

تقلبات أسعار النفط والمرض الهولندي في الجزائر للفترة 1990-2018

Oil price fluctuations and Dutch disease in Algeria for the period 1990-2018

Fluctuation des prix du pétrole et la maladie hollandaise en Algérie pour la période 1990-2018

سمير شرقق¹، وهيبه قحام²

تاريخ النشر: 2020/07/01

تاريخ القبول: 2019/12/28

تاريخ الإرسال: 2019/03/30

ملخص:

تهدف الدراسة إلى تحليل وقياس تقلبات أسعار النفط وأعراض المرض الهولندي في الجزائر للفترة (1990-2018) اعتماداً على المنهج القياسي من خلال نموذج تصحيح الخطأ، وقد توصلت الدراسة لوجود علاقة سببية بين أسعار النفط والمتغيرات المعبرة عن المرض الهولندي، كما توصلنا أن التغير في أسعار النفط يؤثر سلباً على معدل البطالة في المدى القصير والطويل وعلى سعر الصرف في المدى المتوسط وعلى شروط التبادل في المدى الطويل، كما تؤثر إيجابياً على الناتج المحلي الإجمالي وعلى سعر الصرف في المدى القصير والطويل، وعلى شروط التبادل في المدى القصير والمتوسط. الكلمات المفتاحية: سعر النفط؛ المرض الهولندي؛ نموذج تصحيح الخطأ.

Abstract: The study aims to analyze and measure the fluctuations in oil prices and to identify the phenomenon of the Dutch disease in Algeria for the period 1990-2018. Using the econometric approach through error correction model and shock response functions; the study found a causal relationship between oil prices and the variables that reflect the phenomenon of the Dutch disease. It affects changes in oil prices negatively in short- and long-term the unemployment rate, the medium and long-term exchange rates. It also revealed that changes in oil prices have a positive effect on GDP and short- and long-term exchange rates, as well as exchange rate in the short and medium terms. Therefore, we recommend the need to achieve efficiency in the distribution of resources and reducing wasteful, and upgrading exports outside the oil to replace various imported products.

Keywords: Oil price; Dutch disease; Algeria; Error Correction Model.

Résumé : L'étude vise à analyser, à mesurer les fluctuations des prix du pétrole et à identifier le phénomène de la maladie hollandaise en Algérie pour la période 1990-2018. Pour ce faire, l'approche économétrique par modèle de correction d'erreur et Fonctions de réponse impulsionnelle a été utilisée. L'étude a mis en évidence une relation de cause à effet entre les prix du pétrole et les variables reflétant le phénomène de la maladie Hollandaise. En outre, les variations des prix du pétrole ont une incidence négative sur le taux de chômage à court et long terme. Le taux de change à moyen et long terme, et les variations des prix du pétrole ont une incidence positive sur le PIB et les taux de change à court et long terme, ainsi que sur les termes d'échange à court et à moyen terme. Nous recommandons de rendre plus efficace la répartition des ressources, la réduction du gaspillage, la valorisation des exportations hors pétrole et le remplacement de divers produits importés.

Mots clés : Prix du pétrole ; Maladie Hollandaise ; Algérie ; Modèle De Correction D'erreur.

*المؤلف المراسل

¹Samir CHERAKRAK, University of Skikda: Algeria, cherakrak_s@yahoo.fr

²Wahiba GAHAM, University of Skikda: Algeria, hibacos@yahoo.fr

مقدمة

اعتمدت الجزائر وبشكل كبير على الثروة النفطية خلال مسيرتها التنموية سواء في عهد المخططات سنوات السبعينات والثمانينات أو في عهد البرامج التنموية بعد سنة 2000، إلا أن ما تتعرض له السوق النفطية العالمية من تقلبات انعكست نتائجه على الاقتصاد الجزائري، فرغم تخصيص حجم هائل من الأموال عبر عدة مخططات وبرامج تنموية، إلا أن التنمية الاقتصادية الشاملة لم تتحقق، وأصبح الاقتصاد الجزائري رهين ما يعرف بالمرض الهولندي بسبب سوء استغلال مداخيل المحروقات، وتهميش باقي القطاعات الاقتصادية الانتاجية خاصة الفلاحة والصناعة، ولم تستطع على مر الوقت تحقيق نمو اقتصادي مستديماً أو حتى خلق سلع لتغطية الطلب المحلي، فتقلبات أسعار النفط أثرت سلباً على تطور الاقتصاد الجزائري نظراً لاعتماده الشبه الكلي على قطاع المحروقات الذي يرهن سياسة التنمية في البلد.

ومما سبق يتضح أن تقلبات أسعار النفط وظاهرة المرض الهولندي تعتبران من المتغيرات المهمة في الاقتصاد الجزائري التي تجعلنا نبحث في مضمونها عن مختلف التفاعلات والتأثيرات التي تحدث بينهما والعلاقة التي تربطهما، ويمكننا أن نصيغ إشكالية الدراسة على النحو التالي:

ما مدى تأثير تقلبات أسعار النفط في تشخيص أعراض المرض الهولندي في الاقتصاد الجزائري للفترة 1990-2018؟

2018؟

فرضيات الدراسة

- يوجد أثر ذو دلالة احصائية لأسعار النفط على الناتج المحلي والبطالة في الجزائر.
- يوجد أثر ذو دلالة احصائية لأسعار النفط على سعر الصرف وشروط التبادل في الجزائر.

هدف الدراسة

تهدف الدراسة إلى معرفة اتجاه وسلوك العلاقة بين تقلبات أسعار النفط والمرض الهولندي في الجزائر للمدة 1990-2018. من خلال عدة متغيرات اقتصادية كلية التي لها علاقة مباشرة بالظاهرة.

منهج الدراسة

للإجابة عن إشكالية الدراسة اعتمدنا مع المنهج التحليلي الوصفي لإبراز أهم محددات وخصائص الاقتصاد الجزائري، مع تحليل ظاهرة المرض الهولندي، بالإضافة إلى محاولة قياس تلك الأعراض في الاقتصاد الجزائري من خلال الاعتماد على المنهج القياسي.

هيكلية الدراسة: لغرض الوصول إلى الأهداف من الدراسة قسمنا العمل إلى محورين:

- أولا: الإطار النظري لظاهرة المرض الهولندي.

- ثانيا: قياس أثر تقلبات أسعار النفط على عوامل تشخيص اعراض المرض الهولندي في الجزائر.

1- الإطار النظري لظاهرة المرض الهولندي

إن تحليل ظاهرة المرض الهولندي نظريا يركز على رافدين هما التحليل النيوكلاسيكي للتجارة الدولية وتحليل Bresser-Pereira، رغم أن هناك من يعتبر نظرية التبعية والهيمنة مهمة في التحليل، وهي تحاول تفسير الأثر السلبي للتجارة الدولية على التنمية في البلدان النامية من جهة، بسبب تدهور شروط التبادل عند انخفاض أسعار المواد الأولية التي تصدرها هذه البلدان، ومن جهة ثانية لكون الزيادة في عائدات التصدير (عند ارتفاع الأسعار) لا تؤدي إلى تنويع القاعدة الإنتاجية الوطنية؛ بالنظر إلى صلابة الهياكل الاقتصادية والاجتماعية والثقافية في هذه البلدان، مما يجعل القطاع المزدهر بمثابة منطقة محصورة أو معزولة الأثر على باقي القطاعات (شرق و قحام، 2018، صفحة 255).

بالنسبة للتحليل النيوكلاسيكي يشمل مساهمتين أساسيتين: المساهمة الأولى، نجدها في فرضية Rybscynski، التي مفادها أن استغلال مورد طبيعي بإمكانه تعطيل التنمية في منتجات أخرى مثل المنتجات الصناعية، بمعنى حدوث عملية تفكيك صناعي جراء اقتطاع الموارد من الصناعة لحساب القطاع البترولي الموجه للتصدير، أما المساهمة الثانية فتأتينا من نظرية النمو المفقر لـ J.N.Bhagwati والتي تفيد بأن التحسن في عرض بعض المنتجات المصدرة يعمل على تخفيض أسعارها العالمية، الأمر الذي يضر بعملية النمو من خلال انخفاض الدخل الحقيقي للفرد. ويمكن تحليل أعراض المرض الهولندي من خلال أعمال كل من (Corden) و (Neary) اللذان ركزا على تحليل تبعات اكتشاف البترول على الأسعار النسبية، حيث لاحظا من تجربة البلدان المصدرة للمواد الأولية والبترول خلال السبعينات أن ازدهار الصادرات خلق آثار معقدة أعاق النمو في قطاعات أخرى من الاقتصاد (Sid Ahmed, 1990, p. 27).

