

رصد الأثر اللاتناظري للصدمات على تقلبات سوق النفط : أدلة تجريبية باستخدام نماذج

GARCH غير التناظرية

Detecting the asymmetric effect of shocks on crude oil market volatility : Empirical evidences from asymmetric GARCH models.

كمال عكريش¹

¹ جامعة جيلالي لباس-سيدي بلعباس، kml.akriche@gmail.com

تاريخ النشر: 2021/06/30

تاريخ القبول: 2021/06/18

تاريخ الاستلام: 2021/05/23

ملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى الكشف عن أثر الصدمات الموجبة والصدمات السالبة على تقلبات أسعار النفط البرنت خلال الفترة 22 ماي 1987 – 22 ماي 2020. لهذا الغرض استخدمنا ثلاث نماذج GARCH غير تناظرية: EGARCH, GJR-GARCH, APGARCH ونموذج GARCH الإعتيادي تحت عدة افتراضات للتوزيع الشرطي للبواقي المعيرة. أشارت نتائج التقديرات إلى معنوية معامل الأثر اللاتناظري. وبناء على اختبار D-M للقدرة التنبؤية، دلت النتائج أن أدق نموذج هو MA(3)-EGARCH(1,1) سواء باستخدام MSE أو MAE .

كلمات مفتاحية: GARCH ، نماذج GARCH غير التناظرية ، الأثر اللاتناظري ، اختبار D-M .

تصنيفات JEL: B23 ، B26 ، C22 ، C46 ، C58

Abstract:

This paper aimed to explore the effect of both positive and negative shocks on the volatility of the Brent oil price during the period 15/05/1987 to 22/05/2020. We used three asymmetric GARCH models: EGARCH, GJR-GARCH, APGARCH and conventional GARCH model under four alternative conditional distributions of standardized errors. The estimation of asymmetric GARCH-class models shows the significance of the asymmetric effect coefficient. Based on Diebold-Mariano test for predictive ability, the results indicated that MA(3)-EGARCH (1,1) model is more accurate than other ones either using MAE or MSE.

Keywords: GARCH, asymmetric GARCH models, asymmetric effect, D-M test.

Jel Classification Codes: B23, B26, C22, C46, C58

1. مقدمة:

تحتل تقلبات أسعار النفط باهتمام المنتجين والمستهلكين الصناعيين والحكومات المصدرة والمستوردة للنفط، لما قد تؤدي إليه من إختلالات في المالية العامة للحكومات المستوردة والمصدرة للنفط وإعادة تشكيل للمحفظة المالية بالنسبة للمستثمرين في الأصول المنتجة للنفط. هذا الأثر بدوره ينتقل بشكل واسع إلى الأسواق المالية وإلى الإقتصاد ككل مما ينتج آثارا غير مرغوب فيها على اقتصاديات الدول المستوردة والمصدرة للنفط على حد سواء. ومن هذا المنطلق، فإن النمذجة والتنبؤ بهذه التقلبات يوفر مصدر معلومات للمستثمرين من أجل موازنة محفظة إستثماراتهم، ويسمح للحكومات برسم سياسات طاقوية مناسبة. وهنا يأتي دور الأكاديميين في توفير الأدوات اللازمة لفهم هذه التقلبات وإمكانية التنبؤ بها. هذه التقلبات تقيس تباين عوائد الأصول خلال فترة معطاة والخطر المرتبط بهذه الأصول.

بدأت نمذجة تقلبات عوائد الأصول مع العمل الرائد لـ (Engle, 1982) من خلال ما يعرف بنموذج الإنحدار الذاتي لعدم تجانس التباين الشرطي ARCH model ليتطور فيما بعد من طرف (Bollerslev T. , 1986) إلى نموذج الإنحدار الذاتي لعدم تجانس التباين الشرطي المعمم GARCH model. تسمح هذه النماذج بتمثيل بعض الظواهر الملحوظة في السلاسل المالية كالتقلبات العنقودية Volatility clustering، والتي تتمثل في ميل التقلبات الكبيرة في أسعار الأصول المالية لأن تتبع بتقلبات كبيرة، والتقلبات الصغيرة تتبع بتقلبات صغيرة مما ينعكس - إحصائيا - في وجود ارتباط سلسلي قوي في سلسلة التقلبات. هذه الخاصية تعرف أيضا بعدم تجانس التباين المشروط (Engle, 1982)، وهو ما تتوفر عليه النماذج الأولية من عائلة GARCH (ARCH & GARCH) من إمكانية رصد التقلبات العنقودية لعوائد الأصول.

إلا أن هذه النماذج لا يمكنها أن تستوعب بقية الخصائص الملحوظة في بيانات السلاسل المالية والتي هي بمثابة ظواهر نمطية متناسقة Stylized facts يمكن حدوثها ضمن عدة سياقات. من بين هذه الظواهر الأثر غير المتماثل للصدمات على التقلبات. يتمثل هذا الأثر في العلاقة السالبة بين الصدمات وتقلبات العائد بحيث أن انخفاض غير متوقع في الأسعار والتي قد تكون نتيجة أخبار سيئة (صدمة سالبة) يؤدي إلى

إرتفاع في التقلبات المرتقبة أكبر مما يحدثه إرتفاع الأسعار نتيجة أخبار جيدة (صدمة موجبة) بنفس المقدار. هذا الإنخفاض في الأسعار يؤدي إلى تدهور في قيمة رأس المال وإرتفاع نسبة المديونية إلى رأس المال مما يجعل الأصل أكثر خطورة وأكثر تقلبا، وهو ما يعرف في أدبيات المالية بأثر الرافعة Leverage effect الذي أشار إليه لأول مرة من طرف (Black, 1976) ووثق فيما بعد من طرف كل من (Christie, 1982) ، (Schwert, 1990) و (Nelson, 1991).

يتميز نموذج ARCH لـ (Engle, 1982) ونموذج GARCH لـ (Bollerslev T. , 1986) بأنها نماذج تناظرية تستجيب بشكل متماثل تجاه الصدمات الموجبة والصددمات السالبة بحيث لا يمكن معرفة إتجاه العلاقة بين طبيعة الصدمة وحجم تقلبات العائد، مما يعيق المستثمرين عن تكييف وضعيتهم في السوق و تقليل الأخطار الناجمة عن الصدمات على قدر الإمكان. لتجاوز هذا العجز، إقترح (Nelson, 1991) نموذج EGARCH الذي يتضمن نمذجة الأثر اللاتناظري بناء على العلاقة العكسية بين طبيعة الصدمة (موجبة أو سالبة) وتقلبات العائد. و تبعه في ذلك (Glosten, Jagannathan, & Runkel, 1993) بإدراج أثر الرافعة في معادلة التباين بطريقة أخرى عرف بنموذج GJR-GARCH. النموذجين الأخيرين عرفا بنماذج GARCH غير التناظرية .

تنتج التقلبات المتغيرة زمنيا توزيعا أكثر تفرطحا وغير متناظر مما يتطلب نمذجة الإلتواء والتفلطح تحت افتراض توزيعات بديلة للتوزيع الطبيعي اللبواقي المعيارية. ولهذا يرى (Bollerslev T. , 1987) ، (Vlaar , 1997) ، أن توزيع ستودنت يمكنه أن يرصد التفلطح الملاحظ في السلاسل الزمنية بشكل أفضل. إلا أن (Nelson, 1991) إقترح استخدام التوزيع المعمم للخطأ (GED)، بينما اقترح (Fernandez & Steel, 1998) التوزيع الملتوي.

