

## Les prix à la pompe au Maroc et prix du pétrole : une analyse de la transmission

### Pump prices in Morocco and oil price: an analysis of transmission

**Mohamed DRAR, (Doctorant)**

*Laboratoire de performance économique et logistique  
Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Mohammedia  
Université Hassan 2 de Casablanca, Maroc*

**Mbarek AOUFIR, (Professeur de l'enseignement supérieur)**

*Laboratoire de performance économique et logistique  
Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Mohammedia  
Université Hassan 2 de Casablanca, Maroc*

<b>Adresse de correspondance :</b>	Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales de Mohammedia Université Hassan II Casablanca Maroc Code postal : 20650 Téléphone : 0523314682/83 fax : 0523314681
<b>Déclaration de divulgation :</b>	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
<b>Conflit d'intérêts :</b>	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
<b>Citer cet article</b>	DRAR, M., & AOUFIR, M. (2024). Les prix à la pompe au Maroc et prix du pétrole : une analyse de la transmission. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 5(2), 408-423. <a href="https://doi.org/10.5281/zenodo.10688741">https://doi.org/10.5281/zenodo.10688741</a>
<b>Licence</b>	<b>Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND</b>

Received: January 20, 2024

Accepted: February 20, 2024

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 5, Issue 2 (2024)

## Les prix à la pompe au Maroc et prix du pétrole : Une analyse de la transmission

### Résumé

L'observation des niveaux des prix à la pompe au Maroc et du prix du pétrole suscite beaucoup d'interrogations aussi bien chez le public que chez les économistes qui remarquent un certain déphasage entre le niveau du prix du pétrole brut et celui des prix à la pompe. Ce phénomène connu dans la littérature sous l'expression « Rockets and feathers » exprime une certaine asymétrie entre ces deux prix selon laquelle les prix à la pompe réagissent rapidement à l'augmentation du prix du brut, mais ne répondent que lentement à la baisse de ce dernier. Ainsi, l'objectif de ce papier est de tester cette hypothèse d'asymétrie pour le cas du Maroc en recourant à une modélisation du type NARDL (non linear autoregressive distributed lags) sur une période de 49 quinzaines (du 16/01/2016 au 16/12/2017). Les résultats de cette étude n'ont pas pu confirmer la présence d'une certaine asymétrie ni à court terme ni à long terme entre le prix du gasoil raffiné à l'importation et celui du détail.

**Mots-clés :** Transmission ; asymétrie ; NARDL ; prix à la pompe ; Maroc

**JEL Classification :** L11 ; L51

**Type de l'article :** Article empirique

### Abstract

The observation of pump price levels in Morocco and the price of oil raises many questions among the public and economists, who note a certain discrepancy between the level of the price of crude oil and that of pump prices. This phenomenon, known in the literature as "Rockets and feathers", expresses a certain asymmetry between these two prices, whereby prices at the pump react quickly to increases in the price of crude oil, but only slowly to decreases in the latter. Thus, this paper aims to test this asymmetry hypothesis for the case of Morocco using NARDL (nonlinear autoregressive distributed lags) model throughout 49 fortnights (from 16/01/2016 to 16/12/2017). The results of this study did not confirm the presence of a certain asymmetry in either the short or long term between the price of refined gasoil at import and retail price.

**Keywords:** Transmission; Asymmetry; NARDL; pump prices; Morocco

**Classification JEL :** L11 ; L51

**Paper type :** Empirical research

## 1. Introduction

Le Maroc a entamé depuis les années 90 un processus de libéralisation dans divers secteurs. Un tel processus permet d'asseoir les marchés sur le jeu de la concurrence, ce qui mène à une certaine compétitivité prix. Néanmoins, l'observation de la réalité montre que la libéralisation à elle seule n'est pas une condition sine qua non pour instaurer cette compétitivité. À cet égard, le marché des hydrocarbures marocain peut servir comme un cas d'école. En effet, la libéralisation totale du marché depuis la fin de 2015 n'a pas réussi à le rendre compétitif et il s'est avéré que l'évolution des prix à la pompe au Maroc et ceux du pétrole n'est pas tout à fait synchrone. Ce décalage ou plutôt « asymétrie » a fait couler beaucoup d'encre au niveau de la littérature. Bacon (1991) fut le premier qui l'a souligné pour le cas de l'Angleterre avant que d'autres chercheurs ne l'examinent pour le même cas (D.N. Manning, 1991 ; Reilly et Witt, 1998) ou pour d'autres régions du monde (Karrenbrock, 1991 ; Borenstein et al., 1997 ; L.J. Bachmeier et J.M. Griffin, 2003 pour les USA).

À cet égard, il faut souligner les résultats contrastés des études empiriques. En effet, si certaines études n'ont pu confirmer que la présence d'une transmission asymétrique faible ou momentanée (Bacon, 1991) ou pour un seul produit (sans plomb) (Karrenbrock, 1991), d'autres ont pu révéler le caractère durable de celle-ci (Manning, 1991), sa présence tout au long de la chaîne de valeur (Borenstein et al., 1997) ou en amont plus qu'en aval (Chen, L.H et al., 2005). Tandis que d'autres ont pu prouver son existence pour un niveau désagrégé (la ville de Salt Lake) (Duffy-Deno, 1996). En revanche, à titre d'exemple, l'étude de (Karrenbrock, 1991) pour les autres produits (avec plomb et premium), celle de (Bachmeier et Griffin, 2003) ou celle de (Godby et al., 2000) pour le cas du Canada ont plutôt confirmé la présence d'une transmission symétrique.

Ce contraste dans les résultats est souvent expliqué par la différence entre ces études en termes de périodicité des données, de techniques de modélisation, du niveau d'analyse (agrégé ou désagrégé), du stade de la chaîne de valeur (amont ou aval), du type de produit, mais aussi de la structure du marché (nombre de concurrents). À ce problème de mixité des résultats s'ajoute un autre inhérent à l'explication de l'asymétrie. En effet, la plupart des études empiriques se contentent d'apprécier l'asymétrie sans chercher à l'expliquer en raison de l'absence de fondements théoriques solides (Peltzman, 2000), mais aussi à cause du manque de données. Aussi, la revue de la littérature nous a permis de constater le manque flagrant des études de ce genre pour le cas des pays en développement en général (probablement en raison de la régulation encore continue de ces marchés ou de leur libéralisation assez récente) et pour le cas du Maroc en particulier. Et à notre connaissance, cet article est le premier qui traite cette question pour le cas du marché des carburants marocain.

Ce background nous a conduits à formuler la problématique suivante : pourquoi les prix à la pompe continuent d'augmenter au Maroc même si le prix du pétrole baisse sensiblement ? autrement, existe-t-elle une asymétrie entre le prix du pétrole et ceux à la pompe ?

