تقلبات أسعار البترول في الجزائر بين العلة الهولندية ودورية السياسة المالية خلال الفترة (١٩٨٠- ٢٠١٤)

تاريخ الاستلام: ٢٠١٦/٥/٢٩ تاريخ القبول: ٢٠١٧/١/١٥

د. **بوالكور نور الدين** (*)

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة أثار تقلبات أسعار البترول في الجزائر على كل من النفقات العامة وسعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، على المدى القصير والمدى الطويل، وذلك باستخدام نماذج ARMA(p,q) ARIMA(p,q,d)، منهجية بوكس ــ جانكينس، نماذج ARCH وGARCH، دوال الاستجابة للصدمات، و تحليل التباين.

وقد توصلت الدراسة إلى أن الاقتصاد الجزائري يعاني من ظاهرة العلة الهولندية، ويظهر ذلك من خلال أثر النفقات العامة والأثر النقدي؛ إذ إن الصدمة الموجبة في تطاير سعر البترول تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري. كما أن السياسة المالية في الجزائر تتميز بخاصية الدورية، فالصدمة الموجبة في تطاير سعر البترول يكون لها أثر إيجابي على النفقات العامة، والعكس في حالة الصدمة السالبة.

(*) قسم العلوم الاقتصادية / كلية العلوم الاقتصادية والتجارية / جامعة الجزائر.

الكلمات المفتاحية: سعر البترول، تقلبات أسعار البترول، نماذج ARCH وGARCH، السياسة المالية، سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري.

Abstract:

This study aims to determine whether the volatility of oil prices affects the government expenditures in Algeria and the real effective exchange rate of the Algerian dinar, in both the short and long term, using ARMA(p, q) and ARIMA (p, q, d) models, the methodology of Box-Jankins, ARCH and GARCH models, Impulse response functions, and the Analysis of variance.

The study found that, the Algerian economy characterized by the "Dutch disease" problem, which can be observed through the government expenditures effect and the cash effect. The positive shock of oil prices volatility lead to raise the real effective exchange rate of the Algerian dinar. In addition, The Algerian financial policy is periodic; for that, the positive shock that rise from oil prices volatility affects positively the government expenditures, while the negative shock affects negatively the government expenditures.

Key words: Price of oil, Volatility of oil prices, ARCH and GARCH models, Financial policy, Real effective exchange rate of the Algerian dinar.

مقدمة:

يمثل البترول المحرك الرئيس للاقتصاد العالمي، فهو من أهم المعايير الرئيسة التي لها تأثير عالمي، وهو من الدعامات الأساسية لكل الاقتصاديات العالمية، ومن بين

جميع مصادر الطاقة الأخرى، يعد البترول من أكثر السلع الإستراتيجية تداولا عالميا.

منذ نهاية الحرب العالمية الثانية وأسعار البترول تشهد تذبذبا كبيرا، وازداد هذا التذبذب بشكل كبير في السنوات الأخيرة، فأسعار البترول هي الأكثر تذبذبا من أية سلعة أخرى، حيث نجد أن أهم العوامل الأساسية في تحديد سعر النفط هو العرض والطلب العالمي. فمنذ سنة ٢٠٠٠ ازداد الاستهلاك اليومي العالمي للنفط بأكثر من ١١ مليون برميل يوميا من ٧٦,٨٧ مليون برميل إلى ٨٧,٩٩ مليون برميل يوميا، مدعوما بطلب متزايد من الصين والهند. وأصبحت الصين تؤثر بشكل كبير وبقوة على الأسعار إلى درجة انخفاض الأسعار في العطل والأعياد الصينية. من جهة أخرى تقدر القدرة الإنتاجية الاحتياطية العالمية للربع الأول من ٢٠١٢ بـــ: ٢,٤ مليون برميل يوميا حسب إدارة معلومات الطاقة الأمريكية، ما يجعل أيّ عامل يؤثر على الإنتاج، يؤثر بقوة على أسعار البترول على المدى القصير. كما لا يمكن إغفال أثر سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية؛ إذ تتم أغلبية عقود بيع البترول بالدولار، فانخفاض الدولار يؤدي إلى ارتفاع في سعر البترول مع مراعاة ثبات العوامل الأخرى والعكس صحيح. أما العوامل الأخرى الثانوية المؤثرة على أسعار البترول، فهي أسعار نقل وتخزين البترول ، والأحداث المختلفة التي تؤثر بشكل مؤقت على العرض والطلب، مثل: الكوارث الطبيعية والحروب والركود.

إن استمرار التقلبات الحادة في أسعار البترول وعدم قابليتها للتنبؤ، سيكون النمط الذي سيسود السوق البترولية على المدى المتوسط والبعيد حسب توقعات المختصين، كما أن العوامل الجيوسياسية سيكون لها دور أكبر في تحديد الأسعار، وحالة كهذه جعلت أغلب البلدان المصدرة للبترول ولاسيما الجزائر أسيرة لما يجري في السوق البترولية، ففي حالة ارتفاع الأسعار يزداد الإنفاق الاستهلاكي والبذخ، وفي حالة الانخفاض تعيش حياة تقشفية، وهذا يعكس ظهور ما يعرف بالعلة الهولندية. (الشمري، ٢٠١٠).

فالعلة الهولندية في الاقتصاد، هو العلاقة الظاهرة بين ازدهار التنمية الاقتصادية بسبب الموارد الطبيعية وانخفاض قطاع الصناعات التحويلية أو الزراعية. و الآلية

تكمن في ارتفاع عائدات الدولة من الموارد الطبيعية كالبترول مثلاً، ستجعل من عملة الدولة المعنية أقوى مقارنة مع الدول الأخرى، مما يؤدي إلى ارتفاع كلفة الصادرات بالنسبة للبلدان الأخرى، بينما تصبح الواردات أرخص، مما يجعل قطاع الصناعات التحويلية (أو الزراعية) عند أقل قدرة تنافسية (على المستوى المحلي)، وعلى رغم ارتباط هذا المصطلح بالموارد الطبيعية، فإنه يمكن ربطه بأي تطور ينتج عنه تدفق كبير في العملات الأجنبية.

وتعود العلة الهولندية (التسمية) إلى حال الكسل والتراخي التي أصابت الشعب الهولندي بعد اكتشاف البترول؛ إذ هجع للترف والراحة واستلطاف الإنفاق الاستهلاكي، فكان أن دفع ضريبة هذه الحال، بعد أن فاق على حقيقة نضوب الآبار التي استنزفها باستهلاكه.

وهذه العلة لم تكن مقتصرة فقط على الاقتصاد الهولندي، بل شملت اقتصاديات دول كثيرة عبر التاريخ، كان جل اعتمادها على ما تملك من موارد طبيعية، مثال على ذلك إسبانيا، والمكسيك، وأذربيجان، ودول الخليج.

مشكلة الدراسة:

إن عوائد قطاع البترول من النقد الأجنبي، تعد من بين أهم العوامل التي ساهمت بشكل كبير في تطور السياسات المالية للدول النامية البترولية، فالسير الحسن للسياسة المالية واستقرار معدلات الدين العمومي والعجز الموازني مرهون أولا بالجباية البترولية، لذا فإن مواجهة السياسة المالية للعجز الموازني و التفاعل معه يتوقف بالدرجة الأولى على تقلبات أسعار البترول في الأسواق العالمية، مما يجعل فعالية و استقرار السياسة المالية مرتبطاً بمستويات ومدى تقلب أسعار البترول في السوق الدولية، فاعتماد الدول النامية البترولية، على الموارد البترولية كمصدر رئيسي للعملة الصعبة، كان له تأثير مباشر على إدارة الإنفاق العام.

و عليه، و في ظل التقلبات الحادة لأسعار البترول في الأسواق الدولية و اعتماد الجزائر على قطاع البترول، و عدم تنويع اقتصادها، يتبادر إلى أذهاننا التساؤل التالي: ما هي انعكاسات و أثار تقلبات أسعار البترول على كل من النفقات العامة وسعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري؟

فرضيات الدراسة: من خلال إشكالية الدراسة يمكن وضع الفرضيتين الآتيتين:

ـــــ توجد دلالة إحصائية لأثر تقلبات أسعار البترول على النفقات العامة.

ـــــ لا توجد دلالة إحصائية لأثر تقلبات أسعار البترول على سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري.

هدف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى تحقيق ما يلي:

ـــــ معرفة أثار تقلبات سعر البترول على النفقات العامة في الجزائر على المدى القصير و المدى الطويل.

ـــــ معرفة أثار تقلبات سعر البترول على سعر الصرف الفعال الحقيقي للدينار الجزائري مقابل الدولار الأمريكي في المدى القصير و المدى الطويل.

ـــــ استخدام النماذج القياس، كنماذج ARMA(p,q)،ARIMA(p,q,d) ، منهجية بوكس ـــــ جانكينس، نماذج ARCH و GARCH، من أجل تحديد المصدر الحقيقي للصدمات التي تصيب كل من النفقات العامة وسعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، وإثبات فيما إذا كانت تقلبات أسعار البترول هي المصدر الرئيسي للصدمات التي تصيب كل من النفقات العامة وسعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري.

ـــــ استخدام نماذج ARCH و GARCH، باعتبارها النماذج المستخدمة في القياس المالي (التقلبات المالية)؛ إذ تتميز بتغير التباين خلال الزمن.

ـــــ معرفة فيما إذا كان الاقتصاد الجزائري يعاني من العلة الهولندية.

ـــــ معرفة فيما إذا كانت السياسة المالية في الجزائر تتميز بالدورية.

أهمية الدراسة:

نظرا لتبعية الاقتصاد الجزائري إلى قطاع البترول، تبقى الجزائر أكبر دولة متضررة من تقلبات أسعار البترول وانعكاساته على المستوى الداخلي و الخارجي؛ إذ خلّف انخفاض أسعار البترول آثارا بارزة على الجانب الاقتصادي و المالي و النقدي. فالاقتصاد الجزائري له اعتماد مطلق على البترول؛ إذ إن حوالي ثلثي الإنتاج المحلي والدخل القومي مصدرهما إنتاج المحروقات من بترول وغاز طبيعي، والثلث الأخير في معظمه هو دخل غير مباشر للبترول، إضافة لكون

أكثر من ٦٠% من الإيرادات المحلية للميزانية العامة، مصدرها الأرباح التي تجنيها الحكومة من صادرات البترول والغاز، كما أنه يلعب دوراً غير مباشر في دعم أجور ورواتب العمل، وتمويل الاستهلاك العام والخاص ودعم نشاطات الإنتاج من زراعة وصناعة تحويلية، ودعم الصناعة البترولية ومنتجاتها المكررة. ومن ثم فإن مؤطري السياسة الاقتصادية في الجزائر يعتمدون على سعر البترول في بناء خططهم و إستراتيجياتهم المستقبلية الخاصة بكل الجوانب خاصة المالية و النقدية منها. و عليه، فإنه من أجل الوصول إلى نتائج رقمية يستغلها القائمون على السياسة الاقتصادية في الجزائر في وضع برامج مالية و نقدية فعالة، قمنا بالاستعانة بعلاقات قياسية مثل: نماذج ARMA(p,q)،ARIMA(p,q,d) منهجية بوكس ـــــ جانكينس، نماذج ARCH و GARCH، لقياس أثر تقلبات أسعار البترول على النفقات العامة و سعر الصرف الفعال الحقيقي للدينار الجزائري.

