

---

## Dollar canadien et prix du pétrole : quelle causalité ?

---

Document de Travail  
Working Paper  
2018-40

Capucine Nobletz



UMR 7235

Economix - UMR7235  
Université Paris Nanterre  
Bâtiment G - Maurice Allais, 200, Avenue de la République  
92001 Nanterre cedex

Email : [secretariat@economix.fr](mailto:secretariat@economix.fr)

 **Université  
Paris Nanterre**

# Dollar canadien et prix du pétrole : quelle causalité ?

Capucine NOBLETZ\*

1<sup>er</sup> octobre 2018

## Résumé :

L'objectif de cette étude est d'analyser les liens entre le prix réel du pétrole et le taux de change effectif réel du dollar canadien. En recourant aux techniques de cointégration, nous montrons qu'il existe une relation stable de long terme entre les séries et que le taux de change canadien est caractérisé par un processus de retour à son niveau d'équilibre. À court terme, la variation du taux de change canadien est positivement déterminée par sa valeur retardée d'une période et par le taux de croissance du prix du pétrole. L'application des tests de causalité au sens de Granger nous conduit à identifier une relation causale du taux de change vers le prix du pétrole (la réciproque n'est pas vérifiée). Une appréciation du taux de change canadien engendre une hausse de la demande relative pour le pétrole (le prix du pétrole produit au Canada étant relativement plus cher) générant à son tour une pression à la hausse sur son prix.

**Mots clefs :** pétrole, taux de change, Canada, cointégration, ECM, causalité au sens de Granger

**Classification JEL :** C22, F31 et Q43

---

\*. Étudiante en Master 2 Économie Internationale Politiques Macroéconomiques et Conjoncture (EIPMC) à l'Université Paris Nanterre, France. Email : capucine.nobletz@laposte.net

## Introduction

L'impact du prix réel du pétrole sur les taux de change réels est une problématique largement débattue dans la littérature<sup>1</sup>. Si la majorité des études s'accorde sur l'existence d'une relation de long terme entre ces deux variables, le sens de la relation de causalité ne fait toutefois pas consensus.

Dans le présent article, nous abordons cette question dans le cas de l'économie canadienne. Plusieurs raisons justifient notre choix du Canada comme cas d'étude. Premièrement, cette économie entretient un lien étroit avec les marchés pétroliers. La devise canadienne se définit comme une « monnaie matière première », c'est-à-dire co-évoluant avec les prix mondiaux des produits primaires, ici, le prix du pétrole. Cette relation s'explique par la dépendance de l'économie canadienne aux exportations de pétrole et aux revenus que celles-ci génèrent. Ainsi, en 2016, le pétrole représentait 11% des exportations totales de l'économie canadienne, soit 39,6 milliards de dollars, se plaçant au deuxième rang<sup>2</sup> des biens les plus exportés par cette économie. Le Canada est également, dans une moindre mesure, une économie importatrice de pétrole. En 2016, le pétrole représentait 2,7% des importations totales de l'économie canadienne, soit 10,3 milliards de dollars, se plaçant au quatrième rang<sup>3</sup> des biens les plus importés par cette économie (OEC). Même si sa taille sur le marché mondial du pétrole reste relativement limitée - au sens où cette économie est preneuse de prix sur ce marché (Amano et Van Norden, 1995; Chen et Rogoff, 2003; Ferraro *et al.*, 2015) - le Canada impacte à la fois le côté de l'offre et de la demande sur le secteur pétrolier (Gnimassoun *et al.*, 2017). Le Canada est le quatrième producteur mondial de pétrole (5%) derrière les États-Unis (14%), l'Arabie Saoudite (12%) et la Russie (12%). Ce pays est également le quatrième exportateur mondial de pétrole (7%) derrière l'Arabie Saoudite (16%), la Russie (11%) et l'Irak (8%). Enfin, le Canada possède la troisième plus grande réserve de pétrole au monde (10%) derrière le Venezuela (18%) et l'Arabie Saoudite (16%) (Natural Resources of Canada). Deuxièmement, le Canada est un pays ayant instauré, depuis 1970, un régime de change flottant. Autrement dit, la valeur du dollar canadien par rapport aux devises étrangères (le taux de change) est déterminée par les forces de l'offre et de la demande (Parliament of Canada). Or, un choc positif sur le prix du pétrole peut conduire à une appréciation du taux de change réel et ce par deux canaux principaux : l'effet sur les termes de l'échange et les effets de richesse (Amano et Van Norden, 1998a,b; Basher *et al.*, 2016; Bénassy-Quéré *et al.*, 2007; Buetzer *et al.*, 2016; Cashin *et al.*, 2004; Coudert *et al.*, 2007; Golub, 1983; Krugman, 1980). Troisièmement, le prix du pétrole peut être sélectionné pour l'économie canadienne comme un proxy des termes de l'échange<sup>4</sup> (Amano et Van Norden, 1998b; Chen et Rogoff, 2003; Ferraro *et al.*, 2015). Or, les fluctuations des termes de l'échange sont des déterminants majeurs des variations du taux de change réel (Coudert *et al.*, 2008; Chen et Rogoff, 2003). Selon Amano et Van Norden (1995), il existe ainsi une relation de long terme entre le taux de change réel canadien et les termes de l'échange.

---

1. Voir Amano et Van Norden (1998a,b), Cashin *et al.* (2004), Chen et Chen (2007), Coudert *et al.* (2007), Golub (1983) et Krugman (1980).

2. Les biens les plus exportés par le Canada sont les voitures.

3. Les biens les plus importés par le Canada sont, dans l'ordre, les produits industriels, les produits liés au secteur des transports et les produits chimiques.

4. Les termes de l'échange se définissent comme le ratio entre les prix à l'exportation et les prix à l'importation d'un pays. Ce ratio est usuellement calculé en divisant les prix à l'exportation par les prix à l'importation et en multipliant ce résultat par 100. Si les termes de l'échange du pays sont supérieurs à 100%, le pays accumule plus de capital (et inversement).

Notre étude contribue de façon significative à cette littérature en apportant un nouvel éclairage à l'analyse des liens entre le taux de change effectif réel du dollar canadien et le prix réel du pétrole en tenant compte (i) de la dynamique de long terme, (ii) de la dynamique de court terme et (iii) de la relation causale entre les variables.

