مجلة دراسات العدد الاقتصادي (ISSN : 2676-2013)

المجلد: 11 العدد: 01، 2020 ص:147 - 166

تحليل أثر تقلب سعر الصرف على أداء مؤشرات الأسهم الإسلامية: دراسة تجريبية لمؤشر داو جونز للسوق الإسلامي

Analysis the Effect of Exchange Rate Volatility on Islamic Stock Indices Performance: An Empirical Study of the Dow Jones Islamic Market

عبد القادر بسبع *

جامعة سيدي بلعباس، الجزائر

besseba.abdelkadir@gmail.com

قادة هشام بن شيحة

جامعة سيدي بلعباس، الجزائر

benchuha_hichem@yahoo.fr

تاريخ الاستلام: 2019/09/15

تاريخ القبول: 2019/12/22

ملخص:

هدفت هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وتقلبات عوائد أسواق الأسهم الإسلامية في خمس أسواق ناشئة: الكويت، تركيا، الهند، الصين وماليزيا، باستخدام نموذج GARCH. وتم الاعتماد على بيانات يومية لأسعار الإغلاق لمؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية مقومة بالعملة المحلية وأسعار الصرف للفترة مارس 2013 –مارس2019. أشارت نتائج البحث إلى معنوية الحساسية القوية لأسواق الأسهم الإسلامية لتقلبات أسعار الصرف، مما يعني أن التغيرات في سعر الصرف تلعب دورا هاما في تحديد ديناميكية عوائد أسواق الأسهم الإسلامية.

الكلمات المفتاحية: تقلبات؛ صرف؛ مؤشرات؛ إسلامية؛ عوائد.

تصنيف JEL: C22، E44، G12، G15، F31.

Abstract:

The aim of this article is to investigate the dynamic links between exchange rates volatilities and Islamic stock market returns fluctuations, by adopts a GARCH model. The data consists of daily closing prices of Dow Jones Islamic Market Indices in local currency and exchange rates for five emerging countries from March 2013 to March 2019. Islamic stock markets returns sensitivities are found to be stronger for exchange rates, implying that exchange rate changes plays an important role in determining the dynamics of the Islamic stock markets returns.

Keywords: fluctuations; Exchange; indices; Islamic; returns.

Jel Classification Codes: C22, E44, G12, G15, F31.

* **المؤلف المرسل**

مقدمة:

حظي تحليل آثار المتغيرات الاقتصادية على سوق الأسهم باهتمام الاقتصاديين منذ القرن التاسع عشر، حيث تمثل متغيرات الاقتصاد الكلي الأساسية وتقلبات سوق الأسهم جزءًا مهمًا في تحديد وتوقع الوضع المستقبلي للاقتصاد (chowdhury & Arthanari, 2018, p. 4309). ويعتبر سعر الصرف أحد أهم هذه المتغيرات الاقتصادية الكلية، الذي تم دراسته إلى جانب سوق الأسهم. ونتيجة لتزايد تقلبات أسعار الصرف منذ اعتماد نظام سعر الصرف المرن في أوائل السبعينيات (Mechri, Hamad, Peretti, & Charfi, 2018, p. 2)، والتغيرات التي عرفتها أسواق الأسهم على المستوى الدولي مثل تحرير أسواق المال والاندماج المالي(Hussain & Ur-rahman, 2017, p. 175)، تميزت العلاقة بين سوق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم على المستوى العالمي بحالة من عدم اليقين (Mechri, Hamad, Peretti, & Charfi, 2018, p. 2)، وبهذا أصبح من المهم مراجعة تأثير تغييرات سعر الصرف الأجنبي على التطورات التي تحدث بأسواق الأسهم(Feng, 2018, p. 1).

ساهم ظهور الأسواق المالية الإسلامية في تدفق رأس المال عبر الحدود والتمويل لمديري الاستثمارات والشركات التي تسعى إلى استثمارات متوافقة مع أحكام الشريعة الإسلامية. فعلى الرغم من أن معظم الأصول المالية الإسلامية تقع في منطقة الشرق الأوسط وآسيا، فقد عرفت مؤخرا انتشارا واسعا إلى بلدان في أوروبا والولايات المتحدة وأمريكا اللاتينية. ومنذ عام 1999، قامت العديد من الأسواق المالية العالمية بإطلاق مؤشرات إسلامية، تم إنشاؤها لتصفية الأسهم في المؤشرات التقليدية التي تتعارض مع مبادئ الشريعة الإسلامية، من خلال الاعتماد على بعض المعايير لتحديد مدى كون السهم مناسبة أخلاقياً. ومن أهم هذه المؤشرات نجد: سلسلة مؤشرات فاينانشال تايمز الإسلامية، مؤشر داو جونز للسوق الإسلامية، مؤشر ستاندرد آند بورز الإسلامي، ومؤشر مورغان ستانلي كابيتال إنترناشونال الإسلامي (Khamlichi, Sarkar, Arouri, & Teulon, 2014, p. 1138).

إن معرفة الاتجاه الحقيقي للعلاقة بين أسعار الأسهم (أو العوائد) وتغيير أسعار الصرف من شأنه أن يوفر معلومات إضافية للمستثمرين وصانعي السياسات في تقدير ومراقبة أداء هذه الأسواق (Parsva & Tang, 2017, p. 836). فعلى مدار العقود العديدة الماضية، درست العديد من الأبحاث العلاقة بين أسواق الأسهم وسوق الصرف (Yen-Hsien, Ya-Ling, & Tsu-Hui, 2017, p. 96) ولكن بالمقابل، وعلى حد علمنا، هناك نقص كبير في الدراسات

المتعلقة بالتحقيق في التفاعل بين أسواق الأوراق المالية الإسلامية وسوق الصرف الأجنبية(Mustapha & Masih, 2017, p. 2).

الهدف من هذه الدراسة هو وصف ما إذا كانت تقلبات أسعار الصرف تؤثر على عوائد الأسهم الإسلامية؛ حيث نولي اهتمام خاص للأسواق الناشئة لمعرفة كيفية تأثير صدمات أسعار الصرف الأجنبي على هذه العلاقة. ونحاول التحقق من الفرضية القائلة بأنه يوجد تأثير مهم لتقلبات أسعار الصرف على حركة عوائد الأسهم الإسلامية. ولاختبار هذه الفرضية، ندرس العلاقة بين عوائد الأسهم الإسلامية وأسعار الصرف في خمسة بلدان (الصين وإندونيسيا والهند وماليزيا وتايلاند) باستخدام البيانات اليومية من مارس 2013 حتى مارس 2019.

تتضمن هذه الدراسة بالإضافة إلى ما سبق، في القسم الأول الإطار النظري للعلاقة بين أسواق الأسهم وسوق الصرف الأجنبي وكذا استعراض للدراسات السابقة؛ يصف القسم الثاني البيانات المستخدمة ومنهجية الدراسة؛ يناقش القسم الثالث النتائج التجريبية؛ ويقدم القسم الرابع الاستنتاجات والآثار المترتبة على البحث.