الدراسات السابقة:

نتعرض في هذا الجزء لأهم الدراسات التي حللت الآثار المترتبة عن صدمات أسعار البترول على اقتصاديات البلدان الصناعية التي تعد أكبر مستهلك و مستورد للبترول، و على اقتصاديات البلدان المصدرة لهذا المورد الطبيعي. و من بين أهم هذه الدراسات نجد:

ـــــ دراسة (Hamilton, 1983) حول العلاقة بين صدمات أسعار البترول و حالات النشاط الاقتصادي في الو. م. أ خلال الفترة (١٩٤٨- ١٩٨٠)، حيث توصلت إلى وجود علاقة ارتباط معنوية بين ارتفاع أسعار النفط الخام وأزمات الركود الاقتصادي التي تعرض لها الاقتصاد الأمريكي، كما استنتجت الدراسة أن سبعة من بين ثمانية أزمات التي عرفتها الولايات المتحدة بعد الحرب العالمية الثانية كانت مسبوقة بارتفاع حاد في أسعار البترول الخام.

ـــــ دراسة (Mork, 1989)، حول العلاقة بين تقلبات أسعار البترول و المتغيرات الاقتصادية الكلية في الو. م. أ خلال الفترة (١٩٤٨- ١٩٨٨)، توصلت إلى أن استجابة المتغيرات الاقتصادية الكلية لارتفاع و انخفاض أسعار البترول تعد غير متناظرة. إذ استنتج أن لارتفاع أسعار البترول تأثيراً سلبياً واضحاً على تغيرات

الناتج الداخلي الخام في الولايات المتحدة الأمريكية، بينما تأثير انخفاض أسعار البترول على الناتج الداخلي الخام لم يكن ذا أهمية كبيرة.

ـــــ دراسة (Lee, Ni and Raati, 1995)، حول أثر الصدمات البترولية على المتغيرات الاقتصادية الكلية خلال الفترة (١٩٥٠ – ١٩٩٢) باستخدام نموذج الـــ VAR، حيث توصلت إلى أنه بعد ١٩٨٦ أصبحت أسعار البترول تتميز بتقلباتها المستمرة ، أي أنها أصبحت ذات طبيعية تطايرية، و من أجل قياس تطاير سلسلة سعر البترول، فقد استخدموا النماذج GARCH من أجل استخراج التباين الشرطي الذي يعد مقياسا للتطاير، و توصلوا إلى وجود علاقة ارتباط سلبية بين صدمات أسعار البترول الموجبة و نمو الناتج الداخلي الخام، بينما صدمات أسعار البترول السلبية لم يكن لديها ارتباط مع نمو الناتج الداخلي الخام.

ـــــ دراسة (Eltony, Al– Awadi, 2001)، حول العلاقة بين تقلبات أسعار البترول و حالات المتغيرات الاقتصادية الكلية في الكويت خلال الفترة (١٩٨٤–١٩٩٨) باستخدام نموذج الـــ VAR، توصلت إلى أن الصدمات التناظرية لسعر البترول تعد أهم عامل مفسر لتقلبات النفقات الحكومية في الكويت، و التي تعد بدورها من أهم محددات النشاط الاقتصادي في هذا البلد الغني بالبترول.

ـــــ دراسة كل من: ((El– Anshasy, Bradly and Jouts, 2005)، حول ظاهرة دورية السياسة المالية في فنزويلا خلال الفترة (١٩٥٠ – ٢٠٠١) باستخدام نموذج الـــ VAR، إذ تعد من بين أهم الدلائل الاقتصادية التي قدمها الاقتصاديون لتفسير انخفاض معدلات النمو الاقتصادي في البلدان الغنية بالموارد الطبيعة. فمعظم هذه البلدان ترتبط النفقات الحكومية ارتباطا كبيرا بعائدات صادرات المحروقات، و تؤدي تقلبات عوائد الصادرات النفطية التي ترتبط بعدم استقرار أسعار البترول إلى تقلبات موازية في سير سياسة الإنفاق العام، و يؤدي هذا إلى دورية السياسة المالية التي لها تداعيات سلبية على اقتصاديات البلدان المصدرة للبترول.

ـــــ دراسة (Berument, Ceylan, 2005)، حول تحليل تأثير صدمات أسعار البترول على الناتج الداخلي الخام في بعض بلدان الشرق الأوسط و شمال أفريقيا

في الفترة الممتدة من 1960 حتى ٢٠٠٣، بينت نتائج الدراسة أن صدمة موجبة على سعر البترول لها تأثير معنوي و موجب على نمو الناتج الداخلي الخام في الجزائر، نفس النتائج تم الحصول عليها بالنسبة للنمو الاقتصادي في كل من إيران،و العراق، والأردن، والكويت،و قطر و سوريا.

ـــــ دراسة (Laidic, Mignon, 2006) حول علاقة أسعار البترول و الناتج الداخلي الخام لـــ: ١٢ بلدا أوروبيا خلال الفترة (١٩٦٠ – ٢٠٠٥) باستخدام نموذج الـــ VAR، توصلا إلى وجود علاقة غير متناظرة بين تغيرات أسعار البترول و النشاط الاقتصادي في هذه البلدان، أي أن ارتفاع أسعار البترول يثبط النشاط الاقتصادي أكثر مما يحفزه انخفاض أسعار البترول.

ـــــ دراسة (Olomola, Adejumo, 2006) حول استجابة كل من الناتج الداخلي الخام، التضخم، سعر الصرف الحقيقي و عرض النقود لتغيرات أسعار البترول في نيجيريا ، في الفترة الممتدة من ١٩٧٠ حتى٢٠٠٣ ، باستعمال نماذج الانحدار الذاتي المتعدد VAR، توصلت الدراسة إلى أن صدمات أسعار البترول ليس لها تأثير كبير على التضخم و الناتج الداخلي الخام، كما استنتجا أن ارتفاع أسعار البترول أدى إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، و تعد هذه إحدى أعراض المرض الاقتصادي الهولندي.

ـــــ دراسة (Steven, Frederic, 2008) باستخدام عينة مكونة من ٦٣ دولة خلال الفترة (١٩٧٠– ٢٠٠٣) باستخدام نموذج الانحدار المشروط بعدم ثبات التباين ARCH، لاختبار أهمية تطاير أسعار السلع الأساسية على وفرة الموارد الذاتية الطبيعية، تبين أن لعنة الموارد الطبيعية هي في المقام الأول مشكلة تعكس تطاير أسعار المواد الأولية، وقد توصلا في بحثهما إلى النتائج التالية:

ـــــ الدول التي تتسم بتطاير في أسعار السلع الأساسية المصدرة والتي تكون الانحرافات عن متوسط الناتج المحلي الإجمالي للفرد السنوي جداً عالية، و يكون فيها انخفاض في مستوى النمو الاقتصادي معبر عنه بالناتج المحلي الإجمالي للفرد.

ـــــ تعاني الدول النامية من تطاير النمو الاقتصادي أكثر من الدول المتقدمة، حيث إن أوربا الغربية وأمريكا الشمالية لديهما انحراف معياري يقدر بـــ: ٢,٣٣ % و ١,٩٠ % على التوالي من نمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد السنوي ،وتملك كل من الصحراء الجنوبية الإفريقية،والشرق الأوسط و دول شمال إفريقيا، أعلى معدلات التطاير؛ إذ بلغ مستوى الانحراف المعياري عن متوسط الناتج المحلي الإجمالي للفرد ٦,٥٢ % و ٨,١٢ % على التوالي.

ـــــ الدول ذات الأنظمة المالية غير المتطورة تكون أكثر عرضة للتطاير، حيث إن التطور المالي يقلل من تقلب نمو الناتج غير المتوقع ويساهم في التخفيف من الآثار السلبية لصدمات عائدات تصدير المواد الأولية، الإنفاق الحكومي ومعدلات التبادل التجاري.

ـــــ الدول التي يعتمد اقتصادها على الموارد الطبيعية هي أكثر عرضة للتطاير، حيث إن الدول التي تفوق حصة صادراتها من الموارد الطبيعية ١٩% من الناتج المحلي الإجمالي لديها مستوى انحراف معياري جد عالٍ عن نمو الناتج إذ يبلغ ٧,٣٧%، أما الدول التي تبلغ حصة صادراتها من الموارد الطبيعية أقل من ٥ % من الناتج المحلي الإجمالي يكون مستوى الانحراف المعياري فيها مقاربا لـــ: ٢,٨٣%.

ـــــ دراسة (Farzanegan, Markwardt, 2009)، حول تحليل ديناميكية العلاقة بين صدمات أسعار البترول و معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية بالنسبة للاقتصاد الإيراني خلال الفترة (١٩٨٨- ٢٠٠٤)، باستخدام النماذج VAR، توصلا إلى أنه سواء صدمات أسعار البترول الإيجابية أو السلبية تؤدي إلى زيادة معدل التضخم، كما وجدا أن هناك علاقة ارتباط إيجابية بين ارتفاع أسعار البترول و نمو الإنتاج الصناعي، كما لا حظا ارتفاع سعر الصرف الحقيقي دلالة على أعراض المرض الاقتصادي الهولندي في إيران.

ـــــ دراسة (Micheal, Havard, 2009) قدمت مفهوم تطاير السياسة المالية بوصفها قناة ناقلة للعنة الموارد الطبيعية، وذلك باستخدام عينة تضم ٧٥ دولة خلال الفترة (١٩٨٠- ٢٠٠٤)، وقد خلصا إلى أن الدول التي تتميز بمعدل مرتفع

لصادرات الموارد الطبيعية يكون معدل النمو الاقتصادي فيها بطيئا بالإضافة إلى تطاير الإنتاج والاستهلاك الحكومي. وقد استنتج الباحثان أن:

ـــــ كلاً من تطاير الإنتاج والسياسة المالية ذو أثر سلبي على النمو الاقتصادي، إلا أن تطاير الإنتاج يتضاءل عندما يتم ضم كلا المتغيرين واستخدامهما في معادلة الانحدار نفسها.

ـــــ عندما يتم ضم متغير تطاير السياسة المالية في معادلة انحدار النمو الاقتصادي بإضافة صادرات الموارد الطبيعية فإن تأثير هذه الأخيرة يكون بنسبة ٢٥ % وهذا يعني أن ربع ظاهرة لعنة الموارد الطبيعية سببها تطاير السياسة المالية.

