

## نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر أسعار الذرة في البرازيل باستخدام نموذج

### ARMA-APARCH

### Modeling the daily returns volatility of corn price index in Brazil using

### ARMA-APARCH model

بوعبدالله عبد الحميد<sup>1</sup>، بلغيث بشير<sup>2</sup>

<sup>1</sup> طالب دكتوراه، مخبر التنمية الاقتصادية والبشرية في الجزائر، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم

التسيير، جامعة البليدة 2، الجزائر، a.boueubdallah@univ-blida2.dz

<sup>2</sup> أستاذ التعليم العالي، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة البليدة 2، الجزائر،

belghaitbachir@yahoo.fr

تاريخ النشر: 2021/10/1

تاريخ القبول: 2021/4/24

تاريخ الاستلام: 2021/1/15

### ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى نمذجة تقلبات عوائد مؤشر أسعار الذرة الصفراء البرازيلية (ESALQ/BM&F Corn Price Index)، بالاعتماد على بيانات الفترة الممتدة من 2 أوت من عام 2005 إلى غاية 28 فيفري من عام 2020، بعينة حجمها 3628 مشاهدة يومية. لقد أثبتت نماذج APARCH قدرتها على التعبير عن الخواص الإحصائية للسلاسل الزمنية المالية، خاصة التقلبات المتجمعة، خاصية ذيول سمكية لتوزيع الأخطاء وكذا خاصية الاستجابة غير المتناظرة للتقلبات مع الأخبار (الأخبار السيئة والأخبار السارة)، لذا سنعتمد على نموذج ARMA-APARCH وذلك بإستعمال برنامج OxMetrics 7.

**كلمات مفتاحية:** الذرة، التقلبات، ARCH، GARCH، ARMA-APARCH.

**تصنيف JEL:** XN1، XN2.

### Abstract:

This study aims to model the volatility of the returns of the Brazilian corn price index (ESALQ / BM & F Corn Price Index), based on corn price data for the period August 2, 2005 to February 28, 2020, with a sample of 3628 daily observations.

APARCH models have proven to be particularly suitable for taking into account important statistical characteristics of financial series (volatility, leptokurticity, asymmetry, etc.). We will rely on the ARMA-APARCH model, using OxMetrics 7 software.

**Keywords:** Corn; Volatility; ARCH; GARCH; ARMA-APARCH.

**Jel Classification Codes:** XN1, XN2.

## 1. مقدمة:

تعد البرازيل حسب الإحصائيات المنشورة من قبل نظام معلومات السوق الزراعية Agricultural Market Information System (AMIS) للسنوات القليلة الماضية، ثالث أكبر منتج للذرة بعد الولايات المتحدة الأمريكية والصين، وثاني أكبر مصدر بعد الولايات المتحدة الأمريكية. و يتم تصنيف الذرة عموماً إلى مجموعتين واسعتين، الذرة الصفراء والذرة البيضاء، اعتماداً على لونها وطعمها، فبالإضافة إلى استخدامها التقليدي كأعلاف للحيوانات، تستخدم كذلك في مجموعة واسعة من التطبيقات الصناعية، بما في ذلك إنتاج الإيثانول (AMIS, 2020).

تتميز سوق الذرة كبقية أسواق السلع الزراعية بكثرة التقلبات، بسبب عدة عوامل كالظروف الجوية غير المواتية، الكوارث الطبيعية (الأعاصير، الفيضانات، ...) والتغير في العرض والطلب العالميين. وتثير هذه التقلبات مخاوف المزارعين وتجار السلع باعتبارها تشكل خطراً مالياً على عملياتهم في المستقبل القريب. إن فهم آلية حركة هذه التقلبات، من شأنه مساعدة المزارعين وتجار السلع في إدارة المخاطر المحتملة إدارة سليمة.

تأتي هذه الدراسة لتتعمق بالذرة الصفراء البرازيلية معتمدة على بيانات مؤشر أسعار الذرة الصفراء البرازيلية (ESALQ/BM&F Corn Price Index) الذي تم إصداره لأول مرة في أوت 2004 بوحدة قياس هي 60 كلف للكيس، ويتم نشره يوميا على الساعة 16:30 (بتوقيت البرازيل) بالريال البرازيلي (BRL)، وكذا بالدولار الأمريكي (CEPEA, 2020).

تجدر الإشارة إلى أن السلاسل الزمنية المالية تتميز بمجموعة معينة من الخصائص الإحصائية، خاصة التقلبات المتجمعة (فترات تتجمع فيها تقلبات عالية تليها فترات تتجمع فيها تقلبات منخفضة)، خاصة الاستجابة غير المتناظرة لمعلومات السوق (التقلبات تتفاعل بشكل مختلف مع وصول الأخبار الجيدة والسيئة) بالإضافة إلى أنها تتميز بذيول سميكة لتوزيع الأخطاء. وللتعبير عن هذا النوع من السلاسل الزمنية، يتم الاعتماد على نماذج (GARCH) بمختلف أشكالها، لقدرتها على التعبير عن الخواص الإحصائية المذكورة.

