

أثر عوائد الأسواق المالية على التقلبات الشرطية لدول شرق آسيا دراسة حالة: اندونيسيا،
ماليزيا وسنغافورة

The Impact of financial market returns on volatility conditional in East Asian countries
Case study: Indonesia, Malaysia, Singapore

منصوري حاج موسى¹، بوقرة ايمان²

¹جامعة تامنغست (الجزائر)، mansouri.hm@cu-tamanrasset.dz

²جامعة غرداية (الجزائر)، bouguerra.Imane@univ-ghardaia.dz

تاريخ القبول: 2021-05-24

تاريخ الاستلام: 2020/09/01

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة وتحليل تأثير عوائد الأسواق المالية على التقلبات الشرطية لدول شرق آسيا منها اندونيسيا، ماليزيا، وسنغافورة خلال الفترة 2014 – 2020. وذلك باستخدام نماذج *GARCH*، بالإضافة إلى دراسة الارتباطات الشرطية لهذه الأسواق، بالاستعانة بنموذج *DCC-GARCH*. وتوصلت الدراسة إلى أن عوائد الأسواق لا تؤثر على التقلبات الشرطية للأسواق فيما بينها. ماعدا سوق سنغافورة كان له اثر على التقلبات الشرطية لسوق اندونيسيا. وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة ارتباط شرطية ديناميكية بين سوقي سنغافورة واندونيسيا.

كلمات مفتاحية: نماذج *GARCH*، نموذج *DCC-GARCH*، الأسواق المالية

تصنيف JEL: C22, G10

Abstract :

The purpose of this study is to understand and analyze the impact of financial market returns on the conditional volatility of East Asian countries, including Indonesia, Malaysia, Singapore, 2014-2020. Using *GARCH* model. In addition to studying the conditional correlation of these markets, the *DCC-GARCH* model is used. The study found that market returns did not affect the volatility of the markets conditional among themselves. Except the Singapore market had an impact on the fluctuations of the Indonesian market. The study found that there is a dynamic conditional correlation between Singapore and Indonesia.

Keywords : *GARCH* Model, *DCC-GARCH* Model, Financial Market

Jel Classification Codes : C22, G10

¹المؤلف المرسل: منصوري حاج موسى ، belkhir789@yahoo.fr

1. مقدمة:

لقد زاد ارتباط وتكامل الأسواق المالية بشكل كبير خلال العقود الأخيرة، وذلك على الصعيد العالمي. بتحرير الأسواق وتعزيز الروابط فيما بينها. ونتيجة لهذه العمليات من التكامل، فقد زاد تعرض الأسواق المحلية لمخاطر الأزمات الدولية التي تعصف بأسواق المال العالمية. مما أدى بالباحثين في مجال النظرية المالية إلى الاهتمام بتقدير ونمذجة الحركة المشتركة للأسواق، إما على مستوى عوائد السوق أو على مستوى مخاطر السوق.

وأصبح المستثمرون في مختلف أنحاء العالم يسعون إلى حياة أصول مالية غير مرتبطة أو ضعيفة الارتباط ببقية الأسواق، مما يسمح لهم بتنويع محافظهم المالية، وإدارة المخاطر بشكل استراتيجي. وما يمكننا من دراسة ارتباط وتحديد العلاقة بين الأسواق المالية هو استخدام نماذج الارتباط الشرطي الديناميكي لمؤشرات الأسواق. والذي تم استخدامه في العديد من الدراسات (Cho & Parhizgari, 2008)، (Shegorika & Dilip, 2016)، (Robiyanto, 2018). بعدما كان يتم دراسة التكامل باختبار التكامل المشترك للكشف عن مدى ترابط الأسواق في المدى الطويل. فهذه النماذج تسمح لنا بدراسة علاقة الارتباط والتكامل بين الأسواق المالية.

فتقوم هذه الدراسة باختبار مدى انتقال الصدمات المالية بين الأسواق المالية الآسيوية والمتمثلة في كل من سوق اندونيسيا وماليزيا وسنغافورة. أولاً بادراج العوائد في معادلة التباين الشرطي لكل عائد من السوق، لمعرفة اثر العوائد على الاسواق الاخرى. ثانيا نمذجة الارتباطات بين الاسواق بنموذج DCC-GARCH.

- إشكالية الدراسة: بناء على ما سبق، يمكن طرح الإشكالية الرئيسية التالية:

ما مدى تأثير عوائد الأسواق المالية على التقلبات الشرطية ؟ وهل هناك ارتباط شرطي ديناميكي بين هذه الأسواق؟

- أهداف الدراسة: تسعى هذه الدراسة لتحقيق مجموعة من الأهداف:

- التعرف على تأثير عوائد الأسواق المالية على التقلبات الشرطية لكل من ماليزيا، اندونيسيا وسنغافورة خلال الفترة 2020-2014

- اختبار فيما إذا كان هناك ارتباط شرطي ديناميكي، وطبيعة التكامل في أسواق دول شرق آسيا خلال الفترة 2014-2020

- فرضيات الدراسة: تختبر هذه الدراسة الفرضية الرئيسية التالية:

توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين عوائد الأسواق المالية لكل: من سنغافورة و ماليزيا و اندونيسيا و بين التقلبات الشرطية فيها.

- أهمية الدراسة: وتكمن أهمية هذه الدراسة في معرفة طبيعة الارتباط بين عوائد الأسواق المالية، ودراسة الارتباطات الشرطية الديناميكية، لأنها تعتبر مهمة وتساعد المستثمرين في إدارة محافظهم المالية.

- الدراسات السابقة:

قامت دراسة (Cho & Parhizgari, 2008) باختبار مدى انتقال العدوى المالية لدول شرق آسيا، لثماني دول منها هونغ كونغ، تايلاند، كوريا، ماليزيا، فلبين، سنغافورة، تايوان، واندونيسيا. لازمة المالية التي وقعت سنة 1997، وذلك باستخدام نموذج DCC-GARCH، تم اعتماد كل من تايلاند وهونغ كونغ كمصدر لانتقال العدوى. وتوصلت الدراسة إلى وجود انتقال العدوى بين أزواج الأسواق محل الدراسة، من هونغ كونغ وتايلاند نحو باقي الأسواق.