ـــــ دراسة (شكوري سيدي محمد، ٢٠١٢) حول وفرة الموارد الطبيعية النمو الاقتصادي في الجزائر – دراسة قياسية– خلال الفترة (١٩٧٠– ٢٠٠٩)، حيث توصلت الدراسة إلى و جود علاقة سببية من سعر البترول باتجاه كل من الناتج الداخلي الخام ، النفقات الحكومية و عرض النقود، و كذلك توجد علاقة سببية من تطاير سعر البترول نحو كل من الناتج الداخلي الخام و عرض النقود، بينما لا توجد علاقة سببية في المدى القصير من سعر البترول و تطاير سعر البترول نحو سعر الصرف الحقيقي، و لا توجد علاقة سببية كذلك من تطاير سعر البترول نحو النفقات العامة في المدى القصير، و هذه النتائج تبين التأثير المباشر لسعر البترول على الإنفاق العام و على الناتج الداخلي الخام، بينما التأثير على سعر الصرف الحقيقي يكون في المدى الطويل.

ـــــ دراسة (أنيسة بين رمضان، ٢٠١٥) حول تطاير أسعار البترول ودورية السياسة المالية في الدول المصدرة للبترول، دراسة حالة الجزائر خلال الفترة (١٩٧٠– ٢٠١٤)، وقد توصلت الدراسة إلى أن سبب دورية السياسية المالية في الجزائر يرجع بالأساس إلى ضعف البيئة المؤسساتية، بيروقراطية الإدارة و اللامساواة الاجتماعية الممثلة في التفاوت في توزيع الدخل. كما أن العلاقة بين تطاير أسعار البترول والإنفاق العام هي علاقة غير مباشرة حيث أن تدني المؤشرات المؤسساتية تسبب دورية السياسة المالية، وبالتالي فأن تطاير أسعار

البترول وضعف الإطار المؤسساتي يؤدي إلى إضعاف النمو الاقتصادي في الجزائر وليس وفرة البترول في حد ذاتها.

بالنظر إلى جملة الدراسات السابقة و مقارنتها مع محتوى دراستنا نجذ بأنهم يتقاطعون مع بعضهم في أنهم عالجوا أثر و انعكاسات تقلبات أسعار البترول على مؤشرات الاقتصاد الكلي و بالضبط النفقات العامة و سعر صرف العملة الوطنية بالنسبة للدول محل الدراسة، كما أنهم توصلوا إلى نفس النتائج النهائية فيما يخص الآثار النهائية لأسعار البترول على النفقات العامة و سعر الصرف الحقيقي الفعال، رغم اختلاف الدول محل الدراسة في بعض الأحيان (لكنها من مستوى التطور نفسه، و الطبيعة الاقتصادية نفسها)، أما وجه الاختلاف الأساسي فيكمن في أن دراستنا هذه قامت بتشخيص طبيعة المشاكل الحقيقية و الأمراض التي يعاني منها الاقتصاد الجزائري، حيث إن هذه المشكلات و الأمراض لا تظهر جليا و إنما ينبغي التعمق في تحليل مؤشرات الاقتصاد الجزائري تحليلا دقيقا باستخدام نماذج إحصائية حديثة حتى يمكن التماسها، من جهة أخرى تختلف دراستنا عن الدراسات السابقة في جانب الدراسة التطبيقية حيث جمعت بين مجموعة من النماذج القياسية الحديثة و القوية في مجال التنبؤ و تحليل التقلبات المالية كنماذج ARMA(p,q)، ARIMA(p,q,d)، منهجية بوكس ـــــ جانكينس، نماذج ARCH و GARCH، و هذا ما لم يتوفر في الدراسات السابقة، الأمر الذي ترك هذه الدراسة تعد إضافة خاصة في الجانب التطبيقي.

الأساس النظري القياسي:

سنقوم بحساب تطاير سلسلة سعر البترول من خلال النماذج ARCH، لذلك سنقوم بنمذجة قياسية لأسعار البترول خلال الفترة الممتدة من ١٩٨٠ حتى ٢٠١٤، معتمدين في ذلك على المراحل التالية:

المرحلة الأولى: دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول.

المرحلة الثانية: نمذجة أسعار البترول باستخدام منهجية بوكس ـــــ جانكينيس، التي ترتكز على نماذج تحليل السلاسل الزمنية ذات الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة و النماذج المختلطة ARIMA.

المرحلة الثالثة: نمذجة تباين سلسلة بواقي أسعار البترول باستخدام نموذج ARCH وGARCH.

المرحلة الرابعة: حساب سلسلة تطاير أسعار البترول.

أولا: استقرارية السلسلة: تعرف السلسلة الزمنية بأنها مستقرة إذا كانت تتذبذب حول وسط حسابي ثابت مستقل عن الزمن، أما إذا كانت البيانات في حالة نمو أو هبوط وتعتمد على اتجاه زمني تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة، وهذا يؤدي إلى وجود ارتباط زائف بين المتغيرات. ويعد اختبار **فيليب – بيرون** من الاختبارات المهمة لمعرفة استقرارية السلسلة الزمنية، والذي يعتمد على الفرق الأول في السلسلة باستخدام التصحيح اللامعلمي، و يسمح بوجود وسط لا يساوي الصفر و اتجاه خطي للزمن كالتالي:

$$\Delta Y_t = \alpha_. + \rho Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots 1$$

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \rho Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots 2$$

ويقوم اختبار **فيليب – بيرون** على اختبار **t** للمعلمة (ρ) إذ يتم اختبار الفرضيتين الآتيتين:

$H_.: \rho = 0$ ـــــــ فرضية العدم وتدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية:

$H_1: \rho \neq 0$ ـــــــ القرض البديل والذي يدل عل استقرارية السلسلة الزمنية:

فإذا كانت (ρ) سالبة ومعنوية نقبل الفرض البديل و العكس إذا كانت غير معنوية، إلا أن الاختبار الأكثر شيوعا في اختبار استقرارية السلسلة الزمنية هو اختبار **ديكي – فوللر** البسيط و الموسع، و الذي يأخذ الصيغة التالية (إذا كانت المعادلة ١ تعاني من مشكلة الارتباط الخطي):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=0}^{m} \Delta Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots 3$$

μ_t : يمثل المتغير العشوائي غير المرتبط ذاتيا.

وتنص فرضية العدم: $\delta = ٠$، بعدم استقرار السلسلة الزمنية. و الفرض البديل $\delta \neq ٠$، و التي تعني استقرارية السلسلة الزمنية.(حسن كريم حمزة، ٢٠١١، ١٥١).

ثانيا: نماذج الانحدار الذاتي $AR(p)$: في نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p تكون الملاحظة الحالية y_t مفسرة بوساطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية حتى إلى الفترة p و هذا على النحو التالي:

$$AR(١): y_t = \theta_١ y_{t-١} + \varepsilon_t$$

$$AR(٢): y_t = \theta_١ y_{t-١} + \theta_٢ y_{t-٢} + \varepsilon_t$$

... ...

$$AR(p): y_t = \theta_١ y_{t-١} + \theta_٢ y_{t-٢} + \cdots \ldots . + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \ldots \ldots \ldots .٤$$

حيث:

$\theta_١, \theta_٢, \ldots . \theta_P$: معلمات يتم تقديرها و يمكن أن تكون سالبة أو موجبة.

ε_t : عبارة عن الخطأ العشوائي و يسمى بحد الاضطراب الأبيض.

و يتميز نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ بالخصائص التالية:

دالة الارتباط الذاتي البسيطة في حالة الاستقرار تبقى مستمرة في التناقص.

فقط P الأوائل من معاملات بيان الارتباط الذاتي الجزئي تختلف جوهريا عن الصفر. (Bourbonnais, 240.)

ثالثا: نماذج المتوسطات *المتحركة* $\boldsymbol{MA(q)}$: في نماذج المتوسطات المتحركة من الدرجة q كل مشاهدة y_t تكون مفسرة بمتوسط مرجح للأخطاء العشوائية إلى الفترة q. وتكتب الصياغة العامة لهذا النموذج على النحو التالي:

$$MA(١): y_t = \varepsilon_t - \alpha_١ \varepsilon_{t-١}$$

$$MA(٢): y_t = \varepsilon_t - \alpha_١ \varepsilon_{t-١} - \alpha_٢ \varepsilon_{t-٢}$$

... ...

$$MA(q): y_t = \varepsilon_t - \alpha_١ \varepsilon_{t-١} - \alpha_٢ \varepsilon_{t-٢} - \cdots - \alpha_q \varepsilon_{t-q} \ldots\ldots\ldots\ldots 5$$

حيث:

$\alpha_1, \alpha_2, \ldots . \alpha_q$: معلمات يتم تقديرها و يمكن أن تكون سالبة أو موجبة.

$\boldsymbol{\varepsilon_t}$: عبارة عن الخطأ العشوائي و يسمى بحد الاضطراب الأبيض.

في دالة الارتباط العادي للنموذج $MA(q)$ فقط المعاملات q الأولى هي التي تختلف عن الصفر.

(Bourbonnais, 2002, 241.)

رابعا: النماذج المختلطة $\boldsymbol{ARMA(p,q)}$:

تتشكل هذه النماذج من جزأين، جزء الانحدار الذاتي $AR(p)$ بدرجة p ، و جزء المتوسطات المتحركة $MA(q)$ بدرجة q، و بالتالي فإن النماذج المختلطة هي نماذج مفسرة بتركيبة تتكون من القيم الماضية و الأخطاء الماضية.

و تعرف نماذج $ARMA(p,q)$ بالمعادلة التالية:

$$ARMA(q): y_t = \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \alpha_q \varepsilon_{t-q} \quad \ldots\ldots 6$$

يتميز النموذج $ARMA(p,q)$ بالخصائص التالية:

دالة الارتباط الذاتي البسيطة لا تنعدم و تبقى مستمرة في التناقص.

دالة الارتباط الذاتي الجزئية لا تنعدم و تبقى مستمرة في التناقص.

(Bourbonnais, 2002, 241).

خامسا: مراحل تحليل السلسة الزمنية وفق منهجية بوكس ـــــ جانكينس:

من أجل اختبار $ARMA$ الملائم فقد اقترح **بوكس ـــــ جانكينس منهجية** تتم من خلال خطوات يتعين اتباعها، و تتمثل هذه الخطوات في: مرحة التعرف، ومرحلة تقدير النموذج، ومرحلة اختبار جودة النموذج، مرحلة التنبؤ.

١ـ مرحلة التعرف: تعد مرحلة التعرف أهم و أصعب مرحلة في تحليل بوكس ـــــ جانكينس، فهي تسمح بتحديد النموذج الملائم من ضمن النماذج $ARIMA(p,d,q)$ أي تحديد المعلمات (p,d,q) و هي درجات الانحدار

الذاتي، و عدد الفروق المطبقة لإرجاع السلسلة مستقرة، و درجات المتوسطات المتحركة على الترتيب.

و بعد نزع الموسمية و تحويل السلسلة الزمنية إلى سلسلة مستقرة بالاعتماد على اختبارات الجذور الوحدوية، يمكن التعرف إلى المعلمات (p,q) للنموذج $ARMA$ و هذا بالاستعانة بخصائص دالة الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية.

ـــ إذا كان في بيان الارتباط الذاتي الجزئي فقط p الأوائل تختلف فقط عن الصفر، و كان بيان الارتباط الذاتي البسيط يتناقص ببطء، هذا يعني أن السلسلة من نوع $AR(p)$.