الإطار النظري للعلاقة بين أسواق الأسهم وسوق الصرف الأجنبي

أحد أهم الاهتمامات التي تواجه المستثمرين الدوليين هو التنبؤ باتجاه التحرك المشترك لأسعار الأسهم وأسعار الصرف، ويرجع ذلك إلى اعتماد أسعار الصرف المرنة من قبل العديد من البلدان التي أعادت تنظيم نظامها المالي، بالإضافة إلى تزايد حركة رأس المال بين الدول؛ والتنويع(Dahir, Mahat, Razak, & Ariffin, 2018, p. 101). يتم استخدام نوعين رئيسيين من أسعار الصرف في هذا السياق: سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي. يأخذ سعر الصرف الاسمي في الاعتبار عدد الوحدات من العملة المحلية التي يمكن مبادلتها مقابل وحدة واحدة من العملات الأجنبية، أما سعر الصرف الحقيقي يعبر عن مقدار السلع والخدمات المحلية التي يمكن تبادلها مع نفس السلع والخدمات الأجنبية (chowdhury & Arthanari, 2018, p. 4309).

تؤكد النظرية المالية أن مخاطر تغير سعر الصرف في أسواق الأسهم المتقدمة هي جزء من المخاطر التي يمكن التحوط منها (Mahapatra & Bhaduri, 2018, p. 1). ومن هنا تظهر أهمية مراجعة العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف، بالإضافة إلى أسباب أخرى منها: أولا، التأثير على البدائل المتاحة المتعلقة بالسياسات الاقتصادية الكلية. ثانياً، قد تستخدم العلاقات بين السوقين للتنبؤ باتجاه سعر الصرف. ثالثًا، غالبا ما يتم تضمين العملات الأجنبية

كأصل ضمن محفظة المستثمر. رابعًا، قد يساعد فهم العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف على تجنب الأزمات المالية (Elhendawy, 2017, pp. 29-30).

النظريات الأساسية:

من الناحية النظرية، هناك نظريتان رئيسيتان درستا العلاقة بين هذين السوقين. الأولى هي نظرية أثر التبادل الدولي (the international trading effect theory) بالاعتماد على التحليل الجزئي ونظرية توازن المحفظة (the portfolio balance theory) بالاعتماد على التحليل الكلي(Feng, 2018, p. 12) .

نظرية أثر التبادل الدولي:

قام الباحثان Dornbusch و Fisher (1980) بصياغة هذه النظرية بالاعتماد إلى سوق السلع(Yen-Hsien, Ya-Ling, & Tsu-Hui, 2017, p. 96) . وذلك بافتراض أن سعر الصرف يتم تحديده في الغالب من خلال أداء الحساب الجاري والميزان التجاري، وهذا ما يؤثر على القدرة التنافسية للاقتصاد (Abimbola & Olusegun, 2017, p. 1) ، ومن ثم فإن التدفقات النقدية المستقبلية لأسواق الأسهم تتأثر بالتجارة والاستثمار (Han & Zhou, 2017, p. 40). وعليه يصبح الهدف النهائي هو تحديد حركة أسعار الأسهم، حيث يُعتقد أنه في حالة حدوث تغيير في سعر الصرف، فإنه يغير أيضًا اتجاه حركة أسعار الأسهم (Khatri, Kashif, & Shaikh, 2017, p. 113).

من الناحية النظرية، يؤدي انخفاض أسعار الصرف العملة المحلية إلى زيادة القدرة التنافسية للشركة في الأسواق العالمية، مما يؤثر على العمليات الخارجية للشركات متعددة الجنسيات ويزيد من أرباحها وبالتالي أسعار أسهمها بشكل مباشر (Parsva & Tang, 2017, p. 836). كما أن له تأثيرًا غير مباشر على الشركات المحلية من خلال التأثير على ربحيتها أيضًا (Hussain & Ur-rahman, 2017, p. 176)، حيث تستفيد الشركات ذات التوجهات التصديرية من انخفاض أسعار الصرف العملة المحلية لأن قيم العملة الضعيفة تسمح للمصدرين بتصدير المزيد من السلع أو الخدمات والتي ترفع من أسعار أسهمهم. ومن جهة أخرى، قد تنخفض أسعار أسهم الشركات التي تعتمد على الاستيراد بسبب انخفاض أرباحها، مما يعني أن انخفاض قيمة العملة له تأثير سلبي على أسعار أسهمها (Dahir, Mahat, Razak, & Ariffin, 2018, p. 101). يتضح لنا أن قوة تأثير تحركات أسعار الصرف على أسعار الأسهم تتوقف على أهمية التجارة الخارجية في الاقتصاد وميزان المدفوعات (Elhendawy, 2017, p. 31).

نظرية توازن المحفظة المالية:

تفترض نظرية توازن المحفظة التي اقترحها Branson (1983) و Frankel(1983) أن سعر الصرف يستجيب للتغيرات في سوق الأسهم (Abimbola & Olusegun, 2017, p. 1). وتشير النظرية إلى أن الابتكارات في أسواق الأسهم تؤثر في الطلب على السيولة وبالتالي يكون له تأثير على أسعار الصرف (Han & Zhou, 2017, p. 40)، حيث تعتمد أسعار الصرف على الطلب والعرض الأصول المالية. وبالتالي تؤكد النظرية على أن سعر صرف العملات الأجنبية يتم تحديده من خلال وضع سوق الأسهم (Dahir, Mahat, Razak, & Ariffin, 2018, p. 103).

ستجذب سوق الأسهم المتجهة نحو الارتفاع (A bull stock market) المستثمرين الأجانب لتنويع محافظهم الاستثمارية من خلال الاستثمار في الأسهم؛ وبالتالي، فإن الحركة الصعودية لسوق الأسهم تجلب المزيد من العملات الأجنبية إلى البلاد وتزيد من الطلب على العملة المحلية، مما يؤدي إلى ارتفاع قيمة العملة المحلية (Elhendawy, 2017, p. 31).وعلاوة على ذلك، تؤدي الزيادة في أسعار الأسهم إلى ارتفاع صافي قيمة الشركة. كما ستقوم الشركات بزيادة إنتاجها ومبيعاتها، وبالتالي ارتفاع الطلب الكلي في الاقتصاد، وهذا ما يرفع سعر الفائدة ويجذب المزيد من تدفقات رأس المال نحو الداخل. وعلى العكس من ذلك، فإن تراجع سوق الأسهم (a bear stock market) سيؤدي إلى انخفاض سعر الصرف (Mustapha & Masih, 2017, p. 2). ونتيجةً لذلك، ستؤدي الزيادة (النقص) في أسعار الأسهم المحلية إلى ارتفاع (انخفاض) سعر صرف العملة المحلية (Parsva & Tang, 2017, p. 837).

