

أثر تقلبات أسعار البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر خلال الفترة (1980-2016)

د. صوفان العيد

أستاذ محاضر "ب"

جامعة محمد الصديق بن يحيى جيجل - الجزائر

د. بوالكور نورالدين

أستاذ محاضر "أ"

جامعة 20 أوت 1955 سكيكدة - الجزائر

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة آثار تقلبات أسعار البترول في الجزائر على الإنفاق الحكومي، في المدى القصير وال المدى الطويل، وذلك باستخدام نماذج $ARMA(p,q)$ ، $ARIMA(p,q,d)$ ، منهجية بوكس - جانكينيس، نماذج ARCH، دوال الاستجابة للصدمات، وتحليل التباين. وقد توصلت الدراسة إلى أن السياسة المالية في الجزائر تتميز بخاصية الدورية، فالصدمة الموجبة في تقلبات سعر البترول يكون لها أثر إيجابي على الإنفاق الحكومي، والعكس في حالة الصدمة السالبة.

الكلمات المفتاحية: سعر البترول، تقلبات سعر البترول، نماذج ARCH، السياسة المالية، الإنفاق الحكومي.

Abstract:

This study aims at identifying the effects of oil price fluctuations in Algeria on government spending in the short and long term, using $ARMA(p,q)$, $ARIMA(p,q,d)$ models, Box Jenkins methodology, ARCH models, shock response functions, and contrast analysis.

The study concluded that Algeria's fiscal policy is characterized by periodicity. The positive shock in oil price fluctuations has a positive effect on government spending and vice versa in case of negative shock.

Keywords: oil price, oil price volatility, ARCH models, fiscal policy, government spending.



تقديم:

يمثل النفط (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 النفط (البترول) من أكثر السلع الإستراتيجية تداولاً عالمياً. منذ نهاية الحرب العالمية الثانية وأسعار النفط تشهد تذبذباً كبيراً، وازداد هذا التذبذب بشكل كبير في السنوات الأخيرة، فأسعار النفط (البترول) هي الأكثر تذبذباً من أي سلعة أخرى، حيث نجد أن أهم العوامل الأساسية في تحديد سعر النفط هو العرض والطلب العالمي، فمنذ سنة 2000 ازداد الاستهلاك اليومي العالمي للنفط بأكثر من 11 مليون برميل يوميا من 76.78 مليون برميل إلى 87.99 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 2012 إلى 2.4 مليون برميل يوميا حسب إدارة معلومات الطاقة الأمريكية، ما يجعل أي عامل يؤثر على الإنتاج، يؤثر بقوة على أسعار النفط (البترول) على المدى القصير. كما لا يمكن إغفال أثر سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية حيث تتم أغلبية عقود بيع النفط بالدولار، فانخفاض الدولار يؤدي إلى ارتفاع في سعر النفط (البترول) مع مراعاة ثبات العوامل الأخرى والعكس صحيح. أما العوامل الأخرى الثانوية المؤثرة على أسعار النفط فهي أسعار نقل وتخزين النفط، والأحداث المختلفة التي تؤثر بشكل مؤقت على العرض والطلب مثل الكوارث الطبيعية والحروب والركود.

إن عوائد قطاع المحروقات أو القطاع النفطي من النقد الأجنبي، تعتبر من بين أهم العوامل التي ساهمت بشكل كبير في تطور السياسات المالية للدول النامية البترولية، فالسير الحسن للسياسة المالية واستقرار معدلات الدين العمومي والعجز الموازي مرهون أولاً بالجبابة البترولية، لذا فإن مواجهة السياسة المالية للعجز الموازي و التفاعل معه يتوقف بالدرجة الأولى على تقلبات أسعار النفط في الأسواق العالمية، مما يجعل فعالية و استقرار السياسة المالية مرتبط بمستويات ومدى تقلب أسعار النفط في السوق الدولية، فاعتماد الدول النامية البترولية، على الموارد النفطية كمصدر رئيسي للعملة الصعبة، كان له تأثير مباشر على إدارة الإنفاق العام. و على، و في ظل التقلبات الحادة لأسعار النفط (البترول) في الأسواق الدولية و اعتماد الجزائر على قطاع المحروقات، و عدم تنويع اقتصادها يتبادر إلى أذهاننا التساؤل التالي: إلى أي مدى يمكن أن تؤثر تقلبات أسعار البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر؟

فرضية الدراسة:

فرضية العدم (H0): لا توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين تقلبات أسعار البترول و حجم الإنفاق الحكومي في الجزائر. أي أن الصدمات التي تصيب الإنفاق الحكومي في الجزائر لا تعود لتقلبات أسعار البترول.

الفرضية البديلة (H1): توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين تقلبات أسعار البترول و حجم الإنفاق الحكومي في الجزائر، أي إن الصدمات التي تصيب الإنفاق الحكومي في الجزائر تعود بالدرجة الأولى لتقلبات أسعار البترول.

هدف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى تحقيق ما يلي:

— معرفة أثار تقلبات سعر البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر على المدى القصير و المدى الطويل.

— تحديد المصدر الحقيقي للصدمات التي تصيب الإنفاق الحكومي في الجزائر، وإثبات فيما إذا كانت تقلبات أسعار البترول هي المصدر الرئيسي لهذه الصدمات.

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

أهمية الدراسة:

هذه الدراسة تنبع أهميتها من خلال ربط الصدمات التي تصيب الإنفاق الحكومي في الجزائر بتقلبات أسعار البترول، و ذلك من خلال الاستعانة بعلاقات قياسية مثل: نماذج ARCH، من أجل الوصول إلى نتائج رقمية، يتم استغلالها في وضع حلول من قبل القائمين



على السياسة الاقتصادية الكلية و التخطيط و الاستشراف الاقتصادي، للتفاعل مع الواقع الاقتصادي السائد و المتمثل في تبعية الاقتصاد الجزائري بصورة كبيرة للقطاع البترولي.

الدراسات السابقة:

نتعرض في هذا الجزء لأهم الدراسات التي حللت الآثار المترتبة عن صدمات أسعار البترول على اقتصاديات البلدان الصناعية التي تعتبر أكبر مستهلك و مستورد للنفط، و على اقتصاديات البلدان المصدرة لهذا المورد الطبيعي. و من بين أهم هذه الدراسات نجد: — دراسة (Berument, Ceylan, 2005)، اعتبرت أن تأثيرات أسعار البترول على المتغيرات الاقتصادية يرتبط من ناحية بهيكل اقتصاد البلد، و من ناحية أخرى إذا كان البلد مصدرا صافيا أو مستوردا صافيا للنفط، فالبلدان المصدرة للنفط تستفيد من ارتفاع أسعار البترول من خلال ارتفاع عائداتها، بينما في البلدان المستوردة للنفط يعتبر ارتفاع أسعار البترول بمثابة عبء إضافي على اقتصادها.