ـــ إذا كان بيان الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي يتناقصان ببطء و يبقيان مستمرين في التناقص، فإن السلسلة الزمنية تكون من $ARMA$، و من أجل تحديد الدرجات p، q يتم تقدير كل النماذج التي تكون عندها p و q تختلف جوهريا عن الصفر، و يتم اختيار النموذج $ARMA(p,q)$ الذي يقوم بتدنية معيار المعلومات AKAIKE. (شكوري، ٢٠١٢، ١٢٦).

٢ـــ مرحلة تقدير النموذج: بعد تحديد درجة النموذج $ARMA(p,q)$ ينبغي تقدي معلمات النموذج، و تختلف طريقة التقدير و هذا تبعا للنموذج المشخص.

في حالة الانحدار الذاتي $AR(p)$ يمكن تقدير المعلمات باستخدام طريقة المربعات الصغرى أو باستخدام معادلة يول ـــــ ولكر و التي تعطى بالشكل الأتي:

$$R(p):\begin{cases} r_1 = \theta_1 + \theta_2 r_1 + \cdots + \theta_p r_{p-1} \\ r_2 = \theta_1 r_1 + \theta_2 + \cdots + \theta_p r_{p-2} \\ r_p = \theta_1 r_{p-1} \theta_2 r_{p-2} + \cdots + \theta_p \end{cases} \quad \dots\dots\dots\dots\dots ٧$$

حيث:

$(r_1, r_2 \dots\dots)$ معاملات الارتباط، و يمكن تقدير المعلمات $(\theta_1, \theta_2 \dots\dots)$ بحل جملة المعادلات المحصل عليها، و تستخدم هذه المعادلات لتقدير معلمات أي نموذج انحدار ذاتي من أي درجة.

أما بالنسبة لتقدير معلمات النموذج $MA(q)$ فقد أقترح بوكس و جانكينس استخدام طريقة تقدير تكرارية. (Bourbonnais, 2002, 240.)

٣ــ مرحلة اختبار جودة النموذج: تتمثل هذه المرحلة في فحص النموذج المختار و التأكد من أنه النموذج الصحيح، و ذلك بالتأكد من أن النموذج خال من تركيبة الارتباط الذاتي أو تركيبة المتوسطات المتحركة، أو بعبارة أخرى التأكد من أن حد الخطأ لهذا النموذج مطابق لشروط حد الخطأ الأبيض.

و يتم عادة فحص النموذج عن طريق معاملات الارتباط الذاتي و معاملات الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي في النموذج المقدر و ليس السلسلة الأصلية، فإذا كانت جميع المعاملات تقع داخل فترة الثقة (٩٥%) فإن الارتباط الذاتي بين حدود الحد العشوائي غير معنوي، كما يمكن استخدام إحصائية Q السابقة أو اختبار جذر الوحدة لبواقي النموذج المقدر. كذلك يمكن استخدام مجموع مربعات أخطاء التنبؤ، حيث يتم تقدير النموذج لأكثر العينة ثم يستخدم النموذج للتنبؤ ببقي مشاهدات العينة، و بعد ذلك يحسب خطأ التنبؤ بين القيم المتوقعة و الحقيقية للسلسلة.(الغنام، ٢٠٠٣، ١٢)

خامسا: نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات تباينات الأخطاء (النماذج $ARCH$):

النماذج من نوع $ARCH$ تسمح بنمذجة السلاسل الزمنية التي تتميز بعدم ثبات تباين الخطأ أو التقلبات و التي تقدم مجموعة من النماذج الخطية و غير الخطية لتباين الخطأ العشوائي.

١ــ النماذج $ARCH(q)$:

وفقا لهذه النماذج يكون تباين السلسلة الزمنية غير ثابت أي يرتبط بمجموعة المعلومات المتوفرة و الزمن. تقدم صياغة النموذج $ARCH(q)$ بالعلاقة التالية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots 8$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad \dots\dots\dots\dots 9$$

حيث:

σ_t^2 : التباين الشرطي للخطأ العشوائي ε_t ، و الذي يمثل مؤشر قياس تطاير السلسلة الزمنية، و حسب المعادلة أعلاه فإن التباين الشرطي في الزمن t لـــ ε_t يعتبر دالة خطية لمربع القيم الماضية q للخطأ العشوائي ε_{t-1}^2، و هذا يعني أنه إذا كانت ε_{t-1} مرتفعا من حيث القيمة المطلقة يتوقع أن يكون التباين الشرطي (التطاير) لـــ ε_t هو كذلك مرتفع (القيمة المطلقة)، بمعنى أن الصدمات الكبيرة (صغيرة) تتجه لتتبع بصدمات كبيرة (صغيرة) سواء كانت موجبة أو سالبة.

المعاملات حيث $\alpha_0 > 0$ و $\alpha_i \geq 0 \quad \forall i$، القيود المفروضة على α_0, α_i: المعاملات تضمن ايجابية التباين الشرطي، و في حالة $\alpha_i = 0 \; (i = 1,2,3, \dots q)$ يكون التباين الشرطي ثابت $\varepsilon_t^2 = \alpha_0$ و بالتالي تصبح سلسلة الخطأ العشوائي ε_t ثابتة التباين الشرطي. (Philip Hans Franses, Dick van Dijk, 2003, 136-137).

٢ــ النماذج $GARCH(p,q)$:

في هذا النموذج يكون التباين الشرطي للخطأ العشوائي دالة خطية لمربع القيم الماضية للخطأ العشوائي و للتباين نفسه مؤخر بـــ j خطوة زمنية. و الصياغة العامة لهذا لنموذج $GARCH(p,q)$ تعرف بالمعادلة الآتية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \, \varepsilon_{t-j}^2 \dots\dots\dots\dots (10)$$

$\forall i, \forall j$: $\alpha_0 > 0$ و $\alpha_i \geq 0$ و $\beta_j \geq 0$.

تضمن القيود على المعاملات إيجابية التباين الشرطي.

في حالة $p = 0$ النموذج $GARCH(p,q)$ يصبح النموذج $ARCH(q)$.

(Lardic, Mignon,2002, 290-291)

٣ــ اختبار النماذج من نوع $ARCH$:

قبل تقدير نموذج $ARCH$ لا بد من إجراء اختبار للتأكد أولا من أن تباين البواقي غير ثابت عبر الزمن و من بين هذه الاختبارات نجد اختبار $ARCH$ و الذي يتم عن طريق اختبار فرضيتين:

الفرضية العدمية و هي فرضية ثبات التباين أي:

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$

الفرضية البديلة لعدم ثبات التباين الشرطي: على الأقل معامل $\alpha_i .. (i = 1, \dots q)$ تختلف عن الصفر أي لا تختلف أي: لا تختلف كلها جوهريا عن الصفر $H_1: \alpha_1$

في حالة قبول الفرضية العدمية H_0 يكون تباين الخطأ ثابت عبر الزمن $\sigma_t^2 = \alpha_0$، و في الحالة العكسية أي رفض الفرضية العدمية أي أن تباين الخطأ غير ثابت عبر الزمن، و يصبح الخطأ يتبع سيرورة من نوع $ARCH(q)$.

(Bourbounnis, Terraza, 1998, 249-250)

يتم إجراء الاختبار عبر المراحل التالية:

المرحلة الأولى: يتم حساب $\hat{\varepsilon}_t$ باقي نموذج الانحدار (أو باقي نموذج $ARMA$ إذا كان الأمر يتعلق بسلسلة متغير واحد).

المرحلة الثانية: يتم حساب $\hat{\varepsilon}_t^2$.

المرحلة الثالثة: يتم إجراء الانحدار الذاتي $\hat{\varepsilon}_t^2$ على لثابت و على q من قيمه الماضية (يحتفظ فقط بالأخطاء المعنوية)، بحيث:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 \dots\dots\dots\dots (11)$$

المرحلة الرابعة: يتم حساب إحصائية مضاعف لاغرو نج $LM = n \times R^2$، حيث إن:

n: عدد المشاهدات المستخدمة في حساب الانحدار للمرحلة الثالثة.

R^2: معامل التحديد للمرحلة الثالثة.

في ظل الفرضية العدمية لثبات التباين تتبع إحصائية LM توزيع كاي تربيع بدرجة حرية p لذا يتم تحديد قيمة LM_{tab} الجدولية، و اتخاذ القرار كما يلي:

ـــــ $LM < \chi^2$ هذا يعني قبول الفرضية العدمية أي أن تباين الأخطاء ثابت عبر الزمن.

ـــــ $LM > \chi^2$ يتم رفض الفرضية العدمية و قبول الفرضية البديلة، أي فرضية عدم ثبات التباين الشرطي، و هذا يعني أن الخطأ من نوع $ARCH(p)$.

يسمح اختبار معنوية المعاملات α_i للانحدار ε_t^2 على ε_{t-p}^2 بتحديد الدرجة p للصيغة $ARCH(p)$، *و يتم تحديد معامل التأخر* p بالنسبة للنموذج $ARCH$ انطلاقا من معيار $AKAIKE$ حيث إن الدرجة $p = ٣$ تعتبر كدرجة قصوى و إذا حدث ذلك يتم الانتقال إلى نموذج $GARCH$.

فيما يخص الطريقة الثانية تتمثل في إجراء بيان الارتباط الذاتي لعملية مربع البواقي للنموذج الأساسي، و إذا كانت إحصائية $Ljung - Box$ تختلف معنويا عن الصفر (أصغر من ٥%) فهذا يدل على أنه من الممكن أن تكون سلسلة البواقي من الصيغة $ARCH$ أو $GARCH$، ثم يتم حساب إحصائية مضاعف لاغرو نج $LM = n \times R^2$.(Lardic, Mignon, 2002, 298)

ـ الجانب التطبيقي للدراسة

أولا: نمذجة تقلبات سعر البترول بالاعتماد على نماذج $ARCH$:

المرحلة الأولى : دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول.

نتائج اختبارات جذر الوحدة لسلسة أسعار البترول يتضح من خلال الجدول الأتي:

الجدول رقم (٠١): نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي – فوللر الموسع (ADF)

الخصائص	مستوى المعنوية و الاختبارات	intercept	Trend and intercept
المتغيرات	القيم الحرجة	1%	-٣,٧٧٠٠٠٠
	critical value	5%	-٣,١٩٠٠٠٠
	ADF	10%	-٢,٨٩٠٠٠٠
أسعار البترول $(oil\ price)$	المستوى	قيمة t	-1.599174
	الفرق الأول	قيمة t	-6.923703

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

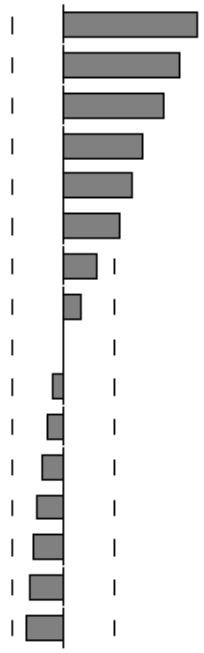
من خلال الجدول رقم (٠١) نجد:

ـــــــ السلسلة الزمنية لمتغير(oil price) غير ساكنة في المستوي (قيمة t الجدولية عند معنوية ٥% أكبر من قيمة t المحسوبة)، لكن عندما أخذنا بالفرق الأول أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية ٥% أقل من قيمة t المحسوبة). أي سلسلة سعر البترول مستقرة في التفاضل الأول، و عليه فهي متكاملة من الدرجة الأولى.

