مجلة دفاتر اقتصادية
المجلد: 11 – العدد: 02 (2020)، ص: 1-14
P-ISSN: 2170-1040
E-ISSN: 2602-5426

نمذجة تقلبات أسعار الذهب: تجربة من الجزائر

Modeling the fluctuations of gold prices: evidence from Algeria

العقاب محمد[1]♦، شامخ عباس[2]، بن سليمان شهرة[3]
[1] مخبر مكيمادّ MQEMADD، جامعة زيان عاشور- الجلفة (الجزائر)، mohamedelaguab18@gmail.com
[2] جامعة زيان عاشور- الجلفة (الجزائر)، abbaschamekh123@gmail.com
[3] جامعة زيان عاشور- الجلفة (الجزائر)، be.chahra123@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2020-05-29 تاريخ القبول:2020-09-03 تاريخ النشر:2020-10-25

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى إبراز أهمية نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين في نمذجة تقلبات أسعار أوقية الذهب، ومن خلال تحليل هذا المؤشر في الجزائر باستخدام بيانات يومية للفترة الممتدة من 01 جانفي 2016 إلى 29 فيفري2020، خلصت الدراسة إلى وجود مشكل عدم تجانس التباين بسبب الصدمات المتتالية مما فرض علينا استخدام النماذج الأسية (Exponential) والتي تعتمد على إلغاء فرضيتي التناظر والصياغة الخطية، وكان النموذج الأفضل EGARCH(1.1) في عملية التقدير. و بالتالي فان الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة في أسعار أوقية الذهب في الجزائر من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

كلمات مفتاحية: أوقية الذهب؛ صدمات؛ نماذج EGARCH؛ الجزائر.

تصنيف JEL : E3, C32 .

Abstract:

The aim of this study is to highlight the importance of ARCH models to model the fluctuations in the daily gold ounce prices in Algeria over the period of 1 January 2016 to 29 February 2020. Due to the successive shocks, the empirical study concluded the presence heteroscedasticity problem. To remedy this problem, we use the exponential models because the linearity and the symmetry hypotheses will be suppressed. Therefore, the obtained results show that EGARCH(1,1) is the optimal model. Thus, the positive shocks associated with good news produce less severe fluctuations in the price of an ounce of gold in Algeria than those negative shocks associated with bad news.

Keywords: gold ounce; Shocks; EGARCH models; Algeria.

JEL Classification: E3, C32.

♦المؤلف المرسل

1. مقدمة:

يعتبر الذهب من المعادن الثمينة التي عرفت منذ آلاف السنين، ويمكن أن يتواجد بشكل حر في الطبيعة أو مختلطا بالعناصر الكيميائية الأخرى، ويرمز له بالرمز **AU** وعدده الذري 79 في الجدول الدور للعناصر الكيميائية، ويعد الذهب من الاستثمارات المربحة التي يمكن للشخص أن يستثمر فيها أمواله فانخفاض أسعاره مكسب وارتفاعها يعود بالربح والفائدة في حال تم بيعه، إلا أن سعر الذهب يتأثر بالأحداث السياسية العالمية والأوضاع الاقتصادي في الأسواق المالية العالمية فنلاحظ تارة ارتفاع أسعار الذهب وتارة انخفاضها بدون سابق إنذار وهذا كله يؤثر على المستثمرين وتجارتهم.كما يعتبر الذهب من بين أهم المعادن وأكثرها استخداما في حياتنا اليومية عند كل الدول، كما أن الإقبال عليه يزداد يوما بعد يوم لذلك فإن الكثير من المستثمرين والدول يلجئون إلى توفير أموالهم بشراء الذهب لأنه المعدن الأمين الذي يحافظ على قيمته الشرائية.

وفي إطار نمذجة أسعار الذهب تعتبر النماذج الكلاسيكية (ARIMA) من بين الطرق الكمية التي ساهمت بدور كبير في نمذجة الكثير من الظواهر الاقتصادية، واستطاعت أن تعطي لعدة نظريات صورة رياضية تساعد على التنبؤ بالقيم المستقبلية. غير أن هذه الطريقة ترتكز على فرضية أساسية وهي ثبات تباين بواقي النموذج أو تجانس التباين (Homoscedasticity) بالنسبة لكل مشاهدات العينة أو عند كل فترات الدراسة، وبالتالي فان هذا النوع من النماذج الخطية لا يستطيع أن يترجم الصفة الحركية لبعض الظواهر الاقتصادية مما لا يسمح بأخذ الميكانيزمات غير المتناظرة بعين الاعتبار ضمن هذا النوع من النماذج، لذا يتحتم علينا التفكير في نماذج (ARCH) المتناظرة وغير المتناظرة والتي تأخذ في الحسبان الشروط السالفة الذكر.

1.1 إشكالية البحث:

وعلى ضوء ما سبق يمكننا طرح إشكالية الدراسة كما يلي:

هل يمكننا نمذجة التقلبات اليومية لأسعار أوقية الذهب في الجزائر باستخدام نماذج ARCH؟

2.1 أهداف البحث:

نهدف من خلال هذه الدراسة إلى تحديد النموذج الإحصائي الأمثل الذي تخضع له سلسلة أسعار الذهب في الجزائر، لأنه من أهم المعادن التي تحافظ عليها الدولة الجزائرية في خزينتها كباقي دول العالم لأنه يمثل القوة الاقتصادية للدولة؛ ومن أجل نمذجة أسعار الذهب في هذه الدراسة تم الاعتماد على بيانات يومية لسلسلة أسعار الذهب (بالدينار الجزائري للأوقية) وذلك للفترة الممتدة [من 01-01-2016 إلى29-02-2020]، وفقا للنماذج الخطية المعتمدة على الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (ARMA)، بالإضافة إلى نماذج عدم ثبات التباين المشروط والمتمثلة في [ARCH/GARCH/EGARCH] لتتبع سلوك تقلبات أسعار الذهب.

3.1 منهج البحث:

وبغية الإلمام بمختلف جوانب الدراسة تم الاعتماد على المنهج الوصفي من أجل عرض الجانب النظري وبمختلف المفاهيم، بالإضافة إلى المنهج الاستقرائي لبناء نموذج قياسي يفسر التغيرات الحاصلة في سلسلة أسعار الذهب.

4.1 الدراسات السابقة:

فيما يخص الدراسات السابقة فهي كثيرة ومتعددة، نذكر من أهمها:

دراسة (Massarrat Ali khan,2013)[1] بعنون:Forecasting of Gold Prices (Box Jenkins Approach) ، قام الباحث من خلال هذه الدراسة إلى محاولة تطوير نموذج للتنبؤ بسعر اليومي للذهب وذلك بالاعتماد على قاعدة البيانات (London Gold Price Fixing) خلال الفترة 02 جانفي 2003 إلى غاية 01 مارس 2012، وباستخدام منهجية بوكس

وجنكينز والنماذج الخطية المختلطة والمتكاملة (ARIMA) لبناء نموذج التنبؤ، توصل الباحث إلى أن ARIMA (0.1.1) هو النموذج المناسب للتنبؤ بسعر الذهب وقد تم استخدام كل من المعايير: MAPE، RMSE، MSE لاختبار دقة التنبؤ؛

دراسة (K Murali Krishna, N Konda Reddy, M Raghavendra Sharma, 2019)[2] بعنوان: Forecasting of Daily Prices of Gold in India using ARIMA and FFNN Models، تضمنت الدراسة البحث على أفضل نموذج للتنبؤ بالأسعار اليومية للذهب في الهند، حيث اعتمد الباحثون على نماذج (ARIMA) والشبكات العصبية الاصطناعية (ANN) وخلال فترة دراسة من 1 جانفي 2014 إلى 24 جويلية 2018 توصلوا إلى أن النموذج الأكثر دقة هو نموذج والشبكات العصبية وهذا بالاعتماد على معايير المفاضلة متوسط الخطأ المطلق (MAE) ، خطأ النسبة المئوية المطلقة (MAPE) وخطأ الجذر ألتربيعي المتوسط (RMSE).