— دراسة (Hamilton, 1983) حول العلاقة بين صدمات أسعار البترول و حالات النشاط الاقتصادي في الو. م. أ خلال الفترة (1942-1981)، حيث توصلت إلى وجود علاقة ارتباط معنوية بين ارتفاع أسعار النفط الخام و أزمات 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 مسبقة بارتفاع حاد في أسعار البترول الخام .

— دراسة (Mork, 1994)، توصلت إلى أن استجابة المتغيرات الاقتصادية الكلية لارتفاع و انخفاض أسعار البترول تعتبر غير متناظرة. حيث استنتج أن لارتفاع أسعار البترول تأثير سلبي واضح على تغيرات الناتج الداخلي الخام في الولايات المتحدة الأمريكية، بينما تأثير انخفاض أسعار البترول على الناتج الداخلي الخام لم يكن ذا أهمية كبيرة.

— دراسة (Lee, Ni and Raati, 1995)، توصلت إلى أنه بعد 1986 أصبحت أسعار البترول تتميز بتقلباتها المستمرة أي أنها أصبحت ذات طبيعة تطايرية، و من أجل قياس تطاير سلسلة سعر البترول فقد استخدموا النماذج GARCH من أجل استخراج التباين الشرطي الذي يعتبر 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.

— دراسة (Laidic, Mignon, 2006) حول علاقة أسعار البترول و الناتج الداخلي الخام لـ: 12 بلدا أوروبا، توصلوا 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 يحفز انخفاض أسعار البترول.

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

— 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 1970 حتى 2003 ، باستعمال نماذج الانحدار الذاتي المتعدد VAR، توصلت الدراسة إلى أن صدمات أسعار البترول ليس لها تأثير كبير على التضخم و الناتج الداخلي الخام، كما استنتجوا أن ارتفاع أسعار البترول أدت إلى ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، و تعتبر هذه إحدى أعراض المرض الاقتصادي الهولندي.

— دراسة (Eltony, Al- Awadi, 2001)، توصلت إلى أن الصدمات التناظرية لسعر البترول تعتبر أهم عامل مفسر لتقلبات النفقات الحكومية في الكويت، و التي تعتبر بدورها من أهم محددات النشاط الاقتصادي في هذا البلد الغني بالبترول.

— 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 2003، 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، العراق، الأردن، الكويت، قطر و سوريا.

— دراسة (شكوري سيدي محمد، 2012) حول وفرة الموارد الطبيعية النمو الاقتصادي في الجزائر — دراسة قياسية—، حيث توصلت الدراسة إلى وجود سببية من سعر البترول باتجاه كل من الناتج الداخلي الخام، النفقات الحكومية و عرض النقود، و كذلك توجد سببية من تطاير سعر البترول نحو كل من الناتج الداخلي الخام و عرض النقود، بينما لا توجد سببية في المدى القصير من سعر البترول و تطاير سعر البترول نحو سعر الصرف الحقيقي، و لا توجد 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.

— دراسة كل من: (El- Anshasy, Bradly and Jouts, 2005)، حول ظاهرة دورية السياسة المالية، حيث تعتبر من بين أهم الدلائل الاقتصادية التي قدمها الاقتصاديون لتفسير انخفاض معدلات النمو الاقتصادي في البلدان الغنية بالموارد الطبيعية. فمعظم هذه البلدان ترتبط النفقات الحكومية ارتباطا كبيرا بعائدات صادرات المحروقات، و تؤدي تقلبات عوائد الصادرات النفطية التي ترتبط بعدم استقرار أسعار النفط إلى تقلبات موازية في سير سياسة الإنفاق العام، و يؤدي هذا إلى دورية السياسة المالية التي لها تداعيات سلبية على اقتصاديات البلدان المصدرة للبترول.

— دراسة (Steven, Frederic, 2008) باستخدام عينة مكونة من 63 دولة خلال الفترة (1970-2003) باستخدام نموذج الانحدار المشروط بعدم ثبات التباين ARCH لاختبار أهمية تطاير أسعار السلع الأساسية على وفرة الموارد الذاتي الطبيعية، أن لعنة الموارد الطبيعية هي في المقام الأول مشكلة تعكس تطاير أسعار المواد الأولية، وقد توصلنا في بحثهما إلى النتائج التالية:

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

— تعاني الدول النامية من تطاير النمو الاقتصادي أكثر من الدول المتقدمة، حيث أن أوروبا الغربية وأمريكا الشمالية لديهما انحراف معياري يقدر بـ: 2.33% و 1.90% على التوالي من نمو الناتج المحلي الإجمالي للفرد السنوي، وتملك كل من الصحراء الجنوبية الإفريقية، الشرق الأوسط و دول شمال إفريقيا، أعلى معدلات التطاير إذ بلغ مستوى الانحراف المعياري عن متوسط الناتج المحلي الإجمالي للفرد 6.52% و 8.12% على التوالي.

— الدول ذات الأنظمة المالية غير المتطورة تكون أكثر عرضة للتطاير، حيث أن 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.

— الدول التي يعتمد اقتصادها على الموارد الطبيعية هي أكثر عرضة للتطاير، حيث أن الدول التي تفوق حصة صادراتها من الموارد الطبيعية 19% من الناتج المحلي الإجمالي لديها مستوى انحراف معياري جد عالي عن نمو الناتج إذ يبلغ 7.37%، أما الدول التي تبلغ حصة صادراتها من الموارد الطبيعية أقل من 5% من الناتج المحلي الإجمالي يكون مستوى الانحراف المعياري فيها مقاربا لـ: 2.83%.

— دراسة (Micheal, Havard, 2009) قدمت مفهوم تطاير السياسة المالية باعتبارها قناة ناقلة للعنة الموارد الطبيعية، وذلك باستخدام عينة تضم 75 دولة خلال الفترة (1980-2004)، وقد خلصنا 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:

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

— عندما يتم ضم متغير تطاير السياسة المالية في معادلة انحدار النمو الاقتصادي بإضافة صادرات الموارد الطبيعية فإن تأثير هذه الأخيرة يكون بنسبة 25% وهذا يعني أن ربع ظاهرة لعنة الموارد الطبيعية سببها تطاير السياسة المالية.



دراسة (أنيسة بين رمضان، 2015) حول تطاير أسعار البترول ودورية السياسة المالية في الدول المصدرة للبترول، دراسة حالة الجزائر خلال الفترة (1970-2014)، وقد توصلت الدراسة إلى أن سبب دورية السياسة المالية في الجزائر يرجع بالأساس إلى ضعف البيئة المؤسساتية، بيروقراطية الإدارة و اللامساواة الاجتماعية المثلة في التفاوت في توزيع الدخل. كما أن العلاقة بين تطاير أسعار البترول والإنفاق العام هي علاقة غير مباشرة حيث أن تدي المؤشرات المؤسساتية تسبب دورية السياسة المالية، وبالتالي فإن تطاير أسعار البترول وضعف الإطار المؤسساتي يؤدي إلى إضعاف النمو الاقتصادي في الجزائر وليس وفرة البترول في حد ذاتها.