هذه الخصائص التي تتميز بها السلاسل المالية يمكن أيضا ملاحظتها في بيانات سوق النفط، حيث أشارت الدراسات أن عوائد النفط تتميز بأنها ذات فائض تفلطح، سالبة الإلتواء ولا تتبع توزيع طبيعي (Cheong C. W., 2009) (Kang, Kang, & Yoon, 2009). أما تقلبات النفط فهي ذات تقلبات عنقودية وأثر الصدمة فيها يتلاشى ببطء، مما يجعلها قابلة للتنبؤ باستخدام نماذج GARCH.

بالرجوع إلى أدبيات الدراسة، نجد أن هناك العديد من الدراسات أثبتت تفوق نماذج GARCH الغير تناظرية من حيث قدرتها على رصد سلوك السلاسل الزمنية بشكل أفضل. ففي دراسة (Aggnolucci, 2009) قام الباحث بدراسة تقلبات سوق WTI باستخدام نماذج GARCH غير التناظرية تحت إفتراضات بديلة للتوزيع الطبيعي للبواقي المعيارية (توزيع GED الملتوي وتوزيع ستودنت الملتوي) في مقابل نماذج التقلبات الضمنية (Implied Volatility models). أشارت نتائج هذه الدراسة إلى تفوق نماذج GARCH الغير تناظرية من حيث قدرتها التنبؤية. أما دراسة (Fan, Zhang, Tsai, & Wei, 2008) أثبتت أن نموذج GARCH تحت افتراض التوزيع الطبيعي يؤدي إلى سوء تقدير للخطر في حين أن نماذج GARCH وفق توزيع الخطأ المعمم GED تؤدي إلى تنبؤ أكثر موثوقية. في دراسة (Kang et al., 2009) قام الباحثون بمقارنة القدرة التنبؤية لعدة نماذج GARCH: (GARCH, CGARCH, FIGARCH, IGARCH) لثلاث أسواق بترولية: سوق WTI، سوق خامات البرنت وسوق دبي لخامات النفط توصلوا من خلالها إلى أن نمودجي CGARCH و FIGARCH يمكنهما رصد خاصيتي ديمومة الصدمات والذاكرة الطويلة في بيانات خامات النفط بشكل أفضل كما أنها تتميز بقدرة تنبؤية تفوق النماذج الإعتيادية بناء على اختبار D-M test (Diebold & Mariano, 1995). إستكمالا لدراسة (Kang et al., 2009) قام (Cheong C. , 2009) بفحص دقة التنبؤ خارج العينة لأربع نماذج GARCH: (GARCH, APARCH, FIGARCH, FIAPARCH) وتوصل إلى أن نموذج GARCH الإعتيادي يعطي أفضل تقدير لبيانات خامات البرنت مقارنة ببقية النماذج أما من حيث دقة التنبؤ خارج العينة فإن نموذج FIAPARCH يتفوق على بقية النماذج. وعلى نفس منهجي (Kang et al., 2009)، إستخدم (Wei, Wang, & Huang, 2010) تسع نماذج GARCH: (GARCH, IGARCH, Risk-Metrics, GJR, EGARCH, APARCH, FIGARCH, FIAPARCH, HYGARCH) لدراسة تقلبات سوق خامات البرنت وسوق WTI إلا أن النتائج المتوصل إليها كانت على خلاف نتائج (Kang et al., 2009) حيث توصلت الدراسة إلى أنه ليس هناك أي نموذج من النماذج التسعة سجل تفوقا على

الآخر من حيث القدرة التنبؤية، في حين أن النماذج الغير خطية تسمح برصد بعض خصائص بيانات خامات النفط مثل خاصية عدم تناظر التقلبات والذاكرة الطويلة التي تعجز نماذج GARCH الخطية عن التقاطها.

في دراسة (Huang, Yang, & Hwang, 2009) ، أشار الباحثون إلى أهمية إختيار التوزيع المناسب للبيانات المعيارية في إطار نماذج GARCH حيث توصلوا إلى أن القيمة المعرضة للخطر (Value-at-Risk) لسوق النفط يمكن رصدها بشكل أفضل باستخدام التوزيعات ذات الذيل السمكة (Fat-tailed distributions). أما دراسة (Sadorsky, 2006) فقد أثبتت أفضلية نموذج GARCH(1,1) لتمثيل خامات النفط في حين أن نموذج GJR-GARCH هو أفضل نموذج لتمثيل سلسلة زيوت التدفئة. في دراسة حديثة إستخدمت بيانات أسبوعية لخامات النفط على مستوى إحدى عشر سوقا دولية، قام (Mohammadi & Su, 2010) بمقارنة القدرة التنبؤية لأربع نماذج GARCH: (GARCH, EGARCH, APARCH, FIGARCH) باستخدام معيارين لقياس دقة التنبؤ، حيث أشار إختبار D-M test إلى تفوق نموذج APARCH.

من خلال هذا العرض للدراسات التجريبية يمكننا القول أنه ليس هناك إتفاق بين الباحثين حول تفوق نماذج GARCH غير التناظرية بالخصوص على النماذج التناظرية من حيث جودة التقدير ومن حيث دقة التنبؤ. كما أن غالبية هذه الدراسات إستخدمت بيانات يومية أو شهرية، وقلة منها إستخدمت بيانات أسبوعية، نذكر منها: (Wang & Wu, 2010), (Mohammadi & Su, 2010), (Vo, 2011) (2012). ولهذا فإن إختلاف تردد البيانات المستخدمة في هذه الدراسات قد يكون سببا في إختلاف النتائج. ولتغطية هذا الجانب، إستخدمنا في دراستنا هذه بيانات أسبوعية لسلسلة خامات البرنت تمتد من 15 ماي 1987 إلى 22 ماي 2020 مما يتيح لنا إمكانية فحص متانة الدراسات السابقة تجاه تردد البيانات المستخدمة. وقد إعتمدت الدراسة في نمذجة التقلبات على أربع نماذج من عائلة GARCH هي: GARCH, APGARCH, EGARCH, GJR-GARCH حيث أن نموذج GARCH الإعتيادي هو نموذج تناظري في حين النماذج الثلاثة الأخرى هي نماذج غير تناظرية تحت عدة إفتراضات

للتوزيع الشرطي للبواقي المعيرة هي: التوزيع الطبيعي، توزيع ستودنت المتناظر، توزيع ستودنت الملتوي وتوزيع الخطأ المعمم لمعرفة أثر التوزيع الشرطي على المعلومات المقدرة لنماذج GARCH.

في هذا السياق، فإن الإشكالية التي سنعالجها من خلال هذه الدراسة هي: هل تستجيب تقلبات أسعار النفط بشكل متماثل تجاه الصدمات الموجبة والصدمات السالبة تبعاً لاختلاف التوزيع الشرطي للبواقي؟

ما تبقى من هذه الورقة البحثية تم تنظيمه على النحو التالي: المبحث الثاني تضمن بيانات عينة الدراسة وخصائصها الإحصائية وعرض لنماذج GARCH المستخدمة في هذه الدراسة وكذا اختبار DM test لقياس القدرة التنبؤية لهذه النماذج. المبحث الثالث: تناولنا فيه عرض لنتائج تقديرات نماذج GARCH المستخدمة ومقارنتها من حيث دقة التنبؤ باستخدام اختبار DM test والمبحث الرابع تضمن خاتمة البحث.

