

التنبؤ بالقيمة المعرضة للخطر باستخدام نماذج GARCH في ظل وجود مقاطع هيكلية
دراسة حالة المؤشر العام لبورصة أبو ظبي (ADX)

Forecasting value at risk using GARCH models in the presence of structural breaks: A case study of the Abu Dhabi Stock Exchange General Index (ADX)

طاهري عمر^{1*} ، العقاب محمد²

¹ مخبر MQEMADD، جامعة زيان عاشور بالجلفة، o.tahri@mail.univ-djelfa.dz

² مخبر MQEMADD، جامعة زيان عاشور بالجلفة، mh.elaguab@univ-djelfa.dz

تاريخ التسليم: 23-11-2021 تاريخ المراجعة: 30-11-2021 تاريخ القبول: 17-04-2022

Abstract

الملخص

This study aims to compare the forecasting accuracy of risks using the GARCH models in the presence of structural breaks, using a dataset of the daily closing prices of the Abu Dhabi main index (ADX) during the period from 2015 to 2021.

The results of the out-of-sample forecast of Value at risk (VaR 95%), confirmed the outperform of MS-GARCH models, and could forecast one-day ahead VaR more accurately over the single regime GRACH in the presence of structural break.

Keywords Abu Dhabi General Index (ADX), Value at Risk (VaR), Structural Breaks, GARCH; MS-GARCH.

تهدف هذه الدراسة إلى مقارنة دقة التنبؤ بالمخاطر باستخدام نماذج GARCH في ظل وجود مقاطع هيكلية، باستخدام عوائد المؤشر العام لبورصة أبو ظبي خلال الفترة 2015-2021.

نتائج التنبؤ خارج العينة بالقيمة المعرضة للخطر (VaR 95%)، أكدت على أفضلية نماذج MSGARCH على النماذج التقليدية في حال وجود مقاطع هيكلية.

الكلمات المفتاحية: المؤشر العام لبورصة أبو ظبي، القيمة المعرضة للخطر، مقاطع هيكلية، GARCH، MSGARCH.

1. مقدمة:

تؤدي الأسواق المالية دوراً وظيفياً هاماً في الاقتصاد، حيث تعمل على تعبئة وحشد الادخار المحلي واستقطاب رؤوس الأموال الأجنبية ومن ثم توجيهها نحو الفرص الاستثمارية التي تعمل على خلق الثروة وتحقيق التنمية الاقتصادية المرغوبة، إلا أن تقلبات هذه الأسواق جراء الصدمات المتكررة يجعل من الاستثمار في الأدوات المتداولة في هاته الأسواق محفوفة بالمخاطر، حيث شهدت الأسواق المالية العالمية العديد من الصدمات وهو ما شهده العالم جراء تفشي فيروس كورونا المستجد (nCoV-2019) عقب تصنيفه من قبل منظمة الصحة العالمية (WHO) كجائحة عالمية (Pandemic)، وما صاحبه من إجراءات العلق (Lockdown) في جميع دول العالم، مما أثر على الحياة الاقتصادية، وساهم في خلق جو من اللاتيقين وإعطاء نظرة تشاؤمية حيال المستقبل ما أدى إلى خسائر كبيرة منيت بها البورصات العالمية والعربية.

تعد التقلبات التي تشهدها الأسواق المالية من بين العوامل التي يخشاها المستثمرون، فهي بمثابة عدم اليقين وعنصر المخاطرة، لذا فهي من بين المؤشرات المهمة بالنسبة للمستثمر التي ينبغي قياسها والتنبؤ بمستوياتها، وتعد نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء من بين أهم الأساليب الكمية التي تستخدم في تحليل ونمذجة هذه التقلبات، وبناء على ما سبق تتمحور مشكلة البحث حول:

ما مدى دقة التنبؤ بالمخاطر باستخدام نماذج GARCH في حال وجود مقاطع هيكليّة؟

فرضيات الدراسة: قصد دراسة وتحليل موضوع البحث، ومحاولة الإجابة على إشكاليته، يمكن طرح الفرضيات التالية:

- يوجد على الأقل قطع هيكلي وحيد على مستوى سلسلة عوائد المؤشر العام لبورصة أبو ظبي.

- تفوق نماذج MSGARCH على نماذج ARMA-GARCH في نمذجة واستيعاب تقلبات عوائد

المؤشر العام لبورصة أبو ظبي في حال وجود قطع هيكلي.

أهداف الدراسة: تتمحور أهداف الدراسة في النقاط التالية:

- إبراز دور نماذج GARCH المختلفة في استيعاب وتمثيل تقلبات العوائد في حال وجود قطع

هيكلي، وكذا دراسة رد فعل المؤشر العام لبورصة أبو ظبي للصدمات الإيجابية والسلبية.

- المقارنة بين نماذج GARCH من خلال دقة التنبؤ بالقيمة المعرضة للخطر، ثم اختيار أفضل النماذج التي يمكن الاعتماد عليها كمقياس للتنبؤ بتقلبات عوائد المؤشر العام لبورصة أبو ظبي.

أهمية الدراسة

تتبع الأهمية العلمية للدراسة في سد نقص قلة الدراسات العربية التي تناولت مقارنة الدقة التنبؤية بالقيمة المعرضة للخطر باستخدام نماذج GARCH، وكذا مواكبةً للنماذج الحديثة التي عرفتها النمذجة في مجال تحليل السلاسل الزمنية المالية، وتكمن الأهمية التطبيقية لهذه الدراسة، أنها تقدم بعض التقنيات الكمية التي تساعد المستثمرين ومديري المحافظ المالية وصناع القرار بنموذج قياسي من شأنه استيعاب وتمثيل التقلبات بشكل أفضل خلال الأزمات.

حدود الدراسة: تتمثل الحدود الزمانية للبحث في الفترة الممتدة من 04-01-2015 إلى 14-01-2021، وذلك بالاعتماد على بيانات أسعار الإغلاق اليومي للمؤشر العام لبورصة أبو ظبي بواقع 1512 مشاهدة.

منهج الدراسة

للتحقق من فرضيات الدراسة ومن أجل الإجابة على إشكاليته، تكمن الرؤية في ضرورة استخدام أكثر من منهج من مناهج البحث العلمي، منها المنهج التحليلي الوصفي ويتمثل في عرض أدبيات النماذج وجمع البيانات، جدولتها وتحليلها، بالإضافة إلى المنهج الاستقرائي الاستنباطي وذلك من خلال الدراسة التحليلية للدراسات السابقة، وفي الشق التطبيقي فقد تم استخدام المنهج الكمي القياسي الذي يزودنا بالأدوات الإحصائية والرياضية المناسبة لنمذجة الظاهرة محل الدراسة وذلك بالاستعانة بلغة البرمجة الإحصائية R.

الدراسات السابقة

أ- دراسة (Abounoori Esmail et al., 2016) عنوان الدراسة:

‘Forecasting Tehran stock exchange volatility: Markov switching GARCH approach’، هدفت الدراسة إلى مقارنة وتقييم العديد من نماذج GARCH، بناءً على قدرتها بالتنبؤ بمستويات التقلبات، ابتداءً من يوم واحد إلى أفق 22 يوم في سوق الأسهم الإيراني طهران (TSE)، وذلك باستخدام نماذج GARCH ونماذج MRSGARCH، مع مختلف التوزيعات الاحتمالية (Normal, t-student, GED)، حيث تمت المقارنة من خلال التنبؤ داخل العينة

بحساب احصائية MSE لكل نموذج، ومن ثم مقارنة الفروق المعنوية لكل احصائية MSE المقابلة لكل نموذج باستخدام احصائية DM، أظهرت النتائج أن نموذج AR(2)-MRSGARCH-GED يتفوق على النماذج الأخرى في أفق تنبؤ يوم واحد، كما أن التنبؤ في حدود 5 أيام يشير إلى تفوق النموذجين AR(2)-MRSGARCH-GED و AR(2)-MRSGARCH-t، وفي حدود 10 أيام تؤكد الدراسة على تفوق النموذج AR(2)-MRSGARCH، بينما أظهرت احصائية DM عدم وجود أي فروق معنوية في دقة التنبؤ بين نماذج GARCH الكلاسيكية و نماذج MRSGARCH في أفق 22 يوم للتنبؤ، وفي تقييم التنبؤ خارج العينة باستخدام القيم المعرضة للخطر (VaR) (95% خلصت الدراسة إلى عدم وجود نتيجة واضحة وحاسمة بشأن أي من النماذج المدروسة.