2. وصف موجز لمتغيرة الدراسة:

1.2 التعريف بسعر الذهب:

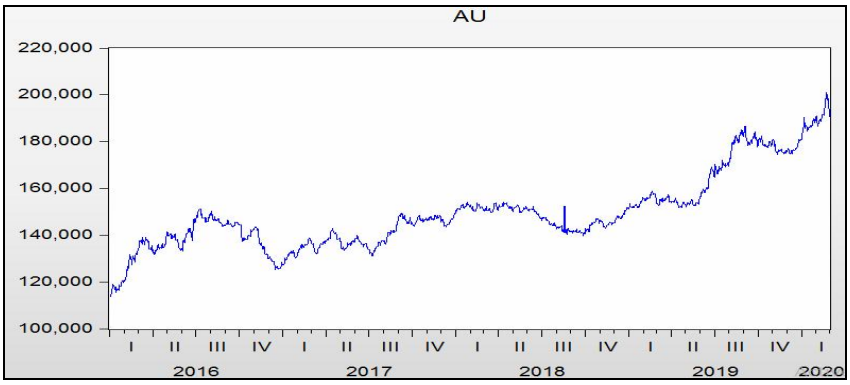
يُعبر سعر الذهب عن القيمة المستخدمة لتداول الذهب بالأسواق، ويتأثّر سعره مثل أسعار كافّة المنتجات بالعرض والطلب في السوق؛ حيث يُستخدم في العديد من المجالات الصناعيّة وغيرها، كما يُشكّل الذهب جزءاً من مخزون الثروات، ويُعدّ من المخزونات الآمنة والبديلة عن الدولار الأمريكيّ[3]؛

يشهد سعر الذهب تغيرات عديدة فتارة ينخفض وتارة أخرى يرتفع، وترتبط هذه التغيرات بوجود أسباب عالمية كدعم قيمة الدولار الأمريكي والتي تساهم في تحسين الاقتصاد الأمريكي، وتخلي المؤسسات المالية عن استخدام الذهب وذلك لأنه يمثل عملة احتياطية عالمية بالإضافة كذلك إلى ارتفاع القوة الشرائية وزيادة النمو الاقتصادي وهذا عامل أساسي في انخفاض سعر الذهب، كذلك تعتبر البرامج السياسية من بين أهم العوامل في التأثير على سعر الذهب.[4]

2.2 تطور أسعار الذهب في الجزائر:

سنعمل على إلقاء نظرة على التطور اليومي لأسعار الذهب في الجزائر، وذلك لأخذ فكرة وصورة أولية عن كيفية تغيراتها من خلال التمثيل البياني الموضح في الشكل (1).

الشكل (01): التمثيل البياني لأسعار الذهب في الجزائر خلال فترة الدراسة



المصدر: من إعداد الباحثين و بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

يمثل الشكل(01) التطور اليومي لأسعار الذهب في الجزائر خلال الفترة 2016/01/01 إلى غاية 2020/02/29 ببيانات يومية يقدر عددها بـ 1521 مشاهدة،[5] حيث نلاحظ أن أسعار الذهب في تزايد مستمر خلال السداسي الأول من سنة 2016 إلى أن وصل إلى قيمة151096.44دج للأوقية وهذا راجع إلى انخفاض سعر الدولار الأمريكي، كما نلاحظ

انخفاض في أسعار الذهب خلال السداسي الثاني من سنة 2016 كما أن أسعار الذهب خضعت لاضطرابات كبيرة خلال سنة 2017 حيث بلغت أعلى قيمة لها 142148.92دج وأدنى قيمة لها هي 133548.09دج، إلا أن هذا الانخفاض مقارنة بالسداسي الأول من سنة 2016 راجع لارتفاع سعر الدولار الأمريكي وانخفاض القدرة الشرائية للعملة الوطنية خاصة بعد قرار طبع النقود في الجزائر و المعروف "بالتمويل غير تقليدي" ، وبعد ذلك تبدأ أسعار أوقية الذهب في التحسن تدريجيا خلال كل فترة الدراسة حتى تصل أعلى قيمة لها 201121.57دج في2020/02/23 .

3. مراجعة مختصرة لأهم النماذج المستخدمة في الدراسة:

يمكننا فيما يلي تلخيص أهم النماذج المستخدمة في نمذجة وقياس تقلبات أسعار أوقية الذهب، كما أننا نستعرض شروط تطبيقها وحدود استعمالها:

1.3 نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين ARCH:

يعتبر نموذج ARCH(P) أول النماذج والذي تما اقتراحه من طرف (Robert Engel, 1982) وهو نموذج خطي ومتناظر، بحيث يتم ضمن هذا النموذج اعتبار التباين الشرطي h_t^2 متغيرا تابعا لمربعات حدود الخطأ للفترات السابقة ζ_{t-i}^2 ، ويعطى بالعلاقة التالية[6]:

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

وحتى يكون النموذج معرف و التباين مستقر يشترط أن تكون: $\alpha_0 \phi 0 \wedge \alpha_i \geq 0 ... i = \overline{1.P}$

2.3 نماذج الانحدار الذاتي المعمم المشروطة بعدم تجانس التباين GARCH:

قدم الباحث (Bollerslev,1986) باقتراح تعميم لنماذج ARCH من خلال إضافة التباين الشرطي للفترات السابقة إلى نماذج ARCH ليصبح بالصيغة التالية[7]:

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

وحتى يكون النموذج معرف و التباين مستقر يشترط أن تكون: $\sum_{i=1}^{p} \alpha_i + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \pi 1 \Leftrightarrow \alpha(1) + \beta(1) \pi 1$

3.3 نماذج TGARCH:

تما استحداث هذا النوع من النماذج في البداية من طرف (Engle et Bollerslev, 1986)، والتي تسمى بنماذج العتبة TARCH (Threshold)، و تعتمد هذه الصياغة على فكرة أن استجابة التباين الشرطي في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة السالبة $\left(\zeta_t^-\right)$ تختلف عن الاستجابة في حالة الصدمات العشوائية ذات القيمة الموجبة $\left(\zeta_t^+\right)$ و هذا ما يلغي فرضية التناظر في النماذج السابقة. أي انه يجب شرح التباين على أساس تجزئة الأخطاء على حسب الإشارة و هذا مقبول على اعتبار أن استجابة العديد من الظواهر في حالة حدوث صدمة يختلف على حسب الاضطراب السابق هل هو بالزيادة أو بالنقصان.و لقد تم تعميم النموذج TARCH من طرف (Rabemananjara et Zakoian, 1991) ليصبح التباين الشرطي للنماذج TGARCH على النحو التالي: [8]

