

نمذجة تقلبات أسعار الغاز الطبيعي الفورية باستخدام نموذج GARCH

Modeling natural gas spot prices volatility using GARCH models

جيلالي أمانة¹

Djilali amina

جامعة أبو بكر بلقايد، تلمسان، amina.dj8919@yahoo.fr الجزائر

تاريخ النشر: 2022-9-21

تاريخ القبول: 2022-8-20

تاريخ الاستلام: 2021-12-26

الملخص:

هدفت الدراسة إلى بناء نموذج إحصائي لمؤشر أسعار الغاز الطبيعي الفورية في NYMEX خلال الفترة (10 يناير 1997 إلى 25 ديسمبر 2020) باستخدام نماذج GARCH، التي تأخذ بعين الاعتبار تقلبات الأسعار خلال الفترة المتداولة. وتمت الدراسة على مراحل ابتداء من دراسة الاستقرار التي أكدت على أن السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى وعليه بناء النموذج مختلط للانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة بالاعتماد على منهجية بوكس جنكيز وهو ARIMA (1.1.1) باعتباره النموذج المناسب بناء على مجموعة من المعايير.

إلا أن النموذج الأمثل المختار يحتوي على أثر ARCH مما يتطلب تكوين نموذج مناسب لهذه السلسلة، وبعد تطبيق مجموعة من المعايير النموذج الأمثل لسلسلة الأسعار الفورية للغاز الطبيعي هو GARCH(1,0).

الكلمات المفتاحية: نماذج ARIMA، الغاز الطبيعي، أسعار الفورية، نماذج GARCH.

Abstract:

The study aimed to build a statistical model of the natural gas spot prices index in NYMEX during the period (10 January 1997 -02 December 2012) using the GARCH models, which take into consideration the fluctuations in prices during different periods. The study was devised into phases, first an analytical study of the series, The series is a first-order integrator which builds the mixed model of autoregressive and moving averages, based on the methodology of Box-Jenkins ARIMA (1.1.1) as the appropriate model based on a set of criteria.

However, the chosen optimal model contains the ARCH effect which requires the formation of an appropriate model for this series. After applying a set of criteria, the optimal model of the series is the GARCH (1.0).

key words: ARIMA models, Natural Gas, Spot Prices, GARCH Models.

¹: جيلالي أمانة amina.dj8919@yahoo.fr

1- مقدمة :

شهد سوق الغاز الطبيعي في السنوات الأخيرة تطورين رئيسيين: تطوير الغاز الطبيعي المسال (LNG) من ناحية ، مما يسهل التجارة الدولية بشكل مستقل عن شبكات أنابيب الغاز الحالية ؛ والغازات غير التقليدية (خاصة الغاز الصخري) من ناحية أخرى ، مما يزيد بشكل كبير من الاحتياطيات المتاحة. الغاز الطبيعي المسال الذي يجعله شكله السائل قابلاً للنقل بالقوارب ، مكن قطر من تطوير صناعة الغاز بسرعة كبيرة حيث شهد إنتاجها زيادة كبيرة لمدة 15 عامًا بمعدل نمو 10٪ سنوياً منذ عام 2010، بهذا المعدل يجب أن تصبح قطر قريباً ثالث أكبر منتج في العالم قبل إيران. وعلى الصعيد العالمي ، يشكل الغاز الطبيعي المسال الآن 30٪ من التجارة الدولية.

المنتجون الرئيسيون للغاز الطبيعي هم أيضاً المستهلكون الرئيسيون: وبذلك ستمثل الولايات المتحدة 23٪ من إجمالي الطلب العالمي ، تليها روسيا (15٪) وإيران (3٪)، له مزايا معينة على البترول فاحتراقه سيكون أقل تلويثاً وسيكلف بشكل عام أقل. عيوبه الرئيسية هي قيود النقل التي تتلاشى مع ازدهار الغاز الطبيعي المسال. منذ حوالي 10 سنوات ، كان الاستهلاك العالمي ينمو بمعدل سنوي يبلغ 3٪ في المتوسط ، على الرغم من الانخفاض المؤقت في عام 2009 عندما سقط العديد من البلدان المتقدمة في حالة ركود، منذ ذلك الحين استعاد الطلب معدل نموه على المدى الطويل والمتوقع أن يستمر الاستهلاك في الارتفاع بمعدل حوالي 5٪ سنوياً على مدى السنوات القليلة المقبلة.

تشهد أسعار الغاز الطبيعي تقلبات بفعل عديد العوامل الاقتصادية واجتماعية وسياسية ، التي تسبب مخاوف كبيرة بين المشاركين في السوق والباحثين ، فعلى سبيل المثال : لعدة سنوات كان إنتاج الغاز أعلى بكثير من الاستهلاك هذا الفائض يؤثر بشكل طبيعي على الأسعار. كذلك نشهد علاقة وطيدة بين أسعار الغاز وأسعار النفط ففي عام 2011 انخفضت أسعار الغاز الطبيعي من 7 دولارات إلى 3 دولارات لكل مليون وحدة حرارية بريطانية ، بينما ارتفعت أسعار النفط خلال نفس الفترة بأكثر من 20٪. وعلى العكس من ذلك ، ارتفعت أسعار الغاز بشكل حاد بين عامي 2012 و 2013 بينما ظل النفط مستقرًا. وتجدر الإشارة أيضاً إلى أن التوترات الجيوسياسية بين أوكرانيا وروسيا تسببت لبضع سنوات ، في زيادة ملحوظة في أسعار الغاز عندما أوقفت روسيا شحناتها عن طريق التأثير الغير مباشر على العديد من الدول

الأوروبية. كان هذا هو الحال بشكل خاص في بداية عام 2014 عندما قفزت الأسعار بنسبة 50٪ (من 4 إلى 6 دولارات) بين يناير وفبراير أثناء الصراع في شبه جزيرة القرم. يعتبر التقلب من المدخلات الرئيسية في حساب القيمة المعرضة للخطر (Var) وسعر المشتقات ، وبالتالي فإن التنبؤ بتقلب أسعار الغاز الطبيعي ونمذجته له آثار نظرية وعملية مهمة. من خلال ما سبق يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما مدى إمكانية نماذج GARCH في التعامل مع تقلبات أسعار الغاز الطبيعي الفورية؟
فرضيات الدراسة :

◆ إمكانية استخدام منهجية بوكس جينكيز لدراسة سلسلة الأسعار الفورية للغاز الطبيعي.