هيكل الدراسة: من أجل الإجابة على الإشكالية و اختبار فرضيتي الدراسة، تم تقسيم الدراسة إلى قسمين:

الجانِب النظري و الجانب التطبيقي، يحتوي الجانب النظري على: دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول، نمذجة أسعار البترول باستخدام منهجية بوكس — جانكينيس، التي تركز على نماذج تحليل السلاسل الزمنية ذات الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة و النماذج المختلطة ARIMA، نمذجة تباين سلسلة بواقي أسعار البترول باستخدام نموذج ARCH و GARCH، حساب سلسلة تقلبات أسعار البترول.

أما الجانب التطبيقي فيحتوي على: نمذجة تقلبات (تطاير) سعر البترول بالاعتماد على نماذج ARCH، و اختبار مدى استجابة الإنفاق الحكومي لتقلبات أسعار البترول في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الأساس النظري القياسي:

سوف نقوم بحساب تقلبات سلسلة سعر البترول من خلال النماذج ARCH، حيث سنقوم بنمذجة قياسية لأسعار البترول خلال الفترة الممتدة من 1980 حتى 2016، معتمدين في ذلك على المراحل التالية:

المرحلة الأولى: دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول.

المرحلة الثانية: نمذجة أسعار البترول باستخدام منهجية بوكس — جانكينيس، التي تركز 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 و GARCH.

المرحلة الرابعة: حساب سلسلة تطاير أسعار البترول.

أولاً: 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 استقرار السلسلة الزمنية، والذي يعتمد على الفرق الأول في السلسلة باستخدام التصحيح اللامعلمي، و يسمح بوجود وسط لا يساوي الصفر و اتجاه خطي للزمن كالتالي:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots 1$$

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

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

$\rho = 0: H_0$ — فرضية العدم وتدل على عدم استقرار السلسلة الزمنية:

$\rho \neq 0: H_1$ — القرض البديل والذي يدل على استقرار السلسلة الزمنية:

فإذا كانت (ρ) سالبة ومعنوية نقبل الفرض البديل و العكس إذا كانت غير معنوية، إلا أن الاختبار الأكثر شيوعاً في اختبار استقرار السلسلة الزمنية هو اختبار ديكي - فوللر البسيط و الموسع، و الذي يأخذ الصيغة التالية (إذا كانت المعادلة 1 تعاني من مشكلة الارتباط الخطي):

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

μ_t : يمثل المتغير العشوائي غير المرتبط ذاتياً



وتنص فرضية العدم: $\delta = 0$ ، بعدم استقرار السلسلة الزمنية. و الفرض البديل $\delta \neq 0$ ، والتي تعني استقرار السلسلة الزمنية.¹
ثانيا: نماذج الانحدار الذاتي $AR(p)$: في نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p تكون الملاحظة الحالية y_t مفسرة بواسطة متوسط الترجيح للملاحظات الماضية حتى إلى الفترة p و هذا على النحو التالي:

$$AR(1): y_t = \theta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$AR(2): y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

.....

$$AR(p): y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \dots \dots \dots 4$$

حيث:

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$: معاملات 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.²

ثالثا: نماذج المتوسطات المتحركة $MA(q)$: 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:

$$MA(1): y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$MA(2): y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2}$$

.....

$$MA(q): y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \alpha_q \varepsilon_{t-q} \dots \dots \dots 5$$

حيث:

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

ε_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.³

رابعا: النماذج المختلطة $ARMA(p, q)$:

تشكل 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:

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

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.⁴

خامسا: مراحل تحليل السلسلة الزمنية وفق منهجية بوكس — جانكينس:

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



1- مرحلة التعرف: تعتبر مرحلة التعرف أهم وأصعب مرحلة في تحليل بوكس — جانكينس، فهي تسمح بتحديد النموذج الملائم من ضمن النماذج $ARIMA(p, d, q)$ أي تحديد المعلمات (p, d, q) وهي 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 على المعلمات (p, q) للنموذج $ARMA$ و هذا بالاستعانة بخصائص دالة الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية. — إذا كان في بيان الارتباط الذاتي الجزئي فقط p الأوتل تختلف فقط عن الصفر، و كان بيان الارتباط الذاتي البسيط يتناقص ببطء، هذا يعني أن السلسلة من نوع $AR(p)$.

— 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 النموذج التي تكون عندها p و q تختلف جوهرياً عن الصفر، و يتم اختيار النموذج $ARMA(p, q)$ الذي يقوم بتدنية معيار المعلومات AKAIKE.⁵

2- مرحلة تقدير النموذج: بعد تحديد درجة النموذج $ARMA(p, q)$ ينبغي تقدي معلمات النموذج، و تختلف طريقة التقدير و هذا تبعاً للنموذج المشخص. في حالة الانحدار الذاتي $AR(p)$ يمكن تقدير المعلمات باستخدام طريقة المربعات الصغرى أو باستخدام معادلة يول — ولكر و التي تعطى بالشكل الآتي:

$$R(p): \begin{cases} r_1 = \theta_1 + \theta_2 r_1 + \dots + \theta_p r_{p-1} \\ r_2 = \theta_1 r_1 + \theta_2 + \dots + \theta_p r_{p-2} \\ \dots \dots \dots \\ r_p = \theta_1 r_{p-1} + \theta_2 r_{p-2} + \dots + \theta_p \dots \dots \dots 7 \end{cases}$$

حيث:

$(r_1, r_2, \dots)$ معاملات الارتباط، و يمكن تقدير المعلمات $(\theta_1, \theta_2, \dots)$ 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 أقرح بوكس و جانكينس استخدام طريقة تقدير تكرارية.⁶

3- 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 (95%) 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 بقي مشاهدات العينة و بعد ذلك يحسب خطأ التنبؤ بين القيم المتوقعة و الحقيقية للسلسلة.⁷

خامساً: نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات تباين الأخطاء (النماذج ARCH):

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

1- النموذج $ARCH(q)$:

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



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

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

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 — 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) لـ ε_t هو كذلك مرتفع (القيمة المطلقة)، بمعنى أن الصدمات الكبيرة (صغيرة) تتجه لتتبع بصدمات كبيرة (صغيرة) سواء كانت موجبة أو سالبة.

