

التنبؤ بتقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام باستخدام
نماذج GARCH

Forecasting volatility in crude oil futures prices
using GARCH models

عبد الحميد بوعبدالله، جامعة البليدة 2- لونيبي علي، الجزائر،
البريد الإلكتروني: a.boueubdallah@univ-blida2.dz

بولنوار لخضاري، المركز الجامعي عبد الحفيظ بالصفوف ميله، الجزائر،
البريد الإلكتروني: l.boulenouar@centre-univ-mila.dz

Abstract :

This study aims to create a standard model that reflects the volatility of crude oil futures prices traded on global financial markets for the period 02/01/2013 until 10/01/2020 on a sample of 1822 observations, using a set of Autoregressive conditional heteroskedasticity models (GARCH).

It was concluded that the EGARCH (1,1) model with Student distribution of errors is the appropriate form for the forecasting process. After the forecast process for the period 01/13/2020 until 07/02/2020, it turned out that the market could stagnate due to increased market risk.

Keywords : volatility, forecasting, crude oil, GARCH, EGARCH.

Jel Classification Codes :

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى إيجاد نموذج قياسي يعكس تقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام المتداولة في الأسواق المالية العالمية خلال الفترة الممتدة من 2013/01/02 إلى 2020/01/10، باستخدام نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس (GARCH).

تم التوصل إلى أن النموذج $EGARCH(1,1)$ مع أخطاء تتبع توزيع Student هو النموذج المناسب لعملية التنبؤ. بعد القيام بعملية التنبؤ للفترة الممتدة من 2020/01/13 إلى 2020/02/07 اتضح أن السوق قد يشهد ركودا بسبب زيادة المخاطر في السوق.

الكلمات المفتاحية: التقلبات، التنبؤ، النفط الخام، GARCH، EGARCH.

تصنيف JEL:

1. مقدمة:

تتميز الأسواق العالمية للنفط الخام بكثرة تقلباتها وذلك لارتباطها بالعديد من العوامل الاقتصادية والسياسية والمناخية، حيث أن هذه التقلبات تكون غير محبذة من قبل المستثمرين أو حتى صناعات القرار والسياسيين لأنها تولد نوع من اللايقين في التعاملات المالية والاقتصادية المستقبلية، وهذا ما تطلب إيجاد طريقة تسمح بالتنبؤ بهذه التقلبات وقياس المخاطر المالية المحتملة، ومن بين الطرق المستخدمة في عملية التنبؤ بالتقلبات نجد نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس (GARCH)، وكان أول ظهور لهذه النماذج سنة 1982 من قبل أنجل (ENGLE)، ثم اقترح بعده بولرسلوف (Bollerslev) سنة 1986 ما يعرف بنموذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس المعمم (GARCH). بعد ظهور هذين النموذجين (ARCH, GARCH) تلتها العديد من النماذج الشبيهة والتي هي تطوير للنموذجين السابقين.

سنحاول في هذه الدراسة القيام بنمذجة تقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام خلال الفترة الممتدة من 2013/01/02 إلى غاية 2020/01/10، ما يعني عينة حجمها 1822 مشاهدة وذلك باستخدام نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس المتناظرة (GARCH) وغير المتناظرة (EGARCH).

تتضمن هذه الدراسة جزئين، الجزء الأول نستعمله بتقديم وصف موجز لنماذج (ARCH, GARCH) ومناقشة عدد مختار من هذه النماذج، ثم نمر إلى توضيح طريقة التقدير، معايير اختيار النموذج، فحص النموذج وكذلك طريقة التنبؤ. أما الجزء الثاني من البحث فيتضمن الجانب التطبيقي والذي بدوره يحتوي على مجموعة من المراحل أولها حساب سلسلة العوائد اليومية، بعدها يتم دراسة خصائص السلسلة الزمنية ثم القيام بعملية النمذجة وصولاً إلى مرحلة التنبؤ بتقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام.

مشكلة البحث:

إن عملية التنبؤ تتأثر بشكل مباشر باختيار النموذج المناسب لبيانات السلسلة الزمنية، كذلك الأمر بالنسبة للتوزيع المعتمد للأخطاء، فهو لا يقل أهمية عن نوع النموذج المختار، فقد تكون النتائج مضللة إذا لم نعتمد على التوزيع المناسب، وتتميز السلاسل الزمنية المالية عموماً بعدم الخطية وكثرة تقلباتها، حيث أن معظم الأساليب المستخدمة في نمذجة تقلبات هذا النوع من السلاسل لا تراعي هذه الجوانب مما ينعكس سلباً على دقة التنبؤات، ولكي نتحصل على تنبؤات مستقبلية تحاكي الواقع يجب أن تراعي النماذج القياسية المستعملة في الدراسة جميع الخصائص التي تتمتع بها هذه السلاسل، وبذلك يمكن طرح الإشكالية التالية:

ما مدى فعالية تطبيق نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس (GARCH) في التنبؤ بتقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام؟

2. الجانب النظري:

1.2. عرض لأهم نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس:

تم تقديم نموذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس (ARCH) من طرف Engle في دراسة منشورة له سنة 1982 والتي انصب محور اهتمامها على دراسة ظاهرة التضخم في المملكة المتحدة.¹ ثم اقترح تمديد لهذا النموذج من طرف Bollerslov (1986) ليصبح Generalized ARCH (GARCH).² بعد ظهور هذين النموذجين (ARCH, GARCH) تلتها العديد من النماذج الشبيهة والتي هي تطوير للنموذجين السابقين من بينها نماذج GARCH-M, TGARCH, EGARCH. إن الأدبيات في هذا المجال واسعة ولذلك سيتم تقديم وصف موجز لنماذج ARCH و GARCH مع مناقشه عدد مختار من هذه النماذج.

