مجلة دراسات وأبحاث
المجلة العربية في العلوم الإنسانية
والاجتماعية

Dirassat & Abhath
The Arabic Journal of Human
and Social Sciences

ISSN: 1112-9751

عنوان المقال:

قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذج GARCH

د. بسبع عبد القادر / جامعة جيلالي ليابس- سيدي بلعباس

قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذج GARCH

د. بسبع عبد القادر

الملخص:

هدفت هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وتقلبات عوائد أسواق الأسهم في ثلاثة دول متقدمة (المملكة المتحدة، اليابان، وكندا)، وذلك باستخدام نموذج GARCH المناسب في حالة سلسلة البيانات المالية التي تعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي في بواقي التقدير بالطرق العادية. اعتمدت الدراسة على بيانات يومية لأسعار الاغلاق لمؤشرات أسعار الأسهم وأسعار الصرف للفترة الممتدة من جانفي 2001 إلى غاية سبتمبر 2016 (3443 مشاهدة). وتم استخدام عدة اختبارات قياسية واحصائية لمعرفة مدى ملائمة النماذج المقدرة. أشارت نتائج القياس إلى ارتفاع حساسية أسعار وعوائد أسواق الأسهم لتغيرات أسعار الصرف، ومعنوية هذا التأثير تجعل منها، أي أسعار الصرف، تلعب دورا كبيرا في تحديد ديناميكية عوائد اسواق الأسهم والأسواق المالية بشكل عام.

الكلمات المفتاحية: تقلبات سوق الأسهم، تغيرات أسعار الصرف، نموذج GARCH

Abstract:

The dynamic links between exchange rates fluctuations and stock market returns volatility is empirically investigated in this paper, by adopts a GARCH model. The data consists of daily closing stock market indexes denominated in local currency and exchange rates for three developed countries, namely HK, Japan and Canada. To study this relationship during bad and good times we choose data from January 2001 to September 2016 (3443 observations). Many statistical tests are applied to reach the accuracy of results. Stock markets returns sensitivities are found to be stronger for exchange rates, implying that exchange rate change plays an important role in determining the dynamics of the conditional return of stock markets returns.

Keywords: Stock market volatility, Exchange rate fluctuations, GARCH model.

مقدمة

تعد الأسواق المالية مرآة عاكسة للوضع الاقتصادي العام، مما يجعل استقرارها بمثابة مقياس لمدى نجاح السياسات الاقتصادية، وعليه فإن تحليل حالة عدم الاستقرار في الأسواق المالية، المتمثلة بازدياد مخاطر تقلبات مؤشرات أداءها، يدفعنا للتعرف على العوامل المسببة لهذه التقلبات وكيفية انتقال آثارها إليها. حيث تتأثر أسواق الأوراق المالية كغيرها من الأسواق، بمختلف العوامل والأحداث من داخل السوق أو من خارجه، إذ تعتبر السوق المالية سوق ذات كفاءة عالية، إذا ما استجابت أسعار الأسهم والمؤشرات الأخرى على وجه السرعة، لكل معلومة جديدة ترد إلى المتعاملين في السوق، سواء كانت هذه المعلومات مالية أو اقتصادية أو سياسية أو أي أحداث أخرى، يضاف إليها السجل التاريخي لأسعار الأسهم، والتي من شأنها تغيير نظرة المتعاملين إلى الجهات المصدرة للأسهم والسوق ككل.

شغلت مسألة التفاعل بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم قدرا كبيرا من اهتمامات الباحثين لأكثر من ثلاثين عاما، نظرا للدور المهم الذي يلعبه سوق الأوراق المالية وسوق الصرف الأجنبي في التأثير على تطوير اقتصاد البلاد. ومع تضرر هذه الأسواق في الآونة الأخيرة نتيجة للأزمة المالية العالمية، لوحظ أن التدهور الذي يحدث في سعر العملة يسبق الأزمة التي تحدث في سوق الأوراق المالية، فبعد انهيار فقاعة العقار في الولايات المتحدة في عام 2006، شهدت أسعار الأسهم العالمية انخفاض كبير في العامين 2008 و2009، وذلك بسبب الانخفاض في توافر الائتمان وتضرر ثقة المستثمرين. وفي الوقت نفسه، تم الكشف عن تحركات غير عادية في أسعار الصرف.

ساهمت الزيادة الكبيرة في التجارة الدولية وحركة رؤوس الأموال نتيجة للعولمة والتحرير المالي، في جعل العملة من أهم محددات الربحية التجارية وأسعار الأسهم وبالتالي عوائدها. ولذلك فإن العلاقة بين هذين السوقين هو موضوع جدل كبير. تهدف هذه الدراسة إلى التحقيق من جديد في هذه العلاقة بإعطاء أدلة تجريبية من بعض الدول المتقدمة باستخدام أدوات التحليل القياسي، وذلك بمحاولة الإجابة على الأسئلة التالية:

كيف تتأثر أسعار وعوائد الأسهم بتقلبات أسعار الصرف؟ ما هي درجة حدة هذه الآثار وما مدى استمراريتها؟ هل الأسواق المالية تستجيب لتوقعات هذه المتغيرات في المستقبل؟ وما مدى صحة هذه العلاقة في الدول محل الدراسة ؟.

ولغرض الوصول إلى هدف الدراسة، اعتمدنا على فرضية مفادها أن لسعر الصرف دورا مؤثرا في تفسير أسعار وعوائد الاسهم، إلا أن درجة التأثير تختلف من بلد إلى آخر، حيث أن هناك علاقة ايجابية بين سعر الصرف وعوائد الأسهم. ويتم الإجابة على هذه الأسئلة واختبار صحة هذه الفرضية بالتطبيق على أسواق الأسهم لكل من المملكة المتحدة، اليابان، وكندا، باعتبارها أكبر الأسواق المالية المتقدمة.