α_0, α_i : المعاملات حيث $\alpha_0 > 0$ و $\forall i \alpha_i \geq 0$ ، القيود المفروضة على المعاملات تضمن إيجابية التباين الشرطي، و في حالة $\alpha_i = 0$ ($i = 1, 2, 3, \dots, q$) يكون التباين الشرطي ثابت $\sigma_t^2 = \alpha_0$ و بالتالي تصبح سلسلة الخطأ العشوائي ε_t ثابتة التباين الشرطي.⁸

2- النمذج $GARCH(p, q)$:

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

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

$\forall i, \forall j: \alpha_0 > 0$ 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 $ARCH(q)$.⁹

3- 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: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$

الفرضية البديلة لعدم ثبات التباين الشرطي: على الأقل معامل α_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 $ARCH(q)$.¹⁰

يتم إجراء الاختبار عبر المراحل التالية:

المرحلة الأولى: يتم حساب ε_t باقي نموذج الانحدار (أو باقي نموذج $ARMA$ إذا كان الأمر يتعلق بسلسلة متغير واحد).
المرحلة الثانية: يتم حساب ε_t^2 .



المرحلة الثالثة: يتم إجراء الانحدار الذاتي ε_t^2 على ثابت و على q من قيمه الماضية (يحتفظ فقط بالأخطاء المعنوية)، بحيث:

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

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

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

— $LM > \chi^2$ 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 $ARCH$ إنطلاقاً من معيار $AKAIKE$ حيث أن الدرجة $p = 3$ 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 معنوياً عن الصفر (أصغر من 5%) فهذا يدل على أنه من الممكن أن تكون سلسلة البواقي من الصيغة $ARCH$ أو $GARCH$ ، ثم يتم حساب إحصائية مضاعف لاغرو نج $LM = n \times R^2$.¹¹

— الجانب التطبيقي للدراسة

أولاً: نمذجة تقلبات (تطايير) سعر البترول بالاعتماد على نماذج $ARCH$:

المرحلة الأولى : دراسة استقرارية سلسلة أسعار البترول.

نتائج اختبارات جذر الوحدة لسلسلة أسعار البترول يتضح من خلال الجدول الآتي:

الجدول رقم (01): نتائج اختبار جذر الوحدة لديكي - فولر الموسع (ADF)

الخصائص	ADF	intercept	Pr	Trend and intercept	Pr	None	Pr
أسعار البترول	I(0)	t	-1.349162	0.5959	-1.898896	0.6344	-0.621912
(oil price)	I(1)	t	-5.774115	0.000	-5.686045	0.0002	-5.854911

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

من خلال الجدول رقم (01) نجد:

— السلسلة الزمنية لمتغير (oil price) غير ساكنة في المستوي (قيمة t الجدولية عند معنوية 5% أكبر من قيمة t المحسوبة)، لكن عندما أخذنا بالفرق الأول أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية 5% أقل من قيمة t المحسوبة). أي سلسلة سعر البترول مستقرة في التفاضل الأول و عليه فهي متكاملة من الدرجة الأولى.

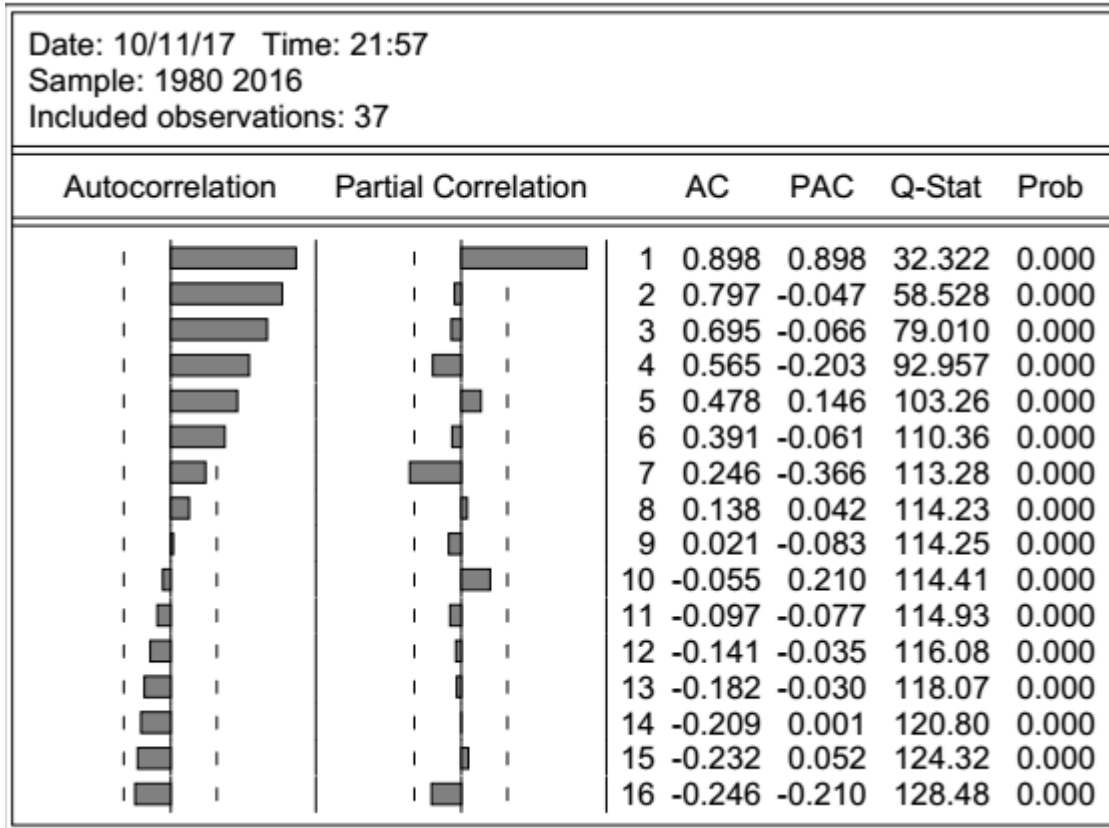
المرحلة الثانية : نمذجة أسعار البترول باستخدام منهجية Box- Jenkins، التي تركز على نماذج تحليل السلاسل الزمنية ذات الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة و النماذج المختلطة ARIMA.



أثر تقلبات أسعار البترول على الإنتاج الحكومي في الجزائر خلال الفترة (1980-2016)

في البداية يتم تحديد الدرجات q و p للنموذج $ARMA$ و هذا بالاستعانة ببيان الارتباط الذاتي الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة أسعار البترول ($oilprice$).

الشكل رقم (01): بيان الارتباط الذاتي لسلسلة أسعار البترول ($oil price$)



المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

يتبين من خلال بيان الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي المبين في الشكل رقم (01) أن دالة الارتباط الذاتي غير منعقدة 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 $AR(1)$ هو المناسب لنمذجة سلسلة سعر البترول.