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

و هذه الصياغة تعني أن التباين الشرطي يتأثر بإشارة الصدمات الحاصلة و بمدى هذه الصدمات، وحتى يكون النموذج معرف و التباين مستقر يشترط أن تكون: $\alpha_0 \phi 0 \;;\; \alpha_i^+ \geq 0 \;;\; \alpha_i^- \geq 0 \;;\; \beta_j \geq 0$

4.3 النماذج الآسية EGARCH: (Exponentiel GARCH)

يسمى هذا النوع من النماذج بالنماذج الآسية EGARCH (Exponential) و التي تما استحدثها من طرف (Nelson, 1991)، و تعتمد هذه النماذج على فكرة أن إلغاء فرضيتي التناظر و الصياغة الخطية للتباين الشرطي عن طريق نمذجة التباين الشرطي على الشكل الآسي مع عدم و جود قيود على إشارة المعاملات α_i و β_j ، و نكتب:[9]

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

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

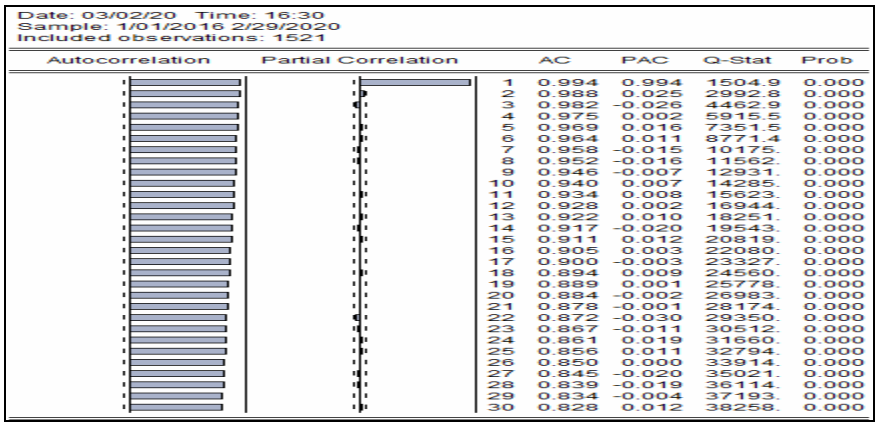
4. نمذجة أسعار الذهب في الجزائر

لقد تم أخذ اللوغاريتم لسلسلة أسعار الذهب في الجزائر وذلك للتقليل من الاضطرابات الحاصلة في السلسلة وتم ترميز السلسلة بالرمز(LAU)، وقبل الشروع في عملية نمذجة سلسلة أسعار الذهب في الجزائر لابد أولا من التأكد من استقرارية السلسلة محل الدراسة.

1.4 دراسة استقرارية سلسلة أسعار الذهب في الجزائر:

تعتبر دراسة الاستقرارية هي الخطوة الأولى في عملية النمذجة إذ انه لا يمكننا نمذجة أي سلسلة حتى نتأكد من أنها مستقرة، وبالتالي يجب في البداية التخلص من كل المركبات الزمنية إن وجدت ضمن السلسلة لأنها تؤدي في اغلب الأحيان إلى عدم استقرار السلسلة،[10] وبالاعتماد على (Correlogram) دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية الشكل (2) نلاحظ أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي البسيطة تقع خارج مجال الثقة مما يوحي لنا بوجود مركبة الاتجاه العام وبالتالي عدم استقرارية السلسلة (LAU).

الشكل (02): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.994	0.994	1504.9	0.000
2	0.988	0.025	2992.8	0.000
3	0.982	-0.026	4462.9	0.000
4	0.975	0.002	5915.5	0.000
5	0.969	0.016	7351.5	0.000
6	0.964	0.011	8771.4	0.000
7	0.958	-0.015	10175.	0.000
8	0.952	-0.016	11562.	0.000
9	0.946	-0.007	12931.	0.000
10	0.940	0.007	14285.	0.000
11	0.934	0.008	15623.	0.000
12	0.928	0.002	16944.	0.000
13	0.922	0.010	18251.	0.000
14	0.917	-0.020	19543.	0.000
15	0.911	0.012	20819.	0.000
16	0.905	0.003	22080.	0.000
17	0.900	-0.003	23327.	0.000
18	0.894	0.009	24560.	0.000
19	0.889	0.001	25778.	0.000
20	0.884	-0.002	26983.	0.000
21	0.878	-0.001	28174.	0.000
22	0.872	-0.030	29350.	0.000
23	0.867	-0.011	30512.	0.000
24	0.861	0.019	31660.	0.000
25	0.856	0.011	32794.	0.000
26	0.850	0.000	33914.	0.000
27	0.845	-0.020	35021.	0.000
28	0.839	-0.019	36114.	0.000
29	0.834	-0.004	37193.	0.000
30	0.828	0.012	38258.	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

ويمكن التأكد من ذلك باللجوء إلى اختبارات جذر الوحدة، ولقد تم الاعتماد في هذه الدراسة على الاختبارين (ADF) و (PP)، ونعتبر السلسلة مستقرة بالنسبة للاختبارين ويكون ذلك بعدم وجود جذر الوحدة في النماذج الثلاثة: بدون ثابت، مع ثابت، مع ثابت ووجود مركبة الزمن، وبغرض تحديد التأخيرات اللازمة لتصحيح مشكل الارتباط الذاتي وعدم ثبات تباين الأخطاء الممكن في نماذج جذر الوحدة لهذه الاختبارات، فإننا نعتمد على الاختيار الأمثل الذي يحدده البرنامج (Automatic) وعلى أساس معيار Akaike.[11]

1.1.4 دراسة استقرارية السلسلة (LAU) حسب اختبار ADF:

بعد إجراء اختبار (ADF) فإننا نسجل القيم الإحصائية المحسوبة لجذر الوحدة والاحتمال المرافق لها، والنتائج موضحة في الجدول (01):

الجدول (1): نتائج اختبار استقرارية السلسلة (LAU) باستخدام ADF

مستوى الفرق	عند المستوى		الفرق الأول	
نوع النموذج	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال
بدون ثابت ولا اتجاه عام	2.1710	0.9933	-30.3645	0.0000
مع ثابت فقط	-1.3087	0.6275	-30.4803	0.0000
مع ثابت واتجاه عام	-2.2394	0.4667	-30.4703	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

ومن خلال النتائج نلاحظ أن السلسلة (LAU) في المستوى الأصلي تمتلك جذر وحدة بالنسبة للنماذج الثلاثة حتى عند مستوى معنوية 10% وبالتالي فالسلسلة غير مستقرة في المستوى، غير انه عند إجراء الفرق الأول للسلسلة (LAU) فإننا نلاحظ غياب جذور الوحدة في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 1% فقط وبالتالي فالسلسلة (LAU) متكاملة من الدرجة الأولى.

2.1.4 دراسة استقرارية السلسلة (LAU) حسب اختبار PP:

بعد استعمال اختبار (PP) فإننا نسجل كذلك قيمة الإحصائية المحسوبة لجذر الوحدة والاحتمال المرافق لها في الجدول(2)، ومن خلال النتائج نلاحظ أن السلسلة (LAU) في المستوى الأصلي تمتلك جذر وحدة بالنسبة للنماذج الثلاثة حتى عند مستوى معنوية 10% وبالتالي فالسلسلة غير مستقرة.