وحسب نموذج Corden 1982 يمكن تشخيص المرض الهولندي من خلال ثلاث قطاعات وهي: القطاع المزدهر، القطاع المتأخر أو ما يعرف بقطاع السلع القابلة للتجارة (المصدرة والقابلة للإحلال محليا)، وأخيرا القطاع الغير قابل للتجارة، حيث النمو في القطاع المزدهر له أثرين مهمين: أثر الإنفاق وأثر تحويل الموارد، أي أن نمو القطاع المزدهر سيؤدي إلى زيادة الإنفاق بالنسبة للقطاع الغير قابل للتجارة، الذي يعمل في المدى القصير على رفع أسعارها، مما يتسبب في تسمين سعر الصرف الحقيقي، من جهة أخرى سيؤدي نمو القطاع المزدهر إلى زيادة الإنفاق على قطاع السلع القابلة

للاّتجار، لكن أسعارها لن ترتفع لأنّها تتحدد في السوق الدولي، وعليه سيواجه فائض الطلب عليها من خلال الواردات، وكلما ارتفعت أسعار القطاع الغير قابل للاّتجار، فإن العمل ينجذب من القطاع المتأخر إليه، مما يؤدي إلى انخفاض إنتاج القطاع المتأخر.

كذلك بسبب ارتفاع أسعار القطاع المزدهر يرتفع الناتج الهامشي للعمل، ويؤدي أيضا إلى انتقال العمل من القطاعين، أي أن تحول اليد العاملة من القطاع المتأخر إلى القطاع المزدهر سيؤدي إلى انخفاض إنتاجية العمل في القطاع الأول، نتيجة انخفاض الطلب عليه وانتقاله إلى قطاع التعدين، حيث انخفاض الموارد المالية يكون له أثر سلبي على الصناعة بشكل مباشر، ويطلق على حركة العمل من القطاع المتأخر إلى القطاع المزدهر بالتراجع المباشر في التصنيع.

ويؤدي تدفق العمل خارج قطاع السلع الغير قابلة للاّتجار مع تأثير الإنفاق الذي يزيد من الإنفاق على سلع ذلك القطاع، إلى حركة إضافية للعمل من القطاع المتأخر إلى قطاع السلع الغير القابلة للاّتجار، الذي يتطلب استثمارات ورؤوس أموال كبيرة ويد عاملة مؤهلة، وهو ما سيؤدي إلى زيادة الطلب على سلع القطاع الغير قابل للاّتجار، مما ينجر عنه امتصاص اليد العاملة من القطاع الصناعي إلى القطاع الغير قابل للاّتجار ويطلق عليه التراجع غير المباشر للتصنيع (شرقق و قحام، 2018، صفحة 256)، كما أن القطاع المزدهر قد لا يستخدم سوى كمية قليلة من العامل المتحرك (العمل)، وهو ما يعني إلغاء تأثير حركة الموارد، وفي هذه الحالة فإن التغير الوحيد يتمثل في ارتفاع سعر الصرف، وهو ما يتسبب في انخفاض إنتاج القطاع المتأخر وزيادة إنتاج قطاع السلع الغير القابلة للاّتجار (Koutassila, 1998, pp. 2-6).

كذلك يعتبر نموذج Bresser-Pereira هو النموذج الثاني والأحدث لتحديد المرض الهولندي من الناحية النظرية، حيث يرى ان هناك ثلاثة حجج أساسية لأسباب المرض الهولندي (Bresser & Luiz, 2008, p.50).

- ان المرض الهولندي هو العامل المحدد للاتجاه نحو تقييم سعر الصرف بأعلى من قيمته.
- فشل السوق الناجم عن وجود ريع ريكاردري Ricardian rents يضعف الاقتصاد والذي يمكن تحييده من خلال إدارة سعر الصرف خاصة من خلال انشاء ضريبة على المبيعات التي ترفع منحني العرض، حيث أن فشل السوق ناجم عن وجود موارد طبيعية وافرة ورخيصة تستخدم لإنتاج سلع متوافقة مع سعر صرف مرتفع عن السعر الذي سيكون ضروريا لخلق ميزة تنافسية للصناعات القابلة للاّتجار، فباستخدام الموارد الرخيصة فإن السلع المعنية تسبب ارتفاع سعر الصرف لأنها يمكن أن تكون مربحة بمعدل لا يتوافق مع معدل السلع الأخرى.
- إن المرض الهولندي لا يكون بسبب الموارد الطبيعية فقط ولكن من اليد العاملة الرخيصة (هامش الأجر) من خلال وجود فرق بين أجور العمال ورواتب المهندسين والمديرين في المصانع.

وهو يشترك مع نموذج Corden, 1982 في تصنيف القطاعات حيث يتم تقسيم الاقتصاد إلى ثلاثة قطاعات، وأن تقييم العملة بأعلى من قيمتها متعلق بقطاع السلع الغير قابلة للتجارة، فمن الناحية العملية فإن قطاع التصنيع هو الذي يعاني من المبالغة في العملة ويصبح غير تنافسي، لكن وعلى خلاف Corden باعتداده فقط على القطاع المزدهر، فإن Bresser-Pereira يضيف عدة عوامل طويلة الأجل كالتباين أو الربح الريكاردري Ricardian rents وبأخذ بعين الاعتبار المنافسة سيكون أعلى أو أقل اعتمادا على التكلفة، من إنتاج آخر يكون داخل السوق أو من تكلفة إنتاج الدول الأخرى، مع الأخذ بعين الاعتبار القوة الاحتكارية والربح المضافة المستمدة من تباين الاسعار الدولية للسلع التي تتجاوز تكاليفها انتاج المنتج الاقل كفاءة، كما يختلف عن نموذج Corden أنه يستخدم سعرين صرف توازيين هما اللذان يحددان المرض الهولندي، بشكل عام فإن الاختلاف بين النموذجين أن أحدهما ينبع من الاقتصاد النيوكلاسيكي الذي يعتمد في تحديد السعر على العرض والطلب للسلع والخدمات، أما الآخر فينبع من الاقتصاد الكلاسيكي أين السعر يتحدد وفقا للعرض والطلب حول القيمة أو تكلفة الإنتاج (Bresser P. , 2018, p. 5).

باستعمال نموذج الاقتصاد الجديد للتنمية من قبل مجموعة من الاقتصاديين ما بعد الكينزيين منهم Bresser-Pereira منذ بداية 2000 الذي يقوم على فرضيتين أن النمو ينطوي على المنافسة المكلفة و أن النمو يعتمد على معدل الاستثمار، كما أن هناك إلى جانب تراكم رأس المال متغيرات أخرى في جانب العرض يخلق النمو كالتعليم والتقدم التقني البنى التحتية والعملة المستقرة، أما من جانب الطلب فمن الضروري أن يكون طلبا مستديما، لكن حسب رأي Bresser-Pereira فإن الاستثمار في رأس المال المادي هو العامل الأكثر أهمية، فمعدل الاستثمار سواء العام او الخاص يؤثر على جانبي العرض والطلب ولهما علاقة مباشرة بالنمو، كما أضاف كذلك فرضية أخرى أن معدل الاستثمار يعتمد عكسيا عن سعر الصرف حيث اذا كانت قيمة العملة مبالغ فيها بشكل دوري ولفترات طويلة فسوف تنخفض الاستثمارات في الصناعات غير السلعية القابلة للتجارة، وفي هذه الحالة لا يمكن للصناعات التحويلية في البلد أن تصبح قادرة على المنافسة (Bresser P. , 2018, p. 2).

يرى Bresser-Pereira أن المرض الهولندي أحد العوامل الرئيسية التي تحدد سعر الصرف في ظل نظام الصرف المرن باعتباره من أهم محددات العرض والطلب على رؤوس الأموال الأجنبية، حيث يرى أن البداية يجب أن تكون قيمة رؤوس الأموال التي يتحرك حولها سعر الصرف حسب العرض والطلب، وهي القيمة التي تغطي تكلفة انتاج السلع والخدمات المصدرة والتي توازن الحساب الجاري للبلد، ويختلف هذا حسب تباين التكلفة النسبية لوحدة العمل للبلد، فادا ارتفعت تكلفة وحدة العمل للبلد أكثر من منافسيه فإن قيمة العملة الأجنبية ترتفع وتدفع سعر الصرف إلى التدهور

للحفاظ على توازن الحساب الجاري، ولتحديد المرض الهولندي يجب ان يكون هناك توازن جاري وتوازن صناعي التوازن الجاري يعتمد على قيمة المال الأجنبي وعلى الأسعار الدولية للسلع المصدرة، أما التوازن الصناعي هو سعر الصرف المستعمل من قبل الشركات التي تنتج السلع الصناعية باستخدام أحدث التكنولوجيات لتكون قادرة على المنافسة، أي أن المرض الهولندي هو الفرق بين التوازنين (Bresser P. , 2018, pp. 5-6).