1.1.2. نموذج ARCH(q):

يقدم نموذج ARCH من الدرجة (q≥1) بالشكل الآتي³:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{Mean equation}$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad z_t \rightarrow f(.)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2, \quad t \in \mathbb{Z},$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad \text{Volatility equation}$$

إذ أن $\alpha_0 > 0$ و ($i \geq 0$ for $i > 0$) تمثل معاملات النموذج (Parameters).

r_t : تمثل سلسلة العائد (Return Series)، μ : المتوسط، ε_t : الخطأ العشوائي، σ_t^2 : التباين الشرطي،

z_t : سلسلة الأخطاء المعيارية، $f(.)$ دالة الكثافة الاحتمالية.

ويطلق على المعادلة (1.1) بمعادلة المتوسط (Mean equation) وعلى المعادلة (1.3) بمعادلة التباين (Volatility equation).

2.1.2. نموذج GARCH(p, q):

للحصول على نموذج GARCH تم إضافة حدود الانحدار الذاتي autoregressive إلى نموذج ARCH، ويمكن أن تعرف نماذج (GARCH) من الدرجة & ($q \geq 1$) ($p \geq 1$) بالصيغة الآتية⁴:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad z_t \rightarrow f(.)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

ويمكن إعادة كتابة المعادلة السابقة لتصبح كما يأتي:

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

إذ إن ($\omega > 0$) و ($i \geq 0, \beta_j \geq 0$ for $i > 0, j > 0$) تمثل معاملات النموذج (Parameters) ويعد هذان الشرطان كافيان ليكون التباين الشرطي موجبا.

حيث $E(\sigma_t^2) = E(\varepsilon_{t-i}^2) = E(\sigma_{t-j}^2)$ تعبر عن التباين غير المشروط للبواقي (ε_t) ، والذي يعبر عنه بالعلاقة التالية:

$$\sigma^2 = E(\sigma_t^2) = \frac{\omega}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j} > 0$$

ولتحقق شرط الاستقرار في المعادلة (1.4) يجب:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$$

3.1.2. نموذج GARCH-M:

قام كل من Engle, Lilien, and Robins (1987) بتمديد نموذج ARCH وذلك بإدخال التباين الشرطي في معادلة المتوسط الشرطي، وهذه الفئة من النماذج، والمسماة بنماذج ARCH in mean (ARCH-M) مناسبة بشكل خاص لدراسة أسواق الأصول لأنها تأخذ بعين الاعتبار المخاطر المالية التي يتعرض لها الوكلاء نتيجة حياتهم لأصول مالية لفترة من الزمن، حيث يمكن قياس مخاطر الأصول عن طريق التباين الشرطي للعائد⁵:

$$r_t = \mu + \theta \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad z_t \rightarrow f(\cdot)$$

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

مع $(\omega > 0), (\theta > 0)$ و $(\alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \text{ for } i > 0, j > 0)$

4.1.2. نموذج EGARCH (Exponential GARCH):

تم تقديم نموذج EGARCH أي نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين الأسّي من قبل Nelson (1991)، حيث توصل إلى أن دالة التباين الشرطي غير خطية؛ بل هي دالة أسية (Exponential)، لذلك يتم كتابة النموذج على الشكل اللوغاريتمي كالتالي⁶:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

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

وتكتب معادلة النموذج EGARCH(1,1) على النحو التالي:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \tau_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

في حالة قبول الفرضية $\tau_1 = 0$ نقول أن الصدمات الموجبة والسالبة متناظرة، أي تأثر بنفس القيمة، أما في حالة رفض H_0 وقبول الفرضية البديلة $H_1: \tau_1 < 0$ نقول أن الصدمات الموجبة (أخبار جيدة) تولد تقلبات أقل من الصدمات السلبية (الأخبار السيئة).

2.2. تقدير معاملات نموذج GARCH :

بعد أن يتم تشخيص النموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية اللاخطية، تأتي مرحلة التقدير، حيث توجد عدة طرق يمكن الاعتماد عليها في عملية التقدير ومن بين هذه الطرق نجد طريقة المعقولية العظمى (Maximum Likelihood Method)، والتي تتطرق من فرضية أن الأخطاء تتبع توزيع معين وليكن $f(a_t)$ ، ويفترض أن تأخذ هذه الدالة إحدى التوزيعات المعروفة والمتمثلة في التوزيع الطبيعي، توزيع ستودنت والتوزيع العام للأخطاء⁷ (Generalized error distribution (GED)).

3.2. معايير اختيار النموذج الملائم:

في الغالب نتحصل على مجموعة من النماذج المرشحة لتمثيل البيانات، ولاختيار النموذج الأفضل من بين هذه النماذج المرشحة نعتمد على مجموعة من المعايير، ومن معايير اختيار النموذج الأكثر شيوعاً نجد: معيار Akaike (AIC)، معيار Schwarz (SC)، معيار Hannan–Quinn (HQ) ودالة المعقولية العظمى Log_likelihoood

، حيث أن أفضل نموذج يقابل أقل قيمة لمعايير المعلومة (AIC, SC, HQ) وأكبر قيمة لـ Log_likelihood .⁸

4.2. فحص النموذج:

بعد تقدير معاملات النموذج وقبل استخدامه لحساب التنبؤات المستقبلية يتم اختباره للتأكد من صلاحية وكفاءته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية المدروسة، ويتم ذلك كالتالي:

- اختبار معاملات النموذج والتي يجب أن تختلف معنوياً عن الصفر؛
- إجراء بعض الاختبارات على البواقي المعيارية z_t و مربعات البواقي المعيارية z_t^2 . نقوم أولاً بتطبيق اختبار Ljung-Box على z_t للتأكد من أنها مستقلة وتشكل ضجة بيضاء، ثم نقوم باختبار زوال أثر ARCH وذلك بتطبيق اختبار Ljung-Box على z_t^2 أو تطبيق اختبار ARCH-LM على z_t .⁹

5.2. التنبؤ Forecasting:

يعد التنبؤ أحد أهم أهداف نمذجة السلاسل الزمنية، وهو يمثل المرحلة الأخيرة من مراحل تحليل السلسلة الزمنية التي لا يمكن الوصول إليها بدون أن يجتاز النموذج كافة الفحوص والإختبارات التشخيصية وذلك للتأكد من صحة النموذج المستخدم في التنبؤ، وفي أدناه توضيح لعملية التنبؤ لنماذج ARCH, GARCH ولنماذج ARCH(P) وعندما $P=1$ أي الأتمودج ARCH(1)¹⁰:

$$\sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

نضع: $h = t - 1$

The 1-step forecast

$$\sigma_{h+1}^2 = \sigma_h^2(1) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_h^2$$

The 2-step forecast

$$\sigma_h^2(2) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_h^2(1)$$

The L-step forecast

$$\sigma_h^2(L) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_h^2(L-1)$$

وفي حالة ARCH(P) فتكون الصيغة أعلاه كما يلي :

$$\sigma_h^2(L) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2(L-i)$$

أما بالنسبة للنموذج GARCH(p,q) فتكون بالصيغة الآتية:

$$\sigma_h^2(L) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_h^2(L-i) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_h^2(L-j) \quad L > 1$$

3. الدراسة التطبيقية:

تم استخدام بيانات الإغلاق اليومية لأيام العمل الخاصة بأسعار العقود الآجلة للنفط الخام للسوق الأمريكية وهذا خلال الفترة الممتدة من 2013/01/02 إلى غاية 2020/01/10، ما يعني عينة حجمها 1822 مشاهدة، تم الحصول عليها من موقع investing.com. كما تم الاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews10 لإجراء الدراسة التطبيقية. في البداية نقوم بدراسة مسألة الاستقرار الخاصة بسلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام والتي في الغالب تكون غير مستقرة، فنقوم بتحويلها إلى سلسلة زمنية مستقرة، ثم نقوم بتطبيق باقي الاختبارات على السلسلة المستقرة والمتمثلة في اختبارات التوزيع الطبيعي واختبار تجانس التباين.

بعد معرفة خصائص السلسلة الزمنية، نقوم بمحاولة نمذجة تقلباتها باستعمال نموذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين بنوعيه المتناظر (GARCH) وغير المتناظر (EGARCH).

وفي الأخير يتم المقارنة بين نماذج GARCH المقدر والخروج بأفضل نموذج يعكس تقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام واستخدامه في عملية التنبؤ للفترة الممتدة من 2020/01/13 إلى غاية 2020/02/07.

1.3. العقود الآجلة للنفط الخام:

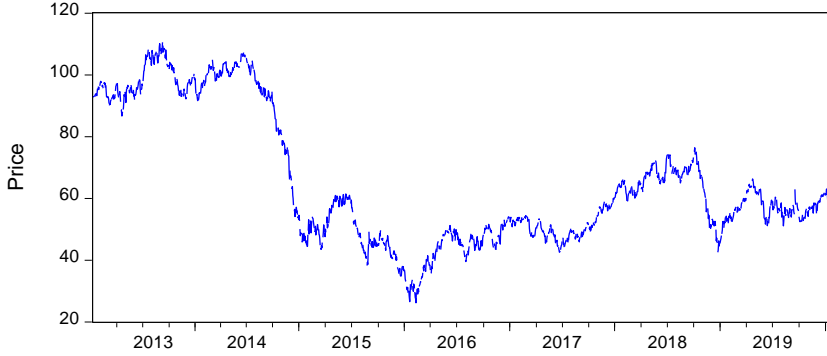
يتم تداول عقود النفط الخام في الأسواق المالية العالمية، حيث تعرف العقود الآجلة على أنها عقود يقوم بمقتضاها المشتري بشراء أحد الأصول ولكن في المستقبل وفي المقابل أيضاً يلتزم البائع ببيع ذلك الأصل على أن تكون الأسعار محددة سلفاً. بمعنى آخر يمكننا القول إنه في العقود الآجلة يختلف الأمر عن أي سوق آخر حيث أن السعر يكون على شيء يباع مستقبلاً. العقود الآجلة تتضمن نوع العقد وكمية الأصول التي تم التعاقد عليها بشيء من التفصيل. يوجد أنواع كثيرة من النفط لكل منها ما يميزه عن الأنواع الأخرى، وتختلف من منطقة لأخرى في جميع أنحاء العالم، ويجري قياس جودة الخام عن طريق الكثافة "من الخفيفة إلى الثقيلة"، ونسبة تواجد الكبريت به "من الحلو إلى الحامض". ويعتبر خامي برنت Brent oil وغرب تكساس West Texas Intermediate (WTI) الأكثر استخداماً للتسعير والأكثر توافراً في منصات التداول بسوق الفوركس.¹¹

يتم عرض أسعار العقود الآجلة للنفط الخام بطريقة الأرقام القياسية، وتقدر قيمة النقطة الواحدة بـ \$1000، كما يحتوي العقد على 1000 برميل نفط خام.¹²

2.3. دراسة خصائص السلسلة الزمنية: 1.2.3. اختبار استقرارية السلسلة الزمنية:

تعتبر دراسة استقرارية السلاسل الزمنية شرطاً ضرورياً في عملية النمذجة، حيث تكون سلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام مستقرة إذا كان متوسطها الحسابي، تباينها وتباينها المشترك ثابتة عبر الزمن.