اعتمدت الدراسة على الأسلوب الكمي القياسي، باستخدام تحليل السلاسل الزمنية Time series Analysis من خلال بناء نموذج اقتصادي قياسي بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS. ونظرا لأن معظم السلاسل الزمنية المالية تحوي على مشكل الارتباط التسلسلي تم اختبار بواقي النموذج المقدر باختبار ARCH، والذي أكد ذلك، مما تطلب استخدام التقدير بأسلوب GARCH، حيث يقدم هذا النموذج مقدرات تتصف بكفاءة أكبر، وتم إجراء عدة اختبارات للتأكد من صلاحيته، ومدى مطابقته لشروط تطبيق النماذج القياسية.

ولهذا الغرض تم تقسيم البحث إلى قسمين، حيث يتضمن القسم الأول استعراض نظري خاص بأثر أسعار الصرف على أسعار وعوائد الأسهم، وذلك اعتمادا على كل من أدبيات النظرية الاقتصادية، ونتائج الدراسات

السابقة في هذا الصدد. أما القسم الثاني، فتم تخصيصه لتحليل هذه العلاقة في الحالات المدروسة من خلال بناء نموذج قياسي لقياس تأثير سعر الصرف كمتغير مستقل على عوائد الأسهم كمتغير تابع.

2. الإطار النظري للعلاقة بين سوق الأوراق المالية وسوق الصرف

تظهر أهمية سعر الصرف بوصفه احد العوامل المؤثرة في أداء الأسواق المالية، كونه احد محددات النشاط الاقتصادي، حيث جعلت الزيادات المستمرة في التجارة الدولية، وتحركات رؤوس الأموال من أسعار الصرف أحد المحددات الرئيسية لربحية الشركات وأسعار الأسهم[i]. لذا فإن عدم استقرار أسعار الصرف سيجد صداه في سوق الأوراق المالية. حيث يمكن أن ينجم عن تغيرات أسعار الصرف تقلبات في عوائد وأسعار الأوراق المالية، وذلك نتيجة لاتجاه المستثمرين نحو الاستثمار في أسواق مالية تنتمي لعدة دول، مما يتطلب تحويلات نقدية بين عملات مختلفة، وأن السياسات النقدية لكل من الدولة والدول الأجنبية تؤثر على سعر الصرف بين العملتين[ii].

يواجه المستثمرون الأجانب في سوق الأوراق المالية لبلد ما، نوعين من المخاطرة، المخاطرة الأولى هي المخاطرة نفسها التي يواجهها المستثمرون المحليون، والمتعلقة بالتقلبات الحاصلة في أسعار الأسهم والسندات، أما المخاطر الإضافية الأخرى والتي يواجهها المستثمرون الأجانب فقط، فتتعلق بالتغيرات الحاصلة في أسعار صرف عملة هذا البلد Currency Risk، وذلك لأن قيمة الأسهم والأرباح الموزعة الخاصة بها مقومة كلها بعملة هذا البلد داخل أسواقه المالية، وأن هذه التغيرات الحاصلة في أسعار صرف عملة هذا البلد ستلغي المنافع التي يحصل عليها المستثمر الأجنبي من تغير أسعار الأسهم والسندات. ويمكن أن يحدث العكس أيضا، أي أن العملة الأجنبية ربما ترتفع في مقابل العملة الأساسية للمستثمر وتخلق عائدا غير متوقع (عائد الاستثمار في الأسواق الناشئة = العائد على الاستثمار + العائد الناتج عن تغير قيمة العملة المقوم بها الاستثمار). ترتفع مخاطر تقلبات العملة في كثير من الأسواق الناشئة بسبب عدم الاستقرار الاقتصادي، ولاسيما في حالات وجود معدلات مرتفعة من التضخم المحلي ما يؤدي إلى خفض قيمة العملة. وتستخدم العلاقة بين عوائد الأسهم وأسعار صرف العملات الأجنبية في توقع الاتجاهات المستقبلية لبعضهم البعض من قبل المستثمرين، فالتدهور الذي يحدث في أسعار العملة يسبق الأزمة التي تحدث في سوق الأوراق المالية، وهو الأمر الذي حدث قبل الأزمة المالية الآسيوية.

تشير الدراسات إلى أن العلاقة بين أسعار الصرف وسوق الأوراق المالية تكون من خلال قناتين:

- **القناة المباشرة:** إن انخفاض سعر صرف عملة بلد ما (مع ثبات العوامل الأخرى)، من شأنه أن يجعل أسعار الأصول المالية المحلية (كالأسهم والسندات) أرخص نسبيًا للمستثمرين الأجانب، مما يزيد من طلبهم على تلك الأصول، وتزداد سرعة تداولها، ومن ثم ارتفاع أسعارها تبعًا لذلك. ومن جانب آخر فإن انخفاض قيمة عملة ذلك البلد، يدفع بالمستثمرين المحليين الذين يحتفظون بأرصدة نقدية محلية إلى التخلص منها، والتوجه نحو الأصول المالية الأخرى في الاقتصاد (كالأسهم والسندات)، وزيادة طلبهم عليها وبالتالي ارتفاع أسعارها تبعًا لذلك. وهذا يشير إلى العلاقة العكسية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم والسندات (بافتراض ثبات العوامل الأخرى). أو قد يستبدل المستثمر العملة الوطنية بالأجنبية من خلال الاستغناء عن مقتنياته من الأوراق المالية ببيعها، مما يؤدي إلى انخفاض أسعارها.

- **القناة غير المباشرة:** تمارس أسعار الصرف آثارًا غير مباشرة في سوق الأوراق المالية عبر السوق السلعية، بتأثيرها على القدرة التنافسية الدولية للشركات هذا البلد في السوق العالمية، من خلال تأثيرها على أسعار

المدخلات (المواد الأولية والطاقة) والمخرجات وعلى قيمة أصولها وديونها بالعملة الأجنبية، وبالتالي التأثير في أرباح الشركات وقيمة الأسهم[iii]. فتقلب أسعار صرف العملات الأجنبية يؤثر على قيمة الشركة، من خلال التدفقات النقدية المستقبلية المتوقعة من الشركة، التي تتغير مع التقلبات في أسعار صرف العملات الأجنبية.