مؤشرات الأسهم الإسلامية:

لقد استحوذت أسواق الأوراق المالية الإسلامية على اهتمام المستثمرين المسلمين وغير المسلمين على حد سواء، والذين يهتمون باستثمار المزيد من الأموال في محافظ ذات أصول مسؤولة اجتماعيًا (Arshad & Rizvi, 2013, p. 1)، وتقوم العديد من المؤسسات المالية الغربية مثل Citibank، Barclays، Morgan Stanley، Merrill Lynch، HSBC،... ببيع المنتجات المالية الإسلامية(Hassan & Girard, 2010, p. 2). وقد أدى ذلك إلى إنشاء مؤشرات إسلامية صممت لتصفية الأسهم في المؤشرات التقليدية وفقا لاعتبارات وقوانين الشريعة الإسلامية (Ho, Rahman, Yusuf, & Zamzamin, 2014, p. 111)، مثل: مؤشر داو جونز للسوق الإسلامية، سلسلة مؤشرات فاينانشال تايمز الإسلامية، مؤشر داو

جونز للسوق الإسلامية، مؤشر ستاندرد آند بورز الإسلامي، ومؤشر مورغان ستانلي كابيتال إنترناشونال الإسلامي. ويقود هذا الاتجاه نحو تكامل التمويل الإسلامي مع التمويل التقليدي(Hassan & Girard, 2010, p. 2).

تم تصميم هذه المؤشرات لتتوافق مع الفكر الإسلامي، حيث يتم إدارة الاستثمارات والأموال وفقا للمبادئ الإسلامية للمعاملات بشكل صارم لتجنب القنوات غير الأخلاقية وغير الشرعية. توفر المبادئ التوجيهية واللوائح الصادرة عن المجلس الاستشاري الشرعي معايير الامتثال لأحكام الشريعة والقواعد الخاصة بالاستثمارات الإسلامية مقارنة بتلك التقليدية (Ho, Rahman, Yusuf, & Zamzamin, 2014, p. 111). يحدد علماء الشريعة الذين يشرفون على المؤشر الإسلامي نوعين من معايير الامتثال لإدراج المؤسسات ضمن المؤشر الإسلامي(Derigs & Marzban, 2008, p. 287):

المعايير النوعية:

يتم من خلالها استبعاد الشركات العاملة ضمن مجالات أعمال محددة غير مسموح بها بموجب الشريعة الإسلامية، مثل استهلاك الخمر ولحم الخنزير، وبالتالي لا يُسمح للمؤسسات المشاركة في هذه الأعمال التجارية بصفة جزئية أو كلية

المعايير الكمية:

تعتمد معايير الفحص الكمي على قياس نسب الهيكل المالي للمؤسسة ومقارنتها بنسب مرجعية للقبول ضمن المؤشر، وذلك للحكم على مدى مشاركتها في الأنشطة غير المسموح بها. تتضح أهمية هذا النوع من الفحص في حظر الربا وتداول الأموال حسب الشريعة. يتم قياس المشاركة في الربا من خلال دخل المؤسسة من الفائدة ومدفوعاتها لسداد الفوائد على الديون. ويساعد فحص الأصول شبه النقدية على تحديد ما إذا كانت نسبة كبيرة من العائد ناتجة عن أصول غير سائلة. يجب أن يظل مستوى الأصول السائلة (النقد، شبه النقد، الاستثمارات قصيرة الأجل، الحسابات المدينة) عند حده الأدنى في التمويل الإسلامي (Ho, 2011, p. 96).

الدراسات السابقة:

إن المناقشة حول ما إذا كانت تقلبات أسعار الصرف تؤثر على أسعار الأسهم وعوائدها قد أثار اهتمام العديد من الباحثين ومعظم الدراسات كانت لها نتائج مختلطة، حيث تُظهر بعض الأبحاث روابط إيجابية بينهما، على الرغم من أن بعضها يجد علاقة سلبية، إلا أن بعض الدراسات تكشف أيضًا عن عدم وجود أية علاقة ذات أهمية بين السوقين.

(Feng, 2018) استعرض الدراسات السابقة الرئيسية حول تأثير تقلبات أسعار الصرف على سوق الأسهم وآليات انتقال هذه الآثار، إلى جانب التحليل التجريبي لسوق الأسهم في الصين. أظهرت النتائج أن هذين المتغيرين غير متكاملين على المدى الطويل، أما على المدى القصير، كانت العلاقة السببية بين هذين المتغيرين في اتجاه واحد، وهي من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم.(Dahir, Mahat, Razak, & Ariffin, 2018)بحث في العلاقة بين أسواق العملات الأجنبية وعوائد أسواق الأسهم التغييرات في دول BRICS(البرازيل، روسيا، الهند، الصين، وجنوب إفريقيا) باستخدام تحليل الموجات wavelet analysis. وكشفت النتائج عن وجود علاقة إيجابية على المدى الطويل، مما يعني أن أسعار الصرف تقود عوائد الأسهم في البرازيل وروسيا؛ علاقة سلبية في الهند؛ علاقة سببية ثنائية الاتجاه في جنوب إفريقيا؛ ولا يوجد أي ارتباط في حالة الصين.(Mechri, Hamad, Peretti, & Charfi, 2018)طبق نموذج GARCH باستخدام بيانات شهرية لبلدين ينتميان إلى منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا (تونس وتركيا). وأوضحت النتائج أنه في الحالتين، كان لتقلب سعر الصرف تأثير مهم على تقلبات عوائد الأسهم.

(Parsva & Tang, 2017)بحث في العلاقة السببية بين السوقين في إيران والكويت وسلطنة عمان والمملكة العربية السعودية من جانفي 2004 إلى ديسمبر 2011. وأظهرت النتائج أن السوقين لهما علاقة ثنائية الاتجاه في إيران وعمان والسعودية، ولكن لا يوجد تفاعل بين المتغيرات في الكويت.(Hussain & Ur-rahman, 2017)استخدم طريقة المربعات الصغرى OLS وطريقة الانحدار الكميQuantile regression approach لتحليل نفس العلاقة باستخدام البيانات الشهرية لباكستان والصين وروسيا وتركيا من مارس 2003 إلى يوليو 2017. أوضحت النتائج أن جميع الحالات المدروسة لم تظهر أدلة للتوازن على المدى الطويل بين المتغيرين؛ وأن هناك علاقة غير متماثلة بينهم. (Khatri, Kashif, & Shaikh, 2017)بحثت في العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم من خلال دراسة مقارنة لأربعة بلدان في جنوب آسيا (الهند، سريلانكا، بنجلاديش وباكستان) وهذا وفقا لنظرية أثر التبادل الدولي المقدمة من طرف Dornbusch وFisher. تم استخدام اختبار التكامل المشترك Johnsen، واختبار العلاقة السببية Granger على المدى الطويل، ونموذج (VECM) للتحليل على المدى القصير. كشفت النتائج التجريبية أنه لا توجد علاقة طويلة الأجل، حيث لم يتم العثور على تكامل مشترك لأي من الحالات المذكورة باستثناء السببية التي شهدتها الهند. أظهرت نتائج VECM علاقة سلبية في المدى القصير لسريلانكا وبنجلاديش. وتم الإشارة إلى

أنه لا يمكن استخدام أسعار الصرف للتنبؤ بتغيير اتجاه مؤشرات أسعار وعوائد الأسهم في هذه البلدان.

(Jebran & Iqbal, 2016)تم دراسة الآثار غير المباشرة للتقلبات بين سوق الأسهم وسوق الصرف الأجنبي في بلدان آسيوية مختارة (باكستان، الهند، سريلانكا، الصين، هونغ كونغ،واليابان)،باستخدام نموذج EGARCH وبيانات يومية من 4 جانفي1999 إلى 1 جانفي2014. كشفت نتائج تحليل نموذجEGARCH عن علاقة تقلب غير المتماثلة وثنائية الاتجاه بين سوق الأسهم وسوق الصرف الأجنبي في باكستان والصين وهونج كونج وسريلانكا،وعلاقة انتقال أحادية الاتجاه للتذبذب من سوق الأسهم إلى سوق الصرف الأجنبي في الهند،وعن عدم وجود أي دليل على انتقال التقلب بين السوقين في اليابان.

