprès de la société MJ Ervin & Associates<sup>26</sup> (une division de Kent Group Ltd) et les huit marchés dans lesquels nous testons l'asymétrie sont situés dans les villes

---

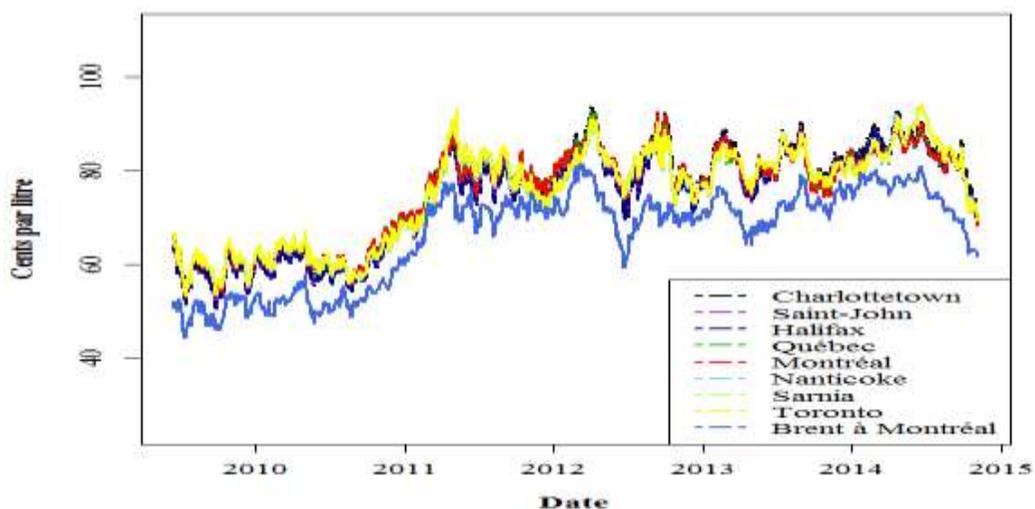
<sup>25</sup> Notons que le prix du Brent de Montréal est aussi le prix du pétrole que Godby et al. (2000) ont utilisé pour tester l'asymétrie dans les marchés de l'est du Canada. Ce prix inclue le prix du Brent et les coûts de transport entre le port de Portland et celui de Montréal.

<sup>26</sup>Voir <http://www.kentgrouppltd.com/>.

de : Charlottetown, Saint-John, Halifax, Québec, Montréal, Nanticoke, Sarnia et Toronto. Pour toutes nos analyses, nous avons considéré la période du 15 juin 2009 au 5 novembre 2014 (1 408 journées d'observations).

Par ailleurs, les données recueillies, auprès de MJ Ervin & Associates sont seulement fournies durant les jours ouvrables. De plus, une observation était manquante pour le prix du Brent à Montréal. À la manière de Bettendorf et al. (2003), nous l'avons remplacé par le prix en vigueur la journée précédente; cela nous permet de ne pas trop nous éloigner de l'évolution naturelle de cette série chronologique. Enfin, tous les prix sont exprimés en cents canadiens par litre (cpl) et ce sont ces observations qui constituent la base de données exploitée dans ce mémoire.

La figure 5.1.1 illustre l'évolution des prix à la rampe de chargement dans les huit villes de l'est du Canada avec celle du prix du Brent de Montréal en cpl.



**Figure 5.1.1 - Évolutions des prix à la rampe de chargement par rapport au prix du Brent de Montréal**

Contrairement aux marchés de l'essence au détail, où l'on retrouve de grandes variabilités entre les prix d'essence, les prix à la rampe suivent presque la même tendance dans la plupart des villes canadiennes et évoluent en fonction des prix des produits raffinés qui sont importés sur le territoire canadien. En effet, dans le tableau 5.1.1 qui met en lumière les statistiques sommaires des prix à la rampe avec le prix du Brent (Montréal), nous remarquons que les moyennes des prix à la rampe ont seulement fluctué entre 74,06 cpl (Halifax) et 75,38 cpl (Sarnia), alors que celle du

prix du Brent à Montréal s'élevait à 66,45 cpl. Par conséquent, les prix à la rampe ont évolué la plupart des jours, au-dessus du prix du pétrole à référence internationale.

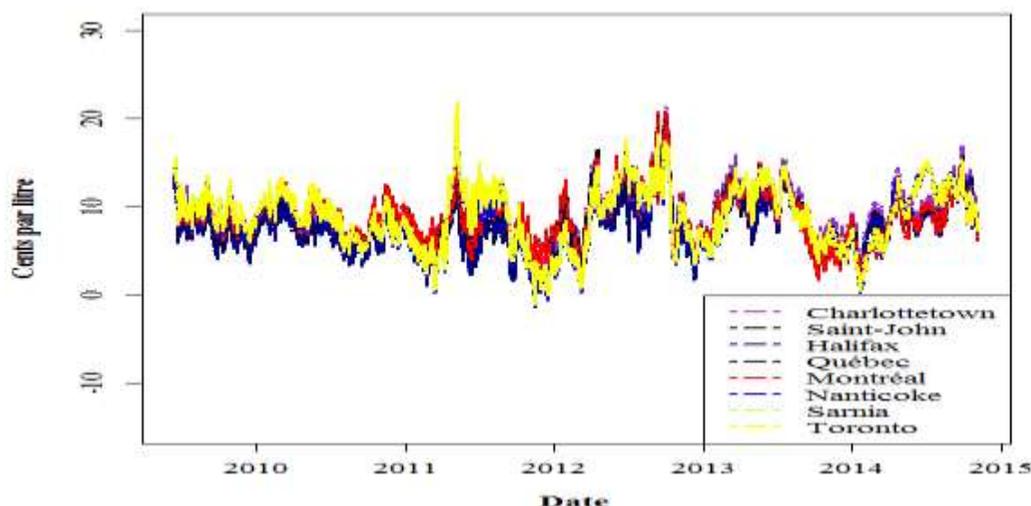
**Tableau 5.1.1 - Statistique sommaires des prix de l'essence à la rampe et du prix du Brent à Montréal (juin 2009 à novembre 2014)**

<b>Prix à la rampe (<math>PR_t</math>)</b>	<b>Minimum</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Maximum</b>	<b>Écart-type</b>	<b>Marge<sup>Brent</sup></b>
Charlottetown	51,40	75,27	93,60	10,67	8,82
Saint-John	50,60	74,27	92,50	10,55	7,89
Halifax	50,50	74,06	92,20	10,53	7,61
Montréal	52,80	75,30	92,60	9,95	8,85
Québec	52,80	75,30	92,60	9,94	8,84
Nanticoke	53,20	75,14	94,30	10,20	8,69
Sarnia	53,50	75,38	94,20	10,13	8,93
Toronto	53,30	75,36	94,20	10,14	8,91

<b>Prix du pétrole (<math>Brent_t</math>)</b>	<b>Minimum</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Maximum</b>	<b>Écart-type</b>
Brent de Montréal	44,16	66,45	81,49	9,97

Note: Marge<sup>Brent</sup> est la marge de raffinage qui est définie, selon la définition de Ressources Naturelles Canada (2012,b), comme étant la différence entre le prix à la rampe et le prix du pétrole.



**Figure 5.1.2 - Évolutions des marges de raffinage par rapport au prix du Brent de Montréal**

Par ailleurs, les moyennes des marges de raffinage (écarts entre les prix à la rampe et le prix du pétrole) sont relativement similaires, puisqu'elles n'ont varié qu'entre 7,61 cpl (Halifax) et 8,93 cpl (Sarnia), tel que l'illustre la figure 5.1.2, qui décrit leurs évolutions. Il est à noter que ces marges de raffinage ne représentent pas les profits des entreprises, à proprement parlé, mais elles sont un indicateur de « la rentabilité du secteur du raffinage dans un marché donné » (Wolinetz, 2015). Généralement, lorsque les marges diminuent, cela signifie que « les entreprises et les

investisseurs abandonnent les activités de raffinage et au contraire, si les marges sont bonnes, il y a des investissements dans de nouvelles capacités de raffinage » (Ressources naturelles Canada, 2012b). Similairement, « si la marge dans une région augmente beaucoup plus rapidement que dans d'autres régions [...], cela signifie généralement que le raffinage est une industrie plus rentable dans cette région » (Wolinetz, 2015).

## 5.2 Saisonnalité

Les figures 5.2.1 et 5.2.2 illustrent les moyennes mensuelles des prix à la rampe et des marges de raffinage. Hormis les variations du prix du pétrole, les prix de l'essence sont également influencés par des facteurs saisonniers qui font généralement accroître les prix et les marges de raffinage entre les mois de janvier et de mai. Par la suite, ces prix ont tendance à augmenter entre les mois de juillet et d'août, mais ce n'est que durant le quatrième trimestre de l'année que ces facteurs ont tendance à réduire les prix et les marges de raffineurs. Comme l'influence de la saisonnalité pouvait être problématique pour nos analyses de régressions, nous avons ajusté les données pour la saisonnalité. Cela veut dire que nous avons extrait les variations saisonnières de chaque série chronologique, avant d'effectuer nos analyses.

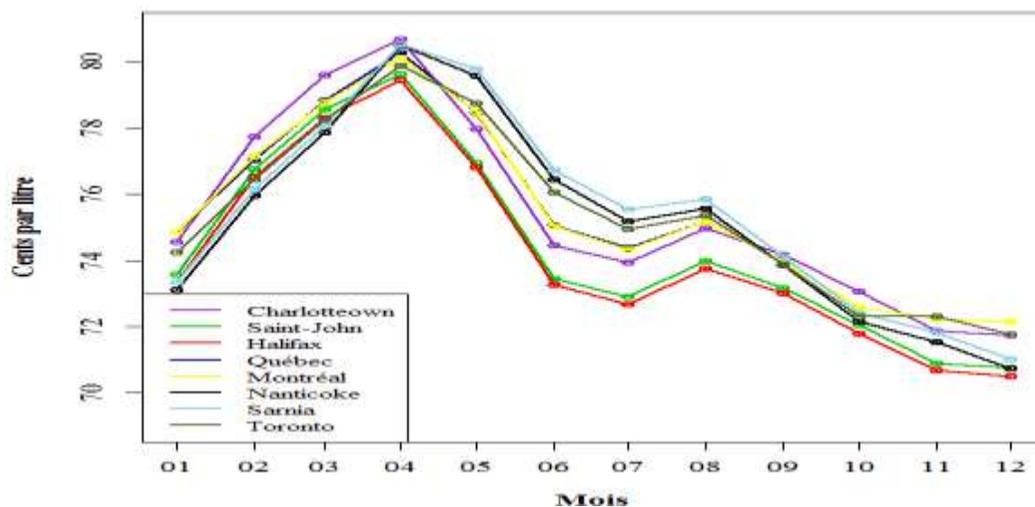
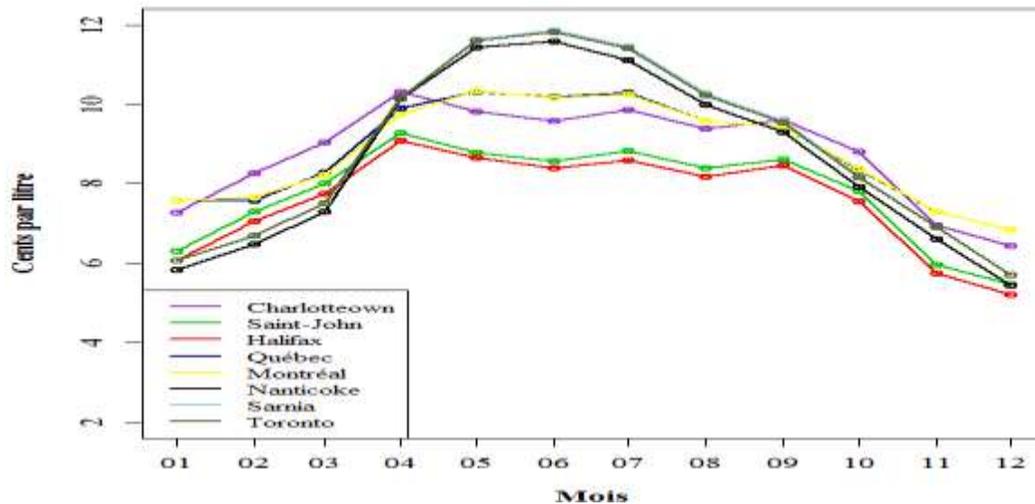


Figure 5.2.1 - Moyennes mensuelles du prix à la rampe



**Figure 5.2.2 - Moyennes mensuelles des marges de raffinage**

L'ajustement des données pour la saisonnalité a été réalisé avec des variables dichotomiques, parce que les facteurs qui affectent la demande de l'essence sont majoritairement déterminés par les saisons (voir Borenstein et Shepard (2002), Godby et al. (2002), Kaufmann et Laskowski (2005) ou Oladunjoye (2008))<sup>27</sup>. Ainsi, pour extraire ces variations saisonnières, nous avons utilisé la méthode des MCO, pour régresser tous les prix (prix à la rampe ( $PR_t$ ) et prix du pétrole ( $Brent_t$ )) sur une constante et sur onze variables dichotomiques, allant du mois de janvier à novembre<sup>28</sup>. Ce sont les résidus de ces régressions qui correspondent aux données ajustées pour la saisonnalité ( $Pr_t, brent_t$ ).