كما تشير دراسة Sachs, Warner أن الاقتصاديات الغنية بالموارد دائما ما تؤول الأسعار فيها إلى الارتفاع عند ارتفاع الدخل، وإلى فقدان للقدرة التنافسية السعريّة في قطاعات التصنيع الأمر الذي يعيق النمو القائم على التصدير (Sachs & Warner, 2001, pp. 827-838)، كما أشار Harding, Venables أن ارتفاع إيرادات الموارد في هذه الدول في العموم يؤدي إلى تراجع في الصادرات خارج قطاع الموارد وبنسبة تتراوح ما بين 35%-70% (Harding & Venables, 2013, p. 103)، كما أكد Ismail أن ارتفاع سعر النفط بـ 10% يؤدي إلى تراجع القيمة المضافة في الصناعات التحويلية بنسبة 3.4% (Ismail, 2010, pp. 1-36).

2- قياس أثر تقلبات أسعار النفط على عوامل تشخيص أعراض المرض الهولندي في الجزائر

لقياس أثر تقلبات أسعار النفط على المتغيرات الاقتصادية في الجزائر يحتم علينا معرفة وتحليل خصائص الاقتصاد، وكذا محدّداته أولا ومن ثمة المرور إلى بناء النموذج القياسي الملائم.

2-1 محدّدات وخصائص الاقتصاد الجزائري

بالرجوع إلى التقسيم الثلاثي للاقتصاد المحلي كما جاء في نموذج Corden, 1982، هناك ثلاث قطاعات كبرى القطاع المزدهر (البترول والغاز) القطاع المتأخر (الصناعة والزراعة) والقطاع الغير قابل للتجارة سلع وخدمات، فالملاحظ أن القطاع الأول والثالث يحتلان مكانة مهمة في الاقتصاد الجزائري تتجاوز نسبة مساهمتها في النمو الاقتصادي 90%، منها 43.13% للقطاع الأول، هذا الأخير تأثيره على باقي القطاعات بات ينحصر، حيث أن 80% من قيمته المضافة يستهلك كاستهلاك وسيط من جهة، ومن جهة أخرى فإن تقييم النفقات العمومية يمس الظاهرة كذلك من خلال جودة الانجاز للبرامج الاستثمارية وتكاليفها، إن تحليل توزيع القيم المضافة للقطاعات الاقتصادية في الجزائر يبين أن حصة القطاع المزدهر أي المحروقات عرفت ارتفاعا انتقل من 42.94% سنة 2001 إلى 53.68% سنة 2007، بعدما كانت سنة 1990 لا تتعدى 24.5% وهو ما يعني أن هذا القطاع لم يحول مداخله إلى قطاعات اقتصادية أخرى، لكن هذه النسبة تراجعت بعدها لتصل إلى 35.64% سنة 2013، وهو ما يدل أن هذا القطاع حول جزء من المداخل لقطاعات أخرى، لكن هذه النسبة تراجعت بشكل ملحوظ لتصل إلى 23.22% سنة 2015، و 19.1% سنة 2017.

بفعل تراجع أسعار النفط في الأسواق الدولية، أما القطاع الصناعي فقد عرف تراجع وركود مستمر حيث انخفض من 9.13% سنة 2001 إلى 5.8% سنة 2007 ليصل سنة 2012 إلى 5%، وكان في سنة 1990 يصل إلى 13.1%، ورغم الجهود المبذولة من قبل الدولة بعد الأزمة النفطية إلا أن مساهمة القطاع الصناعي ورغم تحسنها لا تعكس تلك الإمكانيات المبذولة والتي لم تتعد نسبتها 6.55% سنة 2015، لتستقر عند حدود 5% في السنوات اللاحقة، أما قطاع الفلاحة فقد سلك نفس الاتجاه بالنسبة للصناعة خلال الفترة، رغم أن حصتها تبقى أحسن من القطاع الصناعي بمتوسط يقارب 9% (Cherakrak, Gaham, & Al-Mihyawi, 2019).

من الملاحظ أن قطاع السلع القابلة للتجارة قد عرفت تراجعا في العموم تراوحت من 21.06% إلى 14.61% خلال الفترة 2001-2011 رغم تحسنها بعدها لتصل سنة 2015 إلى 20.64%، أما السلع الغير قابلة للتجارة فقد انخفضت كذلك لكن بأقل حدة، رغم أنها عرفت ارتفاعا ملحوظا انطلاقا من سنة 2013 والذي يمكن إرجاعه إلى نمو قطاع الخدمات والبناء، لذلك يلاحظ استمرارية اختلالات الهيكل الإنتاجي، حيث أن القطاع المزدهر والغير قابل للتجارة يستحوذان على نسبة كبيرة من القيمة المضافة بينما القطاع القابل للتجارة بقي ضعيفا وتراجع مقارنة بسنوات السبعينات والثمانينات (شرقي و قحام، 2018، صفحة 259).

أيضا عرفت نسبة مساهمة القطاع الصناعي إلى الناتج المحلي عدة تطورات أين وصلت سنة 2017 إلى 23.5% مهيمنة عليها الصناعات الاستخراجية بنسبة 19.2%، هذه الأخيرة عرفت تطورات مهمة بداية من سنة 2000 أين كانت حصتها تقارب 21536 مليون دولار، لترتفع سنة 2005 إلى 56426 مليون دولار، لكن انطلاقا من سنة 2014 وبفعل انخفاض أسعار النفط العالمية تراجعت مساهمتها إلى 32368 مليون دولار و 32768 مليون دولار سنتي 2015 و 2017. بينما مساهمة الصناعات التحويلية ورغم ضعفها فقد سلكت نفس اتجاه الصناعات الإستخراجية بالانتقال من 31167 مليون دولار و 4596 مليون دولار سنتي 2000 و 2005 إلى 733 مليون دولار سنة 2017.

كذلك يتضح في الجزائر عدم وجود علاقة منتظمة بين تطور شروط التبادل وتطور سعر الصرف الحقيقي، أي أن سعر صرف الدينار لم يكن حساسا لتغير شروط التبادل، وأكدت عدة دراسات ذلك منها دراسات صندوق النقد الدولي أين شهد سعر الصرف الفعلي الحقيقي خلال الفترة 1999-2006 تراجعا بحوالي 20% بينما شهدت شروط التبادل تحسنا تعدى 35%، وهو نفس الاستنتاج الذي توصلت إليه (Allahoum, 2006) أنه خلال سيورة التنمية المنتهجة كان هناك تهمين لسعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري، هذه الخاصية تظهر بإشارة سلبية المعامل المرتبط بالإنتاج الداخلي للفرد في الجزائر، وهذا يعني أنه عندما يرتفع مستوى المعيشة في الجزائر سيرافقه تهمين سعر الصرف

الحقيقي. (Allahoum, 2006, p. 149)، من جهة أخرى فإن سعر الدينار الجزائري متعلق بأسعار البترول، ففي دراسة لصندوق النقد الدولي لسنة 2008 تتعلق بتقدير سعر الصرف الحقيقي التوازني، تبين أن سعر الصرف الحقيقي للدينار يرتفع مع ارتفاع أسعار البترول، وأن زيادة قدرها 1% في أسعار البترول الحقيقية تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بحوالي 0.3%، وهو نفس الاستنتاج الذي توصل إليه Koranchelian في دراسته سنة 2005 أن سعر النفط من المحددات الرئيسية لسعر الصرف الدينار الجزائري، وأن ارتفاع أسعار النفط تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، وهذا الارتباط يدعم إلى حد كبير فرضية المرض الهولندي. (Koranchelian, 2005, p. 45)

2-2 نموذج الدراسة

تم صياغة نموذج قياس أثر أسعار النفط كمتغير تابع على معدل التبادل الدولي، سعر الصرف، الناتج الداخلي الخام، البطالة، في الجزائر خلال فترة الدراسة الممتدة من 1990-2018 من خلال تقدير النموذج التالي:

$$PET = \alpha + \beta_1 EXCH + \beta_2 TOT + \beta_3 DEF + \beta_4 CHOM + \epsilon_t$$

حيث أن:

α : الحد الثابت

$EXCH$: سعر الصرف الدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي

TOT : شروط التبادل

DEF : الناتج الداخلي الخام

$CHOM$: معدل البطالة

PET : أسعار النفط (دولار للبرميل)

ϵ_t : حد الخطأ و B : معامل الانحدار

2-3 اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (اختبار جذر الوحدة)

تم اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات، كل متغير على حدى، ولأجل ذلك تم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) لجذور الوحدة، وتم الحصول على نتائج الجدول 1 أين نلاحظ أن متغيرات الدراسة تحتوي على جذر الوحدة أي أنها غير مستقرة في المستويات العامة، وبأخذ الفروق الأولى لهذه المتغيرات اتضح أن متغيرات الدراسة مستقرة في فروقها الأولى، أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى عند مستوى 1%، ولتأكيد النتائج نقوم باستخدام اختبار Philips Perron، هذا الاختبار يعتمد إلى تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي فولر من أجل الأخذ بعين الاعتبار الأخطاء المرتبطة، و تم إجراء هذا الاختبار في أربعة مراحل (هتهات، 2006، ص 137).