ومع الأهمية المتزايدة للأسواق المالية الإسلامية التي تعمل على غرار الأسواق المالية التقليدية، يثور سؤال حول ما إذا كانت هذه الأسواق الإسلامية تتأثر بتغيرات أسعار الصرف أم لا.(Mustapha & Masih, 2017)طبق نموذج تحليل المويجات للتحقيق في العلاقة بين سعر الصرف وعوائد الأسهم الإسلامية لدول الآسيان ASEAN. أوضح التحليل أن تغيرات سعر الصرف لا تؤثر على عوائد الأسهم الإسلامية لهذه الدول، كما لم يتم التوصل إلى وجود تأثير مهم من عوائد الأسهم إلى أسعار الصرف لجميع البلدان المدروسة باستثناء تايلاند.(Albaity, 2011)درس تأثير تقلبات المتغيرات النقدية وأسعار الفائدة ومعدلات التضخم في مؤشرات أسواق الأسهم الإسلامية الماليزية. باستخدام تحليل السلاسل الزمنية GARCH.أشارت النتائج إلى المجمعات النقديةM1وM3 ومعدل التضخم والنمو الحقيقي في الناتج المحلي الإجمالي لها تأثير كبير في التأثير على تقلبات المؤشر ين الإسلامين KLCIوDJINA،أي أن مؤشرات أداء سوق الأسهم الإسلامية الماليزية تتأثر بمتغيرات السياسة النقدية أسعار الفائدة، العرض النقدي، ومعدل التضخم.

على حد علمنا، هناك نقص في الدراسات المتعلقة بالتحقيق في العلاقة بين تقلبات أسعار وعوائد أسواق الأسهم الإسلامية وتقلبات أسواق العملات الأجنبية، حيث تحاول الدراسة الحاضرة المساهمة في سد هذا الفراغ.

منهجية الدراسة:

البيانات المستخدمة:

تتكون البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من سلاسل أسعار الإغلاق اليومية لمؤشرات داو جونز للسوق الإسلامي Dow Jones Islamic Market لكل من الكويت، تركيا، الهند،

الصين وماليزيا وأسعار صرف العملات المحلية لهذه الدول الدينار، الليرة، الروبية، اليوان والرينجيت بالدولار الأمريكي. ولدراسة هذه العلاقة تم الاعتماد على بيانات يومية للفترة من مارس 2013 إلى مارس 2019. وتم الحصول على بيانات هذه السلاسل الزمنية من قاعدة البيانات المالية www.investing.com.

تم حساب معدل عائد مؤشر الأسهم الإسلامية ($\mathbf{r_{i,t}}$)، ومعدل التغير في سعر الصرف($\mathbf{e_{i,t}}$) بالعلاقات التالية:

$$r_{i,t} = 100 \times \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right)$$

$$e_{i,t} = 100 \times \ln\left(\frac{Fx_{i,t}}{Fx_{i,t-1}}\right)$$

حيث: ($\mathbf{p_{i,t}}$) قيمة إغلاق مؤشر أسعار الأسهم للسوق i خلال الفترة t. ($\mathbf{r_{i,t}}$) معدل عائد مؤشر سوق الأسهم i خلال الفترة t.($\mathbf{Fx_{i,t}}$) سعر صرف العملة i خلال الفترة t. ($\mathbf{e_{i,t}}$) معدل التغير في سعر صرف العملة iخلال الفترة t (معدل الارتفاع أو الانخفاض الاسمي).

جدول (1)

الوصف الإحصائي لمتغيرات الدراسة

	Kuwait	Turkey	India	China	Malaysia
stock returns	**DJIMKW**	**DJIMTR**	**DJIMIN**	**DJICHK**	**DJMY25**
Mean	-0.002942	0.010983	0.021594	0.011838	0.000306
Std. Dev.	0.291984	0.486831	0.322745	0.450780	0.254174
Skewness	-0.559831	-0.606210	-0.626656	-0.395756	-0.290266
Kurtosis	17.30559	6.880235	6.545225	5.043217	6.747633
Jarque-Bera	12208.36	1063.184	918.4725	291.6746	883.8797
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	**1423**	**1544**	**1559**	**1458**	**1475**
FX rates	**KWD**	**TRY**	**INR**	**CNY**	**MYR**
Mean	0.001928	0.031308	0.006659	0.002540	0.008057
Std. Dev.	0.044792	0.428949	0.188302	0.087972	0.198671
Skewness	0.810865	2.137881	0.568371	0.342581	-0.633124
Kurtosis	12.81015	40.55381	13.83151	12.04957	8.967354
Jarque-Bera	5862.109	91904.73	7704.949	5003.626	2287.030
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	**1423**	**1544**	**1559**	**1458**	**1475**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

يعرض الجدول 1 الإحصاءات الوصفية لبيانات السلاسل الزمنية اليومية لمعدلات عوائد المؤشرات الإسلامية لأسواق الأسهم ومعدل التغير في أسعار الصرف لخمسة أسواق ناشئة (الكويت، تركيا، الهند، الصين، وماليزيا). فيما يخص معدل عائد المؤشرات الإسلامية لأسواق

الأسهم كانت كلها إيجابية باستثناء مؤشر داو جونز للسوق الإسلامي الكويتي DJIMKW الذي كان سالبا، كما يظهر لنا من الجدول 1 أن مؤشر داو جونز للسوق الإسلامي الهندي DJIMIN كان له أكبر متوسط عائد، متبوعا بمؤشر داو جونز للسوق الإسلامي الصيني DJICHK.وبالإضافة إلى ذلك، تميزت جميع المؤشرات بارتفاع درجة تقلبات العوائد معبرا عنها بالانحراف المعياري وكانت جميعها أكبر من المتوسط، حيث كانت عوائد مؤشر داو جونز للسوق الإسلامي التركي DJIMTR أكثر المؤشرات المدروسة مخاطرة.

يظهر اختبار الالتواء Skewness normality tests أن توزيع العوائد كان توزيعا ملتويا سلبيا بشكل جوهري بالنسبة لجميع الحالات المدروسة، يصاحبه تفرطح kurtosis موجب وأكبر من التوزيع الطبيعي لكل السلاسل الزمنية للعائد. وتم تأكيد هذه النتائج باختبار –Jarque Berra test statistics الذي يرفض فرضية العدم (توزيع العائد يتبع التوزيع الطبيعي)، أي أن توزيع العائد لا يتبع التوزيع الطبيعي بمستوى معنوية 1%، حيث كانت القيم الإحصائية لهذا الاختبار كبيرة، وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية لهذا الاختبار (P–value<1%).ومن الخصائص الإحصائية أيضا نلاحظ أن كل العملات محل الدراسة تتصف بمتوسط موجب متقارب للتغير في أسعار صرفها مقابل الدولار، أي وجود انخفاض في القيمة الاسمية للعملة (nominal depreciation). وكانت تقلبات أسعار الصرف معبرا عنها بالانحراف المعياري منخفضة ومتقاربة مقارنة بتقلبات عوائد الأسهم باستثناء الليرة التركية. يظهر اختبار الالتواء أن توزيع تغيرات أسعار الصرف كان توزيعا ملتويا موجبا بشكل جوهري باستثناء الرينجيت الماليزي، صاحبه تفرطح موجب بالنسبة لجميع الحالات المدروسة. وتم تأكيد هذه النتائج باختبار Jarque–Berra test statistics الذي كانت قيمته الاحتمالية أقل من 1%.