ب- دراسة (Ardia David et al., 2018) عنوان الدراسة: “ Forecasting risk with Markov-switching GARCH models : A large-scale performance study ”، تهدف الدراسة في البحث حول ما إذا كانت نماذج MSGARCH تشكل لمديري المخاطر في الصناديق الاستثمارية الأداة المفيدة التي تحسن جودة التنبؤ بالتقلبات مقارنة مع نماذج GARCH التقليدية، كما تهدف الدراسة أيضاً إلى اختبار تأثير طريقتي التقدير Markov chain Monte Carlo (MCMC) و ML على أداء التنبؤ بالتقلبات، ولتحقيق أهداف الدراسة قام الباحثون بدراسة تجريبية واسعة النطاق، تحتوي على 426 سهم، 11 مؤشر وثمانية أسعار صرف أجنبية مقابل الدولار، حيث تم استخدام 1500 مشاهدة للوغاريتم العوائد من أجل التقدير، وإجراء اختبار خلفي لأكثر من 2000 مشاهدة للوغاريتم العوائد خارج العينة، ومن ثم التنبؤ بتابع الكثافة الاحتمالي التجميعي لسلاسل العوائد لفترة للأمام وعدة فترات للأمام، ثم حساب القيمة المعرضة للخطر (VaR) والعجز المتوقع (ES) عند مستوى 1% و 5% لـ 32 نموذجاً مرشحاً، بالإضافة إلى مقارنة النماذج من خلال التنبؤ بتوزيع الذيل الأيسر لفترة واحدة، أسبوع و 10 أيام، وخلصت الدراسة إلى أنه من الصعب التمييز بين طريقتي التقدير MCMC و ML بناءً على تحليل دقة التنبؤ بالقيم المعرضة للمخاطر، كما أسفرت نتائج الدراسة إلى أفضلية دقة نماذج MSGARCH على نماذج GARCH الكلاسيكية من منظور القيمة المعرضة للخطر، العجز المتوقع والتنبؤ بتوزيع الذيل الأيسر.

ج - دراسة (Naeem Muhammad et al., 2019) عنوان الدراسة: “ Modeling volatility of precious metals markets by using regime-switching GARCH models ”،

تهدف الدراسة إلى اختبار وجود تغييرات في النظام باستخدام نماذج GARCH، من خلال نمذجة تقلبات عوائد أسعار التعاملات الفورية لأربع معادن ثمينة وهي: الذهب، الفضة، البلاتينيوم والبلاتينيوم، ولهذا تم تقدير 72 نموذجاً مختلفاً من نماذج GARCH و MSGARCH بنظامين وثلاثة أنظمة، بحيث يتم المفاضلة بين النماذج على أساس التنبؤ داخل العينة من خلال إحصائية AIC، بالإضافة إلى أن المقارنة بين نماذج GARCH التقليدية و MSGARCH يكون بناءً على التنبؤ خارج العينة بالقيمة المعرضة للخطر لفترة واحدة للأمام، وخلصت نتائج التنبؤ داخل العينة إلى تفوق نماذج MSGARCH على النماذج ذات النظام الواحد في كل الحالات، بينما أظهر تحليل دقة التنبؤ بالقيمة المعرضة للخطر تفوق نماذج MSGARCH في حالتي الذهب والبلاتينيوم، وأن كلا النموذجين مناسب في حالة البلاتينيوم، كما أظهرت نتائج الدراسة أن نماذج MSGARCH غير مناسب في حالة الفضة.

د- دراسة (Emmanuel K. Oseifuah and Carl H. Korkpoe, 2019) عنوان الدراسة : 'Markov regime switching approach to estimating the volatility of Johannesburg Stock Exchange (JSE) return'، هدفت الدراسة إلى التحقق في التغييرات الديناميكية في عوائد مؤشر بورصة جوهانسبورغ (ALSI) والتي تحدث نتيجة التغييرات المفاجئة في الاقتصاد، حيث تم تقدير نماذج GARCH، EGARCH و GJRARCH بنظامين ونظامين للتقلبات، وذلك من خلال تقدير أولي لمعالم النماذج باستخدام المعقولة العظمى ML، على أن يتم استخدام قيم تقدير المعالم في مرحلة لاحقة كقيم انطلاق افتراضية باستخدام محاكاة مونت كارلو - سلاسل ماركوف (MCMC)، والمفاضلة بين النماذج باستخدام إحصائية DIC، التي أكدت على تحصل نموذج MS-EGARCH بتوزيع سيودنت وستيودنت المتلوي على أقل قيم، وللتأكد من رزانة النتائج المحققة قام الباحثون بمقارنة دقة التنبؤ خارج العينة بإجراء إختبار خلفي لنماذج GARCH(1.1)، EGARCH(1.1) ونموذج MS-EGARCH(1.1) بنظامين للتقلبات، ويهدف الاختبار إلى مقارنة دقة التنبؤ بشكل صحيح للخسارة عند (5% quantile) باستخدام اختبار التغطية المشروطة (CC)، وأكدت نتائج الدراسة على أن النموذج MS-EGARCH-SSTD يصف بشكل جيد تقلبات عوائد (ALSI) خلال فترة الدراسة.

هناك العديد من الدراسات التي اهتمت بمقارنة الدقة التنبؤية بالقيمة المعرضة للخطر باستخدام نماذج GARCH، إلا أن الاهتمام كان لأهم الدراسات وأكثرها حداثة، وما تشترك فيه الدراسات السابقة أنها لم تعر اهتماماً لاختبارات المقاطع الهيكلية بشكل محدد، إلا من خلال قدرة نماذج MSGARCH في تمثيل واستيعاب التقلبات، وهو ما تعتبره أغلب الدراسات على أنه إشارة لوجود تغيرات في ديناميكية التقلبات، بالإضافة إلى أنها لم تتطرق لنماذج ARMA- GARCH باستثناء دراسة (Esmaiel et al., 2016 Abounoori)، وما يميز هذا البحث عن أغلب الدراسات السابقة هو التحقيق في وجود مقاطع هيكلية في سلسلة العوائد بغض النظر عن عددها، ثم محاولة اسقاط ذلك على الدول النامية والعربية بوجه الخصوص باستخدام المؤشر العام لبورصة أبو ظبي كعينة للدراسة.