### 5.3 Tests de racine unitaire et de stationnarité

Avant de présenter l'approche de cointégration que nous utilisons, nous avons effectué des tests de racine unitaire sur les séries désaisonnalisées du prix à la rampe et du prix du pétrole ( $Pr_t, brent_t$ ). Ces tests de racine unitaire cherchent à vérifier si les séries chronologiques sont des variables non stationnaires et intégrés d'ordre 1,  $I(1)$ <sup>29</sup>. Bien que ces tests ne soient pas toujours convaincants (voir par ex. : Al-Gudhea, 2007; Borenstein et al., 1997; Eckert, 2002; Godby et al., 2000), ils sont nécessaires, puisqu'ils permettent de déterminer si une modification des variables (ex. : combinaison linéaire des variables non stationnaires) est requise pour ajuster un

<sup>27</sup> Voir également Kent group (2015).

<sup>28</sup> Le mois de décembre étant le mois de référence.

<sup>29</sup> Une série chronologique intégrée d'ordre 1 ( $I(1)$ ) peut être définie comme une série chronologique qui devient stationnaire ou stable ( $I(0)$ ), après avoir appliqué une première différence. Il s'agit d'une série chronologique qui contient une racine unitaire. Par conséquent, une série chronologique qui est intégrée d'ordre  $d$  ( $I(d)$ ) est une série qui devient stationnaire, après avoir appliqué  $d$  différences.

MCE. Ainsi, pour vérifier si les variables sont non stationnaires et  $I(1)$ , nous avons utilisé le test de racine unitaire de Dickey-Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP) et le test de stationnarité de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Le test ADF est le test standard qui est généralement utilisé pour déterminer l'ordre d'intégration des séries chronologiques, mais Denni et Frewer (2006) ont indiqué que ce test a une puissance faible, car il ne permet pas de distinguer une série chronologique contenant un saut, un changement ou une rupture. Comme cela peut être possible en analysant la figure 5.2.1, nous avons aussi utilisé le test de racine unitaire de PP. Ce test est plus puissant que le test ADF, mais tout comme pour le test ADF, son application peut mener à des distorsions de tailles importantes en présence d'autocorrélation négatives. Pour contourner ce problème, nous avons aussi utilisé le test de KPSS qui est plus puissant pour déterminer si une variable est stationnaire ou non stationnaire.

Le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP) déterminent, sous l'hypothèse nulle, si les variables en niveau sont intégrées d'ordre 1 ( $I(1)$ ), alors que le test de stationnarité de KPSS vérifie, sous l'hypothèse nulle, si les variables en niveau sont stationnaires ou intégrées d'ordre 0 ( $I(0)$ ) :

**Hypothèses du test augmenté du Dickey-Fuller et de Phillips-Perron :**

$H_0$  : les séries chronologiques sont  $I(1)$ .

$H_1$  : les séries chronologiques sont  $I(0)$ .

**Hypothèses du test de KPSS :**

$H_0$  : les séries chronologiques sont  $I(0)$ .

$H_1$  : les séries chronologiques sont  $I(1)$ .

Tous les tests ont été effectués en incluant d'abord une constante, puis ensuite en ajoutant une tendance au modèle. Les résultats des tests sont reportés dans le tableau A.1 à A3 de l'Annexe. Nous assumons que les prix contiennent une racine unitaire, si l'un des trois tests suggère que ces prix sont intégrées d'ordre 1, avec un niveau de confiance d'au moins 95 %.

Dans le tableau A.1, le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) indique que les séries en niveau du  $Pr_t$  et du  $brent_t$  sont  $I(1)$ , puisque nous ne pouvons pas rejeter

l'hypothèse nulle (avec un niveau de confiance d'au moins 95 %) et que ces variables contiennent une racine unitaire. De plus, après avoir exprimé ces séries en première différence ( $\Delta Pr_t, \Delta brent_t$ ), le test ADF indique (avec un degré de confiance de 99 %) que toutes les variables sont stationnaires (I(0)), en première différence. Dans le tableau A.2, le test de PP montre aussi (avec un niveau de confiance d'au moins 95 %) que le  $brent_t$  et le  $Pr_t$  de Charlottetown, Halifax, Québec, Montréal, Toronto, Nanticoke et Sarnia sont tous I(1). Cependant, à Saint-John, le test de PP avec l'ajout de la tendance n'est pas satisfaisant, car la statistique estimée du test est pratiquement égale à la valeur critique de 5 %. Toutefois, en exprimant les variables en première différences, le test de PP suggère aussi (avec un niveau de confiance de 99 %) que toutes les séries sont stationnaires (I(0)), en première différence. Enfin, dans le tableau A.3, le test de KPSS permet aussi de rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité (avec un niveau de confiance de 99 %) sur toutes les séries du  $Pr_t$  et du  $brent_t$  et confirme (avec un niveau de confiance de 99 %) que les variables sont stationnaires (I(0)), en première différence.

Ainsi, en tenant compte des résultats de ces trois tests, nous avons poursuivi nos analyses, en assumant que toutes les séries du  $Pr_t$  et du  $brent_t$  sont des variables non stationnaires et intégrées d'ordre 1 (I(1)).

## 5.4 Cointégration

Hormis les études qui ont employé d'autres modèles, la plupart des auteurs que nous avons cités, dans la revue de littérature ont considéré une approche de cointégration, avant d'estimer le MCE. En fait, selon Engel et Granger (1987), la présence d'une relation de cointégration implique l'existence d'un MCE. C'est-à-dire que si nous utilisons un MCE, nous avons nécessairement une combinaison linéaire, de variables intégrées d'ordre 1 (I(1)), qui est stationnaire (I(0)), autour d'une moyenne nulle (Engle and Granger, 1987). Si nous supposons, par exemple, que le prix à la rampe ( $Pr_t$ ) et le prix du pétrole ( $brent_t$ ) au temps  $t$  sont intégrés du même ordre (ex : I(1)), la théorie d'Engel et Granger (1987) stipule que la combinaison linéaire de ces deux variables doit être stationnaire (Engle and Granger, 1987).

Dans ce cas, nous pouvons supposer une relation d'équilibre de long terme entre le prix à la rampe et le prix du pétrole :

$$Pr_t = \beta_0 + \beta_1 \text{brent}_t + z_t \quad (9)$$

Le test de cointégration d'Engle et Granger (1987) s'effectue en considérant le test augmenté de Dickey-Fuller sur le résidu ( $z_t$ ) provenant de la régression d'équilibre long terme :

$$\Delta z_t = \rho z_{t-1} + \sum_{j=1}^s \beta_j \Delta z_{t-j} + \eta_t \quad (10)$$

Avec  $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ , et  $\eta_t$  qui est un terme d'erreur résiduelle. Le test est appliqué sur  $\rho$ , le coefficient associé à la variable  $z_{t-1}$ , mais la statistique du test ne possède pas une distribution standard. Pour cette raison, le test de cointégration est effectué en comparant la statistique du paramètre de  $\rho$  à la valeur critique de Mac Kinnon (2010). Avec ce test, on vérifie si  $z_{t-1}$  est stationnaire, car cela est nécessaire pour valider la relation de cointégration.

Ainsi, sous l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de relation de cointégration ( $H_0: \rho = 0$ ),  $z_{t-1}$  est non stationnaire (I(1)), alors que, sous l'alternative ( $H_A: \rho \neq 0$ ),  $z_{t-1}$  est stationnaire (I(0)) et les séries du prix à la rampe et du prix du pétrole sont cointégrées. Cependant, cette approche de cointégration suppose que la vitesse de l'ajustement à la marge d'équilibre de long terme est symétrique et linéaire.

Pour contourner cette difficulté, Enders et Siklos (2001) ont modifié la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987), pour permettre des ajustements non-linéaires ou asymétriques dans la relation de cointégration. En effet, à la place d'utiliser l'approche d'Engle et Granger (1987), ces derniers ont fourni deux spécifications différentes qui permettent d'introduire un effet de seuil TAR (*Threshold Autoregressive*) ou M-TAR (*Momentum Threshold Autoregressive*) dans le mécanisme d'ajustement de  $z_{t-1}$ .

- Par exemple, avec leur spécification TAR, on suppose que la vitesse d'ajustement dépend de la direction de l'écart (à la période  $t - 1$ ) :

$$\Delta z_t = I_t \rho_1 z_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 z_{t-1} + \sum_{j=1}^s \beta_j z_{t-j} + \eta_t \quad (11)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } z_{t-1} > \tau \\ 0 & \text{si } z_{t-1} \leq \tau \end{cases}$$

- Alors qu'avec la spécification M-TAR, on fait l'hypothèse que cet ajustement dépend de la direction du changement dans l'écart (à la période  $t - 1$ ):

$$\Delta z_t = M_t \rho_1 z_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 z_{t-1} + \sum_{j=1}^s \beta_j z_{t-j} + \eta_t \quad (12)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta z_{t-1} > \tau \\ 0 & \text{si } \Delta z_{t-1} \leq \tau \end{cases}$$

Ici, le test de cointégration est appliqué sur les paramètres estimés de  $\rho_1$  et  $\rho_2$ , à l'aide d'un test statistique qui est similaire à celui de Fisher, mais dont la distribution est également non-standard. Par conséquent, les valeurs critiques du test de cointégration peuvent être comparées avec ceux établis par Enders et Siklos (2001) ou de Wayne et al. (2004).

Ainsi, sous l'hypothèse nulle, il n'y a pas de relation de cointégration,  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ . Mais, si cette hypothèse est rejetée à la faveur de l'alternative, cela signifie que les prix sont cointégrés et que  $z_{t-1}$  est stationnaire (I(0)).

Les tests de cointégration peuvent être effectués, en fixant la valeur du seuil  $\tau$  à 0, mais comme il n'y a pas de connaissance a priori au niveau de cette valeur, il est possible de l'estimer de manière endogène, en utilisant la méthode de Chan (1993)<sup>30</sup>.

Par exemple, avec la spécification TAR, on peut supposer que les raffineurs ajustent leurs prix en ciblant la taille de la marge de raffinage, alors qu'avec la spécification M-TAR, on peut émettre l'hypothèse que les raffineurs « ajustent leurs prix rapidement afin de limiter, par exemple, les diminutions trop rapides de leurs

---

<sup>30</sup> Cette procédure consiste à (1) trier les résidus de la régression pour  $\Delta z_t$  (ou  $z_t$  dans le cas de la spécification de type TAR) en ordre croissant, (2) à exclure les 15 % des observations les plus basses et les plus élevées de manière à conserver les 70 % des observations restantes pour la recherche de la valeur du seuil. (3) Pour chaque valeur possible du seuil, il faut estimer les modèles et choisir celui qui minimise la somme des carrés des résidus. Au final, la valeur du seuil retenue est un estimateur convergent du seuil (Chan, 1993).

marges » (Gilbert-Gonthier, 2013; Enders & Siklos, 2001). Enfin, le choix d'une spécification de type TAR ou M-TAR dépend généralement de l'hypothèse que l'on désire analyser, mais la recommandation est de choisir l'une de ces spécifications, en se basant sur les critères d'informations tels que le BIC ou l'AIC (Grasso et Manera, 2007). Enfin, une fois que la cointégration non linéaire est confirmée, il est possible d'estimer un MCE avec un seuil de cointégration (Enders and Siklos, 2001).

## 5.5 MCE avec un seuil de cointégration

L'approche de cointégration d'Enders et Siklos (2001) suppose que la dynamique à court terme de  $Pr_t$  peut-être modélisée dans un MCE qui n'impose pas que un ajustement linéaire ou symétrique sur le terme de correction d'erreur. Ainsi, dans sa formulation la plus simple, le MCE avec le seuil de cointégration d'Enders et Siklos (2001) peut être formulé de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta Pr_t = \mu + \sum_{j=0}^m \psi_j \Delta brent_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_j \Delta Pr_{t-j} + \alpha^+ z_{t-1}^+ \\ + \alpha^- z_{t-1}^- + u_t \end{aligned} \quad (13)$$

En effet, dans ce modèle, les termes de correction sont définis de la même manière, que dans l'équation 11 et 12, de sorte que  $z_{t-1}^+ = I_t z_{t-1}$  et  $z_{t-1}^- = (1 - I_t) z_{t-1}$  dans le cas de la spécification TAR et  $z_{t-1}^+ = M_t z_{t-1}$  et  $z_{t-1}^- = (1 - M_t) z_{t-1}$  dans le cas du M-TAR. Ces termes de correction d'erreur sont les déviations positives (au-dessus du seuil) et négatives (en dessous du seuil) du prix à la rampe, par rapport à la marge d'équilibre de long terme. Comme la marge est définie comme l'écart entre le prix à la rampe et le prix du pétrole ( $Pr_t - brent_t$ ), la variable  $z_{t-1}$  peut être perçue comme une approximation de cette marge. Ici, un ajustement symétrique est imposé sur les variations de  $Pr_t$  et de  $brent_t$ , mais, deux types d'asymétrie peuvent être testés en considérant les approches des MCE. En effet, alors que le premier type d'asymétrie cherche à déterminer l'asymétrie dans les déviations de la marge d'équilibre de long terme (asymétrie dans l'ajustement de long terme), le deuxième type d'asymétrie a pour objectif de mettre en évidence les différences entre les effets transitoires des chocs sur les coûts (asymétrie dans l'ajustement de court terme ou dans la réponse des prix aux changements des coûts).