◆ تعد نماذج GARCH الأنسب لدراسة هذه السلسلة باعتبارها تحتوي على عدم ثبات التباين.

منهج البحث:

تم استخدام في هذه الدراسة المنهج الوصفي في الجانب النظري وذلك بالتطرق إلى الأسس النظرية لنماذج المستخدمة، أما الجانب التطبيقي فقد استخدم المنهج الاستقرائي بأدواته القياسية والإحصائية.

2- أسواق الغاز الطبيعي :

لأسباب عديدة أهمها تغطية تكاليف الاستثمار، ظلت صناعة الغاز تعتمد في تجارتها أساساً على العقود طويلة الأجل، غير أنه ونتيجة تطور التجارة الغازية الدولية من جهة، وسعي الدول المستهلكة لخلق سوق غازي تنافسي من جهة أخرى، برزت طرق جديدة للتعامل مع بيع وشراء الغاز الطبيعي ، منها على وجه الخصوص أسواق الغاز الفورية والأسواق المستقبلية.

- أسواق الغاز الفورية : يقصد بالسوق الفوري تلك العقود التي تغطي عادة شحنة واحدة وبسعر ثابت ويقضي بالتسليم المباشر أو الفوري، وتكون فترة العقد قصيرة، تمتد عادة ما بين يوم إلى 30 يوماً، كما يمكن أن يغطي العقد الفوري عدة شحنات فورية يتم الاتفاق على تسليمها خلال فترة معينة، وقد يسمى العقد الفوري عقداً قصير الأجل وتمتد فترته إلى سنة فأقل، وبالتالي يمكن القول بأن جميع العقود الطويلة الأجل إنما تنتهي للسوق قصيرة الأجل (Augustine, understanding natural gas market, 2006).

وتهتم السوق الفورية بالجانب الحقيقي الملموس في تجارة الغاز على المدى القصير، حيث ينتهي مفعول تلك العقود بالتسليم الفعلي للغاز، كما أن التعامل في السوق الفورية يتم بصورة مباشرة بين البائع والمشتري أو من يمثلهما من وسطاء وسماسرة، ومن دون تدخل من أسواق البورصة.

- أسواق الغاز المستقبلية : السوق المستقبلية هي السوق التي تهتم بالجانب الورقي من تجارة الغاز، وتستخدم المشتقات المالية كأدوات، وبالتالي فهي ذات طابع مالي، ففي الوقت الذي ينتهي فيه التعاقد في السوق الفورية بالتسليم الفوري للبضاعة، يتم التعاقد بالدرجة الأولى في السوق المستقبلية بغرض تحويل مخاطر التغيير في سعر البضاعة المتاجر بها وليس لتحويل الملكية الحقيقية (htt2).

وكان نجاح السوق الفورية للغاز بادرة لتطور أسواق الغاز المستقبلية خلال عقد التسعينات، وذلك كنتيجة مباشرة لإجراءات تحرير أسواق الغاز في بعض البلدان. وقد افتتح أول سوق مستقبلي للغاز في أمريكا في أبريل 1990 في سوق نايمكس في نيويورك. وتلاه بعد ذلك فتح سوق للغاز في بريطانيا في سوق (IPE) في لندن في جانفي 1997.

وتختلف السوق المستقبلية عن السوق الفورية بأن أسعارها أكثر شفافية، وتُنشر بصورة مباشرة، وتكون متوفرة للجميع، كما يتم نشر أرقام الكميات التي تباع وتشتري من خلال السوق بصورة دقيقة. وبسبب طبيعة الأسواق المستقبلية، وبالأخص درجة الضمان العالي لتنفيذ العقود، وتوفر السوق لإمكانات أوسع تشمل البيع والشراء والتحوط والاستثمار، فإنها تجذب عددا أكبر وأكثر تنوعا من المتعاملين مقارنة بالأسواق الفورية.

3- خصائص السلاسل الزمنية المالية :

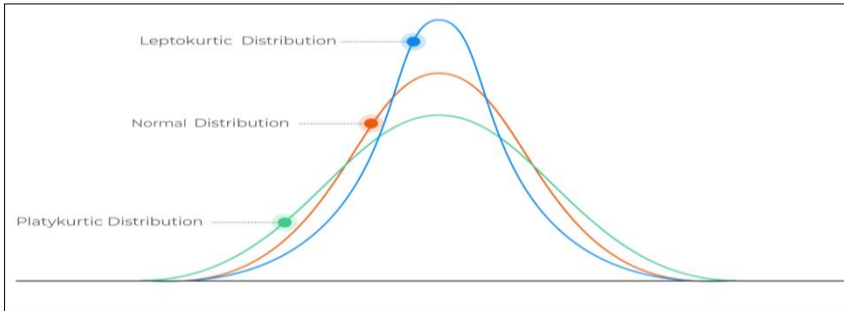
تعتمد دراسة الظواهر التي تتم عبر فترات زمنية على مجموعة من المشاهدات تتولد عبر الزمن تسمى بيانات السلاسل الزمنية هذه الأخيرة غير مستقلة عن بعضها البعض من هنا يستغل عدم الاستقلال في المساعدة على التنبؤ. وبالتالي يؤدي تحليل السلسلة الزمنية إلى وصف العملية النظرية التي تولدت منها السلسلة في شكل نموذج له خصائص مشابهة لخصائص الظاهرة نفسها.