الجدول 1-1: اختبار جذر الوحدة بتطبيق مرشح الفروق الأولى.

اختبار ADF						
المستويات			الفروق			المتغيرات
مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه ولا مقطع	مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه ولا مقطع	
1.329901-	1.712858-	0.374107-	4.819279-	4.755384-	4.870658-	PET
0.658785-	1.812884-	0.816325-	4.050853-	4.001972-	4.093595-	CHOM
1.243288-	1.977582-	0.162870-	5.789731-	5.685357-	5.837329-	TOT
0.674954-	1.917280-	2.565629	4.687950-	4.610631-	3.493076-	DEF
1.634083-	2.050237-	2.200624	4.614670-	4.548167-	3.801977-	EXCH
اختبار P-P						
المستويات			الفروق			المتغيرات
مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه	مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه ولا مقطع	
1.371511-	1.866142-	0.402401-	4.806378-	4.736667-	4.860889-	PET
0.882258-	2.010517-	0.788810-	4.048455-	4.005702-	4.091894-	CHOM
1.195281-	1.983526-	0.112063-	5.784031-	5.682466-	5.828686-	TOT
0.667239-	2.079143-	2.336185	4.667798-	4.572252-	3.493076-	DEF
1.609143-	2.088787-	1.720957	4.613225-	4.547898-	3.808769-	EXCH

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews 7.

تشير نتائج الجدول من خلال تطبيق اختباري ADF و PP إلى أن نتائج الاختبارين جاءت متوافقة، وأن السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية غير مستقرة في مستوياتها، حيث أن جميع القيم المقدرة هي أقل من القيم الحرجة في قيمتها المطلقة، الأمر الذي يعني أنها غير معنوية إحصائيا، لذا تم قبول فرضية عدم القائلة بعدم سكون المتغيرات في مستوياتها، أما عند الفرق الأول فإن متغيرات الدراسة كانت مستقرة عند مستوى معنوية 5%، وأن كل المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة. ولتأكيد ذلك نختبر درجة تكامل البواقي والنتائج كانت في الجدول التالي:

الجدول 2-2: اختبار استقرارية البواقي.

اختبار ADF			اختبار P-P			
مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه ولا مقطع	مقطع	اتجاه عام ومقطع	بدون اتجاه ولا مقطع	
5.068342-	5.015473-	5.156786-	5.102357-	5.039477-	5.186348-	Resit

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews 7.

من خلال الجدول يتضح أن البواقي مستقرة عند المستوى وعليه فالبواقي متكاملة من نفس الدرجة.

2-4 اختبار جوهانسن للتكامل المشترك Johansen'sco-integration test

بعدما أظهرت نتائج جذر الوحدة أن جميع السلاسل الزمنية مستقرة عند الفرق الاول، فحسب Johansen فإن عدم سكون السلاسل الزمنية عند المستوى لا ينفي وجود علاقة خطية طويلة المدى بين المتغيرات، ومنه يمكن اجراء اختبار التكامل المشترك والجدول 3 يبين ذلك.

الجدول 3-: نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك.

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.784785	88.72147	69.81889	0.0008
Atmost 1	0.539913	47.24624	47.85613	0.0570
Atmost 2	0.452858	26.28508	29.79707	0.1204
Atmost 3	0.283826	10.00284	15.49471	0.2805
Atmost 4	0.035980	0.989365	3.841466	0.3199
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.784785	41.47523	33.87687	0.0051
Atmost 1	0.539913	20.96115	27.58434	0.2786
Atmost 2	0.452858	16.28225	21.13162	0.2088
Atmost 3	0.283826	9.013470	14.26460	0.2850
Atmost 4	0.035980	0.989365	3.841466	0.3199

المصدر: من اعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

حيث

تشير النتائج إلى رفض فرضية العدم، والتي تعني عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، وقبول الفرض البديل بوجود متجه تكامل مشترك واحد، مما يعني أن المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار القصيرة وطويلة المدى، ويتضح أن القيمة المحسوبة لنسبة الامكانية العظمى Eigenvalue Max وإحصائية الاثر Statistic Trace أكبر من القيم الحرجة Critical Value عند مستوى معنوية (5%)، حيث أن القيمة المحسوبة لنسبة الامكانية العظمى (88.72147) أكبر من القيمة الحرجة لنفس الاختبار عند المستوى الاحتمالي 5%، (69.81889)، وبالتالي رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، ونفس الشيء بالنسبة للقيمة المحسوبة لنسبة الامكانية لإحصائية الاثر (41.47523) فهي أكبر من القيمة الحرجة لاختبار الأثر عند مستوى معنوية 5%، (33.87687)، بمعنى وجود علاقة التكامل المشترك وبالتالي نقبل الفرضية العدمية، حيث أن عدد المتجهات للتكامل هو متجه واحد عند مستوى معنوية (5%)، وهذا يعني امكانية وجود علاقة توازنية طويلة الاجل على الاقل بين بعض المتغيرات.

2-5 تقدير نموذج تصحيح الخطأ VECM

من أجل تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني يتم استخدام المعايير التالية: معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE، معيار المعلومات لـ AKAIKE، معيار المعلومات البايزية BIC ومعيار المعلومات HQIC، ويوضح الجدول 4 درجة التأخير.

الجدول 4-: درجة تأخير النموذج.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-550.3869	NA	5.06e+11	41.13977	41.37974	41.21112
1	-440.3738	171.1314	9.68e+08	34.84251	36.28233*	35.27064
2	-404.6091	42.38778*	5.40e+08*	34.04512*	36.68479	34.83003*

المصدر: من اعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews 7

من خلال بيانات الجدول يظهر أن كل المعايير تشير إلى ضرورة أخذ بفجوتين زمنيتين (2).

من جهة أخرى ومن خلال الجدول 5 يلاحظ ارتفاع معامل التحديد لكل النماذج حيث تراوحت ما بين 59% و 91%، أما قيم معامل التحديد المعدل فقد تراوح ما بين 27% و 85% وهو ما يدل على جودة توفيق النماذج ومقدرتها التفسيرية، ويمكن تحليل الجدول كما يلي:

بالنسبة لنموذج معدل البطالة: نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ مع الإشارة السالبة المتوقعة، وهو ما يؤكد العلاقة الطويلة المدى، وأن معدل البطالة يتعدل نحو قيمته التوازنية بنسبة من اختلال التوازن من الفترة السابقة ب 11.2%، بعبارة أخرى انحراف المتغيرات المدروسة في المدى القصير خلال $t-1$ عن قيمتها التوازنية في المدى الطويل يتم تصحيح ما يعادل 11.2% من الاختلال في الفترة t ، كذلك معدل البطالة يستغرق 0.112/1 باتجاه قيمته التوازنية بعد أثر أي صدمة نتيجة التغير في المتغيرات المستقلة، كذلك فإن أثر سعر النفط على معدل البطالة خلال فترة إبطاء واحدة تساوي -0.21، وهو أثر سالب ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% لأسعار النفط على معدل البطالة في المدى القصير وهو يتوافق مع النظرية الاقتصادية، ونلاحظ من النموذج جميع المتغيرات الأخرى غير معنوية باستثناء سعر الصرف عند فترة إبطاء 2 والمساوية لـ -0.18 وبأثر سلب.

نموذج الناتج المحلي الإجمالي: نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ مع الإشارة السالبة المتوقعة، وهو ما يؤكد العلاقة الطويلة المدى، وأن الناتج المحلي الإجمالي يتعدل نحو قيمته التوازنية بنسبة من اختلال التوازن من الفترة السابقة ب 16.79%، بعبارة أخرى انحراف المتغيرات المدروسة في المدى القصير خلال $t-1$ عن قيمتها التوازنية في المدى الطويل يتم تصحيح ما يعادل 16.79% من اختلال في الفترة t ، كذلك معدل البطالة يستغرق 0.1679/1 باتجاه قيمته التوازنية بعد أثر أي صدمة نتيجة التغير في المتغيرات المستقلة، كذلك فإن أثر سعر النفط على الناتج المحلي خلال فترة إبطاء تقدر 2 يساوي -1.44 وهو أثر سالب ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% لأسعار النفط على الناتج المحلي في المدى القصير، وهو لا يتوافق مع النظرية الاقتصادية، ونفس الشيء بالنسبة لسعر الصرف، أما شروط التبادل ومعدل البطالة خلال فترة إبطاء 1 فآثرها إيجابي على الناتج الإجمالي.