المرحلة الثانية : نمذجة أسعار البترول باستخدام منهجية Box– Jenkins، التي ترتكز على نماذج تحليل السلاسل الزمنية ذات الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة و النماذج المختلطة ARIMA.

في البداية يتم تحديد الدرجات p و q للنموذج ARMA و هذا بالاستعانة ببيان الارتباط الذاتي الارتباط الذاتي الجزئي لسلسة أسعار البترول oil price.

الشكل رقم (١): بيان الارتباط الذاتي لسلسلة أسعار البترول (oil price)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.880	0.880	29.478	0.000
		2	0.764	-0.046	52.362	0.000
		3	0.657	-0.024	69.826	0.000
		4	0.524	-0.178	81.308	0.000
		5	0.447	0.165	89.935	0.000
		6	0.373	-0.053	96.136	0.000
		7	0.218	-0.403	98.341	0.000
		8	0.110	0.066	98.917	0.000
		9	0.000	-0.061	98.917	0.000
		10	-0.069	0.187	99.163	0.000
		11	-0.103	-0.125	99.732	0.000
		12	-0.141	-0.020	100.84	0.000
		13	-0.178	0.042	102.70	0.000
		14	-0.203	-0.051	105.24	0.000
		15	-0.226	0.019	108.55	0.000
		16	-0.238	-0.191	112.41	0.000

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

يتبين من خلال بيان الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي المبين في الشكل رقم (٠١)، أن دالة الارتباط الذاتي غير منعدمة و مستمرة في التناقص، بينما دالة الارتباط الذاتي الجزئية فقط p الأول يختلف جوهريا عن الصفر، و هذا يعني أن سلسلة أسعار البترول يمكن أن تكون على شكل نموذج انحدار ذاتي من الدرجة p أي $AR(p)$.

و بعد المفاضلة بين عدة نماذج $AR(p)$ اعتمادا على تدنية المعيار $AKAIKE$ و معنوية المعاملات توصلنا إلى أن النموذج $AR(١)$ هو المناسب لنمذجة سلسلة سعر البترول.

ـــــ تقدير و اختبار جودة النموذج $AR(1)$:

تظهر نتائج تقدير الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى لسلسلة أسعار البترول $AR(١)$ في الشكل التالي:

الجدول رقم (٢): نتائج عمليات تقدير النموذج $AR(1)$

Dependent Variable: oil price
Method: Least Squares
Date: 02/20/16 Time: 12:34
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.027585	0.041384	24.83055	0.0000

R-squared	0.866920	Mean dependent var	40.97824
Adjusted R-squared	0.866920	S.D. dependent var	32.68487
S.E. of regression	11.92350	Akaike info criterion	7.823870
Sum squared resid	4691.604	Schwarz criterion	7.868763
Log likelihood	-132.0058	Hannan-Quinn criter.	7.839180
Durbin-Watson stat	2.338701		

Inverted AR 1.03

Roots

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

نلاحظ أن الاحتمال المناظر لإحصائية t تساوي صفر، و منه فإن المعلمة المقدرة للنموذج تختلف جوهريا عن الصفر. ومن خلال استخدام بيان الارتباط الذاتي للبواقي يمكن التأكد بأن بواقي عملية التقدير تحاكي تشويشا أبيض.

الشكل رقم (٢): بيان الارتباط الذاتي للبواقي

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.064	-0.064	0.1484	
		2	-0.142	-0.147	0.9039	0.342
		3	0.110	0.093	1.3713	0.504
		4	0.026	0.019	1.3985	0.706
		5	0.209	0.249	3.1954	0.526
		6	0.054	0.087	3.3207	0.651
		7	0.012	0.094	3.3274	0.767
		8	0.029	0.006	3.3654	0.849
		9	-0.128	-0.157	4.1497	0.843
		10	-0.086	-0.205	4.5186	0.874
		11	0.112	-0.009	5.1808	0.879
		12	0.033	0.010	5.2418	0.919
		13	-0.110	-0.049	5.9454	0.919
		14	-0.106	-0.050	6.6295	0.920
		15	0.021	0.066	6.6591	0.947
		16	0.031	0.044	6.7263	0.965

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

من خلال الشكل (٢) نلاحظ أن النموذج مقبول إحصائيا و ذلك لكون معاملات الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية تقع داخل مجال ثقتها.

المرحلة الثالثة : نمذجة تباين سلسلة بواقي أسعار البترول باستخدام نموذج ARCHو GARCH.

١ـــــ اختبار وجود ARCH:

من أجل اختبار أثر ARCH ينبغي إجراء الانحدار الذاتي لمربع البواقي p و قبل إجراء هذا الانحدار الذاتي ينبغي حساب عدد التأخيرات، و قد تبين أن عدد التأخير هو ١. و تظهر نتائج تقدير النموذج كما يلي:

الجدول رقم (٣): نتائج اختبار نموذج ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	45.14400	Prob. F(1,32)	0.0000
Obs*R-squared	19.89651	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/20/16 Time: 20:40
Sample (adjusted): 1981 2014
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	289.0613	200.0519	1.444932	0.1582
RESID^2(-1)	0.800028	0.119071	6.718929	0.0000

R-squared	0.585191	Mean dependent var	1037.005
Adjusted R-squared	0.572229	S.D. dependent var	1481.887
S.E. of	969.216	Akaike info	16.6478

regression	6	criterion	8
Sum squared resid	3006018	Schwarz criterion	16.7376
Log likelihood	−281.013	Hannan−Quinn criter.	16.6785
F−statistic	945.1440	Durbin−Watson stat	2.13741
Prob(F−statistic)	0.00000		

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

تبين نتائج الاختبار أن إحصائية LM تساوي (١٩,٨٩٦٥١) و بالتالي فهي ذات دلالة إحصائية، لذا فإننا سنرفض الفرضية الأساسية القائلة بعدم وجود أثر ARCH من الدرجة الأولى، مع ملاحظة أن

$$LM = n \times R^2 = ٣٤ \times ٠,٥٨٥١٩١ = ١٩,٨٩٦٥١.$$

كما أن احتمالية إحصائية LM_{cal} (Obs*R−squared) أقل من ٥% و هذا ما يجعلنا نقبل الفرضية البديلة بعدم ثبات التباين الشرطي.

٢ـــــ تقدير النموذج ARCH:

من أجل تقدير معادلة التباين، فقد قمنا بتقدير مجموعة من النماذج و اتضح لنا أن النموذج المقبول لتمثيل التباين الشرطي (التقلبات) لسعر البترول هو النموذج $GARCH(٢,١)$ و تظهر نتائج التقدير في الجدول التالي:

الجدول رقم (٠٤) نتائج تقدير النموذج $GARCH(2,1)$

Dependent Variable: oil price
Method: ML − ARCH (Marquardt) − Normal distribution
Date: 02/20/16 Time: 21:23
Sample: 1980 2014
Included observations: 35
Convergence achieved after 26 iterations
Bollerslev−Wooldridge robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(−1)^2 + C(4)*RESID(−2)^2 + C(5)*GARCH(−1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z−Statistic	Prob.
C	18.91456	0.204441	92.51824	0.0000
Variance Equation				
C	30.31092	10.10698	2.999008	0.0027
RESID(−1)^2	0.966484	0.088152	10.96387	0.0000
RESID(−2)^2	0.901270	0.158438	5.688459	0.0000
GARCH(−1)	−1.098104	0.080070	−13.71431	0.0000
R−squared	−0.465962	Mean dependent var		40.62457
Adjusted R−squared	−0.465962	S.D. dependent var		32.26853
S.E. of regression	39.06975	Akaike info criterion		8.011355
Sum squared resid	51899.14	Schwarz criterion		8.233547
Log likelihood	−135.1987	Hannan−Quinn criter.		8.088055
Durbin−Watson stat	0.091616			

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

من خلال الجدول أعلاه نستطيع كتابة معادلة التباين كما يلي: $GARCH(٢,١): h_t^٢$

$$= ٣٠.٣١٠٩٢ + ٠.٩٦٦٤\varepsilon_{t-١}^{٢} + ٠.٩٠١\varepsilon_{t-٢}^{٢} - ١.٠٩٨h_{t-١}^{٢}$$

و بمأن $١ > ١.٠٩٨ - ٠.٩٠١ + ٠.٩٦٦$ فإن معادلة التباين تكون ساكنة.

المرحلة الرابعة: حساب سلسلة تقلبات أسعار البترول.

من أجل دراسة تأثير تقلبات أسعار البترول، سوف نعتمد على الانحراف المعياري الشرطي لأسعار البترول الذي تحصلنا عليهما بعد النمذجة القياسية لأسعار البترول خلال الفترة (١٩٨٠ ـــــ ٢٠١٤)، معتمدين في ذلك على النموذج GARCH(٢,١).

لقد جاءت نتائج نمذجة سعر البترول بالاعتماد على نماذج $ARCH$ في هذه الدراسة متماشية مع ما تم التوصل إليه في بعض الدراسات السابقة، التي تناولت الاقتصاد الجزائري، و أخص بالذكر دراسة (شكوري سيدي محمد، ٢٠١٢) حول وفرة الموارد الطبيعية النمو الاقتصادي في الجزائر – دراسة قياسية–.

ثانيا: استجابة النفقات العامة و سعر صرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري لتقلبات أسعار البترول:

١ــ التعريفات الإجرائية لمتغيرات الدراسة:

١ــ١ــ متغيرات الدراسة:

oilprice: يعبر عن سعر البترول في السوق العالمية خلال السنة.

إلا أنه ينبغي ملاحظة و أن دراسة العلاقة السببية بين صدمات سعر البترول و كل من النفقات العامة و سعر صرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، باستخدام متغير سلسلة سعر البترول تعد غير فعالة، لهذا ينبغي دراسة العلاقة باستخدام سلسلة تقلبات سعر البترول.

CSGARCH: يعبر عن تطاير (تقلبات) أسعار البترول، و نعبر عنه في دراستنا بمؤشر الانحراف المعياري (التباين) الشرطي لأسعار البترول الذي تحصلنا عليه بعد النمذجة القياسية لأسعار البترول خلال الفترة (١٩٨٠ ـــــ ٢٠١٤)، معتمدين في ذلك على النموذج GARCH(٢,١).

TCR: **سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري:** يقيس التغيرات في مؤشر سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري الناتج من الأسعار المحلية المكيفة للأسعار الأجنبية وفقا لتحركات سعر صرف الدينار الجزائري، التي تعطي قياسا لتنافسية

الأسعار الأساسية بين الجزائر و منافسيها الرئيسيين، أي أنه يلخص تعادل القوة الشرائية.

