

دراسة سلوك سلسلة الزمنية لمؤشر الأسعار العالمية للغذاء باستخدام نماذج GARCH

Study the behavior of the time series of the World Food Price Index using GARCH models

رتيبة محمد¹، وسام حسيني²¹ جامعة المدية، ratiat@gmail.com² جامعة المدية، Hocini.ouissam@univ-medea.dz

تاريخ النشر: 2019/12/31

تاريخ القبول: 2019/12/23

تاريخ الاستلام: 2019/06/02

ملخص: هدفت الدراسة إلى بناء نموذج إحصائي لمؤشر الأسعار العالمية للغذاء خلال الفترة (جانفي 1990-جانفي 2019) 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 أي $(d=1)$ ، 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 مؤشر الأسعار العالمية للغذاء هو $GARCH(1,1)$.

الكلمات المفتاحية: نماذج GARCH، سلاسل زمنية، مؤشر الأسعار العالمية، نماذج ARIMA

تصنيف JEL: c22، c51، q18

Abstract: The study aimed to build a statistical model of the international food prices index during the period (January 1990 - January 2019) 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 ($d = 1$), which builds the mixed model of autorregressif and moving averages, based on the methodology of Box Genghis $ARIMA (1,1,1)$, 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 $GARCH (1.1)$.

key words: GARCH Models, Time series, Food price index ,ARIMA models

Jel Classification Codes: XN1, XN2.

Résumé: L'étude vise à créer un modèle statistique de l'Indice international des prix des produits alimentaires pour la période de janvier 1990 à janvier 2019, en utilisant les modèles GARCH en tenant compte des fluctuations de prix au cours de cette période. Cette étude a été réalisée par étapes à partir d'une étude analytique de la série, puis d'une étude de stabilité ($D = 1$). Ainsi, le modèle mixte - régression automatique et moyennes mobiles - basé sur la méthodologie de Box Genghis $ARIMA (1,1,1)$ Les normes.

Cependant, le modèle optimal choisi contient un effet ARCH qui nécessite la formation d'un modèle approprié pour la série. Après avoir appliqué un ensemble de critères, le modèle optimal pour la série GFS est $GARCH (1,1)$.

Mots-clés: Modèles GARCH, Séries chronologiques, Indice de prix des aliments, Modèles ARIMA

Codes de classification de Jel: c22، c51، q18

1. مقدمة:

عرف الاقتصاد العلمي منذ سنة 2002 تذبذبات (تقلبات) في أسعار العالمية للمواد الغذائية حيث بلغت أقصى مستوياتها في سنة 2011، وهذا التزايد أرجعته العديد من الدراسات إلى زيادة في الطلب نتيجة الزيادة في الدخل العالمي وعدد سكان العالم، وتعد سوق الغذاء من أهم الأسواق التي تتأثر بالأزمات العالمية وكذلك الكوارث الطبيعية، ومن أجل دراسة هكذا سلاسل لابد من استخدام نموذج إحصائي يأخذ بعين الاعتبار التقلبات التي تحدث في الأسعار، ومن هذه النماذج التي تعتبر الأنسب لدراسة هذه الأنواع هو نموذج GARCH، حيث أن النماذج الخطية تستلزم في السلسلة المدروسة أن تتميز بمكوناتها الزمنية بثبات الوقت، وعليه فهي لا تستطيع أن تترجم الصفة الحركية لهذه الظواهر، وهذا ما أدى إلى البحث على نماذج غير خطية تكون مناسبة لدراسة هذه الأنواع من الظواهر، ومن أهم النماذج الغير خطية هي النماذج المختلطة -الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة- ARMA، مما أعطى لدراسة السلاسل غير ثابت عبر الزمن نفسا جديدا في عالم النمذجة، وبعد ذلك جاء كل من Engel عام 1982 بنموذج غير خطي آخر هو الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين ARCH، ثم تطور من طرف Bollerslev عام 1986، وجاء بنموذج يعد كتعميم لنموذج السابق وسمي بنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين GARCH، ويعد هذا النموذج من النماذج المهمة في نمذجة السلاسل الزمنية التي تحتوي على تقلبات.

من خلال ما سبق يمكن طرح الاشكالية التالية :

ما مدى إمكانية نماذج GARCH في التعامل مع طبيعة بيانات السلسلة الزمنية محل الدراسة؟
فرضيات الدراسة:

- تعد السلسلة الزمنية الخاصة بمؤشر الأسعار العالمية للمواد الغذائية ثابت عبر الزمن .
- إمكانية استخدام طرق التنبؤ مثل بوكس جينكينز لدراسة هذه السلسلة.
- 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 الجنب التطبيقي فقد استخدم المنهج الاستقرائي بأدواته القياسية والإحصائية.

2. مؤشر الأسعار العالمية للغذاء.