2. أدبيات الدراسة

1.2 نموذج Markov-switching GARCH model

لتكن y_t لوغاريتم عائد أصل مالي في الزمن t ، حيث أن $y_t \in \mathbb{R}$ ، بحسب مقارنة (Ardia et al. 2018)، (Ardia et al. 2019a)، (Ardia et al. 2019b)، فإن النماذج الماركوفية المتغيرة للانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء (MSGARCH) يمكن التعبير عنها كالتالي:

$$y_t | (h_t = k, I_{t-1}) \sim D(0, v_{k,t}, \xi_k)$$

حيث أن:

$D(0, v_{k,t}, \xi_k)$: عبارة عن توزيع شرطي مستمر يتميز بمتوسط صفري وتباين k, t متغير

عبر الزمن في النظام k ؛

ξ_k : متجه يتضمن المعلمات الإضافية لشكل التوزيع (كالتناظر، عدم التناظر والتقرطح)؛

المتغير العشوائي h_t وهو ما يميز نموذج (MSGARCH) معرف على فضاء منقطع $\{1, \dots, k\}$ ، يتطور وفقاً لسلسلة ماركوفية مخفية ثبوتية (Ergodic) متجانسة من الدرجة الأولى لعدد محدود من الحالات k ، بواسطة مصفوفة انتقالية (P) وهي مصفوفة تربيعة ($k \times k$) تتضمن الاحتمالات الانتقالية كل عناصرها موجبة ومجموع كل صف يساوي الواحد،

حيث $P = \{p_{i,j}\}_{i,j=1}^k$ ، مع الاحتمال الانتقالي $(p_{i,j})$ أي من الحالة $S_{t-1} = i$ إلى الحالة $S_t = j$ وفق الصيغة التالية $p_{i,j} = P\{S_t = j | S_{t-1} = i\}$ حيث $0 < p_{i,j} < 1 \forall i, j \in \{1, \dots, k\}$ و $\sum_{j=1}^k p_{i,j} = 1$ ، وبالنظر إلى معلمات $D(\cdot)$ لدينا $E[y_t^2 | h_t = k, I_{t-1}] = D(\cdot)$ ، حيث تمثل $v_{k,t}$ تباين y_t مشروط بتحقيق $h_t = k$ ، وبكمية المعلومات المتاحة I_{t-1} حتى الزمن $t - 1$.

وبحسب (Haas et al. 2004)، فإنه يفترض أن التباين الشرطي لـ y_t يتبع سيرورة من نوع GARCH مشروط بالنظام $h_t = k$ ، كما أن التباين الشرطي $v_{k,t}$ يتم تحديده على أنه دالة في قيم المشاهدات السابقة y_{t-1} والتباينات السابقة $v_{k,t-1}$ ، ويمتجه إضافي للمعلمات تابع النظام θ_k :

$$v_{k,t} = v(y_{t-1}, v_{k,t-1}, \theta_k)$$

حيث $v(\cdot)$ عبارة عن دالة قابلة للقياس تحدد التباين الشرطي وأيضاً تضمن تحقق شرط عدم سلبية التباين. كما أن نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء في كل نظام (k) قد يأخذ أحد النماذج التالية:

2.2 نماذج GARCH

1.2.2 نموذج ARCH

تعتبر أعمال (Robert F. Engle , 1982) أول من قدمت فكرة نماذج (ARCH)، وذلك من خلال دراسته حول تقدير تباين التضخم في المملكة المتحدة سنة 1982، سميت بنماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)، حيث أن هذه النماذج ظهرت كنتيجة وتطور حتمي لمنهج بوكس جينكينز في تحليل السلاسل الزمنية، نظراً لعدد من الانتقادات التي وجهت لها، خاصة بالفرض المتعلق بثبات تباين الأخطاء، حيث أشار Engle إلى أهمية استخدام التباين الشرطي بدلاً عن التباين غير الشرطي، والتعبير عنه كدالة لأخطاء الفترات السابقة، ويعطى النموذج بالعلاقة التالية:

$$v_{k,t} = \omega_k + \alpha_k y_{t-1}^2$$

من أجل ضمان أن يكون التباين الشرطي محدوداً وموجباً لدينا $k > 0$ ، $\alpha_k \geq 0$ ، واستقرار النموذج في كل نظام يتطلب $k < 1$ ، من أجل $k = \{1, \dots, k\}$.

2.2.2 نموذج GARCH

قدم الباحث (Bollerslev, 1986) نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء المعمم (GARCH)، الذي جاء كتعميم لنموذج ARCH، حيث أضاف Bollerslev حد لتباينات الفترات السابقة إلى نموذج ARCH، وعليه فإن التباين الشرطي في نموذج GARCH لا يعتمد فقط على أخطاء الفترات السابقة وإنما على تباينات الفترات السابقة أيضاً، ويقدم النموذج على النحو التالي:

$$v_{k,t} = \omega_k + \alpha_k y_{t-1}^2 + \beta_k v_{k,t-1}$$

من أجل $k = \{1, \dots, k\}$ لدينا $\theta_k = (\omega_k, \alpha_k, \beta_k)^T$ مع $\omega_k > 0$ ، $\alpha_k \geq 0$ ، $\beta_k \geq 0$ ، ومن أجل استقرارية النموذج في كل نظام يجب أن يكون $\alpha_k + \beta_k < 1$.

3.2.2 نموذج EGARCH

توصل (Nelson, 1991) في دراسة حول التباين الشرطي لعوائد الأصول المالية إلى مقارنة جديدة، حيث توصل إلى أن دالة التباين الشرطي هو دالة أسية بخلاف افتراضات نموذج GARCH، وذلك بإدخال اللوغاريتم على التباين الشرطي مما يعطي لمعالم النموذج حرية أكبر لإشارتها (موجبة أو سالبة) بعكس القيود المفروضة على نماذج GARCH، حيث تسمح هاته الخاصية بنمذجة مختلف التأثيرات الإيجابية أو السلبية للصدمات على التباين الشرطي، يمكن تقديم النموذج على النحو التالي:

$$\ln(v_{k,t}) = \omega_k + \alpha_k (|\varphi_{k,t-1}| - E[|\varphi_{k,t-1}|]) + \alpha_{2,k} \varphi_{k,t-1} + \beta_k \ln(v_{k,t-1})$$

من أجل $k = \{1, \dots, k\}$ ، التوقع الشرطي $E[|\varphi_{k,t-1}|]$ يكون بناءً على التوزيع الشرطي في النظام k ، هذه الخاصية تأخذ بعين الاعتبار أثر الرافعة المالية، حيث أن اختلاف تجانس التباين يكون باختلاف إشارة الأخطاء السابقة موجبة أو سالبة، وهذا يعني الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة سيكون لها تأثير أكبر على التباين الشرطي من الأخبار الجيدة المترافقة مع الأخبار الجيدة، ومن أجل استقرارية النموذج في كل نظام يجب أن يكون $\beta_k < 1$.

4.2.2 نموذج GJR-GARCH

قام كل من (Glosten, Jagannathan, Runkle (1993) بصياغة هذا النموذج، حيث

يعتبر من النماذج غير المتناظرة، يعطى النموذج وفق الصيغة التالية (Ardia et al., 2019،

$$v_{k,t} = \alpha_{0,k} + (\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} \mathbb{I}\{y_{t-1} < 0\}) y_{t-1}^2 + \beta_k v_{k,t-1} \quad :p5)$$

من أجل $k = \{1, \dots, k\}$ ، حيث أن $\mathbb{I}\{.\}$ عبارة عن دالة وهمية تأخذ القيمة 1 إذا تحقق الشرط،

أي فقط في حالة الصدمات السالبة، بينما تأخذ القيمة 0 بخلاف ذلك، ولضمان أن يكون التباين الشرطي موجباً يتم فرض القيود التالية على النموذج: $\alpha_{0,k} > 0$, $\alpha_{1,k} > 0$, $\alpha_{2,k} \geq 0$, $\beta_k \geq 0$ المعلمة $\alpha_{2,k}$ تتحكم في درجة تماثل استجابة الصدمات السابقة في التقلبات الشرطية وفق إشارتها في النظام k ، وليكون النموذج مستقراً يجب أن يكون:

$$\alpha_{1,k}^2 + \beta_k^2 - 2\beta_k(\alpha_{1,k} + \beta_{2,k})E[\eta_{t,k}\mathbb{I}\{\eta_{t,k} < 0\}] - (\alpha_{1,k}^2 - \alpha_{2,k}^2)E[\{\eta_{k,t}^2\mathbb{I}\eta_{k,t} < 0\}] < 1$$

