



Munich Personal RePEc Archive

**ROP, RIP, and R effects on RSP,
symmetric or asymmetric? case of oil
exporter and importer countries**

NEIFAR, MALIKA and HarzAllah, AMIRA

IHEC UNIVERSITY OF SFAX, FSEG UNIVERSITY OF
MAHDIA

15 May 2024

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/120938/>
MPRA Paper No. 120938, posted 15 May 2024 13:39 UTC

Effet du **ROP, RIP, et R** sur **RSP** : Symétrie ou Asymétrie ? Cas des pays exportateurs et importateurs de pétrole.

Malika NEIFAR *

HARZALLAH Amira †

Première version Décembre 2018
Compiled : 31 janvier 2019, 10:45pm

ABSTRACT

This paper seeks to explore the impact of oil price shocks, real industrial production and interest rate on stock prices for six oil exporting countries and five oil importing countries using nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) model using monthly data for the period 1993 : 09 – 2017 : 01. Empirical results show strong evidence of asymmetry in the impact of positive and negative changes in oil prices, industrial production, and short term interest rate on the stock market price. We find that the reaction of real stock prices to an oil shock can vary considerably depending on whether the country is a net importer or net exporter of oil.

Key words : NARDL ; Asymmetry ; Symmetry ; Oil exporting countries ; Oil importing countries.
JEL classification : C32, G1, G15, Q43.

*Postal address : Sfax University_Institut des Hautes Etudes Commerciales (IHEC) and MODEOR-IHEC ; Mailing address : Route Sidi Mansour Km 10, B.P. 43, 3061. Sfax, Tunisia. Téléphone : (216) 98 480 587 et 96 851 841 ; Fax : 00 (216) 74 87 90 84 ; Courriel : mneifar68@gmail.com.

†PHD Student, FSEG, route de l'Aérodrome km 4. BP 3018 Sfax Tunisie- Université de Sfax-MODEOR ; tél : 99239084 ; Courriel : hzamira1@gmail.com.

RÉSUMÉ

Cet article s'intéresse à l'étude de l'impact des chocs pétroliers exprimés en prix mondial de pétrole, la production industrielle réelle et le taux d'intérêt à court terme sur les cours boursiers dans six pays exportateurs de pétrole et cinq pays importateurs du pétrole en utilisant un modèle de retards autorégressifs non linéaires (NARDL) pour des données mensuelles couvrant la période 1993 : 09 – 2017 : 01. Les résultats empiriques montrent des impacts asymétriques des variations des sommes partielles positives et négatives des prix de pétrole, de la production industrielle et des taux d'intérêts à court terme. Les impacts asymétriques sont observés à la fois à court et à long terme. Nous constatons que la réaction des prix réels des actions à un choc pétrolier peut varier considérablement en fonction du fait que le pays soit un importateur net ou un exportateur net du pétrole.

Mots-clés : NARDL ; Asymétrie ; Symétrie ; Pays exportateurs de pétrole ; Pays importateurs de pétrole.

Classification JEL : C32, G1, G15, Q43.

Table des matières

1. Introduction	1
2. Description des données et analyse descriptive	2
2.1. Mesure des variables et source des données	2
2.2. Analyse descriptive	4
3. Modèle et notation	5
4. Méthodologie	7
5. Présentation et discussion des résultats	9
5.1. Test de l'ordre d'intégration des séries	9
5.2. Test de cointégration	9
5.3. Test de Wald	9
5.4. Résultats de l'estimation NARDL	13
6. Conclusion	15
A. Annexes des tableaux	17
A.1. Statistiques descriptives	17
A.2. Tests de racine unitaire	22
A.3. Résultats de l'estimation NARDL	25
B. Annexes des figures	32
B.1. Figures des séries dans le temps	32

Liste des tableaux

1	Description des variables et les sources des données	3
2	Bound test pour la cointégration non linéaire	10
3	Résultats du test de Wald pour les pays exportateurs	11
4	Résultats du test de Wald pour les pays importateurs	12
5	Statistiques descriptives pour les pays exportateurs	18
6	Statistiques descriptives pour les pays importateurs	20
7	Tests de racine unitaire pour les séries des pays exportateurs	23
8	Tests de racine unitaire pour les séries des pays importateurs	24
9	Résultats d'estimation du modèle NARDL pour les pays exportateurs de pétrole .	26
10	Résultats de l'estimation du modèle NARDL pour les pays importateurs de pétrole	29

Table des figures

1	Les séries Américaines	33
2	Les séries Suédoises	34
3	Les séries Allemandes.	35
4	Les séries Belges.	36
5	Les séries Coréennes	37
6	Les séries Brésiliennes	38
7	Les séries Chéques	39
8	Les séries Mexicaines	40
9	Les séries Polonaises	41
10	Les séries Colombiennes	42
11	Les séries Finlandaises.	43

1. Introduction

Depuis plus de cinquante ans, le prix de pétrole a connu une série de chocs qui ont affecté le secteur industriel, la croissance économique et donc le développement des marchés financiers. Hamilton (1983) a lancé une ligne de recherche bien connue en économie. Il a montré que 7 des 8 récessions américaines de l'après-guerre avaient été précédées d'une forte augmentation du prix du pétrole. La fluctuation des prix de pétrole affecte non seulement la croissance économique, mais peut aussi avoir une incidence sur les variables financières telle que les rendements des marchés boursiers et le taux de change. En fait, les variations des prix de pétrole peuvent affecter les marchés boursiers de façon **directe** par leurs impacts sur les flux de trésorerie future et de façon **indirecte** à travers leurs impacts sur différentes variables macroéconomiques. La relation entre les cours des actions et les chocs pétroliers a fait l'objet de nombreux travaux tels que ceux de Huang & Stoll (1996), Jones & Kaul (1996), Sadorsky (1999), Nguyen & Bhatti (2012), Chang & Yu (2013) et Naifar & Al Dohaiman (2013), Raza & Shahbaz (2016) et Kumar (2018).

Les résultats des études empiriques de la sensibilité des cours des actions aux chocs pétroliers sont mitigés. Certains travaux telque ceux de Sadorsky (1999), Papapetrou (2001), Nandha & Faff (2008), et Issac & Ratti (2009) indiquent que la hausse des prix du pétrole affecte négativement les rendements boursiers. D'autres comme par exemple Bashar (2006), Bjornland (2009), Arouri & Rault (2011), et Aloui & Njeh (2012) indiquent des liens positives entre les variations des prix de pétroles et les marchés boursiers. Jones & Kaul (1996) ont montré que les prix du pétrole affectent les flux de trésorerie future des entreprises et par la suite entraînent une modification des cours des actions.

Ce travail vise à tester la dynamique asymétrique potentielle entre les chocs positifs et négatifs des prix de pétrole et les cours boursiers de certains pays importateurs et exportateurs de pétrole. Le modèle de retards autorégressifs non linéaires (NARDL) se trouve le plus adéquat pour atteindre cet objectif. Cette approche qui est récemment développée par Shin & Greenwood-Nimmo (2014) en tant qu'une extension asymétrique du modèle ARDL de Pesaran & Shin (1999) et Pesaran (2001), utilise des décompositions de somme partielle positive et négative permettant la détection des effets asymétriques à long et à court terme. Par comparaison aux approches de cointégration traditionnelles qui s'attendent à ce que la variable dépendante réponde de la même façon aux augmentations et aux diminutions de chaque variable indépendante, la modélisation NARDL offre plusieurs avantages. Dans un **premier temps**, elle modélise la cointégration et la non-linéarité asymétrique dans une équation unique. Et, elle peut fournir des résultats empiriques robustes même si l'échantillon est de petite taille. **En suite**, ce modèle peut être également appliqué indépendamment de l'ordre d'intégration. Il donne en fait, des résultats valides même si les variables impliquées soient intégrées d'ordre zéro (I(0)), d'ordre un (I(1)) ou une combinaison des deux types d'intégration (voir Nusair (2016)). En plus de sa grande flexibilité via l'ordre d'intégration, la spécification NARDL offre l'avantage d'analyser conjointement les problèmes de la non-stationnarité et de la non-linéarité dans le contexte d'un modèle de correction d'erreur avec ou *sans restriction*.

Cet article s'intéresse en grande partie à l'étude de l'interaction entre les chocs pétroliers exprimés en prix mondial et les cours boursiers dans **six** pays **exportateurs** de pétrole (Mexique, Pologne, Brésil, République Chèque, Colombie et Finlande) et **cinq** pays **importateurs** de pétrole

(Allemagne, Corée, Suède, Etats-Unis et Belgique) en utilisant un modèle de retards autorégressifs non linéaires (NARDL) pour la période 1993 : 09 – 2017 : 01. Nous cherchons à montrer empiriquement qu'il y'a des impacts asymétriques des variations positives et négatives *des prix du pétrole, de la production industrielle et des taux d'intérêts à court terme*. Les impacts asymétriques sont observés à la fois à court et à long terme. Nous vérifions aussi que la réaction des prix réels des actions à un choc pétrolier peut varier considérablement en fonction du fait que le pays soit un importateur net ou un exportateur net du pétrole.

Notre texte est organisé comme suit. Après l'introduction (section 1), nous donnons dans la section 2 une description des données (définition des variables et sources des données) avec analyse descriptive détaillée. Dans la section 3, nous donnons le modèle et les notations utilisées. Dans la section 4, nous expliquons la méthodologie de recherche adoptée. Dans la section 5, nous donnons les résultats de notre cas pratique avec discussion des différentes étapes. Dans la section 6, nous concluons.

2. Description des données et analyse descriptive

2.1. Mesure des variables et source des données

Dans cette étude, nous utilisons des données **mensuelles** afin d'examiner la transmission des chocs pétroliers au marché boursier.¹ Notre échantillon comprend les données de **six** pays **exportateurs** de pétrole (Mexique, Pologne, Brésil, République Chèque, Colombie et Finlande) et **cinq** pays **importateurs** de pétrole (Allemagne, Corée, Suède, Etats-Unis et Belgique). L'étude couvre la période allant de Septembre **1993** jusqu'à Janvier **2017**.² En se basant sur l'hypothèse de Fama (1981),³ nous utilisons des données portant sur la production industrielle et le taux d'intérêt à court terme qui peuvent affecter la relation entre les fluctuations des prix de pétrole et les rendements boursiers. Concernant le prix de pétrole, nous choisissons le prix du pétrole brut Brent britannique comme représentant du prix mondial réel du pétrole.⁴

Les données relatives à la production industrielle et au prix des actions sont extraites à partir de la base de données de l'organisation de coopération et de développement économique (OCDE). Les données relatives au taux d'intérêt à court terme sont obtenues à partir de la base de données du fonds monétaire internationale (F.M.I.) et de l'OCDE. Les données relatives au prix du pétrole sont extraites auprès la base de données de l'US Energy information administration (eia). Le Tableau 1 qui suit résume la description des variables et les sources des données.

¹Des données mensuelles ont été antérieurement utilisé par plusieurs études empiriques telles que par exemple les travaux de Sadorsky (1999), Park & Ratti (2008), Lee & Huang (2012) et Cuando & Perez de Gracia (2014).

²La date de début de la période d'échantillonnage est déterminée par la disponibilité des données. Pour la Colombie, la République Chèque, les Etats-Unis et la Pologne la date du début est le Septembre 1993. Celle pour la Suède et la Corée est le Novembre 1993. Pour la Mexique et l'Allemagne la date du début est le Novembre 1995. Les dates de début pour la Belgique et la Finlande sont respectivement : Aout 1997 et de Novembre 1994.

³Selon Fama (1981), les mesures de l'activité économique et l'inflation sont importants dans la détermination du rendement boursier.

⁴Selon Maghyreh (2004), le pétrole Brent sert de référence sur le marché du pétrole brut.

Table 1 : Description des variables et les sources des données.

Les variables	Description	Source
Prix réel de pétrole (ROP)	Prix nominal du pétrole Brent britannique en dollars américains par baril	eia
Prix d'action réel (RSP)	Prix d'action	OCDE
Taux d'intérêt (R)	Taux d'intérêt à court terme	OCDE
Production industrielle réel (RIP)	Indice de la production industrielle	F.M.I. OCDE

Les effets indirects des changements des prix de pétrole sur les prix réels des actions sont générés en fonction de deux variables souvent utilisées dans les études précédentes à savoir la production industrielle et le taux d'intérêt à court terme.

Les variables utilisées dans cette étude sont notées et définies comme suit. Nous commençons par notre variable d'intérêt.

Prix d'action réel (RSP) :

Cette variable est donnée par l'indice des prix des actions déflaté par le taux d'inflation (exprimé par la première différence logarithmique de l'indice des prix à la consommation de chaque pays). Les effets indirects des changements des prix de pétrole sur les prix réels des actions sont récupérés à travers deux variables communément utilisées dans des études antérieures à savoir la production industrielle et le taux d'intérêt à court terme.

Prix réel de pétrole (ROP) :

Le prix réel mondial de pétrole est défini comme le prix nominal du pétrole déflaté par l'indice des prix à la production des Etats-Unis. Plusieurs chercheurs tels que Cunado & Perez de Gracia (2003), Cunado & Perez de Gracia (2005) et Engemann & Owyang (2011) ont utilisé le prix de pétrole Brent britannique afin d'analyser l'effet des chocs pétroliers sur les variables macroéconomiques.