La réponse à ces questions permet non seulement de trancher sur l'existence ou non de l'asymétrie, mais aussi d'apporter des éléments de réponse à la situation de la concurrence dans le marché marocain des carburants après sa libéralisation. Ce qui permet d'éclairer à la fois le public, mais surtout les autorités de régulation intéressées par ces questions.

La méthodologie suivie dans ce papier consiste à déployer une modélisation de type NARDL pour le cas du Maroc sur une période de 49 quinzaines (du 16/01/2016 au 16/12/2017) afin d'analyser la transmission entre le prix du pétrole et les prix à la pompe et détecter le cas échéant l'existence d'une hypothétique asymétrie. Pour ce qui est de la dynamique à court terme, il en ressort qu'une augmentation contemporaine du prix du gasoil à l'importation de 1% induit un renchérissement du prix du gasoil à la pompe de 0,30% et une baisse contemporaine de ce prix de 1% induira aussi une baisse de 38%. À long terme, une augmentation (baisse) du prix du

gasoil à l'importation de 1% induit une augmentation (baisse) du prix de gasoil à la pompe de 0,49%.

La suite de ce papier sera structurée comme suit : après avoir exposé le background théorique et empirique dans une première section, la deuxième section sera dédiée à la présentation des données et à la méthodologie tandis que la présentation des résultats et la discussion seront abordées dans une dernière section.

## **2. Revue de littérature**

### **2.1 Le concept d'asymétrie**

Le concept d'asymétrie fait référence à la manière contrastée avec laquelle les prix des produits pétroliers réagissent aux différentes variations (augmentation et diminution) ou chocs (positifs et négatifs) survenus au niveau du prix du pétrole. Ainsi, l'asymétrie peut aussi être positive ou négative (Meyer et Toubadel, 2004). Elle est positive lorsque la réaction du prix à un choc positif (l'augmentation du coût) est plus importante que celle produite par un choc négatif (la baisse du coût) et elle est négative dans le cas contraire. Les mêmes auteurs distinguent aussi trois types d'asymétrie : une asymétrie dans le temps, une asymétrie dans la valeur et une asymétrie dans le chemin (pattern asymmetry).

L'asymétrie positive dans le temps caractérise la situation où le prix réagit plus rapidement à la hausse des coûts qu'à la baisse. Autrement, une hausse du coût aura immédiatement un effet sur le prix tandis qu'une baisse de ce coût prendra plus de temps pour se faire sentir au niveau du prix. Cette asymétrie peut porter aussi sur la valeur (ou la magnitude) dans le cas où un choc positif ou négatif de même proportion (de 5% par exemple) et pour le même laps de temps induit des réactions différentes du prix (une augmentation du prix de 10% suite au choc positif et seulement une baisse de 4% suite au choc négatif). Le troisième type d'asymétrie nommé communément « pattern asymmetry » ou « chemin d'asymétrie » mérite plus d'attention. Selon celle-ci, l'effet d'un choc dépend aussi des chocs précédents. Autrement, l'effet d'une augmentation qui survient après des baisses consécutives n'est pas similaire à une augmentation même minime qui s'installe après d'autres augmentations.

### **2.2 Fondements théoriques du concept d'asymétrie**

Ce phénomène d'asymétrie a été soulevé dans plusieurs travaux empiriques relatifs à l'économie de l'énergie dont Bacon (1991) est le pionnier. Cependant, rares sont les travaux qui ont essayé d'étayer ce phénomène par un fondement théorique solide (Pelzman, 2000). Dans ce paragraphe, notre objectif est de survoler quelques explications théoriques sans toutefois chercher à développer les hypothèses qui leur sont inhérentes.

#### **2.2.1 Le coût d'ajustement de la production et des stocks limités :**

Le coût d'ajustement des stocks figure parmi les premières explications pour expliquer l'asymétrie (Borenstein et al, 1997). Cette explication part de deux hypothèses : elle suppose d'abord que le stock de produits pétroliers est limité et que les producteurs de ces produits n'ont pas toujours la capacité d'ajuster rapidement leurs stocks pour répondre aux fluctuations de la demande.

Ainsi, en cas de baisse de prix, la demande va augmenter et les entreprises n'auront pas la capacité d'y répondre en faisant appel aux stocks déjà limités. Aussi l'accroissement de la production prendra plus de temps sinon il sera plus coûteux. En d'autres termes ni le stock ni la production ne pourront satisfaire une demande en croissance. Ainsi, pour dissuader la demande, le seul choix va consister à ne baisser le prix que lentement afin de dissuader l'accroissement spontané de la demande. En revanche, en cas de choc négatif sur la demande (augmentation de prix), l'entreprise ne peut pas réduire rapidement sa production, mais elle

peut faire appel au stock limité pour répondre à une demande déjà en baisse. Ce qui explique la transmission rapide du prix au client.

### **2.2.2 Le pouvoir du marché**

Cette explication a été encore formulée dans le travail de Borenstein et al (1997). Celle-ci suppose que les entreprises dans un marché oligopolistique détenant un certain pouvoir adoptent une coordination tacite autour d'un prix focal lorsque les prix changent. Elle suppose aussi que ces entreprises n'ont qu'une connaissance imparfaite des prix fixés par leurs concurrents. Ainsi, en cas de baisse du prix du pétrole, les entreprises vont continuer à pratiquer l'ancien prix (prix focal ou cible) par peur de perdre à court terme si les concurrents ne réduisent pas leur prix. En d'autres termes, même si la baisse du prix peut s'avérer bénéfique à long terme car ça elle permet de gagner plus de part de marché, l'entreprise perdra à court terme en baissant rapidement le prix étant donné la rigidité de la demande. Ainsi, l'entreprise n'aura aucun intérêt de baisser le prix que si cette demande baisse indiquant le fait que les autres entreprises ont déjà réduit leur prix. À l'inverse, lorsque le cours du brut augmente, chaque firme a intérêt à augmenter rapidement ses prix pour maintenir ses marges, et la transmission est rapide.

### **2.2.3 La volatilité du prix et le problème d'information induit pour les consommateurs**

C'est la troisième explication fournie par Borenstein et al (1997). Selon celle-ci la volatilité du prix crée un problème d'extraction du signal par rapport au prix par les clients. Autrement, face à la volatilité des prix, les clients estiment que l'augmentation des prix dans les stations n'est que le reflet d'une augmentation du prix du pétrole au lieu de croire qu'il s'agit d'une augmentation opérée par ces stations pour engranger plus de bénéfices. Cette défaillance dans l'extraction de l'information, induite par la volatilité, est utilisée à mal escient par les stations qui augmentent le prix à la pompe même si celui du gros n'a pas augmenté ou a même baissé.