5.2.2 نموذج TGARCH

تم اقتراح هذا النموذج من طرف (Zakoian (1994، يشبه نموذج GJRARCH إلى حد كبير، حيث تم إدراج الانحراف الشرطي كمتغير تابع بدلاً من التباين الشرطي، كمايلي (Ardia et al, 2019, p6):

$$v_{k,t}^{1/2} = \omega_k + (\alpha_{1,k}\mathbb{I}\{y_{t-1} \geq 0\} - \alpha_{2,k}\mathbb{I}\{y_{t-1} \leq 0\})y_{t-1} + \beta_k v_{k,t-1}^{1/2}$$

من أجل $k = \{1, \dots, k\}$ ، في هذه الحالة لدينا $\theta_k = (\omega_k, \alpha_{1,k}, \alpha_{2,k}, \beta_k)^T$ ، ولضمان أن يكون الانحراف الشرطي موجباً يشترط أن تكون: $\omega_k > 0$, $\alpha_{1,k} > 0$, $\alpha_{2,k} > 0$ و

$\beta_k \geq 0$ ، وليكون النموذج مستقراً يجب أن يكون:

$$\alpha_{1,k}^2 + \beta_k^2 - 2\beta_k(\alpha_{1,k} + \beta_{2,k})E[\eta_{t,k}\mathbb{I}\{\eta_{t,k} < 0\}] - (\alpha_{1,k}^2 - \alpha_{2,k}^2)E[\{\eta_{k,t}^2\mathbb{I}\eta_{k,t} < 0\}] < 1$$

3.2 الاختبارات الخلفية للقيمة المعرضة للخطر Backtesting Value At Risk

إن عملية المقارنة والتقييم بين القيمة المعرضة للخطر المحسوبة مع الخسائر الفعلية والأرباح المحققة على المحفظة عند مستوى ثقة محدد، تسمى بالاختبارات الخلفية، حيث تعتمد الاختبارات الخلفية على معدل التجاوز (معدل الاخفاق)، أي نسبة عدد مرات تجاوز القيمة المعرضة للخطر، لهذا الغرض اقترح كل من (Kupiec(1995 و (Christoffersen(1998، (2003 بعض الأساليب الإحصائية لتقييم القيمة المعرضة، وذلك من خلال ثلاثة اختبارات احصائية، وهي اختبار التغطية غير المشروطة (UC)، اختبار استقلالية الاستثناءات (ind) واختبار التغطية المشروطة (CC).

1.3.2 اختبار التغطية غير المشروطة (UC)

اختبار التغطية غير المشروطة أو اختبار Kupiec، بحيث إذا كان نموذج القيمة المعرضة للخطر محددة بشكل مناسب، فإن معدل فشل النموذج يساوي تلك المتوقعة، ويتم اختبار الفرضيات

التالية (Christoffersen, 2004. PP3):

$$\begin{cases} H_{0,uc}: \pi = p & I_t \sim i.i.d \text{ Bernouli } (p) \\ H_{0,uc}: \pi \neq p & I_t \sim i.i.d \text{ Bernouli } (\pi) \end{cases}$$

تعطى احصائية التغطية المشروطة LR_{uc} على النحو التالي:

$$LR_{uc} = -2(\ln L(I, \hat{\pi}_1) - \ln L(I, p)) \sim \chi^2(1)$$

يتم رفض النموذج عند قبول الفرض البديل وذلك عند تجاوز احصائية LR_{uc} القيمة الحرجة ل $\chi^2(1)$ عند مستوى ثقة محدد.

2.3.2 اختبار استقلالية الاستثناءات (ind)

يقوم هذا الاختبار على اختبار الفرض العدم لاستقلالية الاستثناءات مقابل فرض بديل لسلسلة يقوم هذا الاختبار على اختبار الفرض العدم لاستقلالية الاستثناءات مقابل فرض بديل لسلسلة ماركوف من الدرجة الأولى (Π) مع مصفوفة الاحتمالات الانتقالية كالتالي (Christoffersen, 2004.)

$$\Pi = \begin{bmatrix} 1 - \pi_{01} & \pi_{01} \\ 1 - \pi_{11} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad : (P3)$$

تعطى احصائية استقلالية الاستثناءات على النحو التالي:

$$LR_{ind} = -2(\ln L(I, \hat{\pi}_{01}, \hat{\pi}_{11}) - \ln L(I, \hat{\pi}_1)) \sim \chi^2(1)$$

يتم رفض النموذج عند قبول الفرض البديل أي عدم استقلالية الاستثناءات، وذلك عند تجاوز احصائية LR_{ind} القيمة الحرجة ل $\chi^2(1)$ عند مستوى ثقة محدد.

3.3.2 اختبار التغطية الشرطية (CC)

تم تصميمه لاختبار أن العدد الكامل لحالات الفشل يساوي المستوى المتوقع وانتهاكات القيمة المعرضة للمخاطر مستقلة، أي أنه جمع للاختبارين السابقين ويعطى الفرض العدم على النحو

$$H_{0,cc}: \pi_{01} = \pi_{11} = p \quad \text{التالي} :$$

وتعطى احصائية التغطية المشروطة على النحو التالي:

$$LR_{cc} = -2(\ln L(I, \hat{\pi}_{01}, \hat{\pi}_{11}) - \ln L(I, p)) \sim \chi^2(2)$$

يتم رفض الفرض العدم للتغطية المشروطة أي رفض النموذج، وذلك عند تجاوز احصائية LR_{cc} للقيمة الحرجة ل $\chi^2(2)$ عند مستوى ثقة محدد.

3. الدراسة التطبيقية

يتم الاعتماد في هذه الدراسة على بيانات أسعار الإغلاق اليومي لمؤشر أبو ظبي العام (ADX) لأيام التداول باستثناء العطل والأعياد ويومي إجازة الأسبوع، خلال الفترة 04-01-2015 إلى 14-01-2021 بواقع 1512 مشاهدة، والتي تم الحصول عليها من الموقع الإلكتروني (<https://www.investing.com>)، أما عوائد مؤشر أبو ظبي العام فيمكن حسابها بعد تحويل لوغاريتمي وفق الصيغة التالية:

$$R_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \Rightarrow R_t = \frac{p_t}{p_{t-1}} - 1 \Rightarrow R_t + 1 = \frac{p_t}{p_{t-1}}$$

$$\Rightarrow Z_t = \ln(R_t + 1) = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

حيث أن:

p_t : تمثل سعر الإغلاق لمؤشر أبو ظبي العام عند الزمن t ؛

p_{t-1} : تمثل سعر الإغلاق لمؤشر أبو ظبي العام عند الزمن $t-1$ ؛

R_t : عائد المؤشر عند الزمن t ؛ بينما تمثل t : لوغاريتم العائد في الزمن t .