مؤشر أسعار الغذاء يتكون من متوسط مؤشرات 5 مجموعات سلع (متوسط مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار الحبوب، متوسط مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار الزيت النباتي، متوسط مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار منتجات الألبان، متوسط مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار اللحوم، مؤشر منظمة الأغذية والزراعة لأسعار السكر)، مع معايرة لمتوسط حصة الصادرات لكل مجموعة منها للفترة 2002-2004: إجمالا يتضمن المؤشر الكلي 73 تسعيرة برعاية خبراء السلع في منظمة الأغذية والزراعة كميّار للأسعار الدولية للسلع الغذائية، وكل مؤشر فرعي هو المتوسط النسبي لأسعار السلع المدرجة في المجموعة، وسعر الفترة الأساسية يتكون من متوسطات أسعار السنوات 2002-2004

يستخدم مؤشر المنظمة لأسعار المواد الغذائية لقياس التغير الشهري في الأسعار الدولية لسلة السلع الغذائية الأساسية. وهو يتألف من متوسط مؤشرات الأسعار الخمسة للمجموعات السلعية مرجحة بنصيب كل مجموعة من المجموعات من الصادرات خلال الفترة 2002-2004. (منظمة FAO، 2019)¹

3. نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة.

يتم بناء النماذج الخطية باستخدام تحليل الانحدار لدراسة العلاقة بين المتغيرات من أجل التقدير والتنبؤ بقيم متغير واحد باستخدام قيم المتغيرات الأخرى الداخلة في السلسلة الزمنية مشتركة، ومن النماذج الخطية الشائعة هي:

1.3 نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة (p):AR

هي أول منهجية وتعبر عن المتغير التابع x_t كدالة في القيم الماضية لنفس المتغير التابع x_{t-1} كما هو موضح من خلال المعادلات الآتية :

$$AR(1) : x_t = \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$AR(2) : x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$AR(p) : x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث نجد أن $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ تمثل المعلمات المقدرة سواء موجبة أو سالبة، ε_t تمثل الخطأ العشوائي أو ما يسمى (الضجة البيضاء) بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 ، وتشير p إلى رتبة الانحدار الذاتي وهي عبارة عن عدد القيم الماضية المستخدمة، فإذا كانت قيمة $p = 2$ فإن نموذج الانحدار الذاتي يعرف أنه من الرتبة الثانية ويرمز له بالرمز $AR(2)$ ويتميز نموذج الانحدار الذاتي بالصفات التالية : أن دالة الارتباط الذاتي تتناقص تدريجياً بشكل أسي متخذة شكلاً منحنياً تنازلياً في حين أن دالة الارتباط الذاتي الجزئي نجد فقط أن p الأوائل من المعاملات شكل الارتباط الذاتي الجزئي تختلف جوهرياً عن الصفر.

2.3 نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة (q):MA

أما المنهجية الثانية فهي طريقة المتوسط المتحرك. فقد قام الباحث stutzky (1937) بدراسة نماذج المتوسطات $MA(q)$ ووضع الصيغة العامة لهذا النموذج من الرتبة (q) وأصبح يعرف باختصار $MA(q)$ حيث يتم التعبير عن المتغير التابع y_t كدالة في قيم حد الخطأ العشوائي السابقة كما هو موضح في المعادلات التالية :

$$MA(1) : y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$MA(2) : y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$MA(q) : y_t = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} - \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \alpha_q \varepsilon_{t-q}$$

وترمز ε_t إلى حد الخطأ المتعلق بـ y_t و تمثل q رتبة المتوسط المتحرك تشير إلى عدد قيم حد الخطأ السابقة المستخدمة في النموذج. (S.T. Rachev)²

3.3 نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA :

في بعض الظواهر لا يمكن التعبير عن السلسلة الزمنية بصيغة الانحدار الذاتي $AR(p)$ فقط أو بصيغة المتوسطات المتحركة $MA(q)$ فقط وإنما يمكن التعبير عنها بواسطة نموذج يدمج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة وهو نموذج يدمج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة وهو نموذج مركب يحتوي على خصائص الانحدار الذاتي وخصائص المتوسطات، وفي هذا النموذج يعبر عن القيمة الحالية للسلسلة y_t بدلالة القيمة السابقة لسلسلة الزمنية $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$ والقيمة الحالية للأخطاء ε_t والقيمة السابقة للأخطاء $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}$ ومعلمات النموذج يرمز له بالرمز ARMA، حيث أن (p) تمثل رتبة الانحدار الذاتي و (q) تمثل رتبة المتوسطات المتحركة ويستفاد من هذه النماذج المختلفة في تخفيض عدد المعلمات اللازمة لبناء نموذج لسلسلة ما، مما يؤدي إلى سهولة تقدير هذه المعلمات وكذلك استخدام كل البيانات المتاحة بصورة امثل وكفاءة أكبر، نموذج الانحدار الذاتي- المتوسطات المتحركة المختلطة من الرتبة (p, q) أي $ARMA(p, q)$ يكون على شكل التالي:

$$y_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \alpha_q \varepsilon_{t-q}$$

4.3 نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA

تعد نماذج ARIMA أكثر نماذج السلاسل الزمنية استخداماً إذ أنه بالإمكان اشتقاق جميع النماذج منها سواء الانحدار الذاتي أو المتوسطات المتحركة أو المختلطة وتتكون هذه النماذج من ثلاثة أجزاء، يمثل الجزء الأول منها نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ الذي يستخدم عادة في عمليات التنبؤ للسلسلة الزمنية أما الجزء الآخر فيمثل نموذج المتوسطات المتحركة $MA(q)$ ويمثل الجزء الثالث (d) الفروق التي تتطلبها السلسلة من أجل أن تكون مستقرة.