سنحاول من خلال هذه الدراسة نمذجة تقلبات العوائد اليومية لأيام العمل (أي ماعدا أيام نهاية الأسبوع وأيام العطل الأخرى) لمؤشر أسعار الذرة الصفراء البرازيلية للفترة الممتدة من 2 أوت من عام 2005 إلى غاية 28 فيفري من عام 2020، بعينة حجمها 3628 مشاهدة يومية، بالاعتماد على نموذج ARMA-APARCH باستعمال برنامج OxMetrics 7.

## 2. عرض بعض الدراسات السابقة:

إهتمت أغلب الأبحاث والدراسات بتطبيق نماذج GARCH في أسواق الأسهم، في حين أن الدراسات التي تعرضت إلى تطبيق نماذج GARCH في أسواق السلع الزراعية كانت محدودة نوعاً ما وفيما يلي عرض لبعض هذه الدراسات.

1. دراسة Yang, Michael S, & David J (2001):

تطرقنا هذه الدراسة إلى تطبيق القانون الفيدرالي لتحسين وإصلاح الزراعة The Federal Agricultural Improvement and Reform (FAIR) في الولايات المتحدة الأمريكية المطبق سنة 1996 وأثره على تقلبات أسعار السلع الزراعية الأساسية، حيث تم الاعتماد على نماذج GARCH لدراسة تقلبات أسعار الذرة، الشوفان، القطن، فول الصويا والقمح للفترة الممتدة من 1 جانفي 1992 إلى 30 جوان 1998 ما مجموعه 1695 مشاهدة يومية. توصلت نتائج الدراسة إلى أن سياسة التحرير الزراعي قد تسببت في زيادة تقلبات الأسعار لثلاث سلع أساسية من الحبوب (الذرة، فول الصويا والقمح) وتغير طفيف في الشوفان، وانخفاض في قلب القطن (Yang, Michael S, & David J, 2001, pp. 593-598).

### 2.2 دراسة (Guida & Olivier (2004):

تمحور موضوع هذه الدراسة حول أداء نماذج GARCH في التنبؤ، باستخدام مجموعة مختارة من نماذج (GARCH, TARCH, EGARCH) مع توزيعات مختلفة للأخطاء (Normal, Student, GED) لنمذجة تقلبات أربعة مؤشرات هي العقود الآجلة للكاكاو LIFFE، العقود الآجلة للكاكاو NYBOT، العقود الآجلة للقهوة NYBOT ومؤشر (CAC40) تتكون البيانات من 3392 مشاهدة يومية تغطي فترة 13 عامًا، من 1991/01/01 إلى 2003/12/31. كان الهدف الرئيسي هو معرفه ما إذا كانت نماذج GARCH أنسب لنمذجة تقلبات عوائد سوق الأوراق المالية من السلع الزراعية. بينت النتائج أن نماذج GARCH المتوصل إليها، لم تسفر عن نتائج مرضية. و أرجعت هذه الدراسة أن السبب المحتمل لسوء أداء نماذج التنبؤ يعود لبعض خصائص السلع الزراعية التي عادة ما تتعرض لمتغيرات خارجية أكثر تأثيرا من مؤشرات الأسهم، مما يؤدي إلى صدمات متكررة للتقلبات (Tony & Matringe, 2004, pp. 1-17).

### 3.2 دراسة (Wang & Philip (2011):

تناولت هذه الدراسة موضوع التنبؤ بتقلبات أسعار الذرة لعدة آفاق قصيرة وطويلة الأجل، مستخدمة أسعار تسوية عقود الذرة الآجلة اليومية المتداولة في مجلس شيكاغو للتجارة (CBOT) التي شملت الفترة من 3 جانفي 1989 حتى 31 ديسمبر 2009 بعينة حجمها 5292 مشاهدة. تم الاعتماد على نوع من نماذج GARCH يتضمن الذاكرة الطويلة، الموسمية والتغير الهيكلي في التقلبات. أظهرت النتائج أن الذاكرة الطويلة، الموسمية والتغير الهيكلي نقاط مهمة يجب أخذها بعين الاعتبار عند القيام بعملية التنبؤ بتقلبات أسعار الذرة (Wang & Philip, 2011, pp. 1-29).

### 4.2 دراسة (Naveen Musunuru (2016):

حاولت هذه الدراسة نمذجة تقلبات عوائد العقود الآجلة لفول الصويا، باعتباره أحد السلع المتداولة بكثرة في مجلس شيكاغو للتجارة (CBOT)، معتمدة على بيانات يومية تغطي الفترة من 4 جانفي 1993 إلى 31 ماي 2013 بعينة حجمها 5143 مشاهدة يومية لعقود فول

الصويا المستقبلية. تم الاعتماد على نماذج GARCH المتناظرة وغير المتناظرة (EGARCH, TGARCH and APARCH) في عملية النمذجة مع استخدام ثلاث توزيعات مختلفة (Normal, Student, GED). أظهرت النتائج أن نموذج APARCH(1,3) مع توزيع Student هو أحسن نموذج يعكس الخصائص الديناميكية لسلسلة عوائد فول الصويا (Musunuru, 2016, pp. 487-500).