### **2.2.4 La recherche d'information par les clients**

Borenstein et al (1997) estime que l'asymétrie est un problème inhérent aussi au comportement de recherche adopté par les consommateurs. Il estime qu'en présence de la volatilité, les clients cherchent moins lorsque le prix augmente. Cependant, Johnson (2002) adopte un raisonnement contraire en supposant que les clients cherchent plus lorsque les prix augmentent et vice versa. Selon l'auteur, lorsque le prix du pétrole brut augmente, entraînant une hausse des prix de l'essence à la pompe, les consommateurs ont davantage intérêt à chercher les stations-service pratiquant les prix les plus bas. Ils mettent alors à jour leurs croyances sur la distribution des prix dans les différentes stations, et sont prêts à faire plus de recherche si le gain potentiel dépasse le coût de recherche. Cette augmentation soudaine de la demande pour les stations les moins chères force ces stations à augmenter leurs prix, ce qui entraîne une réponse rapide des prix de l'essence à la hausse du prix du brut. À l'inverse, quand les prix baissent, les consommateurs réduisent leurs efforts de recherche de meilleurs prix. La demande reste stable pour les stations plus chères, qui n'ont alors pas intérêt à baisser leurs prix rapidement. D'où une rigidité à la baisse.

Même si l'explication de Borenstein (1997) semble différente de celle de Johnson (2002). Il n'en est rien, car si la première suppose l'existence d'un certain pouvoir détenu par les entreprises de la place (un marché oligopolistique), la deuxième s'adapte mieux avec un contexte plutôt concurrentiel.

Lewis (2011) estime que l'intention de recherche sera plus grande lorsque les prix de l'essence augmentent et que la marge entre l'essence et le pétrole brut est faible. En revanche, les consommateurs recherchent moins lorsque le prix de l'essence baisse. En d'autres termes, si le prix du brut augmente beaucoup et que le prix de l'essence au détail augmente aussi beaucoup (marge inchangée), les consommateurs ne vont pas forcément chercher davantage. Mais si le

prix du brut augmente beaucoup alors que celui de détail n'augmente que peu (marge réduite), là les consommateurs se disent qu'il y a peut-être des stations moins chères ailleurs, et cherchent davantage.

Selon Cabral et Fishman (2011), l'intention de recherche dépend de l'ampleur et le sens de la variation. Les auteurs estiment que les clients seront plus enclins à se lancer dans la recherche du prix le plus bas si l'augmentation est importante ou si la baisse est minime. Autrement, en cas d'une augmentation minime ou d'une baisse importante, les clients cherchent moins.

### 2.2.5 Les cycles de prix

Selon Eckert (2002), le décalage entre le prix de gros et celui de détail s'explique par un certain cycle de prix. Selon l'auteur, lorsque le prix de gros baisse, les détaillants ne réduisent pas le prix immédiatement pour augmenter leurs marges. Mais en même temps elles continuent de s'observer mutuellement. Et si certaines entreprises réduisent le prix, les autres suivront pour ne pas perdre leurs clients. C'est la phase de la « sous-enchère » où les détaillants se lancent dans une guerre de prix qui persistera jusqu'à ce que le prix de détail soit inférieur au prix de gros. Cette perte de rentabilité va pousser certains à augmenter le prix et les autres suivront encore. C'est la deuxième phase. Celle-ci va subsister jusqu'à ce que certains réduisent le prix et ainsi de suite.

Noel (2007) adopte un autre raisonnement. Il suppose que la transmission asymétrique entre le prix de gros et celui de détail s'explique d'une part par un cycle propre au prix de détail indépendamment des variations des prix de gros. L'auteur appelle ce cycle le « confounding cyclical asymmetry ». Et d'autre part, par une véritable transmission asymétrique « true asymmetric passthrough » où les détaillants transmettent asymétriquement le prix de gros au prix de détail.

## 2.3 Revue de la littérature empirique

Bacon (1991) est le premier qui a testé l'hypothèse de l'asymétrie pour le cas de l'Angleterre. Pour ce faire, il a testé le lien entre le prix du pétrole brut et le prix de l'essence en déployant un modèle quadratique d'ajustement partiel sur des données semi-mensuelles de 1982 à 1989. Son étude révèle qu'un choc positif de 1 pence/litre sur le coût induit une variation du prix de détail plus rapide (qui dure presque 4,38 quinzaines) que celle induite par un choc négatif (qui dure 4,77 quinzaines). Cependant, Bacon reconnaît que même si cette différence de délais entre les deux chocs est statistiquement significative, elle n'est pas assez suffisante pour proclamer l'existence d'une forte asymétrie et rejeter l'hypothèse de compétitivité du marché de l'essence en Angleterre. Pour le même cas, D.N.Manning (1991) a testé cette hypothèse, mais sur un échantillon de données mensuelles plutôt que semi-mensuelles allant de janvier 1973 jusqu'au décembre 1988. Son travail se démarquait par rapport à celui de Bacon à travers l'incorporation des avancées en matière des séries chronologiques, principalement la technique de cointégration. Les résultats de celle-ci attestent de la présence d'une relation à long terme entre le prix de détail et celui "spot" du pétrole brut ainsi que la présence d'une asymétrie momentanée qui ne dure que quatre mois. Cette dernière a été repérée en déployant une modélisation de type ECM (Error correction model). De même, Reilly et Witt (1998) ont aussi réexaminé le cas d'Angleterre en déployant le même modèle ECM, mais sur un échantillon plus large (janvier 1982-juin 1995) de prix mensuels de détail et du brut. Leurs résultats corroborent partiellement ceux du travail de Bacon (1991) sur l'existence d'une asymétrie entre le prix de détail, celui du brut et le taux de change, mais avec un effet plus tardif de ce dernier facteur que celui généré par le brut. Toutefois, les auteurs n'ont pas pu constater la conclusion évoquée par Bacon selon laquelle le choc induit sur le prix du brut et le taux de change est complètement transmis au prix de détail à long terme. Les auteurs ont aussi infirmé la conclusion de Manning du déséquilibre persistant à long terme qui selon leurs résultats finisse par s'estomper au bout de 3 mois.

