قابلية التنبؤ بالعوائد كأحد انحرافات الأسواق المالية عن فرضية السوق المالي الكفء دراسة حالة السوق المالي السعودي للفترة 2007–2017 باستخدام اختبارات نسبة التباين ونموذج ARIMA(n.d.m) –GARCH(p.q)

Return Predictability as one of the Stock Market Anomalies. Case study of Saudi capital market (2007-2017) Using Variance Ratio tests and ARIMA -GARCH model

ديلمي صباح[1]
أستاذ محاضر ب/ مخبر MIFMA / جامعة تلمسان
sabahdilmi@yahoo.com

زغودي أحمد
مخبر MIFMA /جامعة تلمسان،
zeghoudiahmed@yahoo.com

قدم للنشر في: 2020.09.09 / قُبِل للنشر في: 2020.11.01/ نشر في: 11.12.2020

الملخص:
هدفت الدراسة إلى اختبار قابلية التنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي من خلال العوائد الماضية، كما هدفت إلى اقتراح نموذج للتنبؤ بعوائد السوق. استخدمت الدراسة أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي (TASI) للفترة الممتدة من 2007/9/1 إلى 2017/10/19. ولقد استخدمت الدراسة اختبارات نسبة التباين (اختبار نسبة التباين بطريقة Wild bootstrap واختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد) لاختبار قابلية التنبؤ بالعوائد. كما استخدمت مجموعة من الاختبارات والمعايير لتحديد المواصفات الملائمة لنموذج التنبؤ المقترح ARIMA(n.d.m) -GARCH(p.q)، أظهرت نتائج الدراسة أن عوائد السوق المالي السعودي قابلة للتنبؤ، كما توصلت إلى اقتراح نموذج ARIMA(1.0.1) -GARCH(2.1) كنموذج للتنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي.

الكلمات المفتاحية : العائد، التنبؤ، فرضية السوق المالي الكفء، الانحرافات، ARIMA(n.d.m) -GARCH(p.q)
تصنيف JEL: G17 ، C58.

Abstract :
The main aim of this study is to test return predictability of Saudi capital market through past returns, it also aims to propose a model for forecasting market returns. The study used the daily closing prices of the general index of Saudi capital market (TASI) for the period from 1/9/2007 to 19/10/2017. The study used the variance ratio tests (Wild bootstrap variance ratio test and Sign- based variance ratio test) to

1 المؤلف المراسل: ديلمي صباح، sabahdilmi@yahoo.com

investigate the return predictability. The study used also a set of tests and criteria to determine the appropriate specifications of the proposed forecasting model ARIMA (n.d.m) -GARCH (p.q). The study results showed that the returns of the Saudi capital market are predictable and it suggested ARIMA (1.0.1) -GARCH (2.1) model as a model for predicting the returns of Saudi capital market.
Keywords: Return, Predictability, Efficient Market Hypothesis, Anomalies, ARIMA (n.d.m) -GARCH (p.q).
Jel Classification Codes: G17, C58.

المقدمة:

تعد نظرية السوق الكفء إحدى أهم الموضوعات في أدبيات السوق المالي وأكثرها صلة بباقي مواضيع المالية. ويمكن تعريف السوق الكفء على أنه السوق الذي تعكس فيه الأسعار بشكل تام ودائم كل المعلومات المتاحة.

ويظهر السوق الكفء مجموعة من الخصائص حيث أن أسعار الأوراق المالية لا بد أن تستجيب على نحو سريع وصحيح لاستلام المعلومة الجديدة. كما أن التغيرات في العائد المتوقع للورقة المالية من فترة زمنية لأخرى لا بد أن تكون مرتبطة فقط بالتغيرات في مستوى معدل العائد الخالي من المخاطرة (Risk free rate) والتغيرات في مستوى علاوة المخاطرة (Risk premium) المرتبطة بالورقة المالية، مما يعني أن العوامل غير العوامل المذكورة سابقا لابد ألا تكون لها قدرة تنبئية بالعوائد. كما أن السوق الكفء يتصف باستحالة التمييز بين الاستثمارات المربحة وغير المربحة في المستقبل عن طريق فحص ودراسة خصائص الاستثمارات الحالية، ويقصد بالمربحة أن تكون العوائد أكبر من العوائد العادية المتوقعة مقابل المخاطرة. بالإضافة إلى عدم القدرة على إيجاد فرق ذو أهمية أو دلالة إحصائية بين متوسط الأداء الاستثماري لمجموعة المستثمرين المطلعين ومجموعة المستثمرين غير المطلعين (Haugen, 2001).

ولقد استخدمت الدراسات الميدانية مداخل مختلفة لاختبار فرضية السوق الكفء لفحص مدى اتفاق سلوك الأسواق مع هذه الخصائص، وقد أسفرت هذه الاختبارات في كثير من الأسواق المالية عن أدلة ميدانية سجلت ضد فرضية السوق الكفء ولم تتماشى مع ما تنص عليه هذه الفرضية وسميت هذه الأدلة الميدانية بالانحرافات (anomalies) . ولقد جذبت هذه الانحرافات الظاهرة في الأسواق المالية انتباه العديد من الأكاديميين والممارسين في السوق لعدة عقود ومن أمثلة هذه الانحرافات هي إمكانية التنبؤ بالعوائد من خلال البيانات التاريخية إلى جانب العديد من الانحرافات الأخرى، حيث أن السير العشوائي للأسعار وعدم القدرة على التنبؤ بها هو النتيجة الطبيعية لكون الأسعار تعكس دائماً كل المعلومات المتاحة عنها، وبالتالي إذا كانت تحركات الأسعار قابلة للتنبؤ فذلك سيكون دليلا قاطعا على عدم كفاءة السوق المالي (Bodie et al., 2008) و منه فإن اختبار قابلية التنبؤ بالعوائد من خلال العوائد التاريخية يعتبر مدخلاً بديلاً لاختبار كفاءة السوق المالي.

وتأتي هذه الدراسة لتحرّي قابلية التنبؤ بالعوائد من خلال العوائد التاريخية في السوق المالي السعودي، وبذلك تمثل هذه الدراسة أيضاً اختبارا لكفاءة السوق المالي السعودي، كما تسعى إلى اقتراح نموذج للتنبؤ بعوائد السوق، وبذلك تسعى الدراسة إلى الإجابة على الإشكالية التالية:

هل تظهر العوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي قابلية للتنبؤ بالعوائد من خلال العوائد التاريخية ؟

وقد تم صياغة فرضية الدراسة على النحو التالي:

العوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي غير مرتبطة وغير قابلة للتنبؤ من خلال العوائد التاريخية

الإطار النظري للدراسة

1. فرضية السوق المالي الكفء ومستوياتها

يمكن تعريف السوق الكفء على أنه السوق الذي تعكس فيه الأسعار بشكل تام ودائم كل المعلومات المتاحة، وفقا لهذا اقترح (Fama, 1970) ثلاث أشكال للكفاءة (الشكل الضعيف، الشكل الشبه القوي والشكل القوي لكفاءة السوق) وذلك استنادا إلى طبيعة المعلومات التي تعكسها الأسعار.

تفترض الصيغة الضعيفة لفرضية السوق الكفء أن أسعار الأسهم تعكس كل المعلومات التاريخية عن أسعار الأسهم. بينما تفترض الصيغة الشبه القوية لفرضية السوق الكفء بأن أسعار الأوراق المالية تعكس كل المعلومات المتاحة للجمهور، وهي تشمل معلومات سلاسل الأسعار، المعلومات الواردة في التقارير المحاسبية للشركة وتقارير الشركات المنافسة، المعلومات المعلنة والخاصة بالاقتصاد ككل وأي معلومات أخرى متاحة للجمهور مرتبطة بتقييم الشركة. في حين تفترض الصيغة القوية لفرضية السوق الكفء أن أسعار الأوراق المالية تعكس كل المعلومات، وهي تشمل المعلومات الداخلية أو الخاصة بالإضافة إلى المعلومات المتاحة للجمهور (Haugen, 2001).

ولقد استخدمت الدراسات الميدانية مداخل مختلفة لاختبار فرضية السوق الكفء مثل سلاسل الارتباط لاختبار المستوى الضعيف للكفاءة وكان الهدف من استخدام هذه النماذج الإحصائية هو تحديد درجة العشوائية لسلسلة متتالية من الأسعار. ولقد قام (Fama, 1991) بتوسعة الصيغة الأولى للكفاءة، حيث قام بتوسيع اختبارات الشكل الضعيف للكفاءة إلى فئة أعم من اختبارات التنبؤ بالعوائد. ولقد قسمت اختبارات قابلية العوائد للتنبؤ بها إلى اختبارات الموسمية، اختبارات التنبؤ بالعوائد من خلال العوائد السابقة وكذا اختبارات التنبؤ بالعوائد من خلال خصائص الشركات. كما أن الأدبيات التي تناولت التنبؤ بالعوائد عبر السلاسل الزمنية قسمت إلى ثلاث فروع: التنبؤ بالعوائد بواسطة الأسعار أو العوائد السابقة، التنبؤ بالعوائد بواسطة قيمة المتغيرات الاقتصادية الكلية والمالية لفترات سابقة والتنبؤ بالعوائد بواسطة المتغيرات الوهمية الموسمية (Marquering, 2002).