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

فشلت النماذج التقليدية في استيعاب الخصائص الإحصائية المذكورة الخاصة بالسلاسل الزمنية المالية خاصة منها خاصية عدم تجانس التباين وخاصية عدم التناظر، ف جاء (Engle, 1982) بنموذج Autoregressive Heteroscedasticity Conditional (ARCH) خلال دراسة ظاهرة التضخم في المملكة المتحدة للتعبير عن خاصية عدم تجانس التباين، ليأتي بعده (Bollerslev, 1986) الذي قام بتعميم هذا النموذج ليصبح Generalized ARCH (GARCH). رغم نجاح نماذج GARCH المتناظرة في استيعاب خاصية عدم تجانس التباين إلا أنها فشلت في التعبير عن خاصية عدم تناظر التقلبات، هذا ما أدى إلى ظهور نماذج GARCH غير المتناظرة، ولعل أبرزها هو نموذج APARCH (Asymmetric Power ARCH) (Ding, Granger, & Engle, 1993)، والذي بإمكانه استيعاب خاصية عدم التناظر (بلغيث و صواليلي، 2018، صفحة 1).

يتكون نموذج GARCH بأشكاله المتنوعة من معادلتين، يطلق على المعادلة الأولى بمعادلة المتوسط (Mean equation) التي يمكن أن تتخذ عدة أشكال، منها شكل إنحدار أو شكل ARMA، أما المعادلة الثانية وهي معادلة التباين (Volatility equation)، فيمكن أن تأخذ أحد أشكال GARCH المتناظرة أو غير المتناظرة حسب الحالة المدروسة.

### 1.3 نموذج ARCH:

يعرف نموذج ARCH من الدرجة ( $q \geq 1$ ) بالشكل الآتي (Wang P. , 2003, pp. 35-

37):

- ARCH(q)

$$\text{Mean equation } r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1.01)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad ; \quad z_t \rightarrow f(\cdot) \quad (1.02)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2, \quad t \in \mathbb{Z}, \quad (1.03)$$

$$\text{Volatility equation } \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1.04)$$

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

سنرمز فيما يلي:

$r_t$ : تمثل سلسلة العوائد اليومية،  $\varepsilon_t$ : سلسلة البواقي،  $\sigma_t^2$ : التباين الشرطي،  $z_t$ : سلسلة البواقي المعيارية،  $f(\cdot)$ : دالة الكثافة الاحتمالية،  $\mu_t$ : دالة تتضمن متغيرات تشرح  $r_t$ .

### 2.3 نموذج GARCH:

يعرف نموذج GARCH من الدرجة ( $q \geq 1$ ) و ( $p \geq 1$ ) بالصيغة الآتية (Wang

P. , 2003, pp. 35-37)

- GARCH(p,q)

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

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

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (1.05)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (1.06)$$

إذ إن  $(\omega > 0)$  و  $(\alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \text{ for } i > 0, j > 0)$  تمثل معاملات النموذج

(Parameters)، يعد هذان الشرطان كافيان ليكون التباين الشرطي موجبا.

### 3.3 نموذج APARCH (Asymmetric Power GARCH)

جاء به (Ding, Granger, & Engle (1993)، يكتب هذا النموذج على الشكل التالي

:(Christian & Zakoiian, 2010, pp. 256-258)

- APARCH(p,q)

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

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

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (1.07)$$

مع  $\omega > 0, \delta > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$  و  $|\gamma_i| \leq 1$

- APARCH(1,1)

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

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

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta \quad (1.08)$$

إذا كانت  $\gamma_i > 0$  تعني أن الصدمات السلبية السابقة لها تأثير أعمق على التقلبات

الشرطية الحالية مقارنة بالصدمات الإيجابية السابقة (بلغيث و صوالي، 2018، صفحة 6).

يمكن لـ  $\mu_t$  أن تتخذ الشكل التالي (Ruey S, 2002, p. 82):

$$\mu_t = \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (1.09)$$

يصح لدينا:

$$r_t = \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

يطلق على المعادلة (1.10) بنموذج ARMA، حيث:

- ARMA(1,1)

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

#### 4. الدراسة التطبيقية:

تم الاعتماد في هذه الدراسة على البيانات المتعلقة بمؤشر الأسعار اليومية لأيام العمل

(أي ماعدا أيام نهاية الأسبوع وأيام العطل الأخرى) للذرة الصفراء البرازيلية (

ESALQ/BM&F Corn Price Index) للفترة الممتدة من 2 أوت من عام 2005 إلى غاية

28 فيفري من عام 2020، بعينة حجمها 3628 مشاهدة، تتوفر هذه البيانات في الموقع

الإلكتروني [www.quandl.com](http://www.quandl.com) (Quandl, 2020) التي ينشرها مركز البحوث الاقتصادية

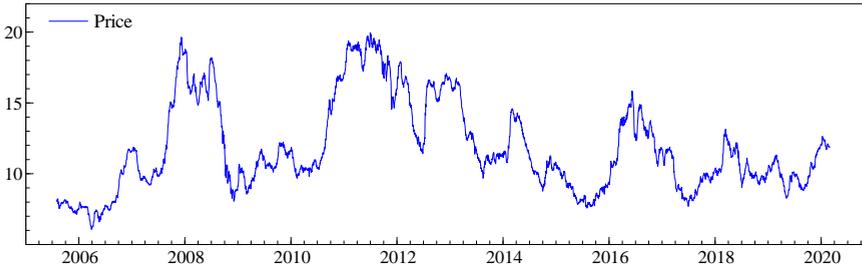
في جامعة ساو باولو (CEPEA) والذي يركز على القضايا الزراعية وينشر مؤشرات أسعار السلع الأساسية في البرازيل.