Ces deux types d'asymétrie peuvent être modélisés par l'entremise d'un MCE avec seuil de cointégration (Leszkiewicz-Kędzior et Welfe, 2014) :

$$\begin{aligned} \Delta Pr_t = \mu + \sum_{j=0}^m \psi_j^+ \Delta brent_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^m \psi_j^- \Delta brent_{t-j}^- + \sum_{j=1}^n \phi_j^+ \Delta Pr_{t-j}^+ \\ + \sum_{j=1}^n \phi_j^- \Delta Pr_{t-j}^- + \alpha^+ z_{t-1}^+ + \alpha^- z_{t-1}^- + u_t \end{aligned} \quad (14)$$

Ici, les premières différences des prix  $\{\Delta y_t = (\Delta Pr_t, \Delta brent_t)\}$  sont segmentées en changements positifs et négatifs. Les paramètres  $\psi_j^+$  et  $\psi_j^-$  rendent compte des effets des chocs positifs et négatifs sur le prix du pétrole, alors que les paramètres  $\phi_j^+$  et  $\phi_j^-$  sont les coefficients reliés aux variations retardées du prix de l'essence à la rampe.  $\alpha^+$  et  $\alpha^-$  quantifient les vitesses d'ajustement du prix à la rampe vers la marge d'équilibre de long terme.

Pour identifier s'il y a présence d'un ajustement asymétrique, nous avons appliqué le test statistique de Wald sur les paramètres estimés du MCE. En effet, l'hypothèse nulle de symétrie (H0) a été formellement testée dans:

- l'ajustement à la marge d'équilibre de long terme, en vérifiant si  $\alpha^+ = \alpha^-$ .
- la réaction du prix à la rampe aux augmentations et aux diminutions du prix du pétrole, en déterminant si  $\psi_j^+ = \psi_j^-$ , pour n'importe quel décalage  $j$ .
- les effets cumulés des augmentations et des diminutions du prix du pétrole, en vérifiant si  $\sum_{j=0}^m \psi_j^+ = \sum_{j=0}^m \psi_j^-$ .

Nous rappelons que l'inclusion de la variable du changement du prix du pétrole au temps  $t$  peut donner lieu à un problème d'endogénéité, si des facteurs non observables dans le prix à la rampe sont corrélés avec le prix du pétrole. Cependant, comme Bachmeier et Griffin (2003) ont indiqué que l'approche d'estimation avec les doubles moindres carrés peut être problématique, nous n'avons pas opté, comme la plupart des auteurs, pour cette méthode d'estimation. Ainsi, pour estimer ce modèle (équation 14), nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et nous avons déterminé le nombre de décalages avec le critère du BIC. Enfin, tous nos calculs et nos estimations ont été traités avec le logiciel R.

## 6. Résultats

Avant d'estimer le MCE avec un seuil de cointégration, nous avons déterminé si la dynamique du prix de l'essence à la rampe et du prix du pétrole peut être représentée à travers une relation de cointégration. Pour y parvenir, nous avons d'abord régressé tous les prix de l'essence à la rampe, sur une constante et sur le prix du pétrole pour représenter la relation de long terme entre le prix à la rampe et le prix du pétrole (voir équation 9). Par la suite, nous avons obtenu les résidus de ces régressions et estimé les équations 10, 11 et 12 pour tester la présence d'une relation de cointégration. Ce n'est qu'une fois que les résultats de ces tests sont validés, que nous présenterons les résultats des estimations du MCE.

Ainsi, dans la première section de ce chapitre, nous présentons les résultats des estimations des relations de long terme. La deuxième section du chapitre est dédiée aux résultats des tests de cointégration. Dans la troisième section, nous expliquons pourquoi nous avons utilisé le *brent* comme une variable faiblement exogène dans le MCE (équation 14). Dans la quatrième section, nous présentons les résultats des estimations du modèle et la cinquième section est dédiée à une discussion de nos résultats. Enfin, dans la sixième et dernière section de ce chapitre, nous généralisons ce modèle avec la spécification appropriée et nous déterminons, avec une fonction de réponse cumulative, si l'évolution de la marge de raffinage peut expliquer la réponse du prix à la rampe, par rapport aux changements du prix du pétrole.

### 6.1 Relations de long terme

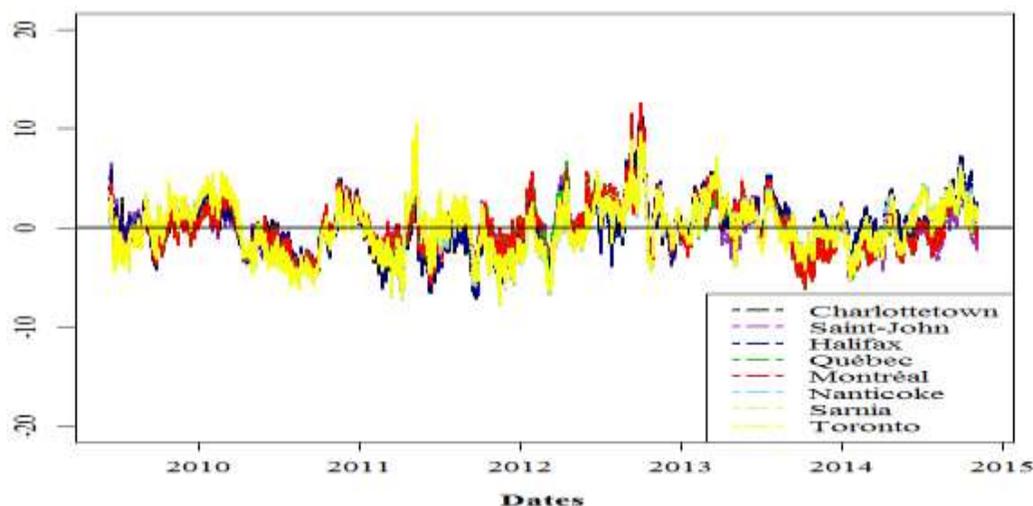
Les résultats des régressions des relations long terme entre le prix à la rampe et le prix du pétrole sont reportés dans le tableau 6.1.1 et la figure 6.1.1 révèle l'évolution des résidus de ces régressions ( $z_t$ ) autour de la moyenne de zéro.

Dans ce tableau, nous observons que tous les coefficients estimés de  $\beta_1$  sont assez proches de l'unité; ce qui signifie que les prix à la rampe dans les marchés de l'est sont fortement influencés par les variations du prix du Brent de Montréal. Aussi, comme les  $R^2$  des régressions sont assez élevés, on devrait normalement s'attendre, à ce que le  $Pr_t$  et le  $brent_t$  soient cointégrés  $C(1,1)$  et que la combinaison linéaire ou non linéaire de ces variables soit stationnaire  $I(1-1)$ .

**Tableau 6.1.1 - Estimations des relations de long terme**

<i>Marché</i> ( $Pr_t$ )	<i>Constante estimé</i> $\beta_0$	<i>Coefficient estimé</i> $\beta_1$	$R^2$
<b>Charlottetown</b>	-5.208e-15 (0.071)	1.027 (0.007)	0.933
<b>Saint-John</b>	-4.728e-15 (0.071)	1.014 (0.007)	0.932
<b>Halifax</b>	-3.902e-15 (0.070)	1.013 (0.007)	0.933
<b>Québec</b>	-4.842e-15 (0.067)	0.957 (0.007)	0.931
<b>Montréal</b>	-4.854e-15 (0.068)	0.956 (0.007)	0.930
<b>Nanticoke</b>	-2.523e-17 (0.072)	0.969 (0.007)	0.940
<b>Sarnia</b>	-4.053e-15 (0.071)	0.963 (0.007)	0.924
<b>Toronto</b>	-1.246e-15 (0.071)	0.964 (0.007)	0.924

Note: Les écarts-type des coefficients estimés sont représentés dans les valeurs entre parenthèses.



**Figure 6.1.1 - Évolutions des écarts relatifs aux équilibres de longs termes (Résidus des régressions de long terme)**

## 6.2 Test de cointégration

Dans la deuxième étape de notre analyse, le test de cointégration linéaire d'Engle et Granger (1897) a été réalisé, en comparant la statistique du paramètre estimé de  $\rho$  dans l'équation 10, à la valeur critique de Mac Kinnon (2010). Les

résultats des tests présentés au tableau B1 de la section B en annexe indiquent que les résidus de  $z_{t-1}$  sont stationnaires ( $I(0)$ ), puisque toutes les hypothèses nulles d'absence de cointégration ( $\rho = 0$ ) ont été rejetées au seuil de 1%. Cependant, comme ce test de cointégration peut être mal spécifié en présence d'ajustement non linéaire, nous avons eu recours à l'approche de cointégration d'Enders et Siklos (2001).

Les tableaux C1, C3 et C5 de la section C de l'annexe montrent les résultats des tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul ( $\tau = 0$ ) et les tableaux C2, C4 et C6 illustrent les résultats de ces mêmes tests avec le seuil non nul estimé avec la méthode de Chan (1993). Ces tests sont effectués après avoir estimé les équations 11 et 12. Ainsi, les résultats dans ce tableau montrent que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) a été rejetée pour tous les marchés (au seuil 1%) avec les deux spécifications de type TAR et M-TAR. Par conséquent, nous pouvons confirmer que les résidus de  $z_{t-1}$  sont stationnaires et que les séries du  $Pr_t$  et du  $brent_t$  sont cointégrées avec un effet de seuil. À travers ces tableaux, on note également que le critère d'information du BIC semble favoriser la spécification de type M-TAR avec le seuil non nul. Les statistiques du test avec cette spécification sont également plus élevées, que n'importe quel modèle basé sur la spécification TAR. Par conséquent, nous choisissons le modèle M-TAR avec le seuil non nul, parce que c'est cette spécification qui semble minimiser les erreurs et avoir le meilleur pouvoir explicatif.

### **6.3 Faible exogénéité du prix du pétrole**

Selon Denni et Frewer (2006), quand on cherche à analyser la relation entre le prix de l'essence et le prix du pétrole, la théorie économique offre peu d'explications sur la variable qui devrait être considérée comme exogène. En effet, selon ces derniers, il se pourrait que ce soit « la demande de produits de raffinerie qui est à l'origine du prix du pétrole brut ou que la relation va dans les deux sens » (Denni et Frewer, 2006 :14). Mais, comme nous avons peu de raison de croire que la demande de l'essence dans les villes canadiennes puisse jouer un rôle dans la détermination du prix du Brent, qui est fixé sur le marché mondial à partir de l'Europe, nous avons considéré un MCE univarié au lieu d'un MCE bivarié. Cela implique que nous avons

supposé que le prix du pétrole pouvait être utilisé « comme variable faiblement exogène du côté droit » (Denni et Frewer, 2006 :14) dans l'équation 14. Pour vérifier cela, nous avons estimé un MCE bivarié, puis nous avons vérifié si les coefficients associés aux termes de correction d'erreur ( $z_{t-1}^+$  et  $z_{t-1}^-$ ) dans le modèle marginal étaient significativement différent de zéro<sup>31</sup>. Les résultats reportés dans le tableau D.1 de la section D en annexe indiquent que les coefficients associés à ces termes de correction d'erreur ne sont pas significativement différents de zéro. Par conséquent, le  $brent_t$  peut être perçu comme une variable exogène dans le MCE (Von Cramon-Taubadel, 1998; Denni et Frewer, 2006).

## 6.4 MCE avec un seuil de cointégration

Les tableaux 6.4.1 à 6.4.3 montrent les principaux résultats des paramètres estimés du MCE avec un seuil de cointégration. Le premier tableau montre que les coefficients associés aux termes de correction d'erreurs sont tous de signe négatif, parce que le prix à la rampe et le prix du pétrole sont cointégrés avec un effet de seuil. Par exemple, à Nanticoke, nous observons que le coefficient estimé de  $\alpha^+ = -0,055$  et celui  $\alpha^- = -0,140$ . Cela signifie que les déviations positives, par rapport à la marge d'équilibre de long terme s'éliminent, en moyenne, à un taux de 5,5 % par jour, alors que les déviations négatives, par rapport à la marge d'équilibre de long terme s'estompent plus rapidement, avec un taux de 14%, à l'intérieur d'une journée. Dans les marchés de Québec, Montréal, Sarnia et Toronto, les vitesses de l'ajustement à la marge d'équilibre de long terme sont pratiquement similaires à ceux de Nanticoke. Mais, il semble que les prix à la rampe de Halifax, Charlottetown, Sain-John, n'ont pas répondu, dans le court terme, aux déviations positives de la marge de long terme (ex. : les coefficients de  $\alpha^+$  ne sont pas significatifs). Cependant, dans tous ces marchés, la convergence à la marge d'équilibre de long terme semble aussi avoir été plus rapide pour les déviations négatives (en dessous du seuil), que pour les déviations positives (au-dessus du seuil). De façon générale, ces résultats semblent aller dans le sens de l'idée que les vitesses de l'ajustement à la marge d'équilibre de long terme (ou la cible de long terme) sont plus graduelles, à cause des délais nécessaires pour ajuster les stocks et pour transporter les produits

---

<sup>31</sup> Le modèle marginal est présenté dans la section D en annexe.

(Bacon, 1991). Dans tous les marchés, l'hypothèse nulle de symétrie dans l'ajustement de long terme ( $H_0: \alpha^+ = \alpha^-$ ) a été rejetée, avec le test de Wald, au niveau de 1 %, pour Québec, Montréal et Nanticoke, puis au seuil de 5 % pour Charlottetown, Saint-John, Halifax, Sarnia et Toronto. Par conséquent, les tests statistiques nous permettent de confirmer la présence d'une asymétrie positive dans les vitesses de l'ajustement à la marge de long terme.