Pour le cas américain, Karrenbrock (1991) a testé cette hypothèse d'une manière plus détaillée en formulant trois sous hypothèses (asymétrie dans le temps, asymétrie dans l'ampleur et chemin d'asymétrie) sur des données mensuelles (décembre 1983-janvier 1990) pour trois types de produits (essence sans plomb, essence avec plomb et premium) en déployant une modélisation de type différence première estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ses résultats ont rejeté l'hypothèse de symétrie pour un seul type de produit (sans plomb) car il faut plus du temps (1 mois supplémentaire) pour qu'une baisse du prix de gros se transmette complètement au prix de détail. Cette transmission dans le temps semble en revanche symétrique pour les deux autres types de produits. Cependant, le chemin de cette transmission n'est pas le même car une augmentation du prix de gros induit une augmentation plus forte dans le premier mois du prix de détail que celle générée par une baisse de ce prix. Borenstein et al. (1997) a également cherché à tester l'asymétrie pour le cas américain en décortiquant le processus de production-distribution en cinq parties et en déployant une modélisation de type ECM sur des données mensuelles et bimensuelles s'étalant sur la période (mars 1986 – fin 1992). L'objectif de l'étude n'est pas seulement de détecter l'asymétrie, mais aussi de repérer le maillon du processus le plus responsable de celle-ci avant de fournir une explication plausible à la lumière des théories déjà existantes (le coût d'ajustement des stocks, le coût de recherche de l'information par le client et le pouvoir détenu par les opérateurs dans le marché). Les résultats confirment l'existence de l'asymétrie tout au long du processus de production. Même si le premier stade de transformation (prix du brut-prix de l'essence après le raffinement) qui y paraît le plus responsable.

En travaillant sur des données quotidiennes plutôt qu'hebdomadaire et en déployant la même technique de modélisation de Borenstein (1997), L. J. Bachmeier; J. M. Griffin (2003) n'ont pas pu confirmer ceux de Borenstein par rapport à l'existence de l'asymétrie. Ce qui montre la sensibilité de ces résultats à la périodicité des données. Le changement de la technique d'estimation (estimation en deux pas) par rapport à celle adoptée par Borenstein et al. (1997) (estimation en une seule fois) a aussi produit des résultats contrastés. Chen, L.H et al (2005) ont aussi réexaminé le travail de Borenstein (1997) en déployant un modèle ECM à seuil (au lieu d'un modèle ECM standard) sur des données hebdomadaires s'étalant de janvier 1991 jusqu'au mars 2003. Leurs résultats se contrastent par rapport à ceux de Borenstein (1997) car ils confirment l'existence d'une asymétrie qui se produit dans l'aval (stade de distribution) plutôt que dans l'amont. Cette asymétrie concerne aussi bien les prix spot que ceux à terme du prix du pétrole.

À un niveau plus désagrégé, Duffy-Deno (1996) a procédé autrement par rapport aux travaux antérieurs. Il a testé l'hypothèse de l'asymétrie entre le prix du détail de l'essence et celui du gros pour la ville de Salt Lake situé dans l'État de l'Utah. Selon lui, les données nationales souvent déployées dans les études ne prennent pas en considération les spécificités locales de chaque ville (concurrence, réseau de distribution, coût de transport...). Il a cherché à tester les trois types d'asymétrie (degré, durée et chemin) pour des données hebdomadaires allant de 1989 à 1993 en se servant du même modèle utilisé par Karrenbrock (1991). Les résultats de son étude confirment l'existence des trois types d'asymétrie. Cependant, en cas d'un choc important, représentant plus que le double de l'écart type, l'hypothèse de symétrie en magnitude ne peut être rejetée.

Godby et al. (2000) ont adopté une méthode plus au moins en rupture avec les travaux antérieurs. Les auteurs estiment que la réaction des prix à la pompe au changement du prix du pétrole ne peut se faire que si un certain seuil est atteint. Autrement dit, les changements observés dans le prix du brut ne conduisent pas toujours à des changements dans celui du détail. Pour tester l'hypothèse de l'asymétrie, un modèle TAR (threshold autoregressive model) a été déployé pour 13 villes canadiennes sur des données hebdomadaires s'étalant sur la période de janvier 1990-décembre 1996. Les résultats n'ont pas pu confirmer l'existence de quelconque

asymétrie entre le prix du brut et celui du détail pour les deux types de produits (regular and premium).

Galeotti et al (2003) ont à leur tour mené une comparaison entre cinq pays européens (France, Italie, Espagne, Allemagne et UK) en déployant un modèle ECM asymétrique sur des données récentes s'étalant sur la période janvier 1985- juin 2000. Les auteurs ont remarqué le faible pouvoir du F-test comme outil pour tester l'égalité des coefficients d'asymétrie dans des échantillons de petite taille. Ainsi, pour contourner cette faille, ils ont performé un « Bootstrap test » afin d'apprécier la fiabilité des coefficients. Cette technique a validé la présence de l'asymétrie dans l'ajustement des prix dans les deux stages de transmission (production et distribution).

Afin d'évaluer la sensibilité des résultats à propos de l'asymétrie aux modèles récents utilisés, en particulier ceux relatifs à la famille ECM. Grasso et Manera (2007) ont comparé les résultats de trois modèles. ECM asymétrique, ECM autorégressive avec seuil et ECM avec seuil de cointégration sur des données mensuelles pour la période 1985-2003 concernant cinq pays : l'Allemagne, la France, l'Espagne, l'Italie et UK. La comparaison des résultats des trois modèles révèle que la réponse décalée des prix de détail aux chocs ainsi que l'existence de certaines preuves d'asymétrie est un cas général. Cependant, les résultats des modèles se contrastent par rapport au stade responsable de l'asymétrie aussi bien au niveau à long terme qu'à celui à court terme. Les auteurs constatent aussi que le modèle ECM asymétrique est mieux outillé pour capter l'asymétrie à long terme alors que « ECM-TAR » sera plus pertinent pour détecter celle à court terme.

Apergis, N. et Vouzalivis, G. (2018) ont appliqué une modélisation NARDL avec quatre variantes (NARDL symétrique, NARDL avec asymétrie à long terme et à court terme, NARDL avec asymétrie à court terme et NARDL avec asymétrie à long terme) pour tester l'existence de l'asymétrie dans la transmission entre le prix du brut et celui de l'essence pour la période janvier 2009-juin 2016. Ce travail a concerné quatre pays : les USA, UK, l'Espagne, l'Italie et la Grèce. Les résultats de l'étude ont été mixtes : pour les USA, UK et la Grèce, la transmission s'avère plutôt symétrique alors que l'Italie est caractérisée par une asymétrie à court terme tandis que la transmission dans le marché espagnole a trait à une asymétrie à la fois à court et à long terme.

Farkas et Yontcheva (2019) ont analysé la transmission des coûts sur le marché des carburants en Hongrie en présence d'une entreprise verticalement intégrée dominante qui accapare 80% du marché de gros et environ 30% au niveau de la vente au détail. Ils constatent qu'au niveau de gros, la société est susceptible d'ajuster les prix de manière asymétrique, tandis qu'elle agit de manière très compétitive sur le marché de détail. Leurs résultats mettent ainsi en évidence le lien entre la concentration des marchés et la prévalence de l'asymétrie.