سعت دراسة (Shegorika & Dilip, 2016) إلى الكشف عن تأثير عدوى الأزمة المالية العالمية سنة 2008 على الأسواق المالية الآسيوية، والمتمثلة في الصين، هونغ كونغ، اندونيسيا، كوريا الجنوبية، ماليزيا، اليابان، الهند، وتايوان. باستخدام نموذج الارتباط الشرطي الديناميكي غير المتناظر ADCC-GARCH، قسمت الدراسة الفترة الزمنية إلى ثلاث فترات، وهي فترة ما قبل الأزمة، وخلال الأزمة، وما بعد الأزمة. وهذا لدراسة معدل تغير الارتباط الشرطي من فترة إلى أخرى، لتحديد أثر العدوى. وتوصلت الدراسة إلى وجود اثر العدوى المالية من سوق الولايات المتحدة الأمريكية نحو الأسواق الآسيوية، باستثناء سوق اليابان. مما يسمح للمستثمرين بإدارة المخاطر وتوزيع أصولهم بطريقة إستراتيجية.

هدفت دراسة (Amalendu & Devrim, 2017) إلى الكشف ما إذا كان هناك علاقة سببية بين أسواق الأسهم المختارة من دول شرق آسيا والولايات المتحدة. للفترة الممتدة من جانفي 1991 إلى مارس 2016، باستخدام نموذج VECM حيث توصلت الدراسة إلى وجود علاقة إيجابية طردية، باستثناء سوق فيتنام. ووجد أن هناك علاقة سببية في المديين القصير والطويل الأجل ذات دلالة إحصائية في الاتجاهين بين هذه الأسواق. وتوصلت الدراسة إلى أنه بالرغم من تكامل الأسواق فيما بينها. إلا أنه لا تزال هناك فرص قيمة أمام المستثمرين الأجانب لتنويع محافظهم المالية في هذه الأسواق.

هدفت دراسة (Robiyanto, 2018) إلى البحث عن العلاقة والتكامل بين أسواق الأسهم باستخدام DCC-GARCH للفترة الممتدة من جانفي 1999 إلى سبتمبر 2015. لأنها الفترة التي شهدت فيها إلغاء القيود المفروضة على الملكية الأجنبية لسوق المال الاندونيسي. اعتمدت الدراسة على المنهج الديناميكي لدراسة العلاقة وتكامل الأسواق. واستخدمت الدراسة مؤشرات الأسهم المتمثلة في مؤشر Nikkei 225، DJIA، STI، KOSPI، Taipei WG، KLSE، JCI، PSEi، HSI. توصلت الدراسة إلى أن بعد أزمة الرهن العقاري 2008، أصبحت بورصة اندونيسيا أكثر تكاملا مع عدة أسواق دول جنوب شرق آسيا. وتبين الدراسة إلى أهمية استخدام التحليل الديناميكي في دراسة تكامل الأسواق المالية.

هدفت دراسة (الجوزي و باشي، 2019) إلى دراسة انعكاسات التحرير المالي على الأسواق المالية الناشئة بأخذها بورصة اندونيسيا كدراسة حالة. وتوصلت الدراسة إلى أن بورصة اندونيسيا استفادت بشكل إيجابي لقيامها بعملية التحرير المالي خلال السنوات الأخيرة.

2. تكامل الأسواق المالية:

يستخدم التكامل في مجال أسواق رؤوس الأموال بعدة معاني قد يشير إلى البيئة التي تتداول الأوراق المالية ما بنفس الأسعار في أسواق مختلفة بما يمكن للمستثمرين من شراء وبيع الأوراق المالية دون أي قيود على الأسواق في المنطقة كما يسمح بجميع المتدخلين فيه عرض خدماتهم في جميع أنحاء العالم دون أي قيود (كروش، تلي، و دادن، 2016).

1.2 طرق قياس تكامل الأسواق المالية:

إن الطرق المستخدمة في عملية قياس التكامل المالي، كانت نقطة انطلاق لعدد كبير من الباحثين والتي لاقت الكثير من الصعوبات وكانت لها إسهاماتهم البحثية الواضحة والتي أصبحت مرجع لكثير من الأبحاث والدراسات في مجال التكامل المالي، وأن من أهم طرق قياس التكامل (حسين الربيعي و الزاوي، 2018):

- احتساب التكامل عن طريق تقييم الأصول المالية من خلال نموذج تقييم الأصول المالية ونموذج المراجعة الدوليين ؛
- احتساب التكامل من خلال معامل الارتباط ؛
- احتساب التكامل من خلال نماذج التكامل المشترك لمجموعة من السلاسل الزمنية.

2.2 مقومات الربط بين الأسواق المالية:

لقد عرفت ترتيبات وتجارب التكامل بين أسواق الأوراق المالية في العالم العديد من النماذج والوسائل للربط بينها حيث سمحت هذه العملية بتوفير الكثير من البدائل أمام المستثمرين لتنوع محافظهم الاستثمارية وفق لمبدأ العائد والمخاطرة وتتدرج مستويات الربط والتكامل بين هذا النوع من الأسواق من الأكثر تكاملا إلى الأقل (زودة و بوكفنة، 2018). ومن بين المقومات ما يلي (سعدوني، 2015)

- تطور تكنولوجيا ربط الأسواق المالية؛
- صناعة تكنولوجيا المعلومات؛
- خدمات البريد الإلكتروني؛
- توحيد معايير المحاسبة.