وعندما تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة يجب أولاً تحويلها إلى سلسلة زمنية مستقرة قبل بناء النموذج الرياضي وذلك بأخذ الفروق (d) واستخدام أحد التحويلات وعدد الفروق المطلوب لتحويل السلسلة إلى سلسلة مستقرة تسمى بدرجة التكامل حيث يتحول نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة $ARMA(p, q)$ إلى نموذج الانحدار الذاتي المتكامل $ARIMA(p, d, q)$ ، حيث تمثل (p) رتبة الانحدار الذاتي، (d) : عدد الفروق (التكامل) و (q) تمثل رتبة المتوسطات المتحركة. (محمد أدرويش، 2013)³

5.3 مراحل منهجية بوكس-جنكيز:

1.5.3 مرحلة التعرف

تعد مرحلة التعريف أهم مرحلة التشخيص في منهجية بوكس-جنكيز، وذلك نظراً لاعتمادها على التجربة العلمية في معرفة نوع النموذج وتحديد رتبته، وتكتسب هذه المرحلة أهميتها من كون جميع المراحل التالية تعتمد على نوع النموذج الأول المختار في هذه المرحلة، والذي في بعض الحالات يمكن أن يتم رفضه في المرحلة ما قبل الأخيرة من منهجية بوكس-جنكيز، يتم في هذه المرحلة باستخدام دالة الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي، معرفة نوع النموذج المحتمل الممثل لبيانات السلسلة، من خلال:

2.5.3 تحديد رتبة تكامل السلسلة (d)

ذلك باستخدام اختبار جذر الوحدة ADF فإذا كانت $(d = 0)$ فالسلسلة مستقرة، أما إذا كانت $(d = 1)$ فإنه يجب تطبيق الفروق الأولى عليها لتصبح مستقرة، وإذا كانت $(d \neq 1)$ فإنه يجب تطبيق الفروق من الرتبة (d) على السلسلة الزمنية لتصبح مستقرة، والاستقرار هو شرط أساسي يجب أن يتحقق في السلسلة الزمنية المدروسة. (أبو ذر يوسف علي احمد، 2012)⁴.

تحديد رتبة (p, q)

بالاعتماد على:

• دالة الارتباط الذاتي ACF

هي مقياس يقيس قوة الارتباط بين مشاهدات المتغير نفسه عند فترة زمنية مختلفة أي الكشف عن الارتباطات الداخلية للسلسلة الزمنية حيث يمكن تمييز السلاسل الزمنية الساكنة عن غير الساكنة من خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي

• دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF

تستخدم كأداة أساسية في تحليل نماذج بوكس-جنكيز إلى جانب دالة الارتباط الذاتي، حيث تستخدم هاتان الدالتان معاً لتمييز بين نماذج ARIMA المختلفة. (Hyndman, 2014)⁵

3.5.3 مرحلة التقدير

بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على النموذج السلسلة الزمنية وذلك بتحديد الرتب (p, d, q) يمكننا الانتقال إلى مرحلة التقنية الموالية والمتمثلة في مرحلة تقدير النموذج.

4.5.3 مرحلة الاختبار

• اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة:

نقارن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك الخاصة بالسلسلة المقدرة، فإذا لوحظ اختلاف جوهري بينهما، فانه دليل قاطع على فشل عملية التحديد، وهذا يستدعي إعادة بناء النموذج وتقديره من جديد. أما إذا تشابهت الدالتان، فإننا ننتقل إلى دراسة وتحليل بواقي التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبواقي.

يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي الكلية لهذه البواقي داخل مجال الثقة المعبر عنه ببيانيا بخطتين متوازيين

$$\left[-\frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}}, \frac{t_{\alpha/2}}{\sqrt{T}} \right] \quad (\text{مولود حشمان، 2002})^6$$

• اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج

إذا اعتبرنا أن مقدرات نموذج $ARIMA(p, d, q)$ تتوزع توزيعاً طبيعياً، فإن :

$$\frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_i}} \sim N(0, 1) \quad i = 1, 2, \dots, p$$

$$\frac{\hat{\theta}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_j}} \sim N(0, 1) \quad j = 1, 2, \dots, q$$

وهذا المعيار خاص بعملية اختيار المعالم ϕ_i و θ_j :

$$H_0 : \theta_j = 0, H_0 : \phi_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1 : \theta_j \neq 0, H_1 : \phi_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, q$$

نختبر فرضية العدم، حيث نقبل H_0 بمستوى معنوية α إذا كانت $\left| \frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_i}} \right| \leq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$ ففي هذه الحالة ، ليس للمعلم

$i = 1, 2, \dots, p$ معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر ونفرض H_0 بمستوى معنوية α إذا كانت

أي للمعلم θ_j معنوية إحصائية أي يختلف معنويا عن الصفر. نفس الشيء بالنسبة لاختبار معنوية أي $j = 1, 2, \dots, q$ معلم θ_j : $\left| \frac{\hat{\theta}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_j}} \right| \leq t_{T-p-q, \frac{\alpha}{2}}$

معلم $\theta_j = 1, 2, \dots, p$

• معايير التفضيل بين النماذج المرشحة :