يمكن استخدام اختبار جذر الوحدة لقياس إستقرارية السلاسل الزمنية، أي عدم إتباعها لحركة عشوائية، باختبار فرضية العدم (السلسلة غير مستقرة أي لها جذر الوحدة) مقابل الفرضية البديلة (ليس للسلسلة جذر وحدة)، فإذا كانت القيمة المحسوبة لاختبار جذر الوحدة أصغر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية يتم تحديد، عندها نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بعدم وجود جذر الوحدة.

يعرض الجدول (2) نتائج اختبار إستقرارية السلاسل الزمنية عند مستوياتها الأصلية (أسعار الصرف وأسعار الإغلاق لمؤشرات سوق الأسهم) وبعد حساب معدل العائد لمؤشرات سوق الأسهم ومعدل التغير في أسعار الصرف، وذلك باستخدام ثلاثة اختبارات بديلة the Augmented Dicky–Fuller (ADF) test، the Phillips–Perron (PP) test، و the

Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test.يظهر لنا من خلال هذه النتائج أن السلاسل الزمنية لكل من مؤشرات أسعار الأسهم وأسعار الصرف كانت غير مستقرة عند مستوياتها الأصلية، لكن الفروق الأولى لها، أي معدلات عوائد أسواق الأسهم ومعدلات التغير في أسعار الصرف كانت مستقرة عند مستوى معنوية 1%، ومنه هذه السلاسل الزمنية هي متكاملة من نفس الدرجة الأولى $\mathbf{I(1)}$ وذلك بالنسبة لكل الاختبارات الثلاثة.

جدول (2)

اختبار جذر الوحدة

Country		ADF t-tests		PP t-tests		KPSS t-tests	
		Constant	constant and trend	constant	constant and trend	constant	constant and trend
Kuwait							
$p_{i,t}$		-1.376	-1.044	-1.531	-1.272	1.344	0.938
$r_{i,t}$		-34.806***	-34.827***	-35.287***	-35.256***	0.212***	0.082***
$Fx_{i,t}$		-1.517	-0.873	-1.542	-1.002	2.859	0.853
$e_{i,t}$		-42.403***	-42.431***	-42.117***	-42.145***	0.330***	0.134***
Turkey							
$p_{i,t}$		-0.525	-2.354	-0.564	-2.399	3.719	0.868
$r_{i,t}$		-39.461***	-39.469***	-39.460***	-39.469***	0.121***	0.034***
$Fx_{i,t}$		0.211	-1.759	-0.173	-2.245	4.216	0.573
$e_{i,t}$		-25.796***	-25.790***	-35.477***	-35.466***	0.048***	0.037***
India							
$p_{i,t}$		-1.486	-2.512	-1.461	-2.382	4.286	0.512
$r_{i,t}$		-35.300***	-35.326***	-35.160***	-35.166***	0.216***	0.056***
$Fx_{i,t}$		-2.555	-2.963	-2.542	-3.038	3.262	0.288
$e_{i,t}$		-19.071***	-19.106***	-38.200***	-38.213***	0.152***	0.065***
China							
$p_{i,t}$		-0.935	-1.806	-0.935	-1.804	2.653	0.547
$r_{i,t}$		-37.932***	-37.923***	-37.932***	-37.923***	0.082***	0.063***
$Fx_{i,t}$		-0.959	-1.455	-1.067	-1.666	3.289	0.348
$e_{i,t}$		-36.419***	-36.407***	-36.652***	-36.641***	0.103***	0.100***
Malaysia							
$p_{i,t}$		-3.247**	-3.538**	-3.057**	-3.326*	0.743	0.395
$r_{i,t}$		-35.664***	-35.666***	-35.570***	-35.573***	0.077***	0.049***
$Fx_{i,t}$		-1.501	-0.934	-1.511	-1.103	3.449	0.804
$e_{i,t}$		-36.081***	-36.105***	-36.171***	-36.165***	0.254***	0.089***
The critical values	1%	-3.433	-3.962	-3.433	-3.962	0.739	0.216
	5%	-2.862	-3.411	-2.862	-3.411	0.463	0.146
	10%	-2.567	-3.127	-2.567	-3.127	0.347	0.119

Notes: (*), (**) and (***) indicate significance at the 10%, 5% and 1% respectively.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

الطريقة:

تستخدم معظم الدراسات التجريبية طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary least squares(OLS) لقياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد الأسهم، ويمكن ذلك بتقدير هذه العلاقة من خلال النموذج التالي:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 e_t + \mu_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

r_t معدل عائد مؤشر السوق الإسلامي خلال الفترة t.

e_t تغير سعر الصرف (nominal appreciation or depreciation).

β_0 حد ثابت.

μ_t حد الخطأ.

يتم اختبار مدى ملائمة مقدرات هذا النموذج باختبار ARCH Effect Test، أثر انحدار ذاتي مشروط بعدم ثبات التباين في سلسلة بواقي النموذج ضمن معادلة المتوسط Mean Equation المقدر بطريقة OLS. يقوم هذا الاختبار على فرضية العدم (أي عدم وجود أثر ARCH)، إن قبول فرضية العدم يعني أن هناك دليلا على تجانس وثبات التباين، أما في حالة قبول الفرضية البديلة فهذا يعني أن التباين غير متجانس عبر الزمن ويوجد أثر ARCH، أي تتطلب عملية النمذجة استخدام نموذج GARCH.

لمعالجة مشكلة التقلب Volatility في السلاسل الزمنية المالية قدم الباحث (Engel, 1982) لأول مرة في 1982 نموذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم ثبات التباين ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedastic)والذي أضاف له الباحث(Bollerslev, 1986)حدود الانحدار الذاتي ليصبح النموذج المعمم للانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic).

يعطى نموذج GARCH(1.1) بالصيغة التالية:

Mean Equation: $r_t = \gamma_0 + \gamma_1 e_t + \varepsilon_t$ ..... (2)

Variance Equation: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ .....(3)

حيث تتضمن معادلة التباين أثر متوسط التقلب الطويل الأجل α_0، معلومات حول التقلبات من الفترة السابقة (اليوم السابق) والذي يعبر عنه بالحد ARCH term من خلال المعلمة α_1، وتباين المتنبأ به في الفترة السابقة والمعبر عنه بالحد GARCH term من خلال المعلمة β.