Nos résultats obtenus sur la période s'étalant de janvier 1995 à novembre 2017 montrent que le taux de change effectif réel du dollar canadien est cointégré au prix réel du pétrole. Par ailleurs, après avoir estimé un modèle à correction d'erreur, nous montrons, dans un premier temps, que le taux de change canadien est caractérisé par un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. Dans un second temps, nous montrons, qu'à court terme, la variation du taux de change canadien est positivement impactée par sa variation retardée d'une période et par le taux de croissance du prix du pétrole. Enfin, nous identifions une relation causale au sens de Granger du taux de change vers le prix du pétrole (la réciproque n'est pas vérifiée).

Notre papier est organisé comme suit. La section 1 présente les mécanismes de transmission entre le prix du pétrole et le taux de change. La section 2 est dédiée aux données et aux résultats empiriques. La section 3 énonce les conclusions principales.

# 1 Mécanismes de transmission entre prix du pétrole et taux de change

## 1.1 Mécanismes théoriques

La littérature identifie deux grands mécanismes de transmission entre le prix du pétrole et le taux de change : (i) le taux de change cause le prix du pétrole, (ii) le prix du pétrole cause le taux de change.

(i) Selon Coudert *et al.* (2007), une variation du taux de change du dollar impacte les prix perçus par les producteurs et les consommateurs de pétrole (hors États-Unis), amenant à son tour une modification de l'offre et de la demande pour cette matière première.

Concernant le canal de la demande, rappelons que le prix du baril de pétrole est exprimé en dollar américain et que les transactions s'effectuent dans cette devise. Ainsi, la demande de pétrole des pays importateurs dépend du prix du baril, une fois converti en monnaie domestique. Ce prix fluctue en raison des variations du cours de change. Ainsi, une dépréciation du dollar engendre une baisse du prix domestique du pétrole pour un pays avec un régime en change flottant. Cet effet est neutre pour les pays ayant une devise rattachée au dollar. La baisse du prix du pétrole conduit à son tour à une hausse de la demande de pétrole et devrait *a priori* contribuer à la hausse de son prix.

Concernant le canal de l'offre, Coudert *et al.* (2007) identifient plusieurs mécanismes de transmission. Premièrement, les compagnies pétrolières utilisent les devises des pays producteurs pour assurer les dépenses de production (rémunération des employés, taxes, *etc.*). Or, ces devises sont majoritairement rattachées au dollar ; les pays producteurs de pétrole étant, pour la plupart, en régime de change fixe. Ainsi, une variation du cours du dollar impacte le prix perçu par les producteurs. Cet impact est cependant plus faible que celui sur les prix perçus par les demandeurs de pétrole. Deuxièmement, les activités de forage sont liées au prix du pétrole. En effet, si le prix du pétrole augmente, certaines zones considérées comme difficilement exploitables et non-rentables vont le devenir, ce qui engendre une hausse des capacités productives. Enfin, une dépréciation du dollar peut tirer à la hausse l'inflation et réduire les revenus des pays producteurs de pétrole ; leurs monnaies étant liées au dollar. Une dépréciation du cours de change peut conduire à une baisse de l'offre de pétrole.

Concernant les effets sur le court et long terme, Coudert *et al.* (2007) soulignent que l'offre et la demande à court terme sont faiblement élastiques. L'élasticité des prix pour l'offre est faible, à la hausse suite aux contraintes liées aux capacités productives de l'entreprise et à la baisse suite à des coûts marginaux de production faibles et inférieurs aux prix de vente (les producteurs ne sont pas incités à limiter leur production en cas de baisse des prix). La demande est également inélastique et pourrait s'expliquer par l'absence de substituts au pétrole pouvant être facilement et rapidement exploités à bas prix. Ainsi, les effets sur la demande et l'offre de pétrole sont principalement observables sur le long terme. Sur cet horizon, l'offre est flexible car de nouveaux investissements peuvent augmenter les capacités productives des entreprises. La demande devient également plus élastique, d'autres sources d'énergies peuvent être à long terme développées pour remplacer le pétrole.

En résumé, une dépréciation du dollar cause une hausse de la demande de pétrole et une baisse de l'offre sur le long terme, ce qui tend à générer une augmentation du prix brut.

(ii) Cependant, certaines études identifient qu'une variation du prix du pétrole impacte le taux de change et ce à travers deux canaux distincts : les effets sur les termes de l'échange et les effets de richesse (Basher *et al.*, 2016 ; Bénassy-Quéré *et al.*, 2007 ; Buetzer *et al.*, 2016 ; Coudert *et al.*, 2007).

Concernant le canal sur les termes de l'échange, les pays producteurs et consommateurs de pétrole sont tous deux impactés, mais dans des conditions différentes (Amano et Van Norden, 1998a,b ; Basher *et al.*, 2016 ; Buetzer *et al.*, 2016 ; Cashin *et al.*, 2004). Pour les pays importateurs de pétrole, une augmentation du prix du pétrole génère une détérioration de la balance commerciale amenant une dépréciation de la monnaie domestique (Basher *et al.*, 2016 ; Fratzscher *et al.*, 2014). Pour les pays exportateurs de pétrole, un choc positif sur les termes de l'échange peut conduire au phénomène de « maladie hollandaise<sup>5</sup> » avec une hausse des prix des biens non-échangeables et une appréciation du taux de change réel.

Considérons un modèle à deux petites économies ouvertes comme dans Cashin *et al.* (2004). L'économie domestique est composée de deux secteurs produisant respectivement des biens primaires dits « biens à l'export » et des biens non-échangeables. Les firmes sont compétitives, les rendements d'échelle sont constants et le travail est le seul facteur de production. Ce dernier est parfaitement mobile et permet l'égalisation des salaires entre les secteurs. Les consommateurs du pays domestique demandent des biens provenant à la fois des secteurs des biens échangeables et non-échangeables (demande de biens inélastiques). Le bien échangeable est importé du reste du monde et n'est donc pas produit domestiquement. Les firmes étrangères utilisent des biens primaires et des biens « intermédiaires » (produits uniquement à l'étranger) pour produire les biens échangeables. Ainsi, un choc positif sur les prix internationaux des biens primaires engendre une hausse des salaires au sein du secteur primaire. Vu que les salaires s'égalisent entre les secteurs, leur augmentation génère une hausse relative du prix du bien non-échangeable et conduit à une appréciation du taux de change réel. Ce mécanisme est similaire à l'effet Balassa-Samuelson avec la différence de productivité relative entre les deux secteurs, biens échangeables et non échangeables. Cependant, l'effet revenu est non-pris en compte dans ce modèle. Or d'après Tokarick (2008), cet effet devrait renforcer l'appréciation du taux de change réel pour le pays domestique, sous la condition que le bien non-échangeable reste un bien normal<sup>6</sup>. En effet, une hausse des profits et des salaires dans le secteur primaire conduit à un accroissement de la demande pour les biens non-échangeables et donc à une hausse des prix. Cette augmentation à son tour génère une appréciation du taux de change réel.