Production industrielle réelle (RIP) :

Elle est définie comme la production industrielle nominale corrigée par l'indice des prix à la consommation de chaque pays. Il est important d'inclure cette variable puisque le marché des actions est fondamentalement lié à l'évolution du niveau de production. La production industrielle est utilisée par Sadorsky (1999) et Park & Ratti (2008) comme variable de procuration pour l'activité économique réelle.

Taux d'intérêt à court terme (R) :

Il représente le taux d'intérêt nominal à court terme. Selon Bernanke & Watson (1997), Sadowsky (1999), et Lee & Huang (2012), le taux d'intérêt à court terme représente un bon indicateur permettant de suivre l'impact des chocs pétroliers sur les rendements boursiers.

2.2. Analyse descriptive

Pour les **six pays exportateurs de pétrole**, le tableau 5 (en Annexe A.1) représente les statistiques descriptives y compris les statistiques Jarque-Bera, Skewness et Kurtosis pour les prix réels des actions (**RSP**), la production industrielle réelle (**RIP**), le taux d'intérêt à court terme (**R**), et le prix réel du pétrole (**ROP**).

Nous constatons que pour la série des *productions industrielles réelles* au Mexique a enregistré la moyenne mensuelle la plus élevée (0.1011%) et a enregistré la moyenne mensuelle la plus basse (-0.2551%) à la République tchèque. Le marché Colombien présente le plus haut degré de risque mesuré par l'écart-type (0.16528%) alors que le marché Mexicain est le moins risqué avec un écart-type le plus faible de (0.0355%). En terme d'asymétrie, les valeurs des séries pour la Mexique, la Pologne, le Brésil et la République tchèque sont biaisés vers la gauche avec un skewness négatif alors que pour la Colombie et la Finlande, les valeurs des séries sont biaisés vers la droite avec un skewness positif.

Pour les *données macroéconomiques* à savoir la **production industrielle réelle** et le **taux d'intérêt à court terme**, nous constatons que le Brésil admet l'écart-type le plus élevé. Et la Pologne a enregistré la moyenne mensuelle de la production industrielle (qui est de 0.09808%) la plus élevée de l'ensemble de l'échantillon (avec un maximum de 0.15888% et un minimum de 0.0143%).

Pour la série de *taux d'intérêt à court terme*, le marché Brésilien a la moyenne mensuelle la plus élevée (0.1350%). La plupart des données de la série de la production industrielle réelle représentent une asymétrie négative (c'est-à-dire biaisés vers la gauche). Cependant, pour la *série de taux d'intérêt à court terme*, il existe une asymétrie positive (c'est-à-dire biaisés vers la droite) à l'exception pour le cas du Brésil.

Le test de Jarque-Bera montre que l'hypothèse nulle de la forme de la normalité est acceptée pour l'ensemble des séries (de prix réels des actions, la production industrielle réelle, et le prix réel du pétrole). Ce qui nous laisse croire que ces séries sont gaussiennes pour tous les pays. La série du taux d'intérêt pour la Mexique et la Pologne n'admet pas la forme de la Normale.⁵

Pour les **cinq pays importateurs** de pétrole, les statistiques descriptives des séries sont présentés dans le tableau 6 (voir Annexe A.1).

Pour la série des **prix réels des actions**, le Suède représente le prix réel des actions le plus élevé

⁵Généralement, pour **toutes les séries**, tous les pays présentent un kurtosis inférieur à 3 à l'exception de quelques pays. L'hypothèse nulle de normalité de la série de taux d'intérêt à court terme est rejetée pour la plupart des pays (sauf pour la République tchèque et la Finlande).

(0.3559) et la volatilité la plus élevée (0.0782). Alors que le prix moyen mensuel des actions le plus bas (0.0283) et la volatilité la plus basse (0.0255) sont observés dans le marché boursier coréen. En terme d'asymétrie, tous les pays à l'exception de l'Allemagne et la Corée, ont une série avec asymétrie négative.

En ce qui concerne la série de la **production industrielle**, nous constatons que la moyenne la plus élevée est enregistrée dans le marché allemand et la plus basse est enregistrée dans le marché Coréen. En outre, le Suède représente le marché le plus risqué (0.0272). Alors que celui le moins risqué est celui du marché allemand (0.0107).

Pour la série de **taux d'intérêt à court terme**, la moyenne la plus élevée est observée dans le marché coréen, tandis que celle la plus basse est enregistrée dans le marché allemand et Belgique avec une valeur de -0.0001 . Ces deux derniers sont les marchés les moins risqués avec un écart-type de 0.0021. Toutefois, celui le plus risqué est le marché du Suède (0.0051). Les valeurs de skewness montrent que tous les pays représentent une asymétrie positive.

Enfin, le test de Jarque-Bera accepte l'hypothèse nulle de la forme de la distribution normale pour **toutes les variables** et tous les pays (au niveau de signification de 5%) sauf pour le cas des Etats-Unis concernant la série des prix réels des actions ou l'hypothèse nulle de la distribution normale est rejetée au niveau de signification de 1%.

Les séries de chaque pays sont présentées en Annexe B. Nous donnons les figures dans le temps ainsi que l'histogramme de chaque série ; voir les figures 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9, et 10. Les séries **RSP** et **ROP** sont de moyenne instables (chacune admet une tendance de long terme éventuellement stochastique). La variable d'intérêt, les prix réels des actions (**RSP**), et le prix réel de pétrole (**ROP**) ont souvent des évolutions similaires. La série de la production industrielle réelle (**RIP**) et le taux d'intérêt à court terme (**R**) ne semblent pas avoir de tendance très marquées.

3. Modèle et notation

Avant d'écrire la représentation NARDL, nous donnons la forme générale de la relation asymétrique de long terme du prix d'action réel (RSP_t) suivante :

$$RSP_t = \alpha_0 + \alpha^+ ROP_t^+ + \alpha^- ROP_t^- + \lambda^+ RIP_t^+ + \lambda^- RIP_t^- + \delta^+ R_t^+ + \delta^- R_t^- + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

où ROP est le prix du pétrole réel, RIP est la production industrielle, et R est le taux d'intérêt à court terme,

$$\alpha = (\alpha_0, \alpha^+, \alpha^-, \lambda^+, \lambda^-, \delta^+, \delta^-)$$

est un vecteur de paramètres réels représentant les coefficients de cointégration de long terme, et

$$\varepsilon_t \sim BB(0, \sigma^2).$$

Les termes ROP_t^+ , RIP_t^+ , et R_t^+ (ROP_t^- , RIP_t^- , et R_t^-) de l'équation (3.1) sont les sommes partielles de changements positifs (négatifs) dans le prix réel de pétrole (ROP), la production industrielle réelle (RIP), et le taux d'intérêt à court terme (R). Les expressions des sommes partielles de changements positifs et négatifs pour une variable X donnée sont :

$$X_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta X_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta X_i, 0), \quad (3.2)$$

et

$$X_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta X_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta X_i, 0), \quad (3.3)$$

où $X_t^+ \equiv ROP_t^+, RIP_t^+, R_t^+$, $X_t^- \equiv ROP_t^-, RIP_t^-, R_t^-$ et $\Delta X_i = X_i - X_{i-1}$.

Les paramètres α^+ , λ^+ , et δ^+ mesurent l'effet de long terme de l'augmentation des exogènes (ROP_t^+ , RIP_t^+ , et R_t^+) sur l'endogène : le prix d'action réel (RSP_t). Alors que α^- , λ^- , et δ^- mesurent l'effet de long terme de la baisse des exogènes (ROP_t^- , RIP_t^- , et R_t^-) sur le même endogène. Il est facile à voir que l'**asymétrie** de l'effet des variables exogènes sur la variable endogène existe si l'ampleur de l'effet de l'augmentation des exogènes est statistiquement différent de l'ampleur de l'effet de la baisse des exogènes. Ainsi, la vérification de la **symétrie** des deux effets (de la croissance et la baisse) passe par la résolution du problème de test des hypothèses :

$$\alpha^+ = \alpha^-, \lambda^+ = \lambda^-, \text{ et/ou } \delta^+ = \delta^-.$$

Pour tenir compte de l'asymétrie de court terme, la représentation NARDL de l'équation (3.1) peut être réécrite comme suit :⁶

$$\begin{aligned} \Delta RSP_t = & \alpha + \rho RSP_{t-1} + \beta_1 ROP_{t-1}^+ + \beta_2 ROP_{t-1}^- + \beta_3 RIP_{t-1}^+ + \beta_4 RIP_{t-1}^- \\ & + \beta_5 R_{t-1}^+ + \beta_6 R_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta RSP_{t-i} + \sum_{i=0}^s (\omega_i^+ \Delta ROP_{t-i}^+ + \omega_i^- \Delta ROP_{t-i}^-) \\ & + \sum_{i=0}^q (\theta_i^+ \Delta RIP_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta RIP_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^r (\gamma_i^+ \Delta R_{t-i}^+ + \gamma_i^- \Delta R_{t-i}^-) + u_t, \end{aligned} \quad (3.4)$$

où toutes les variables sont définies au niveau de l'équation (3.1), et p , s , q et r sont les ordres de retard choisis.⁷ Et, les coefficients

$$\alpha^+ = \frac{-\beta_1}{\rho}, \lambda^+ = \frac{-\beta_3}{\rho}, \text{ et } \delta^+ = \frac{-\beta_5}{\rho} \quad (3.5)$$

permettent de capter les impacts de *long terme* des **augmentations** respectives des exogènes (au niveau du prix de pétrole, de la production industrielle et du taux d'intérêt à court terme) sur le

⁶Le modèle NARDL est une extension asymétrique du modèle ARDL.

⁷Le choix de ces ordres peut être basé sur l'approche "general-to-specific".

rendement boursier. En revanche, les coefficients

$$\alpha^- = \frac{-\beta_2}{\rho}, \lambda^- = \frac{-\beta_4}{\rho}, \text{ et } \delta^- = \frac{-\beta_6}{\rho}. \quad (3.6)$$

mesurent les impacts de *long terme* des **diminutions** au niveau de ces mêmes variables. En plus, les sommes

$$\sum_{i=0}^s \omega_i^+, \sum_{i=0}^q \theta_i^+, \text{ et } \sum_{i=0}^r \gamma_i^+ \quad (3.7)$$

et

$$\sum_{i=0}^s \omega_i^-, \sum_{i=0}^q \theta_i^-, \text{ et } \sum_{i=0}^r \gamma_i^- \quad (3.8)$$

mesurent respectivement l'impact à *court terme* de l'**augmentation** des exogènes [respectives du prix réel de pétrole (ROP), de la production industrielle réelle (RIP), et du taux d'intérêt à court terme (R)] et l'impact à *court terme* de la **baisse** des mêmes exogènes.

4. Méthodologie

La validation empirique du modèle NARDL repose sur les étapes suivantes. **Tout d'abord**, nous essayons d'estimer l'équation (3.4) par l'utilisation de la méthode du moindre carré ordinaire (MCO).

Afin d'arriver à la spécification finale du modèle NARDL nous utilisons en **seconde étape** la procédure "general-to-specific" pour choisir les ordres optimaux des retards p , q , r , et s . Il s'agit d'estimer le modèle initial et à éliminer les retards non significatifs après chaque estimation jusqu'à retenir seulement les coefficients significatifs dans la version finale du modèle estimé.⁸

La **troisième étape** consiste à tester la cointégration entre le niveau des variables exogènes et le niveau de la variable endogène à l'aide des tests à bornes (**Bound test**). Deux statistiques de test peuvent être utilisés : la statistique F notée par F_{PSS} et introduite par Pesaran (2001) et la statistique t notée par t_{BDM} proposée par Banerjee & Mestre (1998). La statistique F_{PSS} permet de tester l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration

$$H_0 : \rho = \alpha^+ = \alpha^- = \lambda^+ = \lambda^- = \delta^+ = \delta^- = 0, \quad (4.9)$$

contre l'alternative de cointégration

$$H_a : \rho \neq 0 \cup \alpha^+ \neq 0 \cup \alpha^- \neq 0 \cup \lambda^+ \neq 0 \cup \lambda^- \neq 0 \cup \delta^+ \neq 0 \cup \delta^- \neq 0.$$

Une fois, une relation de cointégration est identifiée (hypothèse nulle de non co-intégration est rejetée), nous testons en **quatrième étape** l'asymétrie à long et à court terme dans la relation entre

⁸On peut se baser sur le critère d'information AIC (Akaike Information Criteria) ou bien SBC (Schwarz Bayesian Criteria); voir Katrakilidis & E. (2012).

les cours boursiers et les différentes variables explicatives afin d'en tirer des conclusions et des inférences.

Dans une **dernière étape**, il est possible de calculer les effets multiplicateurs dynamiques cumulatifs asymétriques d'un changement de un pour cent dans X^+ et X^- :

$$m_{q,r,s}^+ = \sum_{j=0}^{q,r,s} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial X^+} \quad \text{et} \quad m_{q,r,s}^- = \sum_{j=0}^{q,r,s} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial X^-} \quad (4.10)$$

où

$$\begin{cases} X^+ \equiv RIP_{t-1}^+, & R_{t-1}^+, & ROP_{t-1}^+, \\ X^- \equiv RIP_{t-1}^-, & R_{t-1}^-, & ROP_{t-1}^-. \end{cases}$$

Notons que lorsque

$$\begin{aligned} q &\rightarrow \infty, & m_q^+ &\rightarrow \lambda^+ \quad \text{et} \quad m_q^- \rightarrow \lambda^-, \\ r &\rightarrow \infty, & m_r^+ &\rightarrow \delta^+ \quad \text{et} \quad m_r^- \rightarrow \delta^-, \\ s &\rightarrow \infty, & m_s^+ &\rightarrow \alpha^+ \quad \text{et} \quad m_s^- \rightarrow \alpha^-. \end{aligned}$$

Nous testons les relations asymétriques à long terme et à court terme entre les cours boursiers et les variables explicatives (la production industrielle réelle, le taux d'intérêt à court terme et le prix de pétrole) à l'aide des tests de type Wald.