قد يحدث أحيانا في بعض الحالات أن يكون هناك مجموعة من النماذج غير المرفوضة بواسطة الأدوات الإحصائية السابقة الذكر، أي نموذج نختار في هذه الحالة ؟ للقيام بعملية المفاضلة بينما نستعمل المعايير التالية :

- معيار Akaike

بعد الأكثر استعمالا ، ويعطي بالعلاقة التالية : $AIC(p, q) = \hat{\sigma}^2 \cdot \exp \left\{ 2 \left(\frac{p+q}{T} \right) \right\}$

حيث تبين البواقي المحسوب بطريقة المعقولة العظمى أي بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط كما ان المقدار $(p+q)$ هن يشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج، كما يمكن كتابة هذا المعيار في شكل لوغاريتمي

$$AIC(p, q) = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2 \left(\frac{p+q}{T} \right)$$

وبسبب إعطائه وزن اكبر للنماذج المستعملة لأكثر عدد من المشاهدات عدل كما يلي : $NAIC(p, q) = \frac{AIC(p, q)}{T}$

وهنا يكون الاختيار على أساس اصغر قيمة للمعيار أي نفضل النموذج الذي يحقق اصغر AIC أو NAIC

- معيار Schwarz

رغبة في تحقيق خصائص تقاربية ، اقترح التعديل التالي : $BIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{p+q}{T} \right) \cdot \ln T$

يكون أساس اختيار النموذج إذن على أساس أصغر قيمة لهذا المعيار .

- معيار Hannan

$$HQIC(p) = \log(\Omega(p)) + (2n^2 pc \frac{\log \log N}{N})$$

c : تمثل مؤشر لقوة المعيار ونعتبره مساوي 2 في التطبيق العملي. p : عدد التباطؤات.

Ω : مصفوفة التباين والتغاير المقدرة للبواقي. N : عدد المشاهدات الكل

5.5.3 مرحلة التنبؤ:

إن الهدف من التنبؤ هو استعمال النموذج الحالي والمقدر في فترة زمنية معطاة، من أجل تقديم القيم المستقبلية كسلسلة زمنية تبعا لأصغر خطأ ممكن، لذا نعتبر التنبؤ ذا أصغر متوسط لمربع خطأ ممكن، التنبؤ تنبؤا امثلا، وما دام خطأ التنبؤ متغيرا عشوائيا، نقوم بتصغير قيمه المتوقعة.

إن هذا التنبؤ يتم بعد تقدير معالم النموذج $ARIMA(p, d, q)$ ، والذي يكون قد تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة ومحددا بالدرجة (d, p, q) ، حيث تصبح قيمة التنبؤ ثابت (أي تكون مساوية لمتوسط السلسلة) بعد الفترة q في نماذج المتوسطات المتحركة ، ويمكن تلخيص عملية التنبؤ في المراحل التالية :

• كتابة النموذج المقدر $\hat{Y}_t = f(\hat{\phi}, \hat{\theta}, Y_t, \hat{\epsilon}_t)$

• تعويض t بـ $T+h$ حيث $h = 1, 2, \dots, H$

تعويض كل القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتنبؤاتها ، بينما يتم تعويض (شيني محمد، 2012)⁷

4 نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين

من أجل استخدام نماذج $ARIMA$ لابد من توافر الشروط الأتية الخاصة بالخطأ العشوائي للنموذج:

$$1) : E(\epsilon_t) = 0$$

$$2) : E(\epsilon_t^2) = \sigma^2$$

$$3) : E(\epsilon_t \epsilon_s) = 0 \rightarrow s \neq t$$

وفي الجانب التطبيقي الشرط الثاني والثالث من الصعب تحقيقه لذلك تم التفكير في إيجاد نموذج يأخذ بنظر الاعتبار

هذين الشرطين وتحسين مطابقة النموذج للبيانات هو نموذج GARCH .

1.4 نموذج ARCH(q)

يستخدم في دراسة تقلبات السلسلة الزمنية ونمذجتها وهو من النماذج المتناظرة مما يعني أن تأثير الصدمة (التقلب)

وفقا لهذا النموذج غير مرتبطة بإشارتها وإنما بسعتها فقط، أي أن الصدمات السالبة والموجبة يكون لها تأثير نفسه، نظرا لأن تباين حد الخطأ الحالي يعتمد على مربع تباين الخطأ السابق، مما يخفي تأثير إشارة الخطأ أو الصدمة، ويتم التعبير رياضيا عن

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2$$

حيث⁸: $\alpha_0 \neq 0, \alpha_i \geq 0, i \neq 0$

ولمعرفة خواص نماذج $ARCH(p)$ على اعتبار العملية $ARCH(1)$

$$4 \text{ فان معادلة التباين غير المشروط تعرف كما يأتي: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} \text{ حيث } 0 \leq \alpha_1 < 1$$

$$5 \text{ فإن صيغة العزم الرابع غير المشروط للسلسلة هو: } m_4 = E(x_t^4 / F_{t-1}) = \frac{3\alpha_0^2(1 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_1)(1 - 3\alpha_1^2)}$$