**Tableau 6.4.1 - Estimations des vitesses de l'ajustement à long terme**

	$\alpha^+$	$\alpha^-$	$ \alpha^+  -  \alpha^- $	$\tau$
<b>Charlottetown</b>	-0,022	-0,089***	-0,067**	0,779
<b>Saint-John</b>	-0,023	-0,089***	-0,066**	0,743
<b>Halifax</b>	-0,027	-0,082***	-0,055**	0,679
<b>Québec</b>	-0,061***	-0,144***	-0,083***	-0,819
<b>Montréal</b>	-0,060***	-0,146***	-0,086***	-0,818
<b>Nanticoke</b>	-0,055***	-0,140***	-0,085***	-1,248
<b>Sarnia</b>	-0,058***	-0,134***	-0,076**	-1,245
<b>Toronto</b>	-0,055***	-0,113***	-0,058**	-0,802

Note: 1. \*\*, \*\*\* indique respectivement le niveau de significativité au seuil de 5 % et 1 %.

2.  $\alpha^+$  est le coefficient associé à  $z_{t-1}^+$  et  $\alpha^-$  est le coefficient associé à  $z_{t-1}^-$ .

3.  $\tau$  est le seuil non nul qui est estimé avec la méthode de Chan (1993).

En ce qui concerne les effets des chocs transitoires des coûts (tableau 6.4.2 et 6.4.3), les résultats montrent que les coefficients reliés aux changements du prix pétrole sont de signe positif, parce que les variations du prix du pétrole ont tendance à entraîner les prix de l'essence dans la même direction. Aussi, dans tous les marchés, l'analyse des coefficients montre que la réponse immédiate des prix à la rampe aux changements du prix du pétrole est un peu plus élevée pour les augmentations que pour les réductions. Cependant, après une journée, les résultats sont intéressants, puisqu'ils suggèrent que l'ajustement des prix à la rampe est plus rapide pour les réductions que pour les augmentations du prix du pétrole.

En effet, les coefficients illustrés dans ces deux derniers tableaux montrent que les différences entre les effets immédiats des changements positifs et négatifs du prix du pétrole ( $\psi_0^+ - \psi_0^-$ ) ne semblent pas être asymétriques, mais en l'espace d'une journée, ces différences sont négatives et tous les prix à la rampe semblent répondre plus rapidement aux réductions, qu'aux augmentations du prix du pétrole. Si nous observons, par exemple, les résultats pour Toronto, nous observons que le coefficient estimé de  $\psi_1^+ = 0,302$  et celui de  $\psi_1^- = 0,699$ . Cela signifie, qu'en l'espace d'une

journee, le prix à la rampe de Toronto diminue en moyenne 2,3 fois plus rapidement, après la réduction du prix du pétrole, que lorsqu'il monte, dans la journée après l'augmentation du prix du pétrole. Dans tous ces marchés, les différences entre les coefficients de  $\psi_1^+$  et de  $\psi_1^-$  varient également entre -0,24 (Québec) et -0,397 (Toronto). Ce qui semble indiquer la présence d'une asymétrie négative, dans l'ajustement du prix à la rampe aux changements du prix du pétrole.

**Tableau 6.4.2 - Estimations des effets transitoires des chocs sur le prix du pétrole**

	$\psi_0^+$	$\psi_0^-$	$\psi_0^+ - \psi_0^-$	$\psi_1^+$	$\psi_1^-$	$\psi_1^+ - \psi_1^-$
<b>Charlottetown</b>	0,433***	0,343***	0,09	0,460***	0,767***	-0,307***
<b>Saint-John</b>	0,419***	0,345***	0,07	0,451***	0,774***	-0,323***
<b>Halifax</b>	0,334***	0,271***	0,06	0,293***	0,571***	-0,278***
<b>Québec</b>	0,384***	0,346***	0,04	0,398***	0,638***	-0,240**
<b>Montréal</b>	0,387***	0,340***	0,05	0,392***	0,647***	-0,255**
<b>Nanticoke</b>	0,345***	0,283***	0,06	0,325***	0,704***	-0,379***
<b>Sarnia</b>	0,359***	0,300***	0,06	0,297***	0,692***	-0,395***
<b>Toronto</b>	0,358***	0,290***	0,07	0,302***	0,699***	-0,397***

Note: 1. \*\*, \*\*\* indique respectivement le niveau de significativité au seuil de 5 % et 1 %.

2.  $\psi_0^+$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_t^+$  et  $\psi_0^-$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_t^-$ .

3.  $\psi_1^+$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_{t-1}^+$  et  $\psi_1^-$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_{t-1}^-$ .

**Tableau 6.4.3 - Estimations des effets transitoires des chocs sur le prix du pétrole**

	$\psi_2^+$	$\psi_2^-$	$\psi_2^+ - \psi_2^-$
<b>Charlottetown</b>	0,062	0,185**	-0,123
<b>Saint-John</b>	0,057	0,184**	-0,127
<b>Halifax</b>	0,039	0,196***	-0,157

Note: 1. \*\*, \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 5% et 1 %.

2.  $\psi_2^+$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_{t-2}^+$  et  $\psi_2^-$  est le paramètre associé à  $\Delta \text{brent}_{t-2}^-$ .

En effet, les résultats des tests asymétriques nous indiquent que les différences entre les effets des changements immédiats du prix du pétrole ne sont pas significatives ( $H_0: \psi_0^+ = \psi_0^-$ ). En revanche, sur un décalage d'une journée, nous avons pu confirmer la présence d'une asymétrie négative, car l'hypothèse nulle de symétrie ( $H_0: \psi_1^+ = \psi_1^-$ ) a été rejetée au seuil de 5 %, pour les marchés du Québec (Montréal et Québec) et au niveau de 1 %, pour ceux de l'Ontario (Nanticoke, Sarnia et Toronto) et des maritimes (Charlottetown, Saint-John et Halifax). Après un délai de deux jours, les différences entre les coefficients de  $\psi_2^+$  et  $\psi_2^-$  n'étaient plus statistiquement significatives, mais, dans les villes des maritimes (Charlottetown,

Saint-John, Halifax) et de l'Ontario (Nanticoke, Sarnia, Toronto), les tests nous ont autorisé à rejeter l'hypothèse nulle de symétrie dans les effets cumulés des augmentations et des diminutions du prix du pétrole ( $H_0 : \sum_{j=0}^m \psi_j^+ = \sum_{j=0}^m \psi_j^-$ ). En effet, cette hypothèse a été rejetée au seuil de 1 % à Halifax, 5 % à Saint-John, Nanticoke, Sarnia et Toronto et 10 % à Charlottetown.

## 6.5 Discussion générale

Si nous comparons nos résultats avec ceux de la littérature, nous remarquons qu'ils vont à l'encontre des conclusions de Borenstein et al. (1997) qui ont trouvé une asymétrie positive dans la réaction du prix à la rampe, par rapport aux changements du prix du pétrole. Nos résultats se différencient également avec ceux de Bachmeier et Griffin (2003) qui ont utilisé des données quotidiennes, pour montrer qu'il n'y avait pas d'asymétrie dans le prix d'essence. Au contraire, l'asymétrie positive dans les vitesses de l'ajustement à la marge de long terme est en accord avec les résultats de Bacon (ex. : l'hypothèse du Rockets and Feathers) et semble aussi supporter l'hypothèse que les raffineurs ont adapté les prix rapidement, pour éviter les réductions trop abruptes de leur marge de raffinage. Comme cette asymétrie est positive, elle peut être reliée aux délais de production et aux ajustements des stocks. Par contre, l'asymétrie négative dans la réaction des prix aux changements du prix du pétrole coïncide avec les résultats de Kirchgässner et Kübler (1992) et les études plus récentes, comme celles de Chou et al. (2013), Polemis et Fotis (2013), Atil et al. (2014) ou Baignai et Mongeau Ospina (2016). Par exemple, Kirchgässner et Kübler (1992 :173) ont argué qu'une asymétrie négative pouvait émaner dans les prix de l'essence, lorsque « [...] les entreprises pétrolières font face à des pressions de la part des politiques et des groupes d'intérêt importants tels que les syndicats » (Kirchgässner et Kübler 1992:173, traduction libre). Par conséquent, en réponse à la hausse des coûts, les intermédiaires de l'essence peuvent manifester une certaine réserve face à une augmentation rapide des prix, pour ne pas être accusées de profiter du pouvoir de marché ou de fixer des prix non justifiés. Chou et al. (2013) ont utilisé cette explication, pour justifier l'asymétrie du prix au détail, dans quatre pays asiatiques, mais, Polemis et Fotis (2013), en Europe, l'ont attribué à la structure oligopolistique et aux barrières légales et juridiques qui découragent l'entrée dans le secteur de raffinage. Baignai et Mongeau Ospina (2016 :98,

traduction libre) ont aussi argué en Europe que cette asymétrie était « compatible avec le modèle de marge endogène de Taylor (2000) qui supposent que, dans un environnement à faible inflation, les entreprises perdent leur pouvoir de marché et sont forcées d'ajuster rapidement les prix pour maintenir leurs parts de marché ». Enfin, Atil et al. (2014 :572) qui ont aussi détecté cette asymétrie dans le marché du raffinage aux États-Unis ont soutenu qu'elle était reliée « à la spirale d'anticipation de déclin des prix d'essence dans les périodes de ralentissement économique ». Comme cette spirale peut correspondre avec les périodes où les marges augmentent, leur explication est compatible avec les comportements qui servent à décourager l'entrée, lorsque la croissance de la demande est lente, en périodes de récession économique (Stiglitz, 1984) et un certain nombre de théories oligopolistiques qui supposent que le pouvoir de marché des entreprises se dégrade, dans les périodes de réduction des coûts ou de faible inflation (ex : Bedrossian et Moschos, 1988; Taylor, 2000<sup>32</sup>). Par exemple, dans le modèle de marge endogène de Taylor (2000, traduction libre), il est supposé qu'« un faible pouvoir de marché entraînerait une augmentation plus faible des prix en cas de changement de demande. Par conséquent, si les marchés devenaient plus compétitifs, disons, en raison d'une augmentation de la concurrence internationale, les prix pourraient augmenter moins rapidement à cause d'une modification de la demande du marché » (Taylor, 2000).

Ainsi, selon Baignai et Mongeau Ospina (2016), l'implication sous-jacente aux résultats d'Atil et al. (2014) « est que cette asymétrie ne provient pas d'un comportement concurrentiel, comme dans Pelzman (2000), mais est plutôt la conséquence de la structure du marché oligopolistique » (Baignai et Mongeau Ospina (2016, traduction libre).

## **6.6 Impacts de l'asymétrie des marges de raffinage**

Denni et Frewer (2006) ont suggéré de prendre en considération l'impact de l'évolution récente des marges de raffinage, « [...] pour comprendre et prédire les mouvements des prix des produits et mieux diriger les outils de la politique énergétique ». En effet, en s'inspirant de la première hypothèse de Borenstein et al.

---

<sup>32</sup> Selon Taylor (2000), « La baisse du pouvoir de marché est fréquemment mentionnée comme une explication possible de l'inflation bénigne face aux pressions de la demande, car il semble que les entreprises bloquent les hausses de prix qui [...] pourraient autrement être associées [...] à des niveaux élevés d'utilisation des capacités ».

(1996), les auteurs ont introduit les effets des marges de raffinage (en tant qu'indicateur de l'évolution du taux de rentabilité du secteur de raffinage), dans le MCE de ces derniers, « pour refléter l'idée que les compagnies pétrolières optimisent leurs opérations, en ayant une certaine souplesse pour ajuster les stocks et les niveaux de débits de raffinerie et, par conséquent, l'équilibre global du secteur joue un rôle important dans l'ajustement aux chocs sur le prix de pétrole brut » (Denni et Frewer, 2006, traduction libre).

En nous inspirant de leur analyse, nous avons aussi décidé d'analyser la manière dont la marge de raffinage influe sur la vitesse de l'ajustement aux chocs sur le prix du pétrole. Cependant, pour effectuer cette analyse, nous avons généralisé le modèle de base (équation 14), pour tenir compte de l'effet simultané des changements du prix du pétrole et de la marge de raffinage. En effet, comme la variation dans la marge de raffinage (représentée par  $\Delta z_{t-1}$ ) avait un meilleur pouvoir explicatif, nous avons utilisé cette spécification pour refléter les opportunités de profits et l'idée que les entreprises pétrolières ajustent leur prix en fonction de la rentabilité du secteur de raffinage (Denni et Frewer, 2006).

Ainsi, le modèle de base (équation 14) a été modifié pour donner forme à la spécification suivante<sup>33</sup>:

$$\Delta Pr_t = \mu + \begin{cases} \sum_{j=0}^m \psi_j^{+,ma} \Delta brent_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^m \psi_j^{-,ma} \Delta brent_{t-j}^- + \\ \sum_{j=1}^n \phi_j^{+,ma} \Delta Pr_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^n \phi_j^{-,ma} \Delta Pr_{t-j}^- + \alpha_1 z_{t-1} + u_t : si \Delta z_{t-1} > \tau \\ \sum_{j=0}^m \psi_j^{+,md} \Delta brent_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^m \psi_j^{-,md} \Delta brent_{t-j}^- + \\ \sum_{j=1}^n \phi_j^{+,md} \Delta Pr_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^n \phi_j^{-,md} \Delta Pr_{t-j}^- + \alpha_2 z_{t-1} + u_t : si \Delta z_{t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (15)$$

Avec ce modèle de changement de régime, nous avons généralisé la définition de l'asymétrie, à l'ensemble des mouvements qui augmentent et diminuent la marge de raffinage (voir Meyer et Von Cramon-Taubadel, 2004). En effet, en considérant,

<sup>33</sup> Nous nous inspirons du modèle de Lewis (2011) et de Hong et Lee (2014) pour ajuster les paramètres du MCE.

par exemple, les effets des chocs positifs et négatifs sur le prix du pétrole, on peut représenter ces mouvements, dans les quatre scénarios suivants<sup>34</sup> :

**Tableau 6.6.1 - Quatre scénarios possibles**

	$\Delta z_{t-1} > \tau$	$\Delta z_{t-1} \leq \tau$
$\Delta brent_{t-j}^+$	(a) $\sum_{j=0}^m \psi_j^{+,ma}$	(c) $\sum_{j=0}^m \psi_j^{+,md}$
$\Delta brent_{t-j}^-$	(b) $\sum_{j=0}^m \psi_j^{-,ma}$	(d) $\sum_{j=0}^m \psi_j^{-,md}$

Ainsi avec ces scénarios, on observe que l'asymétrie de la transmission peut être négative lorsque les changements du prix du pétrole qui augmente la marge de raffinage se reflètent plus rapidement et/ou complètement vers le prix à la rampe que les changements équivalents qui rétrécissent la marge de raffinage. De la même manière, l'asymétrie de la transmission pourra être positive, lorsque l'ensemble des changements du prix du pétrole qui rétrécissent la marge de raffinage se traduisent plus rapidement et/ou entièrement, vers le prix à la rampe, que les changements équivalents qui augmente la marge de raffinage.