On note par W_{LT} la statistique de Wald pour tester l'hypothèse nulle de la **symétrie** à *long terme* de chaque variable exogène dans l'équation (3.4). Formellement, ces hypothèses prennent les formes suivantes :

$$H_{LT,ROP}^0 : \alpha^+ = \alpha^-$$

(ou bien $\frac{-\beta_1}{\rho} = \frac{-\beta_2}{\rho}$),

$$H_{LT,RIP}^0 : \lambda^+ = \lambda^-$$

(ou bien $\frac{-\beta_3}{\rho} = \frac{-\beta_4}{\rho}$), et

$$H_{LT,R}^0 : \delta^+ = \delta^-$$

(ou bien $\frac{-\beta_5}{\rho} = \frac{-\beta_6}{\rho}$).

Soit aussi W_{CT} la statistique de Wald pour tester l'hypothèse nulle de la **symétrie** à *court terme* pour chaque variable explicative dans l'équation (3.4). Les hypothèses nulles de la symétrie s'écrivent comme suit :

$$H_{CT,ROP}^0 : \sum_{i=0}^s \omega_i^+ = \sum_{i=0}^s \omega_i^-,$$

$$H_{CT,RIP}^0 : \sum_{i=0}^q \theta_i^+ = \sum_{i=0}^q \theta_i^-,$$

et

$$H_{CT,R}^0 : \sum_{i=0}^r \gamma_i^+ = \sum_{i=0}^r \gamma_i^-.$$

5. Présentation et discussion des résultats

Bien que le modèle NARDL offre l'avantage d'être appliqué que ce soit les séries statistiques sont intégrés d'ordre 0 ou 1 (I(0) ou I(1)), la présence d'une série ou plus intégré à l'ordre 2 (I(2)), provoque l'invalidité de la statistique de Fisher calculée pour tester la cointégration. Donc, il est nécessaire de tester l'hypothèse de racine unitaire en se basant sur les tests classiques couramment utilisés dans les études antérieures à savoir, les tests ADF (augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron), et KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) afin de déterminer l'ordre d'intégration des séries étudiées.

5.1. Test de l'ordre d'intégration des séries

Les résultats des tests de racine unitaire usuels pour les pays **exportateurs** de pétrole sont présentées dans le tableau 7 et pour les pays **importateurs** de pétrole sont données par le tableau 8 (voir Annexe A.2). Ces tableaux montrent que la majorité des variables sont non stationnaires en niveau, mais stationnaires en première différence. En particulier, toutes les séries temporelles sont intégrées d'ordre un aux niveaux de signification de 1%. Puisque les tests indiquent que toutes les séries sont intégrées à un ordre inférieur à deux, nous pouvons donc continuer notre analyse et procéder au Bound test.

5.2. Test de cointégration

Le tableau 2 présente les résultats des Bound tests pour la cointégration entre les prix réels des actions et les différentes variables explicatives (la production industrielle réelle, le taux d'intérêt à court terme et le prix réel du pétrole) pour certains pays exportateurs et importateurs de pétrole. Les valeurs calculées de la statistique F_{PSS} proposée par Pesaran (2001) pour tester l'hypothèse nulle de non cointégration et de la statistique t_{bdm} proposée par Banerjee & Mestre (1998) pour tester l'hypothèse nulle de l'absence d'une relation stable à long terme, indiquent l'existence de relations à long terme asymétriques entre les marchés boursiers et les variables explicatives pour tous les pays.

Après la vérification de la cointégration entre les prix des actions réelles et les différentes variables explicatives pour tous les pays (exportateurs et importateurs de pétrole), nous procédons à des tests d'asymétrie dans les relations à long terme et à court terme.

5.3. Test de Wald

Le tableau 3 présente les statistiques de Wald pour les tests de symétrie (contre l'asymétrie) à long et à court terme entre les cours boursiers et chaque variable explicative pour les pays **exportateurs** de pétrole. D'après ces résultats, nous constatons que **la production industrielle réelle** exerce un impact *asymétrique* sur les prix réels des actions à court terme et à long terme avec un niveau de signification de 1% dans le *Brésil, la République chèque et la Colombie*. En outre, **le taux d'intérêt** à court terme a également un effet *asymétrique* à court et à long terme sur les marchés boursiers de tous les pays à l'exception du *Brésil et la Finlande*. Cet impact asymétrique est plus marqué à

Table 2. Bound test pour la cointégration non linéaire.

	F_{PSS}	t_{BDM}
Pays exportateurs de pétrole		
Mexique	3.8608*	-2.8970***
Pologne	4.8306**	-3.6895***
Brésil	4.8056**	-2.8914***
République Chèque	16.0599***	-10.0208***
Colombie	4.8463**	-3.3333***
Finlande	5.1863**	-2.2193**
Pays importateurs de pétrole		
Allemagne	6.6428***	-2.2408**
Corée	5.4036**	-3.0852***
Suède	4.4121*	-3.0643***
Etat-Uni	4.2564*	-4.8927***
Belgique	4.0715*	-2.6889***

court terme dans la Mexique et la Colombie (significatif au niveau de 1% et de 5% respectivement) que dans la République chèque (significatif au niveau de 10%) et à long terme et est plus important dans la Mexique, la République chèque et la Colombie (significatif au seuil de 1% et 5%) que dans la Pologne (significatif au seuil de 10%). En revanche, pour le **prix réel du pétrole** les résultats indiquent que les hypothèses nulles de symétrie à long terme et de symétrie à court terme peuvent être rejetées. Ce qui implique l'existence d'une relation *asymétrique* à court et à long terme entre le *prix de pétrole* et les prix des actions de *tous les pays exportateurs* de pétrole sauf la *Finlande*. Cette relation est plus marquée dans le Brésil, la République chèque et la Colombie (au seuil de 1% et 5%) que dans la Mexique (au seuil de 10%).

Le tableau 4 rapporte les statistiques de Wald pour les tests de symétrie à long et à court terme entre les prix réels des actions et chaque variable explicative pour les pays **importateurs** de pétrole. Les résultats indiquent que les hypothèses nulles de symétrie à long terme et de symétrie à court terme peuvent être rejetées dans un grand nombre de cas pour chacun des pays. Nous constatons que **la production industrielle réelle** a une incidence *asymétrique* et non linéaire à court terme et à long terme sur les cours boursiers de *tous les pays sauf* pour le cas de la *Corée*. Cet impact asymétrique est plus important à long terme pour le cas de la Suède, les Etats-Unis et la Belgique (significative au seuil de 5% et 10%) que pour le cas de l'Allemagne, et à court terme est plus marqué dans les Etats-Unis et la Belgique (signification au niveau de 5%) que dans l'Allemagne et la Suède. Le **taux d'intérêt** à court terme a également exercé un impact *asymétrique* et non linéaire à court terme et à long terme dans *la plupart des pays*. Concernant le **prix réel du pétrole**, nous constatons que l'hypothèse nulle de symétrie à court terme et à long terme est rejetée pour *une seul pays importateur* à savoir la *Suède*. Ce qui indique que le *prix du pétrole* exerce un effet *asymétrique* et non linéaire à court terme et à long terme sur le marché boursier de la *Suède* avec un niveau de signification de 5%, tandis que l'impact est linéaire et est symétrique sur les prix réels des actions des autres pays *importateurs* de pétrole.

Table 3 : Résultats du test de Wald pour les pays exportateurs.

Pays	Asymétries à long terme			Asymétries à court terme		
	$W_{LT}(RIP)$	$W_{LT}(R)$	$W_{LT}(ROP)$	$W_{CT}(RIP)$	$W_{CT}(R)$	$W_{CT}(ROP)$
Mexique	0.3407 (0.9125)	2.7838** (0.0194)	0.5759* (0.0679)	0.0259 (0.9134)	0.2121*** (0.0068)	0.0438* (0.0559)
Pologne	2.5301* (0.0840)	-6.6648* (0.0794)	-0.4874 (0.1474)	0.2100 (0.1064)	-0.5532** (0.0279)	-0.0404 (0.1921)
Brésil	-6.4191*** (0.0081)	3.3785 (0.2661)	1.1197*** (0.0057)	-0.4991*** (0.0014)	0.2627 (0.2220)	0.0870** (0.0193)
République Chèque	-2.0387*** (0.0074)	1.8039** (0.0432)	0.3987** (0.0319)	-0.5366*** (0.0080)	0.4748* (0.0512)	0.1049** (0.0323)
Colombie	-7.6013*** (0.0041)	-11.1325*** (0.0039)	1.6091*** (0.0003)	-0.4215*** (0.0006)	-0.6173*** (0.0071)	0.0892*** (0.0002)
Finlande	-0.2820 (0.9516)	-38.2465 (0.3186)	0.3756 (0.6892)	-0.0095 (0.9520)	-1.3009 (0.1888)	0.0127 (0.6960)

Note : Les valeurs mentionnées entre parenthèses représentent les p-values associées.

*, ** et *** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de symétrie aux niveaux de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Table 4 Résultats du test de Wald pour les pays importateurs.

Pays	Asymétries à long terme			Asymétries à court terme		
	$W_{LT}(RIP)$	$W_{LT}(R)$	$W_{LT}(ROP)$	$W_{CT}(RIP)$	$W_{CT}(R)$	$W_{CT}(ROP)$
Allemagne	3.8141* (0.0528)	-68.4104** (0.0443)	0.1174 (0.7087)	0.1696* (0.0771)	-3.0434*** (0.0004)	0.0052 (0.6859)
Corée	0.0391 (0.9750)	-6.4089*** (0.0000)	0.1502 (0.6637)	0.0031 (0.9751)	-0.5127*** (0.0026)	0.0120 (0.6533)
Suède	2.0066** (0.0306)	-1.4272 (0.8981)	-0.5977** (0.0189)	0.1008* (0.0591)	-0.0717 (0.8966)	-0.0300** (0.0395)
Etat-Uni	1.7794** (0.0139)	-3.2346 (0.3831)	0.0442 (0.5261)	0.2316** (0.0407)	-0.4211 (0.3918)	0.0057 (0.5233)
Belgique	2.5906*** (0.0039)	-34.4023*** (0.0014)	-0.3262 (0.1972)	0.1657** (0.0384)	-2.2010** (0.0159)	-0.0208 (0.2186)

Note : Les valeurs mentionnées entre parenthèses représentent les p-values associées.

*, ** et *** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de symétrie aux niveaux de 10%, 5% et 1%, respectivement.

5.4. Résultats de l'estimation NARDL

Les résultats de l'estimation du modèle NARDL pour les **six** pays **exportateurs** de pétrole (Mexique, Pologne, Brésil, République Tchèque, Colombie et Finlande) et les **cinq** pays **importateurs** de pétrole (Allemagne, Corée, Suède, Etats-Unis et Belgique) sont présentés respectivement dans le tableau 9 et 10 (voir Annexe A.3). Le critère "*general-to-specific*" initialement utilisé par Katakilidis & E. (2012) a été appliqué pour déterminer l'ordre de décalage de la spécification NARDL. Cette technique effectue l'estimation du modèle initiale et élimine après chaque estimation les coefficients non significatifs de la relation de court terme pour retenir finalement seuls les coefficients significatifs. Selon Pesaran & Shin (1999), une sélection appropriée de l'ordre de décalage du modèle NARDL permet de corriger simultanée l'auto-corrélation et le problème des régresseurs endogènes. Nous considérons dans ce travail le nombre de retard maximal égal à 11.