2. المنهجية والبيانات

1.2 البيانات:

البيانات المستخدمة في هذه الدراسة هي بيانات أسبوعية لتطور أسعار خامات البرنت تمتد من 15 ماي 1987 إلى غاية 22 ماي 2020. تم الحصول عليها من الموقع الرسمي لـ Energy Information Administration (EIA). البيانات قسمت إلى مجموعتين: البيانات من 15 ماي 1987 إلى 22 ماي 2015 استخدمت لأغراض تقدير النموذج، أما بقية البيانات الممتدة من 29 ماي 2015 إلى 22 ماي 2020 فقد استخدمت لغرض قياس دقة التنبؤ خارج العينة باستخدام النموذج المقدر. إستجابة لمتطلبات خاصية الإستقرارية من أجل التحليل فإنه جرت العادة في البحوث والدراسات التي تتناول التقلبات استخدام العائد بدل السعر الخام والذي يقاس بالتغير النسبي للأسعار، بحيث يمكن تقريبه بأخذ الفرق الأولى للوغاريتم الأسعار وفق الصيغة التالية:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \dots \dots (1).$$

حيث: ln : اللوغاريتم الطبيعي، P_t : سعر خامات البرنت في الفترة الحالية، P_{t-1} : سعر البرنت مبطاً بفترة واحدة.

تبعاً لـ (Sadorsky, 2006)، فإن التقلبات الأسبوعية (التباين) لأسعار النفط المستخدمة في هذه

الدراسة يمكن قياسها بمربع العائد (σ_t^2) كما يلي:

$$\sigma_t^2 = r_t^2 \dots \dots (2)$$

التمثيل البياني لتطور الأسعار، العوائد و تقلبات خامات البرنت مبينة في الشكل (1) (أنظر الملحق

01). من خلال الشكل (1)، يبدو أن أسعار البترول عرفت تقلبات كبيرة خلال الفترة الممتدة من 1990 إلى 2008، وهذا راجع لعوامل إقتصادية وجيوسياسية نذكر منها: حرب الخليج 1991، إختيار الإقتصاديات الآسيوية سنة 1997-1998، أحداث 9/11 وغزو العراق 2003 وأزمة الرهن العقاري 2008. وقد كان لهذه التغيرات في أسعار النفط أثراً بالغاً على الإقتصاديات الربية كالجائر، حيث كشفت عن إختلالات هيكلية في بنية النظام الإقتصادي القائم على الربع البترولي (حاكمي و الشارف بن عطية، 2015).

تشير الإحصاءات المبينة في الجدول (1) (أنظر ملحق 02) إلى أن متوسط العائد صغير جدا في

حين أن الإنحراف المعياري كبير مما يدل على تقلبات كبيرة. معامل الإلتواء السالب يدل على عدم تناظر توزيع العائد ويشير إلى أن هناك إحتمال كبير لانخفاض عائد البرنت خلال هذه الفترة أي أن العوائد السالبة أكثر إحتمالاً من العوائد الموجبة. بالنسبة لمعامل التفرطح، قيمته الكبيرة جدا تدل على أن هناك تغيرات كبيرة في الأسعار تفوق مستوى المتوسط كانت تحدث بشكل متكرر وهذه الخاصية من المحتمل أنها ناتجة عن التقلبات العنقودية لعوائد خامات البرنت. هذين المؤشرين ومعامل التفرطح كلاهما يشيران إلى أن العائد لا يتوزع توزيعاً طبيعياً وهو ما تؤكد إحصائية جاك-بيرا.

يشير إختبار Ljung-Box لسلسلة مربع العائد إلى وجود إرتباط سلسلي مما يعني وجود تقلبات

عنقودية تجعل سلسلة عوائد خامات البرنت موضوعاً لنماذج التقلبات الزمنية المتغيرة.

إختبارات الإستقرارية لسلسلة عوائد النفط تشير إلى رفض فرض العدم الذي ينص على احتواء السلسلة على جذر أحادي عند مستوى معنوية 1% في كلا الإختبارين ADF و PP مما يعني أن السلسلة مستقرة في المستوى. وبالتالي فإنه يمكننا إستخدام سلسلة العوائد كما هي في النمذجة دون إجراء أي تحويلات.

2.2 النموذج :

تتضمن منهجية نمذجة عوائد وتقلبات أسعار خامات البرنت خطوتين. الخطوة الأولى هي تعيين نموذج $ARMA(p, q)$ لمعادلة المتوسط الشرطي، وإجراء الإختبارات التشخيصية لبواقي التقدير، فإذا دل إختبار عدم تجانس تباین البواقي الشرطي ARCH LM test على رفض فرض العدم فهذا يبرر إستخدام نموذج GARCH وإلا فإن السلسلة ليست موضوعا لنماذج التقلبات. الخطوة الثانية هي تعيين نموذج $GARCH(p, q)$ لمعادلة التباين الشرطي وكذا إختبارات تشخيص النموذج.

1.2.2 معادلة المتوسط الشرطي :

تأخذ معادلة المتوسط الشرطي بشكل عام صيغة $ARMA(p, q)$ كما يلي :

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \dots \dots (3).$$

حيث: μ : حد ثابت، ϕ_i : معاملات الإنحدار الذاتي، θ_j : معاملات الأوساط المتحركة، ε_t : حد الخطأ العشوائي، p ، q : درجات الإبطاء لحدود الإنحدار الذاتي والأوساط المتحركة على التوالي.

إذا كانت البواقي تتميز بعدم ثبات تجانس التباين الشرطي فإن هذا يدل على وجود تقلبات عنقودية ، مما يتطلب نمذجة هذه تقلبات وفق نماذج GARCH .

2.2.2 معادلة التباين الشرطي :

أثبت Sadorky (2006) أن النموذج $GARCH(1,1)$ هو أفضل تقدير لتقلبات النفط، وقد دعمت دراسة (Narayan & Narayan, 2007) هذا الإختيار. في إطار نموذج الإنحدار الذاتي للتباين الشرطي المعمم $GARCH(1,1)$ فإن بواقي معادلة المتوسط الشرطي تصبح:

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad z_t \sim \mathcal{D}_\theta(0, 1) \quad \dots (4).$$

حيث: h_t التباين الشرطي، z_t البواقي المعيرة وهي تتبع التوزيع الشرطي $\mathcal{D}_\theta$ بوسط صفري وتباين يساوي الواحد. $\mathcal{D}_\theta$ دالة الكثافة الإحتمالية للتوزيع الشرطي لـ z_t و θ معلمات التوزيع. تستخدم البواقي المعيرة في تقدير معادلة التباين الشرطي كما يلي:

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \dots (5).$$

حيث: h_t التباين الشرطي، ω حد ثابت. لضمان عدم سالبية التباين الشرطي، يشترط أن تكون: $\omega > 0$ ، $\alpha \geq 0$ ، $\beta \geq 0$ و $\alpha + \beta < 1$ ، حيث $\alpha + \beta$ يقيس ديمومة الصدمة على التقلبات. وهذا لأن التباين الشرطي هو دالة في مربع البواقي المبطة، فلا يمكن رصد أثر إشارة الصدمة، فكلاهما الصدمات السالبة (البواقي المبطة السالبة) والصددمات الموجبة (البواقي المبطة الموجبة) لهما نفس الأثر على التقلبات (التباين الشرطي). في هذه الحالة قد يكون هناك تحيز في نتائج تقديرات نموذج GARCH لإهماله متغيرات خارجية لها أثر على التباين الشرطي وبالتالي سوء تعيين النموذج، مما يقودنا إلى استخدام اختبار إشارة وحجم التحيز لمعرفة إن كان هناك أثر غير متناظر للصددمات على التقلبات.