الشكل 01: التمثيل البياني لسلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام (crude oil futures)



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews10

نلاحظ من الشكل (1) أن سلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام غير مستقرة لأن المتوسط يختلف من مقطع لآخر وهذا ينافي إحدى فرضيات الاستقرار وهي ثبات متوسط السلسلة عبر الزمن. وللتأكد من ذلك يمكن اللجوء إلى الاختبارات الخاصة بالاستقرارية والمتمثلة في اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF)، اختبار فيليبس-بيرون (PP) واختبار KPSS.

بالنسبة لكل من الاختبارين (ADF, PP) الفرضية H_0 تنص على وجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة)، أما فيما يخص لاختبار KPSS فتتنص الفرضية H_0 على عدم وجود جذر الوحدة (السلسلة مستقرة).

يتضمن الجدول الموالي نتائج اختبارات الجذر الوحدوي على سلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام:

الجدول 01: نتائج اختبار الجذر الوحدوي على سلسلة أسعار النفط الخام (Crude Oil)

النموذج	درجة الإبطاء P	p-Value	القيم الحرجة	الإحصائية المحسوبة	الاختبار	السلسلة
(1)	0	0.2377	-1.940998	- 1.124307	ADF	
(1)	0	0.2354	-1.940998	- 1.130694	PP	Price
(2)	—	—	0.463000	2.457105	KPSS	

(1) : نموذج بدون ثابت وبدون اتجاه عام، (2) : نموذج بثابت وبدون اتجاه عام
 المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج EvIEWS10

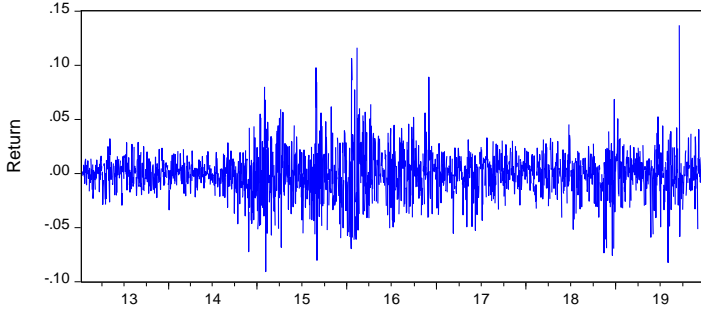
نلاحظ من الجدول (1) الخاص بسلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام أن الإحصائية المحسوبة لكل من الاختبارين (ADF,PP) بالقيمة المطلقة أقل تماما من القيمة الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستوى معنوية 5% ، وهذا ما يؤكد قيمة الاحتمال (p-Value) والتي هي أكبر تماما من 0.05 ، وبالتالي نقبل الفرضية H_0 ، أي أن السلسلة غير مستقرة. وباستعمال اختبار KPSS، أظهرت النتائج وجود جذر وحدوي حيث أن إحصائية LM والتي تساوي 2.457105 أكبر تماما من القيمة الحرجة 0.463 أي رفض فرضية الاستقرارية H_0 عند مستوى معنوية 0.05، وبالتالي أظهرت جميع الاختبارات المستعملة (ADF,PP,KPSS) أن هذه السلسلة غير مستقرة.

لجعل السلسلة مستقرة قمنا بتحويل سلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام (الأصلية) إلى سلسلة لوغاريتم العوائد r_t . حيث نجد أن جل الدراسات القياسية المالية تعتمد على سلسلة لوغاريتم العوائد r_t وهذا لخلوها من جذر الوحدة. لقد تم حساب لوغاريتم العوائد اليومية بواسطة المعادلة التالية¹³:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (3.2)$$

حيث: P_t : السعر في الفترة الحالية t ، P_{t-1} : السعر في الفترة السابقة $t - 1$ ، r_t :
 هو لوغاريتم العائد في الفترة t ، Ln : اللوغاريتم الطبيعي.

الشكل 02: التمثيل البياني لسلسلة لوغاريتم عوائد العقود الآجلة للنفط الخام
 (Return)



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews10

يتضمن الجدول الموالي نتائج اختبارات الجذر الوحدوي على سلسلة لوغاريتم عوائد
 العقود الآجلة للنفط الخام:

الجدول 02: نتائج اختبار الجذر الوحدوي على سلسلة لوغاريتم عوائد العقود الآجلة للنفط الخام

النموذج	درجة الإبطاء P	p-Value	القيم الحرجة	الإحصائية المحسوبة	الاختبار	السلسلة
(1)	0	0.0001	-1.940998	-45.40456	ADF	
(1)	0	0.0001	-1.940998	-45.37552	PP	Return
(2)	—	—	0.463000	0.149211	KPSS	

(1) : نموذج بدون ثابت وبدون اتجاه عام، (2) : نموذج بثابت وبدون اتجاه عام

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

نلاحظ من الجدول (2) الخاص بسلسلة لوغاريتم عوائد العقود الآجلة للنفط الخام أن
 الإحصائية المحسوبة لكل من الاختبارين (ADF,PP) بالقيمة المطلقة أكبر تماما من
 القيمة الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستوى معنوية 5%، وهذا ما تؤكد قيمة الاحتمال

(p-Value) والتي هي أقل تماما من 0.05 ، وبالتالي نرفض الفرضية H_0 ، أي أنها مستقرة. وباستعمال اختبار KPSS، أظهرت النتائج عدم وجود جذر وحدوي حيث أن إحصائية LM والتي تساوي 0.149211 أصغر تماما من القيمة الحرجة 0.463 أي قبول فرضية الاستقرار H_0 عند مستوى معنوية 0.05، وبالتالي أظهرت جميع الاختبارات المستعملة (ADF,PP,KPSS) أن سلسلة لوغاريتم العائد مستقرة.