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب الإحصائية المهمة التي تستخدم في التنبؤ بقيم الظواهر العشوائية في المستقبل. تتضمن دراسة السلاسل الزمنية العديد من الطرق ، من

أشهرها الأسلوب الذي قدمه **Jenkins box and** (Box, 1970) (1976) بعنوان نماذج الانحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة **Average Moving Autoregressive (ARMA)** والتي يمكن استخدامها في نمذجة عدة أشكال من السلاسل الزمنية المستقرة ، أما السلاسل الزمنية الغير مستقرة تستخدم نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المتكاملة **Average Moving Intergrated Autoregressive (ARIMA)** هذه النماذج تجعل السلاسل الزمنية مستقرة في المتوسط ، كما يفترض التحليل الاقتصادي أن يكون تباين حد الخطأ العشوائي ثابت عبر الزمن وهو ما يعرف بافتراض ثبات التباين **Homoscedasticity** هذا الافتراض يكون خاطئاً في حالات البيانات الشديدة التقلب ، هذه السلاسل تتسم بعدم ثبات التباين **Heteroscedasticity** ومحاولة جعلها مستقرة يفقدها الدقة في التنبؤ بالتقلبات ، لهذا يكون من الأفضل دراسة نمط تقلب التباين "فحص التباين الشرطي" **Coditional Variance** أو ما يعرف بالتقلبات **Volatility** بديلاً عن التباين غير الشرطي الذي يمثل التباين على المدى الطويل للسلسلة الزمنية والذي يفترض على أنه تباين ثابت .

مجموعة من الخصائص المهمة التي تنفرد بها سلسلة العوائد المالية عن باقي السلاسل الزمنية فقد لاحظ الباحثون الاقتصاديون أن التمثيل البياني لتوزيع السلاسل المالية له **Leptokurtosis** ذيول سميكة **Fat Tails** تجمع التقلبات **Clustering Volatility** وتأثير الرافعة المالية **Effect Leverage** التي يقصد بها عدم التناظر في الصدمات بالإضافة إلى توزيعات **Leptokurtic** (htt1) هي توزيعات إحصائية ذات تفرطح يزيد عن ثلاثة. إنها واحدة من ثلاث فئات رئيسية موجودة في تحليل التفرطح. النظيران الآخران هما **Mesokurtic** و **Platykurtic**.

الشكل (01) : توزيعات Mesokurtic و Platykurtic و Leptokurtic



المصدر: <https://analystprep.com/cfa-level-1-exam/quantitative-methods/kurtosis>

✓ **توزيعات Leptokurtic** : هي توزيعات ذات تفرطح أكبر من التوزيع الطبيعي بحيث التوزيع الطبيعي له تفرطح من ثلاثة لذلك ، فإن التوزيع الذي يحتوي على تفرطح أكبر من ثلاثة سيُسمى توزيعاً Leptokurtic .

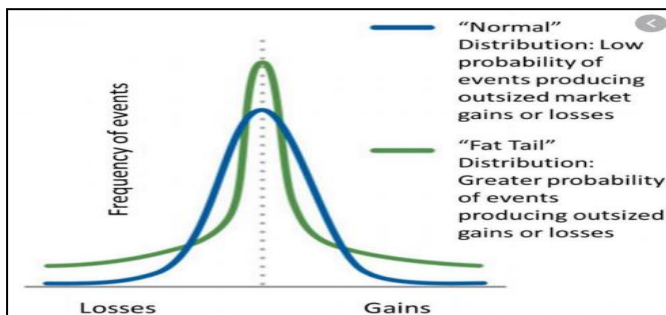
بشكل عام توزيعات Leptokurtic لها ذيول أثقل أو احتمالية أعلى للقيم المتطرفة عند مقارنتها بتوزيعات Mesokurtic أو Platykurtic .

عند تحليل العوائد التاريخية، يمكن أن يساعد التفرطح المستثمر في قياس مستوى مخاطر الأصول. يعني التوزيع Leptokurtic أن المستثمر يمكن أن يواجه تقلبات أوسع (على سبيل المثال ثلاثة أو أكثر من الانحرافات المعيارية عن المتوسط) مما يؤدي إلى إمكانية أكبر لتحقيق عوائد منخفضة أو عالية للغاية.

يمكن تضمين توزيعات Leptokurtic عند تحليل احتمالات القيمة المعرضة للخطر (VaR) يمكن أن يوفر التوزيع الطبيعي للمخاطر المعرضة للمخاطر توقعات نتائج أقوى لأنها تتضمن ما يصل إلى ثلاثة تفرطح. بشكل عام كلما قل التفرطح وزادت الثقة داخل كل منهما زادت موثوقية وأمان توزيع القيمة المعرضة للخطر.

تشتهر توزيعات Leptokurtic بتجاوز ثلاثة تفرطح. يؤدي هذا عادةً إلى تقليل مستويات الثقة داخل التفرطح الزائد ، مما يؤدي إلى تقليل الموثوقية. يمكن أن تظهر توزيعات Leptokurtic أيضاً قيمة أعلى معرضة للخطر في الذيل الأيسر نظراً للقيمة الأكبر تحت المنحنى في أسوأ السيناريوهات. بشكل عام يؤدي الاحتمال الأكبر للعوائد السلبية بعيداً عن المتوسط الموجود على الجانب الأيسر من التوزيع إلى ارتفاع القيمة المعرضة للخطر.

الشكل (02) : مقارنة التوزيع الطبيعي بتوزيع Leptokurtic



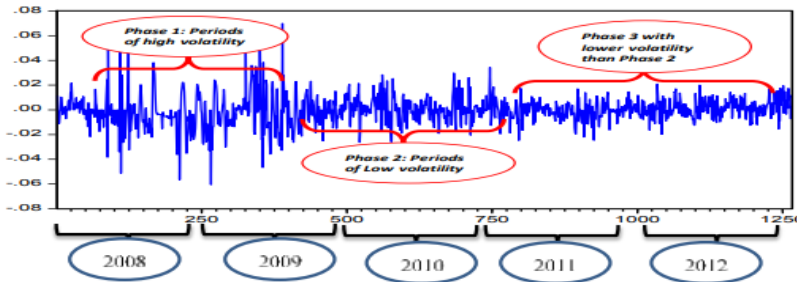
المصدر: <https://www.brownadvisory.com/us/theadvisory/investment-perspectives-fat-tails>

✓ آثار الرافعة Effect Leverage : (Francq، 2010)

تعني أن قيمة الارتفاع أو الزيادة في التقلبات بعد الصدمات السالبة تكون أكبر منها في حالة الصدمات الموجبة.