نقوم في البداية بدراسة مسألة الاستقرار بالنسبة لكل من سلسلة الأسعار (السلسلة الأصلية) وسلسلة العوائد (السلسلة المحولة)، لننتقل بعدها إلى تحديد معادلة المتوسط لسلسلة العوائد ونتأكد من وجود أثر ARCH في البواقي، و نمر بعدها إلى تحديد معادلة التباين. و في الأخير نتفحص البواقي المعيارية للنموذج المختار للتأكد من أنها تشكل ضجة بيضاء وكذا زوال أثر ARCH، ثم نقوم باختبار مدى تطابق دالة الكثافة الاحتمالية لسلسلة البواقي المعيارية مع دالة الكثافة للتوزيع المعتمد خلال مرحلة التقدير.

#### 1.4 دراسة الاستقرار:

إن أول ما ندرسه عند تطبيق السلاسل الزمنية هي مسألة الاستقرار، فغالبا ما تكون سلسلة الأسعار اليومية غير مستقرة، بينما تكون سلسلة العوائد اليومية مستقرة، و لهذا الغرض يمكن أن نعلم على التمثيل البياني وكذا دالة الارتباط الذاتي للسلسلة ثم نقوم بتطبيق اختبارات الاستقرار.

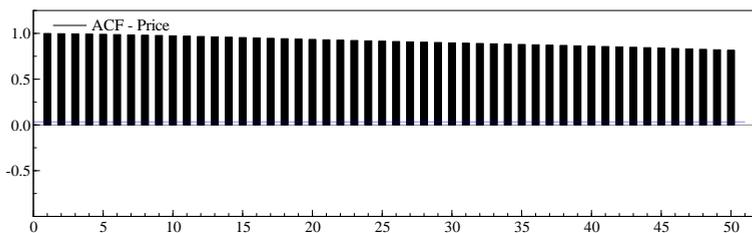
الشكل 1: التمثيل البياني لسلسلة الأسعار اليومية للذرة



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

نلاحظ من الشكل (1) أن سلسلة الأسعار اليومية للذرة غير مستقرة، لأن المتوسط يبدو غير ثابت عبر الزمن وهذا يناهض إحدى فرضيات الاستقرار وهي ثبات متوسط السلسلة عبر الزمن. كما نلاحظ من التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي (الشكل 2) أنها تتناقص ببطء عكس السلسلة المستقرة التي تتميز بدالة ارتباط ذاتي تتناقص بسرعة (بلغيث و صواليلي، 2018، صفحة 8). للتأكد من ذلك يتم اللجوء إلى تطبيق اختبارات الاستقرار (ADF, KPSS).

الشكل 2: دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الأسعار اليومية للذرة



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

بالنسبة لاختبار ADF الفرضية  $H_0$  تنص على وجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة)، أما فيما يخص اختبار KPSS فتنص الفرضية  $H_0$  على عدم وجود جذر الوحدة (السلسلة مستقرة) (Franke, Wolfgang, & Christian, 2015, pp. 226-231). يتضمن الجدول الموالي نتائج اختبارات جذر الوحدة على سلسلة أسعار الذرة:

الجدول 1: نتائج اختبارات جذر الوحدة على سلسلة الأسعار اليومية للذرة

النموذج	درجة الإبطاء P	القيمة الحرجة	الإحصائية المحسوبة	الاختبار	السلسلة
(2)	5	-2.86229	-2.55405	ADF	Price
(2)	—	0.463000	0.834971	KPSS	

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

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

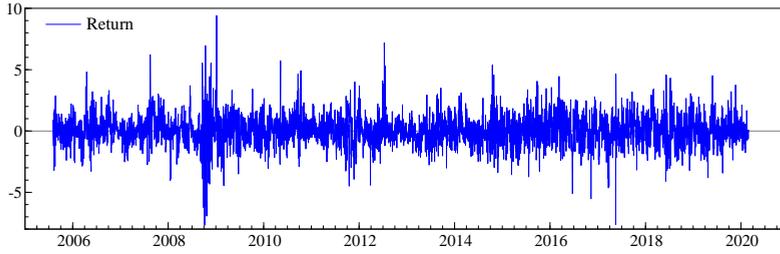
نلاحظ من الجدول (1) أن الإحصائية المحسوبة لاختبار ADF بالقيمة المطلقة لسلسلة أسعار الذرة أقل تماماً من القيمة الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستوى معنوية 5%، بالتالي نقبل الفرضية  $H_0$ ، أي أن السلسلة غير مستقرة. كذلك باستعمال اختبار KPSS، أظهرت النتائج وجود جذر الوحدة، حيث أن إحصائية LM والتي تساوي 0.834971 أكبر تماماً من القيمة الحرجة 0.463، أي رفض فرضية الاستقرار  $H_0$  عند مستوى معنوية 0.05، بالتالي يمكن القول أن سلسلة الأسعار غير مستقرة.