2.2.3. اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة لوغاريتم العائد:

نذكر بأن التوزيع الطبيعي يتميز بمعامل Skewness معدوم ومعامل Kurtosis مساويا إلى 3 فالتوزيع الطبيعي يتميز بالتناظر بالنسبة إلى المتوسط وباحتمال ضعيف للقيم المتطرفة.¹⁴ سنقوم بتطبيق الاختبار المعلمي للتوزيع الطبيعي Skewness ، Kurtosis، Jarque and Berra، لمعرفة ما إذا كانت سلسلة العائد ذات توزيع

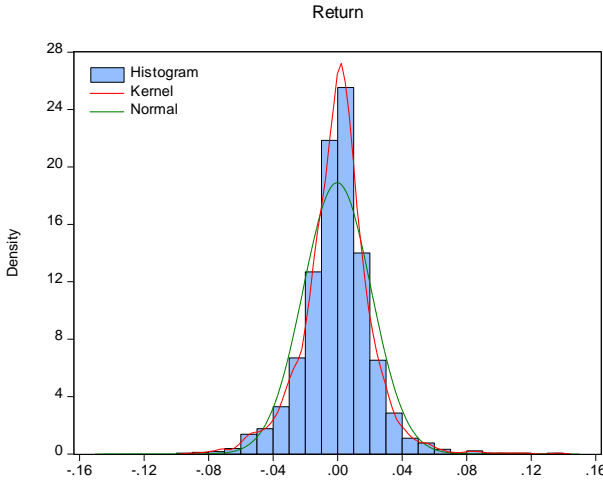
طبيعي، ويتم الاختبار وفق الفرضيتين:

H_0 : السلسلة تتوزع توزيعا طبيعيا؛

H_1 : السلسلة لا تتوزع توزيعا طبيعيا.

لدينا الشكل البياني التالي:

الشكل 03: ملخص مخرجات النتائج المتعلقة باختبار التوزيع الطبيعي الخاص بسلسلة
 لوغاريتم عوائد النفط الخام.



	Return
Mean	-0.000248
Median	0.000479
Maximum	0.136944
Minimum	-0.090703
Std. Dev.	0.021094
Skewness	0.174291
Kurtosis	6.431158
Jarque-Bera	902.4840
Probability	0.000000
Sum	-0.452292
Sum Sq. Dev.	0.809840
Observations	1821

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

من خلال الشكل (3) يتبين أن معامل الالتواء Skewness لسلسلة لوغاريتم عوائد العقود الآجلة للنفط الخام موجب ويساوي (0.174291) وهذا يعني أن التوزيع ملتوي نحو اليمين وبالتالي فهو غير متناظر، ويتبين أيضا أن قيمة معامل التقطح Kurtosis أكبر من 3 وهذا يعني وجود قمة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic)، مما يعني أن هذه السلسلة لا تتوزع طبيعيا. كما نلاحظ أن إحصائية Jarque-Bera أكبر تماما من القيمة الجدولية لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 2 عند مستوى معنوية 0.05، ومنه نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة.

3.2.3. اختبار وجود أثر ARCH:

بالاعتماد على اختبار ARCH-LM ، يمكن التحقق من وجود أثر ARCH في البواقي، حيث نقوم أولاً بتقدير معادلة المتوسط $r_t = \mu + \varepsilon_t$ الخاصة بسلسلة لوغاريتم العوائد باستعمال طريقة المربعات الصغرى، ثم بعد ذلك يتم اختبار وجود أثر ARCH في بواقي النموذج المقدر عند درجات حرية مختلفة¹⁵.
 يتم الاختبار وفق الفرضيتين:

H_0 : السلسلة ذات تباين شرطي متجانس؛

H_1 : السلسلة ذات تباين شرطي غير متجانس.

تظهر نتائج اختبار ARCH-LM على سلسلة لوغاريتم العوائد في الجدول التالي:

الجدول 04: نتائج اختبار ARCH-LM على سلسلة لوغاريتم عائد العقود الآجلة

للفظ الخام

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	136.5927	Prob. F(1,1818)	0.0000
Obs*R-squared	127.1870	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
F-statistic	87.77043	Prob. F(2,1816)	0.0000
Obs*R-squared	160.3326	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

من خلال الجدول (4)، يظهر بوضوح أن إحصائية ARCH-LM أكبر تماماً من القيم الحرجة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 1 ، 2 وقيم الاحتمال P-Value أصغر تماماً من 0.05 وهذا يعني أن أثر ARCH موجود في سلسلة لوغاريتم العائد.

3.3. تحديد وتقدير النموذج الملازم:

يتم الاعتماد على طريقة المعقولة العظمى في عملية التقدير، مع افتراض أن الأخطاء تتبع إحدى التوزيعات المعروفة والمتمثلة في التوزيع الطبيعي، توزيع ستودنت، التوزيع العام للأخطاء (Generalized error distribution (GED).