تقضي خصائص نموذج GARCHبأن تكون معلمات النموذج α_0، α_1، وβ موجبة، وأن يكون مجموع α_1، وβ أقل من الواحد لضمان استقرارية التباين الشرطي. ومن الاطلاع على قيم معاملات هذا النموذج، نستطيع الوقوف على سلوك التذبذب والتباين، إذ ان القيمة الكبيرة للمعامل β تشير إلى استمرارية أثر التقبات السابقة في التباين الحالي أو المستقبلي، كما يظهر كيف يعكس النموذج خاصية عنقودية التقلبات (التباين) clustering volatility حيث أن القيم الكبيرة لـ σ_{t-1}^2 ستؤدي إلى قيم كبيرة في σ_t^2. ويشير المعامل β إلى استمرارية الصدمة على المدى الطويل وهو الأثر GARCH Effect، بينما يشير المعامل α_1 إلى مدى استمرارية الصدمة على المدى قصير الأجل وهو الأثر ARCH Effect. يعتبر النموذج GARCH(1.1)كافيا للوقوف على عنقودية التقلبات في البيانات، ومن النادر تقدير أو حتى استخدام أي درجة أعلى من ذلك في الأدبيات الأكاديمية للتمويل (Brooks, 2008, p. 394).

نتائج القياس

نتائج التقدير بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS estimation

يبين الجدول (3) نتائج تقدير العلاقة بين معدل عائد مؤشر السوق الإسلامي ومعدل التغير في أسعار صرف العملة المحلية مقابل الدولار للحالات المدروسة، حيث كانت معلمات متغيرات أسعار الصرف معنوية إحصائيا لكل المؤشرات الإسلامية المدروسة، مما يعني وجود تأثير سلبي لتغيرات أسعار صرف العملات المحلية مقابل الدولار الأمريكي. وتشير النتائج إلى أن سعر الصرف يفسر نسبة مهمة من التغيرات في عوائد مؤشر الأسهم الإسلامية الماليزية مقارنة بالحالات الأخرى.

وأثبت نتائج اختبار مدى ملائمة مقدرات هذه النماذج باستخدام ARCH Effect Test لاختبار احتواءها على مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation أو مشكلة عدم ثبات التباين Heteroscedasticity في العمود الأخير من الجدول (3)، وكما كان متوقعا أن سلسلة بواقي النموذج المقدر تحتوي على ارتباط ذاتي بالنسبة لكل الأسواق (P-value of ARCH test<1% وبالتالي وجود أثر ARCH). ووجود الارتباط الذاتي في سلسلة البواقي هو خرق لأهم الفرضيات الأساسية لطريقة المربعات الصغرىOLS وهذا يعني أن مقدرات النموذج لم يتم تقديرها بكفاءة ولا يمكن الثقة فيها. ومن أجل تصحيح اختلال افتراض تجانس التباين عبر الزمن ينبغي الاعتماد على نماذج GARCH كحل لهذا المشكل. وبالاطلاع على السلاسل الزمنية لبواقي تقدير العلاقة بين معدل عائد سوق الأسهم وتغيرات سعر الصرف يتضح وجود

خاصية عنقودية التباين volatility clustering، حيث أن التغيرات الكبيرة (الصغيرة) في عوائد الأسهم تتبعها تغيرات كبيرة (صغيرة)، وهذه الخاصية تؤكد على ضرورة استخدام نماذج GARCH لوصف ديناميكية تقلبات عائد سوق الأسهم بدقة.

جدول (3)

نتائج الانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية

	β_0	β_1	Adj. R^2	$D.W\ stat$	F-stat	$ARCH(1)$
Kuwait	-0.002252 (0.7711)	-0.357623** (0.0385)	0.002308	1.844760	4.289711** (0.038524)	22.96712* (0.0000)
Turkey	0.018957 (0.1177)	-0.254684* (0.0000)	0.049741	2.018466	81.76788* (0.000000)	27.95783* (0.0000)
India	0.024704* (0.0017)	-0.466961* (0.0000)	0.073631	1.812116	124.8345* (0.000000)	13.77676* (0.0010)
China	0.014030 (0.2285)	-0.863110* (0.0000)	0.027705	2.023162	42.51627* (0.000000)	19.11320* (0.0000)
Malaysia	0.003206 (0.6142)	-0.359865* (0.0000)	0.078495	1.896514	126.5565* (0.000000)	71.20177* (0.0000)
No of Sig. cases	$^1/_5$	$^5/_5$			$^5/_5$	$^5/_5$

Notes: Numbers in parentheses indicate the P-value.
(*) and (**) indicate significance at the 1% and 5% respectively.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

نتائج تقدير نموذج GARCH(1.1)

يظهر الجدول (4) نتائج تقدير معلمات نموذج قياس العائد الشرطي GARCH (1,1). كانت المعلمة γ_1 التي تقيس أثر تغيرات سعر الصرف على معدل عائد مؤشر السوق الإسلامية سالبة ومعنوية إحصائيا في تركيا، الهند، الصين وماليزيا، أي وجود علاقة عكسية ذات معنوية إحصائية بين المتغيرين. ويتضح من معادلة المتوسط الشرطي the conditional mean equation أن آثار تغير سعر الصرف كانت قوية وكبيرة الحجم في جميع الحالات. ووجدنا أن تغيرات سعر الصرف تشرح نسبة أكبر من عوائد مؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية. التفسير المنطقي للعلاقة سلبية مع سعر الصرف يمكن تفسيره بأن انخفاض قيمة العملة المحلية قد يؤدي إلى تدهور في سوق الأسهم الإسلامية مما قد يؤدي إلى انخفاض في عوائد المؤشرات الإسلامية للأسهم.

كانت المعلمة α_0 (the intercept term) ضمن معادلة التباين الشرطي the conditional variance equation موجبة ومعنوية إحصائيا في كل الحالات، وهذا يعني أن هناك جزءا مهما من الثبات عبر الزمن في عملية توليد العوائد، وهو ما يعبر عنه بأثر

متوسط التقلب الطويل الأجل. حققت معلمات كل من ARCH وGARCH(α_1 وβ) شرط عدم السلبية، وكانت أهمية معلمة GARCH أكبر من معلمة ARCH، مما يعني أن تقلب عائد كل مؤشر من مؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية هو أكثر حساسية للقيم السابقة lagged values الخاصة بها أكثر مما تحمله التغيرات الجديدة. أو بعبارة أخرى، كانت آثار توقعات التباين للفترة السابقة أكثر استمرارا more persistent. وكان مجموع المعلمات α_1 وβقريب من الوحدة لكل الحالات الخمسة، مما يعني أنه كان لصدمات مؤشرات العوائد آثار أكثر استمرارية وأن استجابة التقلبات تتلاشى بمعدل أبطأ. وجدنا أن حساسية عوائد مؤشرات الأسهم الإسلامية لتغيرات أسعار الصرف كانت قوية، مما يعني أن تقلبات أسعار الصرف تلعب دور مهم في تحديد ديناميكية عوائد مؤشر داو جونز الإسلامي للأسواق المدروسة.