Les résultats des analyses de régression de ce modèle sont illustrés dans les tableaux E.1 à E.5 de la section E de l'annexe<sup>35</sup>. Pour des fins de comparaisons, nous avons également reporté au côté de ces régressions, tous les coefficients estimés du modèle de base (équation 14). Comme ce modèle est estimé séparément selon chaque régime, nous avons vérifié, s'il y a une différence significative entre les effets cumulés des augmentations et des diminutions du prix pétrole. Les résultats du test de Wald ( $Wald_{ct}$ ) qui sont reportés dans ces tableaux révèlent l'existence d'une asymétrie négative, dans le premier régime ( $\Delta z_{t-1} > \tau$ ), puisque les différences entre les proportions des augmentations et des diminutions du prix du pétrole sont négatives et significatives à Charlottetown, Saint-John, Québec, Montréal, Nanticoke, Toronto et Sarnia. En revanche, dans le deuxième régime ( $\Delta z_{t-1} \leq \tau$ ), le test de Wald confirme la présence d'une asymétrie positive dans tous les marchés, sauf à Québec et Montréal, où les différences ne sont pas statistiquement significatives.

Globalement, nos résultats vont dans le sens de l'idée qu'il peut y avoir une double asymétrie dans la dynamique de l'ajustement aux chocs sur le prix du pétrole

<sup>34</sup> Notons que ces scénarios s'inspirent de ceux établis par Denni et Frewer (2006).

<sup>35</sup> Les modèles sont encore estimés pour chaque régime avec la méthode des MCO et le nombre de décalages a été sélectionné avec le critère du BIC.

brut (Denni et Frewer, 2006). Cette double asymétrie implique qu'il peut y avoir des pressions de prix conflictuelles entre l'incitation à augmenter les prix, pour éviter les marges négatives et à réduire les prix, pour maintenir les ventes et les parts de marchés (Meunier et Finon, 2007; Bedrossian et Moschos, 1988). En effet, si nous analysons ces coefficients de près, nous observons clairement que les effets cumulés des réductions du prix du pétrole ( $\sum \Delta \text{brent}_{t-j}^-$ ) ont tendance à se refléter moins rapidement dans les prix à la rampe, lorsque la marge de raffinage diminue et plus rapidement, lorsque la marge de raffinage augmente. Si l'on s'appuie sur l'explication de Denni et Frewer (ou sur la première hypothèse de Borenstein et al, 1996), nos résultats suggèreraient que dans les périodes où les marges de raffinage diminuent, les raffineurs réagissent moins rapidement aux réductions du prix du pétrole, pour augmenter l'écart entre le prix à la rampe et le prix du pétrole. En revanche, dans les périodes où les marges augmentent, les anticipations des actions des entreprises rivales les conduiraient à ajuster rapidement les prix, pour maintenir la demande (Denni et Frewer, 2006); mais, il n'est pas improbable, que ces ajustements soient aussi une réponse à l'entrée menacée.

Aussi, même si nous avons utilisé une spécification différente que celle de Denni et Frewer (2006), nous constatons, comme ces derniers, qu'un processus d'ajustement identique s'effectue dans les périodes où le prix du pétrole augmente. C'est-à-dire que les effets des augmentations du prix du pétrole ( $\sum \Delta \text{brent}_{t-j}^+$ ) ont tendance à se refléter plus rapidement dans le prix à la rampe, lorsque les marges de raffinage se rétrécissent. Ce qui intuitivement permet aux raffineurs d'éviter les marges négatives ou de limiter les pertes additionnelles dans les recettes de l'activité du raffinage (Denni et Frewer, 2006).

Enfin, en comparant ces estimations avec ceux du modèle de base, nous constatons également que l'asymétrie de la transmission semble être négative, parce que les chocs négatifs qui augmentent la marge de raffinage ont tendance à entraîner des ajustements complets et plus rapides dans les prix à la rampe, après une journée.

## 7. Conclusion

L'objectif de ce travail de recherche était de réexaminer la question de l'asymétrie et de vérifier si les changements des prix de l'essence à la rampe de chargement de la raffinerie étaient susceptibles d'être asymétriques.

Pour conduire cette analyse, nous avons recueilli des données quotidiennes sur le prix du pétrole brut et sur les prix de l'essence à la rampe de chargement de la raffinerie pour plusieurs villes des marchés de l'est du Canada : Halifax, Charlottetown, Saint-John, Québec, Montréal, Nanticoke, Sarnia, Toronto. Nous avons utilisé un modèle à correction d'erreur avec un seuil de cointégration momentum, parce que la dynamique entre le prix à la rampe et le prix du pétrole était mieux représentée à travers une relation de cointégration non linéaire. En estimant ce modèle, nous avons confirmé la présence d'asymétrie, dans la dynamique des prix à la rampe de chargement de la raffinerie, mais, en accord avec les études récentes, nous avons constaté que la réponse des prix à la rampe aux changements du prix du pétrole était plus prononcée pour les réductions, que pour les augmentations. Compte tenu du manque de consensus sur l'asymétrie de la transmission, nous avons généralisé le modèle à correction d'erreur, pour analyser les ajustements aux changements des coûts, dans les périodes où les marges de raffinage augmentent et diminuent. Nos résultats corroborent ceux de Denni et Frewer (2006) et suggèrent que l'évolution des marges de raffinage joue un rôle important, dans l'ajustement asymétrique du prix à la rampe de chargement de la raffinerie.

## Bibliographie

Adilov, Nodir et Hedayeh Samavati (2008). « Pump Prices and Oil Prices: A Tale of Two Directions », *Atlantic Economic Journal*, Volume 37, No 1, p. 51-64.

Agence d'information sur l'énergie (1999). « Price Changes in the Gasoline Market. Are Midwestern Gasoline Prices Downward Sticky? », *USDOE Energy Information Administration -0626*, p.1-55.

Al-Gudhea, Salim, Kenc, Turalay et Dibooglu, Sel, (2007). « Do retail gasoline prices rise more readily than they fall? A threshold cointegration approach », *Journal of Economics and Business*, vol. 59, no 6, p. 560-574.

Association canadienne des carburants (2013). « Aspect économique du raffinage du pétrole. Comprendre le secteur de la transformation du pétrole brut en carburants et autres produits à valeur ajoutée ». Récupéré le 25 avril 2015 de <http://canadianfuels.ca/userfiles/file/Economics%20fundamentals%20of%20Refining%20Dec2013-1-FRENCH-FINAL.pdf>.

Association canadienne des carburants (2015) « Industrie du raffinage au Canada. Rapport de rendement sectoriel 2015 ». Récupéré le 9 avril 2017 de <http://www.canadianfuels.ca/website/media/PDF/Publications/SectorPerformance-2015-FR.pdf>.

Atil, Ahmed, Lahiani, Amine et Nguyen, Duc Khuong (2014). « Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices », *Energy Policy*, vol.65, pp 567-573.

Atkinson, Benjamin (2009). « Retail Gasoline Price Cycles: Evidence from Guelph, Ontario Using Bi-Hourly, Stations Specific Retail Price Data », *The Energy Journal*, vol. 30,1, p. 85-109.

Bacon, Robert (1991). « Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes », *Energy Economics*, vol. 13, no 3, p. 211-218.

Bachmeier, Lance J. et Griffin James M. (2003). « New Evidence on Asymmetric Gasoline Prices Responses », *The Review of Economics and Statistics*, vol.85, no.3, pp.772-776.

Baker & O'Brien, Inc. (2012). « Effets cumulatifs des scénarios politiques auxquels le secteur aval de l'industrie pétrolière canadienne est confronté », *étude réalisée pour le compte de l'Institut canadien des produits pétroliers (ICPP)*, Récupéré le 27 juin 2015 de

<http://canadianfuels.ca/userfiles/file/Cumulative%20Impacts%20of%20Policy%20Scenarios%20Facing%20the%20Canadian%20Downstream%20Petroleum%20Sector%20-%20Final%20FR.pdf>.

Bagnai, Alberto, Christian Alexander et Mongeau Ospina (2015). « Long- and short-run price asymmetries and hysteresis in the Italian gasoline market », *Energy Policy*, vol. 78, p. 41-50.

Bagnai, Alberto, Christian Alexander et Mongeau Ospina (2016). « Price asymmetries in the European gasoline market », *The Journal of Economic Asymmetries*, vol. 13, p. 89–99.

Balmaceda, Felipe et Soruco, Paula (2008). « Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline market », *The Journal of industrial Economics*, vol. LVI, No.3, pp.629-653.

Bard, David (2013). « L'incidence à la pompe de l'écart WTI/BRENT », *Libre Échanges. Le blogue des économistes québécois*. Récupéré le 27 août 2015 de <http://blogue.economistesquebecois.com/2013/05/13/l%E2%80%99incidence-a-la-pompe-de-l%E2%80%99ecart-wtibrent/>.

Bedrossian, Arakel et Moschos, Demetrios, (1988). « Industrial structure, concentration and the speed of price adjustment », *Journal of Industrial Economics*, vol. 36, no 4, pp.459–475.

Bénabou, Roland et Gertner, Robert (1993). « Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups », *The Review of Economic Studies*, Vol. 60, no. 1, pp. 69-93.

Bettendorf, Leon, Van der Geest, Stéphanie, et Varkevisser, Marco (2003). « Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market », *Energy Economics*, vol. 25, no 6, p. 669-689.

Borenstein, Severin, Cameron, A. Colin et Gilbert Richard (1997). « Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, no 1, p. 305-339.

Borenstein, Severin et Shepard, Andrea (2002), « Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets », *Journal of Economics*, vol.33, no.1, pp. 116–139.

Boswijk, Peter H. et Urbain, Jean Pierre (1997), « Lagrange-multiplier tests for weak exogeneity: A Synthesis », *Econometric Reviews* vol.16, pp.21-38.

Canadian Association of Petroleum Producers, CAPP (2014). « Crude Oil Forecast Markets and Transportation », Récupéré le 05 avril 2015 de [https://docs.neb-one.gc.ca/ll-eng/llisapi.dll/fetch/2000/90464/90552/92263/2404881/2545522/2546069/2546064/B4-44 - Appendix\\_10-1 - CAPP\\_Crude\\_Oil\\_Forecast\\_Markets\\_and\\_Pipelines\\_Report\\_Part\\_1\\_of\\_3 - A4E6G4.pdf?nodeid=2546182&vernum=1](https://docs.neb-one.gc.ca/ll-eng/llisapi.dll/fetch/2000/90464/90552/92263/2404881/2545522/2546069/2546064/B4-44 - Appendix_10-1 - CAPP_Crude_Oil_Forecast_Markets_and_Pipelines_Report_Part_1_of_3 - A4E6G4.pdf?nodeid=2546182&vernum=1).

Canadian Energy Dynamics (2016), « *Highlights of 2015* », *National Energy Board*. Récupéré le 4 septembre de <https://www.neb-one.gc.ca/nrg/ntgrtd/mrkt/dnmc/2015/2015nrgdnmc-eng.pdf>.

Castanias, Rick et Johnson, Herb (1993). « Gas Wars: Retail Gasoline Price Fluctuations », *The Review of Economics and Statistics*, vol.75, no 1, p. 171-174.

Chan, K.S. (1993). « Consistency and limiting distribution of the least squares estimation of a threshold autoregressive model », *The Annals of Statistics*, vol.21, pp.520-533.

Chesnes, Matthew (2012). « Asymmetric Pass-Through in U.S. Gasoline Prices », *U.S. Federal Trade Commission Bureau of Economics Working Paper*, no. 302, p. 2-47.

Chou, Kuo-Wei et Sun, Shih-Hsun (2012), « Crude Oil Prices, Exchange Rates, and the Asymmetric Response of Retail Gasoline Prices in Taiwan », *British Journal of Economics*, vol.3, no.2, pp.82-91.

Chou, Kuo-Wei, Chang, Chin-Yuen et Hu Fei (2013), « An Empirical Study of Asymmetric Pricing in Retail Gasoline and Diesel Markets in Taiwan, Japan, South Korea, and Singapore », *International Journal of Financial Research*, Vol. 4, No. 3, pp. 35-42.

Clerides, Sofronis (2010) « Retail Fuel Price Response to Oil Price Shocks in EU Countries », *Cyprus Economic Policy Review*, Vol.4, no.1, pp. 25-45.

Conference Board du Canada, CBdC (2011). « Le secteur canadien du raffinage pétrolier. Un contributeur important face à des défis mondiaux », Récupéré le 02 août 2015 de [http://canadianfuels.ca/userfiles/file/12-062\\_PetroleumRefining\\_FR\(FINAL\).pdf](http://canadianfuels.ca/userfiles/file/12-062_PetroleumRefining_FR(FINAL).pdf).