Bragoudakis, Degiannakis et Filis (2020) ont examiné si les prix de l'essence au détail en Grèce répondent de manière asymétrique aux variations des prix du pétrole brut sur le marché international pour toute la chaîne d'approvisionnement. Les auteurs se sont concentrés sur les marges des raffineries et des détaillants plutôt que sur les prix pour un échantillon de données quotidiennes de 2014 à 2018. Leurs résultats montrent que les détaillants d'essence ne modifient pas leur comportement de marge en fonction des variations des prix du carburant raffiné. En revanche, la marge des raffineries change de manière asymétrique par rapport aux variations des prix du pétrole brut, ce qui impactera par la suite les détaillants et les consommateurs.

Valadkhani, A. et al. (2021) considèrent que la plupart des études précédentes ont été menées sur la base des données agrégées (moyenne nationale des prix), ce qui masque les différences de prix censées exister entre les différents milieux et de surcroît ne permet pas de repérer les défaillances éventuelles affectant les différentes localités en termes de concurrence. Ce constat a poussé les auteurs à choisir la ville de Sydney comme milieu pour analyser la transmission entre le prix du brut (ou le prix du gros) et le prix du détail des différentes stations de la ville.

Leurs résultats révèlent que cette transmission est lente dans les localités où le nombre d'opérateurs sur un périmètre de 5 km (10 km) ne dépasse pas 13 opérateurs (33 opérateurs sur 10 km).

Asane-Otoo et Dannemann (2022) ont réexaminé le problème de l'asymétrie pour le marché de l'essence au détail en Allemagne en déployant un panel de prix quotidiens de 12 804 stations-service sur la période 2014-2018. Les auteurs constatent que le phénomène d'asymétrie est la norme plutôt que l'exception sur ce marché.

Pour le cas de la Corée du Sud, Cha et Lee (2023) analysent comment les variations des prix du pétrole sont transmises aux prix de l'essence. En utilisant des données hebdomadaires de février 2009 à mai 2020, les auteurs estiment un modèle d'ajustement partiel avec un terme de correction d'erreur pour les variations hebdomadaires des prix. Leurs résultats confirment l'existence d'une transmission asymétrique des prix entre l'essence au comptant et l'essence au détail et une transmission symétrique entre le prix de gros et celui de détail. Ce qui corrobore la théorie de coût de recherche de l'information comme une explication plausible.

## 2.4 Développement des hypothèses

La revue de la littérature théorique et empirique nous a permis de déceler les hypothèses pour tester l'asymétrie :

HG : la réaction des prix du gasoil à la pompe à une hausse de son prix à l'importation est plus importante (en vitesse ou en magnitude) que celle produite par un choc négatif.

Cette hypothèse générale sera à son tour développée à travers les hypothèses secondaires suivantes :

- Asymétrie positive à long terme en magnitude (H1) : À long terme, le prix du gasoil réagit fortement (en vitesse ou en magnitude ou les deux) à un choc positif plutôt qu'à un choc négatif.
- Asymétrie positive à court terme (H2) : À court terme, le prix du gasoil réagit fortement (en vitesse ou en magnitude) à un choc positif plutôt qu'à un choc négatif ;

Notre objectif sera de tester l'ensemble de ces hypothèses empiriquement sans chercher à en fournir l'explication théorique la plus plausible.

## 3. Méthodologie

Les données collectées s'étalent sur une période de 49 quinzaines (du 16/01/2016 au 16/12/2017) et portent sur les prix à la pompe du gasoil et les prix du gasoil à l'importation. Les données concernant la première variable ont été collectées à partir du site internet « the fuel price » tandis que celles de la deuxième variable ont été relevées auprès du rapport mené par la commission parlementaire en 2018.

Toutefois, les précisions suivantes devront être formulées :

- Les prix à la pompe ainsi que les prix du pétrole sont exprimés en monnaie locale ;
- Les prix du gasoil sont des moyennes nationales. À cet égard, il faut aussi préciser que les achats du pétrole brut se font en dollar tandis que ceux portant sur le raffiné se font en monnaie locale ;
- Le choix de ces deux séries de prix nous a été dicté par la structure actuelle du marché qui ne comprend plus l'opération de raffinage depuis la fermeture de la SAMIR en 2015. Ainsi, l'analyse de la transmission sera limitée au processus de distribution pour notre cas (prix à l'import-prix à la pompe) ;
- La limitation de notre choix au prix du gasoil est motivée essentiellement par le manque de données concernant le prix de l'essence à l'importation. Aussi, le gasoil nous paraît comme

meilleur proxy des prix à la pompe car c'est le produit le plus consommé au Maroc (89% en 2016 d'après les données du ministère de l'Énergie et des Mines) ;

- Le choix de la quinzaine comme période pour les deux séries a été commandé à la fois par la fréquence des données existantes pour le prix à l'import, mais aussi par le fait que les prix à la pompe au Maroc changent souvent chaque quinzaine.
- Encore une fois, le manque de données nous a imposé de restreindre notre échantillon à 49 observations. À cet égard, il faut préciser que cette limitation ne porte pas atteinte au modèle NARDL (Non-linear Autoregressive Distributed Lag) qui s'adapte mieux aux petits échantillons.
- Afin de faciliter l'interprétation des coefficients estimés du modèle, les deux séries ont été transformées en logarithme.

Le modèle NARDL a l'avantage d'être moins contraignant au niveau de l'ordre d'intégration des séries (0 ou 1), car il n'exige pas que les séries aient le même ordre d'intégration comme dans un ECM (Ecart correction model). Cependant, les séries ne devront pas être intégrées à l'ordre 2.

Le modèle NARDL est une version non symétrique du modèle ARDL. Ce dernier suppose que la relation entre la variable indépendante et celle dépendante soit symétrique. Cependant, l'hypothèse à tester dans ce travail est l'existence d'une éventuelle asymétrie entre ces deux variables d'où le recours au modèle NARDL qui a le potentiel de décomposer la variable exogène en deux (variations positives et variations négatives) afin de pouvoir simuler l'impact de ces deux variations d'une façon isolée et détecter l'existence d'une éventuelle asymétrie en magnitude, mais aussi en temps.

Le modèle NARDL a aussi l'avantage de pouvoir modéliser les deux dynamiques à la fois, à long terme et à court terme. Ce modèle comprend non seulement les variables en différence première, mais également les variables en niveau. Ce qui permet de contourner le problème de la perte des informations relatif à la différenciation des variables pour les rendre stationnaires<sup>1</sup>.