Les résultats du tableau 9 montrent que le coefficient attribué au prix de l'action (RSP) à la date $t - 1$ est négatif et statistiquement significatif pour tous les pays. Ce qui indique que les modèles NARDL sont **stables**.⁹

Les coefficients à long terme estimés associés à la production industrielle réelle, L_{RIP}^+ et L_{RIP}^- sont statistiquement significatifs et positifs pour la Mexique, la Pologne, et la République tchèque. Ceci implique qu'un changement positif (négatif) de la production industrielle réelle augmente (diminue) les prix des actions à long terme. Cette constatation suggère qu'une augmentation de la production industrielle augmente les bénéfices des entreprises en augmentant la valeur actuelle de l'entreprise et, par conséquent, elle conduit à augmenter l'investissement dans le marché boursier qui sont tour améliore finalement les prix des actions. Ce lien positif entre les cours boursiers et la production industrielle a également été empiriquement soutenu par Mukherjee & Naka (1995) au Darrat (1990), Nishat & Shaheen (2004), Sohail & Hussain (2009) et NAIK & PADHI (2012). Par ailleurs, pour la Colombie nous constatons que les prix des actions répondent négativement aux variations de la production industrielle. Cette relation négative peut être due à une augmentation de la productivité du capital réel qui provoque la hausse de la production future attendue. Donc, les rendements attendus plus élevés du marché ramènent les investisseurs à emprunter, et l'augmentation de la demande de fonds peut entraîner une augmentation du taux d'intérêt, conduisant ainsi à une diminution de la valeur actuelle des flux de trésorerie future et par conséquent, des bénéfices plus faibles seront atteints, ce qui à son tour réduira le cours des actions. Le taux d'intérêt à court terme a également un impact important à long terme sur les cours boursiers d'un large éventail des pays (Pologne, Brésil, Colombie et République tchèque). Les coefficients à long terme estimés associés aux variations positives L_R^+ et négatifs L_R^- du taux d'intérêt à court terme sont négatifs pour la Pologne, la Colombie et la Finlande. Ce qui indique que dans ces pays, le taux d'intérêt à court terme présente des opportunités d'investissement alternatives, puisqu'un taux d'intérêt plus élevés rendent les flux de trésorerie moins importants après avoir été actualisés. Cela provoque la réduction de l'attrait de l'investissement et, par conséquent, la réduction de la valeur des rendements boursiers. De plus, un taux d'intérêt élevé

⁹De plus, les résultats des tests de diagnostic à savoir, de corrélation sérielle (Test LM) et d'hétéroscasticité (ARCH), sont généralement assez satisfaisants, puisque les hypothèses nulles de ces tests sont non rejetées pour la plupart des pays, ce qui implique que les modèles NARDL estimés sont globalement correctement spécifiés.

augmente le coût d'opportunité de la détention de liquidités. Ce qui conduit plus tard à un effet de substitution entre les actions et les autres obligations portant intérêt. Cette relation négative entre le taux d'intérêt à court terme et les cours boursiers est conformes avec les travaux de Wongbampo & Sharma (2002), Abugri (2008). En revanche, les cours boursiers du marché brésilien sont affectés positivement par les variations du taux d'intérêt à court terme. Par ailleurs, il est également démontré que l'effet à long terme de l'augmentation du taux d'intérêt tend à être plus prononcé (en valeur absolue) que celui d'une baisse pour la plupart des pays.

Le prix réel de pétrole exerce une influence à long terme considérable sur les prix des actions de la plupart des pays *exportateurs* de pétrole (Mexique, Pologne, Brésil, République tchèque et Colombie). Nous constatons que les coefficients associées aux variations positives de prix de pétrole L_{ROP}^+ sont significatifs et positifs pour la Mexique, le Brésil, la République tchèque et la Colombie. Ce qui indique que la hausse du prix du pétrole induit à une augmentation immédiate du cours de l'action. Cependant, les coefficients associées aux variations négatives du prix de pétrole L_{ROP}^- ne sont significatifs et positifs que pour la Pologne. A cet égard, il est intéressant de noter que l'effet de l'augmentation des prix du pétrole sur les prix des actions est plus important que celui de la baisse. Une explication possible pour l'impact positive des variations de prix de pétrole sur les marchés boursiers des pays exportateurs de pétrole est que la hausse des prix de pétrole sera suivie d'une augmentation des revenus pour les pays exportateurs de pétrole, impliquant une augmentation des dépenses et des investissements, qui à son tour crée une plus grande productivité et réduit le chômage et donc la stimulation de l'activité économique à court terme, et par conséquent, les marchés boursiers réagissent positivement d'où une amélioration des cours boursiers. L'important effet asymétrique à long terme des variations des prix de pétrole sur les cours boursiers des pays exportateurs de pétrole est cohérent avec les travaux de Bjornland (2009) et Jimenez Rodriguez & Sanchez (2005).

Les résultats du tableau 10 indiquent que, dans l'ensemble, les modèles NARDL estimés sont **stables**, puisque le coefficient lié au prix des actions à la date $t - 1$ est statistiquement significatif et négatif dans tous les cas.¹⁰ Nous passons donc à l'analyse de la dynamique de long terme, nous constatons qu'il existe une relation asymétrique significative et positive entre les changements de la production industrielle et les marchés boursiers des Etats-Unis et de la Belgique. Les coefficients à *long terme* estimés sur L_{RIP}^+ et L_{RIP}^- pour le cas des Etats-Unis sont respectivement 3.1467 et 1.3673. Ceci implique qu'une augmentation de 1% de la *production industrielle* provoque une hausse de 3.1497% des prix des actions. De même la baisse de 1% de la production industrielle entraîne une diminution de 1.3673% des prix des actions. Nous pouvons conclure d'après nos résultats que l'effet le plus important provient des changements positifs. La réponse positive des cours boursiers suite aux variations de la production industrielle qui reflète l'activité économique, est due en fait aux augmentations des ventes et des bénéfices des entreprises ce qui entraîne une hausse des cours boursiers. Les investisseurs sont donc convaincus d'investir dans le marché boursier. Le résultat est

¹⁰ Avant d'analyser la relation de long terme entre les prix des actions des pays *importateurs* de pétrole et les différentes variables explicatives à savoir la production industrielle réelle, le taux d'intérêt à court terme et le prix réel de pétrole, nous évaluons d'abord l'adéquation de la spécification dynamique en se basant sur diverses statistiques de diagnostic. Ceux-ci incluent, les statistiques LM pour la corrélation sérielle, et les statistiques ARCH pour l'hétéroscédasticité. Les résultats de ces tests qui sont présentés dans le panneau inférieur de tableau 10 montrent que le modèle passe tous ces tests à l'exception du test ARCH. Par conséquent, notre modèle semble être validé.

cohérent avec les conclusions de nombreux chercheurs notamment Nishat & Shaheen (2004), Shahbaz & Ali (2008), et Humpe & Macmillan (2009).

En ce qui concerne le *taux d'intérêt à court terme* un impact à long terme statistiquement significatif est détecté pour tous les pays **importateurs** de pétrole. Les coefficients estimés associées aux variations positive L_R^+ et négative L_R^- du taux d'intérêt à court terme sont significatifs et négatifs pour le cas de l'Allemagne, la Corée et le Suède. Le taux d'intérêt permet de déterminer le montant de l'emprunt. Donc un faible taux d'intérêt permet aux entreprises de réduire le cout d'emprunt et par conséquent d'augmenter leurs profits. Et, ainsi les prix des actions seront plus élevés. Cependant, pour le cas des Etats-Unis et la Belgique, un effet à long terme statistiquement significatif et positif est détecté uniquement à partir de la composante négative (L_R^-). Une explication possible de ceci est que la diminution des taux d'intérêt pourrait être le résultat d'un risque accru et/ou d'une épargne de précaution lorsque les investisseurs substituent des actifs risqués, par exemple des actions, à des actifs moins risqués, par exemple des obligations ou des biens immobiliers.

Enfin, le *prix réel du pétrole* a un effet à long terme très faible ou nul sur les cours des actions de la plupart des pays *importateurs* de pétrole. Nous constatons que les coefficients estimés associés à la hausse L_{ROP}^+ et à la baisse L_{ROP}^- des prix de pétrole sont significatifs et positifs au seuil de 10% respectivement pour la Belgique et le Suède. Ceci implique que la diminution des prix de pétrole provoque la diminution des cours boursiers des pays importateurs de pétrole et inversement. Or, en général, pour les *pays importateurs de pétrole* une baisse du prix de pétrole entraîne une baisse des prix à la consommation, ce qui a priori stimule la croissance. Les consommateurs gagnent donc du pouvoir d'achat. Les entreprises vendent plus et l'activité augmente. Cependant, ceci n'est pas toujours le cas. Une explication possible pour la relation positive entre les chocs pétroliers et les marchés boursiers des pays importateurs de pétrole est que si cette baisse des prix devient générale et durable (cas de déflation), les consommateurs seront incités à retarder leurs achats. Les investisseurs et les employeurs à leur tour deviendront attentistes et l'économie entrera dans une stagnation qui peut s'éterniser. Et par conséquent, ceci va affecter négativement le marché boursier. Cependant les variations des prix de pétrole n'ont aucun effet sur les marchés boursiers de l'Allemagne, de la Corée, et des USA. Apergis & Miller (2009) et Al-Fayoumi (2009) ont également montré que les marchés boursiers des pays importateurs de pétrole ont tendance à ne pas réagir aux chocs pétroliers.

6. Conclusion

Cet article examine la relation asymétrique entre les chocs pétroliers et les marchés boursiers des pays importateurs (Allemagne, Corée, Suède, Etats-Unis et Belgique) et exportateurs de pétrole (Mexique, Pologne, Brésil, République Chèque, Colombie et Finlande) en utilisant des données mensuelle portant sur les cours réelles des actions, le prix mondial de pétrole, la production industrielle et le taux d'intérêt à court terme. La période d'échantillonnage s'étale entre Septembre 1993 jusqu'à Janvier 2017. Sur la base d'un modèle de retards autorégressifs non linéaires (NARDL), nous trouvons une relation de long terme significatif entre le prix de pétrole et les cours boursiers. Cette relation diffère en fonction du type de pays. Pour les pays exportateurs de pétrole (la Mexique, la Pologne, le Brésil, la République chèque et la Colombie), nous constatons un lien positive entre

les chocs pétroliers et les marchés boursiers. Par contre, le prix réel du pétrole a un effet à long terme très faible ou nul sur les cours des actions de la plupart des pays importateurs de pétrole (la Belgique et la Suède). De plus, nous constatons que les cours boursiers des majorités des pays (la Mexique, la Pologne, la République tchèque, les Etats-Unis et la Belgique) réagissent de manière positive suite aux variations de la production industrielle. Le taux d'intérêt à court terme exerce un impact négatif sur les cours des actions de la Pologne, la Colombie, la Finlande, l'Allemagne, la Corée et la Suède, tandis que pour les Etats-Unis, la Belgique et le Brésil la relation entre ces deux variables est positive.

A. Annexes des tableaux

A.1. Statistiques descriptives

Table 5 (suite)

Minimum	-1.7830	-1.7830	-1.7830	-1.7830	-1.7830	-1.7830
Ecart- type	0.3495	0.3495	0.3495	0.3495	0.3495	0.3495
Skewness	0.3340	0.3340	0.3340	0.3340	0.3340	0.3340
Kurtosis	1.9012	1.9012	1.9012	1.9012	1.9012	1.9012
Jarque-Bera	2.6179	2.6179	2.6179	2.6179	2.6179	2.6179
	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)

*Note : *,** et *** expriment le rejet de l'hypothèse nulle de normalité au seuil de significativité de 10%, 5% et 1% respectivement.*

Table 6. Statistiques descriptives pour les pays importateurs.

Variables/Pays	Allemagne	Corée	Suède	Etat-Uni	Belgique
RSP					
Moyenne	0.2982	0.0283	0.3559	0.2908	0.2831
Maximum	0.4778	0.0899	0.4923	0.3466	0.4105
Minimum	0.1974	-0.0248	0.1914	0.1813	0.1418
Ecart- type	0.0660	0.0255	0.0782	0.0391	0.0638
Skewness	0.6719	0.2812	-0.1459	-0.8869	-0.0730
Kurtosis	2.8300	3.2705	1.9963	3.7704	2.7582
Jarque-Bera	2.9053 (0.2339)	0.6167 (0.7346)	1.7299 (0.4210)	5.9221* (0.0517)	0.1262 (0.9388)
RIP					
Moyenne	0.0391	-0.012688	-0.0656	0.0140	-0.0277
Maximum	0.0662	0.0243	-0.0277	0.0473	-0.0290
Minimum	0.0059	-0.0384	-0.1137	-0.0141	-0.0582
Ecart- type	0.0107	0.0160	0.0272	0.0174	0.0178
Skewness	-0.3702	0.2479	-0.0993	0.0489	0.4202
Kurtosis	4.5636	2.2152	1.6759	2.1381	3.3150
Jarque-Bera	4.7392* (0.0935)	1.3643 (0.2514)	2.8383 (0.5055)	1.1912 (0.5512)	1.2757 (0.5284)
R					
Moyenne	-0.0001	0.0168	-0.0034	0.0018	-0.0001
Maximum	0.0032	0.0265	0.0082	0.0090	0.0032
Minimum	-0.0032	0.0134	-0.0079	0.0011	-0.0032
Ecart- type	0.0021	0.0047	0.0051	0.0025	0.0021
Skewness	0.1234	0.4918	0.5848	0.7413	0.1234
Kurtosis	1.8068	1.7319	2.0350	2.0411	1.8068
Jarque-Bera	2.3505 (0.3087)	4.0778 (0.1301)	3.6407 (0.1619)	2.3505 (0.3087)	2.3505 (0.3087)
ROP					
Moyenne	-1.2415	-1.2415	-1.2415	-1.2415	-1.2415
Maximum	-0.6009	-0.6009	-0.6009	-0.6009	-0.6009
Minimum	-1.7830	-1.7830	-1.7830	-1.7830	-1.7830
Ecart- type	0.3495	0.3495	0.3495	0.3495	0.3495
Skewness	0.3340	0.3340	0.3340	0.3340	0.3340

Note : *,** et *** expriment le rejet de l'hypothèse nulle de normalité au seuil de significativité de 10%, 5% et 1% respectivement.

Table 6 (suite)

Kurtosis	1.9012	1.9012	1.9012	1.9012	1.9012
Jarque-Bera	2.6179	2.6179	2.6179	2.6179	2.6179
	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)	(0.2700)

Note : * indique le rejet de l'hypothèses nulle de normalité au seuil de significativité de 10%.

A.2. Tests de racine unitaire

Table 7. Tests de racine unitaire pour les séries des pays exportateurs.