Enfin, concernant les effets de richesse, les modèles de Golub (1983) et de Krugman (1980) expliquent les relations entre le prix du pétrole et le taux de change *via* l'étude des choix de portefeuilles et les déséquilibres de comptes courants (respectivement). Ces modèles supposent que le monde est divisé en trois régions : OPEP, les États-Unis et l'Union Européenne (un pays exportateur et deux pays importateurs, respectivement). Une hausse du prix du pétrole génère un transfert de richesse des pays importateurs de pétrole vers les pays exportateurs de pétrole.

---

5. Une hausse du prix du pétrole engendre une hausse de la production et des salaires réels dans le secteur pétrolier. Ces effets amènent une hausse du prix relatif des biens de service *via* l'égalisation des salaires réels entre les secteurs, *via* les mouvements de main d'œuvre et *via* la hausse des revenus dans le secteur pétrolier. Le taux de change réel s'apprécie, la compétitivité du pays se dégrade et à long terme la croissance économique est négativement impactée.

De nombreuses études ont traité cette problématique. Nous renvoyons le lecteur à Corden et Neary (1982) ou Van Wijnbergen (1984).

6. La demande pour ce bien augmente avec une hausse du revenu.

Selon Golub (1983), l'impact sur le taux de change dépend des préférences en matière de choix de portefeuille<sup>7</sup> des pays importateurs et du pays exportateur de pétrole. Krugman (1980) a quant à lui dynamisé le modèle. Il suppose que les pays de l'OPEP utilisent progressivement leurs richesses accumulées en augmentant leurs importations de biens en provenance des pays industrialisés. Ainsi, sur le long terme, le taux de change réel va dépendre de la distribution géographique des importations de l'OPEP et non plus de ses choix de portefeuilles. En supposant que les pays exportateurs de pétrole ont une préférence forte pour les actifs libellés en dollars et non pour les biens américains, un choc pétrolier positif conduit à une appréciation du dollar à court terme mais pas à long terme (Bénassy-Quéré *et al.*, 2007 ; Coudert *et al.*, 2007 ; Golub, 1983 ; Krugman, 1980).

En conclusion, deux principaux mécanismes de transmission expliquent la relation causale entre le prix du pétrole et le taux de change. Dans un premier temps, le taux de change cause le prix du pétrole à travers les canaux de la demande et de l'offre. Dans un second temps, le prix du pétrole cause le taux de change à travers les effets sur les termes de l'échange et les effets de richesse.

## 1.2 Une brève revue de littérature empirique

Bien qu'il existe une abondante littérature empirique sur les liens entre prix du pétrole et taux de change, ceux-ci, ainsi que le sens de la relation de causalité entre les deux variables ne font pas consensus.

Premièrement, la majorité des études identifie une relation de long terme entre les prix du pétrole et les variables de taux de change. Amano et Van Norden (1998a,b), Bénassy-Quéré *et al.* (2007) et Coudert *et al.* (2007) montrent que le prix réel du pétrole est cointégré au taux de change effectif réel américain. Amano et Van Norden (1998b) obtiennent des résultats équivalents avec les taux de change effectifs réels allemand et japonais. Par ailleurs, Chaudhuri et Daniel (1998) et Chen et Chen (2007) obtiennent également ces résultats pour les pays du G7 et la majorité des pays de l'OCDE (respectivement).

Deuxièmement, selon Bénassy-Quéré *et al.* (2007) et Coudert *et al.* (2007), le taux de change effectif réel américain suit un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. La vitesse d'ajustement est faible et un tel processus n'est pas identifié pour le prix réel du pétrole. Ce résultat est également montré par Chaudhuri et Daniel (1998) pour la majorité des pays industrialisés.

Troisièmement, la littérature est moins univoque sur le sens de la relation causale<sup>8</sup> entre le prix du pétrole et le taux de change effectif réel. Selon Amano et Van Norden (1998a,b), Bénassy-Quéré *et al.* (2007), Benhmad<sup>9</sup> (2012) et Coudert *et al.* (2007), le prix réel du pétrole cause au sens de Granger le taux de change effectif réel américain. Ce lien causal est également identifié par Wang et Wu (2012) mais ne prévaut qu'avant la crise financière de 2007. Tiwari *et al.* (2013b) obtiennent des résultats équivalents pour la Roumanie, à court terme et à long terme. Tiwari et Albulescu (2016) identifient cette relation pour l'Inde à court terme. Cependant,

---

7. Les devises sont considérées au sein de ce modèle comme des actifs financiers.

8. Notons qu'en fonction des études, les tests de causalité mis en place divergent : tests de causalité linéaire et non linéaire de Granger, test de causalité de Granger asymétrique à multi-horizons, test de causalité de Granger « scale-by-scale ».

9. Ce résultat ne prévaut qu'à court terme (3 mois) et est guidé, selon l'auteur, par une logique spéculative.

d'autres études montrent une relation causale bidirectionnelle entre les variables. En effet, selon Bal et Rath (2015), il existe une relation causale non-linéaire bidirectionnelle entre le prix réel du pétrole et les taux de change effectifs réels chinois et indien. Benhmad<sup>10</sup> (2012) et Tiwari *et al.*<sup>11</sup> (2013a) spécifient que cette relation n'est observable qu'à long terme aux États-Unis et en Inde (respectivement). Ce lien causal est également identifié par Wang et Wu (2012) et ne prévaut qu'après la crise financière de 2007. Pour finir, d'après Tiwari *et al.*<sup>12</sup> (2013a) et Tiwari et Albulescu (2016), à long terme, le taux de change cause le prix du pétrole.