شرط أن: $0 \leq \alpha_1 < \frac{1}{3}$

• وباعتبار أن قيمة معامل التفلطح لنموذج $ARCH(1)$ باستخدام الصيغة التالية:

$$k = \frac{m_4}{\sigma_x^4} = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \times \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} = 3 \frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} \phi \quad 3$$

وباعتبار أن قيمة معامل التفلطح أكبر من (3) سوف يكون ذيل التوزيع أثقل من التوزيع الطبيعي، وذلك لأن معامل التفلطح للتوزيع الطبيعي يساوي (3) (ورد عبد العزيز كوجك، 2018).⁹

2.4 نموذج $GARCH(q, p)$

قدّمه Tim Bollerslev عام (1986) وهو بمثابة تعميم لنموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين (Generalized ARCH) وهو أكثر شمولاً من الناحية العملية، وهو المشروط التباين من خلال إضافة حدود الانحدار الذاتي

إلى النموذج ARCH ليصبح النموذج بالصيغة التالية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \alpha_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

$$\alpha_0 \phi 0 \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \pi 1$$

حيث (هبة لقمان أمين، 2013):¹⁰

$$\alpha_i \geq 0, i = 1, 2, 3, \dots, q$$

$$\beta_j \geq 0, j = 1, 2, 3, \dots, p$$

• اختبارات نماذج GARCH

- اختبار الارتباط الذاتي (Liung-Box)

يعد هذا الاختبار من الاختبارات التي تستخدم في اختبار عشوائية أخطاء السلسلة الزمنية وذلك من خلال حساب معاملات الارتباط الذاتي للبواقي لمجموعة من الإزاحات، وتكتب فرضية الاختبار بالصيغة الآتية:

$$H_0 : p_1 = p_2 = \dots = p_k \dots = p_m = 0 \rightarrow \forall k = 1, 2, \dots, m$$

$$H_0 : p_1 \neq \text{for some values of } k$$

$$Q_{(m)} = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \rightarrow \chi_{(m-p)}^2 \quad \text{أما إحصاءات الاختبار فيمكن حسابها باستخدام الصيغة الآتية:}$$

n : يمثل حجم العينة m : يمثل عدد الإزاحات للارتباط الذاتي

p : عدد المعلمات المقدرة في النموذج $\hat{p}_k^2$: يمثل مقدرات معاملات الارتباط الذاتي للبواقي للسلسلة.

تقارن إحصاءات الاختبار $Q_{(m)}$ مع القيم الجدولية لاختبار مربع كاي بدرجة حرية $(m-p)$ أي $\chi_{(m-p)}^2$ وعند مستوى المعنوية α فإذا كان $Q_{(m)} \pi \chi_{(m-p)}^2$ يعني ذلك عدم رفض الفرضية H_0 ، أي أن الأخطاء عشوائية ولا يوجد تأثير لـ ARCH، والعكس صحيح.

- اختبار ARCH

يستخدم هذا الاختبار لاختبار عشوائية أخطاء السلسلة الزمنية، أي اختبار أن الأخطاء تتبع توزيع طبيعي متماثل مستقل، من خلال تمثيل T من قيم مربعات الأخطاء العشوائية لأنموذج GARCH في أنموذج انحدار بحد ثابت، ومن ثم اختبار وجود تأثير للارتباط الذاتي، وتكتب فرضية الاختبار بالصيغة الآتية:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \text{ for } (i=1, 2, \dots, p)$$

$$H_0 : \alpha_i \neq$$

وأما إحصاء الاختبار فيمكن حسابها باستخدام الصيغة الآتية: $ARCH \text{ test} = T \times R^2 \rightarrow \chi_{(p)}^2$

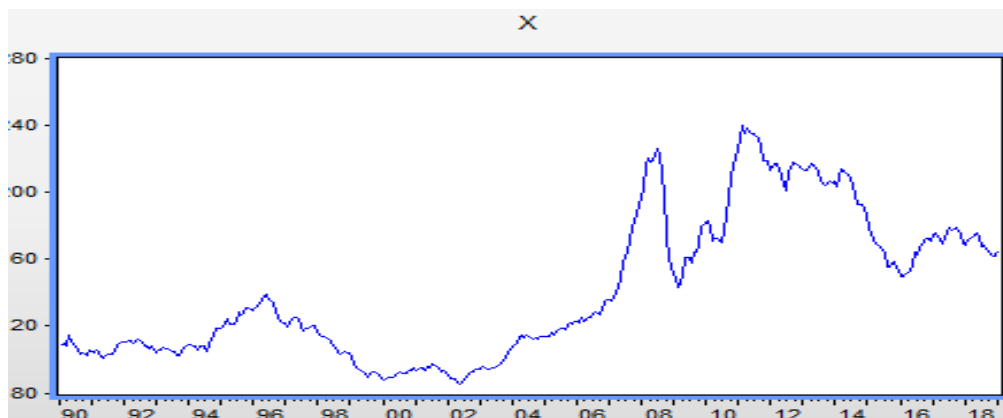
T : تمثل عدد المشاهدات المدروسة.

تقارن إحصاءات الاختبار مع القيم الجدولية لاختبار مربع كاي بدرجة حرية (p) أي $\chi^2_{(p)}$ وعند مستوى المعنوية α فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرضية H_0 أي لا يوجد تأثير لـ ARCH والعكس صحيح. (Tim Bollerslev, 1986)¹¹.