فارتفاع سعر الصرف (مع افتراض بقاء العوامل الأخرى ثابتة) يؤدي بالمصدرين إلى فقدان قدرتهم التنافسية في السوق الدولية، وبالتالي فإن مبيعات وأرباح المصدرين ستتقلص وأسعار الأسهم سوف تنخفض. ومن ناحية أخرى، فإن المستوردين سوف تزداد قدرتهم التنافسية في الأسواق المحلية، وبالتالي تزداد أرباحهم وأسعار أسهم شركاتهم. وهذا يعني أن ارتفاع سعر الصرف له آثار سلبية على سوق الأوراق المالية المحلية للدول التي تمتاز بهيمنة الصادرات، وآثار إيجابية على سوق الأوراق المالية المحلية للدول التي تمتاز بارتفاع الواردات، وبالتالي تغير سعر الصرف ينتج عنه آثار عكسية بين المصدرين والمستوردين[iv]. كما أن هذا التأثير سيكون متباينا بين الشركات، حيث ينجم عن تخفيض قيمة العملة تأثير إيجابي للشركات ذات التوجهات التصديرية[v]، ومنه زيادة دخل هذه الشركات، مما يدعم المستوى المتوسط لأسعار الأسهم، وينعكس سلبا على الشركات التي تعتمد على سلع مستوردة كمدخلات في عملياتها الإنتاجية الأمر الذي يؤدي إلى ارتفاع تكاليفها الإنتاجية وانخفاض أرباحها وبالتالي انخفاض أسعار أسهمها[vi].

3. الدراسات السابقة

Aggarwal (1981) اختبر تأثير سعر الصرف على مؤشرات سوق الأسهم الأمريكية باستخدام بيانات شهرية للفترة 1974-1978، ووجد أن أسعار الأسهم ترتبط ايجابيا بسعر صرف الدولار، حيث أن انخفاض قيمة الدولار ترتبط بانخفاض في أسعار الأسهم والعكس بالعكس[vii]. وقام **Solnik (1987)** بتحليل تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية ومن بينها سعر الصرف على أسعار الأسهم باستخدام بيانات شهرية لتسع دول صناعية خلال الفترة 1973-1983. توصلت الدراسة إلى عدم معنوية تأثير سعر الصرف على تطورات أسعار الأسهم[viii]. بينما أوضحت دراسة **Soenen وHennigan (1988)** باستخدام بيانات شهرية لسعر الصرف الفعال ومؤشر سوق الأسهم الأمريكي خلال الفترة 80- 1986 وجود تفاعل سلبي قوي بينها[ix]. وتوصلت دراسة **Ma وKao (1990)** إلى أن ارتفاع قيمة العملة يؤثر سلبيا على سوق الأسهم المحلية للدول التي تمتاز بهيمنة الصادرات، وايجابيا على سوق الأسهم للدول التي تمتاز بهيمنة الواردات[x]. دراسة **Ajayi وMougoué (1996)** استعمل فيها نموذج تصحيح الخطأ (ECM) واختبار السببية على البيانات اليومية لثمانية بلدان متقدمة اقتصاديا خلال الفترة 1991-1985. أشارت النتائج إلى أن الزيادة في إجمالي أسعار الأسهم المحلية له تأثير سلبي في المدى القصير وتأثير إيجابي في المدى الطويل على قيمة العملة المحلية. من ناحية أخرى، انخفاض قيمة العملة له تأثير سلبي في المدى القصير والمدى الطويل على سوق الأسهم[xi].

وفي دراسة **Abdalla وMurinde (1997)** تم استخدام سببية جرانجر لتحليل التفاعل بين أسعار الصرف الحقيقية وأسعار الأسهم بالاعتماد على البيانات الشهرية لبعض الأسواق الناشئة الآسيوية خلال الفترة 85-1994، والنتائج المقدمة تشير إلى أن أسعار الصرف في كل من الهند وكوريا وباكستان تؤثر في أسعار الأسهم، ولكن في الفلبين أسعار الأسهم تقود أسعار الصرف[xii]. وقام **Ajayi وباحثون آخرون (1998)** بالتحقيق في العلاقات السببية في سبع (7) أسواق متقدمة خلال الفترة 1985-1991 وثمانية (8) أسواق آسيوية ناشئة خلال الفترة 1987-1991. حيث أيدت النتائج وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه في جميع الاقتصادات المتقدمة ولكن لا توجد علاقات سببية ثابتة في الاقتصادات الناشئة، وأوضحوا أن سبب النتائج المختلفة هو الاختلاف في بنية

وخصائص الأسواق المالية بين هذه المجموعات[xiii].

وجد **Wu (2000)** أنه عندما ارتفعت عملة سنغافورة مقابل الدولار الأمريكي والرينجيت الماليزي، وانخفضت مقابل الين الياباني والروبية الإندونيسية، عرفت أسعار الأسهم زيادة على المدى الطويل في أسعار الأسهم خلال فترة التسعينات. وكان للتأثيرات المرتبطة بسعر صرف الدولار الأمريكي انعكاس سلبي خلال فترة الأزمة 97-1998 وفترة الانتعاش 99-2000[xiv]. فحص **Maysami وKoh (2000)** الأثار المترتبة لكل من سعر الفائدة وسعر الصرف على عوائد الأسهم، وأظهرت نتائج الدراسة أن سعر الصرف وسعر الفائدة هي من المحددات الرئيسية لأسعار الأسهم في سنغافورة[xv].

أشارت دراسة **Nieh وLee (2001)** على دول مجموعة السبعة G-7 خلال الفترة من 1 أكتوبر 1993 إلى 15 فيفري 1999، إلى عدم وجود علاقة توازن في المدى الطويل لكل دول G-7، في حين تم العثور على علاقة في المدى القصير تمتد ليوم واحد في بعض بلدان المجموعة. ويمكن تفسير أوجه الاختلاف في هذه النتائج في كل بلد، من خلال الاختلاف في الساحة الاقتصادية، وسياسة الحكومة، ونمط التوقع، وما إلى ذلك[xvi].