3.2.2 اختبار إشارة وحجم التحيز: Sign and size bias test

من أجل الكشف عن الأثر اللاتناظري للصددمات، إقترح (Engle & Ng, 1993) ما يعرف باختبار إشارة وحجم التحيز. تقوم فكرة هذا الاختبار على أنه إذا أمكن توقع مربع البواقي المعيرة باستخدام بعض المتغيرات الملاحظة في الفترات السابقة والتي لم تدرج في نموذج GARCH المستعمل فإن هذا النموذج لم يعين بشكل صحيح لإهماله هذه المتغيرات. يتكون هذا الاختبار من :

$$v_t^2 = a + b.S_{t-1}^- + e_t \dots (6). \quad \text{SB test : اختبار إشارة التحيز}$$

$$v_t^2 = a + b.S_{t-1}^- . \varepsilon_{t-1} + e_t \dots (7). \quad \text{NSB test : اختبار حجم التحيز السالب}$$

$$v_t^2 = a + b.S_{t-1}^+ . \varepsilon_{t-1} + e_t \dots (8). \quad \text{PSB test : اختبار حجم التحيز الموجب}$$

ويمكن إجراء اختبار مشترك لهذه الآثار معا من خلال معادلة واحدة كالتالي :

$$v_t^2 = a + b_1.S_{t-1}^- + b_2.S_{t-1}^- . \varepsilon_{t-1} + b_3.S_{t-1}^+ . \varepsilon_{t-1} + e_t \dots (9).$$

حيث: S_{t-1}^- : متغير وهمي يأخذ القيمة 1 إذا كانت $\varepsilon_{t-1} < 0$ والقيمة 0 فيما عدا ذلك، S_{t-1}^+ : متغير وهمي يأخذ القيمة 1 إذا كانت $\varepsilon_{t-1} > 0$ والقيمة 0 فيما عدا ذلك .
في المعادلات (6)، (7) و (8) نستخدم إختبار ستودنت لاختبار المعنوية الفردية للمعلمة b في كل إختبار والتي تقيس الأثر المطلوب. أما في المعادلة (9) نستخدم إختبار ستودنت للمعنوية الفردية للمعلمات b_1 ، b_2 ، b_3 واختبار مضاعف لاغرانج LM-test للمعنوية الكلية للنموذج والتي تقيس الأثر اللاتناظري للصدمات.

4.2.2 نموذج GJR-GARCH(1, 1):

من أجل توسيع قدرة نماذج GARCH على استيعاب أغلب خصائص السلاسل الزمنية ذات التقلبات فقد تم إدراج الأثر اللاتناظري للصدمات في معادلة التباين الشرطي فظهرت نماذج GARCH اللاتناظرية (Asymmetric GARCH models). ومن هذه النماذج نموذج GJR-GARCH اقترح من طرف (Glosten et al.1993) ويأخذ الصيغة التالية :

$$h_t = \omega + [\alpha + \gamma \cdot S_{t-1}^-] \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \dots \dots (10).$$

الشرط الكافي لضمان عدم سالبية التباين الشرطي هو : $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$ و $\alpha + \gamma \geq 0$. S_{t-1}^- : متغير وهمي يأخذ القيمة 1 إذا كانت صدمات الفترة السابقة سالبة، والقيمة صفر فيما عدا ذلك كما سبق وتكلمنا عنه في المعادلة (6). إستجابة التباين لأثر الصدمات الموجبة والسالبة يختلف تبعا لقيم γ . إذا كان $\gamma = 0$ فإن أثر الصدمات يكون تناظري أي أن إستجابة التباين للصدمات الموجبة والسالبة تكون متماثلة ونكون أمام نموذج GARCH. أما إذا كان $\gamma \neq 0$ فإن إستجابة التقلبات تجاه الأخبار (الجيدة والسيئة) تكون غير متناظرة. يتحقق أثر الرافعة Leverage effect إذا كان $\gamma > 0$ حيث أن أثر الصدمات السالبة (الذي يقاس بـ $\alpha + \gamma$) على التقلبات يكون أكبر من أثر الصدمات الموجبة (α) التي تكون بنفس المقدار.

5.2.2 نموذج EGARCH(1,1):

نموذج آخر قادر على رصد أثر الرافعة هو نموذج GARCH الأسّي EGARCH. إقترح هذا النموذج من طرف (Nelson, 1990)، يسمح بنمذجة علاقة عدم التماثل بين العائد والتقلبات بالشكل التالي:

$$\log(h_t) = \omega + \alpha[|z_{t-1}| - E(z_{t-1})] + \gamma z_{t-1} + \beta \log(h_{t-1}) \dots (11).$$

باستخدام الصيغة اللوغاريتمية للتباين الشرطي، فإنه ليس من الضروري تقييد المعاملات لضمان عدم سالبية التباين. الشرط الكافي لضمان إستقرارية السيورة هو $|\beta| < 0$. إذا كان $\gamma < 0$ فإن هذا يدل على وجود أثر الرافعة.

6.2.2 نموذج APGARCH(1, 1) :

تفترض نماذج GARCH و EGARCH المذكورة أعلاه، أن التباين الشرطي هو دالة خطية في مربع العائد المبطل. وبغرض جعل النموذج أكثر مرونة إقترح (Ding, Granger, & Engle, 1993) ما يعرف بنموذج قوة GARCH اللاتناظري (APGARCH)، والذي يصاغ كما يلي:

$$(h_t)^{\delta/2} = \omega + \alpha[|\varepsilon_{t-1}| - \gamma \varepsilon_{t-1}]^{\delta} + \beta (h_{t-1})^{\delta/2} \dots (12).$$

حيث: $\delta > 0$ ، $|\gamma| \leq 1$. الأثر اللاتناظري يقاس بالمعامل γ . تبعا لقيم δ و γ يتحدد نوع نموذج GARCH. فإذا كان $\gamma = 0$ و $\delta = 2$ ، فإن النموذج المقدر ما هو إلا نموذج GARCH، مما يعني أن GARCH هو حالة خاصة من APGARCH. أما إذا كان $\delta = 1$ فإن نمذجة التقلبات تكون أفضل باستخدام الانحراف المعياري الشرطي عوض التباين الشرطي.

الطريقة المستخدمة في تقدير معادلة المتوسط ومعادلة التباين معا هي طريقة لوغاريتم الاحتمالية العظمى (Maximum Log-Likelihood). إذا كانت عملية التقدير تتم بافتراض التوزيع الشرطي الطبيعي، في حين أنه في الواقع غير طبيعي فإن تقديرات طريقة الاحتمالية العظمى تكون غير ناجعة، إلا أنها تكون متسقة وتعرف المقدرات في هذه الحالة بمقدرات طريقة شبه الاحتمالية العظمى (Bollerslev & Wooldridge, 1992) QML.

نظرا لعدم وجود إتفاق بين الباحثين حول شكل التوزيع الشرطي الذي تخضع له البواقي المعيرة، فإننا في دراستنا هذه سنستخدم التوزيع الطبيعي والتوزيعات البديلة: توزيع ستودنت المتناظر، توزيع الخطأ المعمم و توزيع ستودنت الملتوي لتقدير نماذج GARCH ومقارنتها مع بعضها.

7.2.2 إختبار Diebold-Mariano :

لمقارنة النماذج المقدرة من حيث قدرتها التنبؤية، فإنه من المهم تحديد إن كان الإنخفاض في أخطاء التنبؤ ذا دلالة إحصائية. وهوما يوفره إختبار (Diebold & Mariano, 1995).