جدول (4)

نتائج تقدير نموذج GARCH(1.1)

	γ_0	γ_1	α_0	α_1	β
Kuwait	0.004065	-0.220495	0.009303*	0.210777*	0.686092*
	(0.5441)	(0.1241)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Turkey	0.026901**	-0.363649*	0.019508*	0.124179*	0.789175*
	0.0145	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
India	0.027788*	-0.453500*	0.006975*	0.071163*	0.857883*
	0.0004	(0.0000)	(0.0025)	(0.0000)	(0.0000)
China	0.027762**	-0.835466*	0.004785*	0.067228*	0.909668*
	(0.0106)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0000)	(0.0000)
Malaysia	0.006710	-0.282356*	0.001944*	0.136521*	0.837755*
	(0.1927)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
No of Sig. cases	$^3/_5$	$^4/_5$	$^5/_5$	$^5/_5$	$^5/_5$

Notes: Numbers in parentheses indicate the P-value.
(*) and (**) indicate significance at the 1% and 5% respectively.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

لزيادة الثقة في النتائج، تم القيام باختبارات أخرى للتأكد من صحة النموذج وخلوه من المشاكل التي عرفها تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية، وتتمثل هذه الاختبارات في اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation والارتباط الجزئي Partial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test: ARCH. يتمثل فرض العدم في اختبار الارتباط الذاتي في عدم وجود ارتباط ذاتي وارتباط جزئي، مقابل الفرض البديل والمتمثل في وجود ارتباط ذاتي وارتباط جزئي، حيث نقبل فرض العدم إذا كانت قيمة P–value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

جدول (5)

نتائج اختبار الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي لنماذج GARCH

	Lags	1	2	3	4	5	6	7	8
Kuwait	AC	0.000	-0.022	-0.016	0.009	0.061	-0.009	-0.026	-0.014
	PAC	0.000	-0.022	-0.016	0.009	0.060	-0.009	-0.024	-0.013
	Q-Stat	0.0002	0.6824	1.0606	1.1837	6.4553	6.5801	7.5781	7.8535
	Prob.	0.990	0.711	0.787	0.881	0.264	0.361	0.371	0.448
Turkey	AC	-0.005	-0.004	0.046	0.002	-0.037	-0.015	-0.006	0.009
	PAC	-0.005	-0.004	0.046	0.003	-0.037	-0.017	-0.006	0.012
	Q-Stat	0.0467	0.0704	3.2859	3.2940	5.4545	5.7983	5.8481	5.9694
	Prob.	0.829	0.965	0.350	0.510	0.363	0.446	0.558	0.651
India	AC	-0.030	0.025	-0.004	0.012	-0.031	0.012	-0.007	0.008
	PAC	-0.030	0.024	-0.002	0.011	-0.031	0.010	-0.004	0.006
	Q-Stat	1.3738	2.3348	2.3542	2.5829	4.1275	4.3622	4.4313	4.5207
	Prob.	0.241	0.311	0.502	0.630	0.531	0.628	0.729	0.807
China	AC	-0.020	0.011	0.053	-0.024	0.025	-0.013	0.001	-0.034
	PAC	-0.020	0.010	0.053	-0.022	0.023	-0.014	0.003	-0.037
	Q-Stat	0.5988	0.7604	4.8164	5.6581	6.5458	6.7899	6.7921	8.5154
	Prob.	0.439	0.684	0.186	0.226	0.257	0.341	0.451	0.385
Malaysia	AC	0.028	-0.030	0.025	0.007	0.027	-0.040	-0.009	-0.024
	PAC	0.028	-0.030	0.027	0.004	0.028	-0.042	-0.005	-0.028
	Q-Stat	1.1632	2.4567	3.3669	3.4341	4.4966	6.8889	7.0038	7.8867
	Prob.	0.281	0.293	0.338	0.488	0.480	0.331	0.428	0.445

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

يوضح الجدول (5) نتائج اختبار الذاتي والارتباط الجزئي، حيث نلاحظ أن قيمة P-value كانت أكبر من مستوى معنوية 5%، مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وبالتالي نقبل فرضية العدم، التي تنص على أن هذا النموذج لا يتميز بوجود ارتباط ذاتي أو ارتباط جزئي وهذه إشارة جديدة على صحة النموذج المستخدم.

ونعتمد على اختبار Heteroskedasticity Test: ARCH للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين، حيث نقوم باختبار فرضية العدم، التي تنص على عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين أي ثبات التباين Homoscedasticity، مقابل الفرضية البديلة، وجود مشكلة عدم ثبات التباين أي Heteroscedasticity. نقبل فرضية العدم إذا كانت قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

جدول (6)

نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test: ARCH

	Kuwait	Turkey	India	China	Malaysia
F-statistic	0.000164	0.046512	1.369996	0.596812	1.159988
Prob. F-statistic	0.9898	0.8293	0.2420	0.4399	0.2816
Obs*R-squared	0.000165	0.046571	1.370551	0.597388	1.160650
Prob. Chi-Square(1)	0.9898	0.8291	0.2417	0.4396	0.2813

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews9

يوضح الجدول (6) نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test، حيث نلاحظ أن قيم (Chi-Square)Pكانت أكبر من مستوى معنوية 5%، مما يعني أنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وبالتالي نقبل فرضية العدم التي تنص على أن هذا النموذج يتميز بثبات التباين Homoscedasticity، وهذه إشارة جديدة هي الأخرى على صحة النموذج.

وبالتالي نلاحظ أن اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation والارتباط الجزئي Partial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين من خلال اختبار Heteroskedasticity Test: ARCH جاءت ايجابية بشكل يدعم صحة النموذج، وهذا ما يجعلنا نقول أن النموذج صحيح ويمكن قبول نتائجه.وبالتالي يمكن القول أن تغيرات أسعار الصرف لها تأثير جوهري على تقلبات عوائدمؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية بكل من الكويت، تركيا، الهند، الصين، وماليزيا. حيث ترتبط تغيرات أسعار صرف الدينار الكويتي، الليرة التركية، الروبية الهندية، والرينجيت الماليزي مقابل الدولار الأمريكي بعلاقة سلبية مع تقلبات عوائد الأسهم الإسلامية في الكويت، تركيا، الهند، الصين، وماليزيا، حيث أن تسعير الأسهم التي تدخل في حساب هذه المؤشرات الإسلامية بهذه الأسواق يأخذ بعين الاعتبار المعلومات الواردة حول التغيرات التي تحدث في أسواق الصرف.

الخاتمة:

هدفت هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وتقلبات عوائد مؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية في ثلاثة أسواق ناشئة (الكويت، تركيا، الهند، الصين، وماليزيا)، وذلك باستخدام نموذج GARCH المناسب في حالة سلسلة البيانات المالية التي تعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي في بواقي التقدير بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS، حيث أن تقدير معلمات نموذج GARCH كانت أكثر كفاءة من طريقة OLS. اعتمدت الدراسة على بيانات يومية لأسعار الإغلاق لمؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية وأسعار الصرف للفترة الممتدة من مارس 2013 إلى غاية مارس 2019. وتم استخدام عدة اختبارات قياسية وإحصائية لمعرفة مدى ملائمة النماذج المقدرة.