La forme de ce modèle est comme suit :

$$\Delta P_t = c + \rho PD_{t-1} + \varphi^+ CD_{t-1}^+ + \varphi^- CD_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta PD_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ \Delta CD_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta CD_{t-i}^-) + \mu_t \quad (1)$$

Avec :

- $PD_t$  : le prix du gasoil à la pompe ;
- $CD_t$  : le coût du gasoil (le prix du gasoil raffiné à l'importation) ;
- $p$  et  $q$  : le nombre de retards ;
- $\Delta$  : différence première ;
- $CD_t^+ = \sum \Delta CD_j^+ = \sum \max(\Delta CD_j; 0)$  ;
- $CD_t^- = \sum \Delta CD_j^- = \sum \min(\Delta CD_j; 0)$

L'application du modèle suppose que les variables d'étude soient cointégrées. Pour ce faire, il faut recourir au test aux bornes de cointégration proposé par Pesaran et al. (2001) et qui consiste à tester l'hypothèse nulle ( $H_0: \rho = \varphi^+ = \varphi^-$ ) contre l'hypothèse alternative ( $H_1: \rho \neq \varphi^+ \neq \varphi^-$ ). La règle de décision de ce test est résumée dans le tableau 1 de la page suivante.

Ce test aux bornes est surtout appliqué lorsque les variables ont un ordre d'intégration différent (0 ou 1), mais rien n'empêche de l'appliquer lorsque l'ordre d'intégration est le même. Lorsque la cointégration est confirmée, l'étape suivante consiste à estimer les paramètres du modèle à court terme en incorporant le terme à correction d'erreur estimé. Pour notre cas, ce modèle prendra la forme suivante :

$$\Delta PD_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta PD_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ \Delta CD_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta CD_{t-i}^-) + \delta ECT_{t-1} + \omega_t \quad (2)$$

<sup>1</sup> Problème soulevé par Engle et Granger (1987)

Avec

$$ECT_t = PD_t - \rho PD_{t-1} - \varphi^+ CD_{t-1}^+ - \varphi^- CD_{t-1}^- \quad (3)$$

À préciser que le paramètre ( $\delta$ ) doit être négatif et significatif. Il reflète la force de rappel vers l'équilibre à long terme. L'étape suivante consiste à tester l'existence d'une éventuelle asymétrie entre les variables. Le test de Wald s'avère un outil précieux à cet égard. La stratégie de ce test est résumée dans le tableau 2.

**Tableau n° 1 : test aux bornes et règle de décision**

F calculé	Décision	Conclusion
F > borne supérieure	Rejet de l'hypothèse nulle	Variables intégrées d'ordre 1
F < borne inférieure	Rejet de l'hypothèse nulle	Variables intégrées d'ordre 0
Borne inférieure < F < borne supérieure	Acceptation de l'hypothèse nulle	Aucune conclusion

Source : tableau élaboré par nos soins

**Tableau n° 2 : test de Wald et règle de décision**

Type d'asymétrie	Hypothèses à tester	Décision
À long terme	$H_0: \frac{\varphi^+}{\rho} = \frac{\varphi^-}{\rho}$ $H_1: \frac{\varphi^+}{\rho} \neq \frac{\varphi^-}{\rho}$	Existence d'une asymétrie si l'hypothèse nulle est rejetée.
À court terme	$H_0: \sum_{i=0}^q \beta_i^+ = \sum_{i=0}^q \beta_i^-$ $H_1: \sum_{i=0}^q \beta_i^+ \neq \sum_{i=0}^q \beta_i^-$	Existence d'une asymétrie si l'hypothèse nulle est rejetée.

Source : tableau élaboré par nos soins

#### 4. Résultats et discussion

Après avoir transformé les séries en logarithme, il faut s'assurer de l'ordre de l'intégration des séries. Pour ce faire, le test ADF (Dickey-Fuller augmenté) a été implémenté pour les deux séries en niveau et en différence première (tableau n° 3). Ce test confirme la stationnarité des deux séries en différence première et la non-stationnarité pour les variables en niveau.

**Tableau n° 3 : test de racine unitaire**

Variables en niveau	t-statistique	Variables en différence première	t-statistique
PD	-2,615(0,092)	ΔPD	-12,138(0,000)
CD	-1,76(0,393)	ΔCD	-5,489(0,000)

Les valeurs entre les parenthèses correspondent aux probabilités.

Source : output Eviews

L'étape suivante consiste à tester l'éventuelle cointégration entre les variables d'étude (PD et CD) par le recours au test aux bornes de cointégration proposé par Pesaran et al. (2001). Ce test sera conduit d'abord sur la base d'un modèle ARDL<sup>2</sup> (où l'interaction entre les variables est supposée être symétrique) avant d'être reconduit pour un modèle NARDL. Les résultats de ce test pour les deux modèles (tableau n°4) confirmeront bien la cointégration car les valeurs des deux statistiques sont bien supérieures à la borne supérieure pour un risque de 1%.

<sup>2</sup> Le nombre de Lag est déterminé sur la base du critère d'information d'Akaike (AIC)

Tableau n° 4 : test de cointégration aux bornes

Statistique	ARDL symétrique			NARDL		
	Valeur de la statistique	Bornes		Valeur de la statistique	Bornes	
		I(0)	I(1)		I(0)	I(1)
F	40,56	7,56	8,68	10,39	5,92	7,19
t	-9,00	-3,43	-3,82	-5,16	-3,43	-4,1

Source : output Eviews

Tableau n° 5 : résultats de l'estimation du modèle NARDL<sup>3</sup>

Dependent Variable : D(PD)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.200156	0.419531	5.244328	0.0000
PD(-1)	-1.084685	0.207669	-5.223135	0.0000
CD_POS(-1)	0.531968	0.113814	4.674011	0.0000
CD_NEG(-1)	0.539859	0.120203	4.491214	0.0001
D(PD(-1))	0.150611	0.128436	1.172659	0.2486
D(CD_POS)	0.303097	0.127525	2.376758	0.0229
D(CD_NEG)	0.386895	0.167591	2.308570	0.0268
D(CD_NEG(-1))	-0.379693	0.344049	-1.103603	0.2771
R-squared	0.651127	Mean dependent var		0.005285
Adjusted R-squared	0.583291	S.D. dependent var		0.033921
S.E. of regression	0.021897	Akaike info criterion		-4.641989
Sum squared resid	0.017261	Schwarz criterion		-4.317591
Log likelihood	110.1238	Hannan-Quinn criter.		-4.521687
F-statistic	9.598496	Durbin-Watson stat		2.011961
Prob(F-statistic)	0.000001	Wald F-statistic		7.502510
Prob(Wald F-statistic)	0.000014			