الجدول (2): نتائج اختبار استقرارية السلسلة (LAU) باستخدام PP

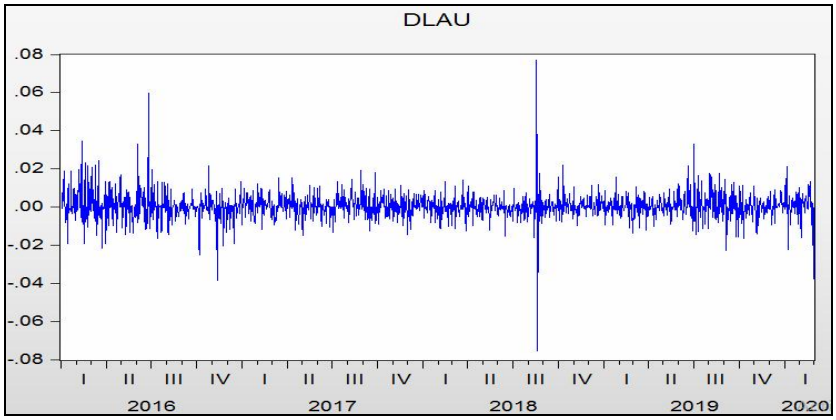
مستوى الفرق	عند المستوى		الفرق الأول	
نوع النموذج	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال
بدون ثابت ولا اتجاه عام	2.0927	0.9917	-42.3632	0.0000
مع ثابت فقط	-1.3665	0.6000	-42.5246	0.0000
مع ثابت واتجاه عام	-2.3821	0.3888	-42.3632	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

غير أنه عند إخضاع للسلسلة (LAU) للفرق الأول فإننا نلاحظ غياب جذر الوحدة في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية 1 % فقط وبالتالي فالسلسلة (LAU) متكاملة من الدرجة الأولى.

ومن أجل التأكد من استقرارية السلسلة (LAU) بعد إخضاعها للفرق الأول نقوم باستعراض التمثيل البياني للسلسلة (DLAU) في الشكل (03) في الصفحة الموالية، حيث نلاحظ أنه تم التخلص من مركبة الاتجاه العام من السلسلة الأصلية (LAU) مما يوحي بإستقرارية السلسلة (DLAU)، إلا أنها تخضع لاضطرابات كبيرة حيث بلغت أدنى قيمة 11076- بتاريخ 2018/08/18 وسجلت أقصى قيمة 11276دج في تاريخ 2018/08/20، مما يوحي انه خلال عملية النمذجة قد تكون بواقي النموذج تعاني من مشكلة عدم ثبات التباين، غير أن هذه النتيجة لا يمكننا التأكد منها بيانياً فقط بل يجب إجراء بعض الاختبارات الإحصائية المتخصصة في ذلك وهو ما سنقوم به لاحقاً.

الشكل (03): التمثيل البياني لسلسلة أسعار الذهب بعد إخضاعها للفرق الأول



المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

2.4 التعرف على النموذج الأفضل ARIMA (q;d;p):

من أجل التعرف على النموذج الأفضل من بين النماذج التي يتم اقتراحها اعتمادا على التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية للسلسلة أسعار الذهب في الجزائر بعد إخضاعها للفرق الأول (correlogramme DLAU)، [12] ولقد تم اختيار النماذج ذات الدلالة الإحصائية من بين كل النماذج المقترحة والنتائج موضحة في الجدول (3)، ونعتمد على المعيارين Akaike و log vraisemblance للمفاضلة بين النماذج.

الجدول (3): معايير المفاضلة بين جودة النماذج للسلسلة DLAU

النموذج / المعيار	AR(1)	AR(2)	Ma(1)	ARMA(1;1)
AIC	-7.0811	- 7.0842	-7.0821	-7.0831
LMV	5384.654	5388.008	5385.4	5387.177
المعنوية	جيدة	جيدة	جيدة	جيدة
قابلية MA للقلب	قابل للقلب	قابل للقلب	قابل للقلب	قابل لقلب
قابلية AR للإستقرارية	مستقر	مستقر	مستقر	مستقر

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10 (انظر الملاحق من 1 إلى 3)

إن جل النماذج المذكورة في الجدول أعلاه تم تقديرها بالاعتماد على طريقة المعقولية العظمى وباستعمال خوارزمية BHHH لأنها تعتبر أفضل طريقة في تقدير نماذج ARIMA، [13] من خلال الجدول أعلاه يتبين أن النموذج الأكثر ملائمة هو AR (2) ذلك لأن لديه أقل قيمة في معيار AIC، كما أنه يمنحنا أعظم احتمال LMV، كما أن معالم هذا النموذج ذات معنوية جيدة بالإضافة إلى انه مستقر وقابل للقلب. كما هو موضح في الجدول (4).

ومن خلال نتيجة التقدير الموضحة في الجدول (4)، فبالنسبة للمعنوية الفردية لمعالم النموذج، وباستعمال الاحتمال المرافق لاختبار ستيودنت نلاحظ أن معالم النموذج [الحد الثابتc، (1) AR، (2) AR] لها دلالة إحصائية عند مستويات المعنوية 5%. أما بالنسبة للمعنوية الكلية للنموذج ومن خلال الاحتمال المرافق لاختبار فيشر نلاحظ أن النموذج له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%.

الجدول(4): نتيجة تقدير النموذج AR (2)

Dependent Variable: DLAU
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/02/20 Time: 21:33
Sample: 1/02/2016 2/29/2020
Included observations: 1520
Convergence achieved after 54 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000339	0.000166	2.050555	0.0405
AR(1)	-0.089803	0.027929	-3.215346	0.0013
AR(2)	-0.066972	0.010873	-6.159312	0.0000
SIGMASQ	4.88E-05	6.61E-07	73.91029	0.0000

R-squared	0.011468	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.009512	S.D. dependent var	0.007030
S.E. of regression	0.006996	Akaike info criterion	-7.084221
Sum squared resid	0.074206	Schwarz criterion	-7.070204
Log likelihood	5388.008	Hannan-Quinn criter.	-7.079003
F-statistic	5.862314	Durbin-Watson stat	1.998306
Prob(F-statistic)	0.000560		

Inverted AR Roots	-.04+.25i	-.04-.25i

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

وعلى أساس نتيجة التقدير أعلاه يمكننا كتابة معادلة صيرورة (DLAU) كالآتي:

$$DLAU = 0.00033 - 0.0898\ DLAU_{t-1} - 0.0669\ DLAU_{t-2} + \zeta_t$$

3.4 دراسة صلاحية النموذج:

حتى يكون النموذج المقترح AR(2) مقبول ويصف سلوك أسعار الذهب في الجزائر خلال فترة الدراسة يجب أن يحقق فرضيات النموذج، وهي أن يكون مستقر وقابل للقلب وهذه الفرضية تما التأكد منا، كما يجب أن تكون بواقي النموذج تشويش ابيض إي مستقلة عن بعض وذات نباين ثابت تتوزع طبيعياً.

