



اسم المقال: العلاقة بين أسعار النفط وأسعار السوق المالية في بعض الدول العربية: أدلة تجريبية لاختبار فرضية العلاقة غير التناظرية  
اسم الكاتب: أ.د. عماد الدين أحمد المصباح، أ.د. أحمد طه العجلوني  
رابط ثابت: <https://political-encyclopedia.org/index.php/library/3643>  
تاريخ الاسترداد: 2026/05/13 15:14 +03

الموسوعة السياسية هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت. لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسية - Encyclopedia Political، يرجى التواصل على [info@political-encyclopedia.org](mailto:info@political-encyclopedia.org)

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسية - Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع <https://political-encyclopedia.org/terms-of-use>



## تنمية الرافدين

العدد ١٢٢ المجلد ٣٨ لسنة ٢٠١٩

العلاقة بين أسعار النفط وأسعار السوق المالية في بعض  
الدول العربية  
أدلة تجريبية لاختبار فرضية العلاقة غير التناظرية

**The Relationship Between Oil Prices and Financial  
Market Prices: in Some Arab Countries  
Experimentals Evidences to Test The Hypothesis of an  
Asymmetric Relationship**

الدكتور أحمد طه العجلوني  
أستاذ التمويل الإسلامي المشارك  
جامعة القصيم-العربية السعودية

**Ahmed T. Al-Ajlouni (PhD)**  
Professor in Islamic Finance  
Qaseem University (KSA) ت  
[ajlouni@qu.edu.sa](mailto:ajlouni@qu.edu.sa)

الدكتور عماد الدين أحمد المصباح  
أستاذ الاقتصاد المشارك  
كليات الشرق العربي-المملكة العربية السعودية

**Imadeddin A. Al-Mosabbah (PhD)**  
Associate Professor in Macro Economics  
Arab East College (KSA)  
[Msbbh68@hotmail.com](mailto:Msbbh68@hotmail.com)

تاريخ قبول النشر ٢٠١٩/٤/٣٠

تاريخ استلام البحث ٢٠١٩/٣/٨

### المستخلص

هدفت الورقة إلى اختبار العلاقة التناظرية باستخدام منهجية NARDL للعلاقة بين سعر النفط وأسعار الأسهم في مصر والسعودية والأردن والكويت، وتم استخدام بيانات شهرية بدءاً من عام ١٩٩٨ ولغاية عام ٢٠١٧. وتوصلت الدراسة إلى أنه لا توجد أدلة كافية على وجود علاقة بين أسعار النفط وأسعار الأسهم في هذه الأسواق ما عدا سوق القاهرة للأوراق المالية، حيث تبين أن التغيرات الموجبة في سعر النفط تؤدي إلى تغيرات موجبة في أسعار السوق والعكس غير صحيح.

**الكلمات المفتاحية:** أسواق المال العربية، العلاقة غير التناظرية، أسعار النفط.

### Abstract

The paper aimed to test the asymmetric relationship using NARDL methodology for the relationship between oil price and stock prices in Egypt, Saudi Arabia, Jordan and Kuwait. Monthly data were used from 1998 to 2017. The study found that there is an insufficient evidence of a relationship between oil prices and stock prices. These markets, except the Cairo Stock Exchange, show that positive changes in the price of oil lead to positive changes in market prices and vice versa.

**Keywords:** Arab financial markets, asymmetric relationship, oil prices.

### ١. التمهيد

استأثرت العلاقة بين أسعار النفط والمتغيرات الاقتصادية الأخرى باهتمام العديد من الدراسات خلال العقود الماضية، وقد توزع اهتمام تلك الدراسات ما بين مجالات ومتغيرات مختلفة مثل التضخم وأسعار الفائدة وأسعار الصرف، فضلاً عن التأثير في أسعار الأسهم. وقد كشفت الدراسات عن أن التغير في أسعار النفط يؤدي إلى اتساع نطاق المتغيرات المتأثرة به بسبب أهميته في الاقتصاد. وحيث أن سوق الأسهم يمثل عنصراً مهماً وأساساً لأي نظام اقتصادي سليم فقد أخذ الاهتمام بدراسة تأثير أسعار النفط على أسواق الأسهم حيزاً وجانباً مهماً من الأدب الاقتصادي المتعلق بتأثير أسعار النفط على الاقتصاد. وقد خرجت تلك الدراسات بتأثيرات متنوعة للتغير في أسعار البترول على حركة أسواق الأسهم، حيث تختلف تلك التأثيرات ما بين الدول المصدرة للنفط والمستوردة له.

وعلى الرغم من وجود إجماع على وجود علاقة إيجابية بين صدمات أسعار النفط وأسعار الأسهم في الدول المصدرة للنفط، وعلاقات مختلطة في الدول التي تستورد النفط بشكل كامل. إلا أن هذه الدراسات قامت بنمذجة أسعار النفط في مختلف الدول في إطار خطّي. ومع ذلك؛ فإن المتغيرات الاقتصادية تضمنت خصائص غير خطية خاصة في مجال الدورات الاقتصادية (Neftci, 1984; Falk, 1986). وبالتالي، فإن اللاخطية في علاقات النفط وأسواق الأسهم قد تظهر عندما تستجيب أسعار الأسهم بشكل مختلف للتغيرات في أسعار النفط خلال فترات الازدهار والكساد. ويحتمل أن هذه الظاهرة تعني بأن النماذج الخطية قد لا تكون ملائمة لاكتشاف محددات أسعار الأسهم، وربما تقود إلى نتائج مضللة. لحل هذه المشكلة فقد قامت بعض الدراسات باختبار ما إن كان التأثير غير التناظري لأسعار البترول موجوداً في أسواق الأسهم، (Sadorsky, 1999; Basher and Sadorsky, 2006; PerdigueroGarcía, 2013; Salisu and Oloko, 2015). يأتي المنطق من وراء الاهتمام بالتأثير اللاخطي من حقيقة أن هناك تنوعاً في طبيعة حاملي الأسهم ذوي الآفاق الزمنية

المختلفة للاستثمار (see Reboredo and RiveraCastro, 2014). فالسوق تجمع كل المستثمرين ذوي الآفاق المتعددة للاستثمار، ما يعني بأن كل أصناف الاستثمار ستمارس تأثيرات متباينة على السوق ككل. لقد اثبت (Sadorsky 1999) التأثير غير التناظري لأسعار النفط على أسعار السهم باستخدام "vector auto-regress model". وقام (Basher and Sadorsky 2006) لاحقاً بإثبات هذه الظاهرة بالنسبة للأسواق الناشئة. كما أكد (Salisu and Oloko 2015) على وجود تأثير لا تناظري مهم خلال فترة الانحدار الاقتصادي العالمي. على النقيض من ذلك وجد (Cong et al. 2008) دليلاً بسيطاً على التأثير غير التناظري لأسعار النفط على الأداء الإجمالي لسوق الأسهم الصيني.

تحاول هذه الورقة اختبار وجود علاقة تناظرية بين أسعار النفط (المتغير المفسر) وأسعار سوق الأوراق المالية في كل من السعودية والأردن ومصر والكويت خلال المدة ما بين العامين ١٩٩٨-٢٠١٧. حيث تمثل كل من هذه الدول رائزاً لمجموعة الدول التي تنتمي إليها، حيث تمثل السعودية البلدان النفطية الكبيرة الحجم والكويت البلدان النفطية صغيرة الحجم والأردن ذات الاقتصاد المتنوع والفقيرة بموارده ومصر ذات الاقتصاد المتنوع وكثيف السكان وذات قاعدة مورديّة جيدة نسبياً.

وتفترض هذه الدراسة أن هناك علاقة غير خطية تتجه من أسعار النفط إلى أسعار الأسهم في الأسواق المالية للدول العربية التي تم استخدام بياناتها. كما تفترض الدراسة أن اختلاف الأنماط الاقتصادية سوف يترك آثاره على النتائج، وبالتالي فإن طبيعة التأثير (سواء الخطي أو غير الخطي) لأسعار النفط في أسعار الأسهم ستكون مختلفة بين أنماط الاقتصاد.