وبالرغم لما للتكامل المالي من إيجابيات على اقتصاديات الدول إلا أنه يؤدي إلى ارتفاع في ارتباط عوائد أسواق الأوراق المالية، الأمر الذي يثير قلق المستثمرين في الحفاظ المالية الدولية بعد أن أعبرت كحل أمثل لتخطي المخاطر الإجمالية للمحفظة، نحاول في القسم التطبيقي من هذه الدراسة توضيح العلاقة بين التكامل المالي وعوائد التنوع الدولي (كروش، دادن، و الأمين شري، اختبار إمكانية تكامل الأسواق المالية الناشئة وأثره على عوائد الاستثمار في المحفظة المالية الدولية، 2016)

3. الطريقة والأدوات:

نهدف من خلال هذا المحور إلى دراسة تأثير عوائد المؤشرات الأسواق المالية، لاندونيسيا، ماليزيا، وسنغافورة، على تقلباتها الشرطية. وذلك بإضافتها إلى معادلة التباين الشرطي في النموذجين $AR(1)$ و $AR(1)$ -GARCH(1.1) والذي يهدف إلى $EGARCH(1.1)$ ، والقيام بتحليل العلاقة بين هذه الأسواق باستخدام نموذج DCC-GARCH والذي يهدف إلى دراسة مدى وجود ارتباط شرطي ديناميكي للأسواق المالية محل الدراسة. وعليه تم الاعتماد في جمع المعطيات من موقع

https://sa.investing.com، بيانات يومية لأسعار إغلاق المؤشرات من 01-01-2014 إلى غاية 20-03-2020

وتم حساب سلسلة العوائد اليومية للمؤشرات، حسب المعادلة التالية:

حيث:

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$$

R_t عوائد المؤشر

p_t أسعار المؤشر في اليوم t

p_{t-1} أسعار المؤشر في اليوم $t-1$

ومتغيرات الدراسة متمثلة في:

$R_{ind,t}$ عوائد مؤشر سوق المال لاندونيسيا؛

$R_{mal,t}$ عوائد مؤشر سوق المال لماليزيا؛

$R_{sti,t}$ عوائد سوق المال لسنغافورة.

ومن أجل اختبار مدى تأثير عوائد المؤشرات على التقلبات فيما بينها، نقوم بإدراج عوائد المؤشرات في معادلة تباين الشرطي وفق النموذج $AR(1)-GARCH(1.1)$ و $AR(1)-EGARCH(1.1)$. وهذا بعد اختبار اثر وجود ARCH، أي أن تباين الأخطاء غير متجانس. وقد أظهرت نتائج هذا الاختبار في الجدول رقم (2)، وجود اثر ARCH في سلسلة العوائد لجميع الأسواق، مما يسمح لنا باستخدام وتقدير نماذج ARCH.

1.3 اختبار مضاعف لاغرانج:

بعد استخراج البواقي من معادلة المتوسط، انحدار سلسلة العوائد على الثابت وقيمها السابقة، تم اختبار فيما إذا كانت سلسلة البواقي يوجد بها اثر ARCH.

جدول 1. نتائج اختبار أثر ARCH في بواقي تقدير نموذج $AR(1)$

	اختبار ARCH-LM			
	F-Statistic	Proba-F	Obs R*square	Proba
$R_{ind,t}$	85.14025	0.0000	80.73030	0.0000
$R_{mal,t}$	140.3002	0.0000	128.7112	0.0000
$R_{sti,t}$	88.01446	0.0000	83.45943	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

ومن خلال نتائج الجدول رقم (1) نستنتج وجود اثر ARCH في سلسلة البواقي. عند مستوى 1%، أي أن تباين البواقي غير ثابت عبر الزمن. مما يسمح لنا باستخدام نماذج GARCH غير المتناظر.

2.3 الإحصاءات الوصفية:

جدول 2. الإحصاءات الوصفية لسلسلة العوائد

الإحصاءات الوصفية	$R_{ind,t}$	$R_{mal,t}$	$R_{sti,t}$
Mean	-1.23 ^E -05	-0.000229	-0.000174
Median	0.000633	0.00000	-6.08 ^E -05
Maximum	0.044514	0.066263	0.042253
Minimum	-0.068050	-0.054047	-0.062217
Std.Dev	0.009306	0.006308	0.007798
Skewness	-0.955340	-0.473413	-0.867070
Kurtosis	8.511219	18.58277	9.753914
Jarque-Bera	2160.538	15618.34	3196.936

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

يظهر من الجدول رقم (2) أن متوسط العائد سالب لجميع عوائد الأسواق، و أعلى قيمة لانحراف معياري كانت لعوائد مؤشر ماليزيا، مقارنة بالمؤشرات الأخرى. أي أنها أكثر تقلب. ونجد أن قيمة معامل الالتواء سالب لجميع الأسواق، أي أن شكل التوزيع غير متناظر، وقيم العوائد اقل من المتوسط، والتوزيع ملتو نحو اليسار، مما يدل على أن توزيع العوائد له ذيل طويل جهة اليسار، وهذا مؤشر على أن العوائد تتأثر بالصدمات السالبة (الأخبار السيئة) أكثر من الصدمات الموجبة (الأخبار الجيدة). في حين نجد أن قيمة معامل التفلطح أكبر من ثلاثة، يدل على وجود قيم شادة في السلسلة، أي يوجد ارتفاع وانخفاض مؤقت في العوائد. ومن خلال اختبار Jarque Berra نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للعوائد لأن قيمها كبيرة جدا لجميع الأسواق، أي أن سلسلة العوائد لا تتبع التوزيع الطبيعي.