وأظهرت دراسة **Kim (2003)** باستخدام تحليل التكامل المشترك للبيانات الشهرية للفترة 74-1998، أن مؤشر أسعار الأسهم S&P 500 يرتبط سلبيا بسعر الصرف الحقيقي[xvii]. واختبر **Murinde وPoshakwale (2004)** هذه العلاقة في بعض الأسواق الناشئة الأوروبية قبل وبعد اعتماد عملة اليورو Euro. حيث وجد الباحثان أنه في فترة ما قبل اليورو، كانت سببية غرانجر أحادية الاتجاه من أسعار الأسهم باتجاه وأسعار الصرف في المجر، في حين كانت هناك علاقات سببية ثنائية الاتجاه في بولندا والتشيك. وبعد اعتماد اليورو كانت سببية غرانجر أحادية الاتجاه من أسعار الصرف باتجاه أسعار الأسهم في كل البلدان المدروسة[xviii].

استخدم **Kurihara (2006)** أسعار الأسهم في اليابان، وأسعار الأسهم في الولايات المتحدة، سعر الصرف وسعر الفائدة اليابانية خلال الفترة الممتدة من مارس 2001 إلى سبتمبر 2005. وأظهرت النتائج أن أسعار الصرف وأسعار الأسهم في الولايات المتحدة تُؤثر في أسعار الأسهم اليابانية. وبالتالي، فإن سياسة التيسير الكمي the quantitative easing policy التي نفذت في عام 2001 قد أثرت في أسعار الأسهم اليابانية[xix]. الدراسة المقدمة من **Pan وآخرين (2007)**، استخدمت بيانات سبع دول من شرق آسيا خلال الفترة 1988-1998، أثبتت وجود ومعنوية علاقة سببية من أسعار الصرف إلى أسعار الاسهم لهونج كونج، اليابان، ماليزيا وتايلاند قبل الأزمة الآسيوية لعام 1997، وتم ملاحظة علاقة سببية من أسعار الصرف لأسعار الأسهم لجميع البلدان باستثناء ماليزيا. وتشير النتائج أيضا إلى أن هذه العلاقة تختلف باختلاف خصائص الاقتصادات فيما يتعلق بنظم أسعار الصرف، وحجم التجارة، ودرجة الرقابة على رأس المال وحجم سوق الأسهم[xx].

استخدم **Pilinkus وBoguslauskas (2009)** تحليل دالة الاستجابة الدفعية the impulse response function لاختبار وجود علاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية واسعار الأسهم، ووجدوا أن سعر الصرف يؤثر تأثيرا سلبيا عليها[xxi]. استخدم **Tian وMa (2010)** طريقة ARDL للتكامل المشترك لاختبار أثر التحرير المالي على العلاقة بين سعر الصرف وأداء سوق الأسهم في الصين. واكتشف أن هناك علاقة تكامل مشترك بين مؤشر شنغهاي للأسهم وسعر صرف الرنمينبي مقابل الدولار الأمريكي ودولار هونغ كونغ منذ عام 2005، عند اعتماد نظام سعر صرف المرن المدار في الصين. ووجد الباحثان أن سعر الصرف أثر على أسعار الأسهم بشكل ايجابي[xxii]. استخدم **Walid وآخرون (2011)** نموذج Markov-Switching EGARCH model للتحقيق في العلاقة الديناميكية بين تقلب سعر السهم والتغيرات في أسعار الصرف في

أربعة بلدان الناشئة خلال الفترة 94-2009. أشارت النتائج إلى العلاقة القوية بين الأسهم وأسواق الصرف، حيث تستجيب أسعار الاسهم بشكل غير متماثل إلى الأحداث في سوق الصرف الأجنبي[xxiii]. تشير دراسة **Katechos (2011)** إلى أن أسعار الصرف وعوائد سوق الأسهم العالمية ترتبط بقوة. وترتبط قيمة العملات مع ارتفاع أسعار الفائدة بشكل إيجابي مع عوائد الأسهم العالمية، في حين يرتبط قيمة العملات مع انخفاض أسعار الفائدة سلبا مع عوائد الأسهم العالمية[xxiv].

وتناولت دراسة **Caporale وآخرين (2013)** طبيعة العلاقة بين الأسعار في سوق الأوراق المالية وأسعار الصرف في ستة اقتصادات متقدمة: الولايات المتحدة، المملكة المتحدة، كندا، اليابان، منطقة اليورو، وسويسرا، وذلك باستخدام بيانات أسبوعية خلال الأزمة المصرفية بين عامي 2007 و2010. كانت نتائج الدراسة تشير إلى وجود آثار غير مباشرة أحادية الاتجاه من عوائد الأسهم إلى التغيرات في أسعار الصرف في الولايات المتحدة والمملكة المتحدة، وفي الاتجاه المعاكس في كندا، وآثار غير مباشرة ثنائية الاتجاه في منطقة اليورو وسويسرا[xxv]. واستخدم **jamil وUllah (2013)** تحليل التكامل المشترك لاختبار أثر تغيرات أسعار الصرف على عوائد سوق الأسهم في باكستان، وأثبتت النتائج وجود علاقة بين المتغيرين على المدى القصير[xxvi]. درس **Najaf وNajaf (2016)** العلاقة الديناميكية بين تقلبات أسواق الصرف وأسواق الأسهم، حيث توصل الباحثان إلى وجود ارتباط سلبي، ومن خلال اختبار سببية غرانجر كانت العلاقة أحادية الاتجاه من سوق الأسهم الهندي إلى سوق الصرف[xxvii]. قام **Julio واخرين (2016)** بالتحقيق في كفاءة سوق كولومبيا للأوراق المالية بالنسبة للمعلومات المتعلقة بتقلبات أسعار الصرف، حيث أوضحت نتائج الدراسة أن تغيرات أسعار الصرف لا تسبب تغيرات أسعار وعوائد الأسهم، مما يدعم فرضية كفاءة سوق الأسهم الكولومبي[xxviii].