بعد التأكد من عدم استقرار سلسلة أسعار الذرة نقوم بتحويلها إلى سلسلة لوغاريتم العوائد  $r_t$  (يشار إليها اختصاراً بـ "سلسلة العوائد") ونعيد دراسة مسألة الاستقرار من جديد، يتم حساب سلسلة لوغاريتم العوائد وفق المعادلة التالية:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 = (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})) * 100 \quad (2.1)$$

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.

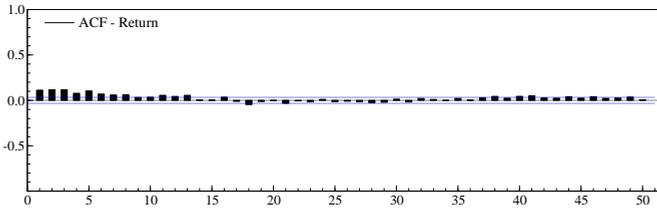
الشكل 3: التمثيل البياني لسلسلة العوائد اليومية للذرة



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

نلاحظ من الشكل (3) أن سلسلة العوائد اليومية للذرة مستقرة لأن المتوسط يبدو ثابتاً عبر الزمن (السلسلة تتقلب حول محور الفواصل)، بالإضافة إلى أن دالة الارتباط الذاتي (الشكل 4) تتناقص بسرعة وهذا ما يشير إلى أن السلسلة مستقرة. كما يمكن ملاحظة أن سلسلة العوائد تمر بفترات تتجمع فيها تقلبات عالية تليها فترات تتجمع فيها تقلبات منخفضة، وهذا ما يميز السلاسل الزمنية المالية.

الشكل 4: دالة الارتباط الذاتي لسلسلة العوائد اليومية للذرة



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

يتضمن الجدول الموالي نتائج اختبارات جذر الوحدة على سلسلة العوائد اليومية للذرة:

الجدول 2: نتائج اختبارات جذر الوحدة على سلسلة العوائد اليومية للذرة

النموذج	درجة الإبطاء P	القيمة الحرجة	الإحصائية المحسوبة	الاختبار	السلسلة
(1)	4	-1.94093	-20.9144	ADF	Return
(2)	—	0.463000	0.0679978	KPSS	

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

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

نلاحظ من الجدول (2) أن الإحصائية المحسوبة لاختبار ADF بالقيمة المطلقة لسلسلة العوائد اليومية للذرة أكبر تماماً من القيمة الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستوى معنوية 5%، بالتالي نقبل الفرضية  $H_0$ ، أي أن السلسلة مستقرة. كذلك باستعمال اختبار KPSS، أظهرت النتائج عدم وجود جذر الوحدة، لأن إحصائية LM والتي تساوي 0.0679978 أقل تماماً من القيمة الحرجة 0.463، أي قبول فرضية الاستقرار  $H_0$  عند مستوى معنوية 0.05، بالتالي يمكن القول أن سلسلة العوائد اليومية للذرة مستقرة.

## 2.4 اختبار وجود أثر ARCH:

يمكن اختبار وجود أثر ARCH في البواقي عن طريق اختبار المعنوية الإحصائية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي، يتم ذلك إما عن طريق الفحص الفردي للمعاملات أو عن طريق تطبيق اختبار Ljung-Box الذي يقيس المعنوية الإجمالية للمعاملات، كما يمكن تطبيق اختبار ARCH-LM على سلسلة البواقي. نقوم أولاً بتقدير معادلة المتوسط الخاصة بسلسلة العوائد باستعمال طريقة المربعات الصغرى، ثم بعد ذلك يتم اختبار وجود أثر ARCH في بواقي النموذج المقدر (Dimitrios & Stephen, 2011, p. 291).

تم تقدير معادلة المتوسط في حالة نموذج ARMA(m,n) وتم التوصل إلى أفضل نموذج والمتمثل في ARMA(1,1)، النتائج موضحة في الجدول الموالي:

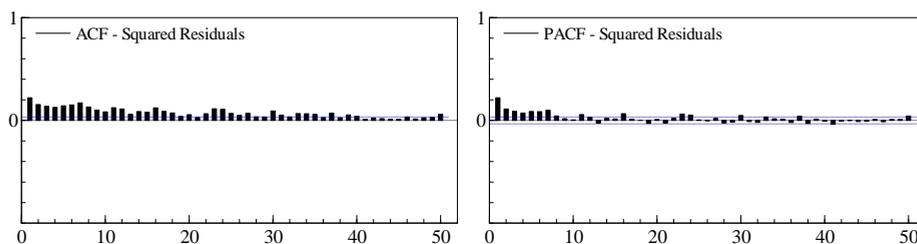
الجدول 3: ملخص مخرجات نتائج تقدير معاملات النموذج ARMA(1,1)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
$\phi_1$	0.884912	0.02124	41.7	0.000
$\theta_1$	-0.789181	0.02753	-28.7	0.000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

بعد تقدير معادلة المتوسط تم حساب البواقي ومربعات البواقي ثم القيام بالاختبارات سابقة الذكر للكشف عن وجود أثر ARCH، النتائج موضحة فيما يلي:

الشكل 5: دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة مربعات بواقي النموذج المقدر ARMA(1,1)



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

الجدول 4: نتائج اختبار Ljung-Box على سلسلة مربعات بواقي النموذج المقدر ARMA(1,1)

Ljung-Box test		
Series : Squared Residuals		
lag	Q-Statistics	P-Value
10	40.2488	0.0000
20	50.0253	0.0002
30	58.3115	0.0014
40	72.2779	0.0013

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

الجدول 5: نتائج اختبار ARCH-LM على سلسلة بواقي النموذج المقدر ARMA(1,1)

ARCH-LM Test

Series : Residuals	
	F(1,3624) = 184.96
ARCH 1-1 test:	[0.0000]
	F(2,3622) = 116.12
ARCH 1-2 test:	[0.0000]
	F(5,3616) = 62.339
ARCH 1-5 test:	[0.0000]

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

نلاحظ من الشكل (5) أن دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لمربعات البواقي معنوية باعتبار أن معظم المعاملات تقع خارج مجال الثقة  $\left[-\frac{1.96}{\sqrt{n}}; \frac{1.96}{\sqrt{n}}\right]$ ، يمكن التأكد من ذلك من خلال تطبيق اختبار Ljung-Box التي تقضي فيه الفرضية  $H_0$  بعدم معنوية دالة الارتباط الذاتي (Ljung & Box, 1978, pp. 297-303)، حيث أظهرت النتائج (الجدول 4) أن قيمة P-Value للاختبار عند درجات حرية مختلفة أقل من 0.05 وعليه نرفض الفرضية  $H_0$ ، أي أن دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي معنوية مما يوحي بوجود أثر ARCH. أما باستخدام اختبار ARCH-LM الذي تقضي فيه الفرضية  $H_0$  بعدم وجود أثر ARCH (Dimitrios & Stephen, 2011, p. 291)، أظهرت النتائج (الجدول 5) أن قيمة P-Value أصغر تماما من 0.05 عند درجات إبطاء 1، 2، 5 وعليه نرفض الفرضية  $H_0$ ، هذا يعني أن أثر ARCH موجود في سلسلة بواقي النموذج المقدر ARMA(1,1).

### 3.4 تحديد وتقدير النموذج الملائم:

قمنا في هذه المرحلة ببناء مجموعة من نماذج APARCH(p, q) – ARMA(m, n)، مع افتراض أن الأخطاء تتبع إحدى التوزيعات المتمثلة في التوزيع الطبيعي (Normal)، توزيع ستودنت (Student)، توزيع ستودنت الملتوي (Skewed Student) والتوزيع العام للأخطاء Generalized error distribution (GED)، بعد الحصول على مجموعة من النماذج المقبولة تم المفاضلة بينها بالاعتماد على معايير المعلومة المتمثلة في Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn ولوغاريتم المعقولة العظمى Log\_likelihood، حيث أن أفضل نموذج يقابل أقل قيمة لمعايير المعلومة (AIC, SC, HQ) وأكبر قيمة لـ LogL، النتائج موضحة في الجدولين المواليين:

الجدول 6: ملخص المخرجات المتعلقة بمعايير المعلومة ولوغاريتم المعقولة العظمى الخاصة بنموذج APARCH(1,1)-ARMA(1,1) المقدر في الحالات الأربع للتوزيعات

ARMA(1,1)-APARCH(1,1) model				
Distribution	AIC	SC	HQ	LogL
Normal	3.247639	3.259597	3.251899	-5882.593
Student	3.221304	3.234971	3.226173	-5833.835
GED	3.226857	3.240524	3.231725	-5843.905
Skewed Student	3.219463	3.234838	3.22494	-5829.496

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

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

الجدول 7: ملخص مخرجات نتائج تقدير معاملات النموذج ARMA(1,1)- APARCH(1,1) مع توزيع Skewed Student للأخطاء

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob
Mean Equation				
$\phi_1$	0.871078	0.016399	53.12	0.0000
$\theta_1$	-0.767007	0.020265	-37.85	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	0.062753	0.022604	2.776	0.0055
$\alpha_1$	0.098307	0.017386	5.654	0.0000
$\gamma_1$	0.161569	0.058213	2.775	0.0055
$\beta_1$	0.872154	0.028694	30.40	0.0000
$\delta$	1.607401	0.251520	6.391	0.0000
Asymmetry	0.067956	0.023031	2.951	0.0032
Tail	8.957723	1.263900	7.087	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

من خلال نتائج تقدير نموذج ARMA(1,1)-APARCH(1,1) مع توزيع Skewed Student للأخطاء يمكن صياغة النموذج كما يلي:

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$r_t = 0.871078 r_{t-1} - 0.767007 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad ; \quad z_t \rightarrow \text{SKST}(0.067956, 8.957723) \quad (2.3)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