نموذج شروط التبادل: نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ مع الإشارة السالبة المتوقعة، وهو ما يؤكد العلاقة الطويلة المدى، وأن شروط التبادل تتعدل نحو قيمتها التوازنية بنسبة من اختلال التوازن من الفترة السابقة بـ 14.18%، بعبارة أخرى انحراف المتغيرات المدروسة في المدى القصير خلال $t-1$ عن قيمتها التوازنية في المدى الطويل يتم تصحيح ما يعادل 14.18% من الاختلال في الفترة t ، كذلك شروط التبادل تستغرق 0.1418/1 باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر أي صدمة نتيجة التغير في المتغيرات المستقلة، كذلك فإن أثر سعر النفط على شروط التبادل خلال فترة إبطاء تقدر بـ 2.92، وهو أثر سالب ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% لأسعار النفط على شروط التبادل في المدى القصير، أما سعر الصرف فكان أثره سلبي عند فترة إبطاء واحدة، رغم أن عدة دراسات أكدت عدم وجود علاقة منتظمة بين تطور شروط التبادل وتطور سعر الصرف الحقيقي، وهو نفس الاستخلاص الذي توصل إليه علاهم أن خلال سيرورة التنمية المنتهجة كان هناك تثمان لسعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري (Allahoum, 2006, p. 149)

نموذج سعر الصرف: نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ مع الإشارة السالبة، وهو ما يؤكد وجود العلاقة الطويلة المدى، وأن سعر الصرف يتعدل نحو قيمته التوازنية بنسبة من اختلال التوازن من الفترة السابقة بـ 5.64%، بعبارة أخرى انحراف المتغيرات المدروسة في المدى القصير خلال $t-1$ عن قيمتها التوازنية في المدى الطويل يتم تصحيح ما يعادل 5.64% من الاختلال في الفترة t ، كذلك شروط التبادل تستغرق 0.564/1 باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر أي صدمة نتيجة التغير في المتغيرات المستقلة، كذلك فإن أثر سعر النفط على سعر الصرف خلال فترة إبطاء واحدة يساوي 0.28، وهو أثر موجب ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% لأسعار النفط على سعر الصرف في المدى القصير.

الجدول 5-: نتائج تقدير نموذج VCEM.

ERROR CORRRC	D(pet)	D(EXCH)	D(CHOM)	D(DEF)	D(TOT)
CointEq1	-0.167653 (0.02290) [-7.32221]	-0.056460 (0.05104) [-1.10614]	-0.112895 (0.08578) [-1.31613]	-0.167962 (0.05312) [-3.16206]	-0.141878 (0.03729) [-3.80467]
D(PET(-1))	-1.872892 (0.26809) [-6.98598]	0.284780 (0.23885) [1.19227]	0.028869 (0.07508) [0.38449]	-1.720140 (0.47291) [-3.63737]	-1.466556 (0.97835) [-1.49901]
D(PET(-2))	-1.830760 (0.27376) [-6.68753]	0.015110 (0.24390) [0.06195]	-0.216079 (0.07667) [-2.81831]	-1.442084 (0.48290) [-2.98630]	-2.920224 (0.99902) [-2.92309]
D(EXCH(-1))	-2.138388 (0.27153) [-7.87542]	0.063226 (0.24191) [0.26136]	0.214655 (0.07605) [2.82273]	-1.731461 (0.47897) [-3.61500]	-3.228225 (0.99088) [-3.25794]
D(EXCH(-2))	-1.310794 (0.31219) [-4.19870]	-0.101195 (0.27814) [-0.36382]	-0.187309 (0.08743) [-2.14230]	-1.185606 (0.55069) [-2.15293]	-2.342592 (1.13927) [-2.05622]
D(CHOM(-1))	3.823434 (0.69816) [5.47643]	0.542246 (0.62202) [0.87175]	0.359825 (0.19553) [1.84025]	3.406391 (1.23154) [2.76597]	9.353664 (2.54779) [3.67128]
D(CHOM(-2))	-1.095931 (0.65600) [-1.67063]	1.233383 (0.58446) [2.11031]	-0.061057 (0.18372) [-0.33233]	-0.925152 (1.15716) [-0.79950]	-3.659497 (2.39393) [-1.52866]
D(DEF(-1))	1.146392 (0.25092) [4.56870]	-0.440065 (0.22356) [-1.96847]	-0.026028 (0.07027) [-0.37037]	1.121788 (0.44262) [2.53442]	1.156635 (0.91569) [1.26313]
D(DEF(-2))	0.885162 (0.26785) [3.30467]	0.155620 (0.23864) [0.65211]	0.245637 (0.07502) [3.27447]	0.489989 (0.47248) [1.03705]	1.785804 (0.97747) [1.82697]
D(TOT(-1))	0.404011 (0.06541) [6.17693]	0.008350 (0.05827) [0.14328]	-0.008408 (0.01832) [-0.45898]	0.329459 (0.11538) [2.85555]	0.205410 (0.23869) [0.86058]
D(TOT(-2))	0.490067 (0.06390) [7.66883]	-0.082950 (0.05693) [-1.45694]	-0.012407 (0.01790) [-0.69325]	0.462940 (0.11272) [4.10684]	0.741725 (0.23320) [3.18060]
C	-5.295272 (3.88682) [-1.36236]	7.250396 (3.46292) [2.09372]	-2.446079 (1.08856) [-2.24707]	5.704482 (6.85624) [0.83201]	-1.118292 (14.1841) [-0.07884]
R-squared	0.917744	0.591392	0.686588	0.710035	0.757170
Adj. R-squared	0.853114	0.270344	0.440336	0.482206	0.566376
Sum sq. resids	550.9253	437.3085	43.21249	1714.253	7336.829
S.E. equation	6.273102	5.588947	1.756874	11.06556	22.89234
F-statistic	14.19999	1.842064	2.788150	3.116522	3.968509
Log likelihood	-76.58794	-73.58545	-43.49683	-91.34467	-110.2458
Akaike AIC	6.814457	6.583496	4.268987	7.949590	9.403519
Schwarz SC	7.395117	7.164156	4.849647	8.530250	9.984179
Mean	1.602308	3.549615	-0.415769	10.37648	6.592308
S.D. dependent	16.36786	6.542908	2.348426	15.37782	34.76429

المصدر: من اعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

من خلال مرونة الأجل القصير المتمثلة في معلمات الفروق الأولى للمتغير التابع المبطن لفترة واحدة كما في

الجدول 6.

الجدول -6-: نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.167653	0.022896	-7.322207	0.0000
C(2)	-1.872892	0.268093	-6.985979	0.0000
C(3)	-1.830760	0.273757	-6.687533	0.0000
C(4)	1.146392	0.250923	4.568697	0.0004
C(5)	0.885162	0.267852	3.304668	0.0052
C(6)	-2.138388	0.271527	-7.875417	0.0000
C(7)	-1.310794	0.312190	-4.198701	0.0009
C(8)	3.823434	0.698162	5.476427	0.0001
C(9)	-1.095931	0.656000	-1.670627	0.1170
C(10)	0.404011	0.065407	6.176926	0.0000
C(11)	0.490067	0.063904	7.668833	0.0000
C(12)	-5.295272	3.886824	-1.362365	0.1946

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews 7.

تشير نتائج التقدير إلى أن 91.77% من التغيرات في المتغير التابع (سعر النفط) تفسرها المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج، كما تشير قيمة C(1) إلى أن سرعة التعديل في الأجل القصير هي 0.1676% والتي تؤدي إلى تحقيق التوازن في العلاقة بين متغيرات الدراسة في الأجل الطويل.

- اختبار السببية

اختبار العلاقة السببية في الأجل الطويل يتم تحديدها من خلال معنوية إحصائية (t) الخاصة بمعامل حد تصحيح الخطأ (λ) حيث تتحقق المعنوية إذا كانت إحصائية (t) المحسوبة أكبر من قيمة (t) الجدولية.

فإذا كان معامل حد تصحيح الخطأ C(1) سالبا ومعنوياً، فإن ذلك يبين الميكانيكية التي يجري بها تصحيح أي اختلال في التوازن في المدى القصير، للوصول إلى الوضع التوازني في المدى الطويل بين المتغير التابع وبقية المتغيرات الأخرى.

وبتحقق هذين الشرطين نستطيع القول بوجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج نحو المتغير التابع (سعر النفط). أما دراسة العلاقة السببية في الأجل القصير فتتم من خلال استخدام **Wald Test**، وهو ما تؤكدته نتائج الجدول التالي الذي يبين وجود علاقة سببية بين المتغيرات الدراسة في الأجل القصير.

الجدول -7-: نتائج اختبار Wald Test.

الفرضية الصفرية	Chi-sq	Prob.	القرار	الدلالة
C(3)=0	44.72309	0.0000	رفض الصفرية	وجود علاقة سببية
C(4)=0	20.87299	0.0000	رفض الصفرية	وجود علاقة سببية

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews 7.

إضافة إلى ذلك يمكننا اختبار السببية ثنائية الاتجاه من خلال استخدام اختبار Wald Tests الذي يؤكد وجود العلاقة السببية ما بين سعر النفط ومتغيرات الدراسة الأخرى، والجدول التالي يلخص ذلك.

الجدول -8-: نتائج اختبار السببية ثنائية الاتجاه.