بينما يهتم كل اختبار من اختبارات الشكل الشبه القوي لكفاءة السوق باستجابة أسعار الأوراق المالية لنوع واحد من المعلومات المولّدة للحدث كتجزئة الأسهم والإصدارات الجديدة للأوراق المالية ،في حين اهتمت الدراسات التي تهدف إلى اختبار الشكل القوي لكفاءة السوق فيما إذا كانت الأسعار تعكس كل المعلومات المتاحة، بمعنى أنه لا أحد يمكنه تحقيق أرباح تفوق أرباح الآخرين بسبب وصوله إلى بعض المعلومات بصفة احتكارية (Fama, 1970). ولقد اقترح (Fama, 1991) تسمية اختبارات الشكل الشبه القوي لكفاءة السوق بدراسات الحدث وتسمية اختبارات الشكل القوي لكفاءة السوق باختبارات المعلومات الخاصة.
إضافة إلى ما سبق فإن إحدى الطرق المستعملة لاختبار كفاءة السوق هي اختبار مدى نجاح استراتيجية تداول معينة على تحقيق معدلات عائد مربحة، أي مدى قدرة الاستراتيجيات على تحقيق عوائد أعلى من العوائد المتوقعة وفقا لأحد النماذج الملائمة كنموذج تسعير الأصول الرأسمالية (Haugen, 2001).

2. أنواع الأنماط التنبئية (اختبارات قابلية التنبؤ بالعوائد)

لقد قام (Fama, 1991) بتوسعة اختبارات المستوى الضعيف للكفاءة إلى فئة عامة سميت باختبارات قابلية التنبؤ بالعوائد وتأتي هذه الاختبارات لفحص مختلف الأنماط الظاهرة في العوائد سواء كانت أنماط مقطعية (Cross-Sectional Patterns) أو أنماط للسلاسل الزمنية (Time-Series Patterns)

1.2 أنماط السلاسل الزمنية

أ. التنبؤ بالعوائد من خلال العوائد السابقة في المدى القصير والطويل (الارتباط المتسلسل،أثر الزخم وأثر الانعكاس أو الارتداد)

إن أحد الطرق المستخدمة لتمييز الاتجاهات أو الأنماط في أسعار الأسهم هي قياس الارتباط المتسلسل (Serial Correlation) لعوائد السوق المالي. ويشير الارتباط المتسلسل إلى ميل عوائد الأسهم إلى أن تكون مرتبطة بالعوائد التاريخية. ويعني الارتباط المتسلسل الموجب ميل العوائد الموجبة إلى أن تكون متبوعة بعوائد موجبة وهو ما يعرف بخاصية الزخم أو الاستمرار(Momentum or Continuation property)، بينما يعني الارتباط المتسلسل السالب ميل العوائد الموجبة إلى أن تكون متبوعة بعوائد سالبة وهو ما يعرف بخاصية الانعكاس أو التصحيح (Reversal, Contrarian or Correction) (Bodie. 2008)

لقد أجريت العديد من الدراسات على العوائد في المدى القصير والتي توصلت إلى قابلية التنبؤ بالعوائد اليومية، الأسبوعية والشهرية من خلال العوائد السابقة، حيث توصل (Fama. 1965) إلى وجود ارتباط ذاتي موجب للعوائد اليومية في 23 من أصل 30 صناعة

لمؤشر داوجونز (Dow Jones)، كما توصل (Fisher. 1966) إلى وجود ارتباط ذاتي موجب للعوائد الشهرية وهو أعلى بالنسبة للمحافظ مقارنة بالأسهم الفردية إلا أن النتائج افتقدت للدلالة الإحصائية.

كما قام كل من (Lo and Mackinlay. 1988) و (Conrad and Kaul. 1988) بدراسة العوائد الأسبوعية لأسهم NYSE وتم التوصل إلى وجود ارتباط ذاتي موجب على المدى القصير مع الإشارة إلى وجود دليل إلى أن الأسهم الفردية أكثر ميلا لخاصية الانعكاس بدلا من الاستمرار في الآفاق القصيرة جدا. وفي اختبار لسلوك أسعار الأسهم على المدى المتوسط (3 أشهر إلى 12 شهر) فقد توصل (Jegadeesh and Titman.1993) إلى وجود أثر الزخم والذي يشير إلى أن الأداء الجيد أو السي المحقق مؤخرا لأسهم معينة يستمر مع مرور الوقت، حيث وجد الباحثان أن المحافظ المكونة من الأسهم ذات أفضل أداء في الماضي القريب تتفوق على المحافظ المكونة من الأسهم ذات أسوأ أداء في الماضي القريب مع موثوقية كافية في تقديم فرص للربح.

وبالنظر إلى التغيرات السعرية المقاسة على فترات طويلة (العوائد في المدى الطويل) فقد توصلت الدراسات إلى دليل مفاده أن هذه التغيرات ترتبط ارتباطا سلبيا فعلى سبيل المثال فقد توصل (Fama and French. 1988a) إلى أن العوائد في المدى الطويل (عوائد 5 سنوات) لعشرة محافظ متساوية الأوزان ومكونة حسب الحجم أظهرت معاملات ارتباط متسلسل سالبة. وإذا تم التسليم بأن هذا الارتباط السلبي حقيقي فهذا يتفق إما مع عدم كفاءة السوق أو مع كفاءة السوق بحيث أن المخاطرة أو النفور من المخاطرة (ومن ثم علاوة المخاطرة) تظهر ارتباط متسلسلا سالب (Haugen. 2001) . كما قد توصل (DeBondt and Thaler.1985) إلى أن الأسهم التي حققت عوائد منخفضة في الثلاث إلى الخمس سنوات الماضية تحقق متوسط عوائد أعلى من الأسهم التي حققت عوائد مرتفعة في الثلاث إلى الخمس سنوات الماضية وهو ما يعرف بأثر الانعكاس أو الارتداد (Contrarian effect) .

ويمكن إرجاع ظاهرتي الزخم في المدى القصير والانعكاس في المدى الطويل إلى أن السوق المالي قد يظهر رد فعل مفرط أو مبالغ فيه للأخبار (Overrection) بحيث يؤدي هذا الأخير إلى ارتباط متسلسل موجب (زخم) على المدى القصير وبعدها يتم تصحيح رد الفعل المفرط بحيث يؤدي هذا التصحيح إلى ضعف الأداء بعد الأداء الجيد والعكس صحيح (Bodie. 2008) .

ب. التنبؤ بالعوائد من خلال متغيرات تنبؤ أخرى لفترات سابقة

لقد أظهرت العديد من الدراسات وجود قابلية للتنبؤ بالعوائد من خلال متغيرات أخرى، فعلى سبيل المثال أظهر (Fama and Schewert. 1977) وجود علاقة عكسية بين عوائد الأسهم الإجمالية (aggregate stock returns) و معدلات الفائدة قصيرة الأجل. كما توصل (Fama and French. 1988b) أن عائد السوق يميل إلى أن يكون أعلى عندما تكون نسبة توزيعات الأرباح إلى السعر مرتفعة .

ت. التنبؤ بالعوائد من خلال المتغيرات الوهمية الموسمية (الآثار الموسمية)

لقد عرفت الآثار الموسمية بميل الأسهم نحو أداء مختلف عبر الفترات الزمنية المختلفة متضمنة بذلك أنماط موسمية كأثر يوم الأسبوع، أثر شهر السنة، أثر جانفي وأثر العطلة (Zhang and Li, 2006).

ولقد عرف (Patev et al., 2003) أثر يوم الأسبوع على أنه ظاهرة تأخذ شكل انحراف عن نظرية السوق المالي الكفء، وفقا لها فإن متوسط العائد اليومي للسوق ليس متساوي عبر جميع أيام الأسبوع كما هو متوقع على أساس نظرية السوق الكفء.

وكما يوحي اسمه فإن أثر شهر السنة يشير إلى وجود نمط موسمي في عوائد الأسهم في شهر محدد من السنة (Keong et al., 2010). إلى جانب كل من أثر يوم الأسبوع وأثر شهر السنة فإن العديد من الدراسات كشفت عن أنماط موسمية أخرى كأثر ما قبل العطلة حيث أظهر (Ariel, 1990) في أول دراسة تناولت هذا النمط الموسمي أن الأيام السابقة للعطل تظهر متوسطات عوائد تتراوح من تسعة إلى أربعة عشرة مرة متوسطات عوائد باقي أيام السنة.