1.1.3 الاختبارات الإحصائية لعوائد للمؤشر العام لسوق أبو ظبي المالي (ADX)

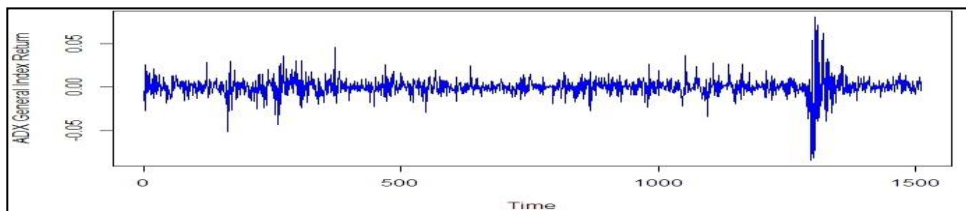
تمكننا الاختبارات الإحصائية من فهم طبيعية البيانات وأخذ نظرة أولية قبل النمذجة وتحليل السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر سوق أبو ظبي المالي، من خلال التمثيل البياني لسلسلة أسعار الإغلاق وسلسلة العوائد وذلك لأنه يعطي ملمح وصفي للبيانات مثل الاتجاه العام، التغيرات الموسمية... إلخ، بالإضافة للاختبارات الإحصائية الوصفية مثل: المتوسط والانحراف المعياري للسلسلة، وكذا اختبارات التوزيع الطبيعي من خلال قيمة معاملي الإلتواء والتفرطح (Skewness and Kurtosis) واختبار (Jarque-Bera test).

الشكل (1) الموالى يمثّل لوغاريتم عوائد مؤشر (ADX)، حيث يظهر جلياً وجود تركيز أو

الهدوء النسبي وتسمى هذه الظاهرة بالتقلبات العنقودية (Volatility Clustering) وهي من المميزات الأساسية للسلاسل الزمنية المالية، التي تدل على وجود مشكل عدم تجانس التباين.

الشكل (01): التمثيل البياني للوغاريتم عوائد مؤشر (ADX)

المصدر: من اعداد الباحثين اعتماداً على بيانات الدراسة



2.1.3 مقاييس الإحصاء الوصفي والتوزيع الطبيعي لعوائد لمؤشر أبو ظبي العام (ADX)

من خلال الجدول (01) يمكن ملاحظة أن قيمة معامل الالتواء (Skewness) سالبة وتساوي (-0.399) وهذا يعني أن شكل التوزيع الاحصائي غير متناظر وملتوٍ نحو اليسار (-Left Skewed)، كذلك بالنسبة لمعامل التفرطح (Kurtosis) فهو أكبر من 3 وهذا يعني أن التوزيع يتميز بأطراف سميكة وقمة مدببة أعلى من قمة التوزيع الطبيعي (Leptokurtic).

الجدول (01): مقاييس الإحصاء الوصفي والتوزيع الطبيعي

Mean	Median	Max	Min	Std.Dev.	الاحصائية القيمة
0.0001115	0.0002978	0.080761	-0.084062	0.010646	
Kurt	Skew	J-Bera	P-Value		الاحصائية القيمة
17.19295	0.3993428	12714	2.2e-16		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

كما يمكن التأكد من ذلك من خلال إحصائية Jarque-Bera حيث أن:

$$JB = 12714 > \chi_{0.05}^2(2) = 5.99$$

كما أن القيمة الاحتمالية المرافقة لإحصائية JB أقل من (0.05)، وعليه فإن سلسلة العوائد لا تتوزع توزيعاً طبيعياً.

1.2.3 اختبار استقرار سلسلة العوائد

في السلاسل الزمنية المالية غالباً ما تكون سلسلة العوائد مستقرة، وللتحقق من ذلك نقوم

باختبار جذر الوحدة في سلسلة العوائد من خلال الاختبارات التالية: Augmented Dickey

Fuller، Phillips Perron test، و Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin والجدول (02)

الموالي بين نتائج الاختبارات:

من خلال نتائج اختباري ADF و PP نلاحظ أن القيمة الاحتمالية أقل من (0.05) وعليه نرفض الفرض العدم ومنه فإن سلسلة العوائد مستقرة عند مستوى معنوية 1%، بينما نقبل الفرض العدم في اختبار KPSS، وعليه فإن سلسلة عوائد المؤشر العام لبورصة أبو ظبي مستقرة في المستوى عند مستوى معنوية 1% في جميع الاختبارات.

الجدول (02): اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests)

TEST	Abu Dhabi General Index Log Return	1%	5%	10%
ADF	ADF= -10.283, Lag order = 11, p-value = 0.01***	-3.9702	-3.4157	-3.129
PP	Z(alpha) = -1591.1, Truncation lag parameter = 7, p-value = 0.01***			
KPSS	KPSS Level = 0.036593, Truncation lag parameter = 8, p-value = 0.1***	0.2160	0.1460	0.119

(***) تشير إلى مستوى معنوية عند 1%.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

2.2.3 اختبار جذور الوحدة للمقاطع الهيكلية (Structural break unit root tests)

إن اختبارات الاستقرار السابقة وعلى الرغم من استخدامها بشكل واسع النطاق لاختبار جذر الوحدة، إلا أنها لا تأخذ بعين الاعتبار التغيرات الهيكلية التي تحدث في البنية الأساسية للسلاسل الزمنية محل الدراسة بسبب الحالات الاقتصادية السائدة كالركود والانكماش وغيرهما، أو بسبب عوامل استثنائية مثل الحروب والكوارث الطبيعية أو انتشار الأوبئة والأمراض، لذلك فإن الاعتماد على اختبارات جذر الوحدة التقليدية قد يقود إلى التوصيف الخاطيء للنماذج (Misspecification) وبالتالي الحصول نتائج زائفة ومضللة. ولهذا الغرض نقوم بإجراء اختبار المقاطع الهيكلية باستخدام اختبار (Zivot-Andrews) للتأكد من صحة النتائج في حال وجود صدمة هيكلية، وذلك باختبار الفرضية الصفرية التالية مقابل الفرض البديل أي النموذج (C) (Zivot & Andrews, 1992, p. 254):

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e$$

$$H_1: \Delta y_t = \hat{\mu}^c + \hat{\theta}^c DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^c t + \hat{\gamma}^c DT_t^*(\lambda^*) + \hat{\alpha}^c y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^c \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

نقوم باختبار H_0 مقابل الفرض البديل H_1 حيث:

$\{y_t\}$: سلسلة غير مستقرة تحتوي على جذر الوحدة مع وجود تغير هيكل واحد؛

$\{\Delta y_t\}$: النموذج (C) عبارة سلسلة مستقرة تشرح أن أثر التغير الهيكلي قد تحدث في الحد الثابت، في الاتجاه العام أو كتوليفة في الحد الثابت والاتجاه العام معاً حيث:

(TB): تشير إلى تاريخ القطع الهيكلي؛

DU_t : متغير وهمي (Dummy variable) والذي يرصد أثر التغير الهيكلي في الحد الثابت التي

تظهر عند كل صدمة محتملة في الفترة (TB) تاريخ الصدمة الهيكلية، ويأخذ قيمتين 1 و 0 على النحو التالي:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{if } t > TB \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

DT_t^* : متغير وهمي آخر يرصد أثر الصدمة الهيكلية المحتملة في الفترة (TB) في الاتجاه العام حيث:

$$DT_t^* = \begin{cases} t - TB & \text{if } t > TB \\ 0 & \text{if } t \leq TB \end{cases}$$

نتائج تقدير النموذج (C)، النموذج العام بحسب منهجية (Zivot & Andrews, 1992) موضحة في الجدول (03).

نتائج التقدير أظهرت أن كلا من المعلمتين $\hat{\beta}^c$ و $\hat{\gamma}^c$ معنوياً لا تختلف عن الصفر، وتعني أن سلسلة العوائد خالية من الاتجاه العام، غير أن المعلمة $\hat{\theta}^c$ معلمة المتغير الوهمي DU_t معنوياً تختلف عن الصفر عند مستوى معنوية 1%، وذلك يعني أن رصد أثر التغير الهيكلي يكون في القاطع (الحد الثابت) عند المشاهدة 1304 الموافقة لتاريخ 2020-03-16.

