

نمذجة تقلبات سعر النفط في الجزائر باستخدام نماذج EGARCH

Modelling Oil Price Volatility in Algeria: Evidence from EGARCH Model

العقاب محمد¹، رابحي مختار²، جوال محمد السعيد³Elaguab Mohammed¹, Rabhi Mokhar², Djoual Mohammed saidمخبر (MQEMADD)، جامعة الجلفة (الجزائر)، Mh.elaguab@univ-djelfa.dz¹جامعة الجلفة (الجزائر)، mo.rabhi@univ-djelfa.dz²مخبر (MQEMADD)، جامعة الجلفة (الجزائر)، S.djoual@univ-djelfa.dz³

تاريخ الاستلام: 2020/10/01 تاريخ القبول: 2021/02/20 تاريخ النشر: 2021/03/05

ملخص:

يهدف من خلال هذه الورقة البحثية إلى نمذجة تقلبات سعر النفط الخام في الجزائر خلال الفترة ماي 2010- أكتوبر 2019، وبعد استخدام العديد من النماذج تبين أن النموذج الملائم هو ARIMA(3,1,0) مع خطأ من نوع EGARCH(1,1) لوصف سلوك التباين الشرطي، وتعني هذه الصياغة أن التباين الشرطي يتأثر بإشارة الصدمات الحاصلة ويمدها فهو نموذج غير خطي وغير متناظر. ومن خلال نتائج التقدير اتضح أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تعطي تقلبات أقل حدة من الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة، كما أن حدوث اضطراب في الفترة الحالية يؤدي إلى استمراريته للفترة الموالية وبنفس الحدة غير أنه يتخامد ببطء في الفترات المستقبلية.

كلمات مفتاحية: سعر النفط الخام، نماذج ARIMA، تقلبات، نموذج EGARCH.

تصنيفات JEL: C52، C22

Abstract:

This article aims to model oil crud price volatility in Algeria over the period May 2010-October 2019. The suitable model is ARIMA(3,1,0) with error of EGARCH(1,1) where the latter allows to describe the conditional variance behaviour. Indeed, the EGARCH(1,1), nonlinear asymmetric and the conditional variance, is sensible to shocks and their amplitude. The obtained results show that the positive shocks will create volatility less than that of negative shocks. Moreover, the effect of one perturbation happened at the current period will persist for the next period, however it start to slow-down throughout the coming period.

Keywords: crude oil prices ; ARIMA models ; volatility ; EGARCH model.

JEL Classification Codes: C22, C52

¹ المؤلف المرسل: العقاب محمد ، الإيميل: Mh.elaguab@univ-djelfa.dz
Elaguab Mohammed, Mh.elaguab@univ-djelfa.dz.

تهتم عملية النمذجة الاقتصادية ببناء معادلات رياضية تصف سلوك الظاهرة الاقتصادية المدروسة، ويعتبر تحليل السلاسل الزمنية أحد أهم الأساليب الكمية التي تعنى بهذا الموضوع والتي تعتمد على المشاهدات التاريخية للسلسلة من أجل الدراسة في عملية النمذجة. وتعتبر منهجية بوكس جنكينز لتحليل السلاسل الزمنية (Box et Jenkins, 1970) الأكثر استعمالاً والأكثر شيوعاً، والتي ساعدت كثيراً على استخدام النماذج الكلاسيكية (ARIMA) في عملية بناء النماذج الاقتصادية، غير أن هذا النوع من عملية النمذجة الخطية يركز في أحد أهم فرضياتها الأساسية على ثبات التباين أو تجانس التباين (Homoscedasticity) بالنسبة لبواقي النموذج والتي تكون غير متفق في كثير من الأحيان بسبب الاضطرابات التي قد تخضع لها السلسلة مما يؤدي إلى إهمال الكثير من المعلومات التي تكون متوفرة ضمن بواقي السلسلة المدروسة والتي لها أهمية بالغة في دراسة وضبط سلوك الظاهرة المدروسة وبالتالي في عملية النمذجة.

وفي الكثير من الدراسات الاقتصادية ترتبط الظاهرة المدروسة بالصدمات الحاصلة في الفترات السابقة مما يجعل الظاهرة عندئذ تخضع لتقلبات كبيرة (Volatility)، حيث تمر السلسلة بفترات راحة واستقرار تليها حالات من الاضطراب ناتجة عن التغيرات الحاصلة في الأخطاء وهذه الاضطرابات الكبيرة في السلسلة تؤدي إلى عدم ثبات تباين الأخطاء (Heteroscedasticity). ومن هنا يمكننا القول أن تباينات الأخطاء تتغير على معلومات جديدة مفيدة في عملية النمذجة القياسية، وعليه فإن استخدام هذه المعلومات في قياس المتوسط الشرطي والتباين الشرطي يكون أفضل من تجاهلها والاهتمام فقط بالمتوسط والتباين غير شرطي، فاستعمال هذه المعلومات يساعد على بناء أفضل للنماذج القياسية ويسحن كثيراً من جودة التوقعات المستقبلية لقيم السلسلة المدروسة. وفي هذا السياق أدت المساهمة التي قدمها (Robert Engle, 1982) في عملية نمذجة عدم ثبات التباين المشروط، إلى اقتراح نموذج للانحدار الذاتي للتباين المشروط (Autoregressive Conditionally Heteroscedastic) أو نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين غير متجانس أو غير ثابت، وبعد هذه المساهمة الجادة لقي هذا النوع من النماذج عدت مساهمات نظرية وأخرى تطبيقية والذي أدى إلى تحول جوهري في عملية النمذجة الاقتصادية. ومن خلال بحثنا هذا نعمل على تطبيق هذه الطرق الكمية لنمذجة التقلبات الشديدة في سعر النفط الخام في الجزائر، وعليه تكون إشكالية بحثنا على النحو التالي:

من خلال تتبع سلوك التباين الشرطي، ما هي الصياغة الأفضل لنمذجة تقلبات سعر النفط

الخام في الجزائر خلال الفترة ماي 2010- أكتوبر 2019 ؟

فرضية الدراسة

ونركز في بحثنا هذا على الفرضية الأساسية التالية: إن نمذجة سلوك التباين الشرطي تساعد على تحديد تقلبات سعر النفط الخام في الجزائر.

أهداف الدراسة

نهدف من خلال دراستنا هذه إلى ضبط سلوك تقلبات سعر النفط الخام في الجزائر من خلال عملية نمذجة التباين الشرطي والمتوسط الشرطي للظاهرة المدروسة خلال الفترة ماي 2010- أكتوبر 2019 باستعمال معايير الأفضلية الخاصة ببناء نماذج السلاسل الزمنية.

منهج الدراسة

بغرض الوصول لأهداف الدراسة واختبار فرضياتها نعتمد على المنهج الوصفي لتتبع تقلبات سعر النفط الخام في الجزائر، وكذلك المنهج الاستقرائي المتضمن لاستخدام أساليب التحليل الإحصائي في عملية نمذجة سلوك التباين الشرطي.