✓ تجمع التقلبات Clustering Volatility:

يتغير التباين الشرطي عبر الزمن اعتماداً على مربعات المشاهدات السابقة ، فإذا حدث تحرك كبير في السلسلة خلال عدد من الأيام الماضية فسيظهر أثر هذا التحرك في زيادة التقلبات ويعني ذلك صدمة كبيرة في السلسلة تتبعها صدمة كبيرة أخرى وعندما تكون التقلبات مرتبطة تظهر السلسلة الزمنية بها تقلبات عالية في فترات ثم فترات ذات تقلبات منخفضة ويسمى هذا النمط بتكتلات التقلبات يمكن ملاحظ وجوده من خلال رسم السلسلة الزمنية عبر الزمن (cont, 2006) الشكل (03): تجمع التقلبات



Atoi, N. V. (2014). Testing Volatility in Nigeria Stock Market Using GARCH Models . *CBN Journal of Applied Statistics* , 65-93

4- فرضية السير العشوائي (RWH) Random Walk Hypothesis:

يعد روبرتس (Roberts 1959) أول المهتمين بدراسة السير العشوائي للأسعار من خلال دراسته لمستويات الأسعار الفعلية للسوق لـ 52 أسبوع وفقاً لمؤشر داو جونز (Dow Jones) متوسط الصناعة، وتوصل خلالها إلى أن الحركة الفعلية لأسعار الأسهم هي حركة عشوائية، تم صياغتها لتمنح فرضية السوق المالية الكفاءة (تتسم السوق بالكفاءة إذا تم تحديد السعر بواسطة قوى العرض والطلب التنافسية على أساس التدفق الحر للمعلومات الصحيحة

(والكاملة) مضامين قابلة للاختبار وتؤكد فرضية السير العشوائي على أن تغيرات الأسعار المتتابعة تكون مستقلة أي أن الأسعار في أي فترة زمنية في المتوسط ستعكس القيمة الحقيقية للسهم . وان التغيرات التي تطرأ على أسعار الأسهم في المستقبل لابد أن تكون مستقلة تماما عن التغيرات التي طرأت على السعر في الماضي (الحسناوي، 1997).

يظهر بوضوح الترابط بين مفهومي السير العشوائي والسوق الكفاءة ومضمون المستوى الضعيف للكفاءة المتمثل في عدم إمكانية التنبؤ بأسعار الأسهم بالاعتماد على المعلومات المتاحة عن الأسعار و حجوم التداول التي جرت في الماضي. وتفترض فرضية السير العشوائي بأن المعلومات الجديدة تكون عشوائية، وان دخولها إلى السوق يكون بشكل عشوائي هذا يؤدي إلى إحداث تغيرات عشوائية في الأسعار.

5- عائلة نماذج الانحدار الذاتي الشرطية غير المتجانسة (ARCH)

يتطلب كل نموذج من عائلة ARCH أو GARCH معادلتين متميزتين: معادلات المتوسط والتباين. وفقاً 1982 (ENGLE) يمكن نمذجة التغير الشرطي في سلسلة y_t باستخدام نموذج ARCH الذي يعبر عن معادلة المتوسط في الشكل: (dahlvid, 2017)

$$y_t = E_{t-1}(y_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = \varphi_t \sigma_t \quad \text{حيث :}$$

المعادلة (1) هي المعادلة المتوسط التي تنطبق أيضاً على نموذج GARCH .

E_{t-1} : هو توقع مشروط بالمعلومات المتاحة في الوقت $t-1$.

ε_t : وهو خطأ ناتج عن المعادلة المتوسطة في الوقت t .

φ_t : وهو عبارة عن سلسلة من المتغيرات العشوائية المستقلة الموزعة بشكل متماثل (iid) (بمتوسط صفرو تباين الوحدة). $\sigma_t^2 = E\{\varepsilon_t^2 / \Omega_{t-1}\}$; $E\{\varepsilon_t / \Omega_{t-1}\} = 0$

تُعطى معادلة التباين لنموذج ARCH (q) على النحو التالي :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \mu_t \quad (2)$$

حيث : $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$; $i = 1, \dots, q-1$, و $\alpha_q > 0$

Generalized ARCH (GARCH) Model:

$$\beta_p, \alpha_q > 0 \text{ و } \beta_0 > 0; \alpha_i \geq 0; i = 1, \dots, q-1; j = 1, \dots, p-1$$

يتم التعبير عن التباين الشرطي لنموذج GARCH (p, q)، بشكل عام على النحو التالي :

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

حيث أن :

يتم صياغة المعادلة السابقة 3 بوضع تأخير من الدرجة الأولى GARCH (1, 1)

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

($\beta_0, \beta_1, \beta_2$) المعاملات الثلاثة موجبة (يضمن هذا القيد أن تكون التقلبات موجبة)

($\beta_1 + \beta_2 < 1$) (ضرورة استقرارية التباين المشترك) (Danielsson, 2001)

The Threshold GARCH (TGARCH) Model :

يتم إعطاء المعادلة المعممة للتباين الشرطي باستخدام TGARCH (p, q) على النحو التالي:
(Atoi, 2014)

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i I_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

حيث ان : $I_{t-i} = 1$ اذا $\varepsilon_t^2 < 0$

في هذا النموذج تشير الأخبار السارة إلى $\varepsilon_{t-i}^2 > 0$ وتشير الأخبار السيئة إلى $\varepsilon_{t-i}^2 < 0$ أن هاتين الصدمتين المتساويتين في الحجم لها تأثير مختلفة على التباين الشرطي. الأخبار السارة لها تأثير α_i والأخبار السيئة لها تأثير $\alpha_i + \gamma_i$. تزيد الأخبار السيئة من التقلبات عندما $\gamma_i > 0$ ، مما يعني وجود تأثير الرافعة المالية في i -th تأخير و $\gamma_i \neq 0$ عندما يكون تأثير الأخبار غير متماثل. فإن التمثيل من الدرجة الأولى TGARCH (p, q) هو :

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 I_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

تأثير الأخبار الجيدة α_1 تأثير الأخبار السيئة $\alpha_1 + \gamma_1$

The Exponential GARCH (EGARCH) Model : (salisu, 2019)

يتم تحديد التباين الشرطي لنموذج EGARCH (p, q) بشكل عام على أنه:

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \left\{ \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \right\} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (7)$$

$\varepsilon_{t-i} < 0$ يشير إلى الأخبار السارة والأخبار السيئة وإجمالي آثارها هي $\varepsilon_{t-i} > 0$ و $(1 - \gamma_i)|\varepsilon_{t-i}|$ ، على التوالي. عندما يكون $\gamma_i < 0$ التوقع هو أن الأخبار السيئة سيكون لها تأثير أكبر على التقلبات. يحقق نموذج EGARCH ثبات التباين عندما $\sum_{j=1}^p \beta_j < 1$.