1.3.4 اختبار وجود مشكل الارتباط الذاتي بين بواقي النموذج:

بغرض اختبار وجود مشكل الارتباط الذاتي بين بواقي النموذج المقترح AR(2) نقوم بتقديم التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لبواقي النموذج في الشكل التالي:

الشكل (4): التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لبواقي النموذج

Date: 03/13/20 Time: 14:06
Sample: 1/01/2016 2/29/2020
Included observations: 1520
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.001	0.001	0.0008	
		2	-0.001	-0.001	0.0042	
		3	0.008	0.008	0.1023	0.749
		4	-0.035	-0.035	1.9996	0.368
		5	-0.000	-0.000	1.9998	0.572
		6	0.038	0.038	4.1966	0.380
		7	0.050	0.051	8.0842	0.152
		8	0.013	0.012	8.3584	0.213
		9	0.002	0.001	8.3640	0.302
		10	-0.016	-0.014	8.7631	0.363
		11	-0.024	-0.020	9.6190	0.382
		12	0.030	0.030	11.013	0.357
		13	-0.026	-0.029	12.029	0.362
		14	-0.002	-0.007	12.038	0.443
		15	-0.015	-0.019	12.400	0.495
		16	0.007	0.011	12.484	0.568
		17	-0.019	-0.018	13.031	0.600
		18	-0.008	-0.007	13.120	0.664
		19	0.056	0.054	17.904	0.395
		20	0.002	0.005	17.909	0.462
		21	0.074	0.075	26.322	0.121
		22	0.019	0.020	26.904	0.138
		23	-0.039	-0.034	29.255	0.108
		24	0.016	0.015	29.638	0.128
		25	0.021	0.024	30.344	0.140
		26	-0.002	-0.007	30.352	0.173
		27	-0.003	-0.014	30.370	0.211
		28	0.023	0.012	31.207	0.221

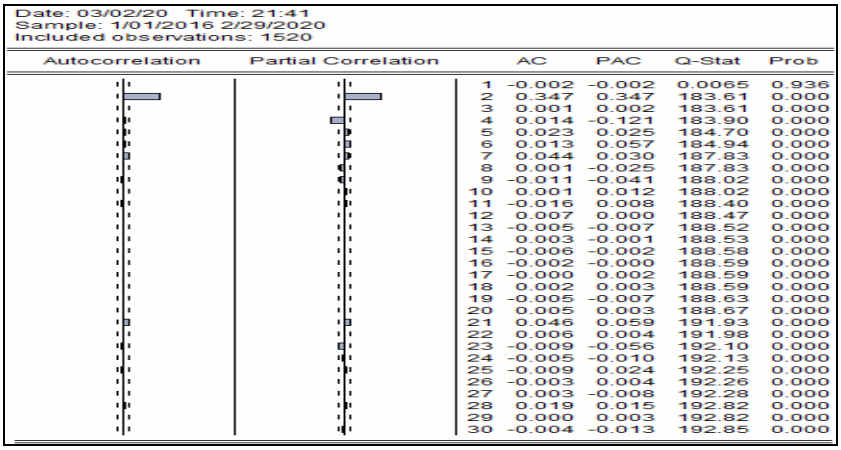
المصدر:من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

نلاحظ من خلال دالة الارتباط الذاتي للبواقي، أن معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة من أجل الفجوات كلها معنوياً معدومة (تقع داخل مجال الثقة)، وباستعمال الاحتمال المرافق لاختبار Ljung-Box يمكننا قبول الفرضية المعدومة بمستوى معنوية 10% وبالتالي قبول فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي ضمن بواقي النموذج.

2.3.4 اختبار وجود مشكل عدم تجانس التباين ضمن بواقي النموذج:

بالاعتماد على (G. Melard, 1992) فان تحليل دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لمربعات البواقي الشكل(6) يؤكد على أنها ذات معنوية إحصائية معدومة (تقع داخل مجال الثقة) ماعدا عند التأخيرين h=2 و h=4 فهي ذات معنوية إحصائية غير معدومة (تقع خارج مجال الثقة) مما يجعل من الاحتمال المرافق لإحصائية اختبار Ljung-Box اقل من 1% وعليه نرفض الفرضية المعدومة بمستوى معنوية 1% و نؤكد على أن تباين البواقي غير ثابت خلال فترة الدراسة.

الشكل (5): التمثيل البياني دالتي الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لمربعات البواقي



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.002	-0.002	0.0065	0.936
2	0.347	0.347	183.61	0.000
3	0.001	0.002	183.61	0.000
4	0.014	-0.121	183.90	0.000
5	0.023	0.025	184.70	0.000
6	0.013	0.057	184.94	0.000
7	0.044	0.030	187.83	0.000
8	0.001	-0.025	187.83	0.000
9	-0.011	-0.041	188.02	0.000
10	0.001	0.012	188.02	0.000
11	-0.016	0.008	188.40	0.000
12	0.007	0.009	188.47	0.000
13	-0.005	-0.007	188.52	0.000
14	0.003	-0.001	188.53	0.000
15	-0.006	-0.002	188.58	0.000
16	-0.002	-0.000	188.59	0.000
17	-0.000	0.002	188.59	0.000
18	0.002	0.003	188.59	0.000
19	-0.005	-0.007	188.63	0.000
20	0.005	0.003	188.67	0.000
21	0.046	0.059	191.93	0.000
22	0.006	0.004	191.98	0.000
23	-0.009	-0.056	192.10	0.000
24	-0.005	-0.010	192.13	0.000
25	-0.009	0.024	192.25	0.000
26	-0.003	0.004	192.26	0.000
27	0.003	-0.008	192.28	0.000
28	0.019	0.015	192.82	0.000
29	0.000	0.003	192.82	0.000
30	-0.004	-0.013	192.85	0.000

المصدر:من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

ويمكننا التأكد من عدم ثبات تباين البواقي عن طريق اختبار ARCH وفقا للنتائج الموضحة في الشكل (6) أدناه:

الشكل (6): نتيجة اختبار ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	48.58214	Prob. F(5,1509)	0.0000
Obs*R-squared	210.0619	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

المصدر:من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

بالاعتماد على الاحتمال المرافق لهذا الاختبار (0.00) يمكننا رفض الفرضية المعدومة حتى عند مستوى معنوية 10% وبالتالي قبول فرضية عدم تجانس تباين البواقي خلال فترة الدراسة، وعليه فان النموذج المعتمد AR(2) يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين، مما يجعل من تباين مقدرات المعالم ليس الأقل وبالتالي تفقد خاصية الأفضلية وعندئذ تصبح كل الاختبارات الإحصائية التي تعتمد على انحرافات المعالم غير صادقة مثل اختبارات المعالم.[14]

3.3.4 اختبار التوزيع الطبيعي:

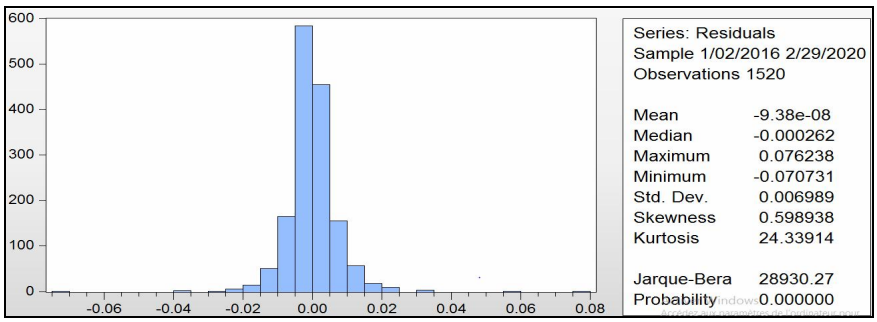
بغرض اختبار خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي، فإننا نختبر أهم فرضيتين أساسيتين يمتاز بهما التوزيع الطبيعي وهما التناظر(Skewness) والتفلطح (Kurtosis)، ونسجل نتائج هذا الاختبار في الشكل (8).