	Stationnarité en niveau			1er différence		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
RSP						
Mexique	-3.4691**	-2.7442*	0.1254	-4.5162***	-5.3655***	0.0811
Pologne	-2.1039	-1.8452	0.3433	-5.0592***	-4.7902***	0.1706
Brésil	-1.5629	-1.8260	0.2930	-4.9469***	-3.8936***	0.1871
République Chèque	-1.4753	-1.4553	0.5277*	-7.1021***	-7.0896***	0.0755
Colombie	-1.3408	-1.3744	0.5972**	-2.4762	-4.4140***	0.1630
Finlande	-1.4442	-1.5117	0.4703**	-5.4329***	-5.5132***	0.0777
RIP						
Mexique	3.3372*	1.2914*	0.7046**	-4.0387***	-4.0540***	0.3169
Pologne	0.2031*	-0.3969	0.7357**	-7.2054***	-11.582***	0.1250
Brésil	-1.2270	-1.1979	0.7188**	-2.4577	-6.4328***	0.2255
République Chèque	-1.0550	-2.9350*	0.6899**	-8.3487***	-18.8853***	0.0118
Colombie	0.7158*	-1.2985	0.6885**	-4.4160***	-11.6603***	0.1129
Finlande	-2.1477	-4.0988***	0.3044	-7.2704***	-14.4950***	0.3713*
R						
Mexique	1.1846*	3.9553*	0.4740**	1.2787*	-3.3000***	0.6853**
Pologne	-1.3504	-1.3883	0.5693**	-4.4601***	-3.5940**	0.2473
Brésil	-1.2016	-1.8939	0.6237**	-0.6168	-3.8336***	0.4673**
République Chèque	-2.4526	-3.1844**	0.6958**	-7.8316***	-9.7330***	0.4344*
Colombie	0.0185	-0.1237	0.6442**	-2.6165*	-3.6565**	0.1736
Finlande	-0.5972	-0.0218	0.7209**	-4.1929***	-4.1557***	0.1265
ROP	-1.4735	-1.49581	0.5910**	-5.0231***	-4.9961***	0.2062

Table 8. Tests de racine unitaire pour les séries des pays importateurs.

	Stationnarité en niveau			1er différence		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
RSP						
Allemagne	-2.2476	-1.9911	0.1565	-4.9291***	-4.7996***	0.0783
Corée	-4.1861***	-2.8053*	0.1308	-4.5009***	-6.9714***	0.2519
Suède	-1.7334	-1.7334	0.4046*	-5.1423***	-5.0972***	0.1175
Etat-Uni	-1.9953	-1.9778	0.1978	-5.4911***	-6.1691***	0.1606
Belgique	-2.1301*	-2.0720	0.3514*	-5.4696***	-5.5178***	0.1889
RIP						
Allemagne	-5.7056***	-5.7323***	0.2983	-4.5834***	-18.104***	0.0929
Corée	-4.1204***	-4.1204***	0.4085*	-4.8661***	-13.0277***	0.2538
Suède	-1.7318	-2.6225*	0.4107*	-10.3622***	-13.368***	0.4597*
Etat-Uni	-0.5312	-0.4652	0.5710**	-4.7249***	-4.7249***	0.1942
Belgique	-6.0804***	-6.0803***	0.5094**	-6.0335***	-23.0498***	0.2186
R						
Allemagne	-0.5972	-0.0218	0.7209**	-4.1929***	-4.1557***	0.1265
Corée	-1.2023	-1.1610	0.6784**	-3.7135***	-3.4777*	0.1939
Suède	-2.0857	-2.2207	0.7091**	-5.2721***	-5.2611***	0.3195
Etat-Uni	1.5914	2.4849	0.6725**	-5.4637***	-5.1541***	0.4483*
Belgique	-0.5972	-0.0218	0.7209**	-4.1929***	-4.1557***	0.1265
ROP	-1.4735	-1.49581	0.5910**	-5.0231***	-4.9961***	0.2062

A.3. Résultats de l'estimation NARDL

Table 9. Résultats d'estimation du modèle NARDL pour les pays exportateurs de pétrole.

	Mexique	Pologne	Brésil	République- Chèque	Colombie	Finlande
Constante	-0.0777** (-2.1469)	-0.1096*** (-4.2787)	-0.0586* (-1.7567)	0.0281 (0.9453)	-0.0178 (-0.7758)	-0.0542** (-2.1351)
RSP_{t-1}	-0.0762*** (-2.8970)	-0.0830*** (-3.6895)	-0.0777*** (-2.8914)	-0.2632*** (-10.0208)	-0.0554*** (-3.3333)	-0.0340** (-2.2193)
RIP_{t-1}^+	0.4792* (1.9549)	0.1924 (1.4229)	-0.3370** (-2.2346)	0.4429** (2.3103)	-0.5332*** (2.3103)	0.1353 (1.0576)
RIP_{t-1}^-	0.4533*** (3.3505)	-0.0175 (-0.1866)	0.1621 (1.3195)	0.9795*** (5.5756)	-0.1117 (-1.3557)	0.1449* (1.8137)
R_{t-1}^+	0.0392 (0.4436)	-0.9575*** (-3.5071)	0.5293** (2.1531)	0.0288 (0.0699)	-0.53563*** (-2.9922)	-3.3907*** (-3.9310)
R_{t-1}^-	-0.1728** (-2.0592)	-0.4043*** (-3.0260)	0.2666** (2.3871)	-0.4459 (-1.2946)	0.0816 (0.5963)	-2.0898*** (-3.3303)
ROP_{t-1}^+	0.0436* (1.8989)	-0.0003 (-0.0139)	0.07133*** (2.8064)	0.1238*** (3.8488)	0.1000*** (3.4833)	-0.0113 (-0.3995)
ROP_{t-1}^-	-0.0002 (-0.0146)	0.0401** (2.2877)	-0.01574 (-0.5151)	0.0189 (0.3975)	0.0107 (0.5651)	-0.02411 (-1.3469)
ΔRSP_{t-1}	0.1182** (2.0164)	0.2525*** (4.3800)	0.2353*** (3.7747)	0.3089** (6.1433)	0.3025*** (5.2296)	0.2946*** (4.9711)
ΔRSP_{t-2}			-0.2163*** (-3.3864)		-0.1820*** (-3.1478)	
ΔRSP_{t-6}			-0.1538*** (-2.6187)			
ΔRSP_{t-7}		0.0898* (1.8445)				
ΔRSP_{t-8}			-0.1400** (-2.3745)			
ΔRSP_{t-11}		0.0753* (1.6635)				
ΔRIP_t^+				1.0125* (1.6637)		
ΔRIP_{t-3}^-						0.7918*** (2.5924)

Table 9 (suite)

ΔR_t^+		-2.7962** (-2.4056)		
ΔR_{t-1}^+				15.2388** (2.5396)
ΔR_{t-2}^+		4.3018*** (3.7318)		12.5523** (2.0566)
ΔR_{t-3}^+			-3.1377*** (-2.6625)	
ΔR_{t-6}^+			-2.3590** (-2.0436)	
ΔR_{t-7}^+				11.5856* (1.9502)
ΔR_t^-	-3.7473*** (-6.4504)	-4.2948*** (-4.2507)		-2.1891*** (-3.7439)
ΔR_{t-1}^-				1.8706*** (3.3703)
ΔR_{t-2}^-		2.1636** (2.1836)		
ΔR_{t-4}^-				-9.5950*** (-2.8266)
ΔR_{t-7}^-			-1.4835*** (-3.1114)	
ΔROP_t^+		0.2950*** (3.5772)		0.3688* (1.9168)
ΔROP_{t-1}^+				-0.2055** (-2.4074)
ΔROP_{t-2}^+			-3.2055*** (-2.6981)	
ΔROP_{t-3}^+		0.2183*** (2.6367)		
ΔROP_t^-	0.2362*** (4.2405)		0.2450*** (3.0370)	0.1300** (2.0494)
ΔROP_{t-5}^-				-0.2160*** (-2.9096)
ΔROP_{t-6}^-				0.2237*** (3.0420)

Table 9 (suite)

Effets asymétriques à long terme						
L_{RIP}^+	6.2888** (0.0235)	2.3187* (0.0788)	-4.3347 (0.1074)	1.6828** (0.0167)	-9.6162*** (0.0010)	3.9799 (0.3318)
L_{RIP}^-	5.9480*** (0.0025)	-0.2114 (0.8553)	2.0844* (0.0841)	3.7215*** (0.0000)	-2.0149 (0.1785)	4.2620** (0.0207)
L_R^+	0.5153 (0.6350)	-11.5360** (0.0152)	6.8074* (0.0776)	0.1096 (0.9442)	-9.6592** (0.0138)	-99.6855** (0.0829)
L_R^-	-2.2684 (0.1335)	-4.8712** (0.0109)	3.4289** (0.0436)	-1.6943 (0.2025)	1.4732 (0.5143)	-61.4389** (0.0491)
L_{ROP}^+	0.5731** (0.0288)	-0.0040 (0.9889)	0.9172*** (0.0054)	0.4705*** (0.0000)	1.8038*** (0.0000)	-0.3331 (0.6917)
L_{ROP}^-	-0.0027 (0.9883)	0.4834** (0.0107)	-0.2025 (0.5926)	0.0718 (0.6895)	0.1946 (0.5364)	-0.7088 (0.1289)
Test de diagnostics						
R^2	0.2827	0.2941	0.2863	0.3681	0.27786	0.3339
$Adj - R^2$	0.2530	0.2493	0.23750	0.3446	0.2451	0.2897
DW	1.9241	1.7957	1.9167	2.1552	2.0114	1.9062
χ_{SC}^2	0.6141 (0.8293)	1.3818 (0.1751)	0.8095 (0.6404)	9.2894*** (0.0000)	1.2604 (0.2426)	0.8824 (0.5655)
χ_{Het}^2	1.5859 (0.2068)	5.3262*** (0.0054)	2.7579* (0.0654)	1.6546 (0.1931)	8.3064*** (0.0003)	7.2588 (0.0009)

Note : « + » et « - » représentent respectivement les sommes partielles positives et négatives des différentes variables. $Adj.R^2$ indique la valeur du coefficient R^2 ajusté du modèle estimé. χ_{SC}^2 représente le test de corrélation sérielle. χ_{Het}^2 représente le test de l'hétéroscédasticité. *,**et *** indiquent les niveaux de significativité de 10%, 5% et 1% respectivement.

Table 10. Résultats de l'estimation du modèle NARDL pour les pays importateurs de pétrole.

	Allemagne	Corée	Suède	Etats-Unis	Belgique
Constante	0.0259** (2.0326)	-0.0562*** (-3.1470)	-0.0433 (-1.6085)	-0.0674*** (-3.0757)	0.0048 (0.4075)
RSP_{t-1}	-0.0444** (-2.2408)	-0.0800*** (-3.0852)	-0.0502*** (-3.0643)	-0.1302*** (-4.8927)	-0.1817*** (-5.7045)
RIP_{t-1}^+	-0.0032 (-0.0247)	0.0343 (0.2791)	0.0768 (0.9476)	0.4097*** (2.9513)	0.3623** (2.0361)
RIP_{t-1}^-	-0.1728 (-1.1322)	0.0311 (0.2692)	-0.0240 (-0.5403)	0.1780** (2.5478)	0.0781 (0.5549)
R_{t-1}^+	-3.0403*** (-4.1408)	-0.9844*** (-3.4563)	-1.5631*** (-2.8380)	0.2726 (0.7460)	-0.0535 (-0.1036)
R_{t-1}^-	0.0031 (0.0034)	-0.4716** (-2.0582)	-1.4913*** (-4.5836)	0.6937*** (2.7480)	1.4346*** (3.2788)
ROP_{t-1}^+	0.0144 (0.9712)	0.0305 (1.2862)	-0.0006 (-0.0585)	0.0041 (0.3808)	0.0242 (1.6162)
ROP_{t-1}^-	0.0092 (0.7095)	0.0185 (0.8309)	0.0294** (2.0492)	-0.0015 (-0.1644)	0.0043 (0.3994)
ΔRSP_{t-1}	0.2251*** (3.7457)	0.3109*** (5.3404)	0.2764*** (4.8002)	0.2231*** (3.8884)	0.2466*** (3.9568)
ΔRSP_{t-5}	0.1256** (2.0969)				0.1795*** (2.9626)
ΔRSP_{t-6}	-0.1593*** (-2.6688)				
ΔRIP_{t-1}^+	-1.6268*** (-4.8120)	0.7534*** (2.7840)			
ΔRIP_{t-2}^+		0.5724** (2.0856)			
ΔRIP_{t-6}^+		0.7382*** (2.8007)			
ΔRIP_{t-1}^-	0.9022** (2.3723)			1.1845*** (2.7636)	1.9560*** (4.0919)
ΔR_t^+				-6.9301*** (-3.2040)	-8.5813*** (-3.4165)

Table 10 (suite)

ΔR_{t-1}^+		3.8721*** (4.3249)		-5.1291** (-2.3797)	
ΔR_{t-4}^+	10.5836** (2.3598)				
ΔR_{t-8}^+	15.4572*** (3.3994)				
ΔR_t^-					2.6482** (2.0527)
ΔR_{t-1}^-			-4.2703** (-2.0194)		
ΔR_{t-3}^-		-3.4904*** (-3.0880)	5.9203*** (2.7484)		
ΔR_{t-5}^-	-10.4834*** (-3.4272)				-3.6116*** (-2.8978)
ΔROP_t^+		0.2800** (3.3853)	0.1514** (2.3529)	0.1210** (2.5764)	0.1186** (2.3071)
ΔROP_{t-5}^+		-0.1467* (-1.8389)			-0.1095** (-2.1589)
ΔROP_{t-8}^+		0.1838** (2.3212)			
ΔROP_t^-	0.1132** (2.0981)				
ΔROP_{t-1}^-	-0.1325** (-2.3246)				
ΔROP_{t-3}^-				0.0857** (2.1669)	
ΔROP_{t-6}^-	0.1631*** (2.9315)				
Effets asymétriques à long terme					
L_{RIP}^+	-0.0720 (0.9803)	0.4287 (0.7719)	1.5281 (0.2525)	3.1467*** (0.0000)	1.9940** (0.0227)
L_{RIP}^-	-3.8861 (0.3118)	0.3895 (0.7838)	-0.4785 (0.6290)	1.3673*** (0.0010)	0.4301 (0.5782)
L_R^+	-68.3401** (0.0795)	-12.3040*** (0.0099)	-31.0901** (0.0434)	2.0938 (0.4575)	-0.2947 (0.9174)