نمذجة التباين الشرطي باستخدام نموذج EGARCH (1, 1)

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (8)$$

The Power GARCH (PGARCH) Model : (P Sidorov, 2010)

عبر Ding et al (1993) عن التباين المشروط باستخدام

$$\sigma_t^d = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^d \quad (9)$$

هنا، $\mathbb{R}^+$ ، $d > 0$ and $\gamma_i < 1$ ، يثبت وجود تأثيرات الرافعة المالية.

للمعادلة (9) في حالة PGARCH (1, d, 1)، معبراً عنه على النحو التالي:

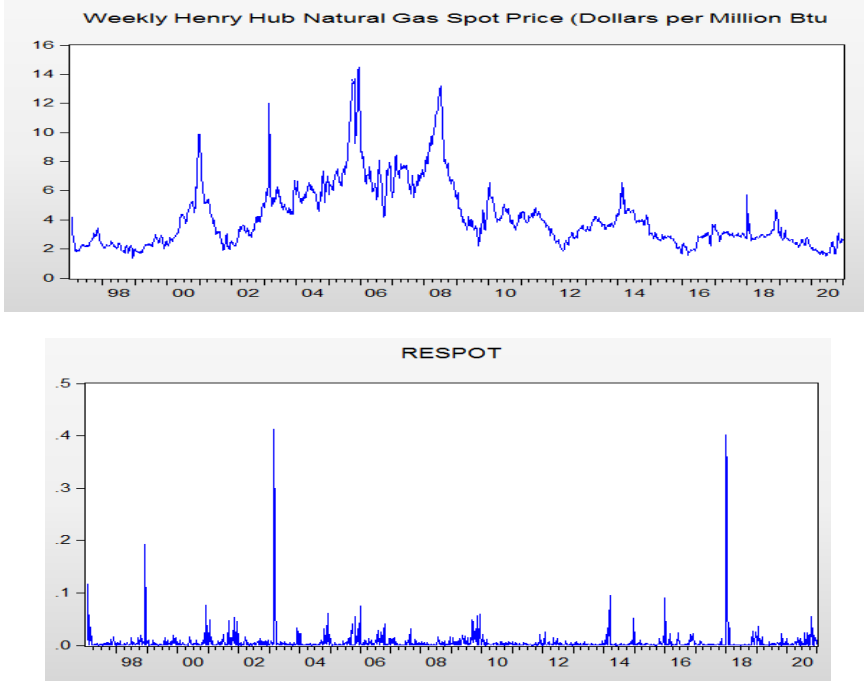
$$\sigma_t^d = \beta_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| + \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^d + \beta_1 \sigma_{t-1}^d \quad (10)$$

6- الدراسة التطبيقية :

1-6 عينة وحدود الدراسة :

من أجل تحقيق هدف الدراسة قمنا بختيار بيانات سعر الإغلاق الأسبوعي لعقود الغاز الطبيعي الفورية في نايمكس تغطي بيانات العينة الخاصة بنا الفترة من 10 يناير 1997 إلى 25 ديسمبر 2020 نحصل على بيانات الأسعار من وكالة معلومات الطاقة (EIA)

(<http://www.eia.doe.gov/>) نأخذ الفروق من الدرجة الأولى في الأسعار اللوغاريتمية على أنها العوائد الأسبوعية ونستخدم العوائد المربعة كمؤشر للتقلبات.
الشكل رقم (04) : الرسم البياني لسلسلة أسعار الأسبوعية والعوائد الأسبوعية للغاز الطبيعي



المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

2-6 اختبار الاستقرار :

قمنا بدراسة اختبارات الجذر الوحدوي للسلسلة باستخدام اختبار ADF واختبار-Philips Perron.

الجدول رقم (01) : اختبار جذر الوحدة لسلسلة العوائد الأسبوعية للغاز الطبيعي

Augmented Dickey- Fuller test					
Probabili ty	بدون ثابت واتجاه	بوجود الثابت فقط	بوجود ثابت واتجاه	النموذج	
0.0000	-21.59389	-22.66608	-22.65868	اختبار ADF	
	-2.566816	-3.435377	-3.965416	Level 1%	Test
	-1.941077	-2.863648	-3.413416	Level 5%	Critical

نمذجة تقلبات أسعار الغاز الطبيعي الفورية باستخدام نموذج GARCH

	-1.616529	-2.567942	-3.128746	Level 10%	values
Philips-Perron test					
Probabili ty	بدون ثابت واتجاه	بوجود الثابت فقط	بوجود ثابت واتجاه	النموذج	
0.0000	-22.25154	-22.65594	-22.64899	اختبار Philips-Perron	Test Critical values
	-2.566816	-3.435377	-3.965416	Level 1%	
	-1.941077	-2.863648	-3.413416	Level 5%	
	-1.616529	-2.567942	-3.128746	Level10%	

- نلاحظ من خلال الجدول (01) أن السلسلة (spotreturns) لا تحتوي على جذر وحدوي فهي مستقرة ، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم ADF في النماذج الثلاثة ، فهي اكبر من القيم المستخرجة من الجدول Mackinnon بالقيمة المطلقة .
- نلاحظ أيضا من خلال الجدول (01) أن السلسلة (spotreturns) لا تحتوي على جذر وحدوي فهي مستقرة ، حيث يظهر ذلك جليا من خلال قيم Philips-perron في النماذج الثلاثة ، فهي اكبر من القيم المستخرجة من الجدول Mackinnon بالقيمة المطلقة .