- **اختبار فرضية التناظر والالتواء (Skewness):**

إن إحصائية التناظر و الالتواء هي: $V_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{6/n}} = \frac{|0.598 - 0|}{\sqrt{6/1520}} = 9.518$

و على أساس أن: $V_1 = 9.518 \phi 1.96$ يمكننا رفض الفرضية المعدومة و القول بان سلسلة البواقي غير متناظرة عند مستوي معنوية 5%؛

الشكل (8): اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج



المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews10

- **اختبار فرضية التفلطح (Kurtosis):**

أما إحصائية التفلطح فهي: $V_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{24/n}} = \frac{|24.339 - 3|}{\sqrt{24/1520}} = 169.82$

و على اعتبار أن: $1.96 \phi V_2 = 169.82$ يمكننا رفض الفرضية المعدومة و القول بان سلسلة البواقي غير مفلطحة عند مستوي معنوية 5%. وعليه فان سلسلة البواقي غير متناظرة و غير مفلطحة وبالتالي فهي لا تخضع للتوزيع الطبيعي.

- **اختبار (Jarque Bera, 1984):**

يعتمد هذا الاختبار على الفرضية المعدومة التي تنص على خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي، و بدمج الإحصائيتين السابقتين $V_1 \wedge V_2$ تكون الإحصائية المحسوبة لهذا الاختبار على النحو التالي:

$$S = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 = V_1^2 + V_2^2 = 28929.42$$

فبمستوي معنوية 5% لدينا: $S = 28929.42 \geq \chi^2_{0.05}(2) = 5.991$ يمكننا نرفض الفرضية المعدومة أي أن سلسلة البواقي لا تخضع للتوزيع الطبيعي. وبالاعتماد كذلك على الاحتمال المرافق لإحصائية JB يمكننا رفض الفرضية المعدومة عند مستوي معنوية 1% والتأكيد على نفس النتيجة السابقة.

5. نمذجة تقلبات أسعار الذهب:

من أجل تصحيح مشكل عدم تجانس بواقي النموذج تم نمذجة عدم تجانس التباين والنتائج موضحة في الجدول (4):

الجدول (4): معايير المفاضلة بين نماذج عدم تجانس التباين

المعايير / النماذج		ARCH(1)	GARCH(1;1)	ARCH(1)-M	EGARCH(1.1)
AIC		-7.0803	-7.131	-7.116	-7.185
LMV		5378.97	5418.56	5407.67	5461.167
إحصائية Ljung-box للبواقي	الاحتمال	0.01	0.189	0.041	0.235
	القيمة المحسوبة	48.259	34.37	42.28	33.021
إحصائية Ljung-box لمربعات البواقي	الاحتمال	0.000	0.999	0.886	0.692
	القيمة المحسوبة	91.34	11.74	21.053	26.057
معنوية المتوسط الشرطي		جيدة	جيدة	جيدة	جيدة
معنوية و شروط معالم التباين المشروط		مقبولة	مقبولة	مقبولة	مقبولة

المصدر: من إعداد الباحثين وبالاعتماد على مخرجات برنامجEviews10(انظر الملاحق من 4 إلى 9)

بالاعتماد على النتائج المدونة في الجدول (4) فان النموذج ARCH (1) مرفوض لوجود مشكل الارتباط الذاتي بين بواقي النموذج كما يعاني كذلك من مشكل عدم تجانس التباين. أما بالنسبة للنموذج ARCH (1)–M مرفوض لوجود مشكل الارتباط الذاتي بين بواقي، أما بالنسبة للنموذجين GARCH(1;1) و EGARCH(1;1) فان معالم وشروط التباين الشرطي مقبولة كما أنهما لا يعانيان من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات التباين، إلا أن النموذج EGARCH (1;1) هو الأفضل بحيث له أقل قيمة في معيار Akaik وله أعظم قيمة في log-vraisemblance؛ كما أن التمثيل البياني للتباين الشرطي لهذا النموذج يعتبر مستقر نسبيا مما يوحي أن الصياغة المقترحة مقبولة في شرح تقلبات الظاهرة محل الدراسة (انظر الملحق 10).

وعلى أساس نتيجة تقدير النموذج ((EGARCH (1;1) [أنظر الملحق (7)] تكون معادلة التباين الشرطي على النحو التالي:

$$Ln\left(h_t^2\right) = -1.401 + 0.294 \times \left|\frac{\zeta_{t-1}}{h_{t-1}}\right| - 0.062 \frac{\zeta_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.879 \times Ln\left(h_{t-1}^2\right)$$

ومن وجهة إحصائية و باستعمال اختبار ستيودنت نلاحظ أن كل المعاملات α_1 و β_1 و γ_1 بالإضافة إلى الحد الثابت ذات معنوية إحصائية مقبولة عند 1%.وعليه فان معالم التباين الشرطي مقبولة كما أن بواقي النموذج مستقلة عن بعض (انظر الملحق 08) و ذات تباين ثابت فهي تمثل تشويش ابيض BB (انظر الملحق 09).

كما أن 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 $\gamma_1 = -0.062\pi 0$ فان هذا يعني أن الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة[15].

6. الخلاصة:

تعتبر نمذجة حالات عدم ثبات التباين أحد أهم الموضوعات التي تناولها الاقتصاد القياسي وذلك من أجل تتبع سلوك الكثير من الظواهر الاقتصادية وخصوصاً التي تخضع إلى تقلبات واضطرابات كثيرة، مما يساعد على اتخاذ قرارات ملائمة في العديد من الموضوعات كتغير أسعار الذهب وما ينجم عنه من اضطرابات على المستوى الاقتصادي وما تشهده من تقلبات وأزمات، وفي ظل هذه الاتجاهات جاءت الدراسة كمحاولة لنمذجة أسعار الذهب في الجزائر خلال الفترة من 01 جانفي 2016 إلى 29 فيفري 2020 باستخدام بيانات يومية بلغ عددها 1521. وخلصت الدراسة إلى العديد من النتائج نذكر منها:

- ✓ أثبتت كل الاختبارات أن السلسلة تعاني من مشكلة عدم ثبات التباين بسبب خضوعها لكثير من التقلبات والاضطرابات؛
- ✓ كشفت اختبارات جذر الوحدة (ADF) و (PP) أن سلسلة أسعار الذهب غير مستقرة في المستوى بسبب احتوائها على جذور للوحدة، غير أن إخضاعها للفرق الأول كان كافي لجعلها مستقرة وبالتالي فهي متكاملة من الدرجة الأولى؛
- ✓ بعد تجريب العديد من نماذج ARMA لتتبع سلوك الظاهرة المدروسة تبين أن النموذج الأنسب للسلسلة المستقرة للوغاريتم أسعار الذهب هو AR(2)؛
- ✓ أدت عملية تتبع سلوك التباين المشروط إلى رفض كل النماذج المتناظرة و الخطية بسبب عدم قدرتها على استيعاب كل الاضطرابات و الصدمات الحاصلة في الظاهرة المدروسة؛