تقدير و اختبار جودة النموذج $AR(1)$:

تظهر نتائج تقدير الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى لسلسلة أسعار البترول $AR(1)$ في الشكل التالي:



الجدول رقم (02): نتائج عمليات تقدير النموذج $AR(1)$

Dependent Variable: OILPRICE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/11/17 Time: 22:33				
Sample: 1980 2016				
Included observations: 37				
Convergence achieved after 19 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.957154	0.028295	33.82714	0.0000
SIGMASQ	190.7140	29.85385	6.388255	0.0000
R-squared	0.801896	Mean dependent var		41.19378
Adjusted R-squared	0.796236	S.D. dependent var		31.45536
S.E. of regression	14.19901	Akaike info criterion		8.263750
Sum squared resid	7056.417	Schwarz criterion		8.350827
Log likelihood	-150.8794	Hannan-Quinn criter.		8.294449
Durbin-Watson stat	1.917996			
Inverted AR Roots	.96			

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

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 (02): بيان الارتباط الذاتي للبواقي

Date: 10/11/17 Time: 22:13					
Sample: 1980 2016					
Included observations: 37					
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.005	0.005	0.0011	
		2 -0.042	-0.042	0.0752	0.784
		3 0.118	0.119	0.6686	0.716
		4 -0.220	-0.227	2.7866	0.426
		5 -0.005	0.016	2.7879	0.594
		6 0.282	0.264	6.5007	0.261
		7 -0.149	-0.134	7.5754	0.271
		8 -0.018	-0.049	7.5914	0.370
		9 -0.173	-0.261	9.1285	0.332
		10 -0.153	0.015	10.381	0.321
		11 0.012	-0.041	10.389	0.407
		12 -0.008	-0.068	10.393	0.495
		13 -0.071	-0.084	10.698	0.555
		14 -0.024	-0.076	10.735	0.633
		15 -0.045	0.088	10.866	0.697
		16 -0.016	-0.051	10.883	0.761

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10



من خلال الشكل (02) نلاحظ أن النموذج مقبول إحصائياً وذلك لكون معاملات الارتباط الذاتي البسيطة و الجزئية تقع داخل مجال تقبها.

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

1 — 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 1. و تظهر نتائج تقدير النموذج كما يلي:

الجدول رقم (03): نتائج اختبار نموذج ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	30.94209	Prob. F(1,34)	0.0000	
Obs*R-squared	17.15244	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/11/17 Time: 22:34				
Sample (adjusted): 1981 2016				
Included observations: 36 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	302.5214	213.1512	1.419281	0.1649
RESID^2(-1)	0.691056	0.124233	5.562562	0.0000
R-squared	0.476457	Mean dependent var	985.0339	
Adjusted R-squared	0.461058	S.D. dependent var	1424.510	
S.E. of regression	1045.770	Akaike info criterion	16.79685	
Sum squared resid	37183598	Schwarz criterion	16.88482	
Log likelihood	-300.3433	Hannan-Quinn criter.	16.82755	
F-statistic	30.94209	Durbin-Watson stat	1.840447	
Prob(F-statistic)	0.000003			

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

تبين نتائج الاختبار أن إحصائية LM تساوي (17.15244) و بالتالي فهي ذات دلالة إحصائية، لذا فإننا سنرفض الفرضية الأساسية القائلة بعدم وجود أثر ARCH من الدرجة الأولى، مع ملاحظة أن

$$LM = n \times R^2 = 36 \times 0.476457 = 17.15244$$

كما أن احتمالية إحصائية LM_{cal} (Obs*R-squared) أقل من 5% و هذا ما يجعلنا نقبل الفرضية البديلة بعدم ثبات التباين الشرطي.

2 — تقدير النموذج ARCH:

من أجل تقدير معادلة التباين، فقد قمنا بتقدير مجموعة من النماذج و اتضح لنا أن النموذج المقبول لتمثيل التباين الشرطي (التطايير) لسعر البترول هو النموذج ARCH(1) و تظهر نتائج التقدير في الجدول التالي:



الجدول رقم (04) نتائج تقدير النموذج ARCH(1)

Dependent Variable: OILPRICE				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Date: 10/11/17 Time: 22:37				
Sample: 1980 2016				
Included observations: 37				
Convergence achieved after 22 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Presample variance: unconditional				
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	19.52316	1.009829	19.33314	0.0000
Variance Equation				
C	14.21920	8.525009	1.667940	0.0953
RESID(-1)^2	1.109987	0.563000	1.971557	0.0487
R-squared	-0.487812	Mean dependent var	41.19378	
Adjusted R-squared	-0.487812	S.D. dependent var	31.45536	
S.E. of regression	38.36796	Akaike info criterion	8.245116	
Sum squared resid	52995.61	Schwarz criterion	8.375731	
Log likelihood	-149.5346	Hannan-Quinn criter.	8.291164	
Durbin-Watson stat	0.132928			

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

المرحلة الرابعة: حساب سلسلة تطاير أسعار البترول:

من أجل دراسة تأثير تقلبات أسعار البترول، سوف نستخدم الانحراف المعياري الشرطي لأسعار البترول الذي تحصلنا عليهما بعد النمذجة القياسية لأسعار البترول خلال الفترة (1980 — 2016)، معتمدين في ذلك على النموذج ARCH(1).

ثانياً: استجابة الإنفاق الحكومي لتقلبات أسعار البترول:

1_التعريفات الإجرائية لمتغيرات الدراسة:

1_1_متغيرات الدراسة:

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

إلا أنه ينبغي ملاحظة وأن دراسة العلاقة السببية بين صدمات سعر البترول و السياسة المالية باستخدام متغير سلسلة سعر البترول تعتبر غير فعالة، لهذا ينبغي دراسة العلاقة باستخدام سلسلة تطاير سعر البترول.

CSARCH: يعبر عن تطاير (تقلبات) أسعار البترول و نعتبر عنه في دراستنا بمؤشر الانحراف المعياري (التباين) الشرطي لأسعار البترول الذي تحصلنا عليه بعد النمذجة القياسية لأسعار البترول خلال الفترة (1980 — 2016)، معتمدين في ذلك على النموذج ARCH(1).

XPN: الإنفاق الحكومي: المبالغ النقدية و المالية التي تقوم الدولة بصرفها من أجل تحقيق مصلحة عامة أو إشباع حاجة عامة.

1_2_حدود الدراسة:

اقتصرت هذه الدراسة على مؤشرات الاقتصاد الجزائري و المتمثلة بالدرجة الأولى في: الإنفاق الحكومي (XPN)، سعر البترول (oilprice)، تقلبات سعر البترول (CSARCH). كما اقتصرت الدراسة على بيانات هذه المؤشرات خلال الفترة (1980 — 2016).