بعد تقدير مجموعة من نماذج GARCH المتناظر (GARCH) وغير المتناظر (EGARCH) في حالة التوزيعات سابقة الذكر، نقوم بالمفاضلة بينها بالاعتماد على معايير المعلومة والمتمثلة في Akaike, Schwarz, Hannan–Quinn ودالة المعقولة العظمى Log_likelihood، حيث أن أفضل نموذج يقابل أقل قيمة لمعايير المعلومة (AIC, SC, HQ) وأكبر قيمة لـ Log_likelihood والنتائج موضحة في الجدولين المواليين:

الجدول 05: ملخص المخرجات المتعلقة بمعايير المعلومة الخاصة بنماذج GARCH المقدر

توزيع الأخطاء	النماذج المقترحة	AIC	SC	HQ	LogL
Gauss	GARCH(1,1)	-5.146916	-5.137843	-5.143569	4689.267
Student	GARCH(1,1)	-5.188090	-5.175993	-5.183627	4727.756
GED	GARCH(1,1)	-5.183500	-5.171403	-5.179037	4723.576
Gauss	EGARCH(1,1)	-5.163722	-5.151625	-5.159259	4705.569
Student	EGARCH(1,1)	-5.196458	-5.181337	-5.190879	4736.375
GED	EGARCH(1,1)	-5.193914	-5.178793	-5.188335	4734.059

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews10

يتبين من الجدول السابق أن النموذج الذي يحقق أقل قيمة للمعايير AIC, SC, HQ وأكبر قيمة لـ LogL هو نموذج EGARCH(1,1) مع أخطاء تتبع توزيع Student.

الجدول 04: ملخص مخرجات نتائج تقدير معلمات النموذج EGARCH(1,1) مع توزيع Student للأخطاء

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
ω	-0.174861	0.030533	-5.726930	0.0000
α_1	0.105788	0.018494	5.720196	0.0000
τ_1	-0.063820	0.012535	-5.091524	0.0000
β_1	0.988216	0.003074	321.4275	0.0000
T-DIST. DOF	7.610383	1.253793	6.069888	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews10
 من خلال نتائج تقدير نموذج EGARCH(1,1) مع توزيع Student للأخطاء
 يمكن صياغة النموذج كما يلي:

$$\begin{aligned}
 r_t &= \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &= z_t \sigma_t \quad z_t \rightarrow \text{Student}(7.610383) \\
 \log(\sigma_t^2) &= -0.1748 + 0.1058 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.0638 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \\
 &\quad + 0.9882 \log(\sigma_{t-1}^2)
 \end{aligned} \quad (3.3)$$

من خلال النتائج المتحصل عليها من الجدول (4)، يمكن ملاحظة أن جميع المعلمات لها معنوية إحصائية، أي أنها تختلف معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 0.05، حيث نرفض الفرضية H_0 (قيم ستيودنت بالقيمة المطلقة أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96).

كما نلاحظ أن المعامل المضروب في $\frac{r_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ معنوي وأصغر من الصفر، أي نرفض H_0 ونقبل الفرضية البديلة $H_1: \tau_1 < 0$ ونقول أن الصدمات الموجبة (أخبار جيدة) تولد تقلبات أقل من الصدمات السلبية (الأخبار السيئة).

4.3. فحص ملائمة النموذج:

بعد تحديد النموذج الملائم الخاص بسلسلة لوغاريتم عوائد العقود الآجلة للنفط الخام، لابد من إجراء بعض الاختبارات على البواقي المعيارية Z_t و مربعات البواقي المعيارية Z_t^2 . نقوم أولاً بتطبيق اختبار Ljung-Box على Z_t للتأكد من أنها مستقلة وتشكل ضجة بيضاء، ثم نقوم باختبار زوال أثر ARCH وذلك بتطبيق اختبار Ljung-Box على Z_t^2 أو تطبيق اختبار ARCH-LM على Z_t .

الشكل 05: دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لسلسلة البواقي المعيارية Z_t (الأيسر) و مربعات البواقي المعيارية Z_t^2 (الأيمن).

Date: 01/10/20 Time: 23:33
 Sample: 1/02/2013 1/10/2020
 Included observations: 1821

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
0.000	0.000	1 -0.031	-0.031	1.7014	0.192
0.000	0.000	2 0.006	0.005	1.7730	0.412
0.000	0.000	3 -0.003	-0.003	1.7929	0.616
0.000	0.000	4 0.008	0.008	1.9170	0.751
0.000	0.001	5 0.000	0.001	1.9170	0.861
0.000	0.008	6 0.008	0.008	2.0272	0.917
0.000	0.034	7 0.034	0.035	4.1959	0.757
0.000	0.010	8 0.010	0.012	4.3762	0.822
0.000	0.031	9 0.031	0.032	6.1724	0.723
0.000	0.000	10 0.000	0.002	6.1728	0.801
0.000	-0.025	11 -0.025	-0.025	7.2889	0.775
0.000	-0.026	12 -0.026	-0.027	8.4873	0.746
0.000	0.001	13 0.001	-0.001	8.4911	0.810
0.000	-0.008	14 -0.008	-0.009	8.5960	0.856
0.000	0.015	15 0.015	0.014	9.0312	0.876
0.000	-0.019	16 -0.019	-0.020	9.6701	0.883
0.000	0.017	17 0.017	0.016	10.218	0.894
0.000	-0.031	18 -0.031	-0.028	11.955	0.850
0.000	0.045	19 0.045	0.045	15.648	0.681
0.000	-0.024	20 -0.024	-0.018	16.704	0.672
0.000	-0.015	21 -0.015	-0.015	17.102	0.705
0.000	0.009	22 0.009	0.007	17.239	0.750
0.000	-0.021	23 -0.021	-0.022	18.081	0.753
0.000	0.007	24 0.007	0.004	18.181	0.794
0.000	-0.019	25 -0.019	-0.016	18.841	0.805
0.000	0.022	26 0.022	0.019	19.770	0.802
0.000	0.028	27 0.028	0.032	21.206	0.777
0.000	0.019	28 0.019	0.019	21.873	0.787
0.000	0.022	29 0.022	0.025	22.766	0.787
0.000	-0.014	30 -0.014	-0.010	23.110	0.811

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Date: 01/10/20 Time: 23:34
 Sample: 1/02/2013 1/10/2020
 Included observations: 1821