- ✓ أن الصياغة الآسية وغير متناظرة كانت الأنسب والأكثر ملائمة في تتبع سلوك التباين الشرطي لظاهرة محل الدراسة، وحيث تم اختيار نموذج EGARCH(1,1) كأفضل نموذج؛
- ✓ وعلى أساس النموذج الذي تما اعتماده: ARIMA(2,1,0) مع أخطاء من نوع EGARCH(1,1) فان تأثير الصدمات الموجبة والسالبة على التباين الشرطي يختلف و بالتالي قبول فرضية عدم التناظر ضمن النموذج المدروس. و بالتالي فان الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

7. الهوامش والإحالات:

[1] M. Massarrat Ali Khan, **Forecasting of Gold Prices (Box Jenkins Approach),** International Journal of Emerging Technology and Advanced Engineering, Volume 3, N° 3, 2013, PP 662-670.

[2] K Murali Krishna, N Konda Reddy and M Raghavendra Sharma**, Forecasting of Daily Prices of Gold in India using ARIMA and FFNN Models,** International Journal of Engineering and Advanced Technology (IJEAT), Volume 8, N° 3, 2019, PP 516-5021.

[3] محمد رضا بوسنة، **تحليل أثر تطور سعر النفط على سعر الذهب العالمي :باستخدام النموذج غير الخطيNARDL** ، مجلة الإستراتيجية والتنمية، المجلد 09، العدد 03 :مكرر(الجزء الأول)، جامعة مستغانم، 2019، ص 96.

[4] وليد سمير عبد العظيم الجبلى، **أثر خصائص المتاجرة بالذهب على المشكلات المحاسبية في شركات التصنيع المصرية**، مجلة إدارة الأعمال والدراسات الاقتصادية، المجلد 04، العدد 02، جامعة الجلفة، 2018، ص 84.

[5] موقع سحب البيانات: http://www.gold-prices-today.com

[6] محمد شيخي، **طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات**، الطبعة الأولى، دار حامد للنشر التوزيع، عمان، الأردن، 2012، ص 316.

[7] Dina Hassan Abdel Hady, **Modeling Volatility with GARCH Family Models: An Application to Daily Stock Log-returns in Pharmaceutical Companies**, Pensee Journal, Volume 76, N° 9, Tanta University, 2014, P 55.

[8] Sandrine Lardic et Valérie Mignon, **Econométrie des séries temporelles Macroéconomiques et Financières**, 1éme édition, Economica, Paris, 2002, P. 294.

[9] Ghulam ali , **EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH Models for Pathogans at Marine Recreational sites**, Journal of statistical and Econometric Method, Volume 2, N° 3, 2013, P 60.

[10] Georges Bresson et Alain Pirotte, **Econométrie des Séries temporelles : Théorie et Application**, 1éme édition, Presses Universitaires de France, Paris, 1995, P14.

[11] Régis Bourbonnais, **Économétrie,** 9éme édition, Dunod, Paris, 2015, P250.

[12] Régis Bourbonnais et Michel Terraza, Analyse des Séries Temporelle en Economie : Application a l'économie et a la gestion, 3éme édition, Dunod, 2010, P 219.

[13] William Greene, Traduction de la 5éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec, **Econométrie**, édition française dirigée par Didier Schlacther, Pearson, Université Paris II, 2005, P 474.

[14] Damodar N. Gujarati, Traduction par Bernard Bernier, **Econométrie**, 4éme édition, édition de Boeck, université de Bruxelles, 2004, P 402.

[15] قبلي زهير، **تطاير عوائد مؤشر بورصة قطر بين التماثل وعدم التماثل**، مجلة دراسات في الاقتصاد والتجارة والمالية، المجلد 05، العدد 02، جامعة الجزائر 03، 2016، ص 389.

8. الملاحق

الملحق (01): نتيجة تقدير النموذج AR (1)

Dependent Variable: DLAU
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/02/20 Time: 21:45
Sample: 1/02/2016 2/29/2020
Included observations: 1520
Convergence achieved after 5 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000338	0.000167	2.027763	0.0428
AR(1)	-0.084149	0.028072	-2.997649	0.0028
SIGMASQ	4.90E-05	5.03E-07	97.50624	0.0000

R-squared	0.007090	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.005781	S.D. dependent var	0.007030
S.E. of regression	0.007010	Akaike info criterion	-7.081124
Sum squared resid	0.074535	Schwarz criterion	-7.070611
Log likelihood	5384.654	Hannan-Quinn criter.	-7.077210
F-statistic	5.416330	Durbin-Watson stat	2.010984
Prob(F-statistic)	0.004530		

Inverted AR Roots -.08

الملحق (02): نتيجة تقدير النموذج MA (1)

Dependent Variable: DLAU
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/02/20 Time: 21:46
Sample: 1/02/2016 2/29/2020
Included observations: 1520
Convergence achieved after 9 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000338	0.000164	2.058761	0.0397
MA(1)	-0.095572	0.025875	-3.693647	0.0002
SIGMASQ	4.90E-05	5.60E-07	87.48369	0.0000

R-squared	0.008066	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.006758	S.D. dependent var	0.007030
S.E. of regression	0.007006	Akaike info criterion	-7.082106
Sum squared resid	0.074462	Schwarz criterion	-7.071593
Log likelihood	5385.400	Hannan-Quinn criter.	-7.078192
F-statistic	6.167503	Durbin-Watson stat	1.989289
Prob(F-statistic)	0.002149		

Inverted MA Roots .10

الملحق (03): نتيجة تقدير النموذج ARMA (1; 1)

Dependent Variable: DLAU
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/02/20 Time: 21:47
Sample: 1/02/2016 2/29/2020
Included observations: 1520
Convergence achieved after 47 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000339	0.000160	2.125343	0.0337
AR(1)	0.369684	0.198065	1.866484	0.0622
MA(1)	-0.465035	0.176282	-2.638020	0.0084
SIGMASQ	4.89E-05	6.88E-07	71.02453	0.0000

R-squared	0.010385	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.008426	S.D. dependent var	0.007030
S.E. of regression	0.007000	Akaike info criterion	-7.083128
Sum squared resid	0.074288	Schwarz criterion	-7.069111
Log likelihood	5387.177	Hannan-Quinn criter.	-7.077909
F-statistic	5.302871	Durbin-Watson stat	1.989631
Prob(F-statistic)	0.001228		

Inverted AR Roots .37
Inverted MA Roots .47

الملحق(4): نتيجة تقدير النموذج ARCH(1)

Dependent Variable: DLAU
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 03/02/20 Time: 21:49
Sample (adjusted): 1/04/2016 2/29/2020
Included observations: 1518 after adjustments
Convergence not achieved after 500 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000439	0.000103	4.245991	0.0000
AR(1)	-0.219653	0.010995	-19.97766	0.0000
AR(2)	-0.062388	0.018792	-3.319866	0.0009
Variance Equation				
C	3.25E-05	4.60E-07	70.63516	0.0000
RESID(-1)^2	0.171429	0.017248	9.939310	0.0000