3.3 نموذج AR(1)-GARCH(1.1)

معادلة المتوسط كالاتي:

$$R_{ind,t} = \mu + b * R_{ind,t-1} + \varepsilon_t$$

$$R_{mal,t} = \mu + b * R_{mal,t-1} + \varepsilon_t$$

$$R_{sti,t} = \mu + b * R_{sti,t-1} + \varepsilon_t$$

حيث:

R : عائد المؤشر في الزمن t

μ : متوسط العائد

ε_t : الخطأ

ويعرف على أساس: $\varepsilon_t = \sigma_t Z_t$

معادلة التباين (Bollerslev, 1986):

$$\sigma_{malt}^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta_1 R_{sti,t}$$

ω : الثابت

$\alpha_1, \theta_1, \beta_1$: معاملات

σ_{malt}^2 : التباين الشرطي لعوائد مؤشر ماليزيا

ε_{t-1}^2 : التقلبات الشرطية لكل أصل

$R_{sti,t-1}$: عوائد مؤشر سنغافورة

4.3 نموذج AR(1)-EGARCH(1.1)

معادلة المتوسط كالاتي:

$$R_t = \mu + b * R_{t-1} + \varepsilon_t$$

معادلة التباين (Nelson, 1991):

$$\log(\delta_{mal,t-1}^2) = \alpha_0 + \beta \ln(\delta_{mal,t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{mal,t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{mal,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \theta_1 R_{sti,t-1}$$

5.3 نموذج الارتباط الشرطي الديناميكي DCC-GARCH

يعرف نموذج DCC-GARCH بأنه النسخة المطورة من نموذج CCC-GARCH الذي يفترض أن الارتباط الشرطي ثابت عبر الزمن وهو ما يبدو غير واقعي في الكثير من الدراسات القياسية، على هذا الأساس يعتبر نموذج DCC-GARCH من أدوات التحليل القياسي الحديثة في مجال نمذجة علاقة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر حيث يمكننا هذا النموذج من تتبع علاقة الارتباط في هذه السلاسل عبر الزمن (خيارى و بوداح، 2016).

يفترض نموذج DCC-GARCH أن السلسلة الزمنية تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط مساوي للصفر والتباين الشرطي H_t ، ويقوم على خطوتين أولاً يتم تقدير نموذج GARCH، ثم بعد ذلك يتم تقدير الارتباطات الشرطية كما يلي (نعاس، بن سانية، و بن الضب، 2019)

$$R_t = \mu + \varepsilon_t ; \varepsilon_t / \Omega_{t-1} \rightarrow N(0, H_t)$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

حيث R_t تعبر عن مصفوفة برتبة $(k \times k)$ ، ε_t البواقي وتمثل مصفوفة برتبة $(1 \times K)$ ، Ω_{t-1} تمثل مصفوفة لكل المعلومات المتاحة حتى تاريخ t ، H_t مصفوفة التباين الشرطية Conditional Covariance Matrix، وتمثل D_t مصفوفة قطرية برتبة $(k \times k)$ للانحراف المعياري عبر الزمن المستخلص من نموذج GARCH، أما R_t تعبر عن مصفوفة الارتباط الشرطي عبر الزمن $(k \times k)$ ، ويتم تحديد مصفوفة D_t ، R_t على النحو التالي:

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{\sigma_{11,t}} \dots \sqrt{\sigma_{kk,t}})$$

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}$$

تعبر $Q_t = q_{ij,t}$ عن مصفوفة التباين الشرطي برتبة $(k \times k)$ متماثلة وموجبة، وتكتب على النحو التالي:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha_1 \mu_{t-1} \mu_{t-1}' + \beta_2 Q_{t-1}$$

تمثل μ_{t-1} البواقي المعيارية، أما $\bar{Q} = E(\mu_{t-1} \mu_{t-1}')$ تمثل مصفوفة التباين الشرطي للأخطاء μ_t برتبة $(k \times k)$ ، أما α, β هي المعلمات المجهولة والمراد تقديرها في النموذج، وكلتي تكون مصفوفة التباين الشرطي موجبة يجب أن تكون $\alpha > 0$ ، $\beta \geq 0$ ، وإذا كان $\beta + \alpha$ قريب من الواحد فيشير إلى استمرارية التقلب في التباين المشروط. التباين المشروط.

$$(\text{diag}(Q_t))^{-1/2} = \text{diag}\left(\frac{1}{\sqrt{q_{11,t}}} \dots \frac{1}{\sqrt{q_{nn,t}}}\right)$$

أما عن معامل الارتباط الشرطي الديناميكي فيعطى على النحو الآتي:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}, i, j = 1, 2, \dots, n; i \neq j$$

ومنه نحصل على النتيجة التالية:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1 - \alpha - \beta) \bar{Q}_{12} + \alpha_1 \mu_{1,t-1} \mu_{2,t-1}' + \beta_2 Q_{12,t-1}}{\sqrt{[(1 - \alpha - \beta) \bar{Q}_{11} + \alpha_1 \mu_{1,t-1} \mu_{1,t-1}' + \beta_2 Q_{11,t-1}] + [(1 - \alpha - \beta) \bar{Q}_{22} + \alpha_1 \mu_{2,t-1} \mu_{2,t-1}' + \beta_2 Q_{22,t-1}]}}$$

حيث : q_{ij} هي العناصر المشكلة للمصفوفة Q_t بعدد أسطر i وعدد الأعمدة j
ويتم تقدير معلمات نموذج DCC-GARCH باستخدام طريقة الإمكان الأعظم Log-likelihood، حيث تدل $\emptyset$
على المعلمات في D_t و Φ في المعلمات R_t وذلك كما يلي:

$$I_t(\emptyset, \Phi) = \left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^t (n \log(2\pi) + \log|D_t|^2) + \varepsilon_t D^{-2} \varepsilon_t \right] + \left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^t (n \log(2\pi) + \log|R_t|^2) \mu_t R^{-1} \mu_t - \mu_t \mu_t \right]$$

4. النتائج ومناقشتها:

1.4 دراسة استقرارية سلسلة عوائد المؤشرات:

الأشكال البيانية الموضحة في الملحق 1، 2، و3 توضح تطور المؤشر خلال فترة الدراسة لكل من اندونيسيا، ماليزيا، وسنغافورة.
من خلال هذه الأشكال نلاحظ تذبذب واضح في المؤشرات مما يعني أن سلسلة أسعار إغلاق المؤشرات غير مستقرة طول فترة
الدراسة، وبالنسبة لسلسلة العوائد فان تذبذبها في شكل عنقودي، ويتضح جيدا أن فترة ذات التذبذب المنخفض تكون متبوعة
بتذبذب منخفض لفترة طويلة، كما أن الفترة ذات التذبذب المرتفع تكون متبوعة بتذبذب مرتفع لفترة طويلة. وهذه التقلبات
تتحرك حول المتوسط الحسابي ساكن، ولكن التباين يتغير مع مرور الوقت وهذا لجميع الأسواق محل الدراسة.