2_ منهجية الدراسة و إجراءاتها:



1-2- مصادر البيانات: تم جمع البيانات البحثية حول متغيرات الدراسة (الإنفاق الحكومي (XPN)، سعر البترول (oilprice)، تقلبات سعر البترول (CSARCH)) 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 (05): بيانات متغيرات الدراسة خلال الفترة (1980 - 2016)

	XPN	oilprice	CSARCH
1980	44.016	28.6	1604.069
1981	57.655	32.51	105.6699
1982	72.445	32.38	201.4273
1983	84.825	29.04	197.6981
1984	91.598	28.20	114.7509
1985	99.841	27.01	97.78732
1986	101.817	13	76.43698
1987	103.977	17.7	61.45101
1988	119.700	14.2	17.90872
1989	124.500	17.3	45.67188
1990	136.500	22.3	19.70527
1991	212.100	18.6	22.77811
1992	420.131	18.4	15.16517
1993	476.627	16.3	15.61945
1994	566.329	15.5	25.75062
1995	759.617	16.9	32.18529
1996	724.609	20.3	21.85701
1997	845.196	18.7	14.88905
1998	875.739	12.3	14.97133
1999	961.682	17.5	72.13178
2000	1178.122	27.60	18.76260
2001	1321.028	23.12	86.62951
2002	1550.646	24.36	28.57936
2003	1639.265	28.10	40.18732
2004	1891.8	36.05	95.87218
2005	2052.037	50.64	317.3969
2006	2453.014	66.23	1088.972
2007	3108.669	72.36	2435.687
2008	4191.053	99.97	3113.004
2009	4246.334	62.25	7197.714
2010	4466.940	80.15	2040.592
2011	5853.6	112.94	4094.102
2012	7245.47	111.04	9700.748
2013	6024.10	109.55	9310.728
2014	6980.20	100.76	9010.476
2015	7656.3	53.06	7339.493
2016	7292.5	49.25	1262.643

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على:



تقارير مختلفة لبنك الجزائر.

بيانات المركز الوطني للتخطيط و الإحصاء ONS.

تقارير مختلفة لصندوق النقد العربي.

بيانات البنك العالمي.

2-2 معالجة البيانات: لقد تم الاعتماد على الحاسوب باستخدام برنامج (EViews10) لمعالجة البيانات المنشورة من أجل تحديد مدى استجابة الإنفاق الحكومي لتقلبات أسعار البترول في الجزائر.

2-3 اختبار استقرارية المتغيرات:

الإنفاق الحكومي (XPN)، تقلبات سعر البترول (CSARCH)، يتضح من خلال الجدول الآتي:

الجدول رقم (06): نتائج اختبار جذر الوحدة

Pr	None (بدون حد ثابت و بدون اتجاه عام)	Pr	Trend and intercept (بحد ثابت و اتجاه عام)	Pr	Intercept (بحد ثابت)	P.P	الخصائص المتغيرات
0.0821	-1.711879	0.2329	-2.725721	0.3107	-1.940650	t I(0)	مؤشر تقلبات أسعار البترول (CSARCH)
0.000	-5.328598	0.0013	-5.032159	0.0001	-5.225349	t I(1)	
0.9994	3.180986	0.9435	-0.912039	0.9998	1.954890	t I(0)	الانفاق الحكومي (XPN)
0.0000	-5.343722	0.0000	-7.397220	0.0000	-6.057896	t I(1)	

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EViews10

من خلال الجدول رقم (06) نجد:

السلسلة الزمنية للمتغير (XPN) هي أيضا غير ساكنة في المستوى و عند احتساب الفروق الأولى لهذه السلسلة هي أيضا أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية 5% أقل من قيمة t المحسوبة).

السلسلة الزمنية للمتغير (CSARCH) هي أيضا غير ساكنة في المستوى و عند احتساب الفروق الأولى لهذه السلسلة هي أيضا أصبحت ساكنة (قيمة t الجدولية عند معنوية 5% أقل من قيمة t المحسوبة).

وعليه لا يمكن رفض فرضية عدم القائلة بوجود جذر الوحدة للمتغيرين (XPN) و (CSARCH)، إلا أنه يمكن رفض هذه الفرضية بالنسبة للفروق الأولى لهذين المتغيرين، مما يعين أن هذه المتغيرات متكاملة من الرتبة I(1)

2-4 تحديد فترات الإبطاء: من الجدول رقم (07) يتضح أن الخمس معايير اختاروا فترتي إبطاء هم: LR, SC FPE, AIC, HQ، لذا سنختار فترتي إبطاء.



أثر تقلبات أسعار البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر خلال الفترة (1980-2016)

الجدول رقم (07): نتائج اختبار عدد فترات التباطؤ في نموذج الـ (VAR)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-630.2921	NA	1.68e+13	36.13098	36.21986	36.16166
1	-567.0944	115.5616	5.73e+11	32.74825	33.01488	32.84029
				32.53402	32.9784	
2	-559.3454	13.28405*	4.64e+11*	*	1*	32.68742*

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

2-5 اختبار التكامل المشترك بين المتغيرين:

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 البعض في الأجل القصير. ويمتد ذلك الأثر إلى الأجل الطويل، ومثال ذلك الأزواج الاقتصادية، فالتغير الأجل 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. ويتطبيق اختبار التكامل المشترك بين كل من: الإنفاق الحكومي (XPN)، تقلبات سعر البترول (CSARCH). كما هو موضح بالجدول التالي:

الجدول رقم (08): نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرين: CSARCH, XPN



Date: 10/11/17 Time: 23:23
Sample (adjusted): 1982 2016
Included observations: 35 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: CSGARCH XPN
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.347522	21.28563	15.49471	0.0060
At most 1 *	0.165718	6.341415	3.841466	0.0118

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.347522	14.94422	14.26460	0.0390
At most 1 *	0.165718	6.341415	3.841466	0.0118

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

تشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى رفض فرض عدم 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 بـ: **CSARCH**، والإنفاق الحكومي (XPN)، هذه النتائج تعكس التأثير الكبير لتقلبات أسعار البترول على حجم الإنفاق الحكومي و منه على السياسة المالية. و بناء على هذه النتائج سوف يتم الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ من أجل معرفة تأثير تقلبات سعر البترول على الإنفاق الحكومي.

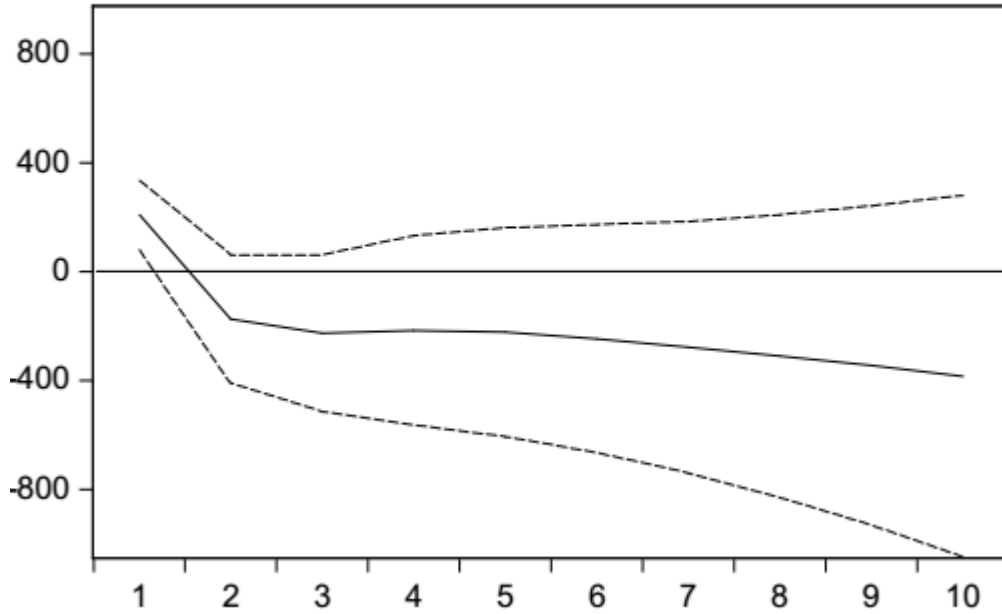
2-6 تحليل دوال الاستجابة الدفعية لصدمة في تقلبات سعر البترول (**CSARCH**):