2.3 الأنماط المقطعية

أ. أثر القيمة (أسهم القيمة و أسهم النمو)

تشير العديد من الدراسات ان " أسهم القيمة" (Value stocks) تحقق عوائد أعلى من " أسهم النمو" (Growth stocks) والطريقتان الأكثر شيوعا لتحديد أسهم القيمة هما نسب السعر إلى الأرباح (P/E) والسعر إلى القيمة الدفترية

(P/BV). حيث أن الأسهم ذات مضاعف السعر إلى الأرباح المنخفض والتي يطلق عليها عادة بأسهم القيمة يظهر أنها تحقق عوائد أعلى من الأسهم ذات مضاعف السعر إلى الأرباح المرتفع (Malkiel. 2003). ولقد قام (Basu. 1977) بدراسة أداء محافظ مكونة على أساس نسبة السعر إلى الأرباح (P/E) وذلك للفترة الممتدة من أفريل 1957 إلى مارس 1971 حيث قسمت الأسهم إلى 5 مجموعات (A, B, C , D. E) مرتبة تنازليا حسب نسبة السعر إلى الأرباح (P/E). وقد أظهرت نتائج الدراسة أن العائد السنوي يميل إلى أن يكون أكبر تدريجيا كلما انتقلنا من المحافظ ذات أعلى نسبة (P/E) نحو المحافظ ذات أقل نسبة(P/E)، كما أن أداء المحافظ باستخدام مؤشر جنسن للأداء (Jensen Index) يتحسن أيضا كلما انتقلنا من المحافظ ذات أعلى نسبة (P/E) نحو المحافظ ذات أقل نسبة (P/E) . كما تعتبر نسبة السعر إلى القيمة الدفترية عامل تنبؤ مفيد بالعوائد المستقبلية وتعتبر نسبة السعر إلى القيمة الدفترية المنخفضة سمة مميزة لأسهم القيمة ولقد توصل (Fama and French. 1993) إلى أن الحجم ونسبة السعر إلى القيمة الدفترية يوفران معا قوة تفسيرية كبيرة للعوائد المستقبلية وما أن يتم أخذهما بالحسبان فإن تأثيرا إضافيا بسيطا قد يعزى إلى مضاعف السعر إلى الأرباح (P/E).

ب. أثر الحجم

إن أثر الشركات الصغيرة أو أثر الحجم هو أحد انحرافات السوق الذي يوضح أن حجم الشركة له تأثير على عوائد الأسهم، حيث أن العديد من الدراسات وجدت أن الشركات الصغيرة تحقق عوائد أعلى من الشركات الكبيرة. ولقد كان (Banz. 1981) أول من وثّق أثر الحجم، حيث قام بدراسة جميع الأسهم المدرجة في NYSE خلال الفترة 1926-1975 وقد تم التوصل إلى أن الشركات الصغيرة تحقق في المتوسط عوائد معدلة بالمخاطر أعلى من الشركات الكبيرة.

الأدبيات التطبيقية

بالإضافة إلى الدراسات المرجعية التي وثقت لأول مرة مختلف الأنماط التنبئية سواء أنماط مقطعية أو أنماطا للسلاسل الزمنية فقد تتالت الدراسات التي تناولت قابلية التنبؤ بالعوائد في أسواق وفترات مختلفة مع تطور أدوات الاختبار المستخدمة مع الزمن وفيما يلي بعض من هذه الدراسات:

في دراسة حول ستة أسواق آسيوية ناشئة قام (**Fatnassi and Abaoub, 2011**) باختبار إمكانية التنبؤ بالعوائد في كوريا، هونغ كونغ، الهند، اندونيسيا، تايوان وسنغفورة مستخدمة في ذلك البيانات الأسبوعية لمؤشرات هذه الأسواق للفترة جويلية 1997 إلى غاية ديسمبر 2008، وقد استخدمت الدراسة اختبار نسبة التباين وقد توصلت الدراسة إلى رفض فرضية السير العشوائي لكل من هونغ كونغ، اندونيسيا وسنغفورة وبالتالي وجود إمكانية للتنبؤ بعوائد هذه المؤشرات بينما لم ترفض فرضية السير العشوائي لباقي الأسواق. وقد اقترحت الدراسة نماذج بديلة للتنبؤ بكل من العوائد وتذبذبها حيث تم اقتراح نماذج ARIMA (p,1, q)- Garch(h,r) في المؤشرات التي لا تتبع فرضية السير العشوائي بينما تم اقتراح نماذج Garch(h,r) فقط في المؤشرات التي تتبع فرضية السير العشوائي ، وذلك بإيجاد نموذج ARIMA(p,1, q) المناسب لكل مؤشر باتباع منهجية Box- jenkins ثم تحديد نموذج Garch الملائم لنمذجة التباين المشروط لكل مؤشر. كما تم التأكد من صحة النماذج المختارة لكل مؤشر ومدى ملائمتها للبيانات من خلال اختباري Ljung-Box و BDS على بواقي النماذج وقد خلصت الدراسة إلى ملائمة هذه النماذج وامكانية استخدامها في التنبؤ بكل من العوائد وتذبذبها.

وجاءت **دراسة** (**Jorg Bley, 2011**) من أجل اختبار المستوى الضعيف للكفاءة من خلال اختبار امكانية التنبؤ بالعوائد في الأسواق المالية لدول التعاون الخليجي (البحرين، الكويت، عمان، قطر، السعودية والامارات العربية المتحدة(مستخدمة في ذلك البيانات اليومية، الأسبوعية والشهرية لمؤشرات الدراسة وذلك للفترة 2000-2009 وللفترتين الجزئيتين 2000-2004 و 2005-2009. وقد استخدمت الدراسة كل من اختبارات جذر الوحدة (ADF,PP, KPSS) ، اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي واختبار نسبة التباين. وقد توصلت الدراسة إلى وجود جذر الوحدة في السلاسل الزمنية اليومية بالنسبة لجميع المؤشرات مع وجود ارتباط في هذه السلاسل ما يعني رفض فرضية السير العشوائي لهذه السلاسل وهو ما أكدته نتائج اختبار نسبة التباين، كما قام الباحث بتعديل البيانات بالنسبة لضعف التداول إلا أن هذا الاجراء لم يؤدي إلى ظهور اختلاف في النتائج، وبصفة عامة فقد تم

رفض فرضية السير العشوائي باستخدام البيانات اليومية في حين ظهرت فروقات بين الأسواق المدروسة عند استخدام البيانات الأسبوعية والشهرية.

وقد اقترحت الدراسة نماذج مختلفة للتنبؤ بعوائد مؤشرات الدراسة والتي تمثلت في كل من نماذج AR(p) و نماذج ARMA(p, q) و أحد نماذج GARCH ولقد تم الاعتماد على كل من معياري أكايك (AIC) وشوارتز (SIC) في اختيار الترتيب الملائم لكل من p وq في نماذج ARMA(p, q) كما تم استخدام نفس المعايير في اختيار نموذج GARCH الانسب لكل سوق من بين نماذج GARCH، GARCH-M، PARCH، TARCH، EGARCH و، EGARCH-M كما تم المفاضلة بين الثلاثة نماذج المقترحة لكل سوق عن طريق المعايير RMSE, MAE, MAPE، وقد اظهرت النتائج عدم وجود فروقات في القدرة التنبئية للنماذج المقترحة.

أما **دراسة (AL–Ajmi and Kim, 2012)** فقد هدفت ايضا لاختبار فرضية السير العشوائي في الأسواق المالية لدول التعاون الخليجي (البحرين، الكويت، عمان، قطر، السعودية و الامارات العربية المتحدة) إلا أنها اعتمدت على اختبارات نسبة التباين المتعدد و (Wild bootstrap test, Joint sign test, Chen and Deo test) و قد تمثلت بيانات الدراسة في الأسعار اليومية والأسبوعية لمؤشرات الدراسة وذلك للفترة الممتدة من 1999/12/31 إلى 2010/2/3 باستثناء كل من أبو ظبي ودبي أين ابتدأت فترة الدراسة من 2001/10/1 و 2003/12/31 على الترتيب، وبعد احتساب سلاسل العوائد اليومية والأسبوعية تم تعديلها باثر ضعف التداول وتم تطبيق الاختبارات الثلاثة السابقة على سلاسل العوائد الخام و المعدلة باثر ضعف التداول.