Davis, Michael. C. et James. D. Hamilton (2004), « The dynamics of wholesale gasoline prices », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.36, pp.17-37.

Dedewanou, Antoine et Guillaume, Adingra (2016). « Risques d'insécurité alimentaire sur les marchés du mil au Niger : une approche par le modèle M-TAR », *African Journal of Frontiers of Economics and Mathematics*, 2016, issue 1, pages 88-110.

Deltas, George (2008). « Retail Gasoline Price Dynamics and Local Market Power », *Journal of Industrial Economics*, vol.56, no 3, p. 613-628.

Denni, Mario et Frewer, Geoffrey (2006). « New evidence on the relationship between crude oil and petroleum product prices », *Document de travail no.61*. Récupéré le 4 décembre 2016 de <http://host.uniroma3.it/dipartimenti/economia/pdf/wp61.pdf>.

Domberger, Simon (1983). « Industrial Structure, Pricing and Inflation », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 3,no 1, pp.119-122.

Dosman, Wayne (2013). « A Strategic Analysis of Petroleum Refining Infrastructure in Canada », Applied Project, Récupéré le 15 août 2015 de <http://dtp.r.lib.athabascau.ca/action/download.php?filename=mba-13/open/dosmaw.APRJ%20-%20final.pdf>.

Eckert, Andrew (2002). « Retail price cycles and response asymmetry », *Canadian Journal of Economics*, vol. 35, no 1, p.52-77.

- Enders, Walter et Granger, C. W. J. (1998). « Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 16, no 3, p. 304 - 311.
- Enders, Walter et Siklos, Pierre L. (2001). « Cointegration and Threshold Adjustment », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, no 2, p. 166 - 176.
- Engle, Robert F, et Granger C.W.J. (1987). « Co-Integration and Error Correction Representation Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, no 2, p. 251-276.
- Galeotti, Marzio, Lanza, Alessandro et Manera Matteo (2003). « Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets », *Energy Economics*, vol. vol. 25, no 2, p. 175-190.
- Geweke, John (1978). « Temporal Aggregation in the Multiple Regression Model », *Econometrica*, vol. 46, no 3, p. 643-661.
- Gilbert-Gonthier, Mathieu (2013). « Les prix à la pompe à Québec réagissent-ils plus rapidement aux hausses qu'aux baisses du coût de l'essence? », *Mémoire de Maîtrise, Université Laval*, p. 60.
- Godby, Rob, Lintner, Anastacia M., Stengos Thanasi et Wandschneider, Bo, (2000). « Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market », *Energy Economics*, vol. 22, no 3, p. 349-368.
- Gouvernement du Canada (2016). « Gouvernement du Canada », Récupéré le 2 septembre 2016 de [http://www.canadainternational.gc.ca/china-chine/bilateral\\_relations\\_bilaterales/Energy.aspx?lang=fra](http://www.canadainternational.gc.ca/china-chine/bilateral_relations_bilaterales/Energy.aspx?lang=fra).
- Grasso, Margherita et Manera Matteo (2007). « Asymmetric error correction models for the oil–gasoline price relationship », *Energy Policy*, vol. 35, no 1, p. 156–177.
- Green, Edward J. et Porter, H. Robert (1984). « Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information », *Econometrica*, vol. 52, pp. 87-100.
- Gunter, Lorne (2007). « Oil companies collude to keep price low », *National Post*. Récupéré le 12 septembre 2015 de

<https://www.pressreader.com/canada/national-post-latest-edition/20070302/282651798026052>.

Gunter, Lorne (2011). « Big Oil'bashing? Tories know better ». National Post. Récupéré le 3 janvier 2017 de

<http://news.nationalpost.com/full-comment/lorne-gunter-big-oil-bashing-tories-know-better>.

Honarvar, Afshin (2010). « Modeling of Asymmetry between Gasoline and Crude Oil Prices: A Monte Carlo Comparison », *Computational Economics*, vol.36, Issue 3, pp 237-262.

Hong, Woo-Hyung et Lee, Daeyong (2014). « Asymmetric Pricing Dynamics with Market Power: Investigating Island Data of the Retail Gasoline Market, Récupéré le 10 avril 2016 de

[https://econ.washington.edu/sites/econ/files/old-site-uploads/2014/11/Hong\\_jmpaper.pdf](https://econ.washington.edu/sites/econ/files/old-site-uploads/2014/11/Hong_jmpaper.pdf).

Hughes, Larry, Energy Research Group (2009). « Western Canadian crude supply: 1990-2007 and its implications for regional energy security », *Energy Policy*, Récupéré le 15 mai 2015 de

<http://lh.ece.dal.ca/enen/2009/ERG200911.pdf>.

International Energy Agency (2010). « Oil & Gas Security. Emergency Response of IEA Countries », *International Energy Agency*. Récupéré le 16 juin 2015 de

[https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/canada\\_2010.pdf](https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/canada_2010.pdf).

Johnson, Ronald N. (2002). « Search Costs, Lags and Prices at the Pump », *Review of Industrial Organization*, vol. 20, no1, pp.33-50.

Johansen, Søren (1988). « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, issues 2-3, pp. 231–254.

Johansen, Søren, Juselius, Katarina, 1990. « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Issue 2, vol.52, pp.169–210.

Kaufmann, Robert K. et Laskowski, Cheryl (2005). « Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products », *Energy Policy*, vol. 33, no 12, p. 1587–1596.

Karrenbrock, Jeffrey D. (1991). « The Behavior of Retail Gasoline Prices Symmetric or Not? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 19-29.

Kent group (2014). « Crude, Cushing, and crack spreads: how to make sense of it all? », Récupéré le 16 juin 2015 de <http://www.kentgrouppltd.com/crude-cushing-and-crack-spreads-how-to-make-sense-of-it-all/>.

Kent group (2015). « High Production Levels Have Kept Crude Prices Down, Resulting in Comparatively Low Gasoline and Diesel Prices in the First Quarter of 2015 », Récupéré le 16 juin 2015 de <http://www.kentgrouppltd.com/PricingNewsletter/English/2015/Quarter%201.pdf>.

Kirchgässner, Gebhard et Kübler, Knut (1992). « Symmetric or asymmetric price adjustments in the oil market: An empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany, 1972–1989 », *Energy Economics*, vol. 14, no 3, p. 171-185.

Leach, Andrew (2011). « High gas prices are more likely due to oligopoly than collusion », Récupéré le 3 septembre 2016 de <http://andrewleach.ca/energy/high-gas-prices-more-likely-due-to-oligopoly-than-collusion/>.

Lewis, Matthew (2011). « Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Industry », *Journal of Economics & Management Strategy*, vol. 20, no 2, p. 409-449.

Mc Kinnon, James G. (2010). « Critical values for cointegration tests », *Queen's Economics Department Working Paper*, no. 1227, p.1-17.

Maskin, Eric et Tirole, Jean (1988). « A Theory of Dynamic Oligopoly, II: Price Competition, Kinked Demand Curves, and Edgeworth Cycles », *Econometrica*, vol.56, no 3, p.571-599.

Meyer, Jochen et Stephan, Von Cramon-Taubadel (2004). « Asymmetric price transmission: a survey », *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, no 3, p.581-611.

Meunier Guy & Finon Dominique (2007). « Conflicting Strategies in Entry Deterrence under Demand Variability. The case of electricity markets ». *Centre international de recherche sur l'environnement et le développement*. Récupéré le 15 juillet 2017 de <https://www.gerad.ca/colloques/Workshop-GTERE/papers/Meunier-Finon.pdf>.

Minardi, Jean François (2013), Les avantages économiques des projets d'oléoducs vers l'est du Canada. Institut économique de Montréal. Récupéré le 30 avril 2017 de [http://www.iedm.org/files/note0813\\_fr.pdf](http://www.iedm.org/files/note0813_fr.pdf).

Noel, Michael D. (2007). « Edgeworth Price Cycles: Evidence from the Toronto Retail Gasoline Market », *The Journal of Industrial Economics*, vol. 55, no 1, p. 69-92.

Noel, Michael D. (2007). « Asymmetric Cost Pass-through in Cycling Retail Gasoline Markets: Analysis under the Correct Counterfactual », *University of California*, p. 1-42, Récupéré le 6 septembre 2015 de [https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=IIOC2007&paper\\_id=65](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=IIOC2007&paper_id=65).

Noel, Michael D. (2009). « Do retail gasoline prices respond asymmetrically to cost shocks? The influence of Edgeworth Cycles », *The Rand Journal of Economics*, vol. 40, no 3; p. 582:595

Oladunjoye, Olusegun (2008). « Market structure and price adjustment in the U.S. wholesale gasoline markets », *Energy Economics*, vol. 30, no 3, p. 937–961.

Peltzman, Sam. (2000). « Prices Rise Faster than They Fall », *Journal of Political Economy*, vol. 108, no 3, pp.466-502.

Polemis, M.L et Fotis, P.N. (2013). « Do gasoline prices respond asymmetrically in the euro zone area? Evidence from cointegrated panel data analysis », *Energy Policy*, vol.56, 425-433.

Reagan, Patricia B et Weitzman, Martin L (1982). « Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by the Competitive Firm », *Journal of Economic Theory*, vol.27, no 2, pp.410-420.

Ressources naturelles Canada (2005). « Vue générale de l'industrie pétrolière aval au Canada ». Récupéré le 30 juin 2015 de [http://www.bape.gouv.qc.ca/sections/mandats/pipeline\\_st\\_laurent/documents/DA37.pdf](http://www.bape.gouv.qc.ca/sections/mandats/pipeline_st_laurent/documents/DA37.pdf).

Ressources naturelles Canada (2012a). « Info-Carburant, Revue annuelle 2012 ». Récupéré le 10 juin 2015 de <http://www.rncan.gc.ca/energie/prix-carburant/rapports-essence/4784>.

Ressources naturelles Canada (2012b). « Info-Carburant, Comprendre les différents aspects du marché de l'essence au Canada et les facteurs économiques qui influencent les prix ». Récupéré le 18 juin 2015 de [http://publications.gc.ca/collections/collection\\_2012/rncan-nrcan/M132-1-7-9-fra.pdf](http://publications.gc.ca/collections/collection_2012/rncan-nrcan/M132-1-7-9-fra.pdf).

Ressources naturelles Canada, (2014a). « À propos du pétrole et des produits pétroliers ». Récupéré le 15 juin 2015 de <https://www.rncan.gc.ca/energie/prix-carburant/4598>.

Ressources naturelles Canada, (2014b). « Info-Carburant, Comprendre les différents aspects du marché de l'essence au Canada et les facteurs économiques qui influencent les prix », Bulletin 19, Volume 9, Gouvernement du Canada. Récupéré le 18 juin 2015 de <http://www.rncan.gc.ca/sites/www.nrcan.gc.ca/files/energy/files/pdf/2014/Bulletin19.pdf>.

Ressources naturelles Canada (2014c). « Info-Carburant, 15 novembre, 2013 ». Récupéré le 18 août 2015 de <http://www.nrcan.gc.ca/energy/fuel-prices/gasoline-reports/13860#supsup>.

Ressources naturelles Canada (2015). « Cahiers d'information sur l'énergie 2015-2016 ». Récupéré le 25 août 2015 de

[https://www.rncan.gc.ca/sites/www.rncan.gc.ca/files/energy/files/pdf/EnergyFactBook2015-Fra\\_Web.pdf](https://www.rncan.gc.ca/sites/www.rncan.gc.ca/files/energy/files/pdf/EnergyFactBook2015-Fra_Web.pdf).

Ressources naturelles Canada (2016a). « Économie du raffinage, Gouvernement du Canada ». Récupéré le 10 août 2016 de <https://www.rncan.gc.ca/energie/brute-produits-petroliers/4562>.

Ressources naturelles Canada (2016b). « Commerce - Marché du pétrole brut ». Récupéré le 10 août 2016 de <http://www.rncan.gc.ca/energie/brute-produits-petroliers/18277>.

Ressources naturelles Canada (2016c). « Les réseaux de distribution des produits pétroliers ». Récupéré le 12 mars 2015 de <http://www.rncan.gc.ca/energie/infrastructure/5898>.

Salas, John Michael Ian S (2002). « Asymmetric Price Adjustments in a Deregulated Gasoline Market ». *Philippine Review of Economics*, Vol. XXXIX, No. 1, pp. 39-71.

Services économiques TD (2013). « Analyse approfondie des écarts de prix de prix du pétrole brut ». Récupéré le 10 avril 2015 de [https://www.td.com/francais/document/PDF/economics/special/DrillingDownOnCrudeOilPriceDifferentials\\_fr.pdf](https://www.td.com/francais/document/PDF/economics/special/DrillingDownOnCrudeOilPriceDifferentials_fr.pdf).

Simioni Michel, Gonzales Frédéric, Guillotreau Patrice et Le Grel Laurent (2013). « Detecting Asymmetric Price Transmission with Consistent Threshold along the Fish Supply Chain », *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol.61, pp.37–60.

Stock, James H (1987). « Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors », *Econometrica*, vol.55, no 5, pp. 1035–105.

Vázquez, Arturo (2002). « Price asymmetry in domestic wholesale and retail diesel 2 markets in Peru », *Supervisory Agency of Energy Investment – OSINERG*. Récupéré le 5 juin 2016 de <https://core.ac.uk/download/pdf/9314823.pdf>.

Verlinda, Jeremy. 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*, vol.56, no 3, pp.581-312.