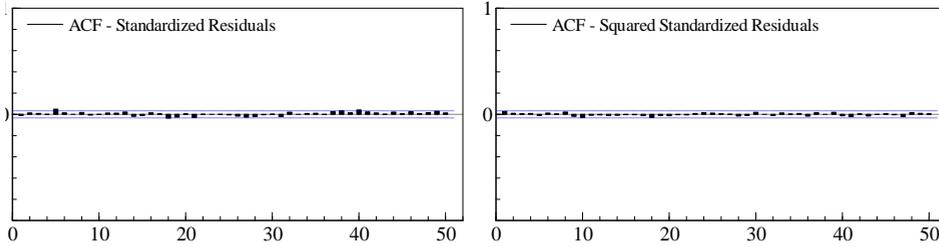
$$\sigma_t^{1.6074} = 0.0627 + 0.0983 (|\varepsilon_{t-1}| - 0.1615 \varepsilon_{t-1})^{1.6074} + 0.8721 \sigma_{t-1}^{1.6074} \quad (2.4)$$

من خلال النتائج الموضحة في الجدول (7)، يمكن ملاحظة أن جميع المعلمات لها معنوية إحصائية، أي أنها تختلف معنويًا عن الصفر عند مستوى معنوية 0.05، بالإضافة إلى أن المعلمة  $\gamma_1 > 0$  وهذا يشير إلى عدم تناظر التقلبات، حيث أن الصدمات السلبية (الأخبار السيئة) السابقة لها تأثير أعمق على التقلبات الشرطية الحالية مقارنة بالصدمات الإيجابية السابقة (الأخبار السارة).

#### 4.4 فحص البواقي المعيارية:

بعد تحديد النموذج الملائم الخاص بسلسلة العوائد اليومية للذرة، لابد من إجراء بعض الاختبارات على سلسلة البواقي المعيارية  $z_t$  ومربعات البواقي المعيارية  $z_t^2$ . نقوم أولاً بفحص دالة الارتباط الذاتي لـ  $z_t$  وتطبيق اختبار Ljung-Box عليها للتأكد من أنها تشكل ضجة بيضاء، ثم نقوم بفحص دالة الارتباط الذاتي لـ  $z_t^2$  وتطبيق اختبار Ljung-Box عليها

للتأكد من زوال أثر ARCH. ثم نقوم بتطبيق اختبار ARCH-LM على السلسلة  $z_t$  لتعزيز النتائج المتعلقة بزوال أثر ARCH. الشكل 6: دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي المعيارية  $z_t$  (الأيسر) و مربعات البواقي المعيارية  $z_t^2$  (الأيمن)



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

الجدول 8: نتائج اختبار Ljung-Box على سلسلة البواقي المعيارية  $z_t$  و مربعات البواقي المعيارية  $z_t^2$

Ljung-Box test				
Series:	$z_t$		$z_t^2$	
lag	Q-Statistics	P-Value	Q-Statistics	P-Value
10	12.3671	0.26124	9.35018	0.49922
20	25.9633	0.16703	21.5666	0.36448
30	34.0706	0.27802	32.9417	0.32508
40	49.6786	0.14038	37.2514	0.59467

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

الجدول 9: نتائج اختبار ARCH-LM على سلسلة البواقي المعيارية  $z_t$

ARCH-LM Test	
Series : Standardized Residuals ( $z_t$ )	
ARCH 1-1 test:	F(1,3622) = 2.6455 [0.1039]
ARCH 1-2 test:	F(2,3620) = 1.4767 [0.2285]
ARCH 1-5 test:	F(5,3614) = 0.7614[0.5776]

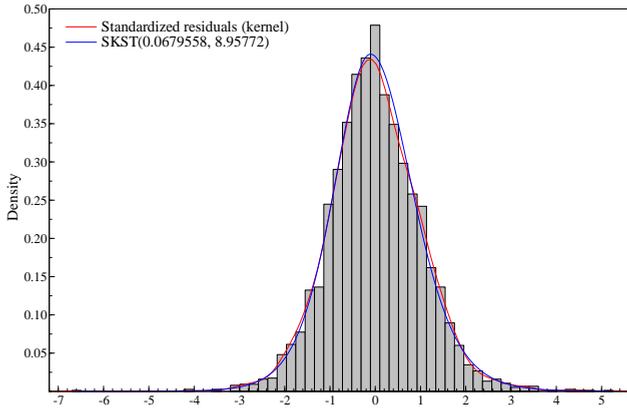
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج برنامج OxMetrics7

نلاحظ من الشكل (6) أن دالة الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي المعيارية  $z_t$  غير معنوية، لأن معظم المعاملات تقع داخل مجال الثقة  $\left[-\frac{1.96}{\sqrt{n}}; \frac{1.96}{\sqrt{n}}\right]$ ، يمكن التأكد من ذلك من خلال تطبيق اختبار Ljung-Box، حيث أظهرت النتائج (الجدول 8) أن دالة الارتباط لـ  $z_t$  غير معنوية لأن قيمة P-Value للاختبار أكبر من 0.05 وهذا يعني أن السلسلة  $z_t$  تشكل ضجة بيضاء. أما فيما يخص اختبار زوال أثر ARCH فيمكن ملاحظة أن معظم معاملات دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي المعيارية  $z_t^2$  غير معنوية، يمكن التأكد من ذلك من خلال تطبيق اختبار Ljung-Box على السلسلة  $z_t^2$ ، حيث أظهرت النتائج (الجدول 8) أن دالة

الارتباط الذاتي لـ  $z_t^2$  غير معنوية لأن قيمة P-Value للاختبار عند درجات حرية مختلفة أكبر من 0.05 وهذا يعني أن السلسلة  $z_t^2$  مستقلة ولا وجود لأثر ARCH. كما يمكن إجراء اختبار ARCH-LM لإثبات زوال أثر ARCH، فمن خلال نتائج الجدول (9) نجد أن قيمة P-Value أكبر تماما من 0.05 عند درجات إبطاء 1، 2، 5 وعليه نرفض الفرضية  $H_0$ ، هذا يعني زوال أثر ARCH.