Source : output Eviews

Les résultats de l'estimation du modèle NARDL (tableau n° 5) mettent en évidence les variables significatives dans l'explication de la dynamique des prix du gasoil. Pour la composante à long terme du modèle, il s'agit bien des variables PD(-1), CD\_POS(-1) et CD\_NEG(-1). Les autres variables de la dynamique à court terme, à l'exception de D(PD(-1)) et D(CD(-1)), sont aussi significatives au risque de 5%. Une lecture plus approfondie de ces résultats révèle ce qui suit :

- La dynamique des prix à la pompe à court terme s'explique plutôt par les chocs contemporains que par les chocs décalés. Plus concrètement, une augmentation contemporaine du prix du gasoil à l'importation de 1% induit une flambée du prix du gasoil de 0,30% et une baisse contemporaine de ce prix de 1% induira une baisse de 38%. Ce premier constat est une première présomption de l'existence d'une hypothétique asymétrie négative au niveau contemporain<sup>4</sup>.
- À court terme, la dynamique du prix précédente ou décalée D(PD (-1)) n'explique pas la dynamique du prix actuelle.
- À long terme, une augmentation (baisse) du prix du gasoil à l'importation de 1% induit une augmentation (baisse) du prix de gasoil à la pompe de 0,49%. Ce qui peut attester de l'existence d'une hypothétique symétrie à long terme.

<sup>3</sup> NB : Pour s'assurer de la qualité de l'estimation, plusieurs tests ont été conduits. Ainsi, il semble que les résidus sont homoscedastiques et non auto-corrélés. Le test de Breusch-Godfrey atteste de l'absence d'une autocorrélation sérielle. Nonobstant, il semble que les résidus ne suivent pas une loi normale selon la statistique de Jarque-Bera ce qui peut porter atteinte aux tests de Wald. Pour pallier ce problème, la méthode Davidson-Mackinnon (HC3) a été implémentée dans l'estimation.

<sup>4</sup> Pour trancher sur l'existence d'une asymétrie, il faut recourir au test de Wald.

- Le terme de correction d'erreur (-1,08) est négatif et significatif. Ce qui prouve encore que les variables du modèle sont bien cointégrées. Ce terme reflète la force de rappel vers l'équilibre et il paraît que cette valeur (en valeur absolue) est supérieure à 1, ce qui peut être interprété comme un ajustement rapide du déséquilibre à court terme par rapport à celui du long terme.

Toutefois, il ne faut pas oublier que notre objectif de départ est de tester l'existence d'une hypothétique asymétrie par le biais des hypothèses développées précédemment. Le test de Wald sera d'abord déployé pour tester l'existence d'une asymétrie positive à long terme (H1). L'hypothèse nulle de ce test permet de tester l'égalité entre les coefficients à long terme de notre modèle C(3)/C(2) et C(4)/C(2). Les résultats de ce test (tableau n°6) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle. Autrement, à long terme, il existe bel et bien une symétrie (**rejet de H1**). Le test de Wald sur les coefficients à court terme ne permet pas non plus de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients (tableau n°7). Ce qui ne permet pas de prouver l'existence d'une asymétrie à court terme (**rejet de H2**) même si celle-ci est apparente d'après le graphe n°1.

*Tableau n° 6 : test de Wald sur les coefficients à long terme*

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.535235	36	0.5958
F-statistic	0.286477	(1, 36)	0.5958
Chi-square	0.286477	1	0.5925
Null Hypothesis: C(4)/C(2)=C(3)/C(2)			

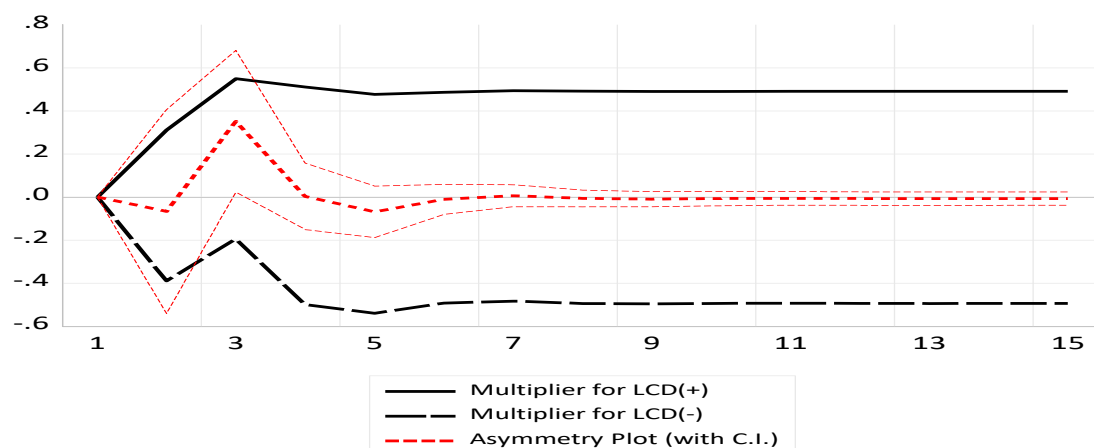
Source : output Eviews

*Tableau n° 7 : test de Wald sur les coefficients à court terme*

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.323309	36	0.7483
F-statistic	0.104529	(1, 36)	0.7483
Chi-square	0.104529	1	0.7465
Null Hypothesis: C(6)=C(7)			

Source : output Eviews

*Graphe n° 1 : simulation de la réponse des prix du gasoil à la suite d'un choc sur les prix à l'importation du gasoil*



Source : output Eviews

Ces résultats sont en concordance avec ceux de Godby (2000) pour le cas du Canada, Bachmeier et Griffin (2003) pour les USA, et Apergis et Vouzalivis (2018) pour l'UK, USA, la Grèce. Néanmoins, d'autres études ont pu confirmer l'existence d'une asymétrie, il s'agit par exemple

de l'étude menée par Asplund et al. (2000) pour le marché suédois, celle de Chen et al (2005) pour le cas américain, et Apergis et Vouzalivis (2018) pour le cas espagnol.

À cet égard, il faut préciser que l'incapacité de cette étude à prouver l'existence d'une asymétrie peut être expliquée par :

- La périodicité des données : dans notre étude, notre choix s'est porté plutôt sur la quinzaine car c'est la période que choisissent souvent les opérateurs au Maroc pour opérer des changements au niveau des prix. Cependant, le choix d'une période plus au moins longue peut empêcher la détection de l'asymétrie.
- La nature de la série des prix à la pompe : les prix à la pompe pour notre cas sont des moyennes nationales. Ceci peut aussi porter atteinte à la détection de l'asymétrie. C'est pourquoi, en cas de disponibilité des données, il serait plus pertinent de travailler sur un niveau plus désagrégé.
- La taille de l'échantillon : la taille réduite de notre échantillon peut aussi impacter la puissance des tests conduits (le test de Wald).