جدول 3. نتائج اختبار جذر الوحدة لسلسلة العوائد

المتغير	اختبار adf			اختبار PP		
	وجود ثابت	وجود الثابت والاتجاه العام	بغياى الثابت والاتجاه العام	وجود ثابت	وجود الثابت والاتجاه العام	بغياى الثابت والاتجاه العام

-35.579***	-35.638***	-35.568***	-	-	-35.602***	$R_{ind,t}$
-	-33.862***	-	-	-	-	$R_{mal,t}$
33.863***		33.860***	34.038***	34.094***	34.064***	
-	-38.439***	-	-	-	-	$R_{sti,t}$
38.494***		38.427***	14.393***	14.460***	14.406***	

رفض فرض العدم عند مستوى دلالة 1،5،10 % (*، **، ***)

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

من خلال نتائج الجدول 3 نجد أن سلسلة عوائد المؤشرات مستقرة عند مستوى 1%.

2.4 تقدير النماذج:

1.2.4 نموذج AR(1)- GARCH(1,1) الأحادي:

الجدول التالي يظهر نتائج انتقال الصدمات بين عوائد المؤشرين:

جدول 4. نتائج تقدير نموذج AR(1)- GARCH(1,1)

Variable	$R_{ind,t}$		$R_{mal,t}$		$R_{sti,t}$	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
μ	0.000500	0.0063	-2.95E-05	0.7985	0.000238	0.1264
$R_{ind,t-1}$	0.000915	0.9711	-	-	-	-
$R_{mal,t-1}$	-	-	0.020874	0.4136	-	-
$R_{sti,t-1}$	-	-	-	-	0.018428	0.4636
Variance-equation						
ω	1.92E-06	0.0109	5.97E-07	0.0075	7.57E-07	0.0171
ε_{t-1}^2	0.084629	0.0000	0.088041	0.0000	0.057517	0.0000
σ_{t-1}^2	0.897830	0.0000	0.897457	0.0000	0.928712	0.0000
$R_{ind,t-1}$	-	-	-6.64E-05	0.1835	-0.000105	0.1827
$R_{mal,t-1}$	0.000213	0.3764	-	-	-0.000146	0.1755
$R_{sti,t-1}$	-0.000373	0.0337	-9.51E-05	0.1835	-	-
$presistent(\alpha+\beta)$	0.982459		0.985498		0.986229	

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews 9

ومنه يمكن كتابة نموذج AR(1)- GARCH(1,1) كالتالي:

معادلة المتوسط:

$$R_{ind,t} = 0.000500 + 0.000915R_{ind,t-1} + \varepsilon_{ind,t}$$

$$R_{mal,t} = (-2.95E - 05) + 0.020874R_{mal,t-1} + \varepsilon_{mal,t}$$

$$R_{sti,t} = 0.000238 + 0.018428R_{sti,t-1} + \varepsilon_{sti,t}$$

معادلة التباين:

$$\sigma_{Rindt}^2 = (1.92E - 06) + 0.084629\varepsilon_{t-1}^2 + 0.897830\sigma_{t-1}^2 + 0.000213Rmal,t - 1$$

$$\sigma_{Rindt}^2 = (1.85E - 06) + 0.073706\varepsilon_{t-1}^2 + 0.908678\sigma_{t-1}^2 - 0.000373Rsti,t - 1$$

$$\sigma_{Rmalt}^2 = (5.97E - 07) + 0.088041\varepsilon_{t-1}^2 + 0.897457\sigma_{t-1}^2 - (6.64E - 05)Rindt - 1$$

$$\sigma_{Rmalt}^2 = (6.29E - 07) + 0.101157\varepsilon_{t-1}^2 + 0.888129\sigma_{t-1}^2 - (9.51E - 05)Rsti,t - 1$$

$$\sigma_{Rsti,t}^2 = (7.57E - 07) + 0.057517\varepsilon_{t-1}^2 + 0.928712\sigma_{t-1}^2 - 0.000105Rind,t - 1$$

$$\sigma_{Rsti,t}^2 = (7.09E - 07) + 0.057335\varepsilon_{t-1}^2 + 0.929121\sigma_{t-1}^2 - 0.0146Rmal,t - 1$$

من خلال نتائج الجدول رقم (4) يتضح لنا أن معادلة المتوسط لتقدير نموذج AR(1)-GARCH(1,1) إن معاملات عوائد مؤشر ماليزيا وسنغافورة، ليست ذات دلالة إحصائية. أما معامل عوائد اندونيسيا موجب وذو دلالة إحصائية عند مستوى 1%. ونجد أن عوائد الفترات السابقة للمؤشرات موجبة، إلا أنها لم تكن ذات دلالة إحصائية أي أن العوائد لا ترتبط بسابقتها.

وبالنسبة لقيمة ARCH(α) فنجدها موجبة لجميع المعادلات، وذات دلالة إحصائية عند مستوى 1%، ويتضح أن سرعة التأثير واستجابة العوائد للصدمات في الأجل القصير تراوحت ما بين 5%-8%. أما فيما يتعلق بقيمة GARCH(b)، نلاحظ أن تذبذب العائد يفسر حوالي 89% لعوائد المؤشرين اندونيسيا وماليزيا، و92% لعوائد مؤشر سنغافورة. أي أن التباين الناتج عن قيمة مرتفعة للتذبذب سيكون متبوعا بتباين آخر في الفترة اللاحقة. وتلك الصدمات لا تستمر، وتختفي مع مرور الوقت.