بناء على نموذجين مقدرين M1 و M2، يمكننا قياس دقة التنبؤ باستخدام الدالة $g(.)$ (دالة قياس أخطاء التنبؤ) حيث: $g(e_{it})$ دالة قياس دقة التنبؤ الناتج عن M1 و: $g(e_{jt})$ دالة قياس دقة التنبؤ الناتج عن M2. يهدف إختبار DM test لتحديد إن كان هناك فرق معنوي بين الدالتين. فرضية العدم لاختبار DM تنص على أنه ليس هناك فرق بين قياسي دقة التنبؤ، بعبارة أخرى تعني أن متوسط الفارق بين القياسين يساوي الصفر أي:

$$H_0 : E(d_t) = 0$$

حيث (d_t) : القيمة المتوقعة للفارق أو متوسط الفارق (Expected-value)، $d_t = g(e_{it}) - g(e_{jt})$. فرضية العدم تعني أنه ليس هناك فرق معنوي بين التنبؤين من حيث الدقة. الفرضية البديلة :

$$H_1 : E(d_t) > 0$$

وهي تعني أن التنبؤ باستخدام النموذج M2 أكثر دقة من التنبؤ باستخدام النموذج M1. من مزايا هذا الإختبار أنه يمكن استخدامه حتى وإن كانت أخطاء التنبؤ لا تتبع توزيعا طبيعيا، لا تتمحور حول وسط صفري و ذات إرتباط سلسلي. في هذا الإختبار، دوال قياس أخطاء التنبؤ المستخدمة هي: متوسط

مربع الأخطاء (MSE) و متوسط الأخطاء المطلقة (MAE)

3. النتائج ومناقشتها :

1.3 تقدير معادلة المتوسط :

من الطرق المتبعة في تحديد رتبة نموذج ARMA الطريقة البيانية بتحليل التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF لسلسلة عوائد خامات البرنت كما هو مبين في الشكل (2) (ملحق 02). يشير الشكل (2) إلى معنوية كل من معامل الارتباط الذاتي الأول ومعامل الارتباط الذاتي الثالث دون بقية المعاملات في كلا الدالتين: دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF الأمر الذي يجعلنا أمام خيارين لتحديد السيورة المولدة للبيانات (Data Generating Process): إما AR(3) أو MA(3) نظرا لعدم بروز سلوك محدد لهذه السيورة. في هذه الحالة لا بد من اعتماد معايير المعلومات كمعيار أكايك (AIC) ومعيار شوارتز (SIC) بحيث يتحدد النموذج الأمثل بناء على أقل قيمة لهذه المعايير.

باختبار عدة بدائل لصيغة ARMA(p,q) تبعا لقيم درجات الإبطاء p و q التي حصرناها بين 0 و 4، فإن النموذج الأمثل بناء على أقل قيمة لكلا المعيارين AIC و SIC هو نموذج الأوساط المتحركة من الرتبة 3 MA(3) بدون ثابت مع إسقاط الحد الثاني لعدم معنويته وفق الصيغة التالية:

$$r_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t \dots (13).$$

حيث: θ_i معاملات الأوساط المتحركة 1, 3، ε_t : بواقي تقدير معادلة المتوسط الشرطي، وهو يتبع توزيع طبيعي وسطه صفري وتباينه h_t . هذه الصيغة تتوافق تماما مع التمثيل البياني لـ ACF و PACF (الشكل (2)) كما أشرنا آنفا، وتقدم دليلا على أن عوائد خامات البرنت تتميز بذاكرة قصيرة حيث أن أثر الصدمة على الاتجاه العام يتلاشى بعد ثلاث فترات (ثلاث أسابيع). نتائج تقدير المعادلة (20) باستخدام طريقة المربعات الصغرى مبينة في الجدول رقم (2) (ملحق 02). تشير النتائج في الجدول إلى معنوية معاملات الأوساط المتحركة عند مستوى 1%. $\sum_{i=1,3} \theta_i < 1$ مما يثبت أن السيورة مستقرة ومتقاربة.

إختبار ARCH LM test عند درجة الإبطاء 20 أشار إلى عدم ثبات تباين البواقي عند مستوى معنوية 1% وهو ما يدل على وجود أثر عدم تجانس التباين الشرطي (ARCH effect) الأمر الذي يبرر استخدام نموذج GARCH لاحتواء سلسلة عوائد خامات البرنت على تقلبات عنقودية.

2.3. تقدير نماذج GARCH :

الجدول رقم: (3)، (5) و (6) تتضمن تقديرات معلمات نماذج GARCH والإختبارات التشخيصية لكل نموذج والتي تتمثل في: إختبار Ljung-Box للإرتباط الذاتي للبواقي المعيرة ومربع البواقي، إختبار عدم تجانس تباين البواقي المعيرة ARCH LM test ومعايير إختيار النماذج كمياري AIC و SIC.

نتائج تقدير نموذج MA(3)-GARCH(1,1) المبينة في الجدول (3) تشير إلى معنوية الحد الأول θ_1 لسيرورة الأوساط المتحركة MA(3) في معادلة المتوسط بالنسبة لكل الإفتراضات المتعلقة بالتوزيع الشرطي للبواقي (Normal , Student-t , GED , Skewed-t-Student) عند مستوى معنوية 1% في حين أن الحد الثاني θ_3 لسيرورة MA(3) غير معنوي. أما بالنسبة لسيرورة GARCH(1,1) فقد دلت النتائج على معنوية المعلمات α و β عند مستوى 1% عند كل إفتراض من الإفتراضات المتعلقة بتوزيع البواقي. إذ تراوحت قيمة α بين 0.103 و 0.11 وقيمة β تقريبا ثابتة عند 0.88 مما يدل على أن إختلاف التوزيع الشرطي للبواقي لا يؤثر على معاملات نموذج GARCH(1,1) المقدره بخلاف ما كان متوقعا، وهو ما يتوافق مع (Hentschel, 1995). وكما يبدو فإن قيمة β أكبر من قيمة α مما يعني أن أخطار العائد السابقة تؤثر في تقلبات العائد أكثر مما تؤثر الصدمات السابقة. فيما يخص ديمومة الصدمات على التقلبات التي تقاس بـ $(\alpha + \beta)$ فإن قيمتها كانت في حدود 0.98 مما يدل أن أثر الصدمات على تقلبات العائد أكثر ديمومة، أي أن أثر الصدمات على تقلبات العائد يتلاشى ببطء وهو ما يشير إلى أن التقلبات تتميز بذاكرة طويلة.

الإختبارات التشخيصية للنموذج المقدر تشير إلى أنه لا يمكن تجاوز مشكل التوزيع الطبيعي للبواقي المعيرة كما هو واضح من إحصائية J-B (أكبر من القيمة الحرجة 5.99) بالنسبة لكل الإفتراضات المتعلقة بتوزيع البواقي، وهو ما يؤكد النتائج المتوصل إليها من طرف (Fong & See, 2002). أما إختبار

Ljung-Box للإرتباط الذاتي للبواقي المعيرة ومربع البواقي المعيرة عند درجة إبطاء 20 دل على عدم رفض فرض العدم القاضي بعدم وجود إرتباط ذاتي كما تبينه قيمة الاحتمال لإحصائية $Q(20)$ للبواقي المعيرة وإحتمال إحصائية $Q^*(20)$ لمربع البواقي المعيرة عند كل التوزيعات المفترضة للبواقي. عدم وجود إرتباط ذاتي في سلسلة البواقي المعيرة يدل على أن معادلة المتوسط الشرطي تم توصيفها بشكل جيد، وخلو سلسلة مربع البواقي من مشكل الإرتباط الذاتي يعني أن معادلة التباين الشرطي تم توصيفها بشكل جيد. كما أن النموذج لا يعاني من مشكل عدم تجانس التباين، إذ أن احتمال إحصائية LM لاختبار ARCH أكبر من مستويات المعنوية مما يقضي بعدم رفض فرض العدم.