***XPN*: النفقات العامة:** المبالغ النقدية و المالية التي تقوم الدولة بصرفها من أجل تحقيق مصلحة عامة أو إشباع حاجة عامة.

التباين الشرطي: يتم حساب التباين الشرطي من خلال ما يلي: التباين الشرطي لـــ X بمعلومية Y= y يعرف كالتالي:

$$\mathrm{VAR}\left(X/_{Y=y}\right) = E\left\{\left(X - E\left(X/_{Y=y}\right)\right)^{2}/_{Y=y}\right\}$$

إذا كان X متقطعا يكون التباين الشرطي كما يلي:

$$\mathrm{VAR}\left(X/_{Y=y}\right) = \sum_{X}\left(X - E\left(X/_{Y=y}\right)\right)^{2} f\left(X/_{Y=y}\right)$$

أما إذا كان X متصلا فيكون التباين الشرطي كالأتي:

$$\mathrm{VAR}\left(X/_{Y=y}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty}\left(X - E\left(X/_{Y=y}\right)\right)^{2} f\left(X/_{Y=y}\right) dx$$

١ـــ٢ـــ حدود الدراسة:

اقتصرت هذه الدراسة على مؤشرات الاقتصاد الجزائري و المتمثلة بالدرجة الأولى في: سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري (TCR)، النفقات العامة (XPN)، سعر

البترول (oil price)، تقلبات سعر البترول (CSGARCH). كما اقتصرت الدراسة على بيانات هذه المؤشرات خلال الفترة (١٩٨٠ ـــ ٢٠١٤).

٢ـ منهجية الدراسة و إجراءاتها:

تم الاعتماد في بناء النموذج القياسي للدراسة على جملة من الدراسات السابقة، إلا أن الدراسة التي اعتمدنا عليها في بناء النموذج بالدرجة الأولى هي: دراسة (شكوري سيدي محمد، ٢٠١٢) حول وفرة الموارد الطبيعية والنمو الاقتصادي في الجزائر – دراسة قياسية–.

٢ـ١ـ مصادر البيانات: تم جمع البيانات البحثية حول متغيرات الدراسة (سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري (TCR)، النفقات العامة (XPN)، سعر البترول (oilprice)، تقلبات سعر البترول (CSGARCH)) من الجهات المتخصصة مثل صندوق النقد العربي، المركز الوطني الجزائري للإحصاء (ONS)، بنك الجزائر، البنك العالمي، صندوق النقد الدولي. وكانت النتيجة كما يلي:

الجدول رقم (٠٥): بيانات متغيرات الدراسة خلال الفترة (١٩٨٠ – ٢٠١٤)

	XPN	TCR	oilprice	CSGARCH
1980	٠١٦.٤٤	312.8	٢٨,٦	138.2246
1981	٦٥٥.٥٧	346.7	٣٢,٥١	111.1313
1982	٤٤٥.٧٢	362.8	٣٢,٣٨	214.5672
1983	٨٢٥.٨٤	380.5	٢٩,٠٤	210.5335
1984	٥٩٨.٩١	414.6	٢٨,٢٠	120.9235
1985	٨٤١.٩٩	446.6	٢٧,٠١	102.6360
1986	٨١٧.١٠١	412.4	١٣	79.65209
1987	٩٧٧.١٠٣	346.8	١٧,٧	66.76800
1988	٧٠٠.١١٩	301.4	١٤,٢	18.13695
1989	٥٠٠.١٢٤	258.3	١٧,٣	49.26885
1990	٥٠٠.١٣٦	218.4	٢٢,٣	20.19428
1991	١٠٠.٢١٢	130.3	١٨,٦	22.31161
1992	١٣١.٤٢٠	133.7	١٨,٤	14.62387
1993	٦٢٧.٤٧٦	160.6	١٦,٣	15.46847
1994	٣٢٩.٥٦٦	138.6	١٥,٥	27.03182
1995	٦١٧.٧٥٩	116.2	١٦,٩	34.24449

1996	٦٠٩.٧٢٤	118.5	٢٠,٣	22.63885
1997	١٩٦.٨٤٥	127.9	١٨,٧	14.20367
1998	٧٣٩.٨٧٥	134.2	١٢,٣	14.68788
1999	٦٨٢.٩٦١	124	١٧,٥	78.58535
2000	١٢٢.١١٧٨	117.9	٢٧,٦٠	19.11721
2001	٠٢٨.١٣٢١	121.8	٢٣,١٢	90.61907
2002	٦٤٦.١٥٥٠	113.1	٢٤,٣٦	28.43426
2003	٢٦٥.١٦٣٩	101.8	٢٨,١٠	40.78415
2004	91.818	102.2	٣٦,٠٥	100.2757
2005	٠٣٧.٢٠٥٢	97.8	٥٠,٦٤	340.1308
2006	٠١٤.٢٤٥٣	97.6	٦٦,٢٣	1177.747
2007	٦٦٩.٣١٠٨	96.4	٧٢,٣٦	2642.156
2008	٠٥٣.٤١٩١	100.6	٩٩,٩٧	3379.101
2009	٣٣٤.٤٢٤٦	99.5	٦٢,٢٥	7825.667
2010	٩٤٠.٤٤٦٦	100	٨٠,١٥	2212.392
2011	5853.6	99.4	١١٢,٩٤	4446.826
2012	٧٢٤٥,٤٧	104.8	١١١,٠٤	10551.41
2013	6024.10	103.3	١٠٩,٥٥	10126.66
2014	6980.20	105.4	١٠٠,٧٦	9799.676

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على:

ـــــ تقارير مختلفة لبنك الجزائر.

ـــــ بيانات المركز الوطني للتخطيط و الإحصاء ONS.

ـــــ تقارير مختلفة لصندوق النقد العربي.

ـــــ بيانات البنك العالمي.

٢ـــ٢ـــ معالجة البيانات: تم الاعتماد على الحاسوب باستخدام برنامج (EVIEWS 7) لمعالجة البيانات المنشورة من أجل تحديد مدى استجابة السياسة المالية لتقلبات أسعار البترول.

٢ـــ٣ـــ اختبار استقرارية المتغيرات:

سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري(TCR)، النفقات العامة (XPN)، تقلبات سعر البترول (CSGARCH)، يتضح من خلال الجدول الأتي:

الجدول رقم (٦): نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي – فوللر الموسع (ADF)

الخصائص	مستوى المعنوية و الاختبارات	intercept	Trend and intercept
المتغيرات	القيم الحرجة critical value ADF	1% 5% 10%	-٣,٧٧٠٠٠٠ -٣,١٩٠٠٠٠ -٢,٨٩٠٠٠٠
سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري (TCR)	المستوى	tقيمة	0.775616-
	الفرق الأول	tقيمة	-٦,٥٦٥٨٣٥
النفقات العامة (XPN)	المستوى	tقيمة	2.526453-
	الفرق الأول	tقيمة	-٧,٥١١٠٦٩
تقلبات أسعار البترول $(CSGARCH)$	المستوى	tقيمة	-٢,٦٢١٩٦٥
	الفرق الأول	tقيمة	-٧,٦١٣٧٤٣

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

من خلال الجدول رقم (٦) نجد:

ـــــــ السلسلة الزمنية للمتغير (TCR) هي أيضا غير ساكنة في المستوى، و عند احتساب الفروق الأولي لهذه السلسة هي أيضا أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية ٥% أقل من قيمة t المحسوبة).

ـــــــ السلسلة الزمنية للمتغير (XPN) هي أيضا غير ساكنة في المستوى، و عند احتساب الفروق الأولي لهذه السلسة هي أيضا أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية ٥% أقل من قيمة t المحسوبة).

ـــــــ السلسلة الزمنية للمتغير (CSGARCH) هي أيضا غير ساكنة في المستوى، و عند احتساب الفروق الأولي لهذه السلسة هي أيضا أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية ٥% أقل من قيمة t المحسوبة).

٢ـــ٤ـــ تحديد فترات الإبطاء:

من الجدول رقم (٠٧) يتضح أن خمسة معايير اختاروا فترتي إبطاء و هما LR, AIC, FPE، SC، HQ. لذا سنختار فترتي إبطاء.

الجدول رقم (٠٧): نتائج اختيار عدد فترات التباطؤ في نموذج الـــ (VAR)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	−776.8625	NA	6.75e+16	47.26439	47.40044	47.31017
1	−671.8403	184.5844	2.01e+14	41.44487	41.98905	41.62797
		26.31036	1.28e+14	40.97839	41.93071	41.29881
2	−655.1434	*	*	*	*	*

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7.

٢ـــ٥ـــ اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات:

يشير مفهوم التكامل المشترك بين متغيرين أو أكثر من الناحية الإحصائية، إلى وجود توازن طويل المدى بين هذين المتغيرين، وأصبح يستعمل بشكل خاص في الحالات التي تؤثر فيها علاقات المدى الطويل في القيمة الحالية للمتغير الذي يتم دراسته، وكان يستخدم في دراسة العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية. وقد عرف كل من أنجل وجرانجر التكامل المشترك بأنه يدرس استقرار العلاقات الطويلة الأجل بين المتغيرات غير الساكنة لنموذج معين. ويعتمد هذا الأسلوب على أساس أن النظرية الاقتصادية تفترض وجود كثير من المتغيرات المرتبطة مع بعضها بعضها في الأجل القصير. ويمتد ذلك الأثر إلى الأجل الطويل، ومثال ذلك الأزواج الاقتصادية، فالتغير في الأجور والأسعار، والتغير في سعر الصرف وحجم الصادرات. وإذا حدث اختلال في هذه المتغيرات في الأجل القصير، يمكن أن تتدخل الحكومة لعلاج ذلك، أي أن هذا الأسلوب يختبر ما إذا كانت هناك علاقة ديناميكية بين متغيرات الدراسة، خصوصا في

الأجل الطويل. ويتميز هذا الأسلوب بأنه لو كانت هناك سلاسل زمنية غير ساكنة، وتم تجميعها معا بصورة خطية، وبالترتيب نفسه، فإنها تعطي سلسلة زمنية جديدة متكاملة، يمكن استخدامها في تحليل الانحدار من دون الخوف من النتائج المترتبة. ويتطلب اختبار وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج المستخدم، إجراء اختبارين، هما: اختبار الأثر، واختبار الإمكانية العظمى.