## 5. Conclusion

L'objectif de ce travail est d'apprécier la transmission entre les chocs sur le prix du pétrole et les prix à la pompe au Maroc afin de détecter une éventuelle asymétrie positive et par voie de rôle, confirmer ou infirmer la perception générale selon laquelle les prix à la pompe au Maroc réagissent rapidement et fortement à la hausse du prix du pétrole qu'à la baisse de ce dernier.

Pour ce faire, un modèle NARDL a été déployé pour analyser la transmission entre le prix du gasoil à l'importation et le prix de ce même produit à la pompe sur une période post-libéralisation de 49 quinzaines (du 16/01/2016 au 16/12/2017). À court terme, une augmentation contemporaine du prix du gasoil à l'importation de 1% induit un renchérissement du prix du gasoil à la pompe de 0,30% et une baisse contemporaine de ce prix de 1% induira une baisse de 38%. À long terme, une augmentation (baisse) du prix du gasoil à l'importation de 1% induit une augmentation (baisse) du prix de gasoil à la pompe de 0,49%.

Les résultats de cette étude n'ont pas pu confirmer l'existence d'une asymétrie positive ni à long terme ni à court terme. Ceci est probablement dû à la taille réduite de notre échantillon, mais peut aussi être causé par la fréquence des données choisie (les quinzaines).

Il faut signaler que cette étude s'est contentée d'analyser la transmission sans chercher à l'expliquer. Chose qui peut faire l'objet des études ultérieures.

## Références :

- (1). Apergis, N., & Vouzavalis, G. (2018). Asymmetric pass through of oil prices to gasoline prices: Evidence from a new country sample. *Energy Policy*, 114, 519-528. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.12.046>
- (2). Bachmeier, L. J., & Griffin, J. M. (2003). New evidence on asymmetric gasoline price responses. *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 772-776. <https://doi.org/10.1162/003465303322369902>
- (3). Bacon, R. W. (1991). Rockets and feathers - the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, 13(3), 211-218. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90022-r](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90022-r)
- (4). Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305-339. <https://doi.org/10.1162/003355397555118>

- (5). Bragoudakis, Z., Degiannakis, S., & Filis, G. (2020). Oil and pump prices: Testing their asymmetric relationship in a robust way. *Energy Economics*, 88, 104755. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104755>
- (6). Cabral, L., Fishman, A., 2012. Business as usual: A consumer search theory of sticky prices and asymmetric price adjustment. *International Journal of Industrial Organization* 30, 371–376. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2012.01.003>
- (7). Cha, Kyungsoo, and Chul-Yong Lee. (2023). Rockets and Feathers in the Gasoline Market: Evidence from South Korea. *Sustainability* 15, no. 4: 3815. <https://doi.org/10.3390/su15043815>
- (8). Chen, L. H., Finney, M., & Lai, K. S. (2005). A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. *Economics Letters*, 89(2), 233-239. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.05.037>
- (9). Commission parlementaire (2018), Rapport du 28/02/2018 sur les prix de vente du carburant au Maroc et les conditions de la concurrence après la libéralisation.
- (10). Duffy-Deno, K. T. (1996). Retail price asymmetries in local gasoline markets. *Energy Economics*, 18(1), 81-92. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0140-9883\(95\)00051-8](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0140-9883(95)00051-8)
- (11). Eckert, A. (2002), Retail price cycles and response asymmetry. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 35 : 52-77. <https://doi.org/10.1111/1540-5982.00120>
- (12). Emmanuel, A.-O., & Dannemann, B. C. (2022). Rockets and Feathers Revisited: Asymmetric Retail Gasoline Pricing in the Era of Market Transparency. *The Energy Journal*, 43(6), 103-122. <https://doi.org/10.5547/01956574.43.6.easa>
- (13). Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- (14). Farkas, R., & Yontcheva, B. (2019). *Price transmission in the presence of a vertically integrated dominant firm: Evidence from the gasoline market*. *Energy Policy*, 126, 223–237. doi:10.1016/j.enpol.2018.11.016
- (15). Galeotti, M., Lanza, A., & Manera, M. (2003). Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. *Energy Economics*, 25(2), 175-190. [https://doi.org/10.1016/s0140-9883\(02\)00102-0](https://doi.org/10.1016/s0140-9883(02)00102-0)
- (16). Godby, R., Lintner, A. M., Stengos, T. & Wandschneider, B. (2000). Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market. *Energy Economics*, 22(3), 349-368. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00030-4](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00030-4)
- (17). Grasso, M. & Manera, M. (2007). Asymmetric error correction models for the oil-gasoline price relationship. *Energy Policy*, 35(1), 156-177. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2005.10.016>
- (18). Jeffrey D. Karrenbrock. (1991) "The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not?", " Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pp. 19-29. <https://doi.org/10.20955/r.73.19-29>
- (19). Johnson, R.N. (2002) Search Costs, Lags and Prices at the Pump. *Review of Industrial Organization* 20, 33–50. <https://doi.org/10.1023/A:1013364513064>
- (20). Lewis, M. S. (2011). Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(2), 409–449. doi:10.1111/j.1530-9134.2011.00293.x
- (21). Manning, D. N. (1991). Petrol prices, oil price rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972. *Applied Economics*, 23(9), 1535-1541. <https://doi.org/10.1080/00036849100000206>

- (22). Meyer, J. and von Cramon-Taubadel, S. (2004), Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55: 581-611. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x>
- (23). Michael D. Noel (2007); Edgeworth Price Cycles, Cost-Based Pricing, and Sticky Pricing in Retail Gasoline Markets. *The Review of Economics and Statistics*; 89 (2): 324–334. doi: <https://doi.org/10.1162/rest.89.2.324>
- (24). Peltzman, S. (2000). Prices Rise Faster than They Fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466–502. <https://doi.org/10.1086/262126>
- (25). Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.616>
- (26). Reilly, B. & Witt, R. (1998). Petrol price asymmetries revisited. *Energy Economics*, 20(3), 297-308. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(97\)00024-8](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0140-9883(97)00024-8)
- (27). Valadkhani, A., Anwar, S., Ghazanfari, A. & Nguyen, J. (2021). Are petrol retailers less responsive to changes in wholesale or crude oil prices when they face lower competition? The case of Greater Sydney. *Energy Policy*, 153, Article 112278. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112278>