الدراسات السابقة

دراسة (Bouseba & Zeghdoudi, 2015)، المعنونة بـ: Use of the GARCH Models to Energy Markets: Oil Price Volatility، استخدم الباحثان نماذج GARCH لنمذجة تقلب الأسعار العالمية للنفط خلال الفترة من 1 جانفي 2009 إلى 31 ديسمبر 2014 بإجمالي عدد مشاهدات قدره 219 واختبرا في ذلك فرضيتي التناظر والصياغة الخطية. وبعد تجريب العديد من النماذج توصل الباحثان من خلال هذه الدراسة إلى أن النموذج الأنسب الذي يصف سلوك التباين الشرطي هو GARCH(1,1) وهو الأكثر استقراراً من بين كل النماذج المقترحة، غير أنه لا يتوزع طبيعياً.

دراسة (Dritsaki, 2018)، المعنونة بـ: The Performance of Hybrid ARIMA-GARCH Modeling and Forecasting Oil Price القصير، اعتمدت الباحثة على قاعدة بيانات يومية تمتد من 20 أكتوبر 1997 إلى غاية 31 ماي 2017 وبعدها مشاهدات قدرها 4980، وعند تجريب العديد من النماذج الخطية ARIMA-GARCH ضمن منهجية (Box-Jenkins) وباستعمال طريقة أعظم احتمال للتقدير بواسطة خوارزمية (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno)، اتضح لدى الباحثة أن نموذج هو من نوع ARIMA (33,0,14) مع خطأ من نوع GARCH (1,2) ويتبع التوزيع الطبيعي هو النموذج الأنسب للتنبؤ بعائدات أسعار النفط.

دراسة (He, 2018)، المعنونة بـ: Crude Oil Prices Forecasting: Time Series vs. SVR Models، بغرض اختبار دقة التنبؤ بأسعار النفط الخام الأمريكية قام الباحث بالمقارنة بين نماذج

السلاسل الزمنية ARIMA و نموذج SVR معتمداً في ذلك على قاعدة بيانات أسبوعية خلال الفترة الزمنية 2009 – 2017، وتوصل الباحث إلى أن النموذج الأفضل بالنسبة للسلاسل الزمنية هو ARIMA(0,1,1) بالمقابل فان نموذج SVAR الأفضل ($c=6; \gamma=0.01$)، وبسبب وجود عدد كبير جداً من المعلمات اللازم تقديرها لتدريب نموذج SVAR بالإضافة إلى أن هذا النموذج يحتاج إلى حسابات أكثر تعقيداً، استنتج الباحث أن لا يمكن استخدام نموذج SVAR لاختبار دقة التنبؤ بنفس الطريقة الموجودة في نماذج ARIMA لأن لا يوفر قائمة بمعلمات النموذج، مما يجعل التفسيرات الاقتصادية لهذا النموذج أكثر صعوبة.

دراسة (مهبيدي و بوظراف، 2018)، المعنونة بـ: دراسة قياسية لأثر تقلبات أسعار البترول على السياسة المالية في الجزائر (1980-2016)، وبالاعتماد على منهجية (Box-Jenkins) وخلال فترة الدراسة توصل الباحثان إلى أن نوع نموذج الأسعار هو ARIMA(1,1,0) مع أخطاء من نوع ARCH(1) تصف تطاير أسعار البترول، ومن خلال نموذج VAR تم التأكيد على أن حدوث صدمة في أسعار البترول لها اثر ايجابي على الإيرادات والنفقات العامة على المدى الطويل واثر سلبي على رصيد الموازنة العامة على المدى القصير والطويل.

دراسة (غزازي، 2020)، المعنونة بـ: نمذجة تقلبات أسعار نفط البرنت باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين للفترة (جانفي – 1990 جويلية 2019)، وباستعمال نماذج ARCH لسلسلة شهرية لأسعار نفط من شهر جانفي 1990 إلى غاية شهر جويلية 2019، توصل الباحث إلى أن النموذج الأمثل هو من نوع ARIMA(1,1,0) مع تباين شرطي من نوع ARCH(1)، كما أن متوسط أسعار نفط البرنت المتوقعة للأشهر الأخيرة من سنة 2019 ستكون شبيهاً ثابتة في حدود 63.83 دولار للبرميل وأكد الباحث على أن أسعار النفط مازالت تتأثر بالصدمة النفطية لسنة 2014.

2- الطريقة والأدوات:

إن بناء نماذج تصف سلوك الظاهرة المدروسة يكون على أساس شرح و تفسير السلسلة المدروسة بالاعتماد على خصائصها المهمة و المتمثلة في ماضيها المدروس، و يعتبر شرط استقرار السلسلة شرط ضروري للقيام بعملية النمذجة:

1.2- منهجية بوكس- جنكينز (Box-Jenkins)

في عام 1970 قام (G. Jenkis, G. Box) بابتكار طريقة لتليل السلاسل الزمنية و المعروفة باسميهما، و تما توثيق هذه الطريقة في كتاب تليل عنوان (Time Series Analysis Forecasting and Control) و أصبح تليل هذه الطريقة فيما بعد أكثر استعمالاً و أكثر شيوعاً مما

سهل إمكانية استخدامها لمعالجة السلاسل الزمنية و لهذا النوع من النماذج أهمية كبيرة و استخدامات عديدة و ذلك بالاعتماد على ذاكرة السلسلة دون اللجوء لمتغيرات أخرى. و تطبيق هذه الطريقة يقتضي المرور بأربعة مراحل ابتداء بمرحلة التعريف بالنموذج أو تديد النموذج ثم مرحلة تقدير معلمات النموذج و المرحلة الثالثة تتضمن تشخيص النموذج و التأكد من صلاحيتها و ذلك بالاعتماد على مجموعة من الاختبارات الإحصائية المتخصصة، و في المرحلة الرابعة و الأخيرة نقوم بالتنبؤ بقيم السلسلة و يكون ذلك على المدى القصير فقط و عندئذٍ يجب التأكد من صلاحية القيم المتنبأ بها و ذلك باستعمال بعض الاختبارات الإحصائية المتخصصة، و يمكننا أن نوجز أهم نماذج السلاسل الزمنية الخطية في ما يلي (Bourbonnais & Terraza, 2010, pp. 205-206)

1.1.2- نماذج المتوسط المتحرك (Moving Average): MA(q)

نقول عن السلسلة Y_t بأنها تخضع لصيرورة متوسط متحرك من الدرجة q إذا أمكن شرح و تفسير القيمة الحالية للسلسلة على أساس متوسط مرجح للقيم السابقة للأخطاء العشوائية، و نكتب (Bresson & Pirotte, 1995, pp. 33-37):

$$Y_t = \varphi_0 - \varphi_1 \varepsilon_{t-1} - \varphi_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \varphi_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

حيث نعتبر ε_t تشويش ابيض، و باستعمال معامل التأخير L يمكننا أن نكتب:

$$Y_t = \varphi_0 + \phi_q(L) \times \varepsilon_t \quad \text{أي أن} \quad Y_t = \varphi_0 + (1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_q L^q) \times \varepsilon_t$$

و يعرف النموذج MA(q) على انه مستقر و ساكن مادامت q محدودة، أما عن القابلية للقلب فيجب أن يكون مقلوب كل جذور كثير الحدود $\phi_q(L)$ تقع داخل الدائرة الوحدة.