وقد توصلت الدراسة إلى وجود دليل قوي على عدم كفاءة الأسواق المدروسة عند استعمال كل من العوائد اليومية الخام والمعدلة وكذا العوائد الأسبوعية الخام وبدرجة اقل عند استعمال العوائد الأسبوعية المعدلة. وبهدف اختبار اثر الازمة العالمية على كفاءة هذه الأسواق قام الباحثان باختبار كفاءة هذه الأسواق للفترتين الجزئيتين السابقة واللاحقة لأوت 2008 وقد كانت نتائج الفترة الجزئية الاولى مشابهة لنتائج فترة الدراسة كاملة، اما بالنسبة للفترة الجزئية الثانية فقد توصلت الدراسة إلى كفاءة كل من السوق المالي السعودي وسوق دبي المالي في حالة العوائد اليومية الخام، بينما ظهرت كفاءة كل الأسواق المدروسة باستثناء البحرين في حالة العوائد اليومية المعدلة، أما عند استخدام العوائد الأسبوعية فقد أظهرت نتائج الدراسة كفاءة كل الأسواق باستثناء البحرين، دبي وقطر في حالة العوائد الخام وفي كل الأسواق باستثناء البحرين وقطر في حالة العوائد المعدلة.

دراسة (Lim et al, 2013) هدفت هذه الدراسة إلى اعادة اختبار قابلية التنبؤ بالعوائد في ثلاثة مؤشرات (DJIA, S&P 500, NYSE Composite) وقد تمثلت بيانات الدراسة في الأسعار اليومية لهذه المؤشرات وذلك للفترة الممتدة من 1969/12/31 إلى 2008/12/31، وقد استخدمت الدراسة اختبارين للارتباط الذاتي وهما اختبار Automatic Box-Pierce (AQ) واختبار Wild Bootstrapped Automatic Variance Ratio (WBAVR).

ولقد قامت الدراسة اولا باختبار قابلية التنبؤ المطلقة وذلك بتطبيق الاختبارين على فترة الدراسة كاملة وقد توصلت الدراسة إلى نتائج متعارضة بين الاختبارين ففي حين تم رفض فرضية العدمية والقائمة على عدم وجود الارتباط المتسلسل بين العوائد بقوة لكافة مؤشرات الدراسة باستخدام اختبار(AQ) مايعني قابلية التنبؤ بعوائدها فقد أظهر اختبار (WBAVR) ان عوائد مؤشرات الدراسة غير قابلة للتنبؤ، وقد أشار الباحثون ان هذا الاختلاف لا يعود إلى تفاوت قوة الاختبارين وانما قد يكون السبب هو امكانية اغفال الانماط التنبؤية قصيرة المدى عند استعمال فترة الدراسة مجتمعة. كما قامت الدراسة في خطوة موالية باختبار قابلية التنبؤ النسبية باستخدام منهجية (Fixed Length Rolling Window) لفترة الدراسة كاملة وللفترتين الجزئيتين 1970-1989 و1990-2008 حيث تم تطبيق الاختبارين على نافذة متحركة طولها 500 مشاهدة ومتحركة بمشاهدة واحدة في كل مرة.

وقد اظهرت النتائج ان مؤشر NYSE Composite هو اكثر مؤشرات الدراسة قابلية للتنبؤ بعوائده بينما اقلها هو مؤشر DJIA، كما ان جميع مؤشرات الدراسة أبدت انخفاض كبير في في قابلية التنبؤ في الفترة الجزئية الثانية مايعني ان السوق المالي الامريكي اصبح أكثر كفاءة في اخر عقدين من فترة الدراسة، وبالنظر إلى قابلية التنبؤ عبر الزمن فقد تم التوصل إلى ان معظم الفترات

التي اظهرت ارتباطا ذو دلالة احصائية بين العوائد كانت مرتبطة بمجموعة من الاحداث الخارجية التي اثرت على كفاءة هذه المؤشرات وهو ما يتماشى مع فرضية السوق المتكيفة (Adaptive market hypothesis)

وقد اتبعت دراسة (**Smith and Dyakova, 2016**) نفس المنهجية السابقة في سبعة اسواق مالية في امريكا الجنوبية (الارجنتين، البرازيل، الشيلي، الاكوادور، المكسيك، البيرو وفنزويلا) بالاضافة إلى كندا والولايات المتحدة الامريكية مستخدمة لذلك ثلاثة اختبارات لنسبة التباين. ولقد تمثلت بيانات الدراسة في الأسعار اليومية لمؤشرات الدراسة خلال الفترة الممتدة من 1994/2/1 إلى غاية 2011/12/30. وقد اشارت نتائج قابلية التنبؤ المطلقة إلى عدم امكانية رفض فرضية المارتينجال في سوق البرازيل بالنسبة لجميع الاختبارات ما يعني ان العوائد غير قابلة للتنبؤ، كم تم رفض الفرضية السابقة في كندا ولكن باختبار واحد من أصل الثلاثة المستخدمة، بينما رفضت الفرضية لجميع الأسواق السبعة المتبقية وفي جميع الاختبارات ما يعني قابلية التنبؤ بالعوائد في هذه الاسواق.

كما اشارت نتائج قابلية التنبؤ النسبية إلى أن أعلى درجة من قابلية التنبؤ سجلت في كل من الشيلي والبيرو بينما سجلت اقل درجة لقابلية التنبؤ في كل من الارجنتين والبرازيل. كما اظهرت النتائج ان قابلية التنبؤ متغيرة عبر الزمن حيث اظهرت معظم الأسواق انخفاضا في درجة قابلية التنبؤ في الفترة 2007-2011 مقارنة بالفترة 1996-2000 باستثناء كل من الاكوادور والولايات المتحدة حيث اظهرت ارتفاعا لقابلية التنبؤ بالعوائد عبر الزمن.

منهجية الدراسة

1. بيانات الدراسة

تمثلت البيانات المستخدمة في هذه الدراسة في أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي وذلك للفترة الممتدة من 2007/9/1 إلى 2017/10/19. حيث بلغ عدد المشاهدات 2544 مشاهدة. وقد تم الحصول على بيانات الدراسة من المعلومات التاريخية لأسعار إغلاق المؤشر العام للسوق TASI (Tadawul All SHARES Index) المنشورة على الموقع https://www.investing.com/equities/dfm-historical-data

تم احتساب العائد اليومي للمؤشر العام للسوق المالي السعودي حسب الصيغة التالية:

$$R_t = (Ln\ P_t - Ln\ P_{t-1})^* 100$$

حيث: R_t = العائد اليومي للمؤشر العام للفترة الحالية (t).

P_t = سعر الإغلاق اليومي للمؤشر العام للفترة الحالية (t).

P_{t-1} = سعر الإغلاق اليومي للمؤشر العام للفترة السابقة (t-1).

2. الاختبارات الأولية لبيانات الدراسة

في هذا الجزء سيتم إظهار الإحصاءات الوصفية والمتمثلة في الوسط الحسابي، الانحراف المعياري، الالتواء، التفلطح واختبار التوزيع الطبيعي الخاصة بعوائد مؤشر الدراسة.

ومن أجل اختبار مدى سكون السلسلة الزمنية للعوائد سيتم الاعتماد على اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests) والمتمثلة في كل من اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller Test) واختبار فليبس بيرون (Philips-Perron Test) حيث يقوم الاختبارين على ما يلي : (Gujarati and Porter, 2009)

أ. اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller Test)

يفحص اختبار ديكي فولر الفرضية العدمية التي تنص على وجود جذر الوحدة، وبالتالي عدم سكون السلسلة الزمنية عن طريق اختبار (t). ويمكن توضيح ذلك من خلال المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho\ Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

وبطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة (1) تأخذ المعادلة الصيغة التالية :

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)\ Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (1')$$

$$\Delta Y_t = \delta\ Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1'')$$

ويمكن أن تأخذ المعادلة (1'') الأشكال التالية:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta\ Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث:

β_1: الثابت (أو القاطع)

t: متغير الزمن (أو الإتجاه)

وفقا للمعادلات الثلاثة الأخيرة يمكن صياغة فرضيات اختبار ديكي فولر كما يلي :

$H_0: \delta = 0$ (وجود جذر الوحدة أو عدم سكون السلسلة الزمنية)

$H_1: \delta < 0$ (سكون السلسلة الزمنية)

ب. اختبار فليبس بيرون (Phillips-Perron Test)

يفحص اختبار فليبس بيرون سكون السلسلة الزمنية من خلال نفس فرضيات اختبار ديكي فولر، ويبقى الاختلاف في أن اختبار ديكي فولر يعالج مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية من خلال إدراج فترات تباطؤ للمتغير التابع ΔY_t. أما اختبار فليبس بيرون فيعتمد طرق إحصائية لا معلمية لأخذ مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية بعين الاعتبار دون إضافة فترات تباطؤ للمتغير التابع .