Dependent variable: D(PET)				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
D(DEF)	32.44477	2	0.0000	وجود علاقة سببية
D(EXCH)	64.08401	2	0.0000	وجود علاقة سببية
D(CHOM)	34.45531	2	0.0000	وجود علاقة سببية
D(TOT)	66.11845	2	0.0000	وجود علاقة سببية
Dependent variable: D(DEF)				
D(PET)	17.24495	2	0.0002	وجود علاقة سببية
D(EXCH)	13.88056	2	0.0010	وجود علاقة سببية
D(CHOM)	8.696498	2	0.0129	وجود علاقة سببية
D(TOT)	17.72222	2	0.0001	وجود علاقة سببية
Dependent variable: D(EXCH)				
D(PET)	1.513170	2	0.4693	عدم وجود علاقة سببية
D(DEF)	4.247885	2	0.1196	عدم وجود علاقة سببية
D(CHOM)	4.952086	2	0.0841	وجود علاقة سببية
D(TOT)	3.137080	2	0.2083	وجود علاقة سببية
Dependent variable: D(CHOM)				
D(PET)	9.558866	2	0.0084	وجود علاقة سببية
D(DEF)	10.81298	2	0.0045	وجود علاقة سببية
D(EXCH)	19.52773	2	0.0001	وجود علاقة سببية
D(TOT)	0.497389	2	0.7798	عدم وجود علاقة سببية
Dependent variable: D(TOT)				
D(PET)	8.989986	2	0.0112	وجود علاقة سببية
D(DEF)	5.032840	2	0.0807	عدم وجود علاقة سببية
D(EXCH)	11.49158	2	0.0032	وجود علاقة سببية
D(CHOM)	16.81404	2	0.0002	وجود علاقة سببية

المصدر: من اعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews 7.

- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي VEC Residual Serial Correlation LM Tests

إن الهدف الرئيسي من هذا الاختبار هو التأكد من سكون البواقي، حيث أن سلسلة البواقي وبما أنها تحاكي تشويشا أبيضاً، فإنه لا يجب أن تتضمن تغيرات على المدى الطويل سواء كانت هذه التغيرات محدودة أو هيكلية، ويمكن التأكد من ذلك عن طريق الكشف عن وجود جذر الوحدة من عدمه في سلسلة البواقي، فإذا كانت السلسلة لا تحتوي على جذر الوحدة فإنها تكون ساكنة ومستقرة ومن ثم لا تتضمن تغيرات على المدى الطويل (بقيق، 2015، ص 395)، ونلاحظ من الجدول أن كل الاحتمالات غير معنوية، وبالتالي نقبل فرضية العدم و لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

الجدول -9-: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي.

Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
LM-Stat	27.8	27.6	31.0	21.1	18.5	30.9	18.4	21.2	33.10	29.39	34.64	18.16
Prob	0.31	0.32	0.18	0.68	0.81	0.19	0.82	0.67	0.128	0.247	0.094	0.835

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews 7.

كما يمكن تأكيد ما سبق من خلال اختبار لجينغ - بوكس (Ljung-Box)، ويوضح الجدول 10 نتائج اختبار

الارتباط الذاتي للبواقي:

الجدول -10-: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي (اختبار Ljung-Box).

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	17.32773	NA*	18.02084	NA*	NA*
2	37.85759	NA*	40.26152	NA*	NA*
3	62.95664	0.0396	68.63436	0.0132	45
4	82.58318	0.1443	91.82937	0.0412	70
5	103.0534	0.2688	117.1734	0.0611	95
6	127.0452	0.3124	148.3629	0.0404	120
7	146.0816	0.4592	174.4126	0.0484	145
8	164.7167	0.6000	201.3299	0.0505	170
9	189.4268	0.5991	239.1219	0.0171	195
10	212.2256	0.6343	276.1700	0.0060	220
11	231.5555	0.7219	309.6750	0.0032	245
12	242.1341	0.8877	329.3211	0.0079	270

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews 7.

تظهر نتائج اختبار Ljung-Box الخاص بالارتباط الذاتي للبواقي والموضحة في الجدول أعلاه إلى قبول (عدم رفض) فرضية العدم (H_0) القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي عند مستوى دلالة 5%.

- اختبار عدم التجانس VEC Residual Heteroskedasticity Tests

الجدول -11-: نتائج اختبار عدم التجانس

Chi-sq	df	Prob.
342.2573	330	0.3095

المصدر: من إعداد الباحثين اعتماداً على برنامج Eviews 7.

من خلال الجدول يتضح أن الاحتمالية الإحصائية (30.95%) أكبر من 5% فإننا نقبل الفرضية الصفرية وأن سلسلة البواقي لها تباين متجانس، وخلاصة القول النموذج لا يعاني من مشكلة عدم التجانس ولا من مشكلة الارتباط.

2-6 اختبارات نتائج تقدير دوال نبضات الاستجابة وتجزئة التباين

إن استخدام دوال نبضات الاستجابة يسمح بتحديد سلوك متغيرات النموذج الحركي وتحديد اتجاه العلاقة، ويشير الشكل 1 إلى النتائج التالية:

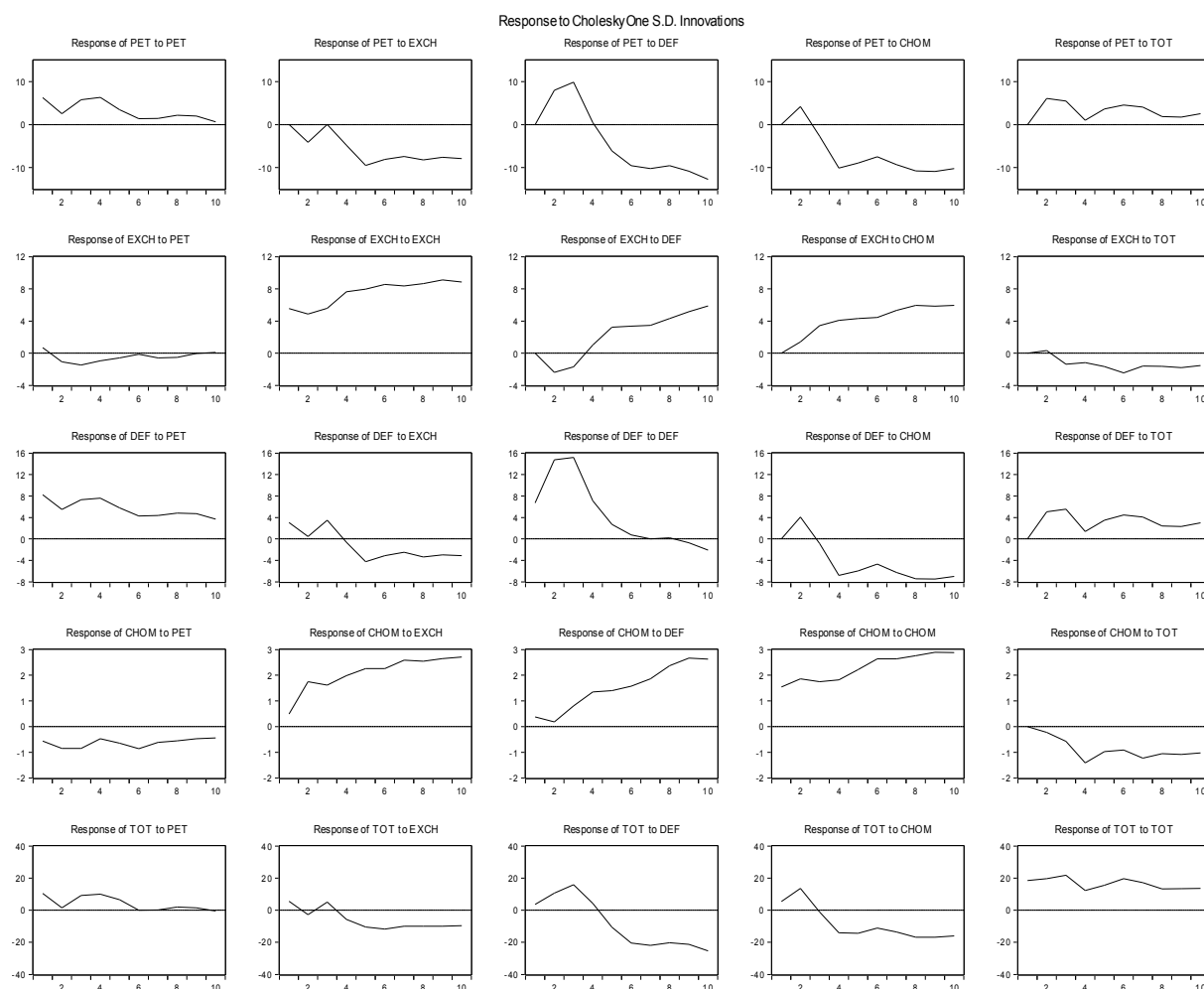
- أن حدوث صدمة إيجابية في أسعار النفط بنسبة 1% سيكون لها أثر معنوي سلبي على معدل البطالة، فالتغير المفاجئ في سعر النفط بنسبة 1% يؤدي إلى استجابة معدل البطالة بانخفاض قدرة -0.565904% في السنة الأولى، ويستمر الاثر السلبي إلى السنة 10 بانخفاض قدره -0.443334%، أي تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل سلبي في المدى القصير والطويل في معدل البطالة.