الشكل (05) : التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة (spotreturns)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.416	0.416	216.74	0.000
		2 0.134	-0.047	239.36	0.000
		3 0.044	0.006	241.78	0.000
		4 0.028	0.016	242.77	0.000
		5 0.032	0.019	244.08	0.000
		6 0.013	-0.010	244.30	0.000
		7 -0.000	-0.005	244.30	0.000
		8 0.005	-0.009	244.33	0.000
		9 -0.002	-0.008	244.33	0.000
		10 -0.011	-0.010	244.48	0.000
		11 0.001	0.012	244.48	0.000
		12 -0.016	-0.024	244.81	0.000
		13 -0.013	0.002	245.03	0.000
		14 -0.018	-0.014	245.45	0.000
		15 -0.017	-0.005	245.81	0.000
		16 -0.020	-0.012	246.32	0.000
		17 -0.023	-0.011	246.98	0.000
		18 -0.025	-0.012	247.79	0.000
		19 -0.026	-0.011	248.63	0.000
		20 -0.026	-0.011	249.48	0.000
		21 -0.023	-0.007	250.15	0.000
		22 -0.023	-0.012	250.84	0.000
		23 -0.015	0.001	251.11	0.000
		24 -0.020	-0.016	251.63	0.000

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EViews 10

3-6 تحديد وتقدير النموذج الملائم :

من خلال الشكل (05) نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي (AR) للسلسلة المستقرة (spotreturns) تقع داخل مجال الثقة أي تساوي معنويا الصفر عند مستوى دلالة 0.05 باستثناء معامل الارتباط الذاتي عند الفجوات $p=1$ فهو يختلف معنويا عن الصفر ويقع خارج مجال الثقة ، أما معاملات الارتباط الجزئي (MA) تقع داخل مجال الثقة أي تساوي معنويا الصفر عند مستوى دلالة 0.05 باستثناء معامل الارتباط عند الفجوات $q=1,2,3$ فهو يختلف معنويا عن الصفر ويقع خارج مجال الثقة .من خلال نتائج التقدير المبينة في الشكل (03) باستخدام برنامج EVIEWS تمت المفاضلة بين 08 نموذج محتمل وعليه النموذج الذي تم تحديده هو نموذج $ARIMA(1,1,1)$.

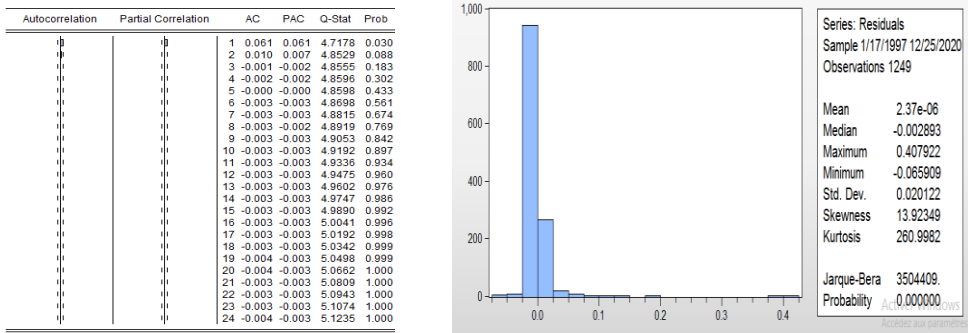
الشكل (06) : نتائج اختبارات التقدير على السلسلة (spotreturns)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005975	0.002038	2.931413	0.0034
AR(1)	0.321506	0.035163	9.143398	0.0000
MA(1)	0.114243	0.036364	3.141685	0.0017
SIGMASQ	0.000405	3.02E-06	133.8658	0.0000
R-squared	0.174984	Mean dependent var		0.005982
Adjusted R-squared	0.172996	S.D. dependent var		0.022153
S.E. of regression	0.020146	Akaike info criterion		-4.968256
Sum squared resid	0.505304	Schwarz criterion		-4.951826
Log likelihood	3106.676	Hannan-Quinn criter.		-4.962079
F-statistic	88.02027	Durbin-Watson stat		1.999832
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.32			
Inverted MA Roots	-.11			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVIEWS 10

4-6 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

الشكل (07) : نتائج اختبارات التوزيع الطبيعي على السلسلة (spotreturns)



المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

من خلال الشكل (07) نلاحظ ان قيمة بعض معاملات دالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة البواقي تقع خارج مجال الثقة ، مايعني ان البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي، ايضا احتمال احصائية jarque-bera اقل من 5% اذن البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي فالنموذج المقدر غير جيد.

5-6 اختبار اثر ARCH في النموذج (1.1.1) ARIMA:

تفرض نماذج الانحدار الذاتي المتوسط المتحرك ARIMA ثبات التباين عبر الزمن ، في الواقع ثبات التباين عبر الزمن لا يتحقق دائما ، وخاصة عند التعامل مع السلاسل الزمنية المالية وذلك لان من مزايا هذه الأخيرة هي القدرة على إعطاء تنبؤات دقيقة فيما يخص التباينات والتباينات المشتركة لعوائد الأصول المالية من خلال نمذجة التباينات المتغيرة زمنيا.

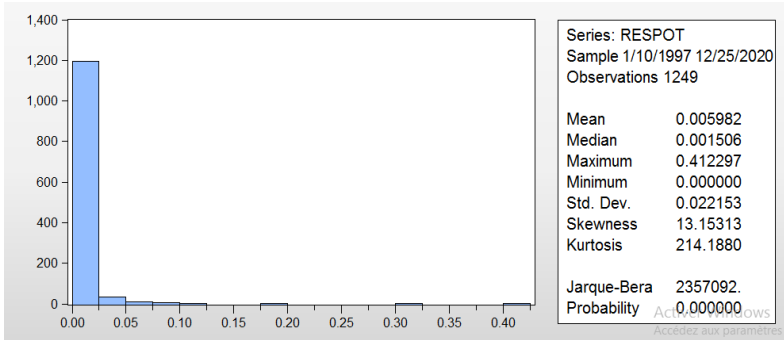
الشكل (08) : نتائج اختبار ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	4.712938	Prob. F(1,1246)	0.0301	
Obs*R-squared	4.702715	Prob. Chi-Square(1)	0.0301	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/17/22 Time: 15:59				
Sample (adjusted): 1/24/1997 12/25/2020				
Included observations: 1248 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000380	0.000185	2.055448	0.0400
RESID^2(-1)	0.061386	0.028276	2.170930	0.0301
R-squared	0.003768	Mean dependent var		0.000405
Adjusted R-squared	0.002969	S.D. dependent var		0.006529
S.E. of regression	0.008519	Akaike info criterion		-7.226592
Sum squared resid	0.052952	Schwarz criterion		-7.218362
Log likelihood	4511.387	Hannan-Quinn criter.		-7.223491
F-statistic	4.712938	Durbin-Watson stat		1.998211
Prob(F-statistic)	0.030125			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