أشارت النتائج التجريبية لهذه الدراسة إلى ارتباط تقلبات عوائد المؤشرات الإسلامية للأسهم وتغيرات أسعار الصرف بعلاقة عكسية، حيث وجدت تأثير معنوي سلبي لتقلبات أسعار صرف الدينار الكويتي، الليرة التركية، الروبية الهندية، والرينجيت الماليزي مقابل الدولار الأمريكي على تقلبات عوائد مؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية في كل من الكويت، تركيا، الهند، الصين، وماليزيا، وبالتالي يساهم انخفاض قيمة العملة المحلية (ارتفاع سعر الصرف) في زيادة عوائد

مؤشرات أسواق الأسهم محل الدراسة. وأشارت النتائج إلى أن ارتفاع حساسية أسعار وعوائد مؤشرات داو جونز للسوق الإسلامية لتغيرات أسعار الصرف في جميع الحالات المدروسة، ومعنوية هذا التأثير تجعل منها، أي أسعار الصرف، تلعب دورا كبيرا في تحديد ديناميكية عوائد أسواق الأسهم الإسلامية.

تؤيد النتائج السابقة المقترح الذي يقضي بضرورة أخذ خطر الصرف بالحسبان في إدارة المخاطر المالية وتقييم الأصول المالية، وخاصة في الأسواق الناشئة التي تعرف ارتفاع حدة تقلبات أسعار الصرف بها، إذ يجب على مدراء المحافظ المالية والمتحوطين ضد المخاطر المالية فهم العلاقة الديناميكية بين هذه الأسواق، لإدارة أفضل للاستثمارات المالية على المستويين المحلي والدولي، وصياغة استراتيجيات مناسبة لإدارة خطر الصرف وخاصة أثناء الأزمات المالية وأزمات العملة. وتوصي الدراسة المستثمرين الذين يرغبون في استثمارات متوافقة مع الشريعة الإسلامية بضرورة متابعة عن قرب لآثار تطورات قرارات السياسات النقدية على استثماراتهم لاتخاذ القرار المناسب في الوقت المناسب نظرا لكون سعر الصرف إحدى القنوات الهامة لصانعي السياسة في نقل آثار السياسة النقدية إلى الجانب المالي والحقيقي للاقتصاد.

قائمة المراجع:

Abimbola, A. B., & Olusegun, A. J. (2017). Appraising the Exchange Rate Volatility, Stock Market Performance and Aggregate Output Nexus in Nigeria. *Business and Economics Journal, 8*(1), pp. 1-12. doi:10.4172/2151-6219.1000290

Albaity, M. S. (2011). Impact of the Monetary Policy Instruments on Islamic Stock Market Index Return. *Discussion Paper*(26), pp. 1-28. Retrieved from http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2011-26

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,. *Journal of Econometrics, 31*, pp. 307-327.

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2ed.).Cambridge University Press.

chowdhury, P. R., & Arthanari, A. (2018). Impact of exchange rate fluctuation on stock market volatility - a study to predict the economic scenario in India. *International Journal of Pure and Applied Mathematics, 118*(18), pp. 4309-4316. Retrieved from https://acadpubl.eu/jsi/2018-118-18/articles/18e/28.pdf

Dahir, A. M., Mahat, F., Razak, N. H., & Ariffin, A. B. (2018). Revisiting the dynamic relationship between exchange rates and stock prices in BRICS countries: A wavelet analysis. *Borsa _Istanbul Review, 18*(2), pp. 101-113. Retrieved from http://www.elsevier.com/journals/borsa-istanbul-review/2214-8450

Elhendawy, E. O. (2017). stock prices and exchange rate dynamics: empirical evidence from egypt. *International Journal of Economics, Commerce and*

Management, 5(1), pp. 29-43. Retrieved from ijecm.co.uk/wp-content/uploads/2017/01/513.pdf

Engel, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica, 50*(4), pp. 987-1008.

Feng, Y. (2018). Study of the RMB exchange rate's impact on the Chinese stock market. *International Business*. Retrieved from http://urn.fi/URN:NBN:fi:amk-201805209155

Han, Y., & Zhou, X. (2017). The Relationship between Stock and Exchange Rates for BRICS Countries Pre - and Post - Crisis: A Mixed C - VINE Copula Model. *Romanian Journal of Economic Forecasting, 20*(1), pp. 38-59. Retrieved from http://www.ipe.ro/rjef/rjef1_17/rjef1_2017p38-59.pdf

Hussain, N., & Ur-rahman, K. (2017). Relationship between Stock Prices and Exchange Rate in Asian Countries: A Quantile Regression Approach. *The journal of Managerial Sciences, 11*(3), pp. 175-200. Retrieved from http://www.qurtuba.edu.pk/jms/EBM.htm

Jebran, K., & Iqbal, A. (2016). Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries. *Financial Innovation, 2*(3), pp. 1-20. doi:10.1186/s40854-016-0021-1

Khamlichi, A. E., Sarkar, K., Arouri, M., & Teulon, F. (2014). Are Islamic Equity Indices More Efficient Than Their Conventional Counterparts? Evidence From Major Global Index Families. *The Journal of Applied Business Research, 30*(4), pp. 1137-1150. doi:10.19030/jabr.v30i4.8660

Khatri, S. N., Kashif, M., & Shaikh, A. S. (2017). The exchange rate as significant Predictor of Movement in stock Market indices in south asian Countries: an econometric analysis. *Journal of Business Strategy, 11*(2), pp. 107-123. Retrieved from http://www.greenwich.pk/PDFs/Articles/BS_V11_N2/Article7-JBS-DEC-17.pdf

Mahapatra, S., & Bhaduri, S. N. (2018). Dynamics of the impact of currency fluctuations on stock markets in India:Assessing the pricing of exchange rate risks. *Borsa _Istanbul Review, xx*, pp. 1-9. Retrieved from http://www.elsevier.com/journals/borsa-istanbul-review/2214-8450

Mechri, N., Hamad, B., Peretti, C., & Charfi, S. (2018). The Impact of the Exchange Rate Volatilities on Stock Market Returns Dynamic. *HAL Working Papers*. Retrieved from https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01766742

Mustapha, I. M., & Masih, M. (2017). Dynamics of islamic stock market returns and exchange rate movements in the ASEAN Countries in a regime-switching environment: Implications for the islamic investors and risk hedgers. *Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 82218*. Retrieved from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82218/1/MPRA_paper_82218.pdf

Parsva, P., & Tang, C. F. (2017). A note on the interaction between stock prices and exchange rates in Middle-East economies. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 30*(1), pp. 836-844. doi:10.1080/1331677X.2017.1311222

Yen-Hsien, L., Ya-Ling, H., & Tsu-Hui, C. (2017). does hot money impact stock and exchange rate markets on china? *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance, 13*(2), pp. 95-108. Retrieved from http://web.usm.my/journal/aamjaf/aamjaf13022017/aamjaf13022017_5.pdf

كيفية الاستشهاد بهذا المقال:

بسبع، ع.؛ وبن شيحة، ق.هـ. (2019). تحليل أثر تقلب سعر الصرف على أداء مؤشرات الأسهم الإسلامية: دراسة تجريبية لمؤشر داو جونز للسوق الإسلامي، ***مجلة دراسات العدد الاقتصادي***، 11(1). ص.147-166.

Besseba, A., Benchiha, K.H. (2019). Analysis the Effect of Exchange Rate Volatility on Islamic Stock Indices Performance: An Empirical Study of the Dow Jones Islamic Market, ***Dirassat Journal Economic Issue***, 11(1). pp. 147-166.