نتائج اختبار إشارة وحجم التحيز لبواقي نموذج MA(3)-GARCH(1,1) مبينة في الجدول (4). تشير النتائج إلى أن أثر إشارة التحيز وأثر حجم التحيز السالب غير معنويان بالنسبة لكل إفتراضات توزيع بواقي النموذج. أما أثر حجم التحيز الموجب فهو معنوي بالنسبة لكل إفتراضات توزيع البواقي عند مستوى 5 % . مما يعني أن أثر الصدمات الموجبة الكبيرة على تقلبات عوائد خامات البرنت يختلف عن أثر الصدمات الموجبة الصغيرة. إلا أن اختبار إشارة وحجم التحيز مع دل على معنوية الآثار الثلاثة معاً بالنسبة لتوزيع ستودنت الملتوي (Skewed Student t-distribution) وتوزيع الخطأ المعمم (GED) كما تثبته إحصائية LM ($LM > \chi^2_{(3)}$) عند مستوى معنوية 10 % . وهو ما يشير إلى تناقض في النتائج بين الإختبارات الفردية لإشارة وحجم التحيز وبين اختبار إشارة وحجم التحيز معاً. حيث أن اختبار إشارة التحيز دل على عدم وجود أثر غير تناظري للصدمات الموجبة والسالبة في حين أن اختبار SSB test أشار إلى أن أثر الصدمات الموجبة والسالبة على التقلبات غير متماثل. هذه النتيجة تتطابق مع ما توصل إليه (Vafiadis, 2015). في هذه الحالة فإن الإختبار التشخيصي الأخير SSB test هو الذي يرجح على بقية إختبارات التحيز لأنه يتمتع بقدرة إختبارية عالية (Engle & Ng, 1993) . أما نتيجة إختبارات إشارة وحجم التحيز بالنسبة للتوزيع الطبيعي وتوزيع ستودنت المتناظر فقد دل على أثر غير معنوي.

بناء على هذه النتائج، فإن توزيعات البواقي التي يمكن من خلالها رصد الأثر الغير تناظري للصدمات على عوائد خامات البرنت هي: توزيع ستودنت الملتوي وتوزيع الخطأ المعمم. وهذا يعني أن نموذج التقلبات

MA(3)-GARCH(1,1) تحت هذين الافتراضين لم يعين بشكل صحيح لكونه يفتقد إلى متغيرات ذات أثر معنوي على التباين وهي الصدمات الموجبة والصدمات السالبة. لهذا فإن تحليل تقلبات عوائد خامات البرنت باستخدام نماذج GARCH غير التناظرية يعتبر أكثر ملاءمة. تقدير النماذج الغير التناظرية المستخدمة في هذه الدراسة (GJR-GARCH, EGARCH, APGARCH) تم بناء على الافتراضين: توزيع ستودنت الملتوي وتوزيع الخطأ المعمم واستبعاد افتراض التوزيع الطبيعي وتوزيع ستودنت المتناظر لأنه لا يمكن من خلالهما رصد الأثر الغير تناظري للصدمات كما أثبتت ذلك إختبارات إشارة وحجم التحيز.

يتضمن الجدول (5) نتائج تقدير النماذج الغير تناظرية تحت افتراض GED. كما يبدو من خلال الجدول، فإن المعاملات α و β معنوية عند مستوى 1% بالنسبة لكل النماذج. أثر الرافعة ممثلاً بالمعامل γ يبدو معنوياً بالنسبة للنموذجين MA(3)-EGARCH و MA(3)-APGARCH وغير معنوي بالنسبة للنموذج MA(3)-GJR-GARCH، مما يدل على أن تقلبات خامات البرنت في إطار هذا النموذج لا تتأثر بتأثير الرافعة كما في دراسة (Aggnolucci, 2009). أثر الصدمات على تقلبات العائد يبدو أكثر ديمومة ($\alpha + \beta = 0.97$) مما يعني أن أثر الصدمات الحالية على التقلبات المستقبلية يتلاشى ببطء. وبما أن القيمة المطلقة لـ β في النموذج MA(3)-EGARCH(1,1) أقل من الواحد فإن السيورة EGARCH(1,1) مستقرة. المعلمة δ في النموذج MA(3)-APGARCH(1,1) تختلف معنوياً عن الصفر، الأمر الذي يسمح لنا باختبار الفرضيتين: الفرضية الأولى $H_0: \delta = 1$ أي أن الانحراف المعياري يعبر عن التقلبات بشكل أفضل، الفرضية الثانية: $H_0: \delta = 2$ التي تعني أن نمذجة التقلبات باستخدام التباين يكون أفضل. نتائج إختبار هاتين الفرضيتين دلت على رفض الفرضية الأولى وقبول الفرضية الثانية عند مستوى معنوية 5% تحت افتراض GED. مما يعني أن النموذج الذي يستخدم التباين للتعبير عن تقلبات عوائد خامات البرنت يمثل البيانات بشكل أفضل وهو ما يرجح نموذج GJR-GARCH كأفضل نموذج.

بناء على إختبار Ljung-Box فإن سلسلتي البواقي المعيرة ومربع البواقي المعيرة لا تتضمنان ارتباط ذاتي وهو ما يدل على أن كل من معادلة المتوسط الشرطي ومعادلة التباين الشرطي تم توصيفهما بشكل

جيد. بالنسبة لاختبار ARCH-LM فقد أثبت تجانس تباين البواقي المعيرة. إلا أن المشكل الذي لا يمكن تجاوزه ضمن نماذج GARCH هو مشكل التوزيع الطبيعي كما توضحه إحصائية جاك-بيرا. نتائج تقدير النماذج اللاتناظرية تحت افتراض توزيع ستودنت الملتوي مبينة في الجدول (6). النتائج من حيث معنوية المعلمات متماثلة مع نتائج التقدير تحت افتراض توزيع الخطأ المعمم، حيث أن الأثر اللاتناظري ظهر أيضا غير معنوي بالنسبة للنموذج MA(3)-GJR-GARCH(1,1) ومعنوي بالنسبة للنماذج الأخرى، مما يعني أن التوزيع الشرطي للبواقي لا يؤثر على المعلمات المقدرة. كما أن الاختبارات التشخيصية أشارت إلى خلو النماذج المقدرة من المشاكل القياسية باستثناء مشكل التوزيع الطبيعي. بناء على معياري AIC و SIC فإن أفضل تقدير لهذه النماذج التناظرية هو الذي يقوم على افتراض توزيع ستودنت الملتوي للبواقي المعيرة.

3.3. قياس دقة التنبؤ :

نتائج اختبار DM test المبينة في الجداول (7)، (8) من الملحق (02) تبين الفروق المعنوية بين كل تنبؤين (كل نموذجين). الجدول (7) يتضمن المقارنة بين نماذج GARCH بناء على التوزيع الشرطي للبواقي المعيرة. تشير النتائج المبينة في هذا الجدول إلى عدم رفض فرض العدم كما تدل عليه قيمة الاحتمال (الأكبر من 10 %) ، مما يعني أنه ليس هناك فرق معنوي في دقة التنبؤ بالنسبة لكل نموذج سواء بافتراض توزيع الخطأ المعمم أو بافتراض توزيع ستودنت الملتوي. هذه النتيجة تدل على أن التوزيع الشرطي للبواقي حيادي لا يؤثر في دقة التنبؤ للنموذج الواحد.

فيما يخص مقارنة النماذج اللاتناظرية (EGARCH, GJR-GARCH, APGARCH) بالنموذج التناظري الإعتيادي GARCH ومقارنة النماذج اللاتناظرية فيما بينها متضمنة في الجدول (8). تشير النتائج إلى أن النماذج اللاتناظرية تحت إفتراض GED أكثر دقة من نموذج GARCH الإعتيادي بناء على معيار MAE في حين أن نموذج APGARCH سجل تفوقا على نموذج GARCH باستخدام كلا المعيارين MAE و MSE. بينما لم يثبت الاختبار وجود فرق معنوي في القدرة التنبؤية للنموذجين

GARCH و APGARCH. هذه النتيجة تتعارض مع ما توصل إليه (Giot & Laurent, 2003) من تفوق نموذج APARCH تحت افتراض توزيع ستودنت الملتوي.