من خلال الشكل (08) يتبين أن قيمة Obs*R-squared تساوي 4.702715 وقيمة (1) Prob Chi-Square والتي تساوي 0.0301 اقل من 0.05 وعليه يتم رفض الفرضية الصفرية H_0 وقبول الفرضية البديلة H_1 ، أي أن تباين الأخطاء غير ثابت عبر الزمن، أي أن البواقي تخضع لنموذج ARCH .

الشكل (09) : اختبارات التوزيع الطبيعي للسلسلة (spotreturns)



المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

- من خلال الشكل يتبين أن اصغر قيمة في السلسلة الزمنية هي (0.000) واكبر قيمة (0.412297) والمتوسط السلسلة الزمنية يساوي (0.001506) وبانحراف معياري يساوي (0.005982).

- ويتبين أن قيمة معامل الالتواء Skewness (13.15313) موجبة وهذا يدل على أن توزيع الأخطاء له ذيل طويل بجهة اليمين (التواء موجب) يدل ذلك على أن أسعار الغاز الطبيعي المستقبلية تتأثر بالصدمات الموجبة أكثر من السالبة .
- كذلك قيمة معامل التفلطح Kurtosis تختلف عن قيمة "3" المميزة للتوزيع الطبيعي وهو يتراوح في هذه العينة (214.1880) مما يدل على أن البواقي له أطراف سميقة وتتسم بالتفلطح وبالتالي يختلف عن التوزيع الطبيعي ، بالإضافة إلى وجود قيم شادة في السلسلة .
- تؤكد إحصائية (Jarque-bera) التي تشير إلى أن هذه البواقي لا تتبع قانون التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية (5%) وهذه ميزة السلاسل الزمنية .

الجدول رقم (02) : اختبارات التوزيع الطبيعي للسلسلة (spotreturns)

الطريقة	Method	القيمة	Value	احتمال	Probability
Lilliefors(D)		0.393563		0.0000	
Cramer- von Mises(W2)		57.95799		0.0000	
Watson(U2)		56.83906		0.0000	
Anderson-Darling(A2)		291.7648		0.0000	

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

من خلال الجدول نلاحظ أن قيم احتمال كل من Lilliefors (D) ، Cramer- von Mises(W2) ، Anderson-Darling(A2)، Watson(U2) يساوي 0.000 وهي اقل من 0.05 ما يعني رفض الفرضية العدمية H_0 التي تنص على التوزيع طبيعي وقبول الفرضية البديلة H_1 ما يعني ان التوزيع غير طبيعي.

الشكل (10) : اختبار استقلالية مشاهدات السلسلة (spotreturns)

BDS Test .1

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
2	0.001538	0.000132	11.66610	0.0000	
3	0.003059	0.000293	10.42203	0.0000	
4	0.004566	0.000489	9.336129	0.0000	
5	0.006059	0.000713	8.497054	0.0000	
6	0.007537	0.000962	7.837816	0.0000	
Raw epsilon	0.288608				
Pairs within epsilon	1552597.	V-Statistic	0.995254		
Triples within epsilon	1.93E+09	V-Statistic	0.992858		
Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	771944.0	0.992053	774429.0	0.995246	0.990515
3	768222.0	0.988854	773185.0	0.995243	0.985795
4	764510.0	0.985657	771942.0	0.995239	0.981091
5	760807.0	0.982460	770700.0	0.995235	0.976401
6	757113.0	0.979263	769459.0	0.995231	0.971726

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

من خلال الشكل (10) الذي يعطي نتائج اختبار استقلالية مشاهدة السلسلة الزمنية (spotreturns) نلاحظ أن قيم p-value اصغر من 0.05 ما يعني استقلالية المشاهدات. وبالتالي فان السلسلة المستقرة (spotreturns) تتبع سيرا عشوائيا.

بتجريب العديد من النماذج من خلال وضع العديد من الصيغ الموسعة لنماذج ARCH المتناظرة وذلك بزيادة عدد المعاملات و حذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Schwarz Akaike أقل ما يمكن تقودنا هذه الطريقة إلى اختيار نموذج GARCH(1,0) لوصف سلوك التباين المشروط لسلسلة العوائد الأسبوعية للغاز الطبيعي

والذي يعطى بالعلاقة التالية: $\sigma_t^2 = 0.0000369 + 13.28639 \varepsilon_{t-1}^2$

✓ من خلال النتائج المتحصل عليها من الجدول يمكن قبول النموذج المقترح وذلك للاعتبارات التالية:

لجميع المعالم معنوية إحصائية، أي أنها تختلف معنويا عن الصفر بنسبة معنوية 0.05 (نرفض

H_0 قيم ستيودنت أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96)

✓ $b_0 > 0; 0 \leq b_1 < 1$

نمذجة تقلبات أسعار الغاز الطبيعي الفورية باستخدام نموذج GARCH

المعيار/ النموذج	عدد المعالم المعنوية	SIGMA ²	AIC	SC	R ²
ARIMA(1.1.1)	3	0.000405	-4.968256	-4.951826	0.174984
ARIMA(1.1.1)G ARCH(0.1)	3		-4.986860	-4.966310	0.175367
ARIMA(1.1.1)G ARCH(1.0)	3		-5.186737	-5.166187	0.078565
ARIMA(1.1.1)G ARCH(1.1)	2		-5.078735	-5.054075	0.152343