ونجد أن معامل العوائد المدرجة في معادلة التباين ليست لها معنوية إحصائية، ما عدا عوائد مؤشر سنغافورة والذي كان سالبا، أي يؤثر بشكل سلبي على التباين الشرطي لعوائد اندونيسيا. مما يعني في حالة ارتفاع قيمة العوائد لـ $R_{sti,t}$ سيؤدي إلى انخفاض في قيمة تذبذبات التباين لـ $R_{ind,t}$. ولكن هذا التأثير كان ضعيف يقدر بـ 0.03%.

كما يظهر من خلال تقدير النماذج إلى ارتفاع استمرارية التقلب في الأسواق، وقدرت بـ 0.98 ($\alpha + \beta$)، وهي قيمة تقترب من الواحد، ويشير إلى استمرار اثر الصدمات على التقلب.

2.2.4 نموذج AR(1)-EGARCH(1,1)

الجدول التالي يظهر نتائج انتقال الصدمات بين عوائد المؤشرين:

جدول 5. نتائج تقدير نموذج AR(1)-EGARCH(1,1)						
Variable	$R_{ind,t}$		$R_{mal,t}$		$R_{sti,t}$	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
μ	0.000290	0.1111	-7.98E-05	0.4857	9.04E-05	0.5622
$R_{ind,t-1}$	0.006100	0.8032	-	-	-	-
$R_{mal,t-1}$	-	-	0.023657	0.3409	-	-
$R_{sti,t-1}$	-	-	-	-	0.014884	0.5426
Variance-equation						
α_0	-0.316110	0.0002	-0.281197	0.0001	-0.197318	0.0000
α_1	0.120059	0.0000	0.133704	0.0000	0.067462	0.0004
β_1	0.976421	0.0000	0.982962	0.0000	0.985563	0.0000
γ_1	-0.097952	0.0000	-0.066827	0.0000	-0.078411	0.0000
$R_{ind,t-1}$	-	-	-2.619726	0.0994	0.035853	0.9794
$R_{mal,t-1}$	0.388270	0.9035	-	-	0.012474	0.9946
$R_{sti,t-1}$	-4.268166	0.0716	-2.227209	0.3341	-	-

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews9

ومنه يمكن كتابة نموذج AR(1)-EGARCH(1,1) كما يلي:

$$R_{ind,t} = 0.000290 + 0.006100R_{ind,t-1} + \varepsilon_{ind,t}$$

$$R_{mal,t} = -(7.98E - 05) + 0.023657R_{mal,t-1} + \varepsilon_{mal,t}$$

$$R_{sti,t} = (9.04E - 05) + 0.023657R_{sti,t-1} + \varepsilon_{sti,t}$$

$$\log(\delta_{Rind,t}^2) = -0.316 + 0.976 \ln(\delta_{Rind,t-1}^2) - 0.097 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{mal,t-1}^2}} + 0.120 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rind,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + 0.388R_{mal,t-1} - 1 \log(\delta_{Rind,t}^2)$$

$$= -0.324 + 0.975 \ln(\delta_{Rind,t-1}^2) - 0.089 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{mal,t-1}^2}} + 0.115 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rind,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] - 4.268R_{sti,t-1} - 1$$

$$\log(\delta_{Rmal,t}^2) = -0.281 + 0.982 \ln(\delta_{Rmal,t-1}^2) - 0.066 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{Rmal,t-1}^2}} + 0.133 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rmal,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] - 2.619R_{Rind,t-1}$$

$$\log(\delta_{Rmal,t}^2) = -0.299 + 0.982 \ln(\delta_{Rmal,t-1}^2) - 0.080 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{Rmal,t-1}^2}} + 0.115 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rmal,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] - 2.227R_{Rsti,t-1}$$

$$\log(\delta_{Rsti,t}^2) = -0.197 + 0.985 \ln(\delta_{Rsti,t-1}^2) - 0.078 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{Rsti,t-1}^2}} + 0.067 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rsti,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + 0.035R_{ind,t-1}$$

$$\log(\delta_{Rsti,t}^2) = -0.194 + 0.985 \ln(\delta_{Rsti,t-1}^2) - 0.077 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\delta_{Rsti,t-1}^2}} + 0.066 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{Rsti,t-1}^2} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + 0.012R_{mal,t-1}$$

تشير نتائج النموذج إلى وجود تناظر غير متماثل للصدمات التي تتعرض لها عوائد الأسواق. ويظهر ذلك من خلال معامل اثر الرافعة γ والذي يأخذ قيمة سالبة لجميع الأسواق، وهذا يعكس وجود اثر الرافعة في عوائد هذه السلسلة أي أن الصدمات السالبة (الأخبار السيئة أو انخفاض العوائد)، تزيد من التقلب بشكل أكبر مقارنة بالصدمات الموجبة (الأخبار الجيدة أو ارتفاع العوائد).

بينت القيمة المعنوية لـ β والتي أخذت قيمة أكبر من 0.97 لجميع الأسواق، وهي قريبة من الواحد ما يعني أن هذه الأسواق محل الدراسة، تعاني من تقلبات طويلة بمجرد حدوث إشعاعات أو أزمات، فتستمر التقلبات على المدى الطويل. إلا أن أثر هذه الصدمات السابقة على التقلبات المستقبلية ستتناقص بشكل تدريجي مع الزمن. هذا يعني أن التقلب ينخفض بمعدل 0.97 باليوم. أي أنه بعد 30 يوم يكون أثر التقلب عند مستوى $(0.97^{30}) 0.40$ ، أي أن التقلب سينخفض إلى النصف. فيما يخص لعدم وجود علاقة بين سوقي سنغافورة وماليزيا، قد يعزى ذلك لفرضها قيود للدخول والخروج للمستثمرين الأجانب. وعليه تشكل هذه القيود حاجزا كبيرا في حركة رؤوس الأموال.