2.1.2- نماذج الانحدار الذاتي (Autoregressive): AR(p)

نقول عن السلسلة Y_t بأنها تخضع لصيرورة انحدار ذاتي من الدرجة p إذا أمكن كتابة القيمة الحالية للسلسلة على أساس دالة خطية للقيم السابقة للسلسلة (Mignon & Lardic, 2002, pp. 28-32):

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث نعتبر ε_t تشويش ابيض، و باستعمال معامل التأخير L يمكننا أن نكتب:

$$\theta_p(L) \times Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t \quad \text{أي أن} \quad Y_t (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p) = \theta_0 + \varepsilon_t$$

و يعرف النموذج AR(p) انه قابل للقلب بالتعريف، أما عن سكونه فيجب أن يكون مقلوب كل جذور كثير الحدود $\theta_p(L)$ تقع داخل الدائرة الوحدة.

3.1.2- النماذج المختلطة: ARMA(p,q)

نقول عن السلسلة Y_t بأنها تخضع لصيرورة مختلطة بين المتوسطات المتحركة و الانحدار الذاتي إذا كان: $Y_t = \gamma_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} - \varphi_1 \varepsilon_{t-1} - \varphi_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \varphi_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$ حيث نعتبر ε_t تشويش ابيض، وباستعمال معامل التأخير L يمكننا أن نكتب: $\theta_p(L) \times Y_t = \gamma_0 + \phi_q(L) \times \varepsilon_t$ وباستخدام القيمة الممرزة y_t بالنسبة للمتوسط نكتب: $\theta_p(L) \times y_t = \phi_q(L) \times \varepsilon_t$ وحتى يكون النموذج ARMA(p,q) ساكن وقابل للقلب يجب أن يتحقق كثيري الحدود $\theta_p(L)$ و $\phi_q(L)$ الشروط السابقة الذكر. (Paul, alam, & paul, 2014, pp. 462-466)

4.1.2- تكامل السلسلة الزمنية ونماذج: ARIMA(p,d,q)

يعتبر شرط الاستقرار ضروري لبناء نماذج (ARMA) و الذي يعني أن يكون المتوسط والتباين والتغاير ثابت عبر الزمن، ولكن معظم السلاسل الزمنية في الدراسات الاقتصادية تمتلك متجلاً عبر الزمن أي عدم ثبات المتوسط لـ Y_t كما أنها في الغالب تخضع لاضطرابات مما يؤدي إلى عدم ثبات التباين وهذا يشير إلى أن السلاسل الزمنية غير ساكنة ولتجنب هذه المشكلة والحصول على سلاسل زمنية ساكنة يجب إخضاع السلسلة للفروق: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ، فإذا كانت ساكنة في الفروق الأولى تسمى متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$. وبصفة عامة إذا كانت السلسلة الزمنية تتأخر إلى الفرق d حتى تكون مستقرة فإنها يقال أنها متكاملة من الدرجة d أي $I(d)$ لذا يسمى نموذج عندئذ ARIMA(p,d,q).

2.2- نمذجة التباين المشروط

في إطار نمذجة سلوك و حركية عدم ثبات التباين المشروط هناك عدة أنواع من النماذج و التي يمكننا تصنيفها إلى صنفين متناظرة و غير متناظرة و من أهمها نذكر ما يلي:

1.2.2- النماذج المتناظرة

1.1.2.2- نماذج ARCH(p)

يعتقد (Engle, 1982) أن عملية نمذجة التباين المشروطة باستخدام كل المعلومات المفيدة والمتوفرة ضمن مربعات البواقي للفترات السابقة مقبول جداً في العديد من الظواهر الاقتصادية التي تعاني من وجود فترات اضطراب مصحوبة بفترات استقرارية بالتناوب، وبالتالي فإن التباين الشرطي غير متجانس و يرتبط بمربعات الأخطاء للفترات السابقة، ويمكن تمثيل معادلة التباين الشرطي لنموذج (ARCH) على النحو التالي (لقلوقي و شيخي، 2017، صفحة 175):

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

حيث أن بواقي النموذج ε_t ذات تباين غير ثابت، و نكتب: $\varepsilon_t = u_t \times h_t$ مع أن: $u_t \rightarrow BB(0,1)$ حتى يكون التباين الشرطي محدود و النموذج مستقر يجب أن يكون: $\alpha_0 \phi \wedge \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi 1$

2.1.2.2- نماذج GARCH(p,q)

يعتبر (Bollerslev, 1986) هو أول من استحدث نماذج (GARCH) وهي تعميم لنماذج (ARCH)، و يكتب التباين الشرطي على النحو التالي (Lama, jha, Paul, & Gurung, 2015, p. 75):

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

و من خلال الصياغة السابقة يمكننا القول أن التباين المشروط مفسر على أساس مربعات الأخطاء و التباين المشروط للفترات السابقة، وحتى يكون النموذج معرف و التباين مستقر يجب أن تكون كل معاملات التباين الشرطي h_t^2 موجبة و مجموع كل المعاملات اقل من الواحد.

2.2.2- النماذج غير المتناظرة

أما النمذجة غير المتناظرة لعدم تجانس التباين فتعتمد على الصياغة غير المتناظرة مع الأخذ في الحسبان إشارة و طول فترة التأخير بالنسبة للأخطاء في عملية النمذجة، و من أهم النماذج غير المتناظرة نذكر: (TGARCH) و (EGARCH)، و فيما يلي سنتناول هذه النماذج:

1.2.2.2- نماذج TGARCH(p,q)

تختلف استجابة الكثير من الظواهر الاقتصادية على حسب إشارة الصدمة أو الاضطراب الحاصل في السلسلة بالزيادة أو بالنقصان، وبالتالي تصبح تجزئة الأخطاء والتمييز بينها على حسب الإشارة في شرح التباين ضرورة و هذا ما يلغي فرضية التناظر في عملية نمذجة التباين الشرطي، وسمى عندئذ هذا النوع من النماذج بنماذج ذات العتبة (Threshold). ويعتبر نموذج (Engle et Bollerslev, 1986) أول مساهمة في هذا الاتجاه، والتي اعتمدا في صياغتهما على فكرة أن استجابة التباين الشرطي في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة السالبة (ε_t^-) تختلف عن الاستجابة في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة الموجبة (ε_t^+)، و هذا يثبت أن لإشارة الصدمات الحاصلة اثر في تديد التقلبات المستقبلية أي التباين الشرطي. ولقد عُمم هذا النموذج فيما بعد من طرف (Rabemananjara & Zakoian, 1993) ليكتب التباين الشرطي على النحو التالي:

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i^+ (\varepsilon_{t-i}^+)^2 - \sum_{i=1}^p \alpha_i^- (\varepsilon_{t-i}^-)^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^2$$

2.2.2.2- نماذج EGARCH(p,q)

يعتمد هذا النوع من النمذجة على استعمال الصياغة الآسي في عملية بناء نماذج التباين الشرطي مما أدى إلى تسميتها بالنماذج الآسيية (Exponential) EGARCH والتي تما استبدالها من طرف (Nelson, 1991)، وأدت هذه الصياغة إلى إلغاء فرضيتي التناظر و الشكل الخطية في عملية النمذجة، وتكتب معادلة التباين الشرطي على النحو التالي: (Malmsten, 2004, p. 3)

$$\ln(h_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i [\gamma Z_{t-i} + \lambda (|Z_{t-i}| + E(|Z_{t-i}|))] + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(h_{t-j}^2); Z_{t-i} = \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}}$$

حيث أن: Ln تمثل اللوغاريتم النيبيري، و المعاملات λ و γ تقيّد آثار إشارة الصدمات و مداها على التوالي، Z_{t-i} تعبر عن نسبة الصدمات إلى الانحراف المعياري المشروط لنفس الفترة.

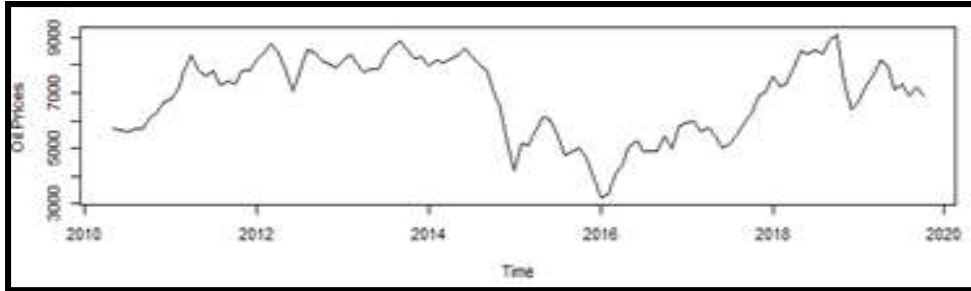
3- النتائج ومناقشتها

بغرض نمذجة تقلبات سلسلة سعر النفط الخام في الجزائر خلال الفترة الممتدة من ماي 2010 حتى أكتوبر 2019 نقوم في البداية بدراسة استقرارية السلسلة وتقيّد مستوي تكاملها ومن ثم نقترح جملة من النماذج بالاعتماد على دالتي الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي للسلسلة المستقرة، ويكون تقيّد النموذج الأمثل لبيانات عينة الدراسة على أساس معايير المفاضلة، ويتم تقييم صلاحية النموذج المعتمد عن طريق جملة من الاختبارات الإحصائية، كما أننا نعتمد في جلب قيم السلسلة على قاعدة بيانات منظمة أوبك (OPEC) وبالوحدة المحلية.

1.3- تحليل بيانات سلسلة سعر النفط الخام ودراسة استقراريتها

قبل الشروع في عملية النمذجة نستعرض في البداية التطور التاريخي لقيم السلسلة وقيم الترابط الذاتي (ACF) والترابط الذاتي الجزئي (PACF).

الشكل رقم 01: تطور سلسلة سعر النفط الخام في الجزائر من ماي 2010- أكتوبر 2019

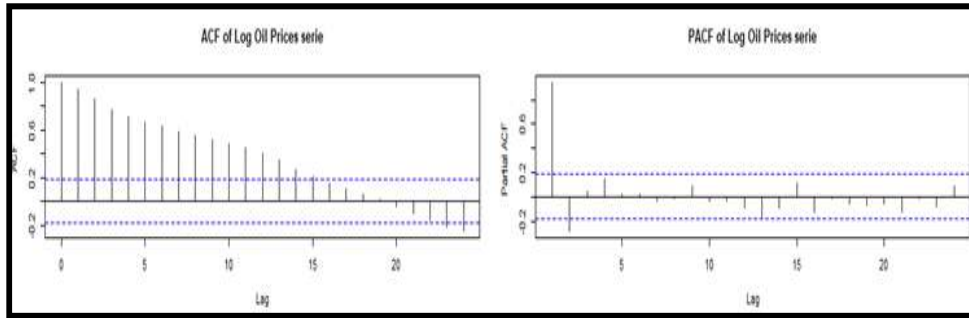


المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

ومن خلال تتبعنا للتطور التاريخي للسلسلة يمكننا التأكيد على أن سعر النفط الخام في الجزائر خضع لاضطرابات كثيرة خلال فترة الدراسة، حيث أنه في البداية تزايد ليبلغ القيمة 8882

دينار جزائري وهذا في شهر سبتمبر 2013 ثم لتبدأ قيمة في الانخفاض التدريجي فيما بعد لتصل أدنى مستوياتها بقيمة قدرها 3201 دينار جزائري في شهر جانفي 2016 غير أن هذا التدهور في الأسعار لم يستمر كثيرا فلقد شهدت تسلسلا ملحوظا وتزايد مستمر لتبلغ أعلى مستوياتها بقيمة قدرها 9106 دينارا جزائري في شهر أكتوبر 2018. إن التقلبات الكثيرة في السلسلة من الدراسة توجي بعدم ثبات التباين خلال فترة الدراسة وهذا يعتبر مؤشر على عدم استقرار السلسلة. كما أننا نعمل في البداية على إخضاع السلسلة oilp للوغاريتم النيبييري ونسعي السلسلة عندئذ oilp ويعتبر هذا الإجراء ضروري من أجل امتصاص ضغط الزمن والتقليل من الاضطرابات الحاصلة في السلسلة وهو ما يوافق العديد من الدراسات المشابهة. ومن أجل توضيح سلوك السلسلة ومعرفة مدى استقراريتها نقوم برسم دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) كالآتي:

الشكل رقم 02: الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة oilp



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

من خلال التمثيل البياني أعلاه نلاحظ أن قيم دالة الارتباط الذاتي تتناقص بشكل جيبي مع ارتفاع قيم التأخيرات h وهذا يوحي بوجود مركبة الاتجاه العام ضمن السلسلة oilp وبأن السلسلة غير مستقرة وهذا يوافق دليل تطور سلسلة سعر النفط الخام. لذا نلجأ إلى دراسة استقرار السلسلة oilp وتديد درجة تكاملها اعتمادا على اختباري (ADF) و (PP)، وهذا ما نبينه في الجدول التالي:

الجدول رقم 01: نتائج اختبار استقرار السلسلة oilp

نوع الاختبار	نوع النموذج	مع ثابت و اتجاه عام	مع ثابت	بدون ثابت ولا اتجاه عام
ADF	في المستوى	-2.52 (0.31)	-2.42 (0.13)	0.17 (0.73)
	الفرق الأول	-6.87 (0.00)	-6.89 (0.00)	-6.92 (0.00)
PP	في المستوى	-2.04 (0.57)	-1.97 (0.29)	0.19 (0.74)
	الفرق الأول	-7.68 (0.00)	-7.72 (0.00)	-7.72 (0.00)