الشكل (11) : تقدير النموذج ARIMA(1,1,1)-GARCH(1,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.006377	7.30E-05	87.35081	0.0000
AR(1)	0.705611	0.027737	25.43972	0.0000
MA(1)	-0.618604	0.035891	-17.23542	0.0000
Variance Equation				
C	3.69E-05	3.67E-06	10.03677	0.0000
RESID(-1)^2	13.28639	0.177984	74.64935	0.0000
R-squared	0.078565	Mean dependent var		0.005979
Adjusted R-squared	0.077084	S.D. dependent var		0.022162
S.E. of regression	0.021291	Akaike info criterion		-5.186737
Sum squared resid	0.564343	Schwarz criterion		-5.166187
Log likelihood	3241.524	Hannan-Quinn criter.		-5.179011
Durbin-Watson stat	1.337268			
Inverted AR Roots	.71			
Inverted MA Roots	.62			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EViews 10

من خلال الشكل (12) يتبين أن قيمة Prob Chi-Square¹ والتي تساوي 0.9363 اكبر من 0.05 وعليه نقبل الفرض الصفري H_0 ورفض الفرض البديل H_1 أي أن تباین الأخطاء ثابت عبر الزمن، أي أن بواقي النموذج ARIMA(1,1,1)-GARCH(1,0) لا تخضع لنموذج ARCH.

الشکل (12): اختبار اثر ARCH والتوزيع الطبيعي لبواقي النموذج ARIMA(1,1,1)-GARCH(1,0)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1		-0.002	-0.002	0.0064	0.936
2		-0.001	-0.001	0.0078	0.996
3		-0.001	-0.001	0.0094	1.000
4		-0.002	-0.002	0.0131	1.000
5		-0.002	-0.002	0.0163	1.000
6		-0.002	-0.002	0.0221	1.000
7		-0.002	-0.002	0.0269	1.000
8		-0.001	-0.001	0.0295	1.000
9		-0.002	-0.002	0.0345	1.000
10		-0.002	-0.002	0.0378	1.000
11		-0.002	-0.002	0.0433	1.000
12		-0.001	-0.001	0.0443	1.000
13		-0.002	-0.002	0.0483	1.000
14		-0.002	-0.002	0.0549	1.000
15		-0.001	-0.002	0.0577	1.000
16		-0.002	-0.002	0.0637	1.000
17		-0.002	-0.002	0.0669	1.000
18		-0.001	-0.001	0.0693	1.000
19		-0.002	-0.002	0.0747	1.000
20		-0.002	-0.002	0.0815	1.000
21		-0.002	-0.002	0.0865	1.000
22		-0.002	-0.002	0.0927	1.000
23		-0.002	-0.002	0.0966	1.000
24		-0.002	-0.002	0.1028	1.000
25		-0.002	-0.002	0.1086	1.000

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.006382	Prob. F(1,1245)	0.9363
Obs*R-squared	0.006392	Prob. Chi-Square(1)	0.9363

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/17/22 Time: 22:07
Sample (adjusted): 1/31/1997 12/25/2020
Included observations: 1247 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.002889	0.564703	1.775958	0.0760
WGT_RESID^2(-1)	-0.002264	0.028341	-0.079886	0.9363
R-squared	0.000005	Mean dependent var		1.000623
Adjusted R-squared	-0.000798	S.D. dependent var		19.90819
S.E. of regression	19.91614	Akaike info criterion		8.822540
Sum squared resid	493832.4	Schwarz criterion		8.830766
Log likelihood	-5498.854	Hannan-Quinn criter.		8.825633
F-statistic	0.006382	Durbin-Watson stat		2.000005
Prob(F-statistic)	0.936341			

المصدر: من إعداد الباحثة باستخدام برنامج EVEIWS 10

7- خاتمة:

تمحورت هذه الدراسة على بناء نموذج إحصائي مناسب يفسر لنا سلوك السلسلة الزمنية الخاصة بالأسعار الفورية للغاز الطبيعي خلال الفترة الممتدة (10 يناير 1997 إلى 25 ديسمبر 2020) اعتمادا على بيانات أسبوعية باعتبار أن هذه السلسلة غير مستقرة عبر الزمن . ومن بين النماذج الإحصائية تم استخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين GARCH (1.0) فأظهرت الدراسة النتائج التالية :

السلسلة الزمنية لأسعار الفورية للغاز الطبيعي غير مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى .

اعتمدت الدراسة على منهجية بوكس جنكيز ليكون النموذج الأمثل $ARIMA(1,1,1)$ وذلك بالاعتماد مجموعة من المعايير في اختيار هذا النموذج، إلا انه يحتوي على أثر ARCH.

تم تطبيق نموذج (1.0) GARCH على السلسلة الزمنية، ومن خلاله تأكد لنا أن السلسلة الزمنية للأسعار الفورية للغاز الطبيعي تتأثر بالتغيرات الخارجية.

8- المراجع:

- ميثم ربيع هادي الحسنواي. (1997). "اختبار كفاءة السوق المالية (دراسة تطبيقية في سوق بغداد للأوراق المالية). رسالة ماجستير غير منشورة, مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد: جامعة بغداد.
- Atoi, N. V. (2014). Testing Volatility in Nigeria Stock Market Using GARCH Models . CBN Journal of Applied Statistics, 65-93.
- Augustine, C. (2006). understanding natural gas market. USA: publications of API.
- Box, G. a. (1970). Time Series Analysis: Forec-asting and Control. San Francisco: Holden-Day.
- Cont, R. (2006). volatility clustering in financial markets empirical facts and agent based models. E-91128. centre de mathématique appliqués.
- Dahlvid, C. &. (2017). The Leverage Effect: Uncovering the true nature of US asymmetric volatility. Finance U.S.A : Lund University.
- Danielsson, J. (2001). Financial Risk Forecasting. chicago : Wiley Finance John Wiley & Sons LTD.
- Francq, C. a. (2010). GARCH Models Structure, Statistical Inference and Financial Applications. United Kingdom.
- P Sidorov, S. (2010). An investigation into using news analytics data in GARCH type volatility models. london : BRUNEL University .
- Salisu, A. (2019, janvier 28). Asymmetric GARCH Models. Consulté le septembre 19, 2021, sur research gate : www.researchgate.net
- <https://www.investopedia.com/terms/l/leptokurtic.asp>
- <http://www.qnb.com/cs>