Concernant plus spécifiquement l'économie canadienne, à court terme, selon Basher *et al.*<sup>13</sup> (2016) et Beckmann et Czudaj<sup>14</sup> (2013), des chocs sur le prix du pétrole engendrent une appréciation du dollar canadien. Cependant, d'après Chaudhuri et Daniel (1998) et Chen et Chen (2007), il n'existe pas de relation de long terme entre le taux de change réel canadien et le prix réel du pétrole. Chaudhuri et Daniel (1998) expliquent ce résultat en suggérant que d'autres facteurs sont responsables du comportement non-stationnaire du taux de change canadien.

En résumé, selon la littérature, les prix réels du pétrole sont cointégrés aux taux de change réels. Le taux de change est guidé par un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. Par ailleurs, les résultats associés à l'étude de la relation causale entre ces variables divergent. Enfin, concernant plus spécifiquement l'économie canadienne, le taux de change réel ne semble pas cointégré au prix réel du pétrole.

## 2 Données et étude empirique

### 2.1 Données

Dans le cadre de cette étude empirique, nous retenons le prix réel du pétrole défini comme le prix nominal du pétrole (« Cushing, OK WTI Spot Price FOB, dollars per barrel ») déflaté par l'Indice des prix à la consommation (IPC) (« Consumer Price Index for All Urban Consumers : All Items »). Le taux de change sélectionné est le taux de change effectif réel du dollar canadien<sup>15</sup> (« Real effective exchange rate 138<sup>16</sup>, CPI-based »). Une hausse du taux de change correspond à une appréciation du dollar canadien comparé au panier de devises des pays partenaires. Ces séries proviennent respectivement de « Thomson Reuters », de la « Federal Reserve Bank of St. Louis » et de « Bruegel ». Les données sont à fréquence mensuelle, les séries sont exprimées en logarithme et la période d'étude s'étend de janvier 1995 à novembre 2017.

---

10. Ce résultat ne prévaut qu'à long terme et est guidé, selon l'auteur, par une logique fondamentaliste (investisseurs institutionnels et gestionnaires de fonds).

11. L'échelle identifiée par les auteurs est de 31 à 64 mois.

12. L'échelle identifiée par les auteurs est de 16 à 32 mois.

13. Les auteurs utilisent un modèle « Markov-switching » afin d'identifier l'impact d'un choc sur le prix du pétrole sur le taux de change pour des pays importateurs et exportateurs de pétrole.

14. Les auteurs ont identifié les dynamiques de long terme et de court terme en utilisant un « Markov-switching vector error correction model ».

15. Le taux de change effectif réel se définit comme le taux de change effectif nominal (une mesure de la valeur d'une devise contre une moyenne pondérée d'un panier de devises étrangères) divisé par un déflateur de prix ou un indice des coûts (FMI).

16. Le nombre de pays partenaires.



Nous cherchons à déterminer l'impact du prix réel du pétrole sur le taux de change effectif réel du dollar canadien. Le modèle s'écrit :

$$LREERCA_t = \beta_0 + \beta_1 \times LCRUDEOIL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec

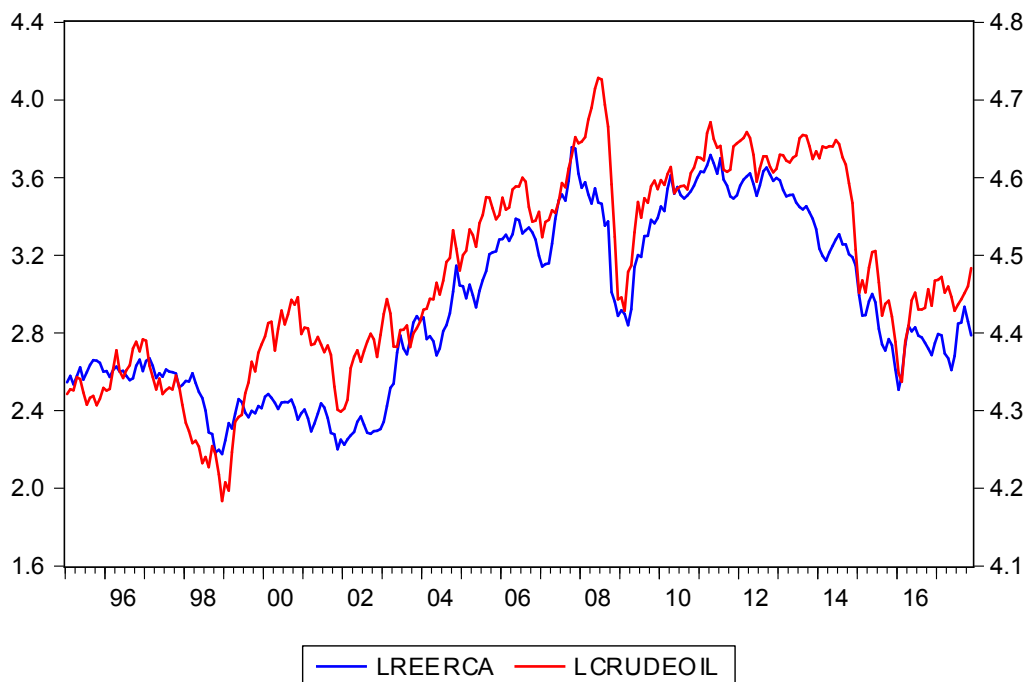
$LREERCA_t$  : le taux de change effectif réel du dollar canadien en logarithme

$LCRUDEOIL_t$  : le prix réel du pétrole en logarithme

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  : le terme d'erreur

De par la spécification très simple de ce modèle, il ne doit naturellement pas être inféré que seul le prix réel du pétrole impacte le taux de change effectif réel canadien. Cependant, le dollar canadien étant une « monnaie matière première » l'exportation de biens énergétiques, dont le pétrole, explique une part importante des exportations du Canada. Les fluctuations du prix du pétrole ont le potentiel d'expliquer les variations des termes de l'échange, eux-mêmes déterminants dans l'explication des mouvements de taux de change réels (Chen et Rogoff, 2003 ; Coudert *et al.*, 2008). En d'autres termes, nous considérons le prix du pétrole comme un proxy des termes de l'échange.