Table 10 (suite)

L_R^-	0.0700 (0.9972)	-5.8950 (0.1333)	-29.6629*** (0.0007)	5.3284*** (0.0024)	7.8953*** (0.0001)
L_{ROP}^+	0.3245 (0.4525)	0.3821 (0.2273)	-0.0124 (0.9530)	0.0319 (0.7019)	0.1333* (0.0930)
L_{ROP}^-	0.2070 (0.5275)	0.2318 (0.3922)	0.5852* (0.0566)	-0.0122 (0.8701)	0.0236 (0.6862)
Test de diagnostics					
R^2	0.3618	0.3568	0.2245	0.2915	0.3484
$Adj - R^2$	0.3109	0.3160	0.1919	0.2564	0.3020
DW	2.0329	1.9453	1.9542	1.9932	2.0135
χ_{SC}^2	0.7471 (0.7041)	0.6290 (0.8166)	0.4264 (0.9522)	1.4019 (0.1651)	1.2900 (0.2266)
χ_{Het}^2	2.8355* (0.0607)	3.5326** (0.0000)	1.5999*** (0.0306)	0.7292 (0.4832)	0.1784 (0.8366)

Note : représentent respectivement les sommes partielles positives et négatives des différentes variables. $Adj.R^2$ indique la valeur du coefficient R^2 ajusté du modèle estimé. χ_{SC}^2 représente le test de corrélation sérielle. χ_{Het}^2 représente le test de l'hétéroscédasticité. *,**et ***indiquent les niveau de significativité de 10%, 5% et 1% respectivement.

B. Annexes des figures

B.1. Figures des séries dans le temps

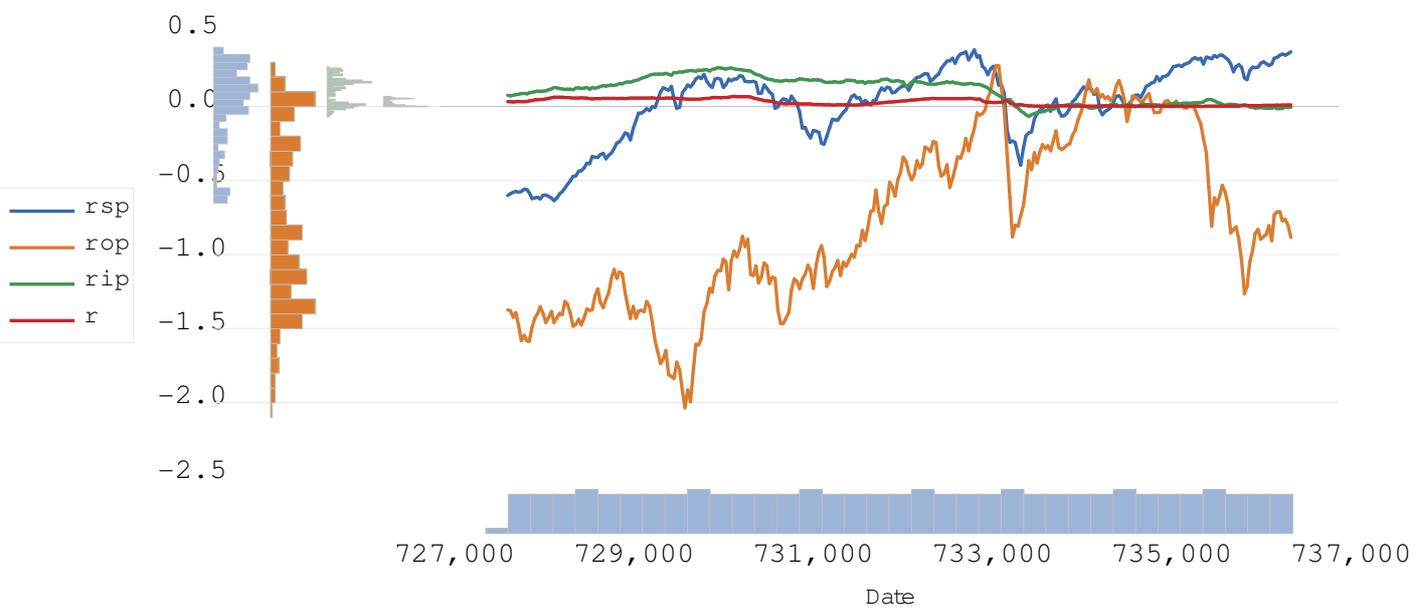


Figure 1. Les séries Américaines.

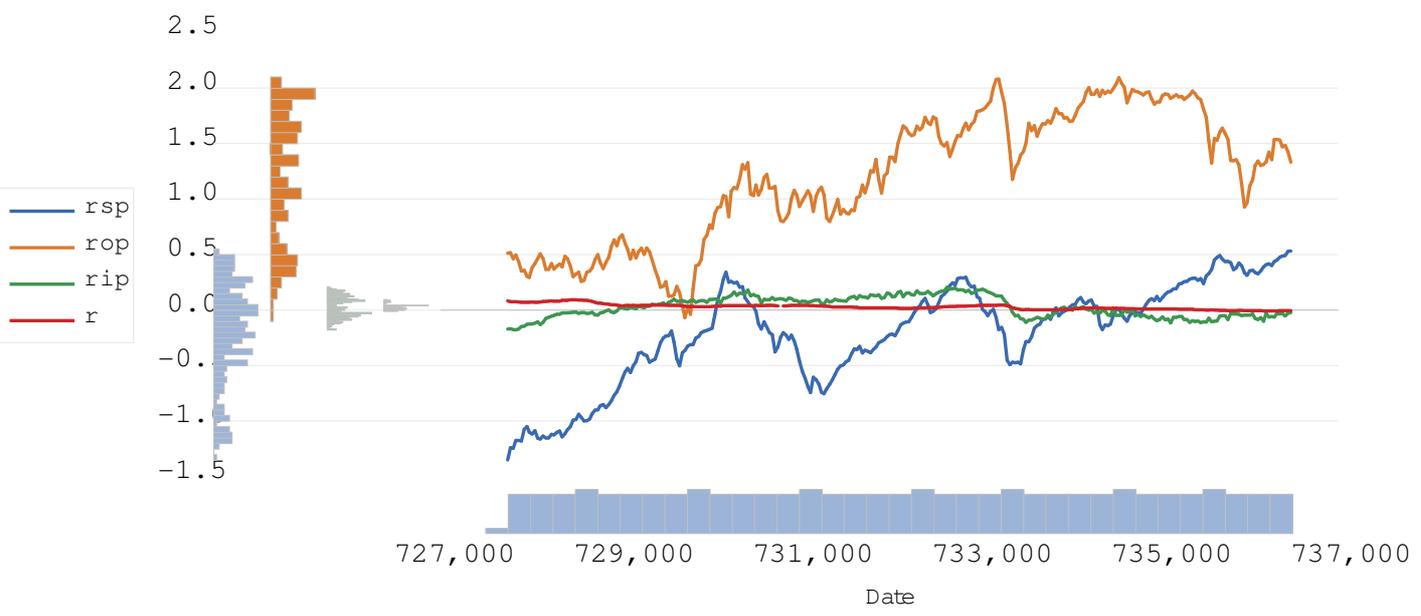


Figure 2. Les séries Suédoises.

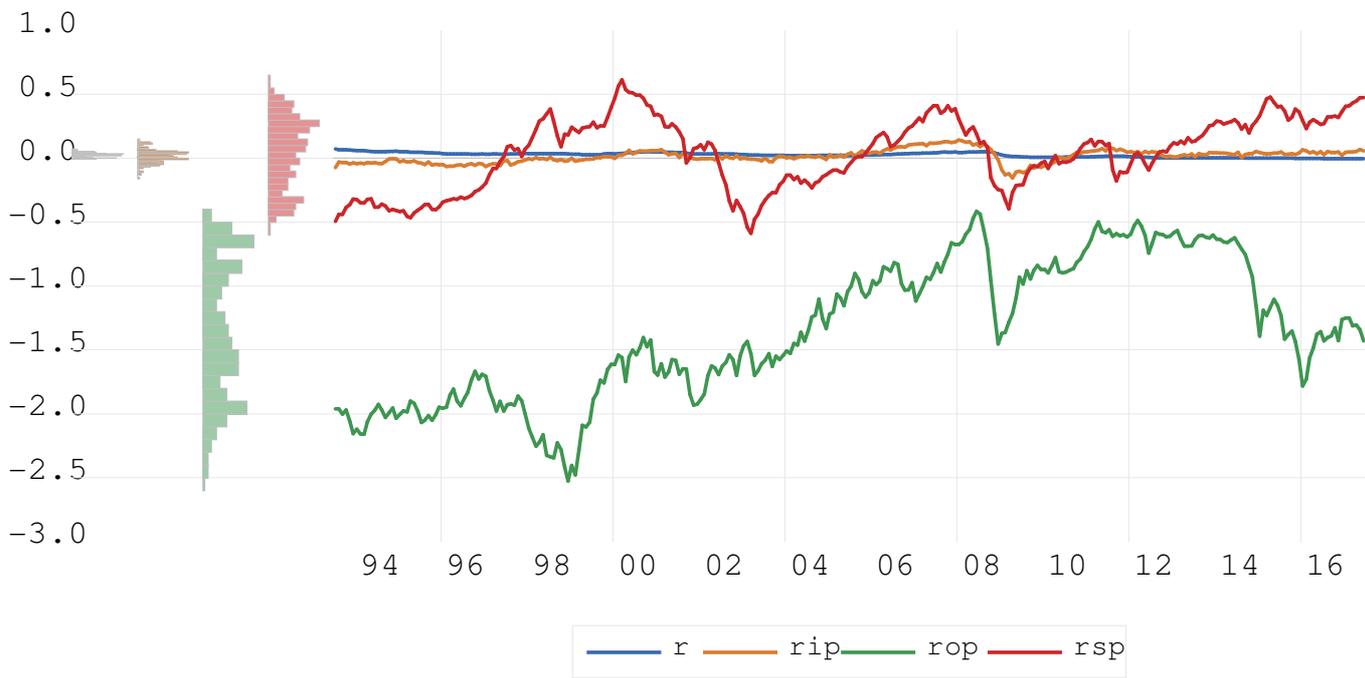


Figure 3. Les séries Allemandes.

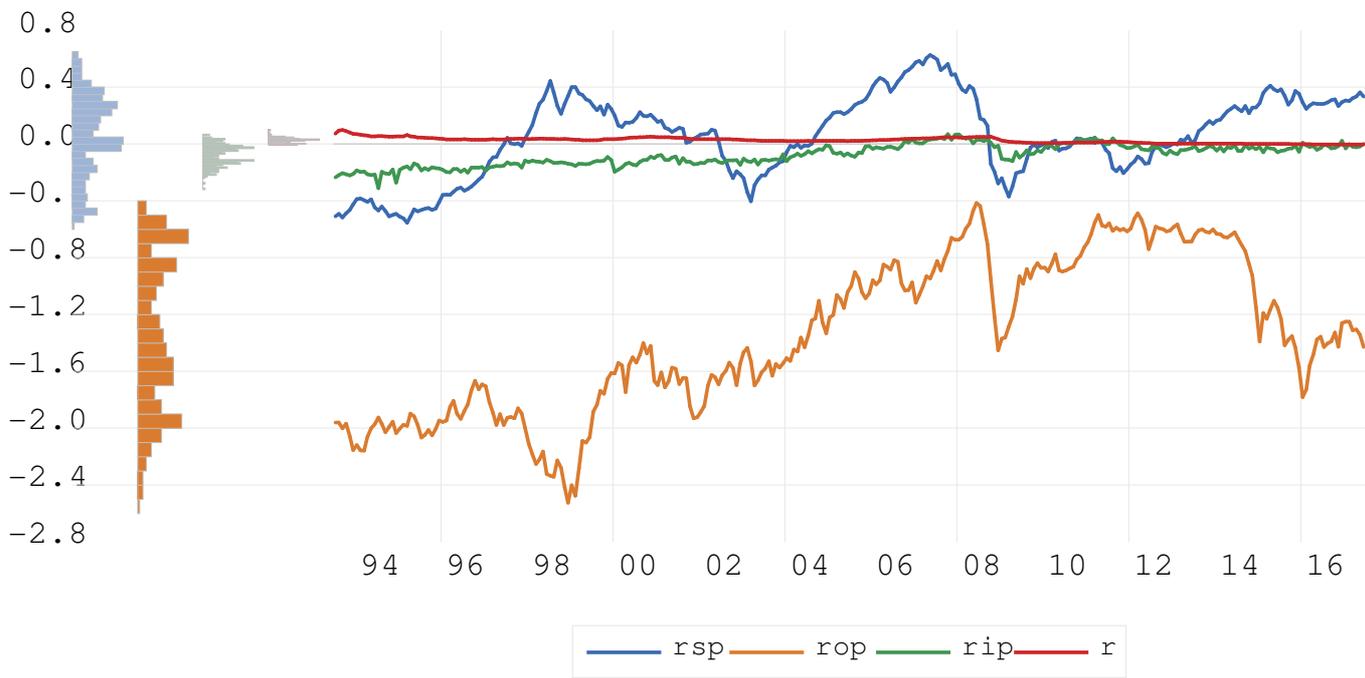


Figure 4. Les séries Belges.