كما نلاحظ من خلال النتائج أن المعلمة $\hat{\alpha}$ معنوياً تختلف عن الصفر عند مستوى معنوية 1% وهو ما يعني أن سلسلة العوائد سلسلة مستقرة، يمكن تأكيد ذلك من خلال إحصائية ZA والتي تساوي (-20.15) وهي أقل من القيمة الحرجة (-5.57) عند مستوى معنوية 1% وهو ما يعني أن سلسلة العوائد سلسلة مستقرة بوجود قطع هيكل داخلي في الحد الثابت.

الجدول (03): نتائج اختبار القطع الهيكلي لـ (Zivot-Andrews)

Seri	$\Delta y_t = \hat{\mu}^c + \hat{\theta}^c DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^c t + \hat{\gamma}^c DT_t^*(\lambda^*) + \hat{\alpha}^c y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^c \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$
------	---

	Break T_B	Lag k	$\hat{\mu}^c$	$\hat{\theta}^c$	$\hat{\beta}^c$	$\hat{\gamma}^c$	$\hat{\alpha}^c$
ADX	16/03/ 2020	2	5.8e-04 (0.99) [0.320]	4.42e-06 (2.791) [0.005] ***	-1.18e-06 (-1.523) [0.127]	-1.32e-05 (-1.076) [0.281]	1.05e-01 (2.378) [0.0175] ***
Teststatistic: -20.1568 Critical values: 0.01= -5.57 0.05= -5.08 0.1= -4.82							

(***) تشير إلى مستوى معنوية 1%، القيم الواقعة بين قوسين (...) تمثل (t-statistic)، القيم بين حاضنتين [...] تمثل القيمة الاحتمالية.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

3.3. تقدير نماذج GARCH

تم تقدير العديد من نماذج ARMA-GARCH تحت فرضتي التوزيع العام للأخطاء وتوزيع سيتودنت، وباستبعاد النماذج غير المعنوية والتي لا تحقق شروط استقرار النماذج، تم اختيار نموذج (1.1) GARCH-ARMA(2.3) بناءً على معايير المفاضلة AIC، BIC، حيث بواقى النموذج تتبع التوزيع العام للأخطاء (GED)، نتائج تقدير النموذج موضحة في الجدول (4). نلاحظ من خلال النتائج أن جميع معالم معادلتى المتوسط والتباين معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 0.01، كما أن جميع معالم معادلة التباين موجبة وأكبر تماماً من الصفر $\omega > 0$ ، $\alpha > 0$ ، $\beta > 0$ ، بالإضافة إلى أن $\alpha + \beta = 0.943 < 1$ ، وبالتالي فإن جميع شروط استقرارية النموذج محققة.

كما يشير مجموع المعلمتين α و β إلى صمود أثر الصدمات على التباين الشرطي الحالي، وهي أقل من الواحد وبالتالي فإن أثر الصدمات الحالية سيكون لها أثر كبير على التباينات المستقبلية، غير أن الصدمات غير مستمرة وأثرها يتناقص عبر الزمن، درجة الحرية لشكل التوزيع العام للأخطاء (ν) معنوية عند 1% وهي أقل من 2، يعني ذلك أن شكل التوزيع (leptokurtic).

Parameters	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
ar1	-0.538879	0.038853	-13.8698	0.000000

ar2	0.263001	0.033424	7.8687	0.000000
ma1	0.492671	0.038931	12.6551	0.000000
ma2	-0.203335	0.032823	-6.1949	0.000000
ma3	0.114750	0.025956	4.4210	0.000010
ω	0.045653	0.013983	3.2650	0.001095
α	0.134851	0.028461	4.7382	0.000002
β	0.808574	0.037987	21.2855	0.000000
ν	1.191989	0.055192	21.5972	0.000000
LogLikelihood : -1800.029 AIC :3,618.11 BIC:3,665.97 HQ : 3,635.92				

الجدول (4): نتائج تقدير نموذج ARMA(2.3)-GARCH(1.1)-GED

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

4.3 تقدير نموذج Markov-Switching GARCH Model (MSGARCH)

أظهرت العديد من الدراسات التطبيقية أن نتائج تقدير نماذج GARCH الكلاسيكية قد تكون متحيزة بفعل الصدمات الهيكلية، حيث أثبتت دراسات كلا من (Bauwens et al., 2010,) (2014) أن نموذج (MSGARCH) بنظامين يناسب البيانات المدروسة وأعطى نتائج أفضل بكثير من نموذج ARCH، ومن خلال تقدير العديد من نماذج MSGARCH بنظامين للتقلبات وبالاعتماد على طريقة المعقولة العظمى (MLE)، واعتماداً على نماذج GARCH(1.1)، EGARCH(1.1)، GJRGARCH(1.1)، TGARCH(1.1)، مع مختلف التوزيعات الاحتمالية المختلفة كتوزيع ستيودنت (std)، توزيع الأخطاء العام (ged)، التوزيع الطبيعي الملتوي (snorm)، توزيع ستيودنت الملتوي (sstd)، التوزيع الأخطاء العام الملتوي (sged)، تم اختيار نموذج MS-GARCH-GJRGARCH(1.1) حيث بواقي النموذج تتبع توزيع الأخطاء العام (ged) كأفضل نموذج لتمثيل السلسلة (ADX) وذلك بالاعتماد على معياري AIC و BIC.

نتائج تقدير نموذج ماركوفي متغير بنظامين لنماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس

تباين الأخطاء من نوع GARCH(1.1) و GJRGARCH(1.1) موضحة في الجدول (5):

الجدول (5): تقدير نموذج MSGARCH-GJRGARCH(1.1)-GED

MSGARCH-GJR GARCH (1.1)						
Regime(01) : GARCH(1.1)-GED						
Coeff	$\alpha_{0,1}$	$\alpha_{1,1}$	$\alpha_{2,1}$	β	ν_1	P_{11}
Estimate	0.0111	0.0674	-	0.8352	2.1317	0.7179
Std Error	0.0071	0.0448	-	0.0337	0.3408	0.1364
t-value	1.572	1.504	-	24.747	6.254	5.261
Pr(> t)	5.78e-02	6.62e-02	-	<1e-16	1.99e-10	7.13e-08
Regime(02) : GJRGARCH (1.1)-GED						
Coeff	$\alpha_{0,2}$	$\alpha_{1,2}$	$\alpha_{2,2}$	β_2	ν_2	P_{21}
Estimate	0.0560	0.0001	0.2127	0.8811	1.4031	0.2977
Std Error	0.0263	0.0014	0.1048	0.0106	0.1591	0.146
t-value	2.125	0.0537	2.0295	83.3191	8.8196	2.032
Pr(> t)	1.6e-02	4.7e-01	2.1e-02	<1e-16	<1e-16	2.1e-02
Transition matrix						
P_{11}	0.7179		P_{12}	0.2821		
P_{21}	0.2977		P_{22}	0.7023		
Stable proba	0.5135		0.4865			
Expected Duration	3.54		3.35			
AIC	3590.9864					
BIC	3649.505					
LogL	-1784.4932					

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

حيث نلاحظ أن:

تقدير التقلبات اللاشرطية (unconditional volatility) لكل من النظامين الأول

(Regime01) والثاني (Regime02) تساوي $\sigma_1 = 0.113$ و $\sigma_2 = 4.49$ يعني ذلك أن

النظام الأول هو نظام التقلبات المنخفضة وأن النظام الثاني هو نظام التقلبات الحادة أو الشديدة.