**Figure 1 – Taux de change effectif réel du dollar canadien (axe de droite) et prix réel du pétrole (axe de gauche), en logarithme, Janvier 1995-Novembre 2017**



**Source :** Thomson Reuters et Bruegel

La figure 1 fait ressortir l'existence d'une corrélation positive entre les deux séries, même si le sens de la relation est difficilement identifiable. Nous constatons également que le prix du pétrole est plus volatile que le taux de change canadien. Il apparaît par ailleurs que ces séries semblent non-stationnaires en espérance, tout en exhibant une tendance commune.

## 2.2 Résultats empiriques

Dans le cas où les séries sont non-stationnaires, les propriétés asymptotiques des estimateurs ne sont plus valides. Nous risquons de ne pas rejeter à tort l'hypothèse nulle de non-significativité du coefficient. Un problème de régression fallacieuse peut apparaître : les régressions semblent statistiquement correctes alors qu'il n'existe, en réalité, aucun lien entre les variables. Les séries peuvent être stationnarisées en moyenne, à l'aide de la différence première. Néanmoins, cet opérateur masque les relations de long terme entre les variables. Les méthodes de cointégration résolvent ce problème. Elles permettent d'analyser les relations stables de long terme entre les variables, ainsi que les dynamiques de court terme (Mignon, 2008).

### 2.2.1 Tests de racine unitaire

En ce qui concerne les tests de racine unitaire, nous appliquons le test de Dickey-Fuller augmenté (1981) (ADF), le test de Phillips-Perron (1988) (PP) et le test de Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS).

Afin de sélectionner le modèle approprié à l'implémentation des tests ADF et PP<sup>17</sup>, nous suivons la procédure séquentielle traditionnelle : nous estimons dans un premier temps le modèle général en incorporant une tendance déterministe et une constante. Si la tendance n'est pas significative, nous estimons ensuite le modèle avec une constante sans tendance déterministe. Enfin, si la constante n'est pas significative, nous estimons le modèle sans tendance déterministe, ni constante. Une fois le modèle sélectionné, nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire en comparant la t-statistique aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller. Si la t-statistique est inférieure à la valeur critique, nous rejetons l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Concernant le test KPSS, nous estimons dans un premier temps le modèle avec une tendance déterministe et une constante. Si la tendance n'est pas significative, nous estimons ensuite le modèle avec une constante, sans tendance déterministe. Une fois le modèle sélectionné, nous testons l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire en comparant la statistique de test avec la valeur critique tabulée (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Si la statistique de test est inférieure à la valeur critique, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire.

Les résultats reportés dans le tableau A.1 montrent que, d'après les tests ADF et PP, les séries en logarithme sont non-stationnaires, sans tendance, ni constante. Ces tests concluent à la stationnarité des séries, sans tendance, ni constante en différence première. Les séries en logarithme sont donc intégrées à l'ordre 1,  $I(1)$ . Le test KPSS confirme les résultats mentionnés précédemment, en dehors de la présence d'une tendance pour les variables en niveau et d'une constante pour les variables en différence première.

Les statistiques descriptives (Tableau A.2) sur les variables en différence première  $\Delta LCRUDE OIL$  et  $\Delta LREER CA$  indiquent des excès de kurtosis positifs. Le coefficient est particulièrement élevé pour le taux de change canadien. Les queues de distribution des deux séries sont plus épaisses que celles de la loi normale. Les coefficients de Skewness sont pour les deux variables négatifs, indiquant des distributions asymétriques à gauche ; cette asymétrie étant plus prononcée pour le prix du pétrole.

---

17. Les tests ADF et PP permettent tous deux de blanchir les résidus. Le test ADF repose sur une correction paramétrique en ajoutant les retards de la variable endogène tandis que le test PP propose une correction non-paramétrique avec une estimation de la variance de long terme et de court terme des résidus.

### 2.2.2 Test de cointégration

Une fois que la non-stationnarité des variables est établie, il est possible de mettre en place des tests de cointégration, si les séries ont le même ordre d'intégration. La cointégration entre deux variables non-stationnaires apparaît lorsqu'une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire (Engle et Granger, 1987). L'idée sous-jacente de la cointégration est qu'à court terme, les séries divergent dans leurs évolutions mais à long terme, ces séries évoluent ensemble (Mignon, 2008). Afin de déterminer s'il existe une relation stable de long terme entre le prix du pétrole et le taux de change canadien, nous retenons la méthode en deux étapes de Engle et Granger (1987).

La première étape consiste à estimer par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) la relation de long terme représentée par l'équation (1). Le test de cointégration de Engle et Granger (1987) consiste, alors, à tester l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les résidus  $\hat{\varepsilon}_t$  à l'aide du test ADF. Si la statistique de test est inférieure à la valeur tabulée par Engle et Yoo (1987), nous rejetons l'hypothèse nulle de non-stationnarité des résidus. Nous avons une relation de cointégration entre les séries. Si la statistique de test est supérieure à la valeur tabulée par Engle et Yoo (1987), nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de non-stationnarité des résidus. Les séries ne sont pas cointégrées.

D'après le tau-test (Tableau 1), nous rejetons l'hypothèse nulle de non-stationnarité des résidus au seuil de 10% et concluons à l'existence d'une relation de cointégration entre les séries. Ainsi, il existe une relation stable de long terme entre le prix du pétrole et le taux de change canadien donnée par :

$$\widehat{LREERCA}_t = 3,80 + 0,20 \times LCRUDE OIL_t \quad (2)$$

D'après cette relation, une hausse de 10% du prix du pétrole engendre une appréciation du dollar canadien d'approximativement 2%, toutes choses égales par ailleurs.

**Tableau 1 – Test de cointégration bivarié entre le taux de change effectif réel du dollar canadien et le prix réel du pétrole**

ADF	Retards	Tau-test
Résidus estimés	0	-3,28*

Le nombre de retards est déterminé avec le critère SIC (Schwarz Information Criterion)

**Note :** Le nombre d'astérisques indique le niveau de significativité, une pour 10%, deux pour 5%, trois pour 1% et « aucune astérisque » en cas de non-significativité. Ici, au seuil de 10%, la valeur tabulée par Engle et Yoo (1987) est égale à -3,02.

### 2.2.3 Modèles à correction d'erreurs

Les séries étant cointégrées, la seconde étape consiste à estimer un modèle à correction d'erreur. Ce modèle permet d'analyser la vitesse de convergence du taux de change canadien vers son équilibre de long terme (Mignon, 2008).