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
0.026	0.026	1 0.026	0.026	1.2232	0.269
-0.020	-0.021	2 -0.020	-0.021	1.9422	0.370
0.027	0.028	3 0.027	0.028	3.2512	0.354
-0.004	-0.006	4 -0.004	-0.006	3.2862	0.511
0.005	0.006	5 0.005	0.006	3.3312	0.649
0.000	-0.001	6 0.000	-0.001	3.3316	0.769
-0.032	-0.032	7 -0.032	-0.032	5.2544	0.629
0.020	0.022	8 0.020	0.022	6.0006	0.641
-0.002	-0.004	9 -0.002	-0.004	6.0075	0.739
-0.005	-0.002	10 -0.005	-0.002	6.0512	0.811
-0.008	-0.010	11 -0.008	-0.010	6.1717	0.869
-0.021	-0.020	12 -0.021	-0.020	6.9981	0.859
-0.017	-0.016	13 -0.017	-0.016	7.5021	0.874
-0.003	-0.003	14 -0.003	-0.003	7.5138	0.911
0.001	0.003	15 0.001	0.003	7.5152	0.942
-0.002	-0.002	16 -0.002	-0.002	7.5211	0.969
-0.040	-0.040	17 -0.040	-0.040	10.454	0.884
-0.023	-0.021	18 -0.023	-0.021	11.416	0.879
-0.011	-0.013	19 -0.011	-0.013	11.653	0.900
0.031	0.033	20 0.031	0.033	13.406	0.859
-0.014	-0.015	21 -0.014	-0.015	13.753	0.880
-0.005	-0.002	22 -0.005	-0.002	13.795	0.900
-0.008	-0.011	23 -0.008	-0.011	13.907	0.930
0.003	0.002	24 0.003	0.002	13.927	0.949
-0.006	-0.007	25 -0.006	-0.007	13.996	0.969
-0.014	-0.013	26 -0.014	-0.013	14.357	0.969
-0.030	-0.028	27 -0.030	-0.028	16.040	0.959
0.030	0.029	28 0.030	0.029	17.716	0.930
0.035	0.032	29 0.035	0.032	20.002	0.890
-0.016	-0.018	30 -0.016	-0.018	20.488	0.900

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

الجدول 06: نتائج اختبار ARCH-LM على سلسلة البواقي المعيارية z_t

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.220220	Prob. F(1,1818)	0.2695
		Prob. Chi-	
Obs*R-squared	1.220743	Square(1)	0.2692

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

من الشكل (5) يمكن أن نلاحظ أن معاملات دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لسلسلة البواقي المعيارية z_t أنها غير معنوية، أي تساوي 0 عند مستوى معنوية 0.05، ويمكن التأكد من ذلك من خلال تطبيق اختبار Ljung-Box، حيث أظهرت نتائج هذا الاختبار أن البواقي المعيارية تشكل ضجة بيضاء باعتبار أن قيمة إحصائية Q-Stat لهذا الاختبار أصغر تماماً من القيمة المحدولة لتوزيع χ^2 عند درجات حرية مختلفة ومستوى معنوية 5% (قيمة p-value للاختبار أكبر من 0.05). كما تظهر نتائج اختبار ARCH-LM (الجدول 6) عدم وجود أثر ARCH في سلسلة البواقي المعيارية z_t باعتبار أن إحصائية ARCH-LM أصغر تماماً من القيمة المحدولة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 1 (قيمة p-values للاختبار أكبر من 0.05).

5.3. التنبؤ بتقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام:

شملت عينة الدراسة المشاهدات اليومية لأسعار العقود الآجلة للنفط الخام خلال الفترة الممتدة من 2013/01/02 إلى غاية 2020/01/10، واعتماداً على هذه العينة تم تحديد النموذج الملائم والمتمثل في نموذج EGARCH(1,1) مع توزيع Student للأخطاء، حيث تم الاعتماد عليه في عملية التنبؤ بتقلبات الأسعار والتباينات للفترة الممتدة من 2020/01/13 إلى 2020/02/07.

الجدول 07: القيم المتنبأ بها لأسعار وتباينات العقود الآجلة للنفط الخام خلال الفترة

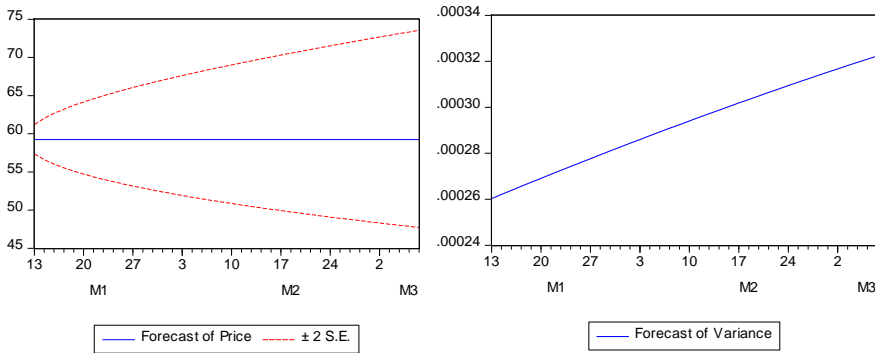
2019/02/07 إلى 2020/01/02

Date	Forecast of price	Forecast of Variance	Date	Forecast of price	Forecast of Variance
13/01/2020	59.24	0.000260	27/01/2020	59.24	0.000278
14/01/2020	59.24	0.000262	28/01/2020	59.24	0.000279
15/01/2020	59.24	0.000264	29/01/2020	59.24	0.000281
16/01/2020	59.24	0.000266	30/01/2020	59.24	0.000283
17/01/2020	59.24	0.000267	31/01/2020	59.24	0.000284
20/01/2020	59.24	0.000269	03/02/2020	59.24	0.000286
21/01/2020	59.24	0.000271	04/02/2020	59.24	0.000288
22/01/2020	59.24	0.000273	05/02/2020	59.24	0.000289
23/01/2020	59.24	0.000274	06/02/2020	59.24	0.000291
24/01/2020	59.24	0.000276	07/02/2020	59.24	0.000292