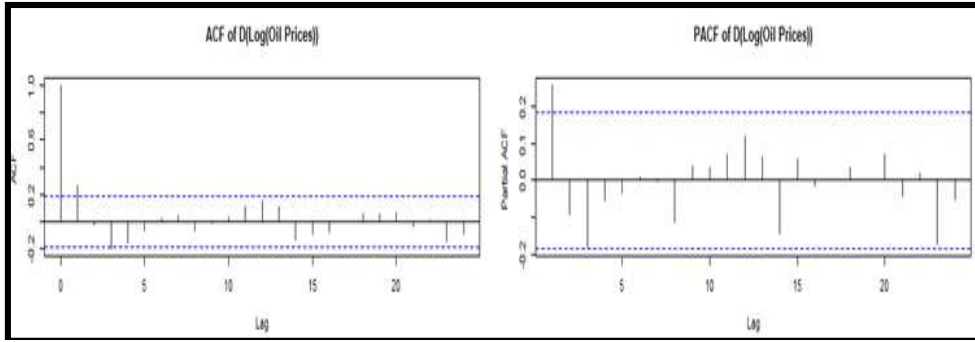
المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R، (.) الإتمال المرافق لإحصائية جذر الوتة.

نلاحظ من النتائج الواردة في الجدول رقم 01 أن السلسلة loilp تملك جذر وحدة في النماذج الثلاثة مما يؤكد على أنها غير مستقرة ومن نوع DS وسبب عدم الاستقرار عشوائي، وعليه تم إخضاع السلسلة للفرق الأول مما أمكننا من التخلص من جذر الوحدة وجعل السلسلة Dloilp مستقرة وبالتالي فإن السلسلة الأصلية loilp متكاملة من الدرجة الأولى، كما أن التطور التاريخي للسلسلة Dloilp يوحى باستقراريتها (انظر الملحق 1).

2.3- نمذجة سعر النفط الخام باستخدام منهجية (Box-Jenkins)

اقترحت منهجية (Box-Jenkins) مجموعة من النماذج الممكنة للسلسلة المستقرة Dloilp والمعرفة على D أو الصبورة $ARMA(p,q)$ ، وبغرض معرفة قيم كل من p و q نلجئ لمنهجي دالة الارتباط الذاتي للسلسلة المستقرة Dloilp:

الشكل رقم 03: لالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة Dloilp



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

من خلال التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة المستقرة Dloilp يمكننا أن نقترح أن قيم p و q تتراوح بين 0 و 3 لكل منهما في نماذج $ARMA(p,q)$ ، ونعمل على تقدير كل النماذج الممكنة وهي حوالي 63 نموذج يمكننا استخراجها. وبعد تقدير كل النماذج الممكنة وباستعمال معايير المفاضلة: AIC، Sch، HQ و LMV مع مراعاة أن تكون معنوية معالم النموذج مقبولة تبين لدينا أن النموذج الأفضل هو $ARMA(3,0)$ ، ونتيجة تقدير هذا النموذج في الجدول رقم 2 في الصفحة الموالية.

من خلال نتيجة التقدير فإن معنوية المعالم مقبولة عند 5%، كما أن النموذج قابل للقلب بالتعريف و مستقر لأن مقلوب كل جذوره تقع داخل دائرة الوحدة (انظر الملحق 2). وعلى أساس نتيجة تقدير هذا النموذج يمكننا أن نكتب المعادلات التالية:

$$Dloilp_t = 0.255 Dloilp_{t-1} - 0.198 Dloilp_{t-3} + \varepsilon_t$$

وفي المعادلة أعلاه يمثل المتغير التابع Dloilp معدل النمو الشهري لسعر النفط الخام في الجزائر.

الجدول رقم 02: نتيجة تقدير النموذج $ARMA(3,0)$

Mean Model : ARFIMA(3,0,0)			
Distribution : norm			
Optimal Parameters			
Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ar1 0.255317	0.089141	2.8642	0.004181
ar3 -0.198356	0.089512	-2.2160	0.026693
sigma 0.072202	0.004803	15.0333	0.000000
Robust Standard Errors:			
Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ar1 0.255317	0.138750	1.8401	0.065751
ar3 -0.198356	0.096942	-2.0461	0.040744
sigma 0.072202	0.006141	11.7573	0.000000
LogLikelihood: 136.656			
Information Criteria			
Akaike	-2.3656		
Bayes	-2.2932		
Shibata	-2.3670		
Hannan-Quinn	-2.3362		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

3.3- تقييم صلاحية النموذج المعتمد لبيانات عينة الدراسة

1.3.3- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي ضمن بواقي النموذج نعتمد على اختبار (Ljung-Box)،

ونسجل النتيجة في الجدول التالي:

الجدول رقم 03: اختبار الارتباط الذاتي المتسلسل للبواقي

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals		
	statistic	p-value
Lag[1]	0.0002074	0.9885
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]	0.7735767	1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]	2.4319275	0.9995
H0 : No serial correlation		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

ومن خلال الاحتمال المرافق لهذه الإحصائية يمكننا قبول الفرضية المعدومة بمستوى

معنوية 5% والإقرار بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج وبالتالي عدم وجود ارتباط ذاتي

ضمن بواقي النموذج.

2.3.3- اختبار التوزيع الطبيعي

نقوم من خلال هذا الاختبار بمعرفة هل أن بواقي النموذج تخضع لقانون التوزيع الطبيعي

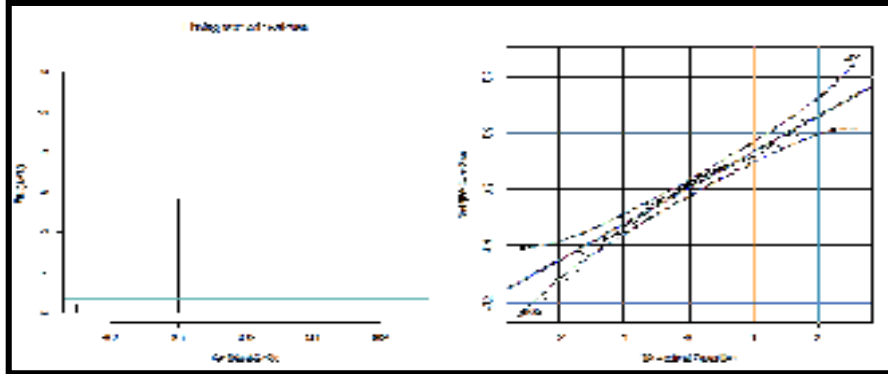
أم لا ونسجل نتيجة هذا الاختبار في الشكل رقم 4 في الصفحة الموالية، والذي يتضح من خلال أن

توزيع البواقي مدبب كما أننا من خلال مخطط الربيعيات - الربيعيات نلاحظ انحراف نقاط توزيع

البواقي عن المستقيم الذي يمثل التوزيع الطبيعي وخصوصاً عند الأذيال وهذا ما يؤكد على أن

احتمال الحالات الشاذة مرتفع جداً.