D'après les résultats du tableau 2, nous retenons le modèle (5) où nous régressons le taux de change canadien en différence première logarithmique sur sa valeur retardée d'une période, sur le taux de croissance du pétrole et sur le terme résiduel retardé d'une période.

**Tableau 2 – Modèles à correction d'erreur**

Variable endogène : $\Delta LREER CA_t$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	0,001 (0,980)	-0,001 (0,982)	-0,001 (0,964)	0,001 (0,987)	
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0,042** (0,025)	-0,039** (0,034)	-0,048** (0,012)	-0,046** (0,018)	<b>-0,048*** (0,002)</b>
$\Delta LCRUDE OIL_t$	0,086*** (0,001)	0,083*** (0,001)	0,079*** (0,001)	0,081*** (0,001)	<b>0,079*** (0,001)</b>
$\Delta LCRUDE OIL_{t-1}$		0,012 (0,309)			
$\Delta LREER CA_{t-1}$			0,169*** (0,002)	0,181*** (0,001)	<b>0,169** (0,012)</b>
$\Delta LREER CA_{t-2}$				-0,051 (0,363)	
Observations	274	273	273	272	<b>273</b>
R carré ajusté	0,198	0,198	0,223	0,222	

**Note :** Le modèle (1) et le modèle (2) ont été corrigés du problème d'autocorrélation des résidus avec la correction de Newey-West (1987). Les premières et secondes lignes mentionnent respectivement, les coefficients associés aux paramètres et les p-valeurs. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de non significativité aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. En raison de la significativité des coefficients et du R carré ajusté, nous retenons le troisième modèle. La constante étant non-significative, nous régressons ce modèle sans la constante (modèle (5)).

Les résultats montrent que le coefficient associé au terme d'erreur retardé d'une période est négatif et significatif au seuil de 5%. Le taux de change canadien est caractérisé par un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. Par ailleurs, la vitesse d'ajustement est relativement élevée (-0,048) : en une année, 45% de l'écart à l'équilibre est résorbé<sup>18</sup>. Nous constatons, en outre, que les coefficients associés au prix du pétrole et au taux de change canadien retardé d'une période sont significatifs au seuil de 1%. A court terme, la variation du taux de change canadien est positivement déterminée par sa variation retardée d'une période (0,169) et par la variation du prix du pétrole (0,079).

18. Plus exactement, 14,09 mois sont nécessaires pour que 50% de l'écart à l'équilibre de long terme soit résorbé.

Afin de nous assurer des bonnes propriétés des modèles estimés, nous appliquons le test de White (White, 1980), le test de Breusch-Godfrey (Godfrey, 1978) et le test de Jarque-Bera (Bera et Jarque, 1981) permettant, respectivement, de détecter les problèmes d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation et de non-normalité des résidus (Tableau A.3, Tableau A.4, Tableau A.5). Le test de White permettant de tester le lien entre la variance des résidus et les variables explicatives ne conclut, pour aucun des modèles estimés, au rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Cependant, le test de Breusch-Godfrey indique le rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus pour les modèles (1) et (2). Afin de corriger le problème d'autocorrélation, nous avons appliqué la correction de Newey-West (Newey et West, 1987). Enfin, le test de Jarque-Bera conclut, pour l'ensemble des modèles estimés, au rejet de l'hypothèse nulle de normalité des résidus. Notons que ce résultat est commun avec la plupart des séries financières. Toutefois, étant donné le nombre important d'observations et l'absence d'autocorrélation des résidus<sup>19</sup>, celui-ci n'affecte pas les résultats.

En conclusion, à court terme, les variations du taux de change canadien sont déterminées par ses variations retardées d'une période et par les variations du prix du pétrole. Par ailleurs, le taux de change canadien est guidé par un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. Ce résultat est en lien avec les travaux de Bénassy-Quéré *et al.* (2007) et Coudert *et al.* (2007) montrant qu'il existe un tel processus pour le taux de change effectif réel américain.

#### 2.2.4 Causalité à la Granger

L'existence d'une relation de cointégration entre deux variables induit qu'au moins une de ces variables cause au sens de Granger l'autre. Il est alors pertinent d'étudier la relation de causalité de long terme entre ces séries. Pour cela, nous estimons dans un premier temps un modèle VAR(p) sur les variables en niveau<sup>20</sup>. Les résultats sont reportés dans le tableau 3 pour un processus VAR(p) :

**Tableau 3 – Tests de causalité de Granger**

	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(6)	VAR(8)	VAR(10)
$H_0^{(1)}$	6,849*** (0,009)	5,241*** (0,006)	3,924*** (0,009)	3,388*** (0,010)	3,672*** (0,001)	2,767*** (0,006)	2,587*** (0,005)
$H_0^{(2)}$	0,083 (0,772)	1,183 (0,308)	1,102 (0,349)	0,923 (0,451)	0,605 (0,726)	0,927 (0,494)	0,798 (0,631)

**Note :**  $H_0^{(1)}$  : le taux de change ne cause pas le prix du pétrole et  $H_0^{(2)}$  : le prix du pétrole ne cause pas le taux de change. Les premières et secondes lignes mentionnent, respectivement, les statistiques de test et les p-valeurs. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de causalité aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%.

19. Pour les modèles (1) et (2) présentant de l'autocorrélation, nous avons réalisé le test de Jarque-Bera une fois la correction de Newey-West appliquée sur ces modèles.

20. Les séries étant cointégrées, nous pouvons estimer un VAR en niveau. Ce résultat a été montré par Engle et Granger (1987) et plus récemment souligné dans l'étude de Coudert *et al.* (2007).

Les résultats indiquent, dans un premier temps, que le prix du pétrole ne cause pas au sens de Granger le taux de change canadien. Pour rappel, nous expliquions cette relation, entre autres, par le phénomène de « la maladie hollandaise ». Dans le cadre de cette étude, nous pouvons supposer que les rigidités structurelles de l'économie canadienne, une imparfaite égalisation des salaires réels avec une imparfaite mobilité de la main d'œuvre entre les secteurs, peuvent expliquer l'absence de relation causale du prix du pétrole vers le taux de change. Remarquons également que ce modèle est basé sur des hypothèses très restrictives<sup>21</sup> difficilement observables dans la réalité. Par ailleurs, le taux de change étant un actif financier, il incorpore sur le long terme les anticipations faites sur sa valeur fondamentale (les prix des matières agricoles). Ainsi, d'autres facteurs que le prix du pétrole impactent à l'évidence le taux de change canadien. La non-prise en compte de ces facteurs peut expliquer l'absence de relation causale trouvée du prix du pétrole vers le taux de change.