جميع مقدرات النموذج (GARCH(1.1) في النظام الأول معنوية إحصائياً وموجبة عند

مستوى معنوية 1% باستثناء $\alpha_{0,1}$ ، $\alpha_{1,1}$ فهي معنوية عند مستوى 10%، كما أن $\alpha_{1,1} + \beta_1 = 1$

$0.9026 < 1$ ما يعني أن شروط استقرارية النموذج محققة، كما يشير مجموع المعلمتين

$(\alpha_{1,1} + \beta_1)$ أيضاً إلى ظاهرة الصمود على مستوى التقلبات (Persistence)، وتعني أن أثر

الصدمة على التباين الشرطي الحالي سيكون له تأثير كبير على التباينات المستقبلية إلا أن أثر

الصدمة غير مستمر ويتناقص عبر الزمن.

في النظام الثاني كل مقدرات النموذج (GJRARCH(1.1) معنوية إحصائياً وموجبة باستثناء المعلمة $\alpha_{1,2}$ فهي غير معنوية إحصائياً إلا أن شروط عدم السلبية محققة، كما أن الصمود أو الاستمرارية في التقلبات (Volatility Persistence) في نموذج (GJRARCH) والذي يمثل أيضاً شرط استقرارية النموذج في التوزيعات المتناظرة ويقاس بالعبرة التالية:

$$0.98755 < 1 = \alpha_{1,2} + \beta_1 + \alpha_{2,2}/2$$

وهي قريبة من 1 وتشير إلى درجة عالية من الصمود في التقلبات كما أنها أعلى بـ 8.5% من النظام الأول، وبالتالي فإن النموذج مستقر، بالإضافة إلى أن $\beta_1 < \beta_2$ أي أن أثر الصدمات يتناقص بسرعة في النظام الأول مقارنة بالنظام الثاني (Shiferaw, 2018. P8)، معامل خاصية عدم التماثل $\alpha_{2,2}$ معنوي وموجب، حيث تدل الإشارة الموجبة على وجود أثر الرافعة المالية وأن الصدمات السالبة لها أثر أكبر من الصدمات الموجبة على التباين الشرطي.

معلمة شكل التوزيع (GED) U_1 و U_2 في كلا النظامين معنوية عند 1%، وهي أقل من 2 في النظام الثاني، حيث تظهر أن شكل التوزيع (leptokurtic) يتميز بقمة أعلى ولديه ذيول أثخن وبذيل أنحف في النظام الأول مقارنة مع التوزيع الطبيعي.

توضح مصفوفة الانتقال (Transition matrix) احتمالات البقاء والانتقال بين مختلف حالات التقلبات وهي معنوية إحصائياً في النظام الأول والثاني عند كل من 1% و 5% على الترتيب، حيث أن 0.7179 تمثل احتمال البقاء في حالة التقلبات المنخفضة، بينما احتمال البقاء في حالة التقلبات الحادة هو 0.7023، وتمثل 0.2977 احتمال الانتقال من التقلبات الحادة إلى التقلبات المنخفضة، و 0.2821 تمثل احتمال الانتقال من التقلبات المنخفضة إلى التقلبات الحادة، وهذا يدل على أن الاستقرار يكون أكثر على حالة التقلبات المنخفضة، وأن عملية الانتقال من حالة التقلبات الحادة إلى حالة التقلبات المنخفضة يكون بشكل أسهل، كما أن احتمال الحالات المستقرة (Stable probabilities) بالتقريب هو 51% و 49% للنظامين الأول والثاني على التوالي ما يعني أن عوائد (ADX) يكون في نظام التقلبات المنخفضة معظم الوقت، كما أن الفترة المرتقبة لنظام التقلبات المنخفضة هو 3.54 يوم، و 3.35 أيام لنظام التقلبات الشديدة خلال فترة الدراسة.

5.3 المقارنة بين النماذج

المقارنة بين نموذج MSGARCH-ARMA(2.3)-GARCH(1.1)-GED ونموذج GJR-GARCH(1.1)-GED تعتمد على تحليل القدرة التنبؤية خارج العينة، حيث نقارن قدرة النموذج ذو النظام الواحد مع نموذج تبديلي بنظامين على التنبؤ بشكل صحيح للقيمة المعرضة للخطر (VaR 95%) لفترة واحدة للأمام (one-day ahead Value at Risk)، وذلك بإجراء اختبار خلفي (back-testing) لآخر 100 مشاهدة (بين 2020-09-19 و 2021-01-12)، وتم تخصيص 1410 مشاهدة من أجل (rolling-window estimation) بحيث يتم تحديث معاملات النموذج كل 20 مشاهدة لتحسين دقة التنبؤ، ولمقارنة أداء التنبؤ لكلا النموذجين نستخدم اختبار التغطية غير المشروط (UC)، واختبار التغطية المشروطة (CC) وكذا اختبار DQ (Dynamic Quantile) (للمزيد حول اختبار Dynamic Quantile انظر (Arida et al., 2018)، (Engle, Manganelli, 2004)) ملخص النتائج نوجزها في الجدول الموالي:

الجدول (6): نتائج اختبارات الخلفية للقيمة المعرضة للخطر

	UC test	CC test	DQ test	AIC	BIC	logL
MSGARCH	-	0.083	0.732	3590.9	3649.5	-1784.4
ARMA(2.3)-GARCH	0.026	0.083	0.717	3,618.1	3,665.9	-1800

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على لغة البرمجة الاحصائية R

من خلال نتائج اختبار التغطية غير المشروطة لنموذج ARMA(2.3)-GARCH(1.1) نلاحظ تجاوز احصائية ($LR_{uc} = 4.94$) للقيمة الحرجة ل ($\chi^2_{0.05}(1) = 3.841$) عند درجة حرية تساوي 1 عند 5% وبقية احتمالية مساوية إلى 0.026، وبالتالي رفض الفرض العدم أي رفض التغطية المشروطة ومنه فالنموذج مرفوض، بينما في اختبار التغطية غير المشروطة لنفس النموذج فنلاحظ أن قيمة احصائية $LR_{cc} = 4.968$ أقل من القيمة الحرجة ل ($\chi^2_{0.05}(1) = 3.841$)، وبقية احتمالية تساوي 0.083 وبالتالي نقبل فرضية استقلالية الاستثناءات والتغطية المشروطة لكلا النموذجين، وعليه فإن التنبؤ بالقيمة المعرضة للخطر لها تغطية شرطية صحيحة وكلا النموذجين مقبول عند 5%، وبالنسبة لاختبار (DQ) يتم قبول الفرض العدم أي استقلالية الاستثناءات وصحة التغطية المشروطة وبالتالي قبول كلا من النموذجين عند مستوى معنوية

0.05، وكخلاصة لما سبق يمكن القول بأن كلا النموذجين اجتاز اختبارات التغطية بشكل صحيح باستثناء نموذج $ARMA(2.3)-GARCH(1.1)$ الذي تم رفضه من خلال اختبار التغطية غير الشرطية، بالإضافة إلى أن نموذج MSGARCH لديه أقل قيم لـ AIC و BIC، وأكبر قيمة لـ $\log L$ مما يرجح الكفة لصالح نموذج $MSGARCH-GJRCHARCH(1.1)$ كأفضل نموذج لتمثيل تقلبات عوائد مؤشر (ADX).