R-squared	-0.005831	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	-0.007159	S.D. dependent var	0.007034
S.E. of regression	0.007060	Akaike info criterion	-7.080341
Sum squared resid	0.075503	Schwarz criterion	-7.062801
Log likelihood	5378.979	Hannan-Quinn criter.	-7.073811
Durbin-Watson stat	1.742996		

Inverted AR Roots -.11-.22i -.11+.22i

الملحق (5): نتيجة تقدير النموذج GARCH (1; 1)

Dependent Variable: DLAU
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 03/02/20 Time: 21:48
Sample (adjusted): 1/04/2016 2/29/2020
Included observations: 1518 after adjustments
Convergence not achieved after 500 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000638	0.000110	5.814166	0.0000
AR(1)	-0.123875	0.023557	-5.258475	0.0000
AR(2)	-0.073490	0.023304	-3.153534	0.0016
Variance Equation				
C	9.22E-06	1.00E-06	9.217197	0.0000
RESID(-1)^2	0.149977	0.012978	11.55603	0.0000
GARCH(-1)	0.599977	0.029699	20.20190	0.0000

R-squared	0.007733	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.006423	S.D. dependent var	0.007034
S.E. of regression	0.007012	Akaike info criterion	-7.131178
Sum squared resid	0.074485	Schwarz criterion	-7.110130
Log likelihood	5418.564	Hannan-Quinn criter.	-7.123341
Durbin-Watson stat	1.922135		

Inverted AR Roots -.06+.26i -.06-.26i

الملحق (6): نتيجة تقدير النموذج ARCH (1) -M

Dependent Variable: DLAU
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 03/02/20 Time: 21:50
Sample (adjusted): 1/04/2016 2/29/2020
Included observations: 1518 after adjustments
Convergence achieved after 313 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LOG(GARCH)	-0.002117	0.000432	-4.897362	0.0000
C	-0.020760	0.004297	-4.831563	0.0000
AR(1)	-0.217697	0.026163	-8.320662	0.0000
AR(2)	-0.045950	0.024017	-1.913237	0.0557
Variance Equation				
C	3.97E-05	7.16E-07	55.41611	0.0000
RESID(-1)^2	0.237489	0.028837	8.235699	0.0000

R-squared	-0.009624	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	-0.011625	S.D. dependent var	0.007034
S.E. of regression	0.007075	Akaike info criterion	-7.116822
Sum squared resid	0.075788	Schwarz criterion	-7.095774
Log likelihood	5407.668	Hannan-Quinn criter.	-7.108985
Durbin-Watson stat	1.742390		

Inverted AR Roots -.11-.18i -.11+.18i

الملحق (7): نتيجة تقدير النموذج EGARCH (1; 1)

الملحق(8): Correlogram لبواقي النموذج Egarch(1; 1)

Date: 03/13/20 Time: 14:40
Sample: 1/01/2016 2/29/2020
Included observations: 1518
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.006	0.006	0.0464	
		2	0.041	0.041	2.6186	
		3	0.004	0.004	2.6492	0.104
		4	0.005	0.003	2.6883	0.261
		5	-0.007	-0.008	2.7713	0.428
		6	0.023	0.023	3.5839	0.465
		7	0.028	0.029	4.7893	0.442
		8	0.017	0.015	5.2110	0.517
		9	0.007	0.005	5.2964	0.624
		10	-0.019	-0.021	5.8478	0.664
		11	-0.017	-0.018	6.3093	0.709
		12	0.014	0.016	6.6163	0.761
		13	-0.034	-0.034	8.4133	0.676
		14	-0.017	-0.019	8.8651	0.714
		15	-0.015	-0.014	9.2252	0.756
		16	0.007	0.009	9.2996	0.811
		17	0.004	0.008	9.3302	0.860
		18	-0.004	-0.004	9.3497	0.898
		19	0.051	0.052	13.278	0.717
		20	0.012	0.014	13.500	0.761
		21	0.069	0.067	20.809	0.347
		22	0.002	0.002	20.813	0.408
		23	-0.034	-0.042	22.637	0.364
		24	0.004	0.002	22.662	0.421
		25	0.032	0.033	24.280	0.388
		26	0.001	-0.002	24.283	0.446
		27	-0.012	-0.021	24.501	0.491
		28	0.008	0.001	24.607	0.541
		29	-0.043	-0.042	27.467	0.439
		30	-0.060	-0.056	33.021	0.235

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Dependent Variable: DLAU
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 03/02/20 Time: 21:51
Sample (adjusted): 1/04/2016 2/29/2020
Included observations: 1518 after adjustments
Convergence achieved after 331 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000479	0.000133	3.598436	0.0003
AR(1)	-0.092804	0.028629	-3.241598	0.0012
AR(2)	-0.071397	0.029978	-2.381622	0.0172
Variance Equation				
C(4)	-1.401242	0.192829	-7.266764	0.0000
C(5)	0.294454	0.019959	14.75279	0.0000
C(6)	-0.062446	0.009598	-6.505902	0.0000
C(7)	0.879589	0.018345	47.94733	0.0000

R-squared	0.010913	Mean dependent var	0.000338
Adjusted R-squared	0.009607	S.D. dependent var	0.007034
S.E. of regression	0.007001	Akaike info criterion	-7.185991
Sum squared resid	0.074246	Schwarz criterion	-7.161435
Log likelihood	5461.167	Hannan-Quinn criter.	-7.176848
Durbin-Watson stat	1.988518		

Inverted AR Roots -.05-.26i -.05+.26i

المحلق(9): correlogram لمربعات بواقي النموذج EGARCH(1;1)

Date: 03/13/20 Time: 14:41
Sample: 1/01/2016 2/29/2020
Included observations: 1518

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.021	-0.021	0.6779	0.410
		2	0.068	0.068	7.7583	0.021
		3	-0.016	-0.013	8.1526	0.043
		4	-0.025	-0.030	9.0716	0.059
		5	0.065	0.068	15.756	0.008
		6	-0.005	0.001	15.796	0.015
		7	0.029	0.019	17.120	0.017
		8	-0.012	-0.009	17.329	0.027
		9	-0.024	-0.024	18.191	0.033
		10	-0.001	-0.004	18.192	0.052
		11	-0.027	-0.023	19.288	0.056
		12	0.001	-0.005	19.288	0.082
		13	-0.008	-0.005	19.392	0.111
		14	0.005	0.006	19.428	0.149
		15	-0.006	-0.005	19.477	0.193
		16	-0.011	-0.008	19.666	0.236
		17	0.009	0.010	19.797	0.285
		18	-0.011	-0.008	19.976	0.334
		19	-0.013	-0.016	20.229	0.381
		20	0.007	0.007	20.301	0.439
		21	0.052	0.056	24.445	0.272
		22	0.000	-0.002	24.445	0.324
		23	-0.019	-0.025	24.981	0.351
		24	-0.007	-0.005	25.057	0.403
		25	-0.013	-0.008	25.300	0.446
		26	0.001	-0.006	25.301	0.502
		27	0.003	0.001	25.313	0.557
		28	0.017	0.017	25.785	0.585
		29	-0.002	-0.001	25.792	0.637
		30	-0.013	-0.012	26.057	0.672

الملحق(10): التمثيل البياني للتباين الشرطي