وبتطبيق اختبار التكامل المشترك بين كل من: سعر الصرف الفعال الحقيقي للدينار الجزائري (DTCR)، النفقات العامة (DXPN)، تقلبات سعر البترول (DCSGARCH)، كما هو موضح بالجدول التالي:

الجدول رقم (٨): نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات: DCSGARCH, DTCR, DXPN

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.780345	67.88730	29.68	35.65
At most 1 *	0.308575	19.38501	15.41	20.04
At most 2 **	0.210835	7.576968	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.780345	48.50229	20.97	25.52
At most 1	0.308575	11.80804	14.07	18.63
At most 2 **	0.210835	7.576968	3.76	6.65

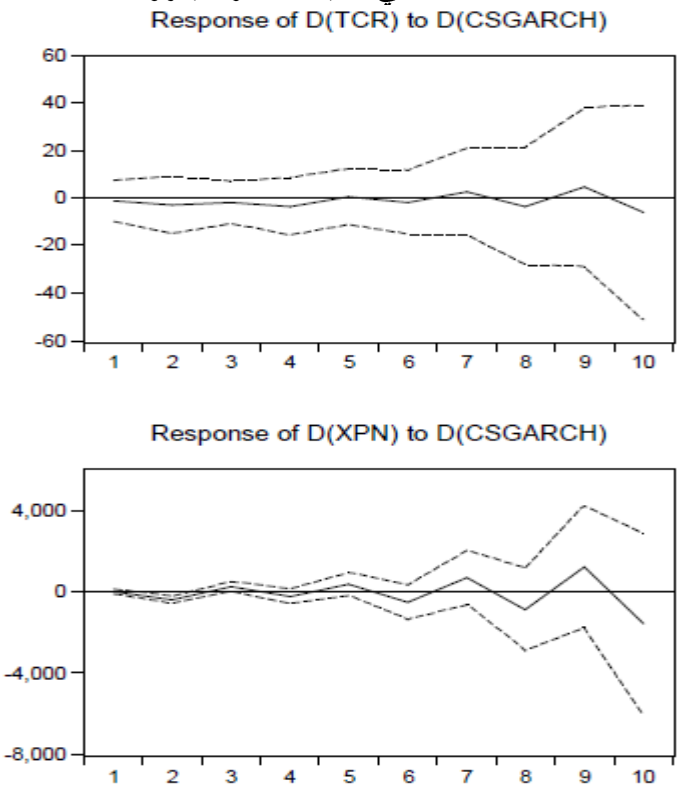
المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

تشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى رفض فرض العدم والذي يعني بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، وقبول الفرض البديل القائل بوجود متجه تكامل مشترك واحد، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل بين تقلبات أسعار البترول المعبر عنه بـــ: ($DCSGARCH$)، و كل من سعر صرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري (DTCR)، و النفقات العامة (DXPN)، هذه النتائج تعكس التأثير الكبير لتقلبات أسعار البترول على كل من السياسة النقدية و سعر صرف العملة الوطنية. وبناءً على هذه النتائج سيتم الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ من أجل معرفة تأثير تطاير سعر البترول على كل من النفقات العامة و سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري.

٢ـــ٦ـــ تحليل دوال الاستجابة لصدمة في تطاير سعر البترول (DCSGARCH):

سنقوم بتحليل تقلبات سعر البترول على كل من النفقات العامة و سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، و هذا من خلال الاستعانة بدوال الاستجابة للصدمات لمدة تنبؤ ١٠ سنوات، و الشكل الأتي يبين الاستجابة للصدمة لكل من النفقات العامة و سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، لصدمة واحدة في تقلبات أسعار البترول للفترة (١٩٨٠ـــــ ٢٠١٤).

الشكل رقم(٣): استجابة سعر صرف الفعال الحقيقي للدينار الجزائري و النفقات العامة لصدمة في تقلبات سعر البترول



المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

ـــــ يظهر من خلال منحنى استجابة سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، أن صدمة موجبة في تقلبات سعر البترول المعبر عنه بالانحراف المعياري الشرطي لسلسلة سعر البترول (DCSGARCH)، أدت إلى ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري على مدى السنة الأولى، و هذا يدعم فرضية العلة الاقتصادية الهولندية، حيث يتبين أن حركة سعر الصرف الحقيقي في الجزائر ترتبط بتغيرات تقلبات أسعار البترول.

فأسعار البترول تعد أول مصدر لتقلبات سعر الصرف الحقيقي الفعال في البلدان المصدرة للبترول، حيث يؤدي ارتفاع أسعار البترول إلى ارتفاع في مستوى الأجور الحقيقية و ارتفاع في الإنفاق العام، وهذا بدوره يؤدي إلى ارتفاع في أسعار السلع غير قابلة للتبادل التجاري، فينتج بذلك ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال، و مع مرور الوقت يترتب عن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال، تحول في الموارد خارج القطاعات المصدرة غير البترولية. و قد بينت عدد من الدراسات هذا الارتباط بين تطاير سعر البترول و سعر الصرف الحقيقي الفعال في البلدان التي يرتبط اقتصادها كثيرا بعائدات مورد أو سلعة معينة.

و في الجزائر و بما أن قطاع البترول يعد ملكا للحكومة، فإن معظم نفقات الميزانية مصدرها عائدات البترول، و بما أن الجانب الأكبر من الإنفاق العام في الجزائر يخصص لقطاعات السلع غير قابلة للتبادل التجاري، كالأشغال العامة و البناء، والخدمات، فإن تأثير تغير تقلبات أسعار البترول قد يؤدي إلى ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال من خلال ما يطلق عليه بأثر النفقات، و هذا ما قد يؤثر سلبيا على تنافسية قطاع السلع القابلة للتبادل التجاري خارج البترول و يعرقل مجهودات الحكومة الجزائرية الرامية لتعزيز الأنشطة الاقتصادية المصدرة خارج قطاع الطاقة. (شكوري، ٢٠١٢، ١٥٩).

كذلك يمكن تفسير استجابة سعر الصرف الحقيقي الفعال لصدمة موجبة في تقلبات سعر البترول بالارتفاع (أو ظاهرة العلة الهولندية) بما يطلق عليه بالأثر النقدي، حيث إن ارتفاع أسعار البترول في الجزائر تؤدي إلى تراكم الاحتياطيات الأجنبية، و تحويل هذه العملات الأجنبية إلى العملة المحلية يترتب عليه توسع في القاعدة النقدية و زيادة عرض النقود، و هذا ما يؤدي بدوره إلى ارتفاع في الأسعار و إلى ارتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال، و هذا ما يحدث فعلا بالنسبة للاقتصاد الجزائري، و في هذه الحالة ينبغي أن تتدخل السلطات النقدية لغرض تعقيم النمو السريع في السيولة النقدية لأجل احتواء الضغوط التضخمية. إذ في هذا الصدد قامت الجزائر عام ٢٠٠٠ بإنشاء صندوق ضبط الإيرادات بغرض حماية سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري من التأثيرات السلبية.

ـــــ من خلال الشكل أعلاه كذلك نلاحظ استجابة النفقات العامة لصدمة في تقلبات سعر البترول المعبر عنه بالانحراف المعياري الشرطي لسلسلة سعر البترول ، حيث نجد بأن الصدمة الموجبة في تقلبات سعر البترول كان(DCSGARCH) المالية، السياسة لها أثر ايجابي على النفقات العامة و هذا ما يدعم فرضية دورية الإنفاق سياسة الجزائر ترتبط مثل البترول عائدات على كلية يعتمد بلد في لأنه المالية السياسة استجابة تكون حيث ، البترول أسعار بتقلبات وثيقا ارتباطا العام السياسة تلعب بالتالي قد و كبير. بشكل العامة النفقات بزيادة البترول أسعار لارتفاع باقي إلى البترول أسعار في التقلبات تنتقل خلالها من التي دور القناة المالية الإنفاق سياسة في موازية البترول تقلبات في عائدات التقلبات عن ينتج و الاقتصاد، و نوعية في انخفاضا يترتب عليه التي المالية السياسة بدورية يسمى ما أو العام عامة. من جهة أخرى نلاحظ أن صدمة سالبة في تقلبات بصفة العام الإنفاق فعالية سعر البترول لها تأثير سلبي على النفقات العامة، وهذا بسبب الارتباط الكبير للنفقات العامة بالإيرادات العامة التي تعتمد بدرجة كبيرة على الجباية البترولية.

و بالنسبة للجزائر فإن قطاع المحروقات يحتل مكانة هامة في اقتصاد البلد، حيث تمثل صادرات النفط أكثر من ٩٧% من إجمالي صادرات البلد، و عائداته تمثل أهم مورد لتمويل الاقتصاد الوطني، الأمر الذي جعل للتقلبات في أسعار البترول تأثيراً كبيراً في إجمالي النفقات العامة، و في إجمالي مداخيل الحكومة.

فالسياسة المالية في الجزائر تتميز بالدورية، حيث نجد أن سياسة الإنفاق العام تكون توسعية أثناء الانتعاش نتيجة زيادة المداخيل و تكون انكماشية في فترات الركود. لذا فقد سمح الارتفاع الكبير في أسعار البترول لسنوات ١٩٧٠ و بداية ١٩٨٠ للحكومة الجزائرية بزيادة نفقاتها العامة و خاصة منها النفقات الرأسمالية، غير أنه في منتصف ١٩٨٠ و بعد انخفاض أسعار البترول تغيرت ديناميكية الإنفاق هذه فانخفضت الاستثمارات العامة، و انخفضت مداخيل الحكومة، و قد أدى الاستمرار في ارتفاع نفقات الاستهلاك وانخفاض مداخيل الحكومة الجزائرية إلى توسع العجز المالي، و قد دفع هذا الوضع المالي الصعب الحكومة الجزائرية إلى

إبرام اتفاق للتعديل الهيكلي مع صندوق النقد الدولي رافقه تشدد في السياسة المالية خلال الفترة (١٩٩٤ ــ ١٩٩٨). إلا أن الحكومة الجزائرية عادت لتتبع سياسة مالية توسعية بعد ارتفاع أسعار البترول ، فاعتمدت الحكومة برامج الإنعاش الاقتصادي و برامج تدعيم النمو و تحقيق الاستقرار الاقتصادي خلال الفترة (٢٠٠١ــ ٢٠١٤)، الأمر الذي أدى إلى زيادة حجم النفقات العامة مقارنة بحجم إيرادات الحكومة التي تعتمد بالدرجة الأولى على الجباية البترولية، و بسبب ارتباط التقلبات في الإيرادات العامة بالتقلبات التي تشهدها أسعار البترول، قامت الجزائر عام ٢٠٠٠ بإنشاء صندوق ضبط الإيرادات بغرض حماية النفقات العامة من تقلبات الإيرادات العامة، و معالجة العجز الذي يظهر في الميزانية العامة.

٢ــ٧ــ تحليل التباين:

إن الهدف من تحليل التباين هو معرفة نسبة التنبؤ في تباين الخطأ الذي يفسر بالصدمات في المتغير نفسه و المتغيرات الأخرى، و في دراستنا لتحليل التباين سوف نحاول معرفة نسبة التغيرات المستقبلية في سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري و النفقات العامة التي تفسر بصدمات في تقلبات سعر البترول (DCSGARCH) على الترتيب، كما يبينه الجدول الأتي:

الجدول رقم (٠٩):تحليل التباينات الثنائية بين كل من تقلبات سعر البترول (DCSGARCH) و سعر الصرف الفعال الحقيقي (DTCR) و النفقات العامة (DXPN)

الفترا ت	S.E	DCSGARCH	DTCR	S.E	DCSGARCH	DXPN
١	24.23	١,٢٧	٩٨,٧٢	٣٣٨,٣٧	0.08	99.91
٥	39.81	٢١,٢٨	98.71	٨٩٥,١٦	48.29	51.70
١٠	51.35	٢٧,٠٦	92.93	٣٢٣٣,٦٧	47.75	52.24

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

بالنسبة للنفقات العامة (DXPN) نلاحظ أن تقلبات أسعار البترول يفسر حوالي ٤٨% من التغيرات المستقبلية التي تحدث في النفقات العامة.