Dans un second temps, les résultats soulignent que le taux de change canadien cause au sens de Granger le prix du pétrole. Une appréciation du taux de change canadien engendre une hausse de la demande relative pour le pétrole (le prix du pétrole produit au Canada étant relativement plus cher) générant à son tour une pression à la hausse sur son prix<sup>22</sup>. Ce résultat est en lien avec ceux de Tiwari *et al.* (2013b) et Tiwari et Albuлесcu (2016).

### 3 Conclusion

Cette étude analyse les liens entre le prix réel du pétrole et le taux de change effectif réel du dollar canadien. Dans ce contexte, nous analysons la dynamique de long terme au moyen de l'approche de cointégration de Engle et Granger (1987) et nous recourons à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur. Enfin, nous étudions les relations causales au sens de Granger entre les séries.

Dans un premier temps, nos résultats montrent que le taux de change canadien est cointégré au prix du pétrole et est caractérisé par un processus de retour à la moyenne vers son équilibre de long terme. Par ailleurs, à court terme, la variation du taux de change est positivement déterminée par sa variation retardée d'une période et par le taux de croissance du prix du pétrole. Dans un second temps, nos résultats indiquent une relation causale du taux de change canadien vers le prix du pétrole (la réciproque n'est pas vérifiée). Une appréciation du taux de change canadien engendre une hausse de la demande relative pour le pétrole (le prix du pétrole produit au Canada étant relativement plus cher) générant à son tour une pression à la hausse sur son prix.

Cette étude peut être étendue dans plusieurs directions. Notre analyse étant bivariée, il serait souhaitable de l'approfondir par la prise en compte d'autres fondamentaux du taux de change. Par ailleurs, il serait intéressant d'étudier la causalité de court terme entre les séries. Enfin, pour apporter plus de robustesse à ces travaux, nous suggérons d'analyser ces relations avec d'autres « monnaies matières premières » telles que le dollar australien ou la couronne norvégienne.

---

21. Le travail est l'unique facteur de production, les rendements d'échelle sont constants, les firmes sont compétitives, le salaire réel est déterminé par la productivité marginale du travail, la PPA (Parité de Pouvoir d'Achat) est vérifiée pour le bien échangeable.

22. 98% des exportations de pétrole de l'économie canadienne sont destinées à l'économie américaine (OEC). Cette relation est un facteur renforçant les liens entre le taux de change canadien et le prix du pétrole (WTI).

## Références

- [1] R. A. Amano and S. Van Norden. Terms of trade and real exchange rates : the Canadian evidence. *Journal of International Money and Finance*, 14(1) :83–104, 1995.
- [2] R. A. Amano and S. Van Norden. Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 17(2) :299–316, 1998a.
- [3] R. A. Amano and S. Van Norden. Exchange rates and oil prices. *Review of International Economics*, 6(4) :683–694, 1998b.
- [4] D.P. Bal and B.N. Rath. Nonlinear causality between crude oil price and exchange rate : A comparative study of China and India. *Energy Economics*, 51 :149–156, 2015.
- [5] S. A. Basher, A. A. Haug, and P. Sadorsky. The impact of oil shocks on exchange rates : A Markovswitching approach. *Energy Economics*, 54 :11–23, 2016.
- [6] J. Beckmann and R. Czudaj. Is there a homogeneous causality pattern between oil prices and currencies of oil importers and exporters? *Energy Economics*, 40 :665–678, 2013.
- [7] F. Benhmad. Modeling nonlinear Granger causality between the oil price and U.S. dollar : A wavelet based approach. *Economic Modelling*, 29 :1505–1514, 2012.
- [8] A. Bera and C. Jarque. Efficient tests for normality, heteroskedasticity, and serial independence of regression residuals : Monte Carlo evidence. *Economics Letters*, 7 :313–318, 1981.
- [9] A. Bénassy-Quéré, V. Mignon, and A. Penot. China and the relationship between the oil price and the dollar. *Energy Policy*, 35(11) :5795–5805, 2007.
- [10] S. Buetzer, M. M. Habib, and L. Stracca. Global exchange rate configurations : Do oil shocks matter? *IMF Economic Review*, 64(3) :443–470, 2016.
- [11] P. Cashin, L.F. Céspedes, and R. Sahay. Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, 75 :239–268, 2004.
- [12] K. Chaudhuri and B. C. Daniel. Long-run equilibrium real exchange rates and oil prices. *Economics Letters*, 58(2) :231–238, 1998.
- [13] S.-S. Chen and H.-C. Chen. Oil prices and real exchange rates. *Energy Economics*, 29(3) :390–404, 2007.
- [14] Y.-C. Chen and K. Rogoff. Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60 :133–160, 2003.
- [15] W. M. Corden and Neary J. P. Booming sector and de-industrialization in a small open economy. *Economic Journal*, 92 :825–848, 1982.
- [16] V. Coudert, C. Couharde, and V. Mignon. Do Terms of Trade Drive Real Exchange Rates? Comparing Oil and Commodity Currencies. *CEPII, Working Paper*, (32), 2008.
- [17] V. Coudert, V. Mignon, and A. Penot. Oil price and the dollar. *Energy Studies Review*, 15(2) :45–58, 2007.
- [18] D. A. Dickey and W. A. Fuller. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4) :1057–1072, 1981.
- [19] R. F. Engle and C. W. J. Granger. Cointegration and error correction : Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 :251–276, 1987.
- [20] D. Ferraro, K. Rogoff, and B. Rossi. Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 54 :116–141, 2015.