الشكل رقم 04: توزيع سلسلة البواقي



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

وقد بلغت إحصائية (Jarque-Berra) القيمة 7.68 وهي أكبر من إحصائية كاي التربيعي عند درجة الحرية 2، وعلى أساس الاحتمال المرافق لاختبار (Jarque-Berra) الموضح في الجدول أدناه يتضح أن البواقي لا تخضع للتوزيع الطبيعي عند مستوي معنوية 5%.

الجدول رقم 04: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

```
Jarque Bera Test
data: residus
X-squared = 7.6879, df = 2, p-value = 0.02141
skewness(residuss)      kurtosis(residuss)
[1] -0.2070885           [1] 4.259359
```

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

من خلال نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي يتضح أن معامل التناظر والالتواء (Skewness = -0.20) سالب وهذا يدل على أن توزيع البواقي لليسار أي ملتوي ذئلي بجهة اليسار أي ملتوي ذئلي اليسار، كما أن معامل التفلطح (Kurtosis = 4.25) أكبر من القيمة 3 المميزة للتوزيع الطبيعي مما يدل على أن البواقي ذات قمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي وعليه فإن توزيع البواقي مدبب حيث تكون أطراف التوزيع أكبر سمكاً. وهذه المواصفات توافق حالة عدم تجانس التباين حيث السلسلة تخضع لتقلبات كبيرة دون معرفة اتجاه تغيرها وعندئذ تكون الوسيلة الأنجع هي نمذجة عدم تجانس التباين المشروط والتي تمكنا من إبراز الخصائص المميزة لهذه الظاهرة والتي تتمثل في (Stenberg, 2016, p. 3):

- ✓ وجود قمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic) حيث تكون أذيال التوزيع أكبر سمكاً من التوزيع الطبيعي مما يجعل من القيم غير العادية والشاذة أكثر تكراراً وهذا يوافق دراستنا؛
- ✓ التقلبات المتجمعة (Volatility Clustering)؛
- ✓ كما أن عدم التناظر قد يكون في بعض الأحيان احد السمات المميزة لهذا النوع من الظواهر.

التباين الشرطي مقبولة بالإضافة إلى عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي، كما أن الصياغة المقترحة يجب أن تكون تعالج مشكل عدم تجانس البواقي.

و بعد تقدير كل النماذج الممكنة ودراسة الشروط السابقة، اتضح لنا أن الصيغ ARCH و GARCH مرفوضة بسبب عدم معنوية معالم التباين الشرطي، غير أن هذه الأخيرة مقبولة عند استعمال نموذج TGARCH(1,1) أو نموذج EGARCH(1,1) وبمستوى معنوية 1% فقط، وتما اختيار نموذج EGARCH(1,1) لأننا اقل القيم لمعياري (AIC, Sch and HQ) وأعظم قيمة لمعياري (Log Likelihood) (انظر الملحق 4)، وتم تلخيص نتائج تقدير هذا النموذج في الجدول رقم 7. ويتضح من خلال نتيجة التقدير في هذا الجدول أن كل معالم المتوسط غير الشرطي و معالم التباين الشرطي ذات معنوية مقبولة عند 1% مما يدل على صلاحية الصياغة الآسية المقترحة في شرح سلوك التباين الشرطي، كما أن البواقي لا تتوزع طبيعياً وإنما حسب إحصائية (shape=11.92) والاحتمال المرافق لها فان التوزيع الأفضل والأنسب للبواقي هو توزيع (Student) ومن اجل تفصيل أكثر (انظر الملحق 5).

جدول رقم 07: نتيجة تقدير نموذج EGARCH(1,1)

Conditional Variance Dynamics				
GARCH Model	: EGARCH(1,1)			
Mean Model	: ARFIMA(3,0,0)			
Distribution	: std			
Optimal Parameters				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ar1	0.277719	0.000025	11154.7	0
ar3	-0.142135	0.000023	-6238.7	0
omega	-0.047069	0.000005	-9449.0	0
alpha1	-0.314803	0.000050	-6315.0	0
beta1	0.991495	0.000173	5747.7	0
gamma1	-0.259317	0.000050	-5201.6	0
shape	11.922416	0.006233	1912.9	0
Information Criteria				
Akaike	-2.5996			
Bayes	-2.4306			
Shibata	-2.6067			
Hannan-Quinn	-2.5310			
LogLikelihood	: 153.8761			

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

1.4.3- كتابة معادلة التباين المشروط

تعتمد الصياغة الآسية لنمذجة عدم تجانس التباين المشروط على إلغاء فرضيتي التناظر و الصياغة الخطية للتباين الشرطي عن طريق نمذجة التباين الشرطي على الشكل الآسي مع عدم وجود قيود على إشارة المعاملات. حيث تكون استجابة التباين الشرطي في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة السالبة تختلف عن الاستجابة في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة الموجبة وهذا ما يلغي فرضية التناظر، أي أننا يتم شرح التباين الشرطي للفترة الحالية على أساس

إشارة الخطأ و الاضطرابات الحاصلة للفترات السابقة وبشكل أسي وهذا مقبول على اعتبار أن استجابة العديد من الظواهر الاقتصادية في حالة حدوث صدمة يختلف على حسب الاضطراب السابق هل هو بالزيادة أو بالنقصان. وفي حالتنا هذه يكون نموذج السلسلة loilp هو ARIMA(3,1,0) مع أخطاء من نوع EGARCH(1,1) وعلى أساس نتائج تقدير في الجدول رقم 7 تكون معادلة التباين الشرطي على النحو التالي:

$$\ln(h_t^2) = -0.047 - 0.314 \times \frac{|\zeta_{t-1}|}{h_{t-1}} - 0.259 \times \frac{\zeta_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.991 \times \ln(h_{t-1}^2)$$

حيث \ln تمثل اللوغاريتم النيبيري و (ζ_{t-1}/h_{t-1}) تعبر عن نسبة الصدمات إلى الانحراف المعياري المشروط لنفس الفترة.

2.4.3- دراسة معادلة التباين المشروط

من وجهة إحصائية نلاحظ أن كل معاملات التباين الشرطي ذات معنوية إحصائية مقبولة عند 1%، وعلى اعتبار أن المعلمة γ_1 ذات معنوية إحصائية مقبولة و تختلف عن الصفر كما أنها لا تساوي α_1 فان ذلك يعني أن تأثير الصدمات الموجبة والسالبة على التباين الشرطي يختلف و بالتالي قبول فرضية عدم التناظر ضمن النموذج المدروس.

وبما أن $\gamma_1 = -0.259\pi$ فان هذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تؤدي إلى انخفاض قيم التباين الشرطي للفترة الموالية أي أنها تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة. وعلى اعتبار أن قيمة $\beta_1 = 0.99$ موجبة وقريبة من الواحد فان حدوث صدمة أو اضطراب في الفترة الحالية يؤدي إلى استمراريتها للفترة الموالية وبنفس الحدة غير أنها يتخامد ببطء في الفترات المستقبلية.