Von Cramon-Taubadel, Stephan (1998). « Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An application to the

German Pork Market », *European Review of Agricultural Economics*, 1998, vol. 25, no 1, pages 1-18.

Wane, Abdoul, Gilbert, Scott et Dibooglu, Sel (2004). « Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold models », Department of Economics, Discussion Paper, pp.1-16. Récupéré le 12 octobre 2016 de [http://opensiuc.lib.siu.edu/econ\\_dp/23/](http://opensiuc.lib.siu.edu/econ_dp/23/).

Wolinetz, Michael (2015). « Refining Margins in British Columbia. Examining the Renewable and Low Carbon Fuel Regulation Requirement in the Context of Refinery Net-Revenues », *Navius Research*. Récupéré le 10 juillet 2015 de [http://www.naviusresearch.com/wp-content/uploads/2016/05/Refining\\_Margins\\_-\\_and\\_the\\_BC\\_Clean\\_Fuel\\_Regulation\\_Navius.pdf](http://www.naviusresearch.com/wp-content/uploads/2016/05/Refining_Margins_-_and_the_BC_Clean_Fuel_Regulation_Navius.pdf).

# Annexes

## A. Tests de racine unitaire et de stationnarité

En considérant les séries de  $Pr_t$  et  $brent_t$ , les résultats dans le tableau A.1 à A.3 montrent que les statistiques estimées des tests de racine unitaire (ADF et Phillips-Perron) et de stationnarité (KPSS) sont tous au moins supérieures à la valeur critique de 5 %, sauf à Saint-John où la statistique du test de Phillips-Perron (avec l'ajout de la tendance) est pratiquement égale à la valeur critique de 5 %. Ceci étant dit, comme les résultats des tests ADF et de KPSS suggèrent que toutes les séries de  $Pr_t$  et  $brent_t$  sont non stationnaires, nous avons assumé que ces variables sont tous I(1) avec un degré de confiance d'au moins 95 %. Cependant, pour s'assurer que les variables en niveau sont bien I(1), nous avons aussi utilisé ces mêmes tests sur les variables en première différence ( $\Delta Pr_t, \Delta brent_t$ ). Les résultats des trois tests qui sont présentés dans ces tableaux indiquent que les variables en première différence tous stationnaires, car les statistiques estimées sont toutes inférieures à la valeur critique de 1 %. Par conséquent, nous avons assumé que les séries de  $Pr_t$  et de  $brent_t$  sont des variables intégrés d'ordre 1 (I(1)).

**Tableau A.1 - Tests de racine unitaire augmenté de Dickey-Fuller**

Prix aval	Modèle avec constante		Modèle avec tendance	
	$PR_t$	$\Delta PR_t$	$PR_t$	$\Delta PR_t$
<b>Charlottetown</b>	-2,191	-13,508	-3,050	-13,520
<b>Saint-John</b>	-1,962	-11,859	-3,092	-11,905
<b>Halifax</b>	-2,089	-13,367	-3,213	-13,380
<b>Québec</b>	-2,450	-28,254	-2,945	-28,266
<b>Montréal</b>	-2,496	-28,308	-2,952	-22,432
<b>Nanticoke</b>	-2,401	-28,206	-2,969	-28,216
<b>Sarnia</b>	-2,486	-27,861	-3,071	-27,872
<b>Toronto</b>	-2,491	-27,916	-3,069	-27,926
Prix amont	Prix du pétrole		Prix du pétrole	
	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$
<b>Brent de Montréal</b>	-2,053	-22,617	-2,099	-22,645

Note :

1. Les tests augmentés de Dickey-Fuller (ADF) ont été effectués en incluant d'abord une constante, puis ensuite en ajoutant une tendance au modèle.
2. Comme la distribution du test ADF n'est pas standard, on compare la statistique estimée du test avec les valeurs critiques de Mac Kinnon (2010).
3. Les valeurs critiques avec l'inclusion de la constante sont respectivement de -3,43; -2,86 et -2,57, pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
4. Les valeurs critiques avec l'ajout de la tendance sont respectivement de -3,96; -3,41; -3,13 pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
5. Le nombre de décalage pour le test ADF est sélectionné avec les critères de l'AIC et du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sériellement corrélés.

**Tableau A.2 - Tests de racine unitaire de Phillips-Perron**

Prix aval	Modèle avec constante		Modèle avec tendance	
	$PR_t$	$\Delta PR_t$	$PR_t$	$\Delta PR_t$
<b>Charlottetown</b>	-2,201	-37,434	-3,369	-41,042
<b>Saint-John</b>	-2,233	-40,426	-3,406	-40,419
<b>Halifax</b>	-2,166	-33,366	-3,201	-33,358
<b>Québec</b>	-2,310	-40,804	-3,107	-40,800
<b>Montréal</b>	-2,309	-40,822	-3,124	-40,817
<b>Nanticoke</b>	-2,290	-39,545	-3,283	-39,542
<b>Sarnia</b>	-2,290	-39,386	-3,183	-39,382
<b>Toronto</b>	-2,292	-39,396	-3,177	-39,392
Prix amont	Prix du pétrole		Prix du pétrole	
	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$
<b>Brent de Montréal</b>	-1,953	-37,434	-2,070	-37,440

Note :

1. Les tests augmentés de Philipps-Perron (PP) ont été effectués en incluant d'abord une constante, puis ensuite en ajoutant une tendance au modèle.
2. Comme la distribution du test de PP n'est pas standard, on compare aussi la statistique estimée du test avec les valeurs critiques de Mac Kinnon (2010).
3. Les valeurs critiques avec l'inclusion de la constante sont respectivement de -3,43; -2,86 et -2,57, pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
4. Les valeurs critiques avec l'inclusion de la tendance sont respectivement de -3,96; -3,41; -3,13 pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
5. Le nombre de décalage du test de PP est sélectionné avec la matrice de Newey-West (1987).

**Tableau A.3 - Tests de stationnarité de KPSS**

Prix aval	Modèle avec constante		Modèle avec tendance	
	$PR_t$	$\Delta PR_t$	$PR_t$	$\Delta PR_t$
<b>Charlottetown</b>	13,219	0,061	2,187	0,034
<b>Saint-John</b>	13,195	0,060	2,164	0,033
<b>Halifax</b>	13,214	0,063	2,157	0,034
<b>Québec</b>	12,291	0,071	2,576	0,031
<b>Montréal</b>	12,357	0,071	2,557	0,031
<b>Nanticoke</b>	12,864	0,066	1,981	0,029
<b>Sarnia</b>	12,649	0,068	2,058	0,030
<b>Toronto</b>	12,648	0,069	2,061	0,030
Prix amont	Prix du pétrole		Prix du pétrole	
	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$	$Brent_t$	$\Delta Brent_t$
<b>Brent de Montréal</b>	12,377	0,127	2,377	0,042

Note :

1. Les tests de KPSS ont été effectués en incluant d'abord une constante, puis ensuite en ajoutant une tendance au modèle.
2. Les valeurs critiques des tests avec l'inclusion de la constante sont de 0,739; 0,463 et 0,347 pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
3. Les valeurs critiques des tests avec l'inclusion de la tendance sont de 0,216; 0,146; 0,119 pour un seuil de 1%, 5% et 10%.
4. Le nombre de décalage (*Lag Truncation*) du test de KPSS est fixé à 7.

## B. Test de cointégration linéaire

Le tableau B.1 montre les résultats du test de cointégration avec l'approche de cointégration linéaire d'Engle et Granger (voir équation 10). Les résultats de ces tests indiquent que tous les résidus de  $z_{t-1}$  sont stationnaires (I(0)), puisque les statistiques estimées des coefficients de  $\rho$  sont tous inférieures à la valeur critique de 1 %. Par conséquent, nous pouvons assumer que le  $Pr_t$  et le  $brent_t$  sont cointégrés (C(1,1)) et qu'il existe une relation d'équilibre stationnaire (I (1-1)) entre ces deux variables.

**Tableau B.1 - Tests de cointégration d'Engle et Granger (1987)**

	Hypothèse Nulle	Statistiques du test ADF	Valeurs critiques (1%)	Valeurs critiques (5%)	Valeurs critiques (10%)
<b>Charlottetown</b>	$\rho = 0$	-5,857	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Saint-John</b>	$\rho = 0$	-5,863	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Halifax</b>	$\rho = 0$	-6,061	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Québec</b>	$\rho = 0$	-6,510	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Montréal</b>	$\rho = 0$	-6,462	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Nanticoke</b>	$\rho = 0$	-6,038	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Sarnia</b>	$\rho = 0$	-6,125	-2,57	-1,94	-1,62
<b>Toronto</b>	$\rho = 0$	-6,117	-2,57	-1,94	-1,62

Note :

1. Les tests ADF sur le résidu de  $z_{t-1}$  ont été effectués sans l'inclusion de la constante ou de la tendance dans le modèle de régression.
2. Comme la distribution du test ADF est non standard, on compare les statistiques estimées avec les valeurs critiques de Mac Kinnon (2010).
3. Les décalages pour le test ADF sont sélectionnés avec les critères de l'AIC et du BIC.

## C. Test de cointégration non linéaire

Les tableaux C.1 à C6 montre les statistiques du test de cointégration ( $\Phi_z$  et  $\Phi_z^*$ ) effectuée avec l'approche de cointégration d'Enders et Siklos (équation 11 et 12). Les statistiques avec le seuil nul sont reportées dans les tableaux C1, C3 et C5 et celles avec le seuil non nul sont indiquées dans les tableaux C2, C4, C6. Toutes ces statistiques aussi indiquent que le  $Pr_t$  et le  $brent_t$  sont cointégrés ( $C(1,1)$ ), parce que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) est rejetée au seuil de 1 %, peu importe les spécifications (TAR ou M-TAR) considérées. Dans ces mêmes tableaux, le critère du BIC indique que le modèle qui minimise le mieux les erreurs (c'est-à-dire celui qui a le meilleur pouvoir explicatif) est le M-TAR avec le seuil non nul.

**Tableau C.1 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes des maritimes**

	Charlottetown		Saint-John		Halifax	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	19,415***	19,99***	19,253***	19,614***	20,700***	20,981***
Décalages	2	2	2	2	2	2
BIC	4510,345	<b>4509,515</b>	4483,088	<b>4482,748</b>	4263,952	<b>4263,687</b>

Note :

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR ou MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle est sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sériellement corrélés.

**Tableau C.2 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes des maritimes**

	Charlottetown		Saint-John		Halifax	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	19,920***	22,293***	19,685***	22,348***	21,138***	24,526***
$\tau$	-2,535	0,779	-2,480	0,743	1,381	0,679
Décalages	2	2	2	2	2	2
BIC	4508,998	<b>4504,947</b>	4481,913	<b>4477,506</b>	4263,163	<b>4256,773</b>

Note:

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR et MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil non nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001) et de Wane et al. (2004).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle est sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sériellement corrélés.

**Tableau C.3 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes du Québec**

	Québec		Montréal	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	22,759***	28,567***	22,496***	28,416***
Décalages	2	2	2	2
BIC	4475,796	<b>4465,861</b>	4477,588	<b>4467,165</b>

Note :

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR ou MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle a été sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sérielement corrélés.

**Tableau C.4 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes du Québec**

	Québec		Montréal	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	24,097***	32,631***	23,738***	32,592***
$\tau$	-2,526	-0,819	-2,515	-0,818
Décalages	2	2	2	2
BIC	4473,441	<b>4458,453</b>	4475,509	<b>4459,415</b>

Note:

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR et MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil non nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001) et de Wane et al. (2004).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle a été sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sérielement corrélés.

**Tableau C.5 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil nul pour les villes de l'Ontario**

	Nanticoke		Sarnia		Toronto	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	19,203***	19,795***	19,847***	20,872***	19,692***	20,698***
Décalages	2	2	2	2	2	2
BIC	4464,347	<b>4463,49</b>	4431,242	<b>4429,621</b>	4478,337	<b>4476,374</b>

Note :

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR ou MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle a été sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sérielement corrélés.

**Tableau C.6 - Tests de cointégration d'Enders et Siklos (2001) avec le seuil non nul pour les villes de l'Ontario**

	Nanticoke		Sarnia		Toronto	
	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR	TAR	M-TAR
$\rho_1 = \rho_2 = 0$ ( $\Phi_z$ et $\Phi_z^*$ )	20,217***	23,081***	20,944***	23,16***	20,932***	22,554***
$\tau$	-2,814	-1,248	-2,922	-1,245	-2,880	-0,802
Décalages	2	2	2	2	2	2
BIC	4462,912	<b>4458,288</b>	4429,682	<b>4426,213</b>	4475,919	<b>4472,763</b>

Note:

1. Le test de cointégration ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) avec la spécification TAR et MTAR est effectué avec la statistique de Fisher qui est dénotée  $\Phi_z$  pour la spécification TAR et  $\Phi_z^*$  pour la spécification M-TAR.
2. Les statistiques du test avec le seuil non nul sont comparées aux valeurs critiques d'Enders et Siklos (2001) et de Wane et al. (2004).
3. \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 1 %.
4. Le nombre de décalages pour chaque modèle a été sélectionné avec le critère du BIC et le test de Ljung-Box a été utilisé pour s'assurer que les résidus des régressions n'étaient pas sérielement corrélés.

## D. Exogénéité

Le tableau D.1 montre que les statistiques des tests pour l'hypothèse nulle de faible exogénéité ( $H_0: \omega^+ = \omega^- = 0$ ) ne sont pas significatives. Par conséquent, le  $brent_t$  peut être considéré comme une variable faiblement exogène, par rapport aux paramètres de long terme (Von Cramon-Taubadel, 1998).