5 تقدير النموذج ونتائج الدراسة.

1.5 تحليل البيانات:

الشكل 1: يمثل بيانات السلسلة الزمنية للأسعار العالمية للمواد الغذائية.



المصدر: من إعداد الباحثين باستخدام برنامج Eviews

الجدول 1: يمثل مؤشرات إحصائية للسلسلة الزمنية

القيمة	المؤشر
140.79	المتوسط
240.0935	أعلى قيمة
85.0816	أصغر قيمة
42.9716	الانحراف المعياري

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

من أجل بناء النموذج الإحصائي تم دراسة سلسلة زمنية تتمثل في سلسلة الأسعار العالمية للمواد الغذائية الصادرة عن المنظمة العالمية للأغذية (FAO) بالدولار الأمريكي، للفترة من جانفي 1990 إلى جانفي 2019 أي 349 مشاهدة، والشكل (1) يمثل السلسلة الزمنية للأسعار، بحيث يلاحظ مبدئياً أن السلسلة الزمنية ليست مستقرة، كما يبين الجدول (1) أن أكبر قيمة في السلسلة الزمنية 240.0935 كانت في شهر فيفيري 2011، وأصغر قيمة في السلسلة 85.0816 كانت في الشهر ماي سنة 2002، وأما متوسط السلسلة الزمنية كان 140.79.

يتضح لنا من الرسم الملحق الرقم (1) أن علاقة سلسلة الأسعار العالمية للمواد الغذائية للقيم السابقة لها هي علاقة قوية للغاية تبدأ من القيم 0.995 في الفترة الأولى y_{t-1} وتأخذ في تراجع تدريجي وتناقص تدريجي لكن بنسب أقل، بمعنى من أجل أن تكون السلسلة مستقرة يجب أن تكون المعاملات داخل حدود فترة الثقة 95% وفي حالة دراستنا نجد أنها خارج هذا المجال مما يستدعي القول أن السلسلة غير مستقرة.

ومن أجل التأكد من استقرارية السلسلة الزمنية أي درجة التكامل (d) تم إجراء اختبار ديكي فولار

2.5 اختبار جذر الوحدة لديكي فولر

الجدول 2: جدول استقرارية السلسلة

النموذج	عند المستوى (At Level)			الفروقات الأولى (1st difference)		
	جذر الوحدة	الثابت	الاتجاه العام	جذر الوحدة	الثابت	الاتجاه العام
النموذج (6)	2.4116	2.1637	1.7196	10.7094	0.2673	0.046
النموذج (5)	1.4534	1.5235		10.7253	0.4566	
النموذج (4)	0.0130			10.7279		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

بعد التأكد ومن عدم استقرارية السلسلة نجعلها مستقرة بإجراء الفرق الأول حتى نحصل على سلسلة مستقرة في الفرق

الأول $d(1)$ كما نلاحظ أن كل من الثابت والاتجاه العام في معنويين وعليه السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى أي $(d=1)$

3.4 تحديد النموذج الملائم للسلسلة

تعد دالة الارتباط الذاتي (ACF)، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) (الملحق الرقم (2)) دالتين أساسيتين

للتعرف على النموذج الملائم.

الجدول 3: تقدير معالم النموذج المقترح لسلسلة الأسعار العالمية للمواد الغذائية

ARCH-test	Normality – test	LOG LIKELIHOOD	Hannan-Quinn criter.	Schwarz	Akaike	t - prob	ARIMA
yes	J-B=198.54 P=0.000	-907.72	5.2472	5.2672	5.2340	0.000 0.0023	(1,1,1)
yes	J-B=364.29 P=0.000	-937.98	5.4211	5.4411	5.4079	0.008 0.658	(2,1,2)
yes	J-B=312.12 P=0.000	-1966.22	11.299	11.319	11.286	0.000 0.9125	(9,1,9)
yes	J-B=404.1 P=0.000	-948	5.463	5.483	5.450	0.000 0.016	(1,1,2)
yes	J-B=511.81 P=0.000	-964	5.559	5.579	5.546	0.000 0.000	(1,1,9)
yes	J-B=563.58 P=0.000	-1158	5.572	5.592	5.559	0.000 0.278	(2,1,1)
yes	J-B=	-967	6.670	6.690	6.657	0.000 0.000	(2,1,9)
yes	J-B=134.77 P=0.000	-1359	7.823	7.843	7.81	0.000 0.000	(9,1,1)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

بعد تقدير معالم النماذج المقترحة، وتعد طريقة المربعات الصغرى العادية طريقة أساسية في التقدير بالإضافة إلى طريقة المعقولية العظمى.

وبعد معاينة مجموعة كبير من النماذج تحصلنا على هذه النماذج ومن خلال المعايير الموجودة في الجدول (3) توصلنا إلى أن النموذج الملائم لسلسلة الأسعار العالمية لمواد الغذائية هو النموذج المختلط بعد أخذ الفرق الأول $ARIMA(1,1,1)$ ، إلا أنه نلاحظ أن اختبار ARCH أظهر وجود تأثير لـ ARCH في سلسلة، ومن خلال دالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة الأسعارالعالمية للمواد الغذائية تم اقتراح نموذج $GARCH(1, 1)$

4.4 تقدير واختبار معنوية معالم النموذج

سيتم اختبار معنوية معالم النماذج المقترحة للوصول إلى أفضل نموذج لتمثيل السلسلة، وذلك تحت فرضية أن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي، اختبار وجود أثر ARCH، بالإضافة معايير المعلومات التي يمكن أن نقارن بها للوصول إلى أفضل نموذج يمثل بيانات السلسلة الزمنية الخاصة بالأسعار العالمية للمواد الغذائية.