- أن حدوث صدمة إيجابية في أسعار النفط بنسبة 1% سيكون لها أثر معنوي إيجابي على DEF، أي التغير المفاجئ في سعر النفط بنسبة 1% يؤدي إلى استجابة DEF بارتفاع قدرة 8.257244% في السنة الأولى، ويستمر الأثر الإيجابي رغم انخفاض قيمته ليصل إلى 3.673691% في السنة 10، أي تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل إيجابي في المدى القصير والطويل على الناتج المحلي الإجمالي.

- بالنسبة لسعر الصرف أي تغير مفاجئ في سعر النفط بنسبة 1% يؤدي إلى استجابة سعر الصرف بأثر إيجابي قدره 0.674182% في السنة الأولى، لكن انطلاقاً من السنة الثانية يصبح الأثر سلبي يستمر حتى السنة التاسعة بمقدار -0.048310%، لكن في السنة العاشرة يصبح إيجابي بمقدار 0.090798%، أي تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل إيجابي في المدى القصير والطويل وبأثر سلبي في المدى المتوسط لسعر الصرف وهي تتوافق مع ما توصلنا إليه في دراستنا (Cherakrak, Gaham, & Al-Mihyaw, 2019, p. 137).

- بالنسبة لشروط التبادل فأي تغير مفاجئ في سعر النفط بنسبة 1% يؤدي إلى استجابة شروط التبادل بأثر إيجابي قدره 10.49% في السنة الأولى، ويستمر هذا الأثر الإيجابي حتى السنة التاسعة رغم انخفاض قيمته لتصل 1.48%، لكن في السنة العاشرة يصبح الأثر سلبي بمقدار -0.52%، أي تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل إيجابي على شروط التبادل في المدى القصير والمتوسط وبأثر سلبي في المدى الطويل.

الشكل-1-: دوال الاستجابة الفورية



أما نتائج تحليل تجزئة التباين فتعكس المساهمة النسبية للتغير في متغير ما في تفسير التغير في المتغيرات الأخرى على كل حدة، والجدول 12 يبين نتيجة تجزئة التباين لخطأ التنبؤ الخاص بأسعار النفط لـ 10 فترات للأمام، حيث يعرض كل عمود نسبة إسهام المتغير في تفسير تباين خطأ التنبؤ بأسعار النفط، ونشير أن الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ لسعر الصرف مدة سنة واحدة 5.58% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 30.65% في السنة العاشرة، ويتضح كذلك أن الصدمات في سعر الصرف تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ بسعر الصرف ذاتها بنسبة 98.54% في الأجل القصير ثم تتراجع لتصل نسبة 62.4% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل، في حين كان إسهام سعر النفط متزايدا حتى السنة الثالثة ليعرف انخفاضا انطلاقا من السنة الرابعة ويستقر في السنة العاشرة عند 0.60%، وهذا ما يؤكد ما توصلت إليه دراستنا (Cherakrak, Gaham, & Al-Mihyawi, 2019)، أما معدل البطالة فكان إسهامه متزايدا بعدما كان منعدم في السنة الأولى ويصل في السنة العاشرة إلى 21.43%، في حين كان إسهام شروط التبادل منعدم في السنة الأولى ليعرف ارتفاعا وصل أقصاه في السنة السادسة 3.04% لينخفض بعدها ويستقر في السنة العاشرة عند 2.43%، أما الناتج

المحلي فكان إسهامه منعدم في السنة الأولى ليعرف ارتفاعا مستمرا انطلاقا من السنة الرابعة ووصل أقصاه في السنة العاشرة إلى 13.11%.

الجدول -12-: نتائج اختبار تجزئة التباين بالنسبة لسعر الصرف.

Period	S.E.	PET	EXCH	DEF	CHOM	TOT
1	5.588947	1.455104	98.54490	0.000000	0.000000	0.000000
2	7.983847	2.496544	85.43470	8.814523	3.072281	0.181957
3	10.66238	3.317123	75.45761	7.444351	12.02873	1.752187
4	13.85367	2.441251	75.04282	4.960769	15.78679	1.768374
5	16.95025	1.747335	72.17608	6.950477	16.98099	2.145126
6	19.94198	1.267191	70.58730	7.869835	17.22889	3.046779
7	22.59566	1.055653	68.64753	8.460292	18.96234	2.874193
8	25.34011	0.883181	66.20997	9.637233	20.57545	2.694169
9	28.08400	0.719328	64.39170	11.22382	21.07006	2.595089
10	30.65074	0.604775	62.40945	13.11413	21.43930	2.432346

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

ونشير في الجدول 13 أن الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ لسعر النفط مدة سنة واحدة 6.27% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 46.7% في السنة العاشرة، كما يتضح أن الصدمات في سعر النفط تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ بسعر النفط ذاتها بنسبة 100% في الأجل القصير لتصل نسبة 6.61% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل، إذن الصدمات في سعر النفط تفسر التباين في خطأ التنبؤ لأسعار النفط ذاتها في الأجلين القصير والطويل، في حين كان إسهام كل من سعر الصرف، الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل البطالة منعدم في السنة الأولى واستمر الارتفاع لتصل في السنة العاشرة 20.22%، 35.31%، 31.79% على التوالي، أي أن الصدمات في سعر النفط تفسر التباين في خطأ التنبؤ لسعر الصرف، والناتج المحلي ومعدل البطالة في الأجل القصير والطويل، في حين كان إسهام شروط التبادل منعدم في السنة الأولى، ليرتفع في السنة الثانية إلى 20.45%، ليعرف انخفاضا انطلاقا من السنة الثالثة حتى السنة العاشرة ويستقر عند 6.04%.

الجدول -13-: نتائج اختبار تجزئة التباين بالنسبة لسعر النفط.

Period	S.E.	PET	EXCH	DEF	CHOM	TOT
1	6.273102	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	13.45666	25.24013	9.377923	35.22617	9.699428	20.45635
3	18.69961	22.70641	4.856424	46.17762	7.159485	19.10006
4	22.72916	23.07781	7.782730	31.29243	24.71658	13.13045
5	27.39015	17.46984	17.38496	26.62778	27.70491	10.81251
6	31.41880	13.47519	19.85622	29.57734	26.74341	10.34784
7	35.41386	10.77543	20.06451	31.63562	28.04591	9.478532
8	39.22755	9.095839	20.76071	31.76013	30.43391	7.949418
9	42.92067	7.817224	20.51955	32.95221	31.90700	6.804020
10	46.70555	6.619443	20.22997	35.31092	31.79438	6.045291

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

ونشير كذلك من الجدول 14 أن الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ بالبطالة مدة سنة واحدة 1.75% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 12.09% في السنة العاشرة، كما يتضح أن الصدمات في معدل البطالة تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ بمعدل البطالة ذاتها بنسبة 76.99% في الأجل القصير لتصل نسبة 37.76% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل. إذن الصدمات في سعر النفط تفسر التباين في خطأ التنبؤ لأسعار النفط ذاتها في الأجلين القصير والطويل، في حين كان إسهام كل من سعر الصرف، الناتج المحلي الإجمالي متزايد أو بنسبة أكبر من باقي المتغيرات الأخرى الباقية، حيث عرف سعر النفط انخفاضا مستمرا خلال الفترة بالانتقال من 10.37% في الفترة الأولى إلى 2.91% في الفترة العاشرة، أما شروط التبادل فكان أثرها منعدم في بداية الفترة ليرتفع في السنة الرابعة إلى أعلى قيمة له 8.20% لينخفض بعدها ويستقر عند 6.14% في السنة العاشرة.

الجدول -14-: نتائج اختبار تجزئة التباين بالنسبة لمعدل البطالة.

Period	S.E.	PET	EXCH	DEF	CHOM	TOT
1	1.756874	10.37538	7.926319	4.701360	76.99694	0.000000
2	3.223709	10.08168	31.64716	1.716895	56.06675	0.487513
3	4.214935	10.00453	33.23337	4.656513	49.95033	2.155253
4	5.390948	6.881997	33.90799	9.114933	41.89164	8.203434
5	6.510893	5.713759	35.28975	10.87202	40.27772	7.846747
6	7.647274	5.406379	34.31437	12.14013	41.04462	7.094498
7	8.802725	4.574965	34.53771	13.63624	39.96073	7.290363
8	9.931676	3.903858	33.67992	16.42496	39.13765	6.853611
9	11.06790	3.325422	32.84204	19.02791	38.32250	6.482129
10	12.09667	2.918163	32.51954	20.64856	37.76815	6.145587

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج Eviews 7.