كذلك بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري (DTCR)، نلاحظ أن تقلبات أسعار البترول يفسر من ٢١%، إلى ٢٧% من التغيرات المستقبلية التي تحدث في سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، الأمر الذي يبين أهمية البترول للاقتصاد الجزائري، و هذا جلي من خلال الدور الكبير الذي أعطي لقطاع البترول في مختلف برامج التنمية و سياسات الإصلاح، و برامج الإنعاش الاقتصادي، و برامج النمو و تدعيم الاستقرار الاقتصادي، التي تبنتها و لا زالت تتبعها معظم الحكومات الجزائرية منذ الاستقلال إلى يومنا هذا، الأمر الذي جعل الاقتصاد الجزائري اقتصاد نفطيا بامتياز.

هذه النتائج تبين مدى تأثر الاقتصاد الجزائري بالعلة الهولندية، إضافة إلى تميز سياستها المالية بالدورية.

كما أنها تبين كبر درجة عدم التأكد التي تواجه صانعي السياسات الاقتصادية الكلية في الجزائر في المدى الطويل خاصة في ظل عدم الاستقرار الذي تعرفه أسعار البترول، أضف إلى ذلك حجم التحدي الكبير الذي سوف تواجهه الجزائر في المستقبل في حالة عجزها عن فك الارتباط الكبير لاقتصادها بقطاع البترول و في حالة عدم قدرتها على تنويع منتجاتها.

٢ــ٧ــ اختبار السببية:

الهدف من اختبار السببية هو معرفة فيما إذا كانت هناك علاقة معنوية في المدى القصير بين تقلبات سعر البترول و كل من النفقات العامة، سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري.

يوضح الجدول رقم (١٠) نتائج اختبار العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة: النفقات العامة ($DXPN$)، سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري ($DTCR$)، تقلبات أسعار البترول ($DCSGARCH$).

الجدول رقم (١٠): نتائج اختبار السببية بين تطاير سعر البترول (DCSGARCH) و كل من (DTCR) ، (DXPN).

الاحتمال	F-Statistic	الفرضية العدمية
٠,٩٩٨٥	٠,٠٠١٥٤	D(CSGARCH) does not Granger Cause D(TCR)
٠,٠٠٠١	١٢,٣٠٠٨	D(CSGARCH) does not Granger Cause D(XPN)

المصدر: من إعداد الباحث بناء على برنامج EVIEWS 7

تشير نتائج التقدير للعلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، في الجدول رقم (١٠) بين كل من:

ـــــــ تقلبات سعر البترول ($DCSGARCH$) و سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري ($DTCR$)، أن F بلغت ٠,٠٠١٥٤ باحتمال قدره ٠,٩٩٨٥ وعليه فإننا نقبل الفرضية العدمية بأن التغير في تقلبات سعر البترول ($DCSGARCH$) لا يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري ($DTCR$).

ـــــــ تقلبات سعر البترول ($DCSGARCH$) و النفقات العامة ($DXPN$)، أن Fبلغت 12.3008 باحتمال قدره 0.0001 ، وعليه فإننا نقبل فرضية أن التغير في تقلبات سعر البترول ($DCSGARCH$) يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في النفقات العامة (DXPN). ($DCSGARCH \rightarrow DXPN$).

هذه النتائج تبين أن لتقلبات سعر البترول تأثير مباشر على النفقات العامة في المدى القصير، بينما التأثير على سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري يكون في المدى الطويل فقط.

من خلال ما سبق نستطيع أن نقول: بأن نتائج دراسة أثر تقلبات أسعار البترول على النفقات العامة و سعر الصرف الفعال الحقيقي للدينار الجزائري جاءت متماشية مع ما تم التوصل إليه في بعض الدراسات السابقة، التي تناولت الاقتصاد الجزائري، و أخص بالذكر: دراسة (شكوري سيدي محمد، ٢٠١٢) حول وفرة الموارد الطبيعية النمو الاقتصادي في الجزائر – دراسة قياسية–، و دراسة (أنيسة

بن رمضان، ٢٠١٥) حول تطاير أسعار البترول ودورية السياسة المالية في الدول المصدرة للبترول، دراسة حالة الجزائر خلال الفترة (١٩٧٠- ٢٠١٤).

نتائج الدراسة:

ـــــ لتقلبات سعر البترول قوة تفسيرية للتقلبات المستقبلية التي تحدث في النفقات العامة و سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، الأمر الذي يبين مدى اعتماد الاقتصاد الجزائري على قطاع البترول بصورة عامة و عائدات القطاع بصفة خاصة، كما أنه يبين كبر درجة عدم التأكد التي تواجه صانعي السياسات الاقتصادية الكلية و القائمين على التخطيط في الجزائر في المدى الطويل، خاصة في ظل عدم الاستقرار الذي تعرفه أسعار البترول.

ـــــ تتميز السياسة المالية في الجزائر بخاصية الدورية، حيث نجد أن سياسة الإنفاق العام تكون توسعية أثناء الانتعاش نتيجة زيادة المداخيل و تكون انكماشية في فترات الركود نتيجة انخفاض المداخيل، مما يفقد السياسة المالية دورها في دعم الأنشطة الاقتصادية في حالة الركود الاقتصادي.

ـ يعاني الاقتصاد الجزائري من ظاهرة العلة الهولندية من خلال أثر النفقات العامة و الأثر النقدي، حيث توصلنا من خلال دراستنا أن الصدمة الموجبة في تقلبات سعر البترول تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري، و العكس في حالة الصدمة السالبة.

ـــــ أظهرت دوال الاستجابة الدفعية أن استجابة النفقات العامة لصدمة موجبة في سعر البترول كانت موجبة، الأمر الذي يعرضها لأثار الصدمات السالبة في أسعار البترول.

ـ بينت نتائج اختبار السببية لـــgranger أن لتقلبات سعر البترول تأثيراً مباشراً على النفقات العامة ، و يبدأ ظهور هذا الأثر في المدى القصير، بينما تأثير تقلبات سعر البترول على سعر الصرف الحقيقي الفعال للدينار الجزائري لا يظهر في المدى القصير، و إنما يظهر في المدى الطويل.

التوصيات:

ـــــ استثمار التدفقات المالية التي مصدرها قطاع البترول في القطاعات الاقتصادية الأربعة: القطاع الصناعي، والقطاع الفلاحي، وقطاع الخدمات و السياحة باعتبارهم يلعبون دورا مهما في تنويع صادرات البلد و خلق مناصب الشغل، الأمر الذي قد يساهم في قطيعة الاقتصاد الجزائري مع العلة الهولندية، وتلافي الآثار السلبية لتقلبات أسعار البترول.

ـــــ الحد من دورية السياسة المالية، و العمل على تكريس القطيعة بينها و بين تقلبات أسعار البترول، و اتخاذ إجراءات للمتابعة والمراقبة الصارمة لصرف النفقات الحكومية.

ـــــ ينبغي رد الاعتبار للجباية العادية ضمن مجموع الإيرادات العامة و عدم الاعتماد و إعطاء الأولوية للجباية البترولية، و العمل على إعادة توجيه الإنفاق العام، و ذلك لتجنب الآثار السلبية لتقلبات أسعار البترول على الإيرادات العامة و منه على النفقات العامة.

ـــــ ينبغي استغلال الوفرة المالية الناتجة عن ارتفاع أسعار البترول، في توجيه السياسة المالية إلى تنشيط وتحفيز و رفع القدرات الإنتاجية الوطنية في القطاعات الاقتصادية.

المراجع باللغة العربية:

ـــــ أنيسة بن رمضان، ٢٠١٥، تطاير أسعار البترول ودورية السياسة المالية في الدول المصدرة للبترول، دراسة حالة الجزائر، مجلة الإستراتيجية و التنمية، العدد ٩، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية، جامعة عبد الحميد ابن باديس مستغانم، الجزائر.

– حسن كريم حمزة، ٢٠١١، العولمة المالية والنمو الاقتصادي ، ط١، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن.

ـــــ حمد بن عبد الله الغنام، ٢٠٠٣، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية: باستخدام منهجية بوكس جينكينز، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، كلية الإدارة و الاقتصاد، المجلد ١٧، العدد ٢، المملكة العربية السعودية.

ـــــ شكوري سيدي محمد، ٢٠١٢، وفرة الموارد الطبيعية و النمو الاقتصادي دراسة حالة الاقتصاد الجزائري، أطروحة دكتوراه، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية، جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان، الجزائر.

ـــــ مايح شبيب الشمري، ٢٠١٠، تشخيص المرض الهولندي و مقومات إصلاح الاقتصاد الريعي في العراق، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية و الإدارية، المجلد٣، العدد ١٥ ، العراق.

المراجع باللغة الإنجليزية:

-Amany El Anshasy, 2012, *Oil prices and economic growth in oil-exporting countries*, Collage of Business and Economics, United Arab Emirates University, P.O.Box 17555, p 24-32.

-Berument, H., Ceylan, N.B., 2005 , *The impact of oil price shocks on the economic growth of the selected MENA countries* , Working Paper, Bilkent University, p 174-181.

-Bourbonnais R., 2002, *Econométrie, Manuel et Exercices Corrigés*, Dunod, Paris, 4 me édition, P 240-242.

-Bourbounnis , M.Terraza , 1998 , *Analyse des series temporelles en économie* , Presse universitaires de France , 1 ere édition, P 249-250.

-Eltony, M.N., Al-Awadi, M., 2001, *Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model*, International Journal of Energy Research 25, p 939–959.

-Farzanegan and Markwardt , 2009, *The effects of oil price shocks on the Iranian economy* , Energy Economics 31 , p 134–151.

-Frederic van der Ploeg, Steven Poelhekke, 2008, *Volatility and natural resource curse*, OxCarre Research Paper, N° 2008-03, p 65-68.

-Hamilton, J.D., 1983. *Oil and the marcoeconomy since World War II*, The Journal of Political Economy 91, p 228–248.

-Lardic, S.,Mignon,V., 2006, *The impact of oil price son GDP in European countries :an empirical investigation based on asymmetric cointegration* , Energy Policy 34 (18) , p 3910 – 3915.

-Lardic. S, Mignon. V, 2002, *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financière*, Economica, Paris, p 290-298.

-Lee, K.,Ni,S.,Ratti,R.A., 1995, *Oil shocks and the macroeconomy : the role of price Variability* , Energy Journal 16 (4) , p 39 – 56.

-Micheal Bleaney, Havard Halland, 2009, *The resource curse and fiscal policy volatility*, CREDIT Research Paper, N°09/09, p 40-48.

-Mork, K.A., 1989. *Business cycles and the oil market* , The Energy Journal, The Changing World Petroleum Market, vol. 15, p15–38.

-Olomola, P.A., Adejumo, A.V., 2006, *Oil price shock and macroeconomic activities in Nigeria*, International Research Journal of Finance and Economics 3, p 28–34.

-Philip Hans Franses, 2003, *Dick van Dijk, Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge university press, p 136-137.