وخلاصة القول، أنه على الرغم من أن الشرح النظري قد يبدو واضحا في بعض الأحيان حول كون سعر الصرف يعد أحد العوامل المؤثرة على أداء سوق الأوراق المالية بوصفه أحد محددات النشاط الاقتصادي، وأن أي تقلب في سعر الصرف سيجد صداه في سوق الأوراق المالية، إلا أن النتائج التجريبية والدراسات الموجودة كانت دائما نتائجها مختلطة ولم يتم التوصل إلى نتيجة حاسمة بشأن مسألة السببية. حيث أن تأثير أسعار الصرف على أسواق الأوراق المالية يتباين من بلد إلى آخر نظرا لاختلاف تطور أنظمة الصرف ودرجة التطور الاقتصادي والمالي بين البلدان، وداخل نفس البلد بين قطاع وآخر ومن شركة إلى أخرى داخل نفس القطاع. وعليه لا يوجد هناك حكم مطلق على كون العلاقة ايجابية أو سلبية بين سعر الصرف وسوق الأوراق المالية.

1.4 وصف البيانات والتحليل الأولي

تتكون البيانات المستخدمة في هذا البحث من سلاسل أسعار الاغلاق اليومية لمؤشرات أسعار الأسهم وأسعار صرف العملة المحلية بالدولار الأمريكي لكل من المملكة المتحدة، اليابان، وكندا. لدراسة العلاقة بين تحركات أسعار الصرف وتقلبات أسواق الأوراق المالية في فترات مختلفة (bad and good times). كان الاعتماد على بيانات الفترة من جانفي 2001 إلى سبتمبر 2016 (3443 مشاهدة) والتي عرفت خلالها عدة أزمات عملة وازمات مالية. وتم الحصول على بيانات السلاسل الزمنية لأسواق الأوراق المالية من قاعدة البيانات المالية لغوغل (**Google Finance database**)، أما سلاسل أسعار صرف عملات الدول المعنية مقابل الدولار الأمريكي (التسعيرة غير المباشرة) تم الحصول عليها من أرشيف أسعار الصرف لصندوق النقد الدولي (**IMF Exchange Rate Archives**).

تم تحديد معدل العائد لمؤشر سوق الأسهم $(r_{i,t})$ ومعدل التغير في سعر الصرف$(e_{i,t})$ بالعلاقات التالية:

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

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

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

يعرض الجدول (1) الاحصاءات الوصفية لبيانات السلاسل الزمنية اليومية لمعدل عائد سوق الأسهم ومعدل التغير في سعر الصرف لثلاثة أسواق متقدمة المملكة المتحدة، اليابان، وكندا. فيما يخص معدل عائد سوق الاسهم، يظهر لنا من خلال الجدول (1) أن كندا لها أكبر متوسط عائد، متبوعة باليابان ثم المملكة المتحدة، والتي كانت كلها إيجابية. وبالمقابل كانت تقلبات العوائد معبرا عنها بالانحراف المعياري أكبر بالنسبة لليابان، تليها المملكة المتحدة، ثم كندا، أي كانت كندا الأكبر من حيث متوسط العائد والأقل من حيث المخاطرة (الانحراف المعياري).

الجدول (1): الاحصاءات الوصفية لمعدل عائد سوق الأسهم ومعدل التغير في سعر الصرف

	UK	Japan	Canada
Panel A: stock returns	**FT100**	**NIKKEI225**	**S&P/TSX**
Mean	0.001352	0.002315	0.006653
Std. Dev.	0.572357	0.716859	0.514774
Skewness	0.004921	-0.405470	-0.561953
Kurtosis	9.967983	8.782963	12.75671
Jarque-Bera	6965.316	4891.970	13837.51
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	**3443**	**3443**	**3443**
Panel B: FX rates	**GBP**	**JPY**	**CAD**
Mean	-0.001853	-0.001791	-0.001694
Std. Dev.	0.293497	0.296782	0.287119
Skewness	-1.197591	-0.191381	-0.144088
Kurtosis	16.51771	6.485444	11.59697
Jarque-Bera	27036.93	1763.795	10614.62
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	**3443**	**3443**	**3443**

يظهر اختبار الالتواء Skewness normality tests أن توزيع العوائد كان توزيعا ملتويا سلبيا بشكل جوهري (negatively and significantly skewed) بالنسبة للحالات المدروسة بالاستثناء المملكة المتحدة التي كان ايجابيا فيها، يصاحبه تفرطح kurtosis موجب 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 الاحصائية لهذا الاختبار كبيرة، وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية لهذا الاختبار (P-value<1%).

ومن الخصائص الاحصائية أيضا نلاحظ أن كل العملات محل الدراسة تتصف بمتوسط سلبي متقارب للتغير في أسعار صرفها مقابل الدولار، أي وجود ارتفاع في القيمة الاسمية للعملة (nominal appreciation). وكانت تقلبات أسعار الصرف معبرا عنها بالانحراف المعياري منخفضة ومتقاربة مقارنة بتقلبات عوائد الاسهم. يظهر اختبار الالتواء أن توزيع تغيرات أسعار الصرف كان توزيعا ملتويا سلبيا بشكل جوهري 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 استقرارية السلاسل الزمنية، أي عدم اتباعها 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 استقرارية السلاسل الزمنية عند مستوياتها الأصلية (أسعار الصرف وأسعار الاغلاق لمؤشرات سوق الأسهم) وبعد حساب معدل العائد لمؤشرات سوق الأسهم ومعدل التغير في أسعار الصرف، وذلك باستخدام ثلاثة اختبارات بديلة (ADF tests، PP tests، KPSS tests).

يظهر لنا من خلال نتائج الجدول (2) 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 $I(1)$ وذلك بالنسبة لكل الاختبارات الثلاثة.