أما عن معامل العوائد المدرجة في معادلات التباين قيمها ليست ذات دلالة إحصائية في النموذجين. ما عدا معامل العائد لسوق المال سنغافورة والذي كان له أثر على تقلبات سوق المال الاندونيسي عند مستوى 10%. تأثير ضعيف يؤكد ما تم الوصول إليه سابقا.

3.2.4 نتائج تقدير نموذج DCC-GARCH(1.1):

تم تقدير نموذج DCC-GARCH باستخدام توزيع ستودنت، لعدم وجود التوزيع الطبيعي لسلاسل العوائد. والجدول التالي يبين نتائج التقدير

جدول 6. نتائج تقدير نموذج DCC-GARCH(1.1)

الأسواق المالية	AR(1)	ω	α	β
اندونيسيا (1#)	0.005648	0.000463	0.084161	0.886156
ماليزيا (2#)	0.024528	-0.000079	0.087034	0.897231
سنغافورة (3#)	0.018010	0.000233	0.055679	0.931850
الارتباط				
	λ	t-value	t-value	
Rho_21	-0.035208	-1.314	0.1890	
Rho_31	0.068550	2.717	0.0067	
Rho_32	0.024545	0.9661	0.3341	
	Φ_1	Φ_2		
DCC(1.1)	0.022065	0.000000		
t-value	0.1339	1.0000		

المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج OxMetrics6

وجدنا من خلال الجدول السابق رقم (4) أن معلمات Univariate GARCH (الأحادي) مقبولة ومعنوية عند مستوى 1% لكافة الأسواق. وما يلاحظ من خلال نتائج الجدول (6) وجود ارتباط شرطي ديناميكي ضعيف يقدر بـ 6% بين سوقي اندونيسيا وسنغافورة وهذا لمعنوية معامل الارتباط. فيما يخص مجموع معلمات $(\beta + \alpha)$ لنموذج DCC فهو أقل من الواحد ولكن ليست معنوية، هذا يعني أن التذبذبات غير مستقرة.

وعليه لا يوجد حساسية لعوائد الأسواق محل الدراسة للتغيرات التي تحصل فيما بينها بشكل ديناميكي عبر الزمن، ما عدا
سوقي اندونيسيا وسنغافورة فهي ضعيفة، وتستمر التأثيرات التي تتعرض إليها هذه الأسواق لفترة قصيرة.
ومن خلال الملحق (4)، فإن اختبار Q متعدد المتغيرات لاختباري Hosking و Li & Mcleod إلى عدم وجود ارتباط
في مربعات البواقي عند فترات الإبطاء 5، 10، 20، و 50.

5. خاتمة:

سعت هذه الدراسة إلى البحث عن اثر عوائد الأسواق المالية على التقلبات الشرطية للأسواق المالية لدول شرق آسيا، اندونيسيا،
ماليزيا، وسنغافورة. باستخدام نماذج GARCH، و DCC-GARCH، لاكتشاف مدى إمكانية المستثمرين من

استغلال الفرص الموجودة بهذه الأسواق. فاتضح بعدم وجود ارتباط بينها. ماعدا تأثير سوق اندونيسيا بتغيرات عوائد سوق سنغافورة. وهذا راجع للسياسة المنتهجة لسوق اندونيسيا في تحريرها وفتحها مجال الاستثمار للمستثمرين الأجانب. وتوصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

- يمكن للمستثمرين من تنويع محافظهم المالية ووضع استراتيجيات لإدارة محافظهم، خصوصا في سوقي ماليزيا، وسنغافورة.
- وجود اثر الرافعة في عوائد هذه السلاسل أي أن الصدمات السالبة (الأخبار السيئة أو انخفاض العوائد)، تزيد من التقلب بشكل اكبر مقارنة بالصدمات الموجبة (الأخبار الجيدة أو ارتفاع العوائد).

توصيات الدراسة:

- البحث في آثار السندات على التقلبات الشرطية للأسواق المالية لدول شرق آسيا، اندونيسيا، ماليزيا، وسنغافورة.
- بذل المزيد من الجهود لتعزيز التكامل بين سوقي سنغافورة واندونيسيا.

6. المراجع:

Amalendu, B., & Devrim, Y. (2017). Is There a Causal Relationship Between Financial Markets in Asia and the US? The Lahore Journal of Economics , 22 (1), 71-90.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics , 307-327.

Cho, & Parhizgari, A. (2008). East Asian financial contagion under DCC-GARCH. International Journal of Banking and Finance, 6 (1).

Nelson, D. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica , 59 (2), 347-370.

Robiyanto, R. (2018). Indonesian Stock Market's "Dynamic Integration with Asian Stock Markets and World Stock Markets. (Jurnal Pengurusan) .

Shegorika, R., & Dilip, K. (2016). Asymmetric Dynamic Conditional Correlation Approach to Financial.

إيمان خياري، و عبد الجليل بوداح. (2016). تقدير العلاقة التكاملية بين أسواق الأوراق المالية دراسة حالة S P 500 وNASDAQ. مجلة المالية والأسواق، 3 (1)، 25-43.

راضية كروش، سعيدة تلي، و عبد الغني دادن. (2016). عوائد المحفظة الدولية تحت تأثير تكامل الأسواق المالية - حالة مجموعة من الأسواق المتطورة. مجلة الباحث (16)، 33-41.

راضية كروش، عبد الغني دادن، و محمد الأمين شرقي. (2016). اختبار إمكانية تكامل الأسواق المالية الناشئة وأثره على عوائد الاستثمار في المحفظة المالية الدولية. مجلة الواحات للبحوث والدراسات، 9 (2).

صلاح الدين نعاس، عبد الرحمان بن سانية، و علي بن الضب. (2019). اختبار الحركة المشتركة الديناميكية بين أسواق الأسهم الخليجية. مجلة الدراسات الاقتصادية الكمية، 5 (4)، 1-26.

علي رشيد حسين الربيعي، و حمد الزاوي. (2018). التكامل بين الأسواق المالية العربية دراسة حالة بورصة عمان مع كل من بورصة دبي وأبو ظبي والبحرين. المجلة الجزائرية للتنمية الاقتصادية، 5 (2).