الجدول 4: نتائج تقدير النماذج المقترحة

GARCH (1, 2)	GARCH (2, 1)	GARCH (2, 2)	GARCH (1, 1)	
0.09657 P=0.3188	0.0724 P=0.3568	0.1399 P=0.3693	0.08577 P=0.3022	α_0
0.1362 P=0.0574	0.178 P=0.0426	0.0912 P=0.0486	0.1174 P=0.0001	α_1
	-0.0713 P=0.4801	0.1383 P=0.0015		α_2
0.6976 P=0.2682	0.8901 P=0.000	-0.0091 P=0.9557	0.8780 P=0.000	β_1
0.1614 P=0.776		0.7759 P=0.000		β_2
4.8959	4.8948	4.9001	4.89074	AIC
4.9623	4.9612	4.9776	4.9460	BIC
4.9223	4.9212	4.9310	4.9127	HQIC
P=0.8897	P=0.8214	P=0.4834	P=0.7370	ARCT-test

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

من خلال الجدول (4) يتبين لنا أن النموذج الأفضل من بين النماذج المقترحة هو GARCH(1, 1) وذلك بناء على معنوية المعالم في هذا النموذج بالإضافة إلى معايير المعلومات (AIC, BIC, HQIC) هي الأقل قيمة مقارنة مع المعايير النماذج الأخرى.

5.4 تشخيص النموذج

معادلة التباين المشروط لنموذج المختار GARCH(1, 1) على أساس أنه النموذج الملائم لتمثيل سلسلة الأسعار العالمية للمواد الغذائية هي:

$$\sigma_t^2 = 0.0857 + 0.1174\alpha_{t-1}^2 + 0.8780\sigma_{t-1}^2$$

6.4 اختبار صلاحية النموذج

- اختبار الارتباط الذاتي (Liung-Box)

الجدول 5: قيم اختبار (Liung-Box)

الازاحة	Prob	Q-stat
3	0.280	1.1676
6	0.658	2.4277
12	0.66	7.6784
18	0.748	11.947
24	0.179	27.905
30	0.217	33.523
36	0.19	41.024

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

من خلال الجدول الرقم (5) نلاحظ أن القيمة الاحتمالية لـ (Q-stat) أكبر من 0.05 وعليه نقبل الفرض الصفري H_0 أي لا يوجد ارتباط ذاتي في السلسلة.

• اختبار التوزيع الطبيعي (Jarquue-Bera)

الجدول 6: اختبار التوزيع الطبيعي

اختبار	القيمة	الاحتمال
(Jarquue-Bera)	0.4800	0.7866

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews

من خلال الجدول (6) يتبين لنا أن القيمة الاحتمالية للاختبار (Jarquue-Bera) أكبر من 0.05 مما يعني قبول الفرض الصفري H_0 أي السلسلة تتبع التوزيع الطبيعي.

الجدول 7: اختبار MAS و RMSE

EGARCH	ARCH-M	TGARCH	GARCH (1,1)	ARCH (1)	
2.4004	2.3950	2.4017	2.4006	2.4387	MAS
3.3391	3.3425	3.3426	3.3403	3.4690	RMSE

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

من خلال الجدول الرقم (7) يتضح لنا أن النموذج GARCH (1,1) يعد من أحسن النماذج لمعالجة هذه السلسلة، باعتبار أن قيمة جذر متوسط الخطأ التربيعي $RMSE^{12}$ (Cromwell J. B, 1994)، ومتوسط الخطأ المطلق MAE هي من بين الأصغر

5. خاتمة:

تمحورت هذه الدراسة على بناء نموذج إحصائي مناسب يفسر لنا سلوك السلسلة الزمنية الخاصة بمؤشر الأسعار العالمية للأغذية باعتبار أن هذه السلسلة غير مستقرة عبر الزمن، ومن بين النماذج الإحصائية تم استخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم ثبات التباين (GARCH)، فأظهرت الدراسة النتائج التالية:

- السلسلة الزمنية لمؤشر الأسعار العالمية للمواد الغذائية 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 أنه يحتوي على أثر ARCH.
- تم تطبيق نموذج $GARCH(1,1)$ على السلسلة الزمنية، ومن خلاله تأكد لنا أن السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار العالمية للمواد الغذائية لها تتأثر بالتغيرات الخارجية.