أظهرت النتائج السابقة أن التوزيع المناسب للبواقي المعيارية  $z_t$  هو توزيع ستودنت الملتوي، للتأكد من ذلك نقوم بتمثيل دالة الكثافة للسلسلة  $z_t$  ونلاحظ مدى تطابقها مع توزيع ستودنت الملتوي.

الشكل 8: دالة الكثافة للبواقي المعيارية  $z_t$



المصدر: مخرجات البرنامج الإحصائي OxMetrics7

من خلال التمثيل البياني (الشكل 8) نلاحظ وجود شبه تطابق كامل بين دالة الكثافة المقدره ودالة كثافة توزيع ستودنت الملتوي، مما يعني أن الأخطاء المعيارية تتبع توزيع ستودنت الملتوي، هذا ما يجعله أكثر ملاءمة من بقية التوزيعات المعتمدة في عملية التقدير.

## 5. خاتمة:

تخضع العوائد اليومية لمؤشر ESALQ/BM&F Corn Price Index لمجموعة من التقلبات بسبب ظروف الطقس وظروف الاقتصاد الكلي و كل الاخبار المتعلقة بسوق السلع الزراعية، التي كلها تؤثر على سوق الذرة، فتتحرك بذلك هذه العوائد ارتفاعا وانخفاضا بتقلبات غالبا ما تكون حادة. و تولد هذه التقلبات فرصا للبعض ومخاطر مالية محتملة للبعض الآخر، مما يجعل من فهم ديناميكية حركة تقلبات هذه العوائد أمرا هاما لجميع المتدخلين في هذه السوق.

يأتي النموذج  $APARCH(1,1) - ARMA(1,1)$  مع أخطاء تتبع توزيع ستودنت الملتوي (Skewed Student) المتوصل إليه من خلال هذه الدراسة، كحل للتعبير عن الخصائص الإحصائية لسلسلة العوائد اليومية للمؤشر المدروس و السلاسل الزمنية المالية عامة، خاصة لكونه يستجيب لمسألة عدم تناظر أثر الصدمات الإخبارية المتنوعة، تأثير

الصدمات السلبية (الأخبار السيئة) السابقة من جهة و كذا تأثير الصدمات الإيجابية (الأخبار السارة) السابقة من جهة ثانية.

### قائمة المراجع:

1. AMIS. (2020, 11 17). Agricultural Market Information System. Retrieved from <http://www.amis-outlook.org/>
2. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics* , 31 (3), 307-327.
3. CEPEA. (2020, March 17). Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Retrieved from <https://www.cepea.org.br/en/methodology/methodology-20.aspx>.
4. Christian, F., & Zakoian, J. M. (2010). *GARCH Models Structure: Statistical Inference and Financial Applications*. United Kingdom: John Wiley & Sons Ltd.
5. Dimitrios, A., & Stephen, G. H. (2011). *Applied Econometrics (Second ed.)*. United Kingdom: Palgrave macmillan.
6. Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance* , 1 (1), 83-106.
7. Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , 987-1007.
8. Franke, J., Wolfgang, K. H., & Christian, M. H. (2015). *Statistics of Financial Markets ( Fourth ed.)*. Berlin: Springer.
9. Ljung, G., & Box, G. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* , 65 (2), 297-303.
10. Musunuru, N. (2016). Examining volatility persistence and news asymmetry in soybeans futures returns. *Atlantic Economic Journal* , 44 (4), 487-500.
11. Quandl. (2020, 02 28). Retrieved from <https://www.quandl.com/>
12. Ruey S, T. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. University of Chicago: John Wiley & Sons.

13. Tony, G., & Matringe, O. (2004). Application of GARCH models in forecasting the volatility of agricultural commodities.
14. Tsay, R. (2005). Analysis of financial time series. (Second, Ed.) John wiley & sons.
15. Wang, P. (2003). Financial Econometrics (Methods And Models). London: Rout Ledge.
16. Wang, X., & Philip, G. (2011). Forecasting Corn Futures Volatility in the Presence of Long Memory, Seasonality and Structural Change.
17. Yang, J., Michael S, H., & David J, L. (2001). Agricultural liberalization policy and commodity price volatility: a GARCH application. Applied Economics Letters , 8 (9), 593-598.
18. بشير بلغيث، و صدر الدين صوالي. (2018). نمذجة تقلبات العوائد اليومية لمؤشر CAC 40 بتطبيق نموذج APGARCH. مجلة الاصلاحات الاقتصادية والاندماج فى الاقتصاد العالمى ، 13 (26)، 1-16.