- [21] M. Fratzscher, D. Schneider, and I. Van Robays. Oil prices, exchange rates and asset prices. *Working Paper Series, European Central Bank*, (1689), 2014.
- [22] B. Gnimassoun, M. Joëts, and T. Razafindrabe. On the link between current account and oil price fluctuations in diversified economies : The case of Canada. *International Economics*, 152 :63–78, 2017.
- [23] L. G. Godfrey. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46 :1293–1301, 1978.
- [24] S. Golub. Oil prices and exchange rates. *The Economic Journal*, 93 :576–593, 1983.
- [25] P. Krugman. Oil and the dollar. *NBER working paper*, 554, 1980.
- [26] D. Kwiatkowski, P. C. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54 :159–178, 1992.
- [27] V. Mignon. *Econométrie. Théorie et applications*. Economica, 2008.
- [28] W.K. Newey and K.D. West. Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. *International Economic Review*, pages 777–787, 1987.
- [29] P.C.B. Phillips and P. Perron. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 :335–346, 1988.
- [30] A.K. Tiwari and C.T. Albulescu. Oil price and exchange rate in India : Fresh evidence from continuous wavelet approach and asymmetric, multi-horizon Granger-causality tests. *Applied Energy*, 179 :272–283, 2016.
- [31] A.K. Tiwari, A.B. Dar, and N. Bhanja. Oil price and exchange rates : A wavelet based analysis for India. *Economic Modelling*, 31 :414–422, 2013a.
- [32] A.K. Tiwari, M.L. Mutascu, and C.T. Albulescu. The influence of the international oil prices on the real effective exchange rate in romania in a wavelet transform framework. *Energy Economics*, 40 :714–733, 2013b.
- [33] S. Tokarick. Commodity currencies and the real exchange rate. *Economic Letters*, 101 :60–62, 2008.
- [34] S. Van Wijnbergen. The Dutch disease : A disease after all. *Economic Journal*, 94 :41–55, 1984.
- [35] Y. Wang and C. Wu. Energy prices and exchange rates of the U.S. dollar : Further evidence from linear and nonlinear causality analysis. *Economic Modelling*, 29 :2289–2297, 2012.
- [36] H. White. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48 :817–838, 1980.



## A Annexes

### A.1 Tests de racine unitaire

	Retards	ADF	Retards	PP	Retards	KPSS
<i>LCRUDE OIL</i>	1	0,05 <sup>(3)</sup> -1,95	2	0,09 <sup>(3)</sup> -1,95	3	0,92 <sup>(1)</sup> 0,15
<i>LREER CA</i>	1	0,09 <sup>(3)</sup> -1,95	4	0,16 <sup>(3)</sup> -1,95	3	0,89 <sup>(1)</sup> 0,15
$\Delta$ <i>LCRUDE OIL</i>	0	-12,80 <sup>*(3)</sup> -1,95	2	-12,85 <sup>*(3)</sup> -1,95	2	0,09 <sup>*(2)</sup> 0,46
$\Delta$ <i>LREER CA</i>	0	-12,94 <sup>*(3)</sup> -1,95	1	-12,95 <sup>*(3)</sup> -1,95	2	0,17 <sup>*(2)</sup> 0,46

**Note :** ADF, le test de Dickey-Fuller augmenté (Dickey et Fuller, 1981), PP, le test de Phillips-Perron (Phillips-Perron, 1988), KPSS, le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Pour l'ensemble des tests, les premières et secondes lignes mentionnent la statistique de test et la valeur critique au seuil de 5%. Le chiffre entre parenthèses représente les spécifications du modèle, (1) pour tendance et constante, (2) pour constante et (3) sans constante ni tendance. L'astérisque indique la stationnarité des variables. Le nombre de retards pour les tests ADF, PP et KPSS est respectivement déterminé par le critère AIC, la procédure «Newey-West automatic using Barkett kernel » et la procédure « Quadratic Spectral (QS) kernel and automatic bandwidth selection».

### A.2 Statistiques descriptives des variables en différence première

	$\Delta$ <i>LCRUDE OIL</i>	$\Delta$ <i>LREER CA</i>
Moyenne	0,002	0,000
Médiane	0,011	0,000
Maximum	0,210	0,054
Minimum	-0,322	-0,091
Écart type	0,083	0,016
Skewness	-0,644	-0,416
Kurtosis	4,213	6,867
Jarque-Bera	35,758	178,649
P-valeur	0,000	0,000
Observations	274	274

**Note :** Sous l'hypothèse nulle du test de Jarque-Bera, la distribution de la variable suit une loi normale.

### A.3 Tests de White

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Khi-2</b>	8,28	13,69	10,68	12,93	7,98
	(0,142)	(0,134)	(0,298)	(0,532)	(0,239)

**Note :** (1), (2), (3), (4) et (5) font référence aux modèles à correction d'erreur (*cf.* Tableau 2). Les premières et secondes lignes mentionnent, respectivement, les statistiques de test et les p-valeurs. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Pour l'ensemble des modèles, les erreurs sont homoscédastiques.

### A.4 Tests de Breusch-Godfrey

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>AR(1)</b>	8,155***	8,137***	0,405	0,024	0,405
	(0,004)	(0,004)	(0,525)	(0,876)	(0,524)
<b>AR(2)</b>	9,009**	9,335***	1,158	0,197	1,159
	(0,011)	(0,009)	(0,561)	(0,906)	(0,560)
<b>AR(3)</b>	9,009**	9,377**	1,395	0,508	1,395
	(0,029)	(0,025)	(0,706)	(0,917)	(0,706)
<b>AR(4)</b>	9,198*	9,647**	1,440	0,559	1,440
	(0,056)	(0,047)	(0,837)	(0,967)	(0,837)
<b>AR(5)</b>	11,181**	11,242**	3,311	2,376	3,312
	(0,048)	(0,047)	(0,652)	(0,795)	(0,652)
<b>AR(6)</b>	11,297*	11,301*	3,327	2,395	3,329
	(0,079)	(0,079)	(0,766)	(0,880)	(0,766)

**Note :** (1), (2), (3), (4) et (5) font référence aux modèles à correction d'erreur (*cf.* Tableau 2). Les modèles AR(p) indiquent le nombre de retards « p » implémentés. Les premières et secondes lignes mentionnent, respectivement, les statistiques de test et les p-valeurs. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%.

### A.5 Tests de Jarque-Bera

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ho : normalité des résidus	32,785***	30,518***	44,275***	52,413***	44,295***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

**Note :** (1), (2), (3), (4) et (5) font référence aux modèles à correction d'erreur (*cf.* Tableau 2). Les premières et secondes lignes mentionnent, respectivement, les statistiques de test et les p-valeurs. Une, deux ou trois astérisques indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de normalité des résidus aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Pour l'ensemble des modèles, les erreurs ne suivent pas une loi normale.