عمار زودة، و حمزة بوكفنة. (2018). جهود تكامل أسواق الأوراق المالية العربية ومتطلبات إنجاحه. مجلة شعاع للدراسات الاقتصادية، 158-175.

غنية الجوزي، و احمد باشي. (2019). انعكاسات التحرير المالي على الأسواق المالية الناشئة دراسة حالة سوق اندونيسيا. مجلة العلوم التجارية، 2 (18)، 160-173.

محمد سعدوني. (2015). الوحدة النقدية وإشكالية تكامل أسواق رأس المال بدول مجلس التعاون الخليجي.

7.الملاحق:

الملحق 1: سلسلة أسعار وعوائد مؤشر اندونيسيا

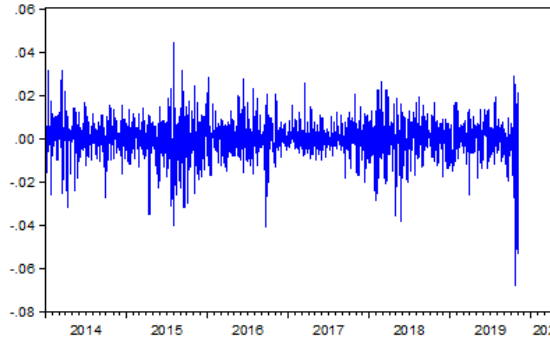
شكل 1. سلسلة أسعار إغلاق مؤشر اندونيسيا

Index IND



شكل 2. سلسلة عوائد مؤشر اندونيسيا

RETIND

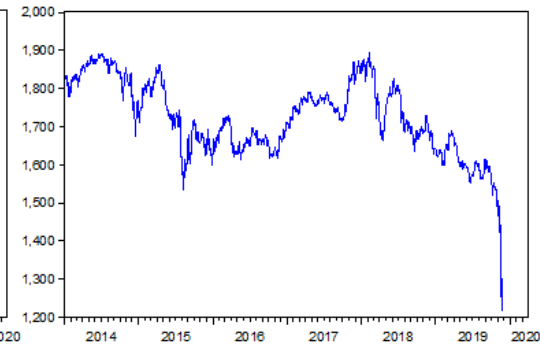


المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews9

الملحق 2: سلسلة أسعار وعوائد مؤشر ماليزيا

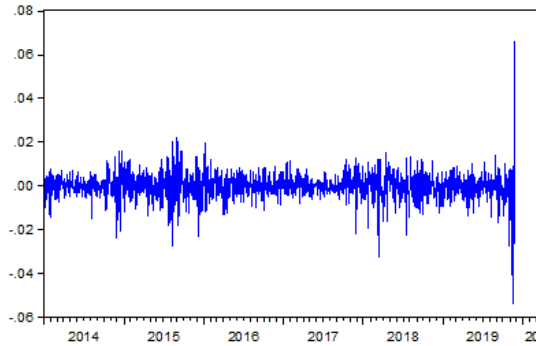
شكل 3. سلسلة أسعار إغلاق مؤشر ماليزيا

Index MAL



شكل 4. سلسلة عوائد مؤشر ماليزيا

RETMAL

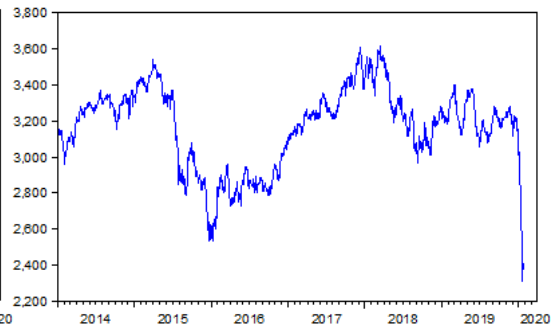


المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews9

الملحق 3: سلسلة أسعار وعوائد مؤشر سنغافورة

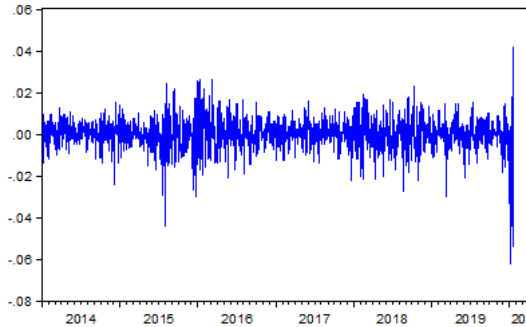
شكل 5. سلسلة أسعار إغلاق مؤشر سنغافورة

Index STI



شكل 6. سلسلة عوائد مؤشر سنغافورة

RETSTI



المصدر: من إعداد الباحثين بناء على مخرجات برنامج Eviews9

الملحق 4. نتائج اختبار ارتباط مربعات البواقي

	اختبار Hosking		اختبار Li-McLeod	
	المعاملات	p-value	المعاملات	p-value
فترات الزمنية				

الملحق 5. نتائج تقدير نموذج DCC-GARCH(1.1)

```

*****
** SERIES **
*****
#1: retind
#2: retmal
#3: retsti

*****
** MG@RCH( 1) SPECIFICATIONS **
*****
Conditional Variance : Dynamic Correlation Model (Engle)
Multivariate Student distribution, with 9.00801 degrees of freedom.
Strong convergence using numerical derivatives
Log-likelihood = 16516.6
Please wait : Computing the Std Errors ...
Robust Standard Errors (Sandwich formula)

```

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
rho_21	-0.035208	0.026792	-1.314	0.1890
rho_31	0.068550	0.025227	2.717	0.0067
rho_32	0.024545	0.025406	0.9661	0.3341
alpha	0.022065	0.014715	1.500	0.1339
beta	0.000000	0.29458	0.00	1.0000
df	9.008005	0.90411	9.963	0.0000

```

No. Observations :      1524  No. Parameters :           6
No. Series      :           3  Log Likelihood : 16516.593

```