3. اختبارات قابلية التنبؤ بالعوائد (اختبارات نسبة التباين)

يفترض نموذج السير العشوائي أن أسعار الورقة المالية تعكس بشكل تام المعلومات المتاحة، كما ينطوي على استقلالية التغيرات السعرية (العوائد) المتتالية. وهوما يمكن تمثيله بالصيغة التالية:

$$f(r_{j,t+1} / \phi_t) = f(r_{j,t+1})$$

$r_{j,t+1}$:عائد الورقة المالية j في الزمن t+1

ϕ_t :مجموعة المعلومات في الزمن t

يمكن تمثيل فرضية السير العشوائي بالمعادلة التالية:

$\mathbf{Ln\ P_t = \mu + Ln\ P_{t-1} + \varepsilon_t}$ أو $\mathbf{r_t = \mu + \varepsilon_t}$ $\varepsilon_t \sim$ IID

على الرغم من أن الصيغة التقليدية لفرضية السير العشوائي تفترض أن يكون توزيع حد الخطأ العشوائي ε_t مستقلا ومتماثلا (IID)، إلا أن هناك أدلة متزايدة على أن البيانات المالية تتميز بعدم ثبات التباين عبر الزمن وحيادها عن التوزيع الطبيعي. وبما أن عدم قابلية التنبؤ بالتغيرات السعرية أو عدم ترابطها هو موضع الاهتمام فإن رفض السير العشوائي بسبب عدم ثبات التباين أو الحياد عن التوزيع الطبيعي يعتبر أقل أهمية من الرفض القائم على اختبار يتعامل مع هاتين المشكلتين (Lo and Mackinlay, 1988). ويمكن تلخيص ما سبق بما يعرف بفرضية المارتينجال (martingale hypothesis) كفرضية عدمية بدلا من فرضية السير العشوائي التي طالما تم رفضها في الأسواق والتي تعتبر نسخة اقل تقييدا أو تزمتا من فرضية السير العشوائي حيث تشترك فرضية المارتينجال مع فرضية السير العشوائي في خاصية استقلالية العوائد الا انها تسمح للتباين بان يكون متغيرا عبر الزمن وبالتالي فهي نسخة أكثر عمومية من فرضية السير العشوائي (Smith and Dyakova, 2016).

وغالبا ما يستخدم اختبار نسبة التباين لاختبار الفرضية القائلة ان سلسلة زمنية معينة أو فروقها الأولى (العوائد) تتبع فرضية السير العشوائي أو فرضية المارتينجال.

أ. اختبارات نسبة التباين الفردية Individual Variance Ratio Tests

لقد قام (Lo and Mackinlay, 1988) بتطوير اختبار إحصائي يفحص ارتباط التغيرات السعرية أو العوائد وفي نفس الوقت يسمح بعدم تجانس التباين والمسمى باختبار نسبة التباين (Variance RatioTest) مع الإشارة ان الباحثين قاما بتطوير نفس الاختبار في حالة ثبات التباين أيضا.

وتحدد نسبة تباين عائد الفترة k بالصيغة التالية: (Charles and Darné. 2009)

$$VR_{(k)} = \frac{\text{var}(r_t + r_{t-1} + ... + r_{t-k+1})/k}{\text{var}(r_t)}$$

$$= \frac{\text{var}(\ln p_t - \ln p_{t-k})/k}{\text{var}(\ln p_t - \ln p_{t-1})} = 1 + 2\sum_{i=1}^{k-1} \frac{(k-i)}{k}\rho_i$$

ρ_i : معامل الارتباط لفترة الابطاء i

إن الفكرة الأساسية لاختبار نسبة التباين ترتكز على أنه عندما تكون العوائد غير مرتبطة عبر الزمن لابد أن يتحقق ما يلي:

$$\text{var}(r_t + r_{t-1} + ... + r_{t-k+1}) = K\ \text{var}(r_t)$$

وهذا يعني أن:

$H_0 : VR_{(k)} = 1$ (الفرضية العدمية لاختبار نسبة التباين)

وبالتالي يمكن النظر إلى اختبار نسبة التباين كاختبار تكون فرضيته العدمية H_0 كما يلي:

$$H_0 : \rho_1 = ... = \rho_k = 0$$

وهذه الفرضية تنص على أن العوائد غير مرتبطة.

ويمكن اجراء الاختبار من خلال احصائيات تستند على مقدر لنسبة التباين والذي يمكن تمثيله كما يلي (wright. 2000):

$$VR_{(r\,;\,k)} = \frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}(r_t + r_{t-1} + ... + r_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(r_t - \hat{\mu})^2}$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r_t$$

ولقد اقترح (Lo and Mackinlay, 1988) احصائيتين في حالة ثبات التباين $M_{1(r\,;\,k)}$ وعدم ثبات التباين $M_{2(r\,;\,k)}$ كما يلي:

$$M_{1(r\,;\,k)} = [VR_{(r\,;\,k)} - 1] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}\right]^{-\frac{1}{2}}$$

$$M_{2(r\,;\,k)} = [VR_{(r\,;\,k)} - 1] \times \left[\sum_{j=1}^{k-1}\left(\frac{2(k-j)}{k}\right)^2 \delta_j\right]^{-\frac{1}{2}}$$

$$\delta_j = \left\{\sum_{t=j+1}^{T}\left(r_t - \hat{\mu}\right)^2\left(r_{t-j} - \hat{\mu}\right)^2\right\} \div \left\{\left[\sum_{t=1}^{T}\left(r_t - \hat{\mu}\right)^2\right]^2\right\}$$

ولقد طور (wright. 2000) اختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد ومعتمدا على مقدر نسبة التباين السابق حيث اقترح الاحصائيتين التاليتين :

$$S_1(k)= \left[\frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}(s_t + s_{t-1} + ... + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=k}^{T}(s_t)^2} - 1 \right] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}}$$

$s_t = +1$ (العوائد موجبة), $s_t = -1$ (العوائد سالبة)

$$S_2 \qquad (K) \qquad = \left[\frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}[\ s_t(\overline{\mu}) + s_{t-1}(\overline{\mu}) + ... + s_{t-k+1}(\overline{\mu})]^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=k}^{T} s_t(\overline{\mu})^2} - 1 \right] \times \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right]^{-\frac{1}{2}}$$

$$s_t = 2u(x_t, 0)$$

$$s_t(\overline{\mu}) = 2u(r_t, \mu)$$

$$u(r_t, q) = 0.5 \text{ si } r_t \rangle q\ ,\ u(r_t, q) = -0.5 \text{ si } r_t \le q$$

تفترض الإحصائية S_1 أن الحد الثابت يساوي الصفر $\mu=0$

ب. اختبارات نسبة التباين المتعددة Multiple Variance Ratio Tests

تقوم اختبارات نسبة التباين الفردية على اختبار الفرضية العدمية لقيمة ابطاء زمني وحيدة k حيث تنص فرضيتها العدمية على أن نسبة التباين لفترة الابطاء k تساوي الواحد (H_0: VR(k)=1)

بينما تقوم اختبارات نسبة التباين المتعددة على اختبار الفرضية العدمية التي تنص على ان نسبة التباين لجميع فترات التباطؤ تساوي الواحد (H_0: $VR(k_1) = VR(k_2) = ... = VR(k_I) = 1$)

ولقد اقترح (**Chow and Denning**. **1993**) اختبارا للفرضية الأخيرة بحيث تمثل إحصائية هذا الاختبار كما يلي:

$$MV_1 = \max_{1 \le i \le I} |M_1(k_i)|$$

$$MV_2 = \max_{1 \le i \le I} |M_2(k_i)|$$

بحيث يكون رفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية α في الحالة التالية:

$$MV \rangle \left[1 - \frac{\alpha^*}{2} \right]$$

$$\alpha^* = 1 - (1-\alpha)^{\frac{1}{I}}$$

كما اقترح (**Belaire – Franch and Contreras**. **2004**) اختبارا متعدد لنسبة التباين معتمدا في ذلك على اختبار (wright. 2000) المبني على إشارة العوائد و منتهجا نفس طريقة (**Chow and Denning**. **1993**) لاختبار الفرضية المتعددة و تتمثل إحصائية هذا الاختبار فيما يلي:

$$CD_{S(1)} = \max_{1 \le i \le I} |S_1(k_i)|$$

$$CD_{S(2)} = \max_{1 \le i \le I} |S_2(k_i)|$$

كما انتهج (**Kim and Shamsudin**. **2008**) نفس الطريقة السابقة لاختبار الفرضية المتعددة لاختبار الإشارة ولكن بالنسبة للإحصائية الأولى فقط S_1 (k)

$$JS_1 = \max_{1\le i\le I}\left|S_1(k_i)\right|$$

ث. اختبار نسبة التباين بطريقة Wild bootstrap

لقد قام (**Kim. 2006**) بتطبيق طريقة Wild bootstrap على كل من إحصائية Lo and Mackinlay ($M_2(r;$ k)) وإحصائية Chow and Denning (MV_2) لاختبار نسبة التباين. ويكن اجراء اختبارWild bootstrap القائم على MV_2 عبر ثلاثة مراحل كما يلي:

1) تشكيل عينة bootstrap ذات T مشاهدة كما يلي: $r_t^* = \eta_t r_t (t = 1,....T)$ حيث η_t عبارة عن سلسلة عشوائية (random sequence) ذات $E(\eta_t)=0$ و $E(\eta^2)=1$

2) حساب MV^* وفق الصيغة التالية $MV^* = MV_2(r^*;k_i)$، حيث $MV_2(r^*;k_i)$ هي إحصائية MV_2 المحصل عليها من عينة bootstrap r_t^* المشكلة في المرحلة (1)

3) إعادة المرحلتين (1) و (2) بشكل كافي ولنقل m مرة لتشكيل توزيع bootstrap للاختبار الاحصائي كما يلي $\{ MV^*(j) \}_{j=1}^m$ أو $\{ MV_2(X^*;k_j;j) \}_{j=1}^m$

ويتم تحديد قيمة p للاختبار على انها نسبة $\{ MV^*(j) \}_{j=1}^m$ الأكبر من MV_2 المحصل عليها من العينة الأصلية

4. اقتراح نموذج للتنبؤ بالعوائد ARIMA(n.d.m) -GARCH(p.q)

1.4 تحديد المواصفات الملائمة للنموذج

أ. اختيار المواصفات الملائمة لنموذج ARIMA(n.d.m)

لاختيار الترتيب الملائم لهذا النموذج يتم أولا تحديد درجة تكامل السلسلة d والتي يتم تحديدها انطلاقا من اختبارات الاستقرارية. بينما يمثل n عدد التباطؤات الزمنية أي عدد حدود الانحدار الذاتي AR(n)، كما يمثل m عدد حدود المتوسطات المتحركة MA(m)، ويتم تحديدها بناء على نتائج اختبار ليجانج بوكس باستخدان شكلي دالتي الارتباط الذاتي ACF، والارتباط الذاتي الجزئي PACF

ب. اختيار الترتيب الملائم لكل من p وq ضمن نموذج ARIMA(n.d.m)- GARCH(p.q)

اختبار الترتيب الملائم لكل من p و q سيكون بالاعتماد على معياري أكايك (AIC) وشوارتز (SIC). وبالأخذ بعين الاعتبار إمكانية تعارض المعيارين في اختيار النموذج الأمثل سيتم أيضا الاعتماد على معيار هنان كوين (HQ). وتختار المعايير الثلاثة السابقة النموذج الامثل أي الترتيب الملائم لكل من pوq على أنه النموذج الذي يتحقق فيه أقل قيم لهذه المعايير.

2.4 اختبارات الأخطاء العشوائية لنموذج الدراسة (اختبارات حسن تخصيص النموذج)

من أجل التأكد من صحة صياغة النموذج سيتم تطبيق اختبار Ljung-Boxعلى الأخطاء العشوائية عند فترات التباطؤ 5، 10، 15 و20 للتأكد من حل مشكلة الارتباط الذاتي ويأتي هذا الاختبار لفحص الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية، كما سيتم تطبيق اختبار ARCH-LM لنفس فترات التباطؤ ويأتي هذا الاختبار لفحص الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود أثر ARCH.، وذلك للتأكد من حل مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ.

5.التحليل الإحصائي واختبار الفرضيات

1.5 الاختبارات الأولية لبيانات الدراسة

أ. الإحصاءات الوصفية

يوضح الجدول (1) الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي وذلك للفترة الممتدة من 2007/9/1 إلى 2017/10/19.

جدول رقم (1) الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية

عدد المشاهدات	الوسط الحسابي	أعلى قيمة	أدنى قيمة	الانحراف المعياري	الالتواء	التفلطح	J-B	الاحتمال
2544	-0.005218	9.0873	-	1.393710	-0.858502	13.7167	12486.	0.000000

	55	9			10.328 45	70		

المصدر: من إعداد الباحثين.

يتضح من الجدول (1) أن سلسلة العوائد تظهر التواء سالبا مما يعني عدم وجود تماثل في توزيع هذه العوائد والتوائها نحو اليسار، كما أن سلسلة العوائد تظهر تفلطحا أعلى مما هو عليه في التوزيع الطبيعي (أكبر من ثلاثة) ما يعني أنها قليلة التفلطح، ولقد جاءت نتائج اختبار Jarque-Bera مدعمة لنتائج الالتواء والتفلطح حيث رفضت فرضية التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية 1%.

ب. نتائج اختبارات جذر الوحدة للعوائد اليومية لمؤشرات الدراسة

يوضح الجدول (2) نتائج اختباري ديكي فولر الموسع وفليبس بيرون للعوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي حيث تشير نتائج الجدول (2) إلى رفض الفرضية العدمية لاختباري ديكي فولر وفليبس بيرون عند مستوى معنوية 1% في جميع الحالات (القاطع، القاطع والاتجاه، بدون القاطع والاتجاه)، حيث تبين أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الحرجة لكلا الاختبارين ADF_{Cal} $< ADF_{Cri}$ و $PP_{Cal} < PP_{Cri}$ في جميع الحالات. وهذا يعني أن سلسلة العوائد ساكنة عند المستوى $I(0)$ وفقاً لكلا الاختبارين، وهو الأمر الذي يجنب الحصول على نتائج زائفة.

جدول رقم (2) نتائج اختباري ديكي فولر الموسع وفيليبس بيرون لعوائد مؤشر الدراسة

نتائج اختبار ديكي فولر الموسع				
الحالة	**القاطع والاتجاه**	**القاطع**	**بدون القاطع والاتجاه**	**درجة التكامل**
القيمة المحسوبة	-21.06792	-45.57710	-21.07624	$I(0)$
القيمة الحرجة عند 1%	-3.961680	-3.432728	-2.565879	
القيمة الحرجة عند 5%	-3.411588	-2.862476	-1.940949	
القيمة الحرجة عند 10%	-3.127662	-2.567314	-1.616615	
النتيجة	**رفض H_0**	**رفض H_0**	**رفض H_0**	
نتائج اختبار فيليبس بيرون				
القيمة المحسوبة	-45.58920	-45.59779	-45.60642	$I(0)$
القيمة الحرجة عند 1%	-3.961653	-3.432728	-2.565872	
القيمة الحرجة عند 5%	-3.411575	-2.862476	-1.940948	
القيمة الحرجة عند 10%	-3.127654	-2.567314	-1.940948	
النتيجة	**رفض H_0**	**رفض H_0**	**رفض H_0**	

المصدر: من إعداد الباحثين

2.5 نتائج اختبارات قابلية التنبؤ بالعوائد (نتائج اختبارات نسبة التباين)

يوضح الجدول رقم (3) نتائج اختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد، كما يوضح الجدول رقم (4) نتائج اختبار Lo and Mackinlay و Chow and Denning بطريقة Wild bootstrap.

من خلال الجدول رقم (3) يظهر أن درجة المعنوية 5% أكبر من احتمالية القيمة المحسوبة للاختبار سواء للاختبار المتعدد أو الاختبارات الفردية، ومن ثم تم رفض الفرضية العدمية والتي تنص على أن سلسلة عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي تخضع لفرضية المارتينجال (martingale hypothesis) مما يعني أن عوائد السوق المالي السعودي قابلة للتنبؤ.

جدول رقم (3) نتائج اختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد

الاختبار المتعدد	
JS_1	13.86130

قيمة – P – (الاحتمالية)	0.0000

الاختبارات الفردية			
الفترات(k)	VR(k)	S1(k)	قيمة – P –
2	0.725128	-13.86130	0.0000
4	0.561935	-11.80804	0.0000
8	0.473653	-8.973072	0.0000
16	0.413095	-6.723885	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين

كما نلاحظ من خلال الجدول رقم (4) أن نتائج إختباري Lo and Mackinlay و Chow and Denning بطريقة Wild bootstrap تؤكد نتائج اختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد أي أن عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي لا تخضع لفرضية المارتينجال (martingale hypothesis) مما يعني أن عوائد السوق المالي السعودي قابلة للتنبؤ. مع الإشارة إلى أن نتائج هذين الاختبارين على السلسلة الاصلية أعطت نفس النتائج المحصل عليها بطريقة Wild bootstrap.