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews10

الشكل 06: التمثيل البياني للقيم المتنبأ بها وحدود الثقة لتقلبات أسعار العقود

الآجلة للنفط الخام



المصدر: مخرجات البرنامج الاحصائي Eviews10

4. الخاتمة:

بعد تطبيق اختبارات الاستقرارية (ADF, PP, KPSS) على سلسلة أسعار العقود الآجلة للنفط الخام تم التوصل إلى أن هذه السلسلة غير مستقرة الأمر الذي تطلب منا تحويلها إلى سلسلة لوغاريتم العائد التي تتميز بالاستقرارية.

من التمثيل البياني للسلسلة المستقرة تم ملاحظة وجود تقلبات كثيرة وكذا تجمع التقلبات الحادة في فترة معينة حيث أن التقلبات الكبيرة تتبعها تقلبات كبيرة أخرى مقابلة لها، والتقلبات الصغيرة تتبعها تقلبات صغيرة. وبالاعتماد على مجموعة من الاختبارات الإحصائية تم التوصل إلى أن السلسلة تتميز بخاصية عدم تجانس التباين وذات توزيع غير متناظر.

إن استخدام نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس كان بسبب قدرتها على التقاط الخصائص الملاحظة على هذه السلسلة. كما أن الغرض من استخدام توزيعات مختلفة للأخطاء كان بهدف تحسين النموذج.

بعد تطبيق نوعين من نماذج الانحدار الذاتي ذات التباين الشرطي غير المتجانس، أحدهما متناظر (GARCH) والآخر غير متناظر (EGARCH) مع توزيعات مختلفة للأخطاء (Guass, Student, GED) تم التوصل إلى أن النموذج EGARCH(1,1) بأخطاء تتبع توزيع Student هو النموذج الأفضل، فهو الذي يحقق أقل قيمة للمعايير AIC, SC, HQ وأكبر قيمة لـ LogL.

بعد التوصل إلى النموذج المناسب الذي يعكس تقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام، تم استخدامه في عملية التنبؤ بتقلبات الأسعار والتباينات للفترة الممتدة من 2020/01/13 إلى غاية 2020/02/07. حيث تم ملاحظة أن القيم المتنبأ بها ثابتة خلال هذه الفترة، في حين أن التباينات المتنبأ بها تتزايد وهذا يدل على زيادة المخاطر الأمر الذي قد يتسبب في ركود السوق خلال هذه الفترة.

التوصيات:

- يظهر هذا البحث بوضوح إمكانية الاعتماد على نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس التباين GARCH في عملية التنبؤ بتقلبات أسعار العقود الآجلة للنفط الخام، لذا نوصي بزيادة الاهتمام بها واستخدامها في عملية النمذجة والتنبؤ بالتقلبات.
- نوصي بتوسيع هذه الدراسة لتشمل متغيرات اقتصادية أخرى مثل سعر الصرف، سعر الذهب وغيرها من المتغيرات الاقتصادية الأخرى والتي يمكن أن تكون ذات تأثيرات متبادلة فيما بينها.
- نوصي كذلك بالبحث عن طرق تقدير حديثة أخرى تزيد من دقة التنبؤات.

قائمة المراجع:

-
- ¹ Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
 - ² Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
 - ³ Wang, P. (2003). *Financial Econometrics (Methods And Models)*. London: Rout Ledge, pp. 35-37.
 - ⁴ Wang, P. (2003). Op-Cit, pp. 35-37.
 - ⁵ Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series (Fourth ed.)*. United States: John Wiley & Sons, pp. 143-144.
 - ⁶ Dimitrios, A., & Stephen, G. H. (2011). *Applied Econometrics (Second ed.)*. United Kingdom: Palgrave macmillan, pp. 306-308.
 - ⁷ Jánský, I. (2011). Value-at-risk forecasting with the ARMA-GARCH family of models during the recent financial crisis.

MASTER THESIS. Charles University in Prague. Institute of Economic studies, pp. 15-17.

- ⁸ فراس أحمد محمد، & احمد شامار يادكار. (2015). استخدام نماذج GARCH، ARCH في التنبؤ بسعر الإغلاق اليومي لمؤشر سوق العراق للأوراق المالية. مجلة جامعة كركوك للعلوم الادارية والاقتصادية، 5(2)، 237-266.
- ⁹ بشير بلغيث، و صدر الدين صواليلي. (2018). نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH. مجلة الاصلاحات الاقتصادية والاندماج في الاقتصاد العالمي، 13(26)، 1-16.
- ¹⁰ فراس أحمد محمد، & احمد شامار يادكار. (2015). مرجع سبق ذكره.
- ¹¹ <https://fxnews.exness.com/ar/category/fx-education-ar/>, (15/01/2020)
- ¹² <https://www.investing.com/commodities/crude-oil>, (15/01/2020)
- ¹³ بشير بلغيث، و صدر الدين صواليلي. (2018). مرجع سبق ذكره.
- ¹⁴ علي بن الضب، و محمد شيخي. (2016). الاقتصاد القياسي المالي وتطبيقاته في الأسواق المالي. الأردن-عمان: دار الحامد. ص 210.
- ¹⁵ فارس طاهر حسن، & بريدة برهان كاظم. (2017). التنبؤ باستعمال نماذج الانحدار الذاتي العامة المشروطة بعدم تجانس التباين (GARCH) الموسمية مع تطبيق عملي. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 23(96)، 341-341.