وتأتي أهمية هذه الدراسة من كونها ترصد العلاقة بين أسعار النفط وأسعار الأسهم في دول ذات أنماط اقتصادية مختلفة. فالعربية السعودية اقتصاد نفطي كبير والاقتصاد الكويتي اقتصاد نفطي صغير، في حين إن الاقتصاد المصري اقتصاد متنوع ومنخفض الدخل والاقتصاد الأردني اقتصاد ذو قاعدة مورديّة ضعيفة، ولذلك فإنه من المهم رصد تأثير التغيرات في أسعار النفط في الأسواق الدولية في الأسواق المالية لهذه الأنماط الاقتصادية المختلفة. ومن جهة ثانية، تأتي أهمية الدراسة من كونها تستخدم أسلوباً قياسيياً حديثاً لاختبار الفرضية الأساسية، ونقصد بذلك أسلوب الانحدار الذاتي غير الخطي ذي الفجوات الزمنية المبطأة NARDL التي طورها Shin and Greenwood-Nimmo (٢٠١٤). وسوف تسمح لنا هذه المنهجية بالتعرف على سلوك التغيرات (أو الصدمات) المختلفة في المتغير التابع، سواء الصدمات الموجبة لأسعار النفط (زيادة أسعارها) أو الصدمات السالبة (انخفاض أسعار النفط).

من الناحية المنهجية سوف يتم تقسم هذه الدراسة على عدة أقسام، هذا بالإضافة إلى المقدمة، وهي القسم الخاص بالدراسات السابقة والإطار النظري وتالياً الدراسة التطبيقية والتي تتضمن تحدياً لأنموذج الدراسة واختباراً للخصائص الإحصائية لبياناتها بما فيها اختبارات جذر الوحدة، ومن ثم حل الأنموذج وتفسير النتائج. ويأتي القسم الرابع والأخير تحت عنوان النتائج متضمناً أهم نتائج الدراسة واستنتاجاتها.

## ٢. الدراسات السابقة والإطار النظري

حفل الأدب الاقتصادي خلال العقود الماضية، ولاسيما في السنوات القليلة الماضية، بعدد لا بأس به من الدراسات التي تناولت العلاقة بين تغيرات أسعار النفط وأسعار الأسواق المالية بالتطبيق على بلدان مختلفة.

دراسة Huang, S., An, H., Gao, X., and Sun, X. (٢٠١٧) سعت هذه الدراسة لاكتشاف ما إذا كانت العلاقة التناظرية بين أسعار النفط وأداء مؤشر أسهم البورصة الصينية ستستمر خلال

- فترات زمنية مختلفة. قام الباحثان بدمج نموذج wavelet transform ونموذج vector auto regression model لاختبار هذه العلاقة التناظرية. ومن أهم النتائج التي خرجت بها هذه الدراسة:
- يوجد تأثير لأسعار النفط على أداء الأسهم خلال الفترات الزمنية المختلفة في حالات الارتفاع أو الانخفاض.
  - العلاقة بين أسعار النفط وأداء الأسهم غير تناظرية، إذ إن تأثير أداء سوق الأسهم على أسعار النفط أكبر من تأثير أسعار النفط على أدائه.
  - تزايد تأثير أداء الأسهم للتغير في أسعار النفط يزداد في الفترات الزمنية.
- دراسة Bouri (٢٠١٥) حيث عملت الدراسة باستخدام منهج causality-in-variance على بناء إطار منهجي واسع لضبط مخاطر تسرب التأثيرات risk spillover بين أسعار النفط وعوائد الأسهم في بورصة عمان خلال الفترة من ٢٠٠٣ لغاية ٢٠١٤. حيث تم تقسيم الفترة إلى فترتين قبليّة وبعديّة باعتماد سنة الأزمة المالية العالمية ٢٠٠٨.
- وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود تأثير ذي أهمية لمخاطر تسرب التأثيرات risk spillover حتى بداية الأزمة. كما بيّنت الدراسة وجود تسرب للمخاطر باتجاه واحد من أسعار النفط باتجاه أداء الأسهم في بورصة عمان بعد بداية الأزمة.
- دراسة Aroui et al., (٢٠١١) حيث سعت الدراسة إلى اكتشاف العلاقة بين التغيرات في أسعار النفط وأداء أسواق الأسهم في الدول الأعضاء في مجلس التعاون الخليجي، وذلك خلال الفترة ما بين ٢٠٠٥-٢٠١٠. وقد استخدم الباحثون أسلوب VAR-GARCH لتحليل تسرب التأثيرات spillover بين التذبذب في أسعار النفط وأداء أسواق الأسهم. وقد تم إثبات وجود علاقة ذات اثر قوي بين التغير في تذبذبات أسعار النفط وأداء الأسهم في أسواق الأسهم في منطقة الخليج العربي.
- كما جاءت دراسة Awartani and Maghyreh (2013) لاستكشاف أثر التسرب الديناميكي ما بين أسعار النفط وأداء أسواق الأسهم في منطقة الخليج العربي. إذ تبنت الدراسة مقياس تسرب اتجاهي spillover directional جديد تم اقتراحه من قبل Diebold and Yilmaz (2009, 2012). وقد غطت الدراسة الفترة ما بين عامي ٢٠٠٤-٢٠١٢. وتوصلت إلى أن التأثير ذو اتجاه ثنائي غير تناظري. حيث إن التغيرات في أسعار النفط تؤثر في أداء أسواق الأسهم بشكل أكبر من تأثير أداء الأسهم عليها فيما يتعلق بالتذبذب أو العائد. كما وجدت الدراسة بأن التأثير السابق قد بدا أكثر وضوحاً بعد الأزمة المالية العالمية ٢٠٠٨.
- ومن أحدث الدراسات حول تأثير التغيرات في أسعار النفط على أسواق الأسهم دراسة (Maneejuk et al., 2018, January). حيث تمت دراسة العلاقة بين التغير في أسعار النفط وأداء خمس من اسواق الأسهم الآسيوية (تايلاند، ماليزيا، الفلبين، إندونيسيا، سنغافورة). وقد استخدم الباحثون أسلوب Copula لنمذجة هيكل الاعتمادية بين متغيرات الدراسة. وقد بينت الدراسة بأن اسواق كلّ من إندونيسيا وماليزيا وتايلاند تتأثر إيجابياً عند ارتفاع أسعار النفط، فيما تتجه اسواق كلّ من الفلبين وسنغافورة باتجاه معاكس. إلا أن تلك العلاقة لم تكن قوية بما يكفي كما أشارت هذه الدراسة.
- دراسة Badeeb and Leon (٢٠١٦) إذ استخدمت الدراسة أسلوب NARDL من أجل الكشف عن طبيعة العلاقة غير الخطية بين أسعار الأسهم الإسلامية وأسعار النفط في ماليزيا. وتوصلت الدراسة باستخدام بيانات شهرية من عام ٢٠٠٧ ولغاية عام ٢٠١٥- إلى أن العلاقة بين المتغيرين غير خطية، وأن هناك اختلافاً في تأثير الصدمات الموجبة والصدمات السالبة لأسعار النفط في أسعار الأسهم الإسلامية في ماليزيا.

وعلى الرغم من أن أغلب الدراسات بيّنت وجود علاقة طردية بين أسعار النفط وأداء أسواق الأسهم في المنطقة العربية، إلا أن بعض الدراسات خالفت هذا الاتجاه بإثبات عدم وجود علاقة بينهما مثل دراسة *Al Janabi et al.* (٢٠١٠) أو وجود علاقة عكسية مثل دراسة *Basher et al.* (٢٠١٢). وتتميز هذه الدراسة بأنها من الدراسة القليلة التي استخدمت منهجية حديثة، وهي منهجية NARDL التي تهدف إلى رصد الديناميات غير الخطية بين أسعار النفط وأسعار الأسهم في عدة دول ذات أنماط اقتصادية مختلفة.