5.3- اختبار كفاءة النموذج EGARCH(1,1)

لابد من التحقق بعض الخواص لبيان مدى دقة اختيار النموذج وكفاءته من خلال الاختبارات التالية:

1.5.3- اختبار الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي

ومن أجل التحقق من عدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة البواقي نسجل نتيجة الاختبار التالي:

جدول رقم 08: نتيجة اختبار (Ljung-Box) لبواقي نموذج EGARCH(1,1)

weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals		
	statistic	p-value
Lag [1]	0.02533	0.8736
Lag [2 * (p+q) + (p+q) - 1] [8]	2.56486	0.9999
Lag [4 * (p+q) + (p+q) - 1] [14]	4.54294	0.9413
d. o. f = 3		
H0 : No serial correlation		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

ومن خلال الاحتمال المرافق لهذه الإحصائية يمكننا قبول الفرضية المدومة بمستوى معنوية 5% والإقرار بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج وبالتالي عدم وجود ارتباط ذاتي ضمن بواقي النموذج المقترح.

2.5.3- اختبار أثر (ARCH)

و لبيان فيما إذا كان النموذج المقدر النهائي لا زال يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين في سلسلة البواقي نستعمل اختبار (ARCH) ونسجل النتيجة في الجدول التالي:

الجدول رقم 09: نتيجة اختبار (ARCH) لبواقي نموذج EGARCH(1,1)

weighted ARCH LM Tests				
	Statistic	Shape	Scale	P-value
ARCH Lag[3]	0.0903	0.500	2.000	0.7638
ARCH Lag[5]	1.0641	1.440	1.667	0.7140
ARCH Lag[7]	1.3575	2.315	1.543	0.8495

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج R.

نلاحظ أن القيم الاحتمالية المرافق للإحصائية المحسوبة عند كل التأخيرات 3، 5 و 7 كبيرة و تفوق 70%. فعند التأخير $p=7$ بلغت قيمة الإحصائية المحسوبة ($LM=1.35$) و باحتمال قدره حوالي 85% أكبر حتى من مستوى معنوية 10% وبالتالي يمكننا قبول الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5% والتأكيد على ثبات تباين بواقي النموذج المقدر وهي صفة جيدة تؤكد على أن الصياغة الآسية غير متناظرة وغير خطية المقترحة EGARCH(1,1) لنمذجة تأثيرات (ARCH) صحيحة و استطعنا من خلالها معالجة المشاكل القياسية للنموذج وهذا ما يؤكد على جودة و صلاحية النموذج ARMA(3,0) مع أخطاء من نوع EGARCH(1,1) تصف سلوك و حركية التباين الشرطي ومن اجل تفصيل أكثر (انظر الملحق 5).

4- الخلاصة:

إن دراسة و تحليل السلاسل الزمنية من الموضوعات الهامة في العلوم الاقتصادية، و ذلك بهدف معرفة سلوك بعض الظواهر الاقتصادية و تحديد و ضبط مسارها عن طريق عملية النمذجة، و تعتبر فرضية تجانس التباين (Homoscedasticity) في النماذج الكلاسيكية (ARIMA) غير م دقيقة عملياً في كثير من الأحيان، مما يؤدي إلى حجب الكثير من المعلومات المتوفرة في بواقي السلسلة المدروسة و التي لها أهمية كبيرة في تحديد صفة عدم التأكد لدراسة سلوك و حركية الظاهرة المدروسة. وفي العديد من الدراسات تكون الظاهرة تخضع لتقلبات كبيرة (Volatility) مرتبطة بالأخطاء لفترات سابقة، حيث تتجمع الأخطاء على شكل أخطاء مرتفعة تكون متبوعة بأخطاء ضعيفة أي حالة من الاضطراب تلمها حالة من الاستقرار و هذه الاضطرابات الكبيرة في

السلسلة تؤدي إلى عدم ثبات تباين الأخطاء (Heteroscedasticity)، وعندئذ تكون التنبؤات بالقيم المستقبلية للسلسلة مرتبطة بالقيم السابقة للأخطاء و المتضمنة لمعلومات جد مفيدة تكون متوفرة في تباينات الأخطاء، وهذا أدى بالنظرية الاقتصادية القياسية إلى الاهتمام بالمتوسط الشرطي بدل المتوسط غير الشرطي والتباين الشرطي بدل التباين غير الشرطي

ومن خلال هذه الدراسة القياسية والتي تم فيها نمذجة سعر النفط الخام في الجزائر خلال الفترة (ماي 2010- أكتوبر 2019) توصلنا إلى النتائج التالية :

- عند دراستنا لعدة صيغ رياضية مرشحة لنماذج (ARIMA) توصلنا إلى أن نموذج $ARIMA(3,1,0)$ أعطى أفضل تمثيل للسلسلة المدروسة، إلا أن أثر (ARCH) كان واضحاً في سلسلة البواقي الأمر الذي حتم علينا استخدام نمذجة عدم ثبات التباين المشروط.

- بعد استخدام العديد من نماذج عدم ثبات التباين المشروط المتناظرة وغير المتناظرة، تبين لنا من خلال المفاضلة بين هذه النماذج أن الصياغة المناسبة هي الصياغة الآسية و أحسن نموذج هو $EGARCH(1,1)$ لوصف سلوك التباين المشروط للبواقي كما أن التوزيع الأنسب للبواقي هو توزيع (Student).

- إن الصياغة المقترحة $EGARCH(1,1)$ تعني أن تأثير الصدمات الموجبة والسالبة على التباين الشرطي يختلف و بالتالي قبول فرضية عدم التناظر ضمن النموذج المدروس. وبما أن β_1 سالب ومعنوي فإن هذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تؤدي إلى انخفاض قيم التباين الشرطي للفترة الموالية أي أنها تعطي تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة. وعلى اعتبار أن قيمة β_1 موجبة وقريبة من الواحد فإن حدوث صدمة أو اضطراب في الفترة الحالية يؤدي إلى استمراريتها للفترة الموالية وبنفس الحدة غير أن يتخامد ببطئ في الفترات المستقبلية.

وعلى الرغم من أن الصياغة الآسية المستخدمة وفرة لنا نتائج جد مرضية في مقالنا هذا، إلا أنها واجهت الكثير من الانتقادات بسبب الفشل في التقاط تأثير الرافعة عندما تكون المعلمات من نفس الإشارة وفقدانها لخاصية التقارب لمقدراتها. لذلك عمل الكثير من الباحثين على تحسين نموذج $EGARCH$ من خلال استخدام تقنية QMLE إلى جانب تقنيات Martingale والتي توفر مقدرات فعالة و متقاربة والتي تمثل اقتراحات أخرى لعملية النمذجة.