الجدول (2) اختبارات جذر الوحدة والاستقرارية

Country	ADF t-tests		PP t-tests		KPSS t-tests	
	tμ	tτ	tμ	tτ	ημ	Hτ
UK						
$p_{i,t}$	-2.1624	-2.0164	-2.2042	-2.0777	3.4359	0.2706
$r_{i,t}$	-23.239**	-23.256**	-62.246**	-62.269**	0.1257**	0.0614**
$Fx_{i,t}$	-2.1988	-1.9325	-2.1961	-1.9184	1.5019	0.9781
$e_{i,t}$	-43.191**	-43.222**	-57.280**	-57.326**	0.2619**	0.0484**
Japan						
$p_{i,t}$	-1.9042	-1.7393	-1.9014	-1.7552	1.4097	0.6731
$r_{i,t}$	-61.109**	-61.111**	-61.222**	-61.226**	0.1271**	0.0691**
$Fx_{i,t}$	-1.3490	-1.6457	-1.3246	-1.6213	2.7319	1.0285
$e_{i,t}$	-59.932**	-59.925**	-59.951**	-59.944**	0.1260**	0.1035**

Canada						
$p_{i,t}$	-1.4445	-2.2354	-1.4962	-2.4132	5.2041	0.5287
$r_{i,t}$	-10.946**	-10.946**	-60.377**	-60.368**	0.0586**	0.0608**
$Fx_{i,t}$	-0.7123	-1.9534	-0.7144	-1.9977	3.6534	1.4977
$e_{i,t}$	-11.053**	-11.165**	-61.159**	-61.186**	0.3255**	0.0510**

Notes: (*) and (**) indicate significance at the 5% and 1% respectively, tμ and tτ are the standard augmented Dickey–Fuller (ADF) test statistics and Phillips–Perron (PP) test statistics when the relevant auxiliary regression contains a constant and a constant and trend, respectively. The critical values for ADF test and PP test at the 1% and 5% significance levels are: -3.4320, -2.8621 (with constant) and -3.9607, -3.4111 (with constant and trend). ημ and ητ are the KPSS test statistics when the relevant auxiliary regression contains a constant and a constant and trend, respectively (Kwiatkowski et al., 1992). The critical values for KPSS test at the 1% and 5% significance levels are: 0.739, 0.463 (with constant) and 0.216, 0.146 (with constant and trend).

2.4 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:

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

حيث: r_t معدل عائد مؤشر سوق الأسهم خلال الفترة t. e_t تغير سعر الصرف (nominal appreciation or depreciation). β_0 حد ثابت. μ_t حد الخطأ.

يتم اختبار مدى ملاءمة 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)، ان 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، اي تتطلب عملية النمذجة استخدام نموذج GARCH.

لمعالجة مشكلة التقلب Volatility في السلاسل الزمنية المالية قدم الباحث Engle لأول مرة في 1982 نموذج الانحدار الذاتي مشروط بعدم ثبات التباين ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedastic)[xxix] والذي أضاف له الباحث Bollerslev سنة 1986 حدود الانحدار الذاتي ليصبح النموذج المعمم للانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic)[xxx]. يعطى نموذج GARCH(1.1) بالصيغة التالية:

Mean Equation: $r_t = \gamma_0 + \gamma_1 e_t + \varepsilon_t$

Variance Equation:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

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 GARCH أن 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 ان 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[xxi].

3.4 نتائج القياس

1.3.4 نتائج التقدير بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS estimation

يبين الجدول (3) نتائج تقدير العلاقة بين معدل عائد سوق الاسهم ومعدل التغير في أسعار صرف العملة المحلية مقابل الدولار للحالات الثلاثة المدروسة، حيث كانت معلمات متغيرات أسعار الصرف معنوية احصائيا لكل من المملكة المتحدة، اليابان، وكندا، مما يعني وجود تأثير ايجابي لسعر الصرف عليها باستثناء كندا التي تتأثر عوائد الأسهم فيها سلبيا بتغيرات أسعار صرف الدولار الكندي مقابل الدولار الأمريكي. وتشير النتائج إلى أن سعر الصرف يفسر نسبة أكبر من التغيرات في عوائد سوق الأسهم الياباني مقارنة بكندا والمملكة المتحدة.

الجدول (3): نتائج الانحدار بطريقة OLS

	β_0	β_1	AdjustedR^2	$D.W\ stat$	F-stat	$ARCH(1)$
UK	0.001835	0.260680*	0.017583	2.088146	62.60452*	341.8793*
	(0.8495)	(0.0000)			(0.0000)	(0.0000)
Japan	0.004054	0.970662*	0.161246	2.149409	662.7039*	177.5152*
	(0.7172)	(0.0000)			(0.0000)	(0.0000)
Canada	0.005719	-0.551483*	0.094351	2.187612	359.5876*	548.4044*
	(0.4934)	(0.0000)			(0.0000)	(0.0000)
No of Significant cases	$0/3$	$3/3$			$3/3$	$3/3$

Note: Numbers in parentheses indicate the P-value. * Indicates the significance level at 1%.

وأثبت نتائج اختبار مدى ملاءمة 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 OLS 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.

2.3.4 نتائج تقدير نموذج GARCH(1.1)

الجدول (4) نتائج تقدير نموذج GARCH(1.1)

	γ_0	γ_1	α_0	α_1	β
UK	0.020175*	0.065037*	0.006696*	0.121345*	0.856384*
	(0.0051)	(0.0056)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Japan	0.023157*	0.867836*	0.015191*	0.117197*	0.848123*
	(0.0099)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Canada	0.023225*	-0.350813*	0.003021*	0.090802*	0.896069*
	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
No of Significant cases	$^3/_3$	$^3/_3$	$^3/_3$	$^3/_3$	$^3/_3$

Note: Numbers in parentheses indicate the P-value.

* Indicates the significance level at 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 سوق الأسهم موجبة ومعنوية احصائيا في المملكة المتحدة واليابان، أي وجود علاقة ايجابية ذات معنوية احصائية بين المتغيرين. أما بالنسبة لكندا فكان تأثير تغيرات أسعار الصرف على معدل عائد سوق الاسهم سلبيا أي علاقة عكسية بين المتغيرين في هذه الحالة والتي كانت معنوية احصائيا أيضا. 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 أسواق الأسهم. التفسير المنطقي للعلاقة سلبية مع سعر الصرف يمكن تفسيره بأن انخفاض قيمة العملة المحلية قد يؤدي إلى

تدهور في سوق الأسهم مما قد يؤدي إلى انخفاض في عوائد سوق الأسهم.

كانت المعلمة α_0 (the intercept term) ضمن معادلة التباين الشرطي the conditional variance equation موجبة ومعنوية احصائيا 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 و GARCH(α_1 وβ) شرط عدم السلبية، وكانت أهمية معلمة GARCH أكبر من معلمة ARCH، مما يعني أن تقلب عائد كل سوق أسهم هو أكثر حساسية للقيم المتخلفة (القيم السابقة lagged values) الخاصة بها أكثر مما تحمله المفاجآت الجديدة. أو بعبارة أخرى، كانت آثار توقعات التباين للفترة السابقة أكثر استمرارا more persistent. وكان مجموع المعلمات α_1 وβ قريب من الوحدة لكل الحالات الثلاثة، مما يعني أنه كان لصدمات مؤشرات العوائد آثار أكثر استمرارية وأن استجابة التقلبات تتلاشى بمعدل أبطأ. وجدنا أن حساسية عوائد سوق الأسهم لأسعار الصرف كانت قوية، مما يعني أن تقلبات أسعار الصرف تلعب دور مهم في تحديد ديناميكية عوائد أسواق الأسهم.

لزيادة الثقة في النتائج ، تم القيام باختبارات أخرى للتأكد من صحة النموذج وخلوه من المشاكل التي عرفها تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS، وتتمثل هذه الاختبارات في اختبار الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation والارتباط الجزئي Partial Correlation، واختبار وجود مشكلة عدم ثبات التباين من خلال اختبار Heteroskedasticity Test: ARCH.

يتمثل فرض العدم في اختبار الارتباط الذاتي في عدم وجود ارتباط 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%.

الجدول (5) نتائج اختبار الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي لنماذج GARCH

	UK				Japan				Canada			
lags	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.008	-0.008	0.2028	0.652	-0.027	-0.027	2.5668	0.109	-0.022	-0.022	1.6468	0.199
2	0.005	0.005	0.2963	0.862	-0.001	-0.001	2.5677	0.277	0.035	0.034	5.7708	0.056
3	0.009	0.009	0.5918	0.898	0.017	0.017	3.5368	0.316	-0.006	-0.004	5.8880	0.117
4	-0.030	-0.030	3.6740	0.452	-0.019	-0.018	4.7276	0.316	0.001	0.000	5.8936	0.207
5	0.005	0.004	3.7610	0.584	-0.009	-0.010	4.9904	0.417	0.000	0.001	5.8938	0.317
6	0.012	0.012	4.2283	0.646	-0.007	-0.008	5.1511	0.525	-0.019	-0.019	7.0760	0.314
7	0.001	0.001	4.2283	0.753	-	-	5.244	0.630	0.012	0.011	7.564	0.373

	0		7		0.005	5				8	
					5						
	0.019		5.5244		0.020	6.6787				7.5649	
8		0.018		0.700			0.572	0.000	0.002		0.477
	-0.013		6.0779			7.0771				8.0154	
9		-0.012		0.732	0.012		0.629	0.011	0.011		0.533
	-0.014		6.7974		-0.009	7.3948		-0.009	-0.009	8.3138	
10		-0.014		0.744			0.688				0.598

يوضح الجدول (6) 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 صحته.

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 قيمة P-value أكبر من مستوى المعنوية 5%.

الجدول (6) نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test: ARCH

	UK	Japan	Canada
F-statistic	0.202574	2.564474	1.644824
Prob. F(1,3440)	0.6527	0.1094	0.1998
Obs*R-squared	0.202680	2.564054	1.644994
Prob. Chi-Square(1)	0.6526	0.1093	0.1996

يوضح الجدول (6) نتائج اختبار عدم ثبات التباين Heteroskedasticity Test، حيث نلاحظ أن قيم P(Chi-Square) كانت 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 عوائد أسواق الأسهم بالمملكة المتحدة، اليابان، وكندا . حيث ترتبط تغيرات أسعار صرف الجنيه الاسترليني والين الياباني مقابل الدولار الأمريكي بعلاقة ايجابية تقلبات عوائد الأسهم في كل من المملكة المتحدة واليابان، وبعلاقة عكسية بين تغيرات سعر صرف الدولار الكندي وسوق الأسهم، حيث أن تسعير الأسهم في هذه الأسواق، يأخذ بعين الاعتبار المعلومات الواردة حول التغيرات التي تحدث في أسواق الصرف.

خاتمة

هدفت هذه الدراسة إلى قياس العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وتقلبات عوائد أسواق الأسهم في ثلاثة دول متقدمة (المملكة المتحدة، اليابان، وكندا)، 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 الاغلاق لمؤشرات أسعار الأسهم وأسعار الصرف للفترة الممتدة من جانفي 2001 إلى غاية سبتمبر 2016 (3443 مشاهدة). وتم استخدام عدة اختبارات قياسية واحصائية لمعرفة مدى ملائمة النماذج المقدرة.

أشارت النتائج التجريبية لهذه الدراسة إلى أن ارتباط تقلبات أسواق الأسهم بتغيرات أسعار الصرف، وأن هناك اتجاهات مختلفة لهذه العلاقة في الحالات المدروسة، حيث وجدت تأثير معنوي ايجابي لتقلبات أسعار صرف الجنيه الاسترليني والين الياباني على تقلبات عوائد الأسهم في المملكة المتحدة واليابان، أي أن التقلبات كانت تأخذ نفس الاتجاه، وبالتالي ساهم انخفاض قيمة العملة المحلية (ارتفاع سعر الصرف) في زيادة عوائد سوق الأسهم البريطاني والياباني، على عكس الوضع الذي تم ملاحظته بالنسبة لتأثير الدولار الكندي على عوائد سوق الأسهم في كندا، أين كان اتجاه العلاقة سلبيا. وأشارت النتائج إلى أن ارتفاع حساسية أسعار وعوائد أسواق الأسهم لتغيرات أسعار الصرف في الحالات الثلاثة، ومعنوية هذا التأثير تجعل منها، أي أسعار الصرف، تلعب دورا كبيرا في تحديد ديناميكية عوائد اسواق الأسهم والأسواق المالية بشكل عام.

تؤيد النتائج السابقة المقترح الذي يقضي بضرورة أخذ خطر الصرف بالحسبان في ادارة 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. كما وتوصي الدراسة بضرورة متابعة المستثمرين 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.

(i)- Ki ho Kim, **Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction model**, Review of Financial Economics, working paper N° 12, 2003, p 302.

(ii)- Philipp M. Hildebrand, **Monetary Policy and Financial Markets**, Swiss Society for Financial Market Research, Zurich, 2006, p 4.

(iii)- Benjamin M Tabak, **The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: evidence for Brazil**, Working paper series N° 124, Banco Central Do Brasil, 2006, p4.

(iv)- Hwey Yun Yau & Chien Chung Nieh, **Interrelationships Among Stock Prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen Exchange Rate**, Journal of Asian Economics, working paper N°17, 2006, p 536.

(v)- Gaurav A, et al, **A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility**, International Journal of Business and Management, Vol. 5, No. 12, 2010, pp 62-63.

(vi)-Ying Wu, **Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s**, Journal of Economics and Finance, Vol 24 N°3, 2000, p 261.

(vii)- Raj Aggarwal, **Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates**, Akron Business and Economic Review, 1981, pp 7-12.

(viii)- Bruno H. Solnik, Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note, The Journal of Finance, Vol. 42 (1), 1987, pp 141–149.

(ix)- Soenen, L. & E. Hennigar, **An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices – the US Experience between 1980 and 1986**, Akron Business and Economic Review, 1988, pp 7-16.

(x)- Christopher K. Ma, and G. Wenchi Kao, **On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions**, Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 17 (3), 1990, pp 441–449.

(xi)- Richard A. Ajayi & Mbodja Mougoué, **On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates**, Journal of Financial Research, vol. 19 (2), 1996, pp 193-207.

(xii)- Issam Abdalla & Victor Murinde, **Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines**, Applied Financial Economics, vol. 7 (1), 1997, pp 25-35.
(xiii)- Ajayi, R.A., et al. **On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality**, Global Finance Journal, Vol.9 (2), 1998, pp. 241-251.
(xiv)- Ying Wu, **Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model : The Case of Singapore in the 1990s**, Journal of Economics and Finance, Vol. 24 (3), 2000, pp 260-274.
(xv)- Ramin C. Maysami, & Tiong S. **Koh, A vector error correction model of the Singapore stock market**, International Review of Economics & Financevol. Vol. 9 (1), 2000, pp 79-96.
(xvi)- Chien Ch. Nieh, & Cheng F. Lee, **Dynamic relationship between stock prices and exchangerates for G-7 countries**, The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 41, 2001, pp 477-490.
(xvii)-Kim, K. Ho, **Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate co-integration and error correction model**, Review of Financial Economics, Vol. 12 (3), 2003, 301-313.
(xviii)-Victor Murinde & Sunil Poshakwale, **Exchange Rate and Stock Price Interactions in European Emerging Financial Markets Before and After the Euro**, SSRN Electronic Journal, 2004.
(xix)- Yutaka Kurihara, **The Relationship between Exchange Rate and Stock Prices during the Quantitative Easing Policy in Japan**, International Journal of Business, 2006, pp 29-39.
(xx)- Ming S. Pan, et al, **Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets**, International Review of Economics & Finance, vol. 16(4), 2007, pp 503-520.
(xxi)- Donatas Pilinkus, & Vytautas Boguslauskas, **The Short-Run Relationship between Stock Market Prices and Macroeconomic Variables in Lithuania: An Application of the Impulse Response Function**, economics of engineering decisions, Vol. 5, 2009,
(xxii)- Gary G. Tian, & Shiguang Ma, **The relationship between stock returns and the foreign exchange rate: The ARDL approac**h. Journal of the Asia Pacific Economy, 15 (4), 2010, pp 490-508.
(xxiii)- Chkili Walid et al, **Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach**, Emerging Markets Review, Vol. 12, 2011, pp 272–292.
(xxiv)- Georgios Katechos**, On the relationship between exchange rates and equity returns: A new approach**, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, Vol. 21, 2011, pp 550– 559
(xxv)- Guglielmo M. Caporale et al, **On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010**, Economics and Finance Working Paper Series, No. 13-07, 2013.
(xxvi)-Maheen1 jamil , & Naeem Ullah, **Impact of Foreign Exchange rate on stock prices**, Journal of Business and Management, Vol. 7(3), 2013, pp 45-51.
(xxvii)- Rabia Najaf & Khakan Najaf, **A Study of Exchange Rates Movement and Stock Market Volatility**, Asian Journal of Management, Engineering & Computer Sciences, Vol.1(1), 2016, pp 32-38.
(xxviii)-Julio S. Sabogal, et al, **A test of the efficient market hypothesis with regard to the exchange rates and the yield to maturity in Colombia**, WSEAS TRANSACTIONS on BUSINESS and ECONOMICS, Vol. 13, 2016, pp 321-329.
(xxix)- Engel. Robert F, **Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation**, Econometrica, Vol. 50 (4), 1982, pp: 987-1008.
(xxx)- Bollerslev. Tim, **Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity**, Journal of Econometrics, Vol. 31, 1986, pp: 307-327.
(xxxi)- Brooks. Chris, **Introductory Econometrics for Finance**, 2nd. Ed., Cambridge University Press, 2008, P: 394.