سوف نقوم بتحليل تقلبات سعر البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر، و هذا من خلال الاستعانة بدوال الاستجابة الدفعية لمدة تنبؤ 10 سنوات، إذ يبين الشكل الآتي يبين الاستجابة الدفعية للإنفاق الحكومي لصدمة واحدة في تقلبات أسعار البترول للفترة (1980—2016).

الشكل رقم(03): استجابة الإنفاق الحكومي لصدمة في تقلبات سعر البترول



Response of XPN to CSGARCH



المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

من خلال الشكل أعلاه نلاحظ استجابة الإنفاق الحكومي لصدمة في تطاير سعر البترول المعبر عنه بالانحراف المعياري الشرطي لسلسلة سعر البترول (CSARCH)، حيث نجد بأن الصدمة الموجبة في تطاير سعر البترول كان لها أثر إيجابي على النفقات العامة وهذا ما يدعم فرضية دورية السياسة المالية، لأنه في بلد يعتمد كلية على عائدات النفط مثل الجزائر ترتبط سياسة الإنفاق العام ارتباطا وثيقا بتقلبات أسعار البترول، حيث تكون استجابة السياسة المالية لارتفاع أسعار البترول بزيادة النفقات العامة بشكل كبير، وفي هذا الإطار تلعب السياسة المالية دور القناة التي من خلالها تنتقل التقلبات في أسعار البترول إلى باقي الاقتصاد، و ينتج عن التقلبات في عائدات النفط تقلبات موازية في سياسة الإنفاق العام أو ما يسمى بدورية السياسة المالية التي يترتب عليه انخفاض في نوعية وفعالية الإنفاق العام بصفة عامة. من جهة أخرى نلاحظ أن صدمة سالبة في تقلبات سعر البترول لها تأثير سلبي على الإنفاق الحكومي، وهذا بسبب الارتباط الكبير للإنفاق الحكومي بالإيرادات العامة التي تعتمد بدرجة كبيرة على الجباية البترولية.¹²

بالنسبة للجزائر فإن قطاع المحروقات يحتل مكانة هامة في اقتصاد البلد، حيث تمثل صادرات النفط أكثر من 97% من إجمالي صادرات البلد، و عائداته تمثل أهم مورد لتمويل الاقتصاد الوطني، الأمر الذي جعل للتقلبات في أسعار البترول تأثير كبير في إجمالي النفقات العامة، و في إجمالي مداخل الحكومة. فالسياسة المالية في الجزائر تتميز بالدورية، حيث نجد أن سياسة الإنفاق العام تكون توسعية أثناء الانتعاش نتيجة زيادة المداخل و تكون انكماشية في فترات الركود، لذا فقد سمح الارتفاع الكبير في أسعار البترول لسنوات 1970 و بداية 1980 للحكومة الجزائرية بزيادة نفقاتها العامة و خاصة منها النفقات الرأسمالية، إلا أن هذه النفقات كانت أقل من المداخل المحققة من قبل الحكومة الجزائرية و التي كانت ناتجة بالدرجة الأولى من عائدات تصدير البترول، غير أنه في منتصف 1980 و بعد انخفاض أسعار البترول تغيرت ديناميكية الإنفاق هذه فانخفضت الاستثمارات العامة، و انخفضت مداخل الحكومة، و قد أدى الاستمرار في ارتفاع نفقات الاستهلاك و انخفاض مداخل 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 (1994 — 1998)، 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 (2001 — 2014)، الأمر الذي أدى إلى



زيادة حجم النفقات العامة مقارنة بحجم إيرادات الحكومة التي تعتمد بالدرجة الأولى على الجباية البترولية، مما انعكس سلباً على وضعية الميزانية العامة.

2-7 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 الإنفاق الحكومي التي تفسر بصدمات في تقلبات سعر البترول (CSARCH) على الترتيب، كما يبينه الجدول الآتي:

الجدول رقم (09): تحليل التباينات الثنائية بين كل من تقلبات سعر البترول (CSARCH) و الإنفاق الحكومي (XPN)

تباين الانفاق الحكومي (XPN)			
	S.E.	CSARCH	XPN
1	400.9703	41.94566	58.05434
2	446.0508	35.00519	64.99481
3	531.6957	49.18075	50.81925
4	605.2775	49.00576	50.99424
5	725.1764	52.36362	47.63638
6	922.0154	64.14256	35.85744
7	1168.262	72.69034	27.30966
8	1464.418	78.11474	21.88526
9	1842.170	82.70523	17.29477
10	2306.610	86.27176	13.72824
Cholesky Ordering: CSARCH XPN			

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

يظهر الجدول رقم (09) دوال تحليل مكونات التباين لصدمة عشوائية مقدارها انحراف معياري واحد في الإنفاق الحكومي، فعند تحليل مكونات تباين الإنفاق الحكومي، نجد بأنه يفسر 58% من تباينه في السنة الأولى، بينما تقلبات سعر البترول تفسر 42% من تباين الإنفاق الحكومي في السنة الأولى، و نلاحظ بأن مساهمة الإنفاق الحكومي في تفسير تباينه ارتفعت بعض الشيء في السنة الثانية إلى 65%، إلا أنها و بداية من السنة الثالثة بدأت في الانخفاض حتى وصلت إلى 13.7% في السنة العاشرة، بينما تبدأ مساهمة تقلبات سعر البترول في تباين الإنفاق الحكومي فقد شهدت انخفاض طفيف في السنة الثانية حيث وصلت إلى 35%، لتبدأ تأثيرات تقلبات أسعار البترول بالارتفاع بداية من السنة الثالثة لتصل إلى 86.3% في السنة العاشرة و هذا ما يؤكد الأثر الكبير الذي تمارسه التغيرات الآتية لسعر البترول على الإنفاق الحكومي في الأجل الطويل على مستوى الاقتصاد الجزائري.

2-8 اختبار السببية:



الهدف من اختبار السببية هو معرفة فيما إذا كانت هناك علاقة معنوية في المدى القصير بين تقلبات سعر البترول و الإنفاق الحكومي في الجزائر. يوضح الجدول رقم (10) نتائج اختبار العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة: الإنفاق الحكومي (XPN)، تقلبات أسعار البترول (CSARCH)، و سعر البترول (oilprice).