**Tableau D.1 - Statistiques des tests de faible exogénéité du prix du pétrole**

	<b><math>H_0: \omega^+ = \omega^- = 0</math></b>
<b>Charlottetown</b>	0,395 (0,821)
<b>Saint-John</b>	0,155 (0,925)
<b>Halifax</b>	0,039 (0,981)
<b>Québec</b>	3,617 (0,164)
<b>Montréal</b>	3,122 (0,210)
<b>Nanticoke</b>	0,004 (0,998)
<b>Sarnia</b>	0,066 (0,968)
<b>Toronto</b>	0,386 (0,824)

Note:

1. Le modèle marginal (Boswijk and Urban, 1997; Von Cramon-Taubadel, 1998) a été formulé de la manière suivante:  $\Delta brent_t = \mu + \sum_{j=1}^m (\sigma_j^+ \Delta Pr_{t-j}^+ + \sigma_j^- \Delta Pr_{t-j}^-) + \sum_{j=1}^n (\pi_j^+ \Delta brent_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta brent_{t-j}^-) + \omega^+ z_{t-1}^+ + \omega^- z_{t-1}^- + u_{brt}$ , avec  $u_{brt}$  qui est un terme d'erreur aléatoire. Suivant le format de Von Cramon-Taubadel (1998), les modèles marginaux ont été estimés en excluant les effets des chocs sur le prix à la rampe au temps  $t$ . Cependant l'inclusion de ces effets ne modifie pas les résultats des tests.
2.  $H_0: \omega^+ = \omega^- = 0$  est le test d'hypothèse nulle de faible exogénéité dans le modèle marginal.
3. \*, \*\*, \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 10 %, 5 % et 1%
4. Les valeurs énumérées à côté des parenthèses sont les Chi-carré du test de Wald et les valeurs entre parenthèse sont les p-values associées à ce test.

## E. Estimations de l'asymétrie du prix à la rampe

Les paramètres estimés de l'équation 14 (Modèle de base) et 15 (Modèle dépendant du changement dans la marge) sont reportés dans les tableaux E.1 à E.5 avec les statistiques estimées pour l'hypothèse nulle de symétrie  $Wald_{ct}$  ( $H_0 : \sum_{j=0}^m \psi_j^+ = \sum_{j=0}^m \psi_j^-$ ).

**Tableau E. 1 - Estimations pour les villes des maritimes**

	(1) Modèle de base	(2) Modèle dépendant du changement dans la marge	
		Périodes où la marge augmente	Périodes où la marge diminue
	Halifax	Halifax	Halifax
$\Delta brent_t^+$	0,334*** (0,076)	0,184* (0,110)	0,469*** (0,081)
$\Delta brent_{t-1}^+$	0,293*** (0,060)	0,429 (0,357)	0,379*** (0,063)
$\Delta brent_{t-2}^+$	0,039 (0,053)	0,074 (0,100)	0,131** (0,059)
$\sum \Delta brent_{t-j}^+$	0,666***	0,687*	0,979***
$\Delta brent_t^-$	0,271*** (0,074)	0,392*** (0,118)	0,140** (0,071)
$\Delta brent_{t-1}^-$	0,571*** (0,051)	0,571*** (0,071)	0,416*** (0,080)
$\Delta brent_{t-2}^-$	0,196*** (0,060)	0,062 (0,173)	0,136** (0,060)
$\sum \Delta brent_{t-j}^-$	1,038***	1,025***	0,692***
$Z_{t-1}$		-0,025 (0,025)	-0,079*** (0,013)
$Z_{t-1}^+$	-0,027 (0,025)		
$Z_{t-1}^-$	-0,082*** (0,012)		
$\mu$	0,107** (0,046)	0,107*** (0,032)	-0,132*** (0,039)
$Wald_{ct}$	7,983***	0,945	4,491**

Note: 1. \*, \*\*, \*\*\* indiquent le niveau de significativité au seuil de 10 %, 5 % et 1%.

2. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-type calculés avec la méthode de Newey West (1987).

3.  $Wald_{ct}$  est la valeur du Chi carré du test de Wald qui vérifie si les différences entre  $\sum \Delta brent_{t-j}^+$  et  $\sum \Delta brent_{t-j}^-$  sont significativement différents de zéro.

**Tableau E. 2 - Estimations pour les villes des maritimes (suite)**

	(1) Modèle de base		(2) Modèle dépendant du changement dans la marge			
	Charl.	Saint-John	Périodes où la marge augmente		Périodes où la marge diminue	
	Charl.	Saint-John	Charl.	Saint-John	Charl.	Saint-John
$\Delta brent_t^+$	0,433*** (0,083)	0,419*** (0,082)	0,216* (0,124)	0,212* (0,121)	0,638*** (0,086)	0,612*** (0,086)
$\Delta brent_{t-1}^+$	0,460*** (0,065)	0,451*** (0,065)	0,298 (0,317)	0,379 (0,330)	0,585*** (0,080)	0,568*** (0,079)
$\Delta brent_{t-2}^+$	0,062 (0,068)	0,057 (0,068)	0,008 (0,120)	0,003 (0,114)	0,190** (0,074)	0,193*** (0,074)
$\sum \Delta brent_{t-j}^+$	0,955***	0,927***	0,522	0,594	1,413***	1,373***
$\Delta brent_t^-$	0,343*** (0,086)	0,345*** (0,086)	0,414*** (0,128)	0,454*** (0,120)	0,160* (0,088)	0,158* (0,090)
$\Delta brent_{t-1}^-$	0,767*** (0,059)	0,774*** (0,059)	0,846*** (0,085)	0,829*** (0,085)	0,543*** (0,083)	0,586*** (0,083)
$\Delta brent_{t-2}^-$	0,185** (0,079)	0,184** (0,080)	0,149 (0,226)	0,097 (0,222)	0,077 (0,082)	0,091 (0,081)
$\sum \Delta brent_{t-j}^-$	1,295***	1,303***	1,409***	1,380***	0,780***	0,835***
$\Delta Pr_{t-1}^+$	-0,274*** (0,052)	-0,240*** (0,048)	-0,196** (0,088)	-0,165** (0,080)	-0,162 (0,100)	-0,162 (0,100)
$\Delta Pr_{t-1}^-$	-0,214*** (0,048)	-0,222*** (0,049)	-0,909** (0,357)	-0,881** (0,344)	-0,226*** (0,059)	-0,226*** (0,059)
$\Delta Pr_{t-2}^+$	-0,075 (0,052)	-0,080 (0,053)	-0,142 (0,132)	-0,150 (0,125)	0,052 (0,056)	0,052 (0,056)
$\Delta Pr_{t-2}^-$	-0,051 (0,050)	-0,053 (0,052)	-0,009 (0,071)	0,005 (0,075)	-0,152** (0,065)	-0,152** (0,065)
$Z_{t-1}$			-0,019 (0,029)	-0,023 (0,029)	-0,085*** (0,015)	-0,085*** (0,015)
$Z_{t-1}^+$	-0,022 (0,028)	-0,023 (0,028)				
$Z_{t-1}^-$	-0,089*** (0,016)	-0,089*** (0,016)				
$\mu$	0,130* (0,067)	0,125* (0,067)	0,212*** (0,037)	0,208*** (0,036)	-0,344*** (0,053)	-0,344*** (0,053)
$Wald_{ct}$	3,670*	3,823**	4,150**	2,995*	11,353***	8,164***

Note: voir tableau E.1. Charl. est le prix à la rampe de la ville de Charlottetown.

**Tableau E. 3 - Estimations pour les villes du Québec**

	(1) Modèle de base		(2) Modèle dépendant du changement dans la marge			
	Québec	Montréal	Périodes où la marge augmente		Périodes où la marge diminue	
			Québec	Montréal	Québec	Montréal
$\Delta brent_t^+$	0.384*** (0.075)	0.387*** (0.075)	0.293*** (0.087)	0.299*** (0.086)	0.319** (0.127)	0.291** (0.128)
$\Delta brent_{t-1}^+$	0.398*** (0.066)	0.392*** (0.066)	0.328*** (0.089)	0.331*** (0.088)	0.582*** (0.083)	0.561*** (0.084)
$\sum \Delta brent_{t-j}^+$	0.782***	0.779***	0.621***	0.630***	0.901***	0.852***
$\Delta brent_t^-$	0.346*** (0.073)	0.340*** (0.072)	0.451*** (0.091)	0.452*** (0.090)	0.297*** (0.106)	0.283*** (0.108)
$\Delta brent_{t-1}^-$	0.638*** (0.066)	0.647*** (0.067)	0.734*** (0.075)	0.749*** (0.077)	0.532** (0.253)	0.503** (0.240)
$\sum \Delta brent_{t-j}^-$	0.984***	0.987***	1.185***	1.201***	0.829***	0.786***
$\Delta Pr_{t-1}^+$	-0.160*** (0.051)	-0.149*** (0.051)	-0.224*** (0.054)	-0.220*** (0.053)	-0.738*** (0.186)	-0.604*** (0.206)
$\Delta Pr_{t-1}^-$	-0.163*** (0.041)	-0.173*** (0.041)	-0.104 (0.106)	-0.106 (0.105)	-0.200*** (0.074)	-0.207*** (0.073)
$Z_{t-1}$			-0.059*** (0.017)	-0.057*** (0.017)	-0.145*** (0.027)	-0.149*** (0.027)
$Z_{t-1}^+$	-0.061*** (0.017)	-0.060*** (0.016)				
$Z_{t-1}^-$	-0.144*** (0.027)	-0.146*** (0.027)				
$\mu$	0.048 (0.055)	0.039 (0.055)	0.273*** (0.045)	0.274*** (0.045)	-0.134*** (0.035)	-0.136*** (0.035)
$Wald_{ct}$	1,790	1,913	11,392***	11,886***	0,042	0,035

Note: voir tableau E.1

**Tableau E. 4 - Estimations pour les villes de l'Ontario**

	(1) Modèle de base		(2) Modèle dépendant du changement dans la marge			
	Nanticoke	Sarnia	Périodes où la marge augmente		Périodes où la marge diminue	
	Nanticoke	Sarnia	Nanticoke	Sarnia	Nanticoke	Sarnia
$\Delta brent_t^+$	0.345*** (0.074)	0.359*** (0.073)	0.254*** (0.083)	0.265*** (0.082)	0.529*** (0.148)	0.543*** (0.141)
$\Delta brent_{t-1}^+$	0.325*** (0.065)	0.297*** (0.064)	0.369*** (0.087)	0.326*** (0.085)	0.272*** (0.102)	0.269*** (0.099)
$\sum \Delta brent_{t-j}^+$	0.670 ***	0.656***	0.623***	0.591 ***	0.801 ***	0.812***
$\Delta brent_t^-$	0.283*** (0.076)	0.300*** (0.076)	0.397*** (0.086)	0.399*** (0.085)	-0.050 (0.143)	0.027 (0.148)
$\Delta brent_{t-1}^-$	0.704*** (0.057)	0.692*** (0.058)	0.758*** (0.063)	0.746*** (0.064)	0.266 (0.289)	0.158 (0.261)
$\sum \Delta brent_{t-j}^-$	0.987 ***	0.992***	1.155***	1.145***	0.216	0.185
$\Delta Pr_{t-1}^+$	-0.101* (0.056)	-0.076 (0.056)	-0.186*** (0.060)	-0.164*** (0.060)		
$\Delta Pr_{t-1}^-$	-0.142*** (0.044)	-0.165*** (0.043)	-0.097 (0.078)	-0.097 (0.076)		
$Z_{t-1}$			-0.053*** (0.012)	-0.055*** (0.012)	-0.157*** (0.029)	-0.149*** (0.030)
$Z_{t-1}^+$	-0.055*** (0.011)	-0.058*** (0.011)				
$Z_{t-1}^-$	-0.140*** (0.028)	-0.134*** (0.028)				
$\mu$	0.074 (0.056)	0.059 (0.054)	0.261*** (0.051)	0.255*** (0.049)	-0.071** (0.033)	-0.072** (0.032)
$Wald_{ct}$	4.648**	5.198**	10.977***	12.433***	3.463*	5.166**

Note: voir tableau E.1

**Tableau E. 5 - Estimations pour les villes de l'Ontario (suite)**

	(1) Modèle de base	(2) Modèle dépendant du changement dans la marge	
		Périodes où la marge augmente	Périodes où la marge diminue
	Toronto	Toronto	Toronto
$\Delta brent_t^+$	0.358*** (0.074)	0.199*** (0.070)	0.757*** (0.174)
$\Delta brent_{t-1}^+$	0.302*** (0.065)	0.355*** (0.115)	0.237** (0.093)
$\sum \Delta brent_{t-j}^+$	0.660***	0.554***	0.994***
$\Delta brent_t^-$	0.290*** (0.076)	0.431*** (0.089)	-0.070 (0.108)
$\Delta brent_{t-1}^-$	0.699*** (0.057)	0.742*** (0.065)	0.394* (0.221)
$\sum \Delta brent_{t-j}^-$	0.989***	1.173***	0.324
$\Delta Pr_{t-1}^+$	-0.091 (0.056)	-0.166*** (0.062)	
$\Delta Pr_{t-1}^-$	-0.155*** (0.042)	-0.105 (0.090)	
$Z_{t-1}$		-0.054*** (0.013)	-0.121*** (0.021)
$Z_{t-1}^+$	-0.055*** (0.012)		
$Z_{t-1}^-$	-0.113*** (0.021)		
$\mu$	0.068 (0.055)	0.279*** (0.042)	-0.105*** (0.034)
$Wald_{ct}$	4.856**	10.995***	7.193**

Note: voir tableau E.1