جدول رقم (4) نتائج اختبار Lo and Mackinlay و Chow and Denning بطريقة Wild bootstrap

الاختبار المتعدد	
MV_2^*	9.821692
قيمة – P – (الاحتمالية)	0.0000

الاختبارات الفردية			
الفترات(k)	VR(k)	$M_2^*(k)$	**قيمة – P –**
2	0.536470	-9.821692	0.0000
4	0.283861	-8.524492	0.0000
8	0.142451	-6.858879	0.0000
16	0.068189	-5.364102	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين

3.5 المواصفات الملائمة للنموذج المقترح للتنبؤ بالعوائد ARIMA(n.d.m)- GARCH(p.q)

أ. اختيار المواصفات الملائمة لنموذج ARIMA(n.d.m)

بما أن السلسلة مستقرة عند المستوى، فإن درجة التكامل d تساوي 0، ويبقى تحديد درجة (n, m) عن طريق اختبار Ljung–Box، وبتقدير دالة الارتباط الذاتي ACF، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF، وبالتالي من خلال الشكل، يظهر أن الدالتين مفسرتين فقط عند أول فترة تباطؤ زمني، ومن ثم يضمحل هذا الأثر ويصبح داخل مجال الثقة. كنتيجة نهائية يمكن القول أن نموذج الدراسة من الشكل: **ARIMA(1.0.1)**، أو الشكل **ARMA(1.1)**.

جدول رقم (5) نتائج تقدير دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob

|* |	|* |	1	0.100	0.100	25.655	0.000
| |	| |	2	0.035	0.026	28.855	0.000
| |	| |	3	0.016	0.010	29.478	0.000
| |	| |	4	-0.019	-0.023	30.446	0.000
| |	| |	5	0.032	0.036	33.094	0.000
| |	| |	6	-0.016	-0.021	33.716	0.000
| |	| |	7	-0.039	-0.037	37.588	0.000
| |	| |	8	-0.021	-0.015	38.766	0.000
| |	| |	9	0.005	0.013	38.838	0.000
| |	| |	10	-0.040	-0.043	42.979	0.000
| |	| |	11	0.053	0.062	50.287	0.000
| |	| |	12	0.007	-0.001	50.406	0.000
| |	| |	13	0.056	0.055	58.395	0.000
| |	| |	14	0.038	0.021	62.064	0.000
| |	| |	15	-0.012	-0.017	62.441	0.000
| |	| |	16	0.028	0.023	64.407	0.000
| |	| |	17	-0.023	-0.027	65.738	0.000
| |	| |	18	0.007	0.011	65.865	0.000
| |	| |	19	0.054	0.057	73.445	0.000
| |	| |	20	0.033	0.027	76.199	0.000
| |	| |	21	-0.026	-0.030	77.936	0.000
| |	| |	22	-0.007	-0.006	78.066	0.000
| |	| |	23	-0.025	-0.018	79.687	0.000
| |	| |	24	0.032	0.032	82.339	0.000
| |	| |	25	0.015	0.002	82.900	0.000

المصدر: من إعداد الباحثين

- **تقدير نموذج ARIMA(1.0.1)**

من خلال الجدول رقم (6) نلاحظ أن معلمة المتوسط المتحرك غير مفسرة إحصائيا، وبالعودة إلى شكل نتائج دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي، فإنهما لا تسمحان بأي صيغة أخرى للنموذج، ولا بتقصي آثار موسمية.

جدول رقم (6) نتائج تقدير نموذج ARIMA(1.0.1) لبيانات الدراسة مجتمعة

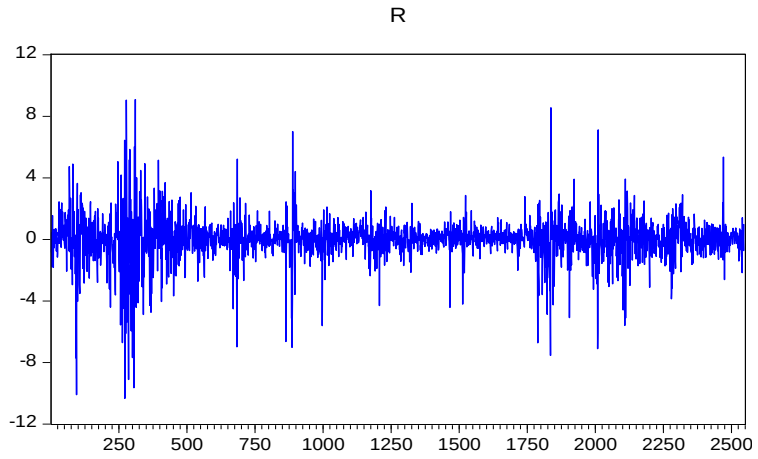
المتغير	المعلمة	قيمة – P –
C	-0.004717	0.8814
AR(1)	0.342819	0.0480
MA(1)	-0.244899	0.1711
R^2	0.010739	
Adj R^2	0.009960	

المصدر: من إعداد الباحثين

وحسب الدراسات السابقة، يتبقى في هذه الحالة مراجعة الشكل البياني لسلسلة العائد، ومن خلال ملاحظة الشكل رقم (1) يتضح أن سلوك سلسلة العائد ينقسم إلى 3 مراحل أساسية، المرحلة الأولى قبل المشاهدة (900) أي قبل (2011/03/22) والتي تميزت بتذبذب كبير جدا للعوائد، المرحلة الثانية من المشاهدة (900 -1699) أي من (2011/03/23) إلى (2014/05/25) والتي تميزت بأقل تذبذب للعوائد، المرحلة الأخيرة من المشاهدة (1700) أي من (2014/05/26) والتي تميزت بتذبذب متوسط للعوائد.

ونظرا لأن التنبؤ يستخدم البيانات التاريخية من أجل استخدامها في التنبؤ بسلوك المتغير في المستقبل، فإن عدم تجانس فترة الدراسة قد يكون هو السبب في عدم معنوية أو تفسير معلمة المتوسط المتحرك (MA)، ولذلك فإن تقدير نموذج ARIMA سيقتصر على الفترة الأخيرة على اعتبار قربها من الفترة المرغوب التنبؤ بها، وكذلك لأنها فترة متجانسة.

الشكل رقم (1) تطور سلسلة العائد خلال فترة الدراسة



المصدر: من إعداد الباحثين

وللتأكد من نتيجة التحليل السابق، سيتم تقدير نموذج ARIMA(1.0.1) خلال الفترة الجزئية الثالثة المحددة سابقا، النتائج الموضحة في الجدول رقم (7) توضح أن المعلمتين أصبحتا مفسرتين إحصائيا، مع ملاحظة تضاعف قيمة معامل التحديد للنموذج عدة أضعاف، وهو ما يدل على تحسن القوة التفسيرية للنموذج.

جدول رقم (7) نتائج تقدير نموذج ARIMA(1.0.1) للفترة الثالثة من سلسلة العائد

المتغير	المعلمة	قيمة – P –
C	-0.039015	0.4278
AR(1)	-0.447252	0.0120
MA(1)	0.576055	0.0004
R^2	0. 202899	
Adj R^2	0. 179644	

المصدر: من إعداد الباحثين

- **اختبارات حسن تخصيص نموذج ARIMA(1.0.1)**

بعد تقدير نموذج ARIMA(1.0.1) تم التأكد من حسن تخصيصه وجودة اختيار صيغته عن طريق كل من اختباري Ljung Box و ARCH-LM على الأخطاء العشوائية للنموذج المقدر ويوضح الجدول رقم (8) نتائج الاختبارين عند فترات تباطؤ زمني (5، 10، 15، 20).

جدول رقم (8) نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لتقدير نموذج ARIMA(1,0,1)

الإختبار	LB (5)	LB (10)	LB (15)	LB(20)	ARCH (5)	ARCH (10)	ARCH (15)	ARCH (20)
قيمة P	0.327	0.619	0.823	0.806	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين

ومن خلال الجدول رقم (8) يتضح من نتائج اختبار Ljung Box قبول الفرضية العدمية لهذا الاختبار والتي تنص على عدم وجود مشكلة الارتباط المتسلسل أو الذاتي إلى غاية غاية فترة الإبطاء 20. فيما تشير نتائج اختبار ARCH-LM إلى رفض الفرضية العدمية لهذا الاختبار، بمعنى تأكيد معاناة النموذج من مشكلة عدم تجانس تباين البواقي أو الأخطاء وبالتالي عدم جودة تخصيص النموذج استنادا إلى هذا المعيار. ومن هنا لا بد من تقدير نموذج يسمح بعدم تجانس تباين البواقي على غرار نموذج:

ARIMA (n,d,m) –GARCH(p,q)

ويمكن توضيح معادلة التباين ضمن نموذج **GARCH(p,q)** ،حيث يشير p إلى فترات التباطؤ لمربع الأخطاء العشوائية، أما q فيشير إلى فترات التباطؤ للتباين، كما يلي (Sharma et al., 1996):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^{\ 2} + + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^{\ 2}$$

ب. اختيار الترتيب الملائم لكل من p وq ضمن نموذج ARIMA(n.d.m)- GARCH(p.q)

يوضح الجدول (9) قيم المعايير AIC، SIC، HQ لتوليفات مختلفة من (p .q) ضمن نموذج ARIMA(1.0.1)- GARCH(p.q) بالإضافة إلى نموذج ARIMA(1.0.1) ، بحيث يتم اختيار النموذج الأمثل بالاعتماد على القيم الأقل للمعايير السابقة.