### ٣. الدراسة التطبيقية

#### ٣.١. منهجية الاختبار

تستخدم هذه الدراسة أسلوب NARDL الذي طوره *Shin et al.* (٢٠١٤) من أجل اختبار فرضية لخطية العلاقة بين بعض متغيرات الدراسة (التضخم والانفاق الحكومي) من جهة وبين الانفاق الاستثماري في العربية السعودية من جهة أخرى، سواء في الأجلين القصير والطويل. ويعد أسلوب NARDL توسيعاً أو تعميماً للتقدير الخطي لأسلوب الانحدار الذاتي ذي الفجوات المبطة للتكامل المشترك، ARDL، التي طورها *Pesaran et al.* (٢٠٠١)، بحيث يأخذ بعين الاعتبار احتمالية اللاخطية في تأثير المتغير المستقل في المتغير التابع، سواء في الأجل القصير أو الطويل.

هذا الأسلوب، NARDL، كما في ARDL، يقوم بالكشف عن التأثيرات قصيرة الأجل وطويلة الأجل في معادلة واحدة، وكذلك لا يحتاج بالضرورة إلى سلاسل زمنية طويلة مقارنة بأسلوب التكامل المشترك غير الخطي (TAR or MTAR). فضلاً عن مرونته في استخدام المتغيرات المتكاملة من الرتبة  $I(0)$  أو  $I(1)$ . بمعنى سواء أكانت المتغيرات مستقرة في المستوى أو الفرق الأول أو المزيج بينهما (Nusair, 2016) وطبعاً لا يؤخذ بالحسبان المتغيرات المستقرة في الفرق الثاني، أي ذات رتبة التكامل  $I(2)$  (Shahzad et al. 2017). كما أن هذا الأسلوب يمكننا من الكشف عما أطلق عليه Granger and Yoon (٢٠٠٢) التكامل المشترك الضمني *hidden cointegration* بمعنى أنه يتجنب حذف العلاقات غير الملموسة بين الظاهرة والعوامل المفسرة لها بالافتراض الجزافي بخطية العلاقة بينهما. إذ إن أسلوب NARDL يمكننا من اختبار فرضية مركبة فيما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين محل الدراسة علاقة تكامل مشترك خطية أو غير خطية أو حتى لا توجد علاقة تكامل مشترك بينهما.

من الناحية الإجرائية، يقتضي من أجل استخدام أسلوب NARDL البحث في رتبة استقرار السلاسل الزمنية الداخلة في أنموذج الدراسة. وهناك قائمة من أدوات اختبار جذر الوحدة واستقرار السلاسل الزمنية، من أهمها اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) واختبار فيليبس-بيرون (PP) واختبار (KPSS). وتعد الاختبارات المطورة والمنبثقة عن الأولى وهي اختبارات جذر الوحدة بنقطة تغير هيكلية *Unit Root With Break Point Test* التي أشار إليها Perron (١٩٨٩) والذي أكد على أن تجاهل نقاط التحول الهيكلية في السلاسل الزمنية يمكن أن يؤدي إلى نتائج مضللة فيما يخص قبول أو رفض فرضية وجود جذر الوحدة لأي من المتغيرات. وتعتبر طريقة *Narayan and Popp* (٢٠١٠) والتي تعد تطويراً على اختبار ADF من أهم الطرائق في هذا الصدد، وهي المنهجية التي سوف يتم اعتمادها من أجل تحديد رتب استقرار السلاسل الزمنية. وفي هذه المنهجية يتم تحديد نقاط التحول الهيكلية من داخله، بمعنى أننا لا نفترض معرفة مسبقاً بوجود هذه النقاط أو حتى توقيتها.

فيما يتعلق بالشكل العام لأنموذج ARDL الذي يبين العلاقة بين  $Y$  المتغير التابع و  $X$  المتغير المفسر، فإنه يأخذ الشكل الآتي:

$$(1) \quad \Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} a_j \Delta y_{(t-j)} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

أذ تمثل مقدرات المتغيرات في المستوى وبإبطاء لفترة واحدة معلومات الأجل الطويل التي تشتق منها دالة التكامل المشترك طويل الأجل. وتمثل المقدرة  $\rho$  معلمة تصحيح الخطأ، والتي يتم اختبار معنويتها باستخدام القيم الجدولية لـ Pesaran *et al.* (٢٠٠١) وفرضية العدم  $H_0$  لا توجد علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل. كما تجدر الإشارة إلى أنه من المهم أن تكون إشارة هذه المعلمة أو المقدرة سالبة حتى نستطيع القول بأن هناك إمكانية لتجاوز الأخطاء قصيرة الأجل بهدف العودة إلى الوضع التوازني. كما يتم حساب معلمة الأجل الطويل لدالة التكامل المشترك للمتغير  $X$  وفق المعادلة:

$$(2) \quad \beta = -\frac{\theta}{\rho}$$

ويتم اختبار وجود علاقة تكامل مشترك باستخدام اختبار Wald test حيث يتم اختبار فرضية العدم:

$$(3) \quad \mu = \rho = \theta = 0$$

كما تشير المقدرات  $\pi_j$  إلى المقدرات قصيرة الأجل. وكذلك تشير  $p$  و  $q$  إلى عدد الإبطاءات التي يتم تقديرها اعتماداً على أحد المعايير مثل معيار معلومات أكيك AIC أو معيار سيشوارتز SC سواء للمتغير التابع أو المتغير المستقل.

إن رفض فرض العدم بالاعتماد على جداول Pesaran *et al.* (٢٠٠١) عند مستوى الدلالة المعطى يعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من المتغير المستقل  $X$  إلى المتغير التابع  $Y$ . وبالانطلاق إلى نموذج NARDL، حيث قلنا بأنه تعميم للخطية إلى اللاخطية، فإن المتغير  $x$  سوف يتم تقسيمه ما بين قيم سالبة وأخرى موجبة، بحيث يصبح لدينا:

$$(4) \quad X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^-$$

وهكذا تصبح دالة التكامل المشترك للعلاقة بين  $X$  و  $Y$  على النحو الآتي:

$$(5) \quad Y_t = a + \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + u_t$$

حيث  $u_t$  تمثل حد الخطأ في هذه المعادلة بقيمة متوسطة صفر وتباين ثابت. فيما تمثل كلاً من  $\beta^+$  &  $\beta^-$  المعلمات غير المتماثلة في الأجل الطويل the associated asymmetric long-run parameters

ويتم حساب  $X_t^+$  و  $X_t^-$  كما في المعادلتين الآتيتين:

$$(6) \quad X_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta X_j, 0)$$

$$(7) \quad X_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta X_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta X_j, 0)$$

وانطلاقاً من هذا التقسيم للمتغير المستقل، فإن إدخال كلا المتغيرين  $X_t^+$  و  $X_t^-$  في أنموذج  $ARDL$  سوف ينتج لدينا أنموذج  $NARDL$ ، كما يأتي:

$$(8) \quad \Delta y_t = \mu - \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{\rho-1} a_j \Delta y_{(t-j)} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t$$

وكما هو ملاحظ من الأنموذج السابق المعروض في المعادلة (1) فإن  $\theta^+$  و  $\theta^-$  تمثل معلومات الأجل الطويل للعلاقة غير التناظرية في الأنموذج، و  $\pi_j^+$  و  $\pi_j^-$  تمثل المقدرات غير التناظرية في الأجل القصير.

وتتشابه الاختبارات التشخيصية لأنموذج  $NARDL$  مع أنموذج  $ARDL$ ، إذ يتم اختبار التكامل المشترك كما في المعادلة (3)، بحيث تصبح:

$$(9) \quad \mu = \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$$

فضلاً عن اختبار التوزيع الطبيعي لحد الخطأ واستقرار الأنموذج باستخدام اختبار cumulative sum واختبار CUSUM of squares test بالإضافة إلى اختبارات اختلاف التباين واستقلالية حد الخطأ.

ويتميز أسلوب  $NARDL$  باختبار إضافي هو اختبار التماثل symmetry في الأجل الطويل، إذ يتم اختبار فرضية عدم الآتية، باستخدام اختبار Wald test أيضاً:

$$(10) \quad (\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}) = (\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho})$$

مقابل الفرضية البديلة التي تنص على لا تماثل asymmetry العلاقة بين المتغيرين قيد الدراسة وعلى النحو الآتي:

$$(11) \quad (\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}) \neq (\beta^- = -\frac{\theta^-}{rho})$$

كما يتم اختبار الخطية في الأجل القصير باستخدام اختبار Wald test كما يأتي:

$$(12) \quad \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-$$

من الاختبارات التشخيصية المهمة في اختبار  $NARDL$  اختبار مضاعف التأثير التراكمي الديناميكي غير المتماثل asymmetric cumulative dynamic multiplier effect في المتغير التابع الناجم عن التغير في المتغير المستقل الموجب  $X^+$  والمتغير المستقل السالب  $X^-$  بوحدة واحدة. ويتم حساب الأثرين على التوالي، كما يأتي:

$$(13) \quad m_h^+ = \sum_{j=h}^h \frac{\delta Y_{(t+1)}}{\delta X_t^+}, h = 0, 1, 2, \dots$$

$$(14) \quad m_h^- = \sum_{j=h}^h \frac{\delta Y_{(t+1)}}{\delta X_t^-}, h = 0, 1, 2, \dots$$

وقد أشار كل من Fousekis, Katrakilidis *et al.* (٢٠١٦) و Shahzad, Nor *et al.* (٢٠١٧) إلى أن كشف وتحليل مسارات التكيف ومدة اختلال التوازن في أعقاب صدمة موجبة (أو سالبة) يمكن أن توفر معلومات مفيدة عن أنماط عدم التماثل في الأجلين الطويل والقصير.

### ٣,٢. أنموذج وبيانات الدراسة

استخدمت الدراسة بيانات عن المؤشر العام لعدة أسواق عربية هي سوق المال السعودي (تداول أو المؤشر العام السعودي TASI) وبورصة عمان (المؤشر العام الأردني AMGNRLX) وبورصة الكويت (مؤشر الكويت (KSX15)) والبورصة المصرية (EGX30) فضلاً عن أسعار النفط لمزيج برينت Brent Crude Oil Price.

وقد تم الحصول على البيانات السابقة على نحو منفصل لكل منها، إذ تم الاعتماد على قواعد البيانات التي توفرها كل سوق مالية (بورصة) وعلى ما يوفره موقع Investing.com. ووجد الباحثان أنه من المناسب استخدام البيانات الشهرية لكل المؤشرات التي ستستخدم في الدراسة، إذ تم أخذ المتوسطات الحسابية الشهرية لسعر الإغلاق للأسواق المالية المعنية وأسعار النفط في السوق العالمية (مزيج برينت). وحيث أن أطوال السلاسل الزمنية مختلفة بين الدول فقط تم تفضيل استخدام الشهر الأول من عام ١٩٩٨م كبدائية للسلسلة، على الرغم من أن بداية مؤشر سوق الأوراق المالية السعودي يبدأ من منتصف العام ١٩٩٨.

وقد واجهت الورقة محددات في طبيعة البيانات وتواترها. فقد اختلفت أيام الإجازات الأسبوعية بين الدول، كما اختلفت عدد أيامها ومواقعها في الدولة الواحدة عبر الزمن. فعلى سبيل المثال كان يوم الإجازة الأسبوعية في العربية السعودية هو يوم الجمعة لغاية حيث أصبحت الإجازة الأسبوعية يومي الخميس والجمعة، وبدءاً من ٢٩ يونيو ٢٠١٣ أصبحت الإجازة يومي السبت والجمعة. أما في دول أخرى فقد استمر تقريباً يومي الجمعة والسبت. وفيما يتعلق بسوق النفط فإن يومي السبت والأحد هما أيام الإجازة الأسبوعية خلال كامل مدة الدراسة. كما واجهت الدراسة مشكلة اختلاف الإجازات الرسمية ولاسيما الدينية منها، وهي إجازات طويلة في العربية السعودية تتوافق مع مناسبة عيدي الفطر والأضحى وموسم الحج الذي يمتد على ١٥ يوماً تقريباً. فيما تتوقف أسواق النفط العالمية عن العمل خلال أعياد الميلاد ولغاية الخامس من كانون الثاني (يناير) من كل عام. ويتم إغلاقها أحياناً بسبب بعض الظروف الاقتصادية.

لم يكن بالإمكان استخدام قواعد البيانات المتاحة من دون إعادة ضبطها على أيام الأسبوع كاملاً من أجل تحديد الفجوات. وبعد أن تم تحديد الفجوات في كل سلسلة زمنية على أساس أن أيام الأسبوع سبعة أيام عمل، تم استخدام منهجية لردم interpolation هذه الفجوات. وهناك عدة طرائق من أجل تجاوز الفجوات أي البيانات المفقودة، لكن كلها يعتمد على اقحام بيانات محسوبة بالاستناد إلى البيانات السابقة للنقطة الزمنية والبيانات اللاحقة لها. ومن أهم المنهجيات المتبعة في ذلك الطريقة الخطية.

اللوغاريتمية (Log-linear) والطريقة التكعيبية (Cubic Spline) وطريقة Catmull-Rom Spline، وطريقة Cardinal Spline .. وقد اعتمد الباحثان على الطريقة التكعيبية، إذ تفترض هذه الطريقة أن السلسلة الزمنية عموماً محكومة بعلاقة من المرتبة الثالثة (دالة تكعيبية) عبر الزمن. ويتوفر برنامج Eviews 10 على المنهجيات السابقة كلها، إذ تمت إعادة تأسيس السلاسل الزمنية في الأنموذج بعد ردم الفجوات (القيم المفقودة) مع الحفاظ على البيانات الأصلية (القيم السابقة واللاحقة للخلية المفقودة بياناتها).

المرحلة الأخيرة تمثلت بتحويل السلاسل الزمنية من يومية إلى شهرية بأخذ المتوسطات الحسابية الشهرية لكل البيانات.

### ٣,٣. أنموذج الدراسة

تم صياغة أنموذج الدراسة كما في المعادلة الآتية:

$$\log(X_{t,j}) = f(\log(oilp_t)) \quad (15)$$

حيث  $\log(X)$  اللوغاريتم الطبيعي لمتوسط سعر السوق عند الإغلاق في نهاية الشهر  $t$  بالنسبة للسوق  $j$ ، فيما تمثل  $\log(oilp_t)$  اللوغاريتم الطبيعي لمتوسط سعر مزيج برينت من النفط في الشهر  $t$ .

وسيتم تقدير هذا الأنموذج لكل دولة على حدة باستخدام أسلوب NARDL المعروف في الفقرة السابقة، حيث تأول المعادلة السابقة، وفق اختبار الحدود الخاص بأسلوب ARDL إلى الصيغة الآتية:

$$\begin{aligned} d\log X_{t,j} = & a + \sum_{i=1}^m \beta_m d\log X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_n d\log oilp - pos_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^k \beta_k d\log oilp - pos_{t-i} + \lambda_1 \log X_{t-1} + \lambda_2 \log oilp - pos_{t-1} \\ & + \lambda_3 \log oilp - neg_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (16)$$

إذ تمثل  $m$  و  $n$  و  $k$  عدد الإبطاءات المرشحة لكل متغير في أسلوب NARDL باستخدام معيار AIC. وحيث  $\lambda_1$  معامل تصحيح الخطأ و  $\lambda_2$  و  $\lambda_3$  معلومات الأجل الطويل والتي من خلالها نستطيع تقدير مقدرات معادلة الأجل الطويل لأنموذج الدراسة، كما مرّ معنا في الفقرة السابقة.

### ٣,٤. الخصائص الإحصائية لبيانات الدراسة

يبين الشكل ١ تطور أسعار الأسهم في كل الدول الأربعة (السعودية والأردن ومصر والكويت) وتطور أسعار النفط لمزيج برينت. حيث نلاحظ أن هناك نمطاً من السلوك المتزامن لبعض الأسواق المالية وأسعار النفط ولاسيما السوق السعودية والكويتية والأردنية. ويبين الجدول ١ الخصائص الإحصائية لبيانات الدراسة. حيث بغت عدد المشاهدات في السلسلة الزمنية لأسعار النفط.

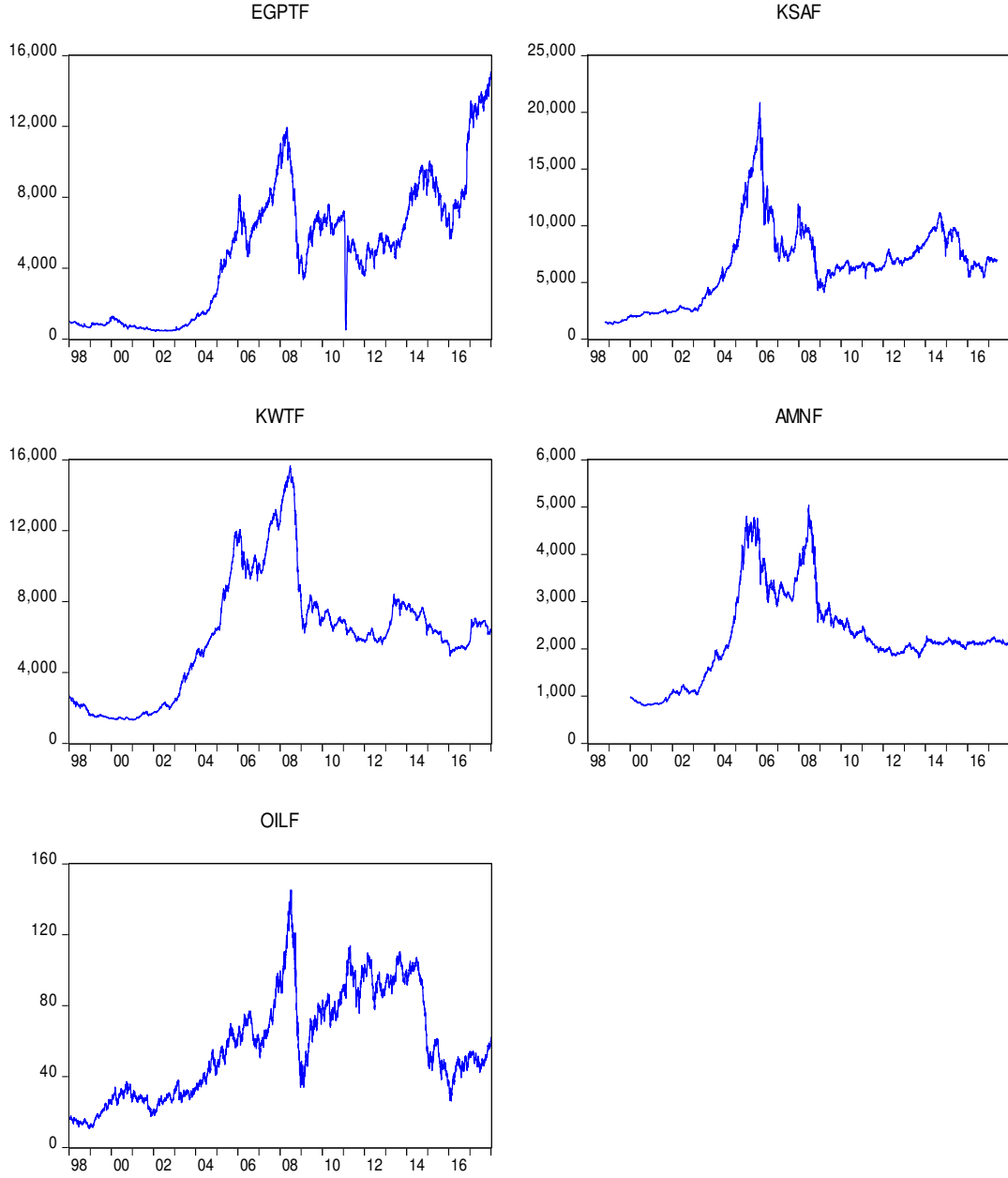
الجدول ١  
الخصائص الإحصائية لبيانات الدراسة

|              | LAMNF | LEGPTF | LKSAF | LKWTF | LOILF |
|--------------|-------|--------|-------|-------|-------|
| Mean         | 7.633 | 8.080  | 8.614 | 8.514 | 3.896 |
| Median       | 7.662 | 8.567  | 8.785 | 8.742 | 3.963 |
| Std. Dev.    | 0.448 | 1.081  | 0.615 | 0.687 | 0.588 |
| Observations | 433   | 481    | 447   | 481   | 481   |

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحثين بالاعتماد على قاعدة بيانات الدراسة

### ٣,٥ اختبار جذر الوحدة

تم استخدام اختبار جذر الوحدة مع توقع وجود نقاط تحول هيكلية باستخدام منهجية PP فضلاً عن استخدام طريقة فيليبس بيرون PP. حيث تعتبر هذه الطريقة من أكثر الطرائق كفاءة. وهي تعديل لا معلمي على طريقة ديلى فولر الموسع ADF. أما بالنسبة لعدد الإبطاءات التي يمكن أن تستخدم في معادلات اختبار جذر الوحدة فقد تم الاعتماد على معيار AIC حيث أنه اختبار مناسب للسلاسل الزمنية الطويلة. بينت النتائج المعروضة في الجدول ٢ لهذا الاختبار أن أغلب السلاسل لها جذر وحدة، أي متكاملة من الرتبة  $I(1)$ ، ماعدا السلاسل الزمنية الخاصة بالقيم الموجبة التراكمية والقيم السالبة التراكمية فقد كانت مستقرة في المستوى. وهذه النتيجة تدفعنا لاستخدام أساليب قياسية غير أسلوب الانحدار الخطي الذي قد يؤدي إلى ما يطلق عليه بالانحدار الزائف.



الشكل ١

تطور أسعار النفط وأسعار الأسهم في الأسواق المالية محل الدراسة

المصدر: بالاعتماد على قاعدة بيانات الدراسة

## الجدول ٢

## نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار فيليبس بيرون PP

## UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

|                          |             | At Level            |           |          |          |          |              |              |
|--------------------------|-------------|---------------------|-----------|----------|----------|----------|--------------|--------------|
|                          |             | LAMNF               | LEGPTF    | LKSAF    | LKWTF    | LOILF    | LOILF_NEG    | LOILF_POS    |
| With Constant            | t-Statistic | -1.7230             | -0.7297   | -2.1110  | -1.0973  | -2.0127  | -1.7230      | -0.7297      |
|                          | Prob.       | 0.4189              | 0.8367    | 0.2405   | 0.7183   | 0.2814   | 0.4189       | 0.8367       |
|                          |             | n0                  | n0        | n0       | n0       | n0       | n0           | n0           |
| With Constant & Trend    | t-Statistic | -1.3047             | -1.9277   | -1.5252  | -0.9666  | -1.9417  | -1.3047      | -1.9277      |
|                          | Prob.       | 0.8853              | 0.6384    | 0.8198   | 0.9461   | 0.6309   | 0.8853       | 0.6384       |
|                          |             | n0                  | n0        | n0       | n0       | n0       | n0           | n0           |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | 0.6966              | 1.2577    | 1.0205   | 0.6230   | 0.4558   | 0.6966       | 1.2577       |
|                          | Prob.       | 0.8656              | 0.9472    | 0.9194   | 0.8506   | 0.8125   | 0.8656       | 0.9472       |
|                          |             | n0                  | n0        | n0       | n0       | n0       | n0           | n0           |
|                          |             | At First Difference |           |          |          |          |              |              |
|                          |             | d(LAMNF)            | d(LEGPTF) | d(LKSAF) | d(LKWTF) | d(LOILF) | d(LOILF_NEG) | d(LOILF_POS) |
| With Constant            | t-Statistic | -14.4571            | -20.3657  | -15.2003 | -13.7377 | -15.3885 | -14.4571     | -20.3657     |
|                          | Prob.       | 0.0000              | 0.0000    | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000       | 0.0000       |
|                          |             | ***                 | ***       | ***      | ***      | ***      | ***          | ***          |
| With Constant & Trend    | t-Statistic | -14.4992            | -20.3418  | -15.2264 | -13.7299 | -15.3906 | -14.4992     | -20.3418     |
|                          | Prob.       | 0.0000              | 0.0000    | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000       | 0.0000       |
|                          |             | ***                 | ***       | ***      | ***      | ***      | ***          | ***          |
| Without Constant & Trend | t-Statistic | -14.4477            | -20.2363  | -15.2576 | -13.7365 | -15.3874 | -14.4477     | -20.2363     |
|                          | Prob.       | 0.0000              | 0.0000    | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000   | 0.0000       | 0.0000       |
|                          |             | ***                 | ***       | ***      | ***      | ***      | ***          | ***          |

## الملاحظات

a: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1% and (no) Not Significant

b: Lag Length based on AIC

c: Probability based on MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## ٣,٦. نتائج تقدير أنموذج الدراسة

تم تقدير أنموذج الدراسة لكل سوق مالية على حدة، حيث المتغير التابع هو اللوغاريتم الطبيعي لمتوسط سعر الأغلاق خلال شهر والمتغيرات المفسرة هي اللوغاريتم الطبيعي للمجموع التراكمي للقيم الموجبة لأسعار النفط LOIL\_POS واللوغاريتم الطبيعي للمجموع التراكمي للقيم السالبة لأسعار النفط LOIL\_NEG.

## الجدول ٣

## نتائج تقدير أنموذج الدراسة

| Variable  | مصر        | السعودية | الكويت | الأردن |
|-----------|------------|----------|--------|--------|
| LOILF_POS | 1.045552** | 0.323    | -1.392 | -0.064 |
|           | 0.0275     | 0.623    | 0.802  | 0.948  |
| LOILF_NEG | 0.727113   | 0.300    | -1.479 | -0.020 |
|           | 0.1902     | 0.677    | 0.798  | 0.948  |
| C         | 5.093***   | 8.409*** | 14.978 | 7.29   |
|           | 0          | 0        | 0.39   | 0.943  |

| Variable    | مصر       | السعودية  | الكويت    | الأردن    |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ECT         | -4.53E-02 | -7.97E-03 | -1.39E-03 | -1.09E-02 |
|             | 0.0238    | 0.1417    | 0.6533    | 0.156     |
| F-statistic | 2.617     | 0.936     | 4.036**   | 1.630     |

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

|             |       |       |         |       |
|-------------|-------|-------|---------|-------|
| F-statistic | 0.275 | 2.224 | 3.608** | 0.101 |
| Prob. F     | 0.601 | 0.136 | 0.028   | 0.751 |

**Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey**

|             |       |           |          |           |
|-------------|-------|-----------|----------|-----------|
| F-statistic | 1.367 | 27.898*** | 8.205*** | 11.303*** |
| Prob. F     | 0.229 | 0.000     | 0.000    | 0.000     |

**Symmetry Test**

|             |           |          |          |          |
|-------------|-----------|----------|----------|----------|
| F-statistic | 6.074**   | 0.038    | 0.046    | 0.100    |
| Prob. F     | 0.014     | 0.845    | 0.831    | 0.752    |
| Result      | asymmetry | symmetry | symmetry | symmetry |

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحثين لاستخدام EViews 10  
ملاحظة: \*\*\* معنوية عند مستوى الدلالة ١% و\*\* معنوية عند مستوى الدلالة ٥% و\* معنوية عند مستوى الدلالة ١٠%.

توضح النتائج المعروضة في الجدول ٣ أن الأنموذج الخاص بسوق المال المصرية كان الأكثر كفاءة من الناحية الإحصائية. فقد كانت معلمة تصحيح الخطأ معنوية عند مستوى الدلالة ٥%، وهو ما يشير إلى إمكانية تصحيح الخطأ بمعدل ٤,٥%. إلا أن اختبار wald test لاختبار وجود علاقة طويلة فشل في تمكيننا من رفض فرض العدم، القائل بأنه لا توجد علاقة طويلة الأجل بين أسعار النفط وأسعار سوق القاهرة.

أما بالنسبة لبقية النماذج فإن النتائج بينت أنه لا توجد إمكانية لتصحيح الأخطاء قصيرة الأجل ولا توجد علاقات طويلة الأجل بين أسعار النفط وأسعار الأسواق المالية في كل من سوق عمان وسوق الكويت. في حين أظهرت النتائج أن هناك علاقة طويلة الأجل في السوق السعودية دون إمكانية تصحيح الأخطاء قصيرة الأجل.

من ناحية ثانية بينت النتائج أن النماذج الخاصة بكل من سوق القاهرة وعمان والسعودية لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء باستخدام اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test، حيث كانت قيمة F المحسوبة في كل من هذه النماذج أصغر من القيمة الجدولية، أو بمعنى آخر كانت قيمة الاحتمالية Prob. أكبر حتى من ١٠%، وهو ما يعني إمكانية قبول فرض العدم القائل بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء في هذه النماذج، في حين إن الأنموذج الخاص بالسوق الكويتية أظهر بأن هناك علاقة ارتباط ذاتي للأخطاء عند مستوى الدلالة ٥%.

كما أوضحت النتائج أن الأنموذج الخاص بسوق القاهرة لم يكن يعاني من مشكلة اختلاف التباين باستخدام اختبار Breusch-Pagan-Godfrey، حيث تبين بأن قيمة الاحتمالية الخاصة بالاختبار في هذا الأنموذج أصغر من ٥% وهو ما يعني بأننا نرفض فرض العدم القائل بأن الأنموذج يعاني من

مشكلة اختلاف التباين. من ناحية ثانية فقد فشلت النماذج الأخرى في اجتياز هذا الاختبار، ما يعني بأنها تعاني من مشكلة اختلاف التباين.

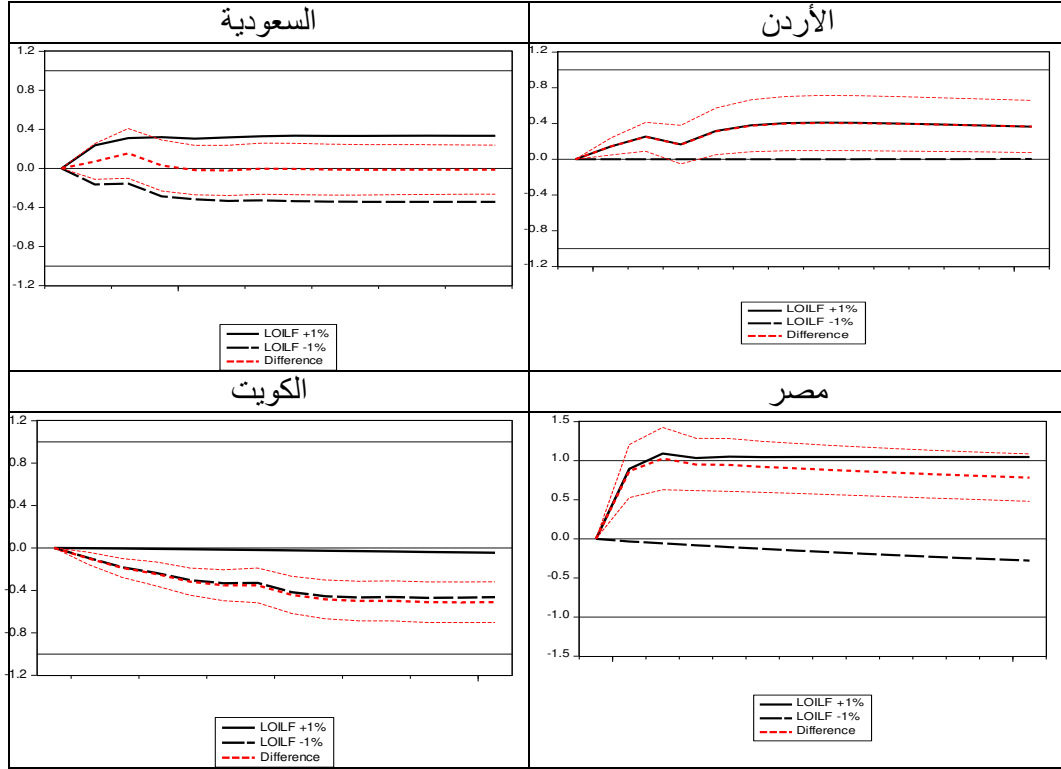
أظهرت النتائج المبينة في الجدول ٣ أن نموذج سوق القاهرة وحده اثبت فرضية العلاقة غير التناظرية، فيما كانت النماذج الخاصة بالأسواق الأخرى تناظرية، ولا تختلف قيم المقدرات الخاصة بالمجاميع التراكمية الموجبة والسالبة عن الصفر. إن لاتناظرية العلاقة في سوق القاهرة الدولية تكشف عن أن سلوك التغيرات الموجبة لأسعار النفط تختلف عن سلوك تأثير القيم السالبة. وبحسب النتائج فإن زيادة أسعار النفط بمعدل ١% سوف يؤدي إلى زيادة أسعار الأسهم في سوق القاهرة بمعدل ٠,٠٤% عند مستوى الدلالة ٥%، في حين إن انخفاض أسعار النفط لا يؤدي إلى أي تأثير في أسعار الأسهم، حيث لم تكن المقدره الخاصة بالمجموع التراكمي معنوية.

من ناحية ثانية، تم اختبار الأثر المضاعف التراكمي الديناميكي dynamic cumulative effect multiplier ، الذي يعكس تأثير الصدمات قصيرة الأجل في سلوك المتغير التابع، كما تبين الأثر التناظري لهذه الصدمات في الأجل القصير. وتبين النتائج بأن هناك تأثيرات مختلفة لصددمات الأجل القصير في أسعار النفط في أسواق المال في الدول محل الدراسة. ففي الأردن، إن زيادة أسعار النفط بمعدل ١% سوف تؤدي إلى زيادة مؤشر أسعار الأسهم بمعدل ٠,١٤% وفي الفترة التي تليها يصل الأثر التراكمي في الارتفاع إلى ٠,٢٥%، ثم ينخفض مؤشر الأسعار قليلاً، ثم يعاود الارتفاع، ثم في يستقر في حركته، لتبدو مرحلة تخامدية طويلة الأجل، يشير إليها ميل المنحنى الهبوطي البطيء. كما يعكس الشكل الخاص بالأردن أن لا أثر لتراجع أسعار النفط في مؤشر أسعار السوق المالية.

وفيما يتعلق بالسوق السعودية، فإن سلوك المنحنيين المعبرين عن أثر الصدمات الموجبة والسالبة يؤيد العلاقة التناظرية قصيرة الأجل. إذ أن ارتفاع أسعار النفط سوف يؤدي إلى ارتفاع مؤشر "تداول" ليصل أثره خلال شهر واحد إلى ٠,٢٤% مقابل زيادة أسعار النفط بمعدل ١%. في حين إن انخفاض أسعار النفط سوف يؤدي إلى تخفيض "تداول" بمعدل ٠,١٦% خلال الشهر التالي. وكما يشير إليه الشكل الخاص بالسوق السعودية، فإن تغيرات أسعار النفط سوف تؤدي إلى انتقال shift المنحنى التوازني إلى سعر جديد سواء في حالة الصدمات الموجبة أو السالبة. ويعزز هذه النتيجة أن منحنى الفروق بين الأثار منطبق إلى حد كبير على المحور الأفقي.

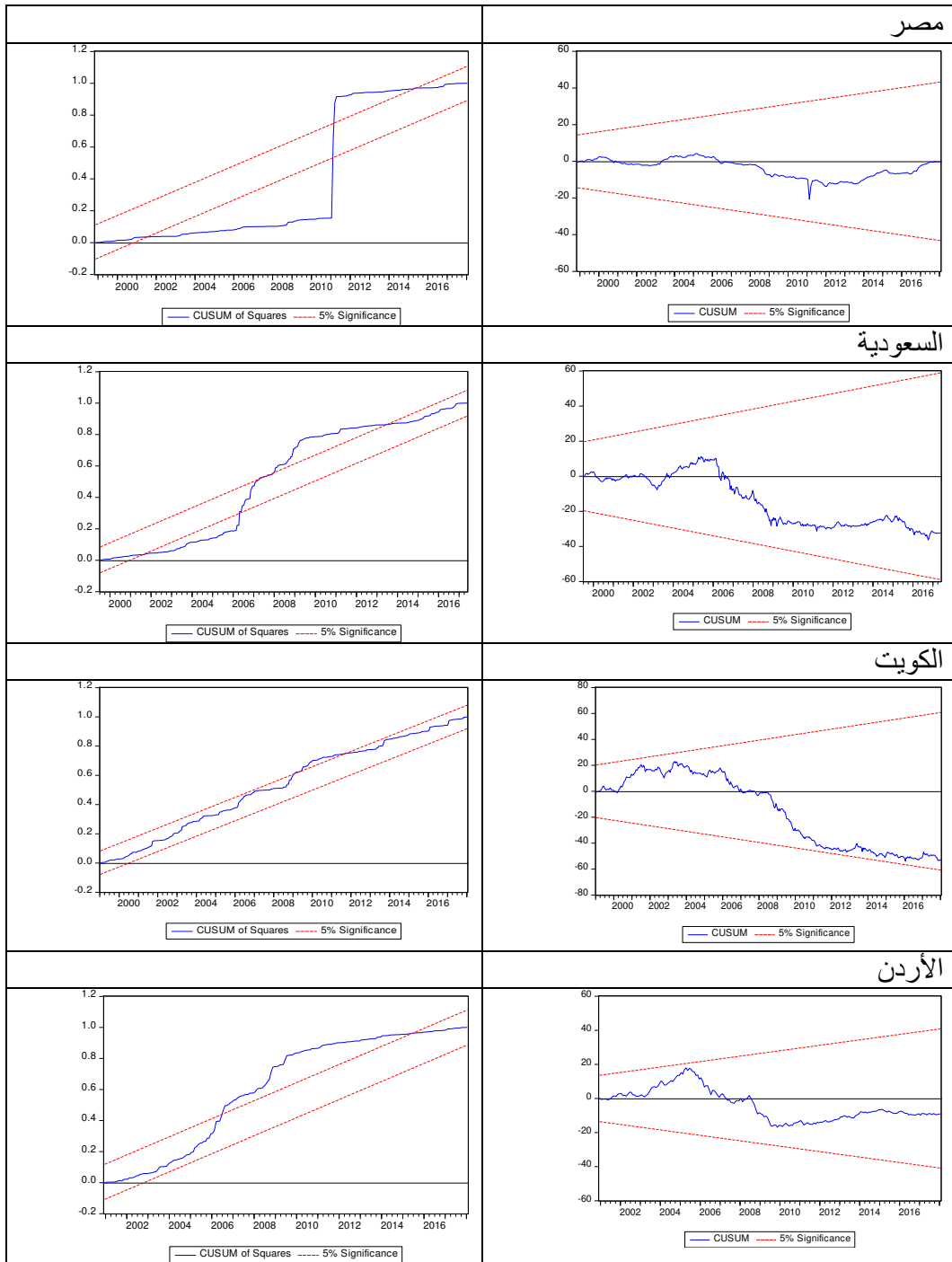
وفيما يتعلق بمصر، فإن الشكل يبين أن زيادة أسعار النفط بمعدل ١% سوف يؤدي إلى زيادة كبيرة في مؤشر أسعار السوق المالية، ليصل الأثر التراكمي إلى النسبة نفسها خلال ثلاثة أشهر. ويستقر هذا الأثر مع اتجاه صعودي (حالة عدم العودة إلى الوضع التوازني) والانتقال إلى سعر توازني جديد. أما أثر الصدمات السالبة فيبدو هادئاً مع اتجاه هبوطي مستمر (حالة عدم العودة إلى الوضع التوازني مرة ثانية). وتعكس هذه النتائج حالة "الهشاشة النسبية" لسوق الأوراق المالية المصرية تجاه تغيرات أسعار النفط.

أما في سوق الكويت، فإن زيادة أسعار النفط لا يؤدي في الأجل القصير إلى تغيرات في مؤشر أسعار الأسهم، في حين إن انخفاض أسعار النفط سوف يؤدي إلى تراجع مستمر خلال الأشهر العشرة التالية، يبدأ بعدها مؤشر أسعار سوق الأسهم الكويتي بالاستقرار.



الشكل ٢  
نتائج تقدير مضاعف الأثر التراكمي الديناميكي

وبإجراء اختبارات الاستقرار الهيكلي للنماذج المقدرة يبين الرسوم البيانية جميعها أنه باستخدام اختبار (cusum) cumulative sum و اختبار (cusumsq) cumulative sum of squares. لقد أظهرت النتائج الموضحة في الشكل ٣ أن جميع النماذج مستقرة هيكلياً في الأجل الطويل باستخدام الاختبار الأول، إذ بقي المنحنى المعبر عن الاختبار ضمن المجال المعياري لمستوى الدلالة ٥%، في حين أظهرت النتائج أن هناك تغيراً هيكلياً في جميع النماذج قد حدث باستخدام الاختبار الثاني. إن اختلاف النتائج بين الاختبارين يقودنا إلى تبني نتائج اختبار cusumsq والتي تظهر أن هناك تغيرات هيكلية قد حدثت في العلاقة بين أسعار الأسواق المالية وأسعار النفط أقلها حدة في سوق الكويت، وأكثرها حدة في سوق القاهرة، ثم في سوق عمان للأوراق المالية. ونلاحظ مثل هذه النتيجة تقريباً لدى Kisswani and Elian (٢٠١٧)، إذ إن نتائج اختبار cusum بينت أن النماذج مستقرة هيكلياً، في حين بينت نتائج cusumsq أن هناك تعديلات هيكلية قد حدثت أثناء اختبار العقة بين أسعار النفط وأسعار سوق الصرف الكويتية.



الشكل ٣

نتائج اختبار استقرار نماذج الدراسة

المصدر: بالاستناد إلى نتائج تقدير نماذج الدراسة وباستخدام Eviews 10

## ٤. النتائج

عمل الباحثان في هذه الورقة على اختبار وجود علاقة تناظرية بين أسعار النفط (المتغير المفسر) وأسعار سوق الأوراق المالية في كل من السعودية والأردن ومصر والكويت خلال المدة بين العامين ١٩٩٨-٢٠١٧. حيث مثلت كل من هذه الدول رانزاً لمجموعة الدول التي تنتمي إليها، حيث مثلت السعودية البلدان النفطية الكبيرة الحجم والكويت البلدان النفطية صغيرة الحجم، فيما مثل الأردن البلدان الصغيرة ذات الاقتصاد المتنوع والفقيرة بالموارد الطبيعية، ومثلت مصر البلدان ذات الاقتصاد المتنوع وكثيف السكان وذات قاعدة موريدية جيدة نسبياً.

لغايات اختبار فرضية العلاقة التناظرية بين المتغيرين محل الدراسة مقابل فرضية العلاقة غير التناظرية. فقد استخدم الباحثان منهجية NARDL التي طورها Shin (٢٠١٤). وتعني العلاقة التناظرية أن تأثير التغيرات الموجبة لأسعار النفط في أسعار الأسهم هي نفسها في الاتجاه المعاكس، أي إن انخفاض أسعار النفط سوف يؤدي إلى تحفيض أسعار السوق بمعامل المرونة نفسه في حالة التغيرات الموجبة (في الدالة اللوغاريتمية التامة).

تم الحصول على بيانات الدراسة من بيانات المؤشر العام للأسواق العربية محل الدراسة بشكل منفصل لكل منها وعلى ما يوفره موقع Investing.com. فضلاً عن أسعار النفط لمزيج برينت Brent Crude Oil Price. وقد وجد الباحثان أنه من المناسب أخذ المتوسطات الحسابية الشهرية لسعر الإغلاق للأسواق المالية المعنية وأسعار النفط في السوق العالمية (مزيج برينت).

من أجل تقدير نماذج الدراسة فقد تم إجراء اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار فيليبس بيرون PP، حيث أظهرت أن أغلب المتغيرات مستقرة في الفرق الأول. وقد بينت نتائج التقدير أن نموذج سوق القاهرة للأوراق المالية هو الوحيد الذي أظهر استجابة للتغيرات في أسعار النفط، في حين كانت العلاقة بين المتغيرين غير موجودة. كما بينت النتائج أن العلاقة في السوق المصرية غير تناظرية وبالتحديد فإن التغيرات الموجبة في أسعار النفط تؤثر بعلاقة طردية بأسعار الأسهم في حين أن التغيرات السالبة (انخفاض أسعار النفط) لا تؤثر في أسعار سوق القاهرة. وبينت النتائج أن هناك تغيرات هيكلية أظهرتها اختبارات الاستقرار الهيكلية للنماذج باستخدام اختبار cusumq.

كمحصلة نهائية لهذه الدراسة، يؤكد الباحثان بأن هذه الدراسة تتفق مع ما توصل إليه Al Janabi *et al.* (٢٠١٠) من أنه لا توجد أدلة كافية على ان هناك علاقة بين أسعار النفط وأسعار الأسواق المالية.

## المراجع

1. Al Janabi, M., Hatemi-J, A., Irandoust, M., 2010. An empirical investigation of the information efficiency of the GCC equity markets: evidence from bootstrap simulation. *Int. Rev. Financ. Anal.* 19, 47-54.
2. Aroui, M. E. H., Lahiani, A., and Nguyen, D. K. (2011). Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries. *Economic Modelling*, 28(4), 1815-1825.
3. Awartani, B., and Maghyreh, A. I. (2013). Dynamic spillovers between oil and stock markets in the Gulf Cooperation Council Countries. *Energy Economics*, 36, 28-42.
4. Basher, S.A., Haug, A.A., Sadorsky, P., 2012. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Econ.* 34, 227-240.
5. Basher, S. A. and Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17(2), 224-251.

6. Bouri, E. (2015). A broadened causality in variance approach to assess the risk dynamics between crude oil prices and the Jordanian stock market. *Energy Policy*, 85, 271-279.
7. Fousekis, P., Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2016). Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. *Economic Modelling*, 52, 499-506.
8. Granger, C., and Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. Department of Economics, UC San Diego.
9. Huang, S., An, H., Gao, X., and Sun, X. (2017). Do oil price asymmetric effects on the stock market persist in multiple time horizons?. *Applied Energy*, 185, 1799-1808.
10. Kisswani, K. M., and Elian, M. I. (2017). Exploring the nexus between oil prices and sectoral stock prices: Nonlinear evidence from Kuwait stock exchange. *Cogent Economics and Finance*, 5(1), 1286061.
11. Maneejuk, P., Yamaka, W., and Sriboonchitta, S. (2018, January). Mixed-Copulas Approach in Examining the Relationship Between Oil Prices and ASEAN's Stock Markets. In *International Econometric Conference of Vietnam* (pp. 531-541). Springer, Cham.
12. Narayan, P. K., and Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438.
13. Neftci, S. N. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *The Journal of Political Economy*, 92, 307-328.
14. Nusair, S. A. (2016). The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Cooperation Council countries: Nonlinear analysis. *Energy Policy*, 91, 256-267.
15. Perdiguero-García, J. (2013). Symmetric or asymmetric oil prices? A meta-analysis approach. *Energy Policy*, 57, 389-397.
16. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
17. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16, 289-326.
18. Reboredo, J. C. and Rivera-Castro, M. A. (2014). Wavelet-based evidence of the impact of oil prices on stock returns. *International Review of Economics & Finance*, 29, 145-176.
19. Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469.
20. Salisu, A. A. and Oloko, T. F. (2015). Modeling oil price-US stock nexus: A VARMA-BEKK-AGARCH approach. *Energy Economics*, 50, 1-12.
21. Shahzad, S. J. H., Nor, S. M., Ferrer, R., and Hammoudeh, S. (2017). Asymmetric determinants of CDS spreads: US industry-level evidence through the NARDL approach. *Economic Modelling*, 60, 211-230.
22. Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer New York.