5-المراجع

- Bourbonnais, R., & Terraza, M. (2010). *Analyse des séries temporelles : Manuel et exercices corrigés* (éd. 3). Paris: Dunod.
- Bouseba, F. Z., & Zeghdoudi, H. (2015). Use of the GARCH Models to Energy Markets: Oil Price Volatility. *Global Journal of Pure and Applied Mathematics* , 11 (06), 4385-4394.
- Bresson, G., & Pirotte, A. (1995). *Econométrie des Séries temporelles : Théorie et Application* (éd. 1). Paris: Presses Universitaires de France.
- Dritsaki, C. (2018). The Performance of Hybrid ARIMA-GARCH Modeling and Forecasting Oil Price. *International Journal of Energy Economics and Policy* , 8 (3), 14-21.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* , 50(4), 987-1007.
- He, X. J. (2018). Crude Oil Prices Forecasting: Time Series vs. SVR Models. *Journal of International Technology and Information Management* , 27(2), 25-42.
- Iama, A., Jha, G. K., Paul, R. K., & Gurung, B. (2015). Modelling and forecasting of price volatility: An application of GARCH and EGARCH models. *Agricultural economics research review* , 28(1), 73-82.
- Malmsten, H. (2004). Evaluating exponential GARCH models. *Departement of economic Statistics, Stockholm school of economics, Working paper series in economics and finance* , 1 - 25.
- Mignon, V., & Lardic, S. (2002). *Econométrie des séries temporelles Macroéconomiques et Financières* (éd. 1). Paris: Economica.
- Paul, R. K., Alam, W., & Paul, A. K. (2014). Prospects of livestock and dairy production in India under time series framework. *Indian Journal of Animal Sciences* , 88(4), 130-134.
- Rabemananjara, R., & Zakoian, J.-M. (1993). Threshold Arch Models and Asymmetries in Volatility. *Journal of Applied Econometrics* , 8(1), 31-49.

Stenberg, E. (2016). On the autoregressive conditional heteroscedasticity models. *Departement of Statistics, Uppsala University, Sweden*, 1 - 28.

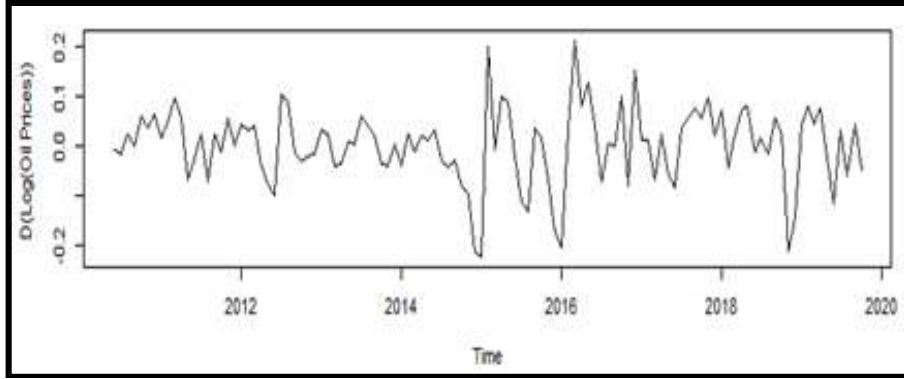
حسنية مهدي، و الجيلالي بوظراف. (2018). دراسة قياسية لأثر تقلبات أسعار البترول على السياسة المالية في الجزائر (1980-2016). *مجلة المالية والأسواق*، 5 (9)، 118 - 140.

عماد غزالي. (2020). نمذجة تقلبات أسعار النفط البرنت باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين للفترة (جانفي 1990 – جويلية 2019). *مجلة الاستراتيجية والتنمية*، 10 (1)، 91 - 111.

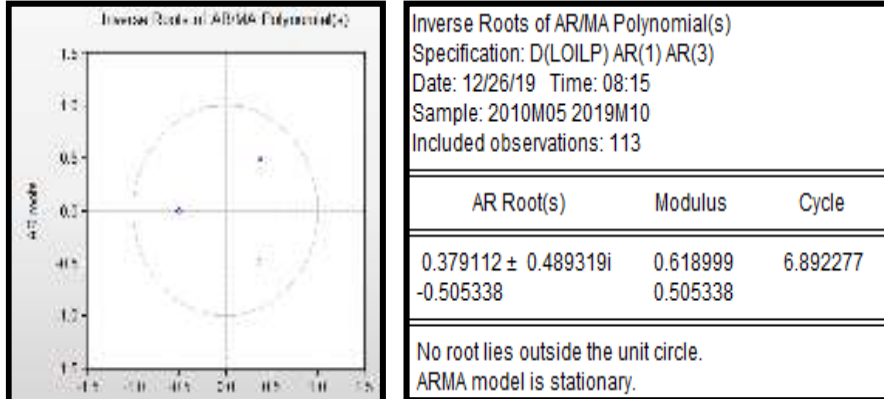
فاتح لقلوقي، و ممد شيخي. (2017). استخدام نماذج ARCH لنمذجة تقلبات أسعار الأسهم في سوق المال السعودي. *مجلة أداء المؤسسات الجزائرية*، 12، 173 - 186.

6- الملاحق

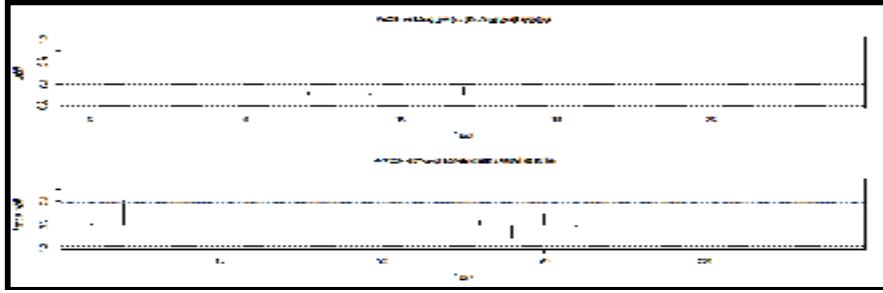
الملحق(1): التطور التاريخي للسلسلة Dloilp



الملحق(2): مقلوب جذور نموذج ARIMA(3,1,0)



الملحق(3): دالتي الارتباط الذاتي البسيط و الجزئي لمربعات بواقي النموذج ARIMA(3,1,0)



الملحق(4): نتائج تشخيص النماذج المقترحة لتأثيرات التباين المشروط

النموذج/ المعيار	AIC	Han-Qui	Log Likelihood	معنوية معالم التباين الشرطي
ARCH(1)	-2.42	-2.38	137.57	مقبولة عند 5% فقط
ARCH(3)	-3.36	-2.30	135.92	غير مقبولة حتى عند 10%
GARCH(1,1)	-2.11	-2.06	121.43	غير مقبولة حتى عند 10%
TGARCH(1,1)	-2.57	-2.51	147.67	مقبولة عند 1% فقط
EGARCH(1,1)	-2.59	-2.53	153.87	مقبولة عند 1% فقط

الملحق(5): Graph of the best model EGARCH(1,1)