جدول رقم (9) اختيار الترتيب الملائم (p .q)

الترتيب	(1.1)	(1.2)	(2.1)	(2.2)	ARIMA(1.0.1)	أفضل ترتيب
AIC	3.387	3.064	3.0622*	3.0628	3.065	(2.1)
SIC	3.403	3.109	3.1014	3.1020	3.098*	ARIMA(1.0.1)
HQ	3.393	3.081	3.0772*	3.0778	3.078	(2.1)

المصدر: من إعداد الباحثين *تشير إلى النموذج الذي يتمتع بأقل قيمة للمعيار

وفقاً للمعايير السابقة يتضح من الجدول (9) أن الترتيب (p =2. q =1) هو الترتيب الملائم وبالتالي فإن النموذج الأمثل هو النموذج:

ARIMA (1.0.1) –GARCH (2.1)

- **تقدير نموذج ARIMA (1.0.1) -GARCH(2.1)**

جدول رقم (10) نتائج تقدير نموذج ARIMA (1.0.1) -GARCH(2.1)

المتغير	المعلمة	قيمة – P –
معادلة العائد		
C	-0.010222	0.8321
AR(1)	0.655493	0.0000

0.0012	-0.507911	**MA(1)**
معادلة التباين		
0.0000	0.083834	**C**
0.0040	0.127118	ε_{t-1}^{2}
0.0067	0.142110	ε_{t-2}^{2}
0.0000	0.716200	σ_{t-1}^{2}
0. 227982		$\mathbf{R^2}$
0. 194567		**Adj $\mathbf{R^2}$**

المصدر: من إعداد الباحثين

- **اختبارات حسن تخصيص نموذج(2.1)GARCH- (1.0.1) ARIMA**

من خلال الجدول رقم (11) يتضح من نتائج اختبار Ljung Box عدم وجود مشكلة الارتباط المتسلسل أو الذاتي إلى غاية فترة الإبطاء 20. كما تشير نتائج اختبار ARCH-LM إلى قبول الفرضية العدمية لهذا الاختبار، بمعنى تأكيد خلو النموذج الجديد من مشكلة عدم تجانس تباين البواقي أو الأخطاء وبالتالي جودة تخصيص النموذج استنادا إلى هذا المعيار.

جدول رقم (11) نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لتقدير نموذج (2.1)GARCH– (1.0.1) ARIMA

الاختبار	LB (5)	LB (10)	LB (15)	LB(20)	ARCH (5)	ARCH (10)	ARCH (15)	ARCH (20)
قيمة P	0.593	0.877	0.945	0.877	0.9953	0.9993	0.9998	0.9441

المصدر: من إعداد الباحثين

ج. المفاضلة بين نموذجي ARIMA (1.0.1) و(2.1)GARCH- (1.0.1) ARIMA باستخدام المؤشرات الإحصائية للتنبؤ

من أجل زيادة التأكد من النموذج الأمثل للتنبؤ تم التنبؤ بخمسين مشاهدة الأخيرة لعوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي (داخل العينة) باستخدام كل من النموذجين ومن ثم المفاضلة بينهما على أساس المؤشرات الإحصائية للتنبؤRMSE ، MAE، MAPE، T I C و Variance Proportion وتختار المؤشرات السابقة النموذج الامثل على أنه النموذج الذي يتحقق فيه أقل قيم لهذه المؤشرات.

وفقاً للمؤشرات السابقة يتضح من الجدول (12) أن النموذج الأمثل للتنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي هو النموذج:

ARIMA (1.0.1) –GARCH(2.1)

جدول رقم (12) المؤشرات الإحصائية للتنبؤ واستخدامها للمفاضلة بين النماذج المستخدمة للتنبؤ

المؤشر	ARIMA (1.0.1) – GARCH(2.1)	ARIMA (1.0.1)
RMSE	0650137	*0.649559
MAE	*0.496622	0.498412
MAPE	*97.34911	97.59662
T I C	0.972951	*0.941637
Variance Proportion	*0.947436	0.980900

المصدر: من إعداد الباحثين *تشير إلى النموذج الذي يتمتع بأقل قيمة للمؤشر

الخاتمة:

جاءت هذه الدراسة لاختبار قابلية التنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي للفترة 2007-2017 ولقد تمثلت بيانات الدراسة في أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي (TASI) للفترة الممتدة من 2007/9/1 إلى 2017/10/19. ومن أجل تحقيق أهدافها اعتمدت الدراسة على اختبارات نسبة التباين والمتمثلة في كل من اختبار Lo and Mackinlay و Chow and Denning بطريقة Wild bootstrap واختبار نسبة التباين القائم على إشارة العوائد وقد أظهر الاختبارين أن عوائد الموشر العام للسوق المالي السعودي لا تخضع لفرضية المارتينجال (martingale hypothesis) مما يعني أن عوائد السوق المالي السعودي قابلة للتنبؤ. كما اقترحت الدراسة نموذجا للتنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي و اعتمدت في ذلك على سلسلة من الاختبارات و المعايير بداية بكل من اختبارات الاستقرارية و دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لتحديد المواصفات الملائمة لنموذج ARIMA(n.d.m) ثم استخدام معايير أكايك (AIC) وشوارتز (SIC) وهنان كوين (HQ) لتحديد المواصفات الملائمة لنموذج ARIMA(1.0.1)- GARCH(p.q) مع التأكد من حسن تخصيص النموذج عن طريق تطبيق اختباري Ljung Box و ARCH-LM على الأخطاء العشوائية للنموذج المقدر للتأكد من حل كل من مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات تباين الخطأ و بهدف التأكد من أفضلية نموذج التنبؤ المختار في المرحلة السابقة تم التنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي داخل العينة ثم استخدام المؤشرات الإحصائية للتنبؤ RMSE ، MAE، MAPE، T I C و Variance Proportion في اختيار نموذج التنبؤ الأمثل. وقد توصلت الدراسة في النهاية إلى اقتراح نموذج ARIMA (1.0.1)-GARCH(2.1) كنموذج للتنبؤ بعوائد السوق المالي السعودي.

قائمة المراجع:

Al- Ajmi, Jasim. and Kim , Jae H. 2012. Are Gulf stock market efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Applied Economics*, 44: 1737-1747.

Ariel, Robert A. 1990. High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes. *The Journal of Finance*, 45(5): 1611-1626.

Banz, Rolf. 1981. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9 : 3-18.

Basu, S. 1977. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, 32(3): 663-682.

Belaire-franch, Jorge. and Contreras, Dulce. 2004. Ranks and signs- based multiple variance ratio tests. Working Paper, Department of Economic Analysis, University of Valencia.

Bley, Jorg. 2011. Are GCC Stock markets predictable? *Emerging Markets Review*, 12: 217-237.

Bodie, Zvi., Kane, Alex. and Marcus, Alan J. (2008. *Investments*. McGraw-Hill, International Edition. P 345.

Charles, Amélie. and Darné, Olivier. 2009. Variance Ratio Tests of Random Walk: An Overview. *Journal of Economics Surveys*, 23(3): 503-527.

Chow, K. Victor. and Denning, Karen. C. 1993. A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3): 385-401.

Conrad, Jennifer. and Kaul, Gautam. 1988. Time-Variation in ExpectedReturns. *Journal of Business*, 61:409-425.

DeBondt, Werner F. M. and Thaler; Richard H. 1985. Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40: 793-805.

Fama, Eugene F. (1965. The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38:34-105.

Fama, Eugene F. (1970. Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2): 383-417.

Fama, Eugene F. (1991. Efficient Capital Market II. *The Journal of Finance*, 46(5): 1575-1617.

Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. 1988a. Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*,96:246-273.

Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. 1988b. Devidend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 22(1): 3-25.

Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33:3-56.

Fama, Eugene F. and Schewert, G William. 1977. Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 5 :115-146.

Fatnassi, Latifa. and Abaoub, Ezzeddine. 2011. An Analysis of the Predictability of Asset Returns: ACase of Six Emerging Stock Markets of Asia. The IUP Journal of Applied Finance, 17(4): 57-67.

Fisher, Lawrence. 1966. Some new stock-markrt indexes. *Journal of Business*, 39:191-225.

Gujarati, Damodar N. and Porter, Dawn C. 2009. *Basic Econometrics*. McGraw-Hill, International Edition. PP754-758.

Haugen, Robert A. (2001). *Modern Investment Theory*. Prentice Hall, New Jersey, USA. P580.

Jegadeesh, Narasimhan. and Titman, Sheridan. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implication for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance,* 48:65-91.

Keong, Lim B., Yat, David N. C. and Ling, Chong H. 2010. Month of the year effects in Asian countries: A 20- year study (1990-2009). *African Journal of Business Management* 4(7):1351-1362.

Kim, Jae H. 2006. Wild bootstrapping variance ratio tests. *Economics Letters*, