مجلة جامعة عدن للعلوم الانسانية والاجتماعية



EJUA-HS Vol. 4 No. 2 (2023)

https://doi.org/10.47372/ejua-hs.2023.2.262

ISSN: 2708-6275



مقالة بحثية

العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار إنتاج النفط الخام باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المعربة الموزعة ونموذج تصحيح الخطأ

نجلاء صالح حسن*

قسم الاحصاء والمعلوماتية، كلية العلوم الادارية، جامعة عدن، عدن، اليمن

* الباحث الممثل: نجلاء صالح حسن؛ البريد الالكتروني: Na1987gla@gmail.com

استلم في: 27 مايو 2023 / قبل في: 22 يونيو 2023 / نشر في: 30 يونيو 2023

المُلخّص

هدف البحث الى تحديد العلاقة بين سعر الصرف الدولار مقابل الريال اليمني وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام في الجمهورية اليمنية في المدّة الزمنية (1996 - 2013م). وتم التوصل إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما - باستخدام منهجية - ARDL مما يعني أنهما لا يبتعدان على بعضهما البعض كثيرا بحيث يظهران سلوكا متشابها. وفي نموذج تصحيح الخطأ أن ابتعاد هذه العلاقة عن التوازن في الأجل الطويل، يصحح كل سنة بمقدار (67.7379 %) وان العلاقة السببية تتجه من أسعار انتاج النفط الخام الى سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، النفط الخام، نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، نموذج تصحيح الخطأ، المشاكل القياسية.

1- المقدمة:

زخرت الأدبيات الاقتصادية المعاصرة بكم هانل من الدراسات والأبحاث التي تناقش التأثير المتبادل بين العلاقة بين سعر الصرف الدولار وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام ويما أن النفط الخام أحد أهم مصادر الطاقة في العالم، ويشكل سلعة إستراتجية دولية تتضمن قيمة اقتصادية عالية وتأتى أهمية النفط الخام من الوفرة النسبية وتركيزه للطاقة وكفاءته وسهولة نقل وتوزيعه، فضلا عن وجود بدائل في نفس مستوى النوعية والسعر كونها بدائل محدودة وبعضها يعد أكثر المصادر تلوثا للبيئة في حين يلاقي الأخر معارضة كبيرة بسبب الكلفة العالية وخطر الإشعاعات المنبعثة منها. قاد الجدل الواسع في تحديد طبيعة العلاقة بين الدولار وأسعار النفط واتجاهها إلى أربعة وجهات نظر: الأول، علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر صرف الدولار إلى أسعار قيمة إنتاج النفط الخام من خلال الأثار المباشرة وغير المباشر لانخفاض الدولار التي تودي إلى ارتفاع أسعار النفط الخام، ووجهة النظر الثائية ترى ارتفاع أسعار قيمة إنتاج النفط الخام تسبب خفض الدولار بسبب زيادة العجز في ميزان المدفوعات الأمريكي، أي سببية معكوسة، إما وجهه النظر الثائثة فقد توصلت إلى وجود علاقة سببية متبادلة بين أسعار النفط وسعر صرف الدولار وأسعار النفط وسعر الخام تتحكم بهما عوامل متباينة فالأول يتحدد بما تطرحه نظريات سعر الصرف والثاني تتحكم به الطبيعة الخاصة للسوق النفطية وهما نتاج لهيمنة الاقتصاد الأمريكي بحيث لا توجد علاقة بينهما.

2- مشكلة البحث:

إن العلاقة السببية بين سعر الصرف الدولار وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام للعديد من الدراسات الاقتصادية التي توصلت إلى نتائج غير حاسمة. وقد كثر الجدل حول طبيعة العلاقة بين الدولار وأسعار النفط، ووجدت وجهات نظر مختلفة ومنها: - الأولى علاقة سببية أحادية الاتجاه من سعر صرف الدولار إلى أسعار النفط الخام، والثانية ترى ارتفاع أسعار النفط الخام تسبب خفض الدولار، والثالثة فقد توصلت إلى وجود علاقة سببية متبادلة بين أسعار النفط وسعر صرف الدولار وأخيرًا الرابعة أن كلا من سعر صرف الدولار وأسعار النفط الخام تتحكم بهما عوامل مختلفة تبعًا للسياسية الاقتصادية العالمية للدول.

وتكمن مشكلة البحث في التساؤل الآتي:

هل التغيرات في سعر صرف الدولار التي تؤدي إلى تغير في أسعار قيمة إنتاج النفط الخام أم العكس صحيح؟

EJUA-HS ا يونيو 2023 ايونيو EJUA-HS

3- أهداف البحث:

يهدف البحث الى الآتى:

- 1- معرفة التطور لكل من اسعار الصرف للدولار وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام من خلال استخدام اسلوب التحليل الوصفي.
 - 2- تفسير واقع أداء المتغيرين والعلاقة بينهما في المدَّة (1996 2013م)
 - 3- معرفة اتجاه العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام.
 - 4- بناء نموذج قياسي لاختبار طبيعة واتجاه العلاقة بين سعر صرف الدولار أسعار قيمة إنتاج النفط الخام.
- 5- الكشف عن المشاكل القياسية للنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتمثلة بـ (الارتباط الذاتي، اختلاف التباين، التوزيع الطبيعي للبواقي).

4- فرضيات البحث:

- 1- لا توجد علاقة تكاملية طويلة الاجل بين سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام في اليمن في المدّة الزمنية (1996 2013م).
- 2- لا توجد علاقة تكاملية قصيرة الأجل بين سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام في اليمن في المدّة الزمنية (1996 2013م).
 - 3- وجود علاقة سببية بين المتغيرين المعتمدين في الدراسة على الأقل من اتجاه واحد.
 - 4- لا توجد المشاكل القياسية (الارتباط الذاتي، اختلاف التباين، التوزيع الطبيعي للبواقي) للنموذج المقدر

5- أهمية البحث:

يعد دراسة العلاقة بين سعر صرف الدولار و أسعار قيمة إنتاج النفط الخام واتجاهها من المواضيع الاقتصادية المهمة للاقتصاديين والباحثين كحد سواء وذلك لما لهما من تأثير على الاقتصاد المحلي والعالمي للدول وهنا تم استخدام منهجية ARDL للوصول إلى أي مدى التأثير بينهما او انعدامه في المدَّة الزمنية (1996 - 2013م) في اليمن.

وتكمن أهمية البحث في الآتي:

- 1- ايجاد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة في الاجلين الطويل والقصير.
- 2- توضيح اتجاه العلاقة بين سعر صرف الدولار و قيمة إنتاج النفط الخام في المدَّة الزمنية (1996 2013م).

6- منهج البحث:

اعتمدت الدراسة في هذا البحث على المنهج الوصفي التحليلي والقياسي في العلاقة بين سعر الصرف كمتغير تابع وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام وتطورها خلال فترة البحث. كما تم استخدام منهج الخطأ في منهج الخام وتطورها خلال فترة البحث. كما تم استخدام منهج الخطأ في منهج المحللة بين المتغيرين في الأجل القصير. وسببية أنجل جرانجر في معرفة اتجاه هذه العلاقة.

7- الدراسات السابقة:

- 1- دراسة الجنابي، نبيل و حسين، كريم عام (2010م): الموسومة بـ (العلاقة بين أسعار النفط الخام العالمية وسعر صرف مقابل اليورو)، بيانات يومية للفترة (2009/8/10 2009/6/30) وباستخدام نموذج التكامل المشترك و سببية جرانجر توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما، وفي نموذج تصحيح الخطأ دل هذا الاختبار المقدر السالب والمعنوي إحصائيا أن ابتعاد هذه العلاقة عن التوازن في الأجل الطويل، يصحح كل يوم مقدار (1.05%). وان العلاقة السببية تتجه من سعر صرف الدولار إلى أسعار النفط العالمية في الأجلين الطويل والقصير.
- 2- دراسة عبدالله، محمد عيسى ابراهيم (2019م): الموسومة بـ (محددات النمو الاقتصادي في السودان وفق مؤشرات التنمية المستدامة، (1992-2016م) دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية. هدفت الدراسة إلى التعرف على محددات النمو الاقتصادي في السودان باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الموزعة (ARDL) في المِدة (1992-2016م) وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية في المدى الزمني الطويل بين كل من الاستثمار الأجنبي المباشر, رأس المال البشري, الانفتاح الاقتصادي وبين النمو الاقتصادي في السودان.

- 3- دراسة مزوري الطيب، ملال أحمد (2021م): الموسومة بـ (تقدير العلاقة بين الفقر والفساد في الجزائر، حيث هدفت الدراسة إلى تقدير العلاقة بين الفساد ومستوى الفقر في دولة الجزائر للمدَّة (2003-2018) هذا باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، وتوصلت الدراسة إلى أن للفساد تأثير خطير وضار على رفاهية المواطنين من خلال تقليل نفقات الخدمات الاجتماعية، وتم التواصل الى أن للفساد تأثير على الفقر لان الانشطة الفاسدة لهل تأثير على حرمان الفقراء من الموارد المالية والموارد التي كان من الممكن استخدامها لتحسين حياتهم.
- 4- دراسة (chen and chen) عام (2007م): الموسومة بـ (العلاقة طويلة الأجل بين أسعار النفط العالمية ومعدلات صرف الدولار باستخدام بيانات شهرية لأقطار (G7). وتوصلت الدراسة إلى أن أسعار النفط مصدر مهم لتفسير تحركات أسعار صرف الدولار. وهناك علاقة مستقرة بينها وإمكانية استخدام أسعار النفط العالمية للتنبؤ بالعوائد المستقبلية لسعر الصرف.
- 5- دراسة (L,Nikbakht) عام (2009م): الموسومة بـ (العلاقة الطويلة الأجل بين أسعار النفط ومعدلات صرف عملات دول الأوبك مقابل الدولار)، بيانات شهرية للمدة (2000 2006) وباستخدام نموذج التكامل المشترك و سببية جرانجر وتوصلت الدراسة إلى أن أسعار صرف الدولار مصدر مؤثر جدا في تحركات أسعار النفط العالمية، ووجود علاقة ارتباط طويلة الأجل بينهما.

8- الإطار النظرى للبحث:

أولًا: مفهوم التكامل المشترك: Concept of Co integration

ظهر التكامل المشترك على يد (1983م) Granger و (1987م) Engle، وارتكز تطورها قبل كل شيء على صحة فرضية استقرارية السلاسل الزمنية، وهي ناتجة عن دمج بين تقنية بوكس – جينكيتز والتقارب الحركي (الديناميكي) لنماذج تصحيح الخطأ. ترتكز هذه التقنية على السلاسل الزمنية غير المستقرة في حين تكون التركيبات الخطية, التي فيما بينها مستقرة، وجود التكامل المشترك مرتبط باختيارات الجذر الوحدوي للتحقيق من استقرار السلاسل، كما تسمح هذه الاختبارات من التأكد من وجود تكامل مشترك, أي التقارب بين سيرورات السلاسل الزمنية (أ).

خصائص درجة تكامل سلسلة زمنية وشروط التكامل المشترك:

إذا كانت لدينا سلسلتان X_{1t} وما هي درجة التكامل X_{1t} متكاملتان من الدرجة X_{1t} فما هي إذن درجة تكامل X_{1t} X_{2t} وما هي درجة التكامل X_{2t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{1t} X_{2t} X_{1t} X_{2t} وما هي درجة التكامل X_{2t} X_{2t} X_{2t} والتكامل X_{2t} X_{2t} X

نقول أن هناك تكاملًا مشتركًا بين السلسلتين ٢٢, Χ١ إذا تضمنتا اتجاهًا عامًا عشوائيًا بدرجة

التكامل d نفسه وتوليفة خطية للسلسلتين تسمح بالحصول على سلسلة ذات درجة تكامل أقل ليكن:

- $X_t \rightarrow I(d)$
- $Y_t \rightarrow I(d) Y$

بحيث $(a_1 \, \alpha_2)_t = \alpha_1 \, X_t$ يسمى بشعاع التكامل المشترك. $(a_1 \, \alpha_2)_t = \alpha_1 \, X_t$ حيث $(a_1 \, \alpha_2)_t = \alpha_1 \, X_t$ بحيث $(a_1 \, \alpha_2)_t = \alpha_1 \, X_t$ يسمى بشعاع التكامل المشترك. في الحالة العامة، إذا كان لدينا $(a_1 \, \alpha_2)_t = \alpha_1 \, X_t$

- $X_t \rightarrow I(d)$
- $t \to I (d X)$

.

 $X_{kt} \rightarrow I(d)$

إذا وجد شعاع تكامل مشترك $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ وشعاع التكامل المشترك هو $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ فأن المتغير ات, التى عددها $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ المتغير ات, التى عددها $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ المتغير ات $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث التكامل المشترك وشعاع التكامل المشترك هو $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بحيث $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ بدير $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$

ويُطبّق اختبار ديكي - فوللر الموسع (Dickey - Fuller Augmented)؛ حيث يُعدُّ من أكفأ الاختبارات لجذر الوحدة.

2023 ايونيو EJUA-HS

⁽¹⁾ الجنابي، نبيل وحسين، كريم (2010م).

من أهم الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية:

- أن استقرار السلاسل الزمنية إحصائيًا "يختلف عن استقرارها اقتصاديًا.
- أن الطبيعة غير المستقرة للمتغيرات الاقتصادية تؤثر في نتائج الاختبارات القياسية بحيث يتزايد احتمال الارتباط الزائف وتباين القيمة المقدرة لمعاملات الانحدار لن يكون أقل ما يمكن.

أما درجة النكامل, فهي تختبر ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة في المستويات $I \sim (0) \sim I$ أو مستقرة في الاختلاف الأول $I \sim I$, أو في الاختلاف الثاني $I \sim I \sim I$ ويتم معرفة درجة التكامل بإجراء اختبار ديكي $I \sim I \sim I$ وللر على الاختلاف الأول:

$$Y_{t-1} + Y_t = \nabla Y_t$$

والاختلاف الثاني:

$$Y_{t-1} \nabla + Y_t \nabla = \nabla Y_t$$

فإذا كان الاختلاف الأول مستقر والدالة غير مستقرة في المستويات يقال أنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) \sim 1, وفي الغالب تكون السلاسل الزمنية الاقتصادية غير مستقرة متكاملة من الدرجة الأولى $^{(2)}$.

ثانيًا: منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL:

أو أما يسمى بمنهجية اختيار الحدود للتكامل المشترك (Bounds Test) والتي اقترحها هاشم باسران (Pesaran) وآخرون. وضع Auto (منهجية (Pesaran) منهجية (Pesaran) منهجية (Pesaran) منهجية (Regressive Distributed Lag) ونماذج مدَّة الإبطاء الموزعة (Distributed Lag) وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها. (Regressive Model للتكامل المشترك عن أساليب التكامل الأخرى بالعديد من المزايا من أهمها(3):

- منهجية ARDL بإمكانية أن تجمع متغيرات ذات أكثر من مستوى من الاستقرار مثل I(1) و I(0)، ولا يشترط أن جميعا مستقرة عند المستوى نفسه مثل: I(0)، وليس من أي من المتغيرات المستقلة متكاملة من الدرجة I(0) أو رتبة أعلى.
- 2- نستطيع من خلا منهجية ARDL تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع مع المتغيرات المستقلة في المدى القصير والطويل (Short run) والطويل (and long run) وبالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

كما تعتمد منهجية ARDL على خاصية (Schwarz Bayesian Criteria) , و والتي تستخدم لتحديد الحد الأمثل من الابطاءات الزمنية (Optimal Lag Length). كما أن أنموذج ARDL يعطي نتيجة تصحيح الخطأ (ECM) , كما أن أنموذج ARDL يعطي نتيجة تصحيح الخطأ والتي تقيس قدرة

الأنموذج في العودة الى التوازن بعد حدوث خلل, أو اضطراب نتيجة لأمر طارئ.

أن منهجية ARDL تعم على إزالة المشكلات المتعلقة بالارتباط الذاتي (Auto Correlation) وبذلك , فإن النتائج, التي تحصل من تقدير أنموذج ARDL يعد كفؤ وغير متحيزة.

تمتاز منهجية ARDL بأنه يمكن تطبيقها على عينات صغيرة الحجم.

معايير اختيار فترة الإبطاء في منهجية ARDL للتكامل المشترك(⁴⁾:

تُحدُّد الفتر ات الزمنية المناسبة بإستخدام كل من:

- 1- معيار التنبؤ النهائي (1969م, Final prediction Error (FPE, ماعيار التنبؤ النهائي المائي المائي التنبؤ النهائي المائي ا
 - 2- معيار معلومات أكياكي (Akaike (AIC, م1973).
 - 3- معيار معلومات شوارتز (Schwarz (SC, م1978)
- 4- معيار معلومات حنان و كوين (1979م Hannan and Quinn (H-Q, م1979)

وتُختار المدَّة الملائمة, التي تمتلك أقل قيمة من المعابير الإحصائية المقدرة في الاعلى.

⁽²⁾_ شيخي، محمد، طرق الاقتصاد القياسي، 2011.

 $_{-}^{(3)}$ الرشيّد، طارق محمد $_{-}^{(2018)}$ ص $_{-}^{(3)}$

⁽⁴⁾_ الرشيد، طارق مرجع سابق.

ثالثًا: نموذج تصحيح الخطأ (ECM):

ندرس الحالة التي يكون بين X_t و Y_t تكامل مشترك, حيث X_t المشترك و X_t نضع X_t نضع X_t نضع X_t نضع بكون بين X_t نفي هذا النوع من النمذجة كون السلسلتين متكاملتين متكاملتين ومستقرتين يزيد من مشكلات التقدير. المعنوية الإحصائية للأنموذج هي السبب في كون السلسلتين متكاملة.

إن استعمال الانحدار المباشر لكل من Y_t على X_t , وذلك لكون هذا الانحدار ليس واقعيًا، فتكون النتيجة الحصول على علاقة بين اتجاهين Two trends. المشكلة الحقيقية في سحب العلاقة المشتركة للتكامل المشترك (الاتجاه العام المشترك) من جهة ومن جهة أخرى البحث عن الارتباط الحقيقي بين المتغيرين وهو هدف أنموذج تصحيح الخطأ ECM، فهو يجمع بين الأنموذج الساكن $\beta_1 \nabla X_t$ والأنموذج الديناميكي (الحركي).

ليكن
$$Y_{t-1}$$
) eta_2 - X_{t-1} eta

+
$$\beta_2 (Y_{t-1} - \beta X_{t-1} X_t) \nabla = \beta_1 \nabla Y_t$$

1(0) 1(0) 1(0)

إضافة إلى العلاقة طويلة المدى يسمح أنموذج تصحيح الخطأ في دمج التقلبات قصيرة المدى المعامل eta_2 ، الذي ينبغي أن يكون سالبًا يمثل قوة جذب للتوازن الطويل المدى.

اختبار جرانجر للسببية (Granger Casualty Test) ختبار جرانجر

يكون تحليل الانحدار قائمًا على أساس اختبار علاقة اعتماد أحد المتغيرات (المتغير المعتمد) على عدد من المتغيرات التوضيحية. وإن مفهوم جرانجر للسببية يتضمن الكشف الإحصائي عن اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات (علاقة السبب والتأثير) عندما تكون هناك علاقة قيادة تختلف بين المتغيرين (6).

قدم جرانجر (Grangerم, Granger) تعريفًا عمليًا للسببية؛ إذ عرضها كالآتي:

إذا كان المتغير X يسبب في المتغير Y_t إذا كان من الممكن التنبؤ بالقيم الحالية للمتغير Y_t بدقة اكبر باستخدام القيم السابقة للمتغير X أكثر من عدم استخدامها , وعلى هذا فإن التغيرات في X_t يجب أن تسبق زمنيًا التغيرات في Y_t ففي هذه الحالة نستطيع ان نقول أن التغيرات في Y_t كانت بسبب المتغير X_t , وهذا يعني أن إضافة X_t الحالية والسابقة بوصفه متغيرًا توضيحيًا إلى أنموذج انحدار يحوي القيم السابقة للمتغير Y_t يزيد من القوة التفسيرية للنموذج.

لإجراء اختبار جرانجر للعلاقة السببية (Granger Casualty) باستخدام إحصائية اختبار F للقيود الخطية.

$$F = \frac{(SSR_{r-} SSR_u) \setminus m}{SSR_u / (n - K_u)}$$

وفقًا لفرضيتي العدم والبديلة أي أن:

$$H_0: \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 0$$

$$0H_1: \textstyle\sum_{i=1}^n \alpha_i \neq$$

تتبع إحصائية F للتوزيع (F(m,n-ku حيث إن:

SSR: مجموع مربعات البواقي في الأنموذج المقيد, وهو الذي يشترط فيه قيود خطية.

المقيد. عبر المقيد. المقيد الأنموذج و غير المقيد. $SSR_{\rm u}$

نعدد المعالم في الأنموذج غير المقيد. K_{ν}

m: عدد القبود

n: عدد المشاهدات

فإذا كانت قيمة إحصائية (F) المحسوبة أكبر من قيمة إحصائية (F) المجدولة عند مستوى معين من المعنوية, فإننا نرفض فرضية العدم, وهذا يعني أن هناك علاقة سببية باتجاهين؛ إن المتغير X يتأثر بالمتغير Y_c وبالعكس المتغير Y_c يتأثر بالمتغير X_c .

2023 ايونيو EJUA-HS

^{(&}lt;sup>5)</sup>- الجويجاتي (2005م).

⁽⁶⁾_ خز عل، ندوى (2011م) ص267- 288.

^{(&}lt;sup>7)</sup> - 1995م، Gujaratee

رابعًا: تعريف النفط:

النفط هو الزيت الخام أو كما يطلق عليه أيضا الذهب الأسود وهو عبارة عن سائل كثيف قابل للاشتعال. ذو لون أسود يميل إلى الاخضرار. متواجد في طبقة القشرة الأرضية العليا. هو خليط معقد للغاية من الهيدروكربونات. بالنسبة إلى التركيب والشكل ومدى نقائه، كل هذا معتمد يعتبر النفط من أهم الاكتشافات التي توصل إليها الإنسان في القرن العشرين، فهو المصدر الأول والأساسي للطاقة، ومحور كل الإنتاج الصناعي والزراعي في عالمنا المعاصر، وقد أصبح عنصرا حيويا من عناصر الحياة اليومية. ولم يكف النفط كونه أهم مصدر من مصادر الطاقة فحسب ،بل هو في واقع الحال مصدر الاستخراج ما لا يقل عن أحد عشرة ألف سلعة صناعية مختلفة في العالم. كما انه أصبح أهم سلعة في التجارة الدولية، فهو يشكل حاليا ثمن إجمالي هذه التجار. (8)

العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار النفط:

إن العلاقة بين أسعار النفط والدولار شائكة للغاية، ففي الوقت الذي يؤدي فيه انخفاض الدولار إلى رفع أسعار النفط، يسهم ارتفاع أسعار النفط في خفض الدولار بسبب فاتورة واردات النفط الأمريكية وزيادة العجز في ميزان المدفوعات، والعكس صحيح.

ويعد الارتباط بين النفط والدولار من المسلمات في الاقتصاد العالمي , وقد ساعد ما يعرف (بالبتر ودولار) والعائدات المتحققة من أسعار النفط العالية على التعاطي مع حالات العجز التجارية الكبيرة التي أصابت اقتصادها وذلك عبر تدوير الرسام بيل المتحققة من الصادرات النفطية للدول النامية وتوظيفها في استثمارات جديدة.

وحتى نفهم طبيعة العلاقة بين أسعار العملات وبالأخص أسعار الدولار وسعر النفط، قد يكون من المفيد تذكر حقيقة وهي أن النفط يتم تسعيره وبيعه وشراؤه بالدولار الأمريكي, كل النفط في العالم الآن يتم تسعيره بالدولار رغم أن بعض الدول تشترط أن تسلم العائدات باليورو، وتسلم العائدات باليورو ليس معناه أبدا تسعير النفط باليورو، ولا يوجد نفط في العالم الآن يسعر باليورو اغلب البلدان تسلم عائدات النفط بالدولار الأمريكي. وفي السياق نفسه فان العلاقة بين أسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار هي علاقة عكسية بالدرجة الأولى، وعلاقة طردية في بعض الاستثناءات (9).

أن تسعير النفط الخام لم يعد في متناول الدول المنتجة (كما كان في التسعينات) وإنما أصبح التحكم الرئيسي فيها هو الطرف القادر على تخزين النفط وتسويقه والقابض على خفايا البرصة

فيه ولا يمكن إهمال العوامل غير الاقتصادية والتي تعد العامل السياسي منها أن التقلبات الشديدة التي شهدتها أسواق النفط في الأونة الأخيرة والمستويات القياسية التي تم تسجيلها في عام 2008 والتي بلغت قيمة الإنتاج فيها أعلى المستويات مقابل سعر الصرف الدولار الذي بلغ والمستويات التنبؤ بمستقبل أسعار النفط وسعر الصرف الذين يأخذان في الارتفاع المستمر. وعيه فأن عملية تحديد أسعار النفط الخام في الوقت الحاضر والمستقبل تعتمد في جزء أساسي منها على متحدثة عوامل العرض والطلب في السوق العالمية للنفط الخام بالإضافة إلى وجود عوامل غير اقتصاديه لها تأثير في الأسعار. ولا شك أن المضاربة ساهمت إلى حد كبير في عدم الاستقرار في الأسواق النفطية وإنها إضافة عامل تعقيد جديد لمحاوله توقع أسعار النفط الخام المستقبلية، وما تؤكد ذلك تقلص صفقات البيع طويلة الأجل، كذلك معرفة قوه الدولار الأمريكي ومعدلات صرف مقابل العملات الأخرى وخاصة اليورو وتأثيرها على أسعار النفط الخام، والتي أظهرت ارتباطا وثيقا وان كانت هذه المسألة موضع خلاف مستمر. ويشير عدد من الباحثين بأن الزيادة الأخيرة في أسعار النفط الخام تتعلق بحالة التفاؤل المتزايد بين المشاركين في السوق حول وصول الركود في الاقتصاد الأمريكي إلى نهايته وانه بدأ يدخل مراحله الأخيرة. كما إن انخفاض قيمة الدولار مقابل العملات العالمية الأخيرة كان من بين القوى المحركة الأخرى لزيادة الأسعار. (10)

9- الإطار التطبيقي للبحث:

في هذا البحث اعتمد على اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF)، واختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة باستخدام بيانات جدول (1) كما يأتي:

جدول (1): يوضح تطورات أسعار صرف الدولار مقابل الريال اليمني وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام بالدولار

${f X}$ أسعار قيمة إنتاج النفط	أسعار صرف الدولار (Y)	العام
2568356792	94.15667	1996
2308307550	129.2808	1997
1481103249	135.8817	1998
2679736421	155.7183	1999

^{./}https://www.arabic-forex.com _(8)

⁽⁹⁾_ حسين كريم، الجنابي نبيل، 2010م.

palsawa.com -(10) د. زیاد أبو مندیل.

3745475929	161.7183	2000
3681619383	168.6717	2001
4253990036	175.625	2002
4350075743	183.4484	2003
4933708851	184.7758	2004
7511409374	191.5092	2005
8379034272	197.0492	2006
8561117450	198.9533	2007
10298221600	199.7642	2008
6941730922	202.8467	2009
7545147775	219.59	2010
8008952292	213.8	2011
6274905435	214.3508	2012
6903811252	214.89	2013

المصدر: 1- البنك الدولي http://databank.albankaldawli.org/data/home.as

2- سلسلة كتب الإحصاء السنوي للفترة (1996 - 2013)

متغيرات الدراسة:

سيتم تطبيق نموذج الدراسة باستخدام سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني كمتغير تابع وقيمة إنتاج النفط الخام بالدولار الأمريكي متغير مستقل للمدَّة الزمنية (1996 - 2013م) وذلك على ضوء فرضيات هذه الدراسة:

يشمل النموذج على المتغيران الآتيان:

Y: سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني

X: أسعار قيمة إنتاج النفط الخام

جدول (2): نتائج وصف المتغير ان المستخدمان في النموذج خلال الفترة (1996 - 2013)

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	أقل قيمة	أعلى قيمة	المتغير
46.050	172.78	40.839	219.59	Y
2.62E+09	5.40E+09	1.48E+09	1.03E+10	X

ويشير الجدول السابق إلى أن أعلى قيمه لمتغير سعر الصرف الدولار مقابل الريال اليمني فقد كانت أعلى قيمة هي 219.59 وكانت عام 2010 أما أقل قيمة لمودية الدولار خلال فترة الدراسة.

إما متغير أسعار قيمة إنتاج النفط الخام هي10+1.03E و كانت عام 2008 أما أقل قيمة له1.48E+09 فكانت عام 1998 و هذا يدل على تزايد قيمة الإنتاج خلال فترة الدراسة.

تقدير نموذج الدراسة والنتائج القياسية:

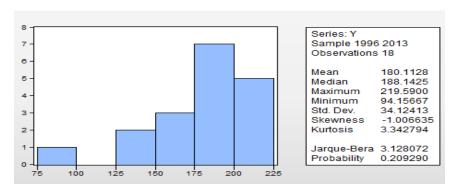
1- اختبار جذر الوحدة والاستقرار:

يتم استخدام اختبار جذر الوحدة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة لمعرفة ما إذا كانت المتغيرات مستقرة أم لا.

في هذه الدراسة سوف نعتمد على اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) واختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة للمتغيرين سعر الصرف (Y) أسعار إنتاج النفط الخام (X)، كما يلي:

شكل (1): يوضح المدرج التكراري لسلسلة (٢)

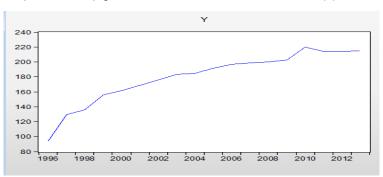
EJUA-HS ا يونيو 2023 ايونيو EJUA-HS



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

من خلال الشكل (1) نجد Jarque – Bera = 3.12807 بمستوى معنوية 0.209290 أكبر من مستوى المعنوية المعتمد بالدراسة (Y) نتوزع طبيعيا. وبالتالي نقبل فرض العدم الذي ينص أن السلسلة (Y) تتوزع طبيعيا.

شكل (2): تطور سعر صرف الدولار مقابل الريال اليمني (1996- 2013)



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام 9 EVIEWS

ويوضح الشكل (2) إن أقصى ارتفاع لصرف الدولار كان عام 2010 بسبب الاضطرابات السياسية آنذاك حيث بلغت (219.59) فيما كانت اقل قيمة له كانت عام1996 (94.1584)، وبشكل عام فان هناك اتجاه عام تصاعدي مما يدل إن السلسلة غير مستقرة.

جدول (2): يوضح نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغير التابع Y سعر صرف الدولار في المستوى Level

Lag Length: 0 (Autom		C, maxlag=0)		
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	iller test statistic		-4.790329 -3.886751	0.0017
rest childal values.	5% level 10% level		-3.052169 -2.666593	
*MacKinnon (1996) or Warning: Probabilities				
and may not be a			for 20 observa	tions
	ccurate for a sam iller Test Equation O(Y) is : 05:59	ple size of 17	or 20 observa	itions
and may not be a Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: [Method: Least Square Date: 01/01/02 Time Sample (adjusted): 18	ccurate for a sam iller Test Equation O(Y) is : 05:59	ple size of 17	t-Statistic	Prob.

أولا: Individual Intercept عند قيمة إحصائية t في اختبار ADF حيث بلغت 4.79032 عند مستوى معنوية 4.7903 أقل من 0.001، 0.000، 0.0010. ومن ثم القرار الإحصائي يكون رفض فرض العدم، أي أن السلسلة مستقرة. أما الثابت فأن قيمة t حيث بلغت 5.584506 عند مستوى معنوية وهذا يعني أن الثابت لا يختلف عن معنويا عن الصفر.

https://ejua.net

			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-4.470859 -4.616209 -3.710482 -3.297799	0.0130

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 06:07 Sample (adjusted): 1997 2013

Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.495811	0.110898	-4.470859	0.0005
C	77.27771	13.67325	5.651743	0.0001
@TREND("1996")	2.012425	0.747066	2.693773	0.0175

ثانيا: Individual Intercept&trend (قاطع واتجاه عام) قيمة إحصائية t في اختبار ADF حيث بلغت 4.470859 عند مستوى معنوية 0.0130 أقل من 0.010 0.050. ومن ثم القرار الإحصائي يكون: وفض فرض العدم، أي أن السلسلة Y مستقرة. إما بالنسبة لمعامل الاتجاه العام فان قيمة t (2.693773) و بمستوى معنوية 0.0175 و وهذا يعني (وجود اتجاه عام).

тчин г туровнезіз. т наў а шністоос

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Ful	ler test statistic	2.263040	0.9911
Test critical values:	1% level	-2.708094	
	5% level	-1.962813	
	10% level	-1.606129	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 06:15 Sample (adjusted): 1997 2013

Included observations: 17 after adjustments

ثالثا: non (وجود ثابت)
قيمة إحصائية t في اختبار ADFغير معنوية حيث بلغت
قيمة إحصائية t في اختبار ADFغير معنوية ديث بلغت
2.263040 أكبر من 0.010.0.000
ومن ثم القرار الإحصائي يكون
قبول فرض العدم، أي أن السلسلة Y غير مستقرة.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

جدول (3): سعر الصرف الدولار اختبار ADF عند الفرق الأول:

			t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fu	ller test statistic		-5.724781	0.000
Test critical values:	1% level		-3.920350	
	5% level		-3.065585	
	10% level		-2.673459	
Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: D		1		
	O(Y,2)	n		
Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time:	0(Y,2) s 06:18	n		
Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19	0(Y,2) s 06:18 198 2013			
Dependent Variable: Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19 Included observations	0(Y,2) s 06:18 198 2013 : 16 after adjustn	nents		
Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19	0(Y,2) s 06:18 198 2013		t-Statistic	Pro
Dependent Variable: Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19 Included observations	0(Y,2) s 06:18 198 2013 : 16 after adjustn	nents	t-Statistic	Pro

Individual Intercept: $\frac{\text{lg}Y}{\text{lg}Y}$ قيمة إحصائية $\frac{1}{1}$ هي اختبار ADF حيث بلغت 5.724781- عند مستوى معنوية 0.000 أقل من 0.010، 0.050. ومن ثم القرار الإحصائي يكون رفض فرض العدم، أي أن السلسلة مستورة (ليس لديها جذر وحدة) . أما الثابت فأن قيمة $\frac{1}{1}$ حيث بلغت 2.566681 عند مستوى معنوية ما ديني أن الثابت لا يختلف عن معنويا عن الصفر .

2023 يونيو EJUA-HS | يونيو EJUA-HS

Augmented Dickey-Luller Offit Noot Test off b(1)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Ful	ler test statistic	-7.328216	0.0001	
Test critical values:	1% level	-4.667883		
	5% level	-3.733200		
	10% level	-3.310349		

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y,2) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 06:25 Sample (adjusted): 1998 2013

Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-1.292117	0.176321	-7.328216	0.0000
C	17.06395	4.476987	3.811482	0.0022
@TREND("1996")	-1.001995	0.353613	-2.833596	0.0141

ثانيا: Individual Intercept&trend (قاطع و اتجاه عام) قيمة إحصائية t في اختبار ADF حيث بلغت 7.328216 عند مستوى معنوية 2.000.000 أقل من 0.00، 0.00، 0.000. ومن ثم القرار الإحصائي يكون : رفض فرض العدم، أي أن السلسلة t مستقرة. إما بالنسبة لمعامل الاتجاه العام فان قيمة t (وجود اتجاه عام) . معنوية 0.0141 و فذا يعني (وجود اتجاه عام) .

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Ful Test critical values:	ler test statistic 1% level 5% level 10% level	-4.516126 -2.717511 -1.964418 -1.605603	0.0002

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y,2) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 06:35 Sample (adjusted): 1998 2013

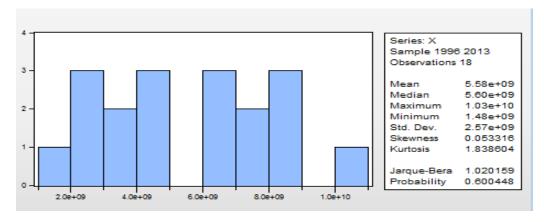
Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.714029	0.158107	-4.516126	0.0004

ثالثا: none (وجود ثابت)
قيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت
4516126 وهي سالبة عند مستوى معنوية 0.0002 أقل من 0.01،
50.010 0.05
ومن ثم القرار الإحصائي يكون:
رفض فرض العدم، أي أن السلسلة Y مستقرة

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

شكل (3): يوضح المدرج التكراري لسلسلة (X)

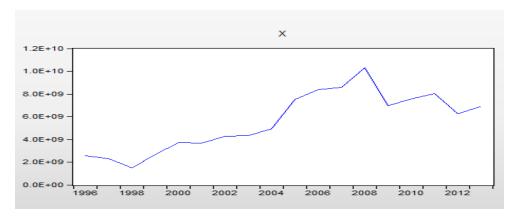


المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

من خلال الشكل (3) نجد Jarque – Bera =1.020159 بمستوى معنوية 0.600448 أكبر من مستوى المعنوية المعتمد بالدراسة 0.05 وبالتالي نقبل فرض العدم الذي ينص أن السلسلة (X) لا تتوزع طبيعيا.

https://ejua.net

شكل (4): تطور أسعار قيمة إنتاج النفط الخام في اليمن خلال (1996- 2013م)



المصدر: إعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

ويوضح الشكل (4) إن أقصى ارتفاع لأسعار قيمة إنتاج النفط الخام في اليمن كان عام 2008 بسبب حيث بلغت (10298221600) فيما كانت اقل قيمة له كانت عام 1998 (1481103249)، وبشكل عام فان هناك اتجاه عام تصاعدي مما يدل إن السلسلة غير مستقرة.

جدول (4): يوضح نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغير المستقل (X) اسعار قيمة إنتاج النفط الخام في المستوى (Level)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	ller test statistic		-1.323785	0.5934
Test critical values:	1% level		-3.886751	
	5% level 10% level		-3.052169 -2.666593	
Warning: Probabilities and may not be a			or 20 observat	10113
and may not be an Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time:	Courate for a sam Iler Test Equation O(X) s 10:58	ple size of 17	01 20 05361Val	ions
and may not be a Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: Detendent Variable: Method: Least Square	Courate for a samuller Test Equation (CX) s 10:58 197 2013	ple size of 17	01 20 00301Val	IOIIS
and may not be an Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: E Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19	Courate for a samuller Test Equation (CX) s 10:58 197 2013	ple size of 17	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fu Dependent Variable: D Method: Least Square Date: 01/01/02 Time: Sample (adjusted): 19 Included observations	Courate for a samuler Test Equation (X) s 10:58 197 2013 : 17 after adjustn	ple size of 17		

Individual Intercept فيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت قيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت 323765. او هي سالبة فيكون القرار الإحصائي: قبول فرض العدم: أي أن السلسلة X لديها جذر وحدة لذلك هي غير مستقرة. أما الثابت فأن قيمة t حيث بلغت 1.5394381 عند مستوى معنوية t معنوية t 0.005. وهذا يعني أن الثابت يختلف معنويا عن الصفر.

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Ful	ller test statistic	-1.631928	0.7386
Test critical values:	1% level	-4.571559	
	5% level	-3.690814	
	10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(X) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 06:54 Sample (adjusted): 1996 2013 Included observations: 18 after adjustments

t-Statistic Variable Std. Error Prob. Coefficient -0.365504 0.223970 -1.631928 0.1235 X(-1) 9 18F+08 6.95E+08 1 322503 0.2058 @TREND("1994") 1.12E+08 1.096414 0.2902 ثانیا: Individual Intercept&trend (قاطع و اتجاه عام) قیمة إحصائیة t فی اختبار ADF حیث بلغت 1.631928 عند مستوی معنویة 0.7386 أکبر من 0.01، 0.005،0.010. ومن ثم القرار الإحصائي یکون: قبول فرض العدم، أي أن السلسلة X غیر مستقرة. إما بالنسبة لمعامل الاتجاه العام فان قیمة t (1.096414) و معنویة 0.2902 و هذا یعنی (عدم وجود اتجاه عام).

360 EJUA-HS ايونيو 2023

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

 Augmented Dickey-Fuller test statistic
 0.198193
 0.7321

 Test critical values:
 1% level
 -2.699769

 5% level
 -1.961409

 10% level
 -1.606610

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(X) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 07:03 Sample (adjusted): 1996 2013

Included observations: 18 after adjustments

 Variable
 Coefficient
 Std. Error
 t-Statistic
 Prob.

 X(-1)
 0.010461
 0.052779
 0.198193
 0.8452

ثالثا: non (وجود ثابت)
قيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت
قيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت
0.198193 وهي موجبة عند مستوى معنوية 0.73213 أكبر من
ومن ثم القرار الإحصائي يكون:
قبول فرض العدم، أي أن السلسلة X غير مستقرة.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام 9 EVIEWS

جدول (5): يوضح اسعار قيمة انتاج النفط الخام (X) قي الفرق الاول عند (D) عند (AG (0)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fulle	r test statistic		-4.614631	0.0027
Test critical values:	1% level		-3.920350	
	5% level		-3.065585	
	10% level		-2.673459	
*MacKinnon (1996) one- Warning: Probabilities ar and may not be accu	nd critical value	s calculated		itions
Augmented Dickey-Fulle Dependent Variable: D(X Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 1 Sample (adjusted): 1998 Included observations: 1	(,2) 1:16 3 2013			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
D(X(-1)) C	-1.204334 3.35E+08	0.260982 3.53E+08	-4.614631 0.947192	0.000
			t-Statistic	Prob.*
Assessment of Distance Fulls				
Augmented Dickey-Fulle Test critical values:	1% level		-4.679888 -4.667883	0.0098
rest critical values.	5% level		-3.733200	
	10% level		-3.310349	
*MacKinnon (1996) one- Warning: Probabilities a and may not be acc	nd critical value	s calculated		tions
Augmented Dickey-Fulle Dependent Variable: D(X Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 1	(,2) 1:29			
Sample (adjusted): 1996 Included observations: 1	16 after adjustm	ienis		
Sample (adjusted): 1998	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Sample (adjusted): 1996 Included observations: 1 Variable D(X(-1))	Coefficient -1.250159	Std. Error 0.267134	-4.679888	0.0004
Sample (adjusted): 1996 Included observations: 1 Variable	Coefficient	Std. Error		0.0004 0.2387 0.3748

أولا: عند Intercept (القاطع)
قيمة إحصائية t في اختبار ADF معنوية حيث بلغت
قيمة إحصائية t في اختبار ADF معنوية حيث بلغت
1,000 وهي سالبة فيكون القرار الإحصائي:
رفض فرض العدم: أي أن السلسلة X ليس لديها جذر وحدة لذلك
هي مستقرة.
أما الثابت فأن قيمة t حيث بلغت 0.947192 عند مستوى معنوية
وهذا يعني أن الثابت لا يختلف عن معنويا عن الصفر.

ثانيا: عند Intercept & Trend (القاطع مع اتجاه عام) نجد أن قيمة إحصائية t في اختبار ADF حيث بلغت نجد أن قيمة إحصائية t في اختبار 4.67986 و 0.010 و 0.001 و عليه : نرفض فرض العدم، أي أن السلسلة t ليس لديها جذر وحدة أي أنها مستقرة. أما بالنسبة لمعامل الاتجاه العام فان قيمة t بلغت 0.919121 و وبمستوى معنوية 0.3748 و هو أكبر من 0.005 و هذا يعني أن السلسلة t لا تعاني من الاتجاه العام .

Augmented Dickey-Fuller test statistic Test critical values: 1% level -5.049481 -2.708094 0.0000 -1.962813 -1.606129 *MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17 Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(X,2) Method: Least Squares Date: 01/01/02 Time: 00:45 Sample (adjusted): 1997 2013 Included observations: 17 after adjustments Variable Coefficient Std Error t-Statistic Prob D(X(-1)) -1.232182 0.244021 -5.049481 0.0001 0.614420 0.614420 12289770 2.26E+09 Mean dependent var S.D. dependent var R-squared Adjusted R-squared Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. S.E. of regression 1.40E+09 3.14E+19 45.01520 Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat -381.6292 45.02007 2.012542

ثالثا: none (جود ثابت)
قيمة إحصائية t في اختبار ADF غير معنوية حيث بلغت
5.049481 في اختبار 0.0020 معنوية 0.0020 أقل من
0.010 0.05 0.001
ومن ثم القرار الإحصائي يكون:
رفض فرض العدم، وهذا يعني أن السلسلة X مستقرة

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

من الجداول (2،3،4،5) وبعد إجراء اختبار ديكي فوللر المطور لجذر الوحدة لسلسلتي صرف الدولار (Y) وأسعار إنتاج النفط الخام (X) وجد أن:

- 1- السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات صرف الدولار (المتغير التابع) وأسعار إنتاج النفط الخام (المتغير المستقل) غير مستقرة عند المستوى (Level).
 - 2- السلسلتين الزمنية للمتغيرين استقرت عند الفرق الأول.
 - d = 1 ولذا يمكن القول احتمال وجود تكامل مشترك بين المتغيرين.

من اختبار جذر الوحدة يتضح أن المتغيران متكاملان من الدرجة الأولى وبالتالي يمكن تطبيق ARDL:

اختبار التكامل المشترك بين المتغيرين وفق اختبار ARDL:

وباستخدام EVIEWS 9 كانت النتائج كما يلي:

جدول (6): معادلة الانحدار باستخدام نموذج ARDL

Dependent Variable: Y
Method: ARDL
Date: 01/01/02 Time: 05:13
Sample (adjusted): 2000 2013
Included observations: 14 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): X
Fixed regressors: C
Number of models evaluitated: 20
Selected Model: ARDI (4-4)

Selected Model: ARDL(4, 4)						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*		
Y(-1) Y(-2) Y(-3) Y(-4) X X(-1) X(-2) X(-3) X(-4) C	0.108168 -0.453899 0.287090 0.381262 1.37E-09 -1.88E-09 1.46E-09 -1.24E-09 3.26E-09	0.287422 0.268452 0.177227 0.142106 8.17E-10 7.56E-10 9.66E-10 1.13E-09 1.05E-09 25.92859	0.376337 -1.690799 1.619901 2.682948 1.681542 -2.486894 -1.515824 -1.101023 3.097396 4.866442	0.7258 0.1661 0.1806 0.0551 0.1680 0.0677 0.2041 0.3327 0.0363 0.0082		
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.992960 0.977120 2.737552 29.97676 -25.19469 62.68634 0.000603	Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. Durbin-Watson stat		194.7852 18.09808 5.027814 5.484283 4.985559 2.107673		

^{*}Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

واعتماد على نتائج جدول (6) يمكن صياغة نموذج الانحدار المقدر بمنهج ARDL:

Substituted Coefficients:

Y = 0.108167511742*Y (-1) - 0.453898723204*Y (-2) + 0.287090459905*Y (-3) + 0.381262134411*Y (-4) + 1.37332317498e-09*X - 1.87916147433e-09*X (-1) + 1.4637590771e-09*X (-2) - 1.24186735891e-09*X (-3) + 3.26178522167e-09*X (-4) + 126.179963514

ولتأكد من خلو النموذج من المشاكل الاقتصادية سيتم اختبارها كما يلي:

EJUA-HS | يونيو 2023 | يونيو EJUA-HS

لاختبار مشكلة الارتباط الذاتي: نضع الفرضين التاليين:

 H_0 : (لا يعاني النموذج المقدر من مشكلة الاارتباط الذاتي) المقدر من مشكلة الاارتباط الذاتي) (يعاني النموذج المقدر من مشكلة الاارتباط الذاتي)

فرض العدم: الفرض البديل:

جدول (7): نتائج اختبار وجود ارتباط ذاتي لاختبار منهجية ARDL

Breusch-Godfrey Seri	al Correlation LN	l Test:	
F-statistic	0.026269	Prob. F(1,3)	0.8815
Obs*R-squared	0.121526	Prob. Chi-Square(1)	0.7274

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

وبمستوى F = 0.026269 LM Test قيمة المحدول (7) أن النموذج المقدر لا يعاني من الارتباط الذاتي حيث بلغت قيمة الحصاءة F = 0.026269 معنوية 0.8815 أكبر من مستوى المعنوية 0.05 مما يعنى قبول فرض العدم H_0 الذي ينص على عدم وجود ارتباط ذاتي في النموذج المقدر.

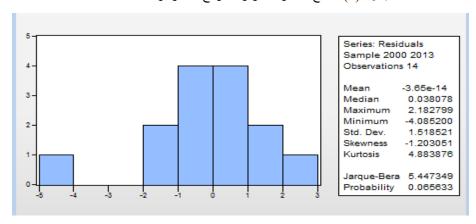
الجدول (8): يوضح نتائج اختبار ARCH عدم ثبات التباين للنموذج المقدر

F-statistic 0.020973 Prob. F(1,11) 0.8875 Obs*R-squared 0.024739 Prob. Chi-Square(1) 0.8750	Heteroskedasticity Te	st: ARCH	, , , , ,)

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVIEWS 9

يتضح من الجدول أعلاه إن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين حد الخطأ حيث بلغت قيمة إحصاءه ARCH (0.020973) وبمستوى معنوية 0.8875 وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05 المعتمدة في المقارنة. لهذا تقبل فرضية العدم التي تنص: لا يعاني النموذج المقدر من مشكلة عدم ثابت تباين حد الخطأ.

جدول (9): نتائج اختبار استقرار النموذج المقدر بواسطة ARDL



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام 9 EVIEWS

من خلال الجدول اعلاه يتضح أن قيمة Jarque –Bera = 5.4473 وهو أكبر من المستوى المعتمد في المعتمد في المعتمد في المقارنة 2.05 وبالتالي نقبل فرض العدم الذي ينص أن سلسلة البواقي تتوزع طبيعيا ونرفض الفرض البديل الذي ينص أن سلسلة البواقي لا تتوزع طبيعيا.وبما أن النموذج المقدر مستقر ويخلو من الارتباط الذاتي و لهذا نختبر العلاقة التكاملية بين المتغيرين طويلة الاجل وقصيرة الاجل.

ولاختبار هل توجد علاقة توازنية طويلة الاجل بين سعر الصرف وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام؟ نتبع الاتى:

https://ejua.net

الجدول (9): يوضح تقدير معاملات الاجل الطويل وفقا لمنهجية ARDL

ARDL Bounds Test Date: 01/01/02 Time: 04:09 Sample: 2000 2013 Included observations: 14 Null Hypothesis: No long-run relationships exist					
Test Statistic	Value	k			
F-statistic	11.83988	1			
Critical Value Bounds					
Significance	I0 Bound	I1 Bound			
10% 5% 2.5% 1%	4.04 4.94 5.77 6.84	4.78 5.73 6.68 7.84			

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

من الجدول أعلاه يتضح أن قيمة F – Statistics ((X) أكبر من Upper bound فأنه نرفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع سعر صرف الدولار (Y) والمتغير المستقل أسعار قيمة إنتاج النفط الخام (X) عند (X) عند (X) ونقبل الفرض البديل القائل بوجود علاقة طويلة الأجل بين متغيري الدراسة عند المستوى المعتمد.

وفي هذا الجزء يتم بعد التأكد من وجود التكامل المشترك تأتي الخطوة الثالثة والأخيرة في الاختبار وتتضمن تصميم وبناء نموذج تصحيح الخطأ (ECM) (Vector Autoregressive Model) (VAR) بان وجود التكامل المشترك يعني إمكانية تصميم نموذج متجه انحدار ذاتي (ECM) (BCM) على هيئة فروق أولى للمتغير مع إضافة فجوة زمنية متباطئة.

ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام منهجية ARDL كما يلي:

جدول (10): يوضح نموذج تصحيح الخطأ باستخدام منهجية ARDL

Cointegrating Form						
Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
-0.214454	0.199166	-1.076758	0.342			
-0.668353	0.229022	-2.918295	0.043			
-0.381262	0.142106	-2.682948	0.055			
0.000000	0.000000	1.681542	0.168			
-0.000000	0.000000	-1.515824	0.204			
0.000000	0.000000	1.101023	0.332			
-0.000000	0.000000	-3.097396	0.036			
-0.677379	0.149941	-4.517646	0.010			
X + 186.2769)						
Long Run Co	efficients					
Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
0.000000	0.000000	4.364859	0.012			
	Coefficient -0.214454 -0.668353 -0.381262 0.000000 -0.000000 -0.0000000 -0.677379 X + 186.2769) Long Run Co	Coefficient Std. Error -0.214454 0.199166 -0.668353 0.229022 -0.381262 0.142106 0.000000 0.000000 -0.000000 0.000000 0.000000 0.000000 -0.000000 0.000000 -0.677379 0.149941 X + 186.2769) Long Run Coefficients	Coefficient Std. Error t-Statistic -0.214454 0.199166 -1.076758 -0.668353 0.229022 -2.918295 -0.381262 0.142106 -2.682948 0.000000 0.000000 1.681542 -0.000000 0.000000 -1.515824 0.000000 0.000000 -1.515824 0.000000 0.000000 -3.097396 -0.677379 0.149941 -4.517646 X + 186.2769) Long Run Coefficients Coefficient Std. Error t-Statistic			

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام EVIEWS 9

من جدول (10) نلاحظ أنه يعطي قيمة معلمة تصحيح الخطأ 0.077379 - (-1) بمستوى معنوية 0.0107 أقل من المستوى المعتمد في المقارنة 0.05 مما يعني أن هناك علاقة توازنية للأجل القصير بين المتغيرين، وهذا بدورة يزيد النموذج المقدر دقة. وتقيس معلمة تصحيح الخطأ سرعة العودة إلى الوضع التوازني حيث بلغت هذه السرعة 67.737 % في السنة الواحدة.

اختبار السبية (Granger):

بما أن متغير سعر صرف الدولار Y ومتغير أسعار قيمة إنتاج النفط الخام X توجد بينهما علاقة تكامل من الدرجة $I \sim I$ ندرس العلاقة السببية بين المتغيرين كما يلى:

(X) المستقل المستقل ((Y)) والمتغير المستقل ((X)) والمتغير المستقل ((X))

Pairwise Granger Causality Tests Date: 01/01/02 Time: 05:09 Sample: 1996 2013 Lags: 2		, ,	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
X does not Granger Cause Y Y does not Granger Cause X	16	4.35995 0.90364	0.0403 0.4332

من الجدول (11) نلاحظ أن هناك فرضيتان يتم اختبار هما كما يلي:

H0: X أسعار قيمة إنتاج النفط لا تسبب سعر الصرف Y

H0: Y سعر الصرف لا تسبب أسعار إنتاج النفط X

2023 ايونيو EJUA-HS

من الجدول (11):

- وجد إن الاحتمال المقابل لقيمة F_{Cal} التي بلغت 0.0403 أقل من المستوى المعتمد في المقارنة 0.05 وهذا يعني رفض فرض العدم القائل بأن أسعار قيمة إنتاج النفط الخام تسبب ارتفاع سعر صرف الدولار وقبول فرض البديل بأن أسعار قيمة إنتاج النفط الخام تسبب ارتفاع سعر صرف الدولار.
- . وجد إن الاحتمال المقابل لقيمة F_{Cal} التي بلغت 0.4332 أكبر من المستوى المعتمد في المقارنة 0.05 وهذا يعني قبول فرض العدم القائل بأن سعر صرف الدولار لا تسبب ارتفاع أسعار قيمة إنتاج النفط الخام ورفض فرض البديل بأن صرف الدولار تسبب ارتفاع أسعار قيمة إنتاج النفط الخام. وعليه أن هناك علاقة سببية بين المتغيرين من اتجاه واحد.

النتائج:

تم تقدير معادلة التكامل المشترك لاستنتاج العلاقة التكاملية في الأجل الطويل والقصير، وقد أثبتت نتائج التقدير والاختبارات وجود علاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار قيمة إنتاج النفط الخام وكانت النتائج كما يلي:

- 1- وجود علاقة تكاملية من الدرجة الأولى بين سعر صرف الدولار وأسعار إنتاج النفط الخام حسب اختبار جذر الوحدة.
 - 2- وجود علاقة طويلة وقصيرة الأجل معا بين متغيري الدراسة عند المستوى المعتمد.
- 3- وجود علاقة سببية من اتجاه واحد و هو (أن ارتفاع أسعار قيمة إنتاج النفط يؤدي إلى ارتفاع صرف الدولار مقابل الريال اليمني).
 - 4- خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية المتمثلة في الارتباط الذاتي و عدم ثبات التباين لحد الخطأ.

التوصيات:

بناءاً على أدبيات الدراسة التي تم الاستفادة منها والنتائج التي تم التوصل إليها توصى الدراسة بما يلي:

- 1- بتحديد سعر حكومي لأسعار قيمة إنتاج النفط الخام لما له من تأثير في سعر صرف الدولار مما يؤدي إلى انهيار العملة المحلية.
 - 2- الاعتماد على مصادر أخرى صناعية أو طبيعية التي تسهم في رفع سعر صرف الريال اليمني مقابل الدولار الامريكي.
 - 3- زيادة الصادرات النفطية الى الخارج لجب العملة الصعبة لخفض سعر الصرف الدولار مقابل الريال اليمنى.
- 4- استخدام منهج ARDL في إيجاد العلاقة التكاملية طويلة الاجل والقصيرة بين المتغيرات لسهولة استخدامه في 9-10 EVEIWS.

المراجع:

- [1] أبو منديل ، زياد ، (2016م) ما السر وراء انخفاض أسعار النفط وارتفاع سعر الدولار الامريكي الرئيسية اقتصاد .
 - [2] البنك الدولي http://databank.albankaldawli.org/data/home.as
- [3] الرشيد، طارق محمد، (2018م) مهارات التحليل البيانات باستخدام برنامج EVIEWS مطبعة إميسا الحديثة، الخرطوم، ص294 -295.
- [4] الجويجاتي، أوس فخرالدين (2005م)، أثر متغيرات نقدية ومالية على النمو الاقتصادي لبلدان نامية مختارة (أطروحة دكتوراه) كلية الإدارة والاقتصاد ,جامعة الموصل العراق.
 - [5] السواعي، خالد محمد، (2019م) تطبيق منهجية ARDL باستخدام ال Eviews، قناة الاقتصاد القياسي.
- [6] حسين كريم، الجنابي نبيل، (2010 م) العلاقة بين أسعار النفط الخام وسعر صرف الدولار باستخدام التكامل المشترك وسببية جرانجر، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة القادسية.
 - [7] خزعل, ندوى رشاد, (2011م), استخدام اختبار جرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة, المجلة العراقية للعلوم الإحصائية.
 - [8] سلسلة كتب الإحصاء السنوي للفترة (1996 2013م).
 - [9] شيخي، محمد، (2011م) ، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، جامعة ورقلة الجزائر، الطبعة الأولى.
- [10] مزوري، الطيب وملال، أحمد (2021م) تقدير العلاقة بين الفقر والفساد في الجزائر. مجلة التنمية الاقتصادية، المجلد الخامس، العدد الثاني، ص 105-114.
- [11] https//Arabicforex.com
- [12] Gujarat, Damdar N (1995) Basic Econometrics, third edition Mc Graw Hill, Inc.

Pages 350-366

RESEARCH ARTICLE

THE RELATIONSHIP BETWEEN THE DOLLAR EXCHANGE RATE AND CRUDE OIL PRODUCTION PRICES USING THE AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED TIME GAP MODEL AND THE ERROR CORRECTION MODEL

Nagla Saleh Hasan*

Dept. of Statistics and Informatics, Faculty of Administrative Sciences, University of Aden, Aden, Yemen

*Corresponding author: Nagla Saleh Hasan; E-mail: Na1987gla@gmail.com Received: 27 May 2023 / Accepted 22 June 2023 / Published online: 30 June 2023

Abstract

The research aimed to determine the relation between the dollar exchange the Yemen riyal and the prices the value of crude oil production in the Republic of Yemen during the period (1996 -2013). a long term equilibrium relationship was reached between them using the -ARDL- method which means that they do not move away each other so much that they show similar behavior. In the error correcting model, the test for correcting the estimated negative and model error statistically indicated that the departure of this relationship from equilibrium in the long term is corrected every year by (67.7379%) and that the causal relation is from crude oil production prices to the dollar exchange rate against the Yemen riyal.

Keywords: Exchange prices, Crude oil, Autoregressive distributed lag model (ARDL), Error correcting model, Standard problems.

كيفية الاقتباس من هذا البحث:

حسن، ن. ص.، (2023). العلاقة بين سعر صرف الدولار وأسعار إنتاج النفط الخام باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ونموذج تصحيح الخطأ. مجلّة جامعة عدن الإلكترونيّة للعلوم الانسانيّة والاجتماعية، 2)، ص50-366. https://doi.org/10.47372/ejua-hs.2023.2.262

حقوق النشــر © 2023 من قبل المؤلفين. المرخص لها EJUA، عدن، اليمن. هذه المقالة عبارة عن مقال مفتوح الوصول يتم توزيعه بموجب شروط وأحكام ترخيص (Creative Commons Attribution (CC BY-NC 4.0).



2023 يونيو EJUA-HS | يونيو