4. خاتمة

تهدف هذه الدراسة إلى نمذجة تقلبات عوائد المؤشر الرئيسي لبورصة أبو ظبي باستخدام نماذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء في حال وجود قطع هيكلية خلال الفترة ما بين 2015 و 2021، حيث تمت المقارنة بين نمذجي $ARMA(2.3)-GARCH(1.1)$ و GED ونموذج $MSGARCH-GJRGARCH(1.1)-GED$ وذلك من خلال التنبؤ بشكل صحيح بالقيم المعرضة للخطر، يمكن تلخيص أهم النتائج المتوصل إلى النحو التالي:

أظهرت اختبارات الاستقرارية سكون سلسلة العوائد في المستوى، وبإجراء اختبار المقاطع الهيكلية (Zivot-Andrews)، تبين وجود قطع هيكلية على مستوى سلسلة العوائد، وبالتالي تم التحقق من الفرضية التي تنص على وجود قطع هيكلية وحيد على الأقل ضمن السلسلة الزمنية محل الدراسة، ما يعني إمكانية تقدير نماذج خاصة من الانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس التباين الأخطاء وذلك لمراعاة أثر القطع الهيكلية في نتائج تقدير النموذج.

ومن أجل الحرص على إيجاد أفضل نموذج قياسي للمؤشر العام لبورصة أبو ظبي تم ترشيح العديد من نماذج $ARMA-GARCH$ ، $MSGARCH$ ، وبالاستعانة بالمعايير المختلفة للمفاضلة تم ترشيح النموذجين $ARMA(2.3)-GARCH(1.1)-GED$ و $MSGARCH-GJRGARCH(1.1)-GED$ كأفضل النماذج التي تمثل تقلبات عوائد مؤشر (ADX)، حيث أشارت نتائج تقدير نموذج $ARMA(2.3)-GARCH(1.1)$ إلى صمود أثر الصدمات التي سيكون لها أثر كبير على التباينات المستقبلية، غير أنها غير مستمرة ومتناقصة عبر الزمن، كما أظهرت نتائج تقدير نموذج $MSGARCH-GJRGARCH(1.1)$ بنظامين للتقلبات، نظام التقلبات المنخفضة أوضح عدم إمكانية الصمود في التقلبات وتناقصها عبر الزمن، أما نظام التقلبات الحادة فيشير إلى درجة عالية من الصمود في التقلبات، كما أن معامل خاصية عدم التماثل معنوي

وموجب، ويدل على وجود أثر الرافعة المالية وأن الصدمات السالبة لها أثر أكبر من الصدمات الموجبة على التباين الشرطي، مصفوفة الاحتمالات الانتقالية أوضحت أن عملية الانتقال من حالة التقلبات الحادة إلى حالة التقلبات المنخفضة يكون بشكل أسهل، كما أثبتت الاحتمالات المستقرة أن عوائد المؤشر الرئيسي لبورصة أبو ظبي يكون في نظام التقلبات المنخفضة معظم الوقت.

وسمحت المقارنة بين النموذجين بالاعتماد على تحليل قدرة النموذجين للتنبؤ خارج العينة (Out sample) للتنبؤ بـ (one-day ahead Value At Risk) وذلك بإجراء اختبار خلفي (back-testing) والمقارنة بين النماذج من خلال اختبار (UC)، اختبار (CC) واختبار (DQ)، حيث أكدت نتائج الاختبارات على أفضلية نماذج MSGARCH على النموذج ذو النظام الواحد في حال وجود قطع هيكلي، حيث تسمح هذه النماذج بنمذجة وفق نظام الحالات مما يعطيها أكثر ديناميكية في نمذجة التقلبات.

تتفق أغلب الدراسات على أن النماذج الماركوفية ذات الأنظمة المتغيرة للانحدار الذاتي المشروط بعدم تجانس تباين الأخطاء (MSGARCH) تبرع في توصيف سلوك تقلبات السلاسل الزمنية في فترات الهيجان والركود المفاجئة، جراء التغيرات التي تحدث في الأسواق المالية بفعل الصدمات بشكل تعجز فيه النماذج اللاخطية التقليدية في استيعابها، حيث تسمح بنمذجة التقلبات وفق نظام الحالات بنظامين أو أكثر، وبالتالي تختلف الخصائص الديناميكية باختلاف النظام، ويصبح من المتاح معرفة وبكل سهولة نقاط التغيير بين مختلف حالات التقلبات الحادة أو المنخفضة، بالإضافة إلى أنها تمكننا من معرفة المدة المتوقعة التي يدوم فيها كل نظام، لذلك توصى الدراسة بأهمية استخدامها كمقياس كمي يساعد في فهم وتفسير التقلبات، ولما لها من كفاءة وقابلية على التنبؤ بالتقلبات نتيجة الصدمات التي تتعرض لها الأسواق المالية.

5. قائمة المراجع:

- Abounoori, Esmail & Elmi, Zahra (Mila) & Nademi, Younes, 2016. Forecasting Tehran stock exchange volatility; Markov switching GARCH approach, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, vol. 445(C), pages 264–282. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.10.024> .
- Ardia, D. Bluteau, K. Boudt, K. Catania, L. (2018). Forecasting risk with

Markov-switching GARCH models: A large-scale performance study.

International Journal of Forecasting, 34(4), 733–747.

<http://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2018.05.004>

– Ardia, D. Bluteau, K. Boudt, K. Catania, L. Trottier, D.-A. (2019a).

Markov-switching GARCH models in R: The MSGARCH package. Journal of Statistical Software, 91(4), 1–38. <http://doi.org/10.18637/jss.v091.i04>

– Ardia, D. Bluteau, K. Ruede, M. (2019b). Regime changes in Bitcoin GARCH volatility dynamics. Finance Research Letters, 29, 266–271.

<http://doi.org/10.1016/j.frl.2018.08.009>

– Bauwens L, Backer B, Dufays A (2014). A Bayesian Method of Change-Point Estimation with Recurrent Regimes: Application to GARCH Models.

Journal of Empirical Finance, 29, 207–229.

[doi:10.1016/j.jempfin.2014.06.008](https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.06.008).

– Bauwens, Luc & Preminger, Arie & Rombouts, Jeroen VK, (2010).

Theory and inference for a Markov switching Garch model. Econometrics Journal (2010), volume 13, pp. 218–244.

[doi: 10.1111/j.1368-423X.2009.00307.x](https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2009.00307.x)

– Christoffersen PF (1998). Evaluating Interval Forecasts. International Economic Review, 39(4), 841–862. [doi:10.2307/2527341](https://doi.org/10.2307/2527341).

– Emmanuel K. Oseifuah and Carl H. Korkpoe (2019). A Markov regime switching approach to estimating the volatility of Johannesburg Stock Exchange (JSE) returns. Investment Management and Financial Innovations, 16(1), 215–225. [doi:10.21511/imfi.16\(1\).2019.17](https://doi.org/10.21511/imfi.16(1).2019.17)

– Engle RF, Manganelli S (2004). CAViaR: Conditional Autoregressive

Value at Risk by Regression Quantiles. Journal of Business & Economic Statistics, 22(4), 367–381. doi: [10.1198/073500104000000370](https://doi.org/10.1198/073500104000000370).

– Haas, M., Mittnik, S., Paolella, M.S., 2004. A new approach to Markov-switching GARCH models. J. Financ. Econom. 2, 493–530.

<https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbh020>

– Naeem, Muhammad & Tiwari, Aviral Kumar & Mubashra, Sana & Shahbaz, Muhammad, 2019. "Modeling volatility of precious metals markets by using regime-switching GARCH models," Resources Policy, Elsevier, vol. 64(C). <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101497>

– Shiferaw, Y. (2018–07). The Bayesian MS-GARCH model and Value-at-Risk in South African agricultural commodity price markets. International Association of Agricultural Economists (IAAE), (p. 8). Vancouver, British Columbia. doi: [10.22004/ag.econ.275991](https://doi.org/10.22004/ag.econ.275991)

– Zivot, E., Andrews, D. (1992, Jul). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.2307/1391541>