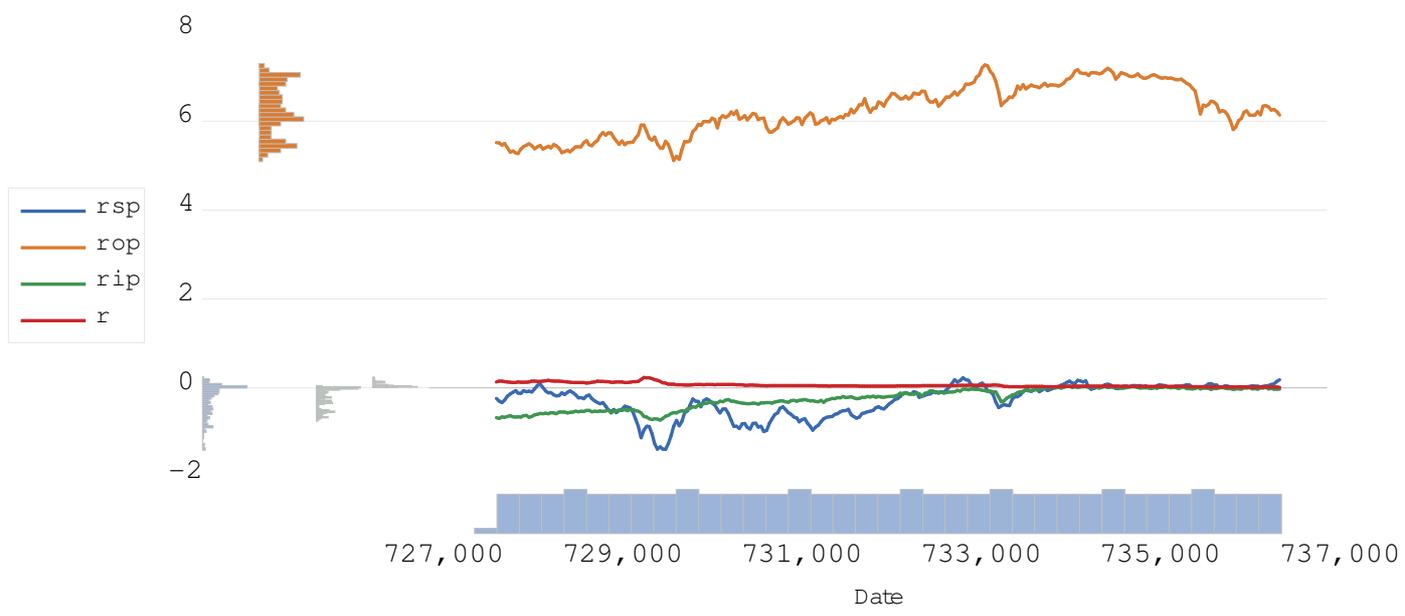


Figure 5. Les séries Coréennes.

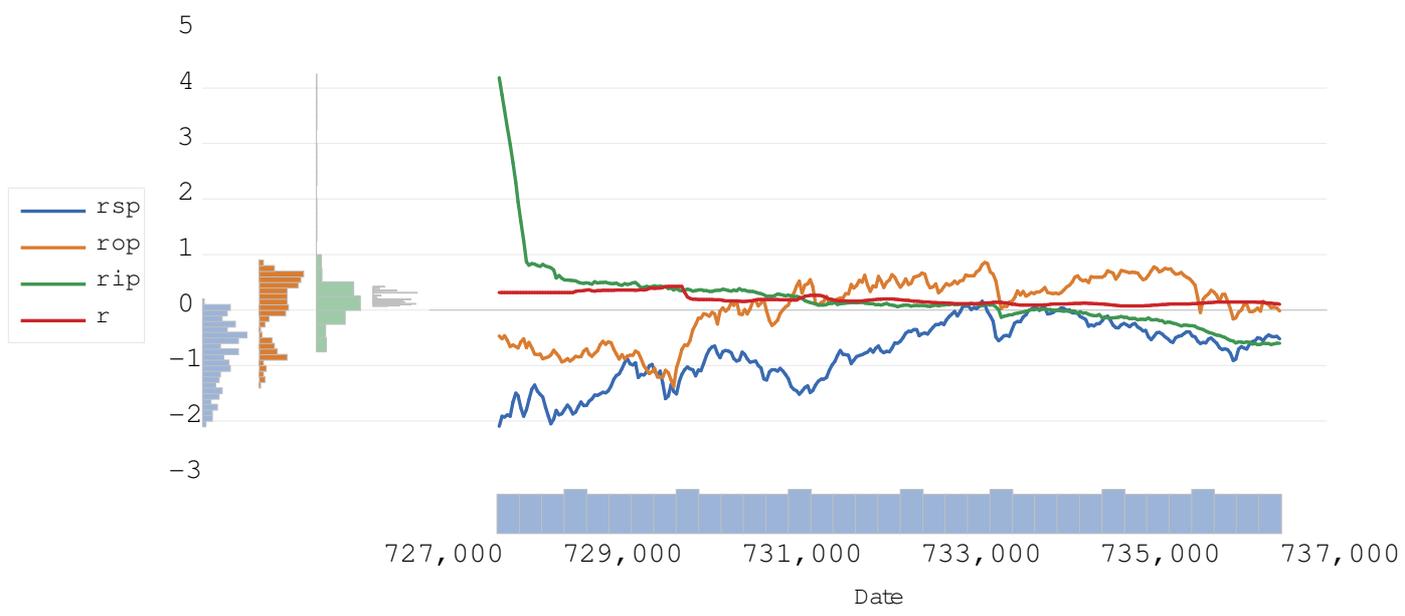


Figure 6. Les séries Brésiliennes.

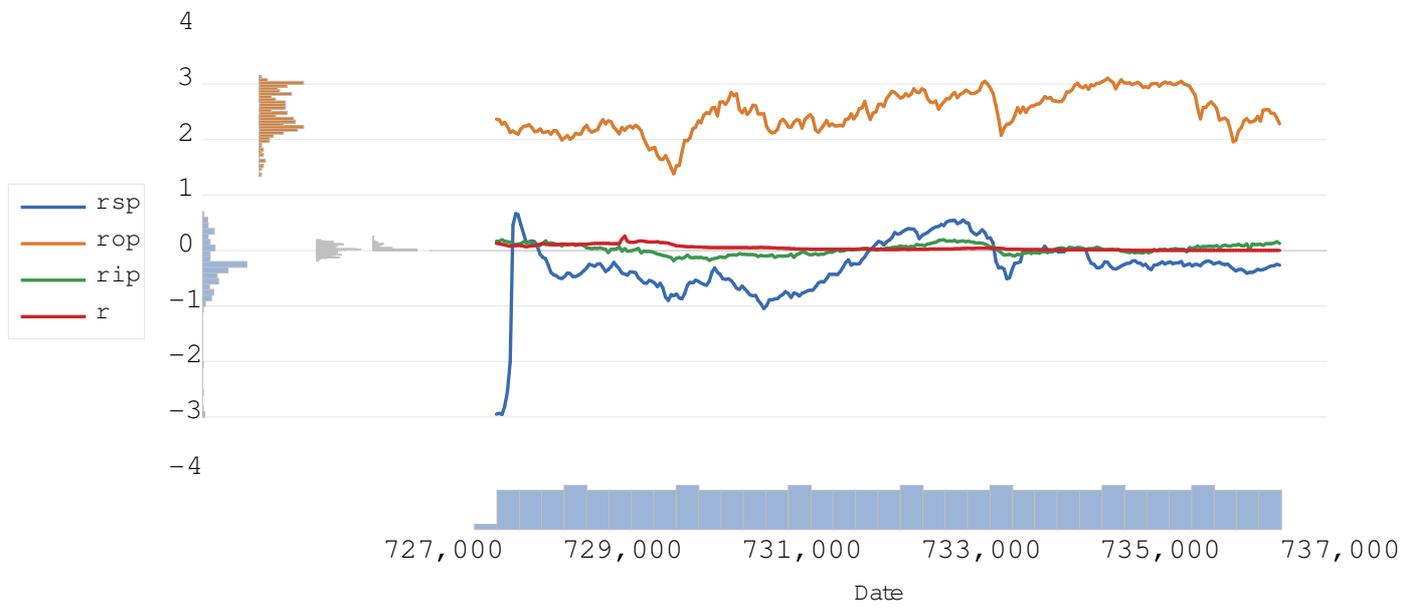


Figure 7. Les séries Chèques.

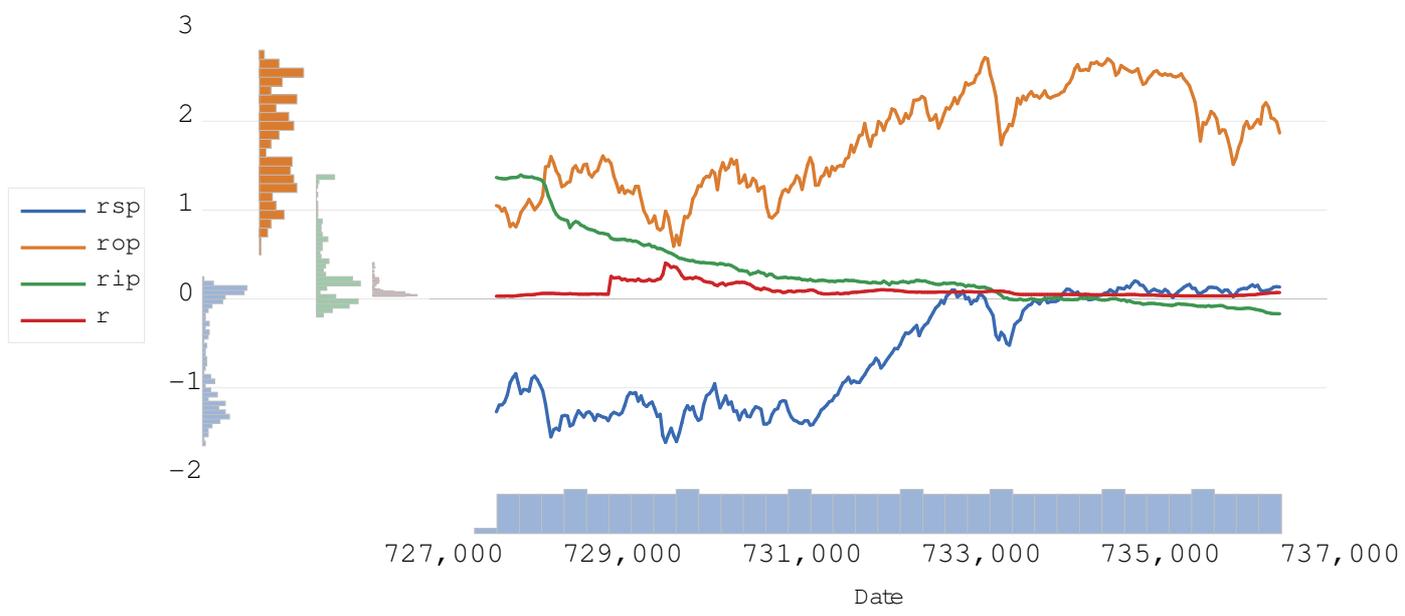


Figure 8. Les séries Mexicaines.

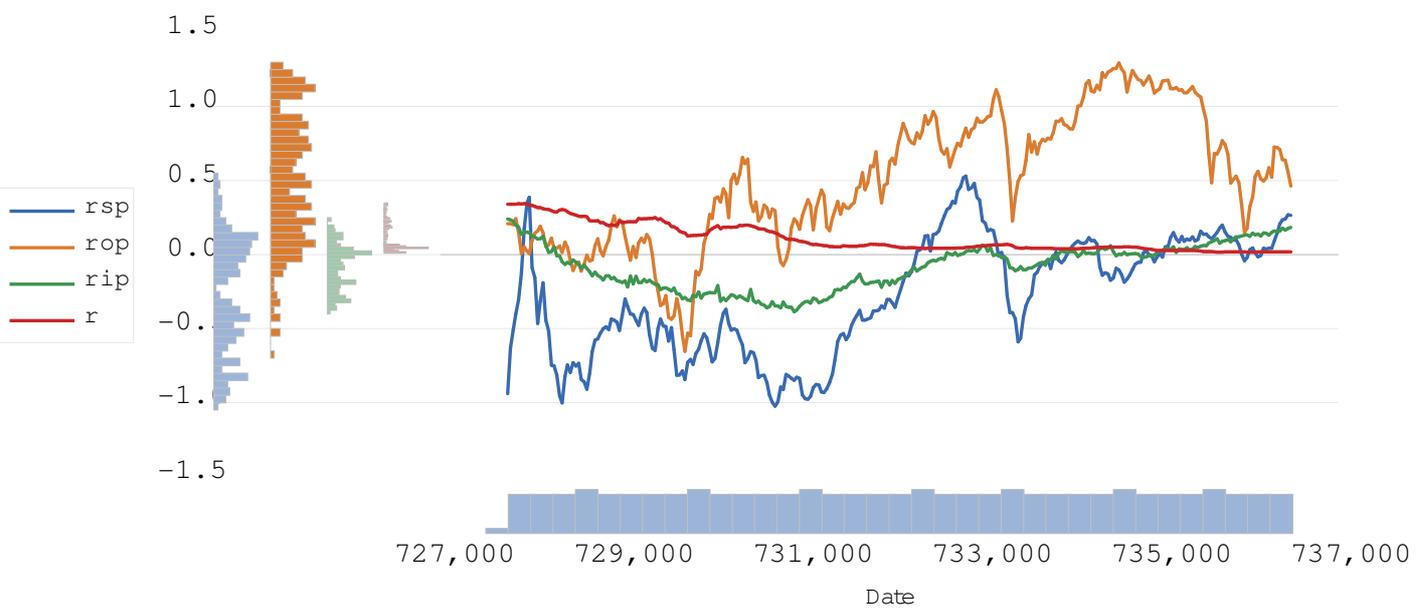


Figure 9. Les séries Polonaises.