كذلك من الجدول 15 الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ لشروط التبادل لسنة واحدة 22.89% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 92.57% في السنة العاشرة، كما يتضح أن الصدمات في شروط التبادل تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ بشروط التبادل ذاتها بنسبة 65.22% في الأجل القصير لتصل نسبة 32.77% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل، إذن الصدمات في شروط التبادل تفسر التباين في خطأ التنبؤ لأسعار النفط ذاتها في الأجلين القصير والطويل، في حين كان إسهام سعر الصرف بسيط ومستقر لم يتعدى في السنة العاشرة 8.6%، أما سعر النفط فكان أثره معتبر في السنة الأولى 21.03% لكنه انخفض خلال الفترة ليصل إلى 4.67% في السنة العاشرة، أما الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل البطالة فقد عرفا ارتفاعا معتبرا بالانتقال من 2.38 و 5.41% في السنة الأولى إلى 34.11% و 20.47% على التوالي في السنة العاشرة.

الجدول -15-: نتائج اختبار تجزئة التباين بالنسبة لشروط التبادل.

Period	S.E.	PET	EXCH	DEF	CHOM	TOT
1	22.89234	21.03292	5.935422	2.386908	5.417031	65.22772
2	34.89752	9.246405	3.202953	10.36910	17.36420	59.81734
3	45.28467	9.536647	3.177446	18.39219	10.38407	58.50964
4	50.48302	11.60975	3.839000	15.52822	16.06416	52.95887
5	57.13513	10.38390	6.352459	15.59106	18.92077	48.75181
6	65.80933	7.827022	7.975290	21.45968	17.12797	45.61003
7	73.42089	6.289124	8.271225	26.16333	17.19378	42.08254
8	79.80139	5.387762	8.589149	28.63745	18.98442	38.40122
9	85.95698	4.673401	8.740030	30.83356	20.23432	35.51868
10	92.57384	4.032355	8.607625	34.11432	20.47279	32.77291

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

ونشير أيضا من الجدول 16 أن الخطأ المعياري لخطأ التنبؤ للناتج المحلي الإجمالي مدة سنة واحدة 11.06% ثم يزداد مع الزمن ليصل إلى 37.79% في السنة العاشرة، كما يتضح أن الصدمات في الناتج المحلي الإجمالي تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ بالناتج المحلي الإجمالي ذاتها بنسبة 36.85% في الأجل القصير لترتفع في السنة الثالثة أي المدى المتوسط إلى 66.62% لتتخفف بعدها وتستقر عند نسبة 38.79% في فترة تنبؤ لعشر سنوات في المستقبل، في حين كان إسهام سعر النفط معتبرا رغم انخفاضه بانتقاله من 55.68% في السنة الأولى إلى 23.71% في السنة العاشرة، أما سعر الصرف فكان إسهامه بسيط ومستقر لم يتعدى في السنة العاشرة 6%، أما شروط التبادل، ومعدل البطالة فقد كانا أثرهما منعما في المدى القصير ثم عرفا ارتفاعا إلى 8.89% و 22.44% على التوالي في السنة العاشرة.

الجدول -16-: نتائج اختبار تجزئة التباين بالنسبة للناتج المحلي الإجمالي.

Period	S.E.	PET	EXCH	DEF	CHOM	TOT
1	11.06556	55.68310	7.457628	36.85927	0.000000	0.000000
2	20.29441	23.87035	2.262079	63.68548	4.020795	6.161296
3	27.18973	20.49250	2.920341	66.62743	2.348372	7.611352
4	29.94516	23.34546	2.454398	60.58793	7.122214	6.490001
5	31.67667	24.18133	4.007078	54.87680	9.927566	7.007226
6	32.76644	24.29574	4.650922	51.34044	11.31186	8.401035
7	33.98024	24.23517	4.852598	47.73817	13.91835	9.255709
8	35.35900	24.24298	5.391502	44.09167	17.25930	9.014560
9	36.64291	24.22094	5.674042	41.09341	20.22021	8.791394
10	37.79418	23.71263	6.008425	38.93800	22.44504	8.895903

المصدر: من إعداد الباحثين اعتمادا على برنامج 7 Eviews.

خاتمة

من خلال دراسة العلاقة بين أسعار النفط والمرضى الهولندي في الجزائر نستنتج مايلي:

- توجد علاقة سببية بين سعر النفط من جهة والناتج المحلي الإجمالي، معدل البطالة، شروط التبادل، سعر الصرف.

- توجد علاقة طويلة المدى بين تقلبات أسعار النفط والمتغيرات المعبرة عن المرض الهولندي في الجزائر.
 - أن تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل سلبي في المدى القصير والطويل في معدل البطالة.
 - أن تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل ايجابي في المدى القصير والطويل على الناتج المحلي الإجمالي.
 - أن تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل ايجابي في المدى القصير والطويل وبأثر سلبي في المدى المتوسط لسعر الصرف.
 - أن تغير مفاجئ في أسعار النفط مقداره انحراف معياري واحد يؤثر بشكل ايجابي على شروط التبادل في المدى القصير والمتوسط وبأثر سلبي في المدى الطويل.
- انطلاقاً من النتائج التي توصلنا إليها، يمكننا تقديم جملة من الاقتراحات على النحو التالي:
- ضرورة الحد من المرض الهولندي من خلال تحقيق أفضل كفاءة في توزيع الموارد والحد من الإسراف في كافة المجالات، والأخذ بمبدأ الإنفاق في الاستثمارات المنتجة لتحقيق النمو المطلوب في الاقتصاد الوطني.
 - ترقية الصادرات خارج قطاع المحروقات كالزراعة والصناعة، من خلال تقوية القدرة التنافسية للمنتج الوطني في الأسواق العالمية والعمل على إحلال مختلف المنتجات المستوردة، وكذا توجيه الإنفاق نحو الاستثمار في المنتجات الوطنية ذات المزايا التنافسية في الأسواق الأجنبية.
 - ضرورة إعطاء أهمية أكبر لقطاعي الزراعة والسياحة، ومحاولة التخفيف من الاعتماد على القطاع النفطي أو القطاع المزدهر.

- قائمة المراجع:

المراجع الأجنبية:

1. -Allahoum, A. (2006), "Le Taux de change réel d'équilibre, le **niveau de développement**, la soutenabilité de la dette extérieure en Algérie :Une analyse économétrique 1975-1997", *les cahiers du CREAD*, N°75, P.P 167-173.
2. -Bresser, P. (2018), "Neutralizing the Dutch Disease", *Textos para discussão 476, FGV EESP - Escola de Economia de São Paulo, Getulio Vargas Foundation (Brazil)*, P.P 1-13.
3. -BRESSER, P.& LUIZ , C. (2008), "The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 28, n° 1, P.P 47-71.
4. -Cherakrak, S. Gaham, W. & Al-Mihyawi , S. (2019), "Impact of Oil Price Fluctuations on Inflation and the Exchange Rate of the Algerian Dinar, 1973-2016", *The Journal of Social, Political, And Economic Studies*, Vol. 44, Nos. 1 & 2.
5. -Harding , T., & Venables, A. (2013), "The Implications of Natural Resource Exports for Non-resource Trade", *OxCarre (Oxford Centre for the Analysis of Resource Rich Economies) Research Paper*, P.P 1-38.
6. -Ismail, K. (2010), "The Structural Manifestation of the Dutch Disease: The Case of Oil Exporting Countries", *International Monetary Fund Working Paper*, 10/103, p.p 1-36.
7. -Koranchelian, T. (2005), "The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: Algeria's Experience", *IMF Working Paper 05/135, International Monetary Fund*, 45.
8. -Koutassila, J. (1998), "le syndrome hollandaise, théorie et vérification empirique au Congo et Au Caméron", *document de travail, 24, Centre d'économie du développement*, France: Université Montesquieu-Bordeaux IV .
9. -Sachs, J., & Warner, A. (2001), "Natural Re-sources and Economic Development: The Curse of Natural Resources", *European Economic Review*, 45, p 827-838.
10. -Sid Ahmed, A. (1990), "économie de l'industrialisation à partir des ressources naturelles, Algérie : OPU.

المراجع العربية

- 11.. السعيد هتهات، (2006)، "دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر"، رسالة ماجستير، جامعة ورقلة، الجزائر.
- 12.. سمير شرقق، و وهيبة قحام، (2018)، "تشخيص أعراض المرض الهولندي في الاقتصاد الجزائري". مجلة الحقوق والعلوم الإنسانية، 17(36)، ص 255.
- 13.. ليلي اسمهان بقبق، (2015). "الآلية تأثير السياسة النقدية في الجزائر ومعوقاتها الداخلية: دراسة قياسية"، أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، جامعة تلمسان، الجزائر.