6. قائمة المراجع:

- مولود حشمان , نماذج و تقنيات التنبؤ القصير المدى , ديوان المطبوعات الجامعية , الجزائر, 2002.
- شيخي محمد , طرق الاقتصاد القياسي , دار مكتبة حامد لنشر و التوزيع , عمان , الطبعة الاولى , 2012.
- محمد أدرويش، سلسلة محاضرات في الاقتصاد القياسي، جامعة سيدي بلعباس، 2013.
- ورد عبد العزيز كوجك، التنبؤ بعوائد المحافظ الاستثمارية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين ARCH (دراسة تطبيقية على سوق عمان المالي، رسالة لستكمال متطلبات الحصول على درجة الماجستير في التمويل والمصارف، جامعة حماه، 2018
- أبو ذر يوسف علي احمد وآخرون، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بانتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبيض للفترة (1960-2012)، مجلة البحث العلمي للعلوم والأدب، العدد الخامس عشر
- هبة لقمان أمين وآخرون، استخدام نماذج ARCH(p) و GARCH(p,q) لتمثيل البيانات اليومية لمرضى الأطفال، مجلة تنمية الرافدين ، المجلد 35 العدد 114 ، 2013.
- المنظمة العالمية للاغذية (FAO)
- Cromwell J. B., Hannan M. J., Labys W. C, Terraza M., "Multivariate tests for Time Series Models", SAGE publication, Inc. California
- Hyndman, R. J., Athanasopoulos, G. **Forecasting: Principals and Practice**, Otext, 2014
- Tim Bollerslev, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics 31, 1986, p309.
- -T. Chai and R. R. Draxler, Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? – Arguments against avoiding RMSE in the literature, Geosci. Model Dev., 2014, p1248-1250

7. ملاحق:

الملحق (1): دالة الارتباط الذاتي والجزئي

Date: 03/03/19 Time: 21:57
Sample: 1990M01 2019M01
Included observations: 349

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.995	0.995	348.35	0.000
		2	0.986	-0.367	691.40	0.000
		3	0.974	-0.172	1027.2	0.000
		4	0.960	-0.030	1354.7	0.000
		5	0.945	-0.044	1672.9	0.000
		6	0.930	-0.015	1981.5	0.000
		7	0.914	0.046	2280.5	0.000
		8	0.898	0.008	2569.9	0.000
		9	0.882	0.009	2850.2	0.000
		10	0.867	0.077	3121.9	0.000
		11	0.853	0.054	3385.9	0.000
		12	0.841	-0.009	3642.8	0.000
		13	0.829	0.031	3893.3	0.000
		14	0.818	0.034	4138.1	0.000
		15	0.808	-0.085	4377.5	0.000

المصدر: من إعداد الباحث باستخدام برنامج

الملحق 3: دالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة المستقرة

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.499	0.499	87.228	0.000
		2	0.350	0.135	130.30	0.000
		3	0.246	0.038	151.74	0.000
		4	0.143	-0.030	159.01	0.000
		5	0.083	-0.015	161.46	0.000
		6	-0.002	-0.071	161.46	0.000
		7	-0.048	-0.044	162.29	0.000
		8	-0.038	0.020	162.82	0.000
		9	-0.117	-0.102	167.70	0.000
		10	-0.148	-0.066	175.59	0.000
		11	-0.087	0.057	178.32	0.000
		12	-0.127	-0.070	184.17	0.000
		13	-0.131	-0.047	190.39	0.000
		14	-0.062	0.064	191.77	0.000
		15	-0.031	0.022	192.13	0.000
		16	-0.041	-0.054	192.75	0.000
		17	-0.013	0.021	192.81	0.000
		18	-0.000	0.008	192.81	0.000
		19	0.086	0.081	195.52	0.000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews

8. هوامش:

¹ - المنظمة العالمية للأغذية (FAO)² - محمد أدرويش، سلسلة محاضرات في الاقتصاد القياسي، جامعة سيدي بلعباس، 2013، ص 114³ - أبو ذر يوسف علي أحمد وآخرون، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بانتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض للفترة (1960-2012)، مجلة البحث العلمي للعلوم والأدب، العدد الخامس عشر، ص 221-222.⁴ - Hyndman, R. J., Athanasopoulos, G. **Forecasting: Principals and Practice**, Otext, 2014, p. 101.⁵ - مولود حشمان، نماذج وتقنيات التنبؤ القصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002، ص 35⁶ - شيخي محمد، طرق الاقتصاد القياسي، دار مكتبة حامد لنشر والتوزيع، عمان، الطبعة الأولى، 2012، ص 258⁷ - شيخي محمد، (نفس المرجع)، ص 259⁸ - ورد عبد العزيز كوجك، التنبؤ بعوائد المحافظ الاستثمارية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين ARCH (دراسة تطبيقية على سوق عمان المالي، رسالة لستكمال متطلبات الحصول على درجة الماجستير في التمويل والمصارف، جامعة حماه، 2018، ص 69⁹ - هبة لقمان أمين وآخرون، استخدام نماذج ARCH(p) و GARCH(p,q) لتمثيل البيانات اليومية لمرضى الأطفال، مجلة تنمية الرافيدين، المجلد 35 العدد 114، 2013، ص 161¹⁰ - Tim Bollerslev, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of Econometrics 31, 1986, p309.¹¹ - Cromwell J. B., Hannan M. J., Labys W. C, Terraza M., "Multivariate tests for Time Series Models", SAGE publication, Inc. California. p 74.¹² - T. Chai and R. R. Draxler, Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE)? — Arguments against avoiding RMSE in the literature, Geosci. Model Dev., 2014, p1248-1250