مقارنة النماذج اللاتناظرية فيما بينها من حيث دقة التنبؤ باستخدام اختبار DM تشير أن التنبؤ باستخدام نموذج MA(3)-EGARCH(1,1) أكثر دقة من التنبؤ بالنموذج MA(3)-GJR-GARCH(1,1) تحت افتراض توزيع الخطأ المعمم أو توزيع ستودنت الملتوي وباستخدام المعيار MAE. كما أن النموذج MA(3)-EGARCH(1,1) أكثر دقة من النموذج MA(3)-APGARCH(1,1) بناء على معيار MAE سواء بافتراض توزيع GED أو توزيع Skewed-t-Student. وبمقارنة النموذجين MA(3)-APGARCH(1,1) و MA(3)-GJR-GARCH(1,1) فإن نتائج اختبار DM تشير إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل القاضي بتفوق النموذج MA(3)-GJR-GARCH(1,1) على النموذج APGARCH(1,1) عند مستوى معنوية 10% تحت افتراض GED بناء على معيار MAE. أما بافتراض توزيع ستودنت الملتوي، فإن النتائج تشير إلى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل عند مستوى 5% باستخدام MAE وعند مستوى 10% باستخدام MSE.

النتائج في الجدول (9) تبين أن النموذج الذي سجل تفوقاً على بقية النماذج هو النموذج MA(3)-EGARCH(1,1) سواء تحت افتراض توزيع GED أو توزيع ستودنت الملتوي ثم يليه في المرتبة الثانية نموذج MA(3)-GJR-GARCH(1,1) وأقل النماذج اللاتناظرية دقة هو النموذج APGARCH(1,1) باستخدام معيار MAE.

4. الخاتمة :

استخدمت هذه الدراسة أربع نماذج GARCH لدراسة سلوك عوائد خامات البرنت المتمثل في التقلبات العنقودية والأثر اللاتناظري بناء على أربع إفتراضات لتوزيع البواقي المعيرة هي: التوزيع الطبيعي، توزيع ستودنت المتناظر، توزيع الخطأ المعمم وتوزيع ستودنت الملتوي.

أفضل تقدير لهذه النماذج بناء على أقل قيمة لمعياري AIC و SIC هو الذي يقوم على إفتراض توزيع ستودنت الملتوي للبواقي لكونه يلائم المتغيرات ذات التفرطح الكبير مثلما هو الحال لعوائد أسعار خامات البرنت كما أثبتت ذلك دراسة (Bollerslev, 1987).

بناء على اختبار Diebold-Mariano فإن نماذج GARCH اللاتناظرية لها قدرة تنبؤية أفضل من نموذج GARCH الإعتيادي التناظري. وبمقارنة النماذج اللاتناظرية فيما بينها فإن أفضل نموذج من حيث دقة التنبؤ هو النموذج MA(3)-EGARCH(1,1) ويليه في المرتبة الثانية نموذج GJR-GARCH(1, 1) باستخدام معيار MAE. إلا أن اختلاف التوزيع على مستوى النموذج الواحد لا يؤثر على دقة التنبؤ، إذ لم يثبت وجود اختلاف معنوي في دقة التنبؤ سواء تحت افتراض GED أو بافتراض توزيع ستودنت الملتوي.

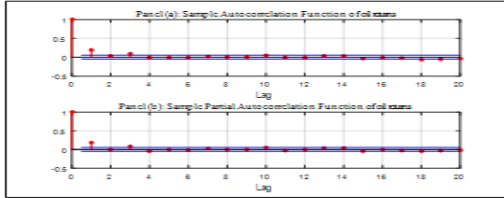
بناء على نتائج هذه الدراسة، فإنه يمكننا تقديم المقترحات التالية:

- بما أن النفط يمكن تداوله في السوق كما تتداول المنتجات المالية، فإنه بإمكان صناع السياسات في الدول المنتجة للنفط كالجائر تنشيط هذه السوق وطرح المنتجات البترولية للتداول مما يخلق ديناميكية بين القطاع المالي والقطاع الحقيقي.
- تميز تقلبات سوق النفط باحتوائها على أثر غير متماثل للصدمات، يدعو إقتصاديات الريع البترولي إلى تكييف سياساتها المالية والطاوقية بما يلائم إشارة الصدمات البترولية للتخفيف من حدة هذه الصدمات .

الملاحق :

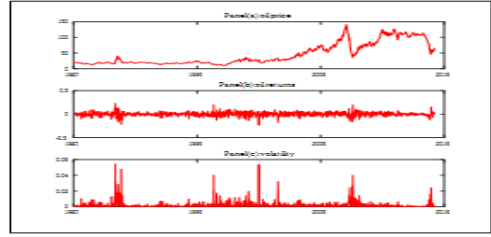
الملحق 01 : الأشكال

الشكل (2) : دالتي الارتباط الذاتي (a) والارتباط الذاتي الجزئي (b) لسلسلة عوائد خامات البنت



المصدر: مخرجات برمجية MATLAB, V.R2015b

الشكل (1) : التمثيل البياني ل : أسعار (a) ، عوائد (b) وتقلبات (c) خامات البنت



المصدر: مخرجات برمجية MATLAB, V.R2015b

الملحق 02 : الجداول

الجدول (2) : نتائج تقدير معادلة المتوسط

Mean equation :	
θ_1	0,188***
θ_3	0,096***
Model Diagnostic	
Log(L)	2600,585
Q(20)	21,157
Q*(20)	603,06***
ARCH(20)	198,38***
Normality (J-B test)	598,74***

*** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .
المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10

الجدول (1) : الخصائص الإحصائية لعوائد البنت

	r_t
Mean	0,00085
Std.Dev	0,0418
Skewness	-0,2239
Excess Kurtosis	3,1345
J-B statistic	1462***
Q-statistic	91,947***
Unit Root Test :	
ADF test	31,539***
PP test	31,686***

*** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .
المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10

الجدول (3) : نتائج تقدير النموذج MA(3)-GARCH(1, 1)

	Normal	Student's-t	GED	Skewed-t-Student
Mean Eq.				
θ_1	0,232***	0,238***	0,24***	0,242***
θ_3	0,023	0,031	0,032	0,032
Variance Eq.				
ω	0,0000325***	0,0000309***	0,0000316***	0,0000347***
α	0,103***	0,105***	0,104***	0,119***
β	0,882***	0,881***	0,881***	0,88***
$\alpha + \beta$	0,985	0,987	0,986	0,999
Model diagnostic				
Q(20)	0,719	0,777	0,783	0,792
Q*(20)	0,755	0,768	0,767	0,769
ARCH(20)	0,778	0,792	0,791	0,794
J-B statistic	234,63***	239,33 ***	238,6 ***	240,16 ***
AIC	-3,745	-3,778	-3,768	-3,772
SIC	-3,727	-3,757	-3,746	-3,754

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10 . Q(20) إحصائية إختبار Ljung-Box للارتباط السلسلي للبقاقي المعيرة عند درجة إبطاء 20 ، Q*(20) : إحصائية إختبار Ljung-Box للارتباط السلسلي لمربع البقاقي المعيرة عند درجة إبطاء 20 . القيم المتعلقة باختبار ARCH عند درجة إبطاء 20 هي قيم الإحتمال المرافقة لإحصائية LM . *** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .

الجدول (4) : نتائج إختبارات إشارة وحجم التحيز للنموذج MA(3)-GARCH(1, 1)

	Normal	student's-t	GED	Skewed-t-Student
SB Test	0,000165	0,00018	0,00018	0,000175
NSB Test	0,002638	0,003139	0,003323	0,003442
PSB Test	- 0,006918**	0,007381 **	0,007549 **	0,007656 **
SSB test				
<i>b1</i>	0,000162	0,000176	0,000176	0,00017
<i>b2</i>	0,00026	0,003094	0,003278	0,003396
<i>b3</i>	- 0,0069 **	0,007354 **	0,007522 **	0,00763**
LM =	5,204082	6,134739	6,444471	6,602259
$\chi^2_{10\%}(3) =$	6,251	6,251	6,251	6,251

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10. *** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .

الجدول (5) : نتائج تقدير نماذج GARCH التناظرية تحت افتراض توزيع الخطأ المعمم للبواقي

	M1(3)- GJR-GARCH(1,1)	MA(3)- EGARCH(1,1)	MA(3)- APGARCH(1,1)
Mean equation			
θ_1	0,24***	0,243***	0,24***
θ_3	0,032	0,03	0,032
Variance equation			
ω	0,0000312***	0,35***	0,00054***
α	0,085***	0,213***	0,111***
β	0,881***	0,971***	0,89***
γ	0,037	0,038***	0,18**
δ			1,17 ***
$\alpha + \beta$	0,967		1
$H_0 : \delta = 1$			0,53
$H_0 : \delta = 2$			2,542**
Model diagnostic			
<i>Q(20)</i>	0,783	0,721	0,716
<i>Q*(20)</i>	0,767	0,851	0,851
<i>ARCH(20)</i>	0,791	0,866	0,872
<i>J-B statistic</i>	243,7***	219***	234,3***
<i>AIC</i>	-3,768	-3,771	-3,77
<i>SIC</i>	-3,743	-3,756	-3,741

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10. *** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% ..

الجدول (6) : نتائج تقدير نماذج GARCH التنظرية تحت افتراض توزيع ستودنت الملتوي للبواقي

	MA(3)- GJR-GARCH(1,1)	MA(3)- EGARCH(1,1)	MA(3)- APGARCH(1,1)
Mean equation			
θ_1	0,242***	0,246***	0,243***
θ_3	0,032	0,031	0,032
Variance equation			
ω	0,0000346 **	0,36***	0,000395
α	0,098***	0,232***	0,124***
β	0,88***	0,97***	0,884***
γ	0,045	0,042 *	0,17 *
δ			1,3 ***
$\alpha + \beta$	0,977		1
$H_0 : \delta = 1$			0,783
$H_0 : \delta = 2$			1,86 *
Model diagnostic			
Q(20)	0,792	0,729	0,733
Q*(20)	0,769	0,858	0,847
ARCH(20)	0,794	0,87	0,868
J-B statistic	247,24***	223***	242,03***
AIC	-3,772	-3,773	-3,773
SIC	-3,75	-3,751	-3,748

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10 . *** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .

الجدول (7) : إختبار DM لمقارنة النماذج

حسب التوزيع الشرطي للبواقي

Model	GED vs Skewed-t-Student	
	MSE	MAE
MA(3)- GARCH(1, 1)	1,084 (0,14)	1,19 (0,117)
MA(3)- EGARCH(1, 1)	- 0,032 (0,512)	- 0,9 (0,815)
MA(3)- GJR-GARCH(1, 1)	1,06 (0,145)	1,116 (0,132)
MA(3)- APGARCH(1, 1)	0,999 (0,16)	0,928 (0,177)

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10 .

الجدول (8) : إختبار DM للمقارنة بين النماذج التنظرية وغير التنظرية

		GARCH- EGARCH	GARCH- GJR	GARCH- APARCH
GED :	MSE	1,232	1,263	1,394*
	MAE	1,541*	1,592*	1,72 **
Skewed-t-student :	MSE	1,151	1,195	1
	MAE	1,368*	1,469*	1,02
		GJR- EGARCH	APGARCH- EGARCH	APGARCH- GJR
GED :	MSE	1,227	1,22	1,122
	MAE	1,532*	1,518*	1,296*
Skewed-t-stucent :	MSE	1,14	1,175	1,563*
	MAE	1,34*	1,426*	1,686**

المصدر: مخرجات برمجية Eviews 10 . *** مستوى معنوية 1% ، ** 5% ، * 10% .

– المراجع :

- بوحفص حاكمي، و سفيان الشارف بن عطية. (2015). دور السياسة المالية في تحقيق إستقرار الموازنة في ظل تقلبات أسعار النفط-حالة الجزائر. *مجلة دفاتر بواذكس* (04)، 123-142.
- Aggnolucci, P. (2009). Volatility in crude oil futures : A comparison of the predictive ability of GARCH and applied volatility models. *Energy Economics*, 31, 316-321.
- Black, F. (1976). "Studies in stock price volatility changes", Proceedings of the 1976 business meeting of the business and economics statistics section. *American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986). Genaralized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Journal of Economic Statistics*, 69(3), 542-547.
- Cheong, C. (2009). Modeling and forecasting crude oil markets using ARCH-type. *Energy Policy*, 37, 2346-2355.
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage, and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Diebold, F., & Mariano, R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253-263.
- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, Vol. XLVIII(5), 1749-1778.
- Fan, Y., Zhang, Y.-J., Tsai, H.-T., & Wei, Y.-M. (2008). Estimating 'Value at Risk' of crude oil price and its spillover effect using the GED-GARCH approach. *Energy Economics*, 30(6), 3159-3171.
- Fernandez, C., & Steel, M. (1998). On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359-371.
- Fong, W. M., & See, K. H. (2002). A Markov Switching model of the conditional volatility of crude oil futures prices. *Enrgy Economics*, 24, 71-95.
- Giot, P., & Laurent, S. (2003). Market risk in commodity markets: a VaR approach. *Energy Economics*, 25, 435-457.
- Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkel, D. (1993). Relationship between expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Hentschel, L. (1995). All in the family : Nesting symmetric and asymmetric GARCH models. *Journal of Financial economics*, 39, 71-104.

- Huang, B.-N., Yang, C., & Hwang, M. (2009). The dynamics of a nonlinear relationship between crude oil spot and futures prices: a multivariate threshold regression approach. *Energy Economics*, 31(1), 91-98.
- Kang, S.-H., Kang, S.-M., & Yoon, S.-M. (2009). Forecasting volatility of crude oil markets. *Energy Economics*, 31, 119-125.
- Mohammadi, H., & Su, L. (2010). International evidence on crude oil price dynamics : Applications of ARIMA-GARCH models. *Energy Economics*, 32, 1001-1008.
- Narayan, P., & Narayan, S. (2007). Modelling oil price volatility. *Energy Policy* , 35, 6549–6553.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- Sadorsky, P. (2006). Modeling and forecasting petroleum futures volatility. *Energy Economics*, 28, 467-488.
- Schwert, G. W. (1990). Indexes of United States stock prices from 1802 to 1987. *Journal of Business*, 63, 399-426.
- Vafiadis, N. (2015). Forecasting volatility and the Risk-Return Tradeoff : An application on the Fama-French Benchmark Market Returns. *Journal of Time Series Econometrics* , 7(2), 181-216.
- Vlaar, P. J., & Palm, F. C. (1997). Inflation differentials and excess returns in the European Monetary System. *Journal of International Financial Markets*, 7(1), 1-20.
- Vo, M. (2011). Oil and stock market volatility : A multivariate stochastic volatility perspective. *Energy economics*, 33, 956-965.
- Wang, Y., & Wu, C. (2012). Forecasting energy market volatility using GARCH models : can multivariate models beat univariate models ? *Energy Economics*, 34, 2167-2181.
- Wei, Y., Wang, Y., & Huang, D. (2010). Forecasting crude oil market volatility: further evidence using GARCH-class models. *Energy Economics* ., 32, 1477–1484.