الجدول رقم (10): نتائج اختبار فيما إذا كانت هناك علاقة تنطلق من تقلبات سعر البترول (CSARCH)، سعر البترول (OILPRICE) إلى الإنفاق الحكومي (XPN).

الاحتمال	F-Statistic	الفرضية العدمية
0.0024	7.39807	OILPRICE does not Granger Cause XPN
0.0106	5.31475	CSARCH does not Granger Cause XPN

المصدر: من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج EVIEWS10

تشير نتائج التقدير للعلاقة السببية بين متغيرات الدراسة، في الجدول رقم (10) بين كل من: ——— تقلبات سعر البترول (CSARCH) و الإنفاق الحكومي (XPN)، أن F بلغت 5.31475 باحتمال قدره 0.0106 وعليه فإننا نقبل فرضية أن التغير في تقلبات سعر البترول (CSARCH) يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في الإنفاق الحكومي (XPN). (CSARCH → XPN).

——— سعر البترول (oilprice) و الإنفاق الحكومي (XPN)، أن F بلغت 7.39807 باحتمال قدره 0.0024 وعليه فإننا نقبل فرضية أن التغير في سعر البترول (oilprice) يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في الإنفاق الحكومي (XPN). (oilprice → XPN).

نتائج الدراسة:

—— كشفت نتائج اختبار استقرارية كل من: تطاير أسعار البترول، الإنفاق الحكومي. بأن هذه المتغيرات مستقرة في الفرق الأول، مما يؤكد على أن كل سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الأولى.

—— كشف اختبار التكامل المشترك على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيري الدراسة، مما يدل على وجود علاقة طويلة الأجل بين تقلبات أسعار البترول المعبر عنه بـ: (CSARCH)، و الإنفاق الحكومي (XPN). هذه النتائج تعكس التأثير الكبير لتقلبات أسعار البترول على الإنفاق الحكومي في الجزائر.

—— يعتبر سعر البترول من أهم محددات الإنفاق الحكومي في الجزائر، حيث أظهرت دوال الاستجابة الدفعية أن استجابة الإنفاق الحكومي لصدمة موجبة في سعر البترول كانت موجبة، الأمر الذي يعرضها لآثار الصدمات السالبة في أسعار البترول.

—— لتقلبات سعر البترول قوة تفسيرية للتقلبات المستقبلية التي تحدث في الإنفاق الحكومي، الأمر الذي يبين مدى اعتماد الاقتصاد الجزائري على قطاع المحروقات بصورة عامة وعائدات 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.

—— 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.

—— بينت نتائج اختبار السببية لـ granger أن لتقلبات سعر البترول تأثير مباشر على الإنفاق الحكومي، و يبدأ ظهور هذا الأثر في المدى القصير، و يستمر على المدى الطويل.

التوصيات:



— إن تنويع الاقتصاد الجزائري خارج قطاع المحروقات، و الاهتمام بالقطاع الصناعي و القطاع الفلاحي، أصبح ضرورة لا مناصه منها حتى يكون الاقتصاد الجزائري في منأى عن الآثار السلبية للصدمات البترولية.

— ضرورة الاهتمام بقطاعي الخدمات و السياحة باعتبارهما يلعبان دورا مهما في تنويع صادرات البلد و خلق مناصب الشغل.

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

— العمل على إعادة توجيه الإنفاق العام، من خلال الاهتمام بالمجالات التي تحسن نمو الطاقة الإنتاجية الوطنية.

— ينبغي رد الاعتبار للجباية العادية ضمن مجموع الإيرادات العامة و عدم الاعتماد و إعطاء الأولوية للجباية البترولية، و هذا لتجنب الآثار السلبية لتقلبات أسعار البترول على الإيرادات العامة.

— استثمار التدفقات المالية التي مصدرها قطاع المحروقات في التعليم ورأس المال البشري في الجزائر، حيث أن الاستثمار في الموارد البشرية يؤدي إلى زيادة الكفاءة وانتشار استخدام التكنولوجيا وتشجيع الابتكارات.

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

الهوامش:

- ¹ - حسن كريم حمزة، العولمة المالية والنمو الاقتصادي، ط1، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن، 2011، ص 151.
- ² -Bourbonnais R., Econométrie, Manuel et Exercices Corrigés, Dunod, Paris, 4 me édition, 2002, P 240.
- ³ -Bourbounnis ,R., op. cite, P 241.
- ⁴ -Ibid., P 241..
- ⁵ — شكوري سيدي محمد، 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، 2012، ص 126.
- ⁶ -Bourbounnis ,R., op. cite, P 240.
- ⁷ — حمد بن عبد الله الغنام، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية: باستخدام منهجية بوكس جينكينس، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، كلية الإدارة و الاقتصاد، المجلد 17، العدد 2، المملكة العربية السعودية، 2003، ص 12.
- ⁸ -Philip Hans Franses, Dick van Dijk, Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance, Cambridge university press, 2003, p 136-137.
- ⁹ -Lardic. S, Mignon. V, 2002, "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financière", Economica, Paris, p 290-291.
- ¹⁰ -Bourbounnis ,M.Terraza , Analyse des series temporelles en économie , Presse universitaires de France , 1 ere édition, 1998, P 249-250.
- ¹¹ -Lardic. S, Mignon. V, op. cite, p 298.
- ¹² — شكوري سيدي محمد، مرجع سابق، ص 159.

قائمة المصادر و المراجع:

باللغة العربية:

- أنيسة بن رمضان، 2015، تطاير أسعار البترول ودورية السياسة المالية في الدول المصدرة للبترول، دراسة حالة الجزائر، مجلة الإستراتيجية و التنمية، العدد 9، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية، جامعة عبد الحميد ابن باديس مستغانم، الجزائر.
- حسن كريم حمزة، 2011، العولمة المالية والنمو الاقتصادي، ط1، دار صفاء للنشر و التوزيع، عمان، الأردن.



- محمد بن عبد الله الغنام، 2003، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية: باستخدام منهجية بوكس جينكينس، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، كلية الإدارة والاقتصاد، المجلد 17، العدد 2، المملكة العربية السعودية.
- شكوري سيدي محمد، 2012، 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.
- باللغة الأجنبية:

- Amany El Anshasy, 2012, Oilprices and economicgrowth in oil-exporting countries, Collage of Business and Economics, United ArabEmiratesUniversity, 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.
- Bourbounnis ,M.Terraza , 1998 , Analyse des series temporelles en économie , Presse universitaires de France , 1 ere édition.
- 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) , p3910 – 3915.
- Lardic. S, Mignon. V, 2002, "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financière", Economica, Paris.
- 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.
- MichealBleaney, HavardHalland, 2009, The resource curse and fiscal policy volatility, CREDIT Research Paper, N°09/09, p 40-48.
- Mork, K.A., 1994. 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.