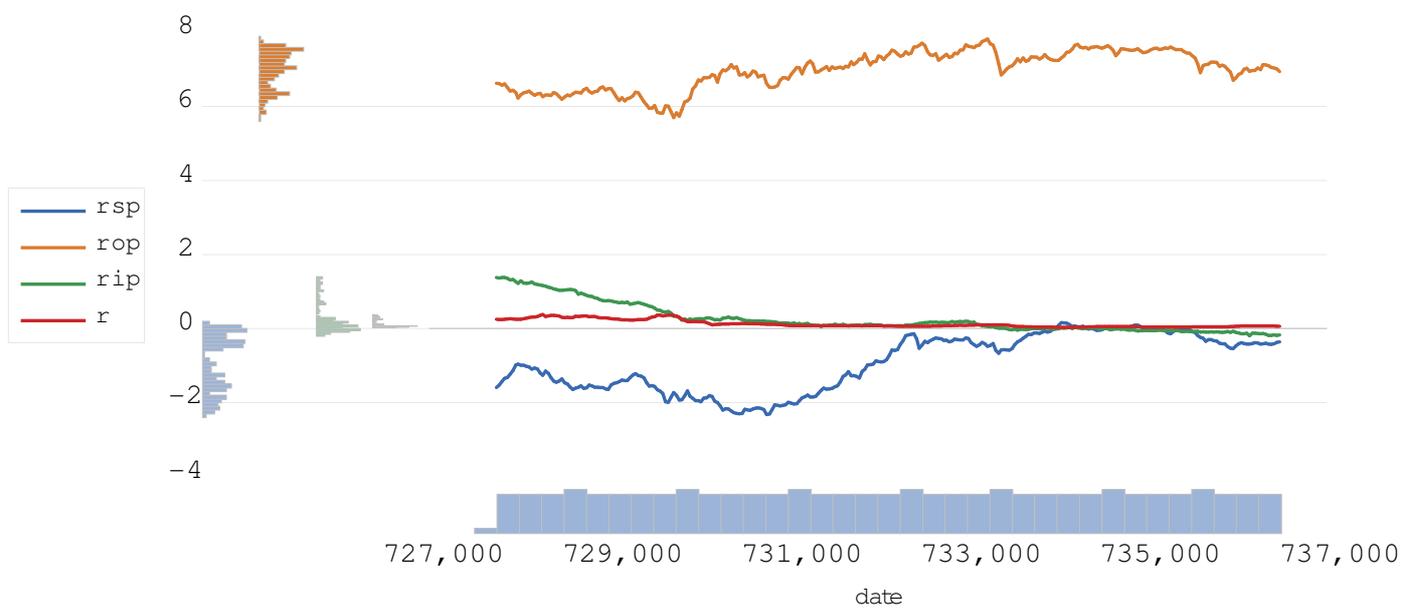


Figure 10. Les séries Colombiennes.

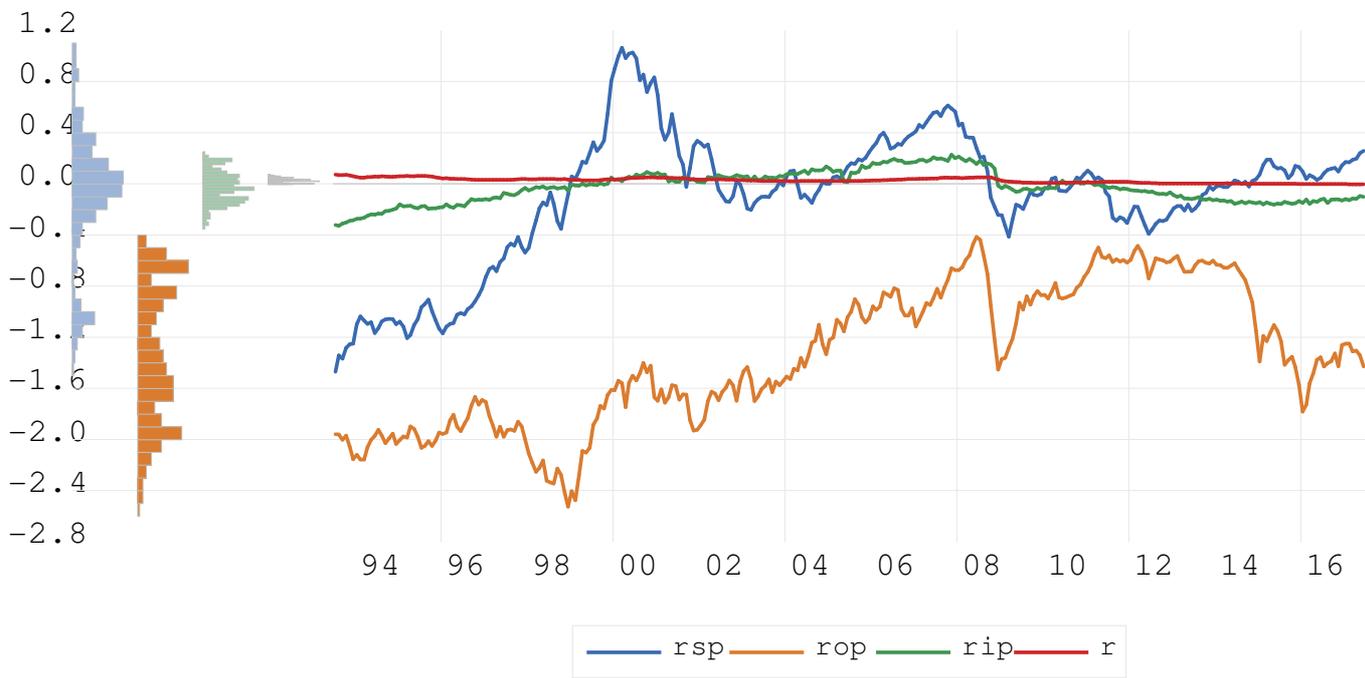


Figure 11. Les séries Finlandaises.

Références

- Abugri, B. (2008), 'Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns : Evidence from latin american markets', *International Review of Financial Analysis*.
- Al-Fayoumi, A. (2009), 'Oil prices and stock market returns in oil importing countries : The case of turkey, tunisia and jordan', *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences* **16**, 86–101.
- Aloui, C., N. D. & Njeh, H. (2012), 'Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets.', *Economic Modelling*.
- Apergis, N. & Miller, S. (2009), 'Do structural oil-market shocks affect stock prices?', *Energy Economics*.
- Arouri, M. & Rault, C. (2011), 'Oil prices and stock markets in gcc countries : Empirical evidence from panel analysis', *International Journal of Finance and Economics*.
- Banerjee, A., D. J. & Mestre, R. (1998), 'Error ?correction mechanism tests for cointegration in a single ? equation framework', *J. Time Ser. Anal.*
- Bashar, A. (2006), 'Wild oil prices, but brave stock markets ! the case of gcc stock markets', *Operational Research* **6**, 145–162.
- Bernanke, B.S., G. M. & Watson, M. (1997), 'Systematic monetary policy and the effects of oil shocks.', *Brookings Papers on Economic Activity* **1**, 91–157.
- Bjornland, C. (2009), 'Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country', *Scottish Journal of Political Economy*.
- Chang, K. & Yu, S. (2013), 'Does crude oil price play an important role in explaining stock return behavior?', *Energy Economics* **39**, 159–168.
- Cuando, J. & Perez de Gracia, F. (2014), 'Oil price shocks and stock market returns : Evidence for some european countries', *Energy Economics* **42**, 365–377.
- Cunado, J. & Perez de Gracia, F. (2003), 'Do oil price shocks matter ? evidence for some european countries', *Energy Economics* **25**, 137–154.
- Cunado, J. & Perez de Gracia, F. (2005), 'Oil prices, economic activity and inflation : evidence from some asian countries', *The Quarterly Review of Economics Finance* **45**, 65–83.
- Darrat, A. F. (1990), 'Stock returns, money, and fiscal deficits', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **25**, 387–398.
- Engemann, K.M., K. K. & Owyang, M. (2011), 'Do oil shocks drive business cycle ? some us and international evidence', *Macroeconomic Dynamics* **15**, 298–517.
- Fama, E. F. (1981), 'Stock returns, real activity, inflation, and money', *The American Economic Review*.

- Hamilton, J. (1983), 'Oil and the macroeconomy since world war ii.', *The Journal of Political Economy*.
- Huang, R., M. R. & Stoll, H. (1996), 'Energy shocks and financial markets', *Journal of Futures Markets*.
- Humpe, A. & Macmillan, P. (2009), 'Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements ? a comparison of the us and japan.', *Journal Applied Financial Economics*.
- Issac, M. & Ratti, R. (2009), 'Crude oil and stock markets : Stability, instability, and bubbles', *Energy Economics* **31**, 559–568.
- Jimenez Rodriguez, R. & Sanchez, M. (2005), 'Oil price shocks and real gdp growth : Empirical evidence for some oecd countries', *Applied Economics* **2**, 201–228.
- Jones, C. & Kaul, G. (1996), 'Oil and the stock market. journal of finance', *The journal of finance*.
- Katrakilidis, C. & E., T. (2012), 'What drives housing price dynamics in greece : new evidence from asymmetric ardl cointegration', *Economic Modelling* **29**, 1064–1069.
- Kumar, S. (2018), 'Asymmetric impact of oil prices on exchange rate and stock prices', *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
- Lee, B.J., Y. C. & Huang, B. (2012), 'Oil price movements and stock market revisited : a case of sector stock price indexes in the g7 countries', *Energy Economics*.
- Maghyreh, A. (2004), 'Oil price shocks and emerging stock markets : A generalised var approach.', *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* **1**, 27–40.
- Mukherjee, T. & Naka, A. (1995), 'Dynamic linkage between macroeconomic variables and the japanese stock market : An application of a vector error correction model', *Journal of Financial Research* **18**, 223–37.
- Naifar, N. & Al Dohaiman, M. (2013), 'Nonlinear analysis among crude oil prices, stock markets ? return and macroeconomic variables', *International Review of Economics and Finance* **27**, 416–431.
- NAIK, P. & PADHI, P. (2012), 'The impact of macroeconomic fundamentals on stock prices revisited : Evidence from indian data', *Eurasian Journal of Business and Economics*.
- Nandha, M. & Faff, R. (2008), 'Does oil move equity prices ? a global view', *Energy Economics*, **30**, 986–997.
- Nguyen, C. & Bhatti, M. (2012), 'Copula model dependency between oil prices and stock markets : Evidence from china and vietnam', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*.
- Nishat, M. & Shaheen, R. (2004), 'Macroeconomic factors and pakistani equity market', *The Pakistan Development Review*.
- Nusair, S. (2016), 'The effects of oil price shocks on the economies of the gulf cooperation council countries : nonlinear analysis', *Energy Policy* **91**, 256–267.
- Papapetrou, E. (2001), 'Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in greece', *Energy Economics* **23**, 511–532.

- Park, J. & Ratti, R. (2008), 'Oil price shocks and stock markets in the us and 13 european countries', *Energy Economics* **30**, 2587–2608.
- Pesaran, M. & Shin, Y. (1999), 'An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis', *Econometrics and Economic Theory in the 20th century : The Ragnar Frish Centennial Symposium, Cambridge : Cambridge University Press*.
- Pesaran, M.H., S. Y. S. R. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationship.', *Journal Applied Econometrics*.
- Raza, N., S. S. J. H. T. A. K. & Shahbaz, M. (2016), 'Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets', *Resources Policy* **49**, 290–301.
- Sadorsky, P. (1999), 'Oil price shocks and stock market activity', *Energy Economics* **21**, 449–469.
- Shahbaz, M. Ahmed, N. & Ali, L. (2008), 'Stock market development and economic growth : Ardl causality in pakistan.', *International Research Journal of Finance and Economics*.
- Shin, Y., Y. B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), 'Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework.', *In W. Horrace, and R. Sickles (Eds.), The Festschrift in Honor of Peter Schmidt. : Econometric Methods and Application*.
- Sohail, N. & Hussain, Z. (2009), 'Long-run and short-run relationship between macroeconomic variables and stock prices in pakistan : the case of lahore stock exchange', *Pakistan economic and social review*.
- Wongbampo, P. & Sharma, S. (2002), 'Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions : Asean-5 countries', *Journal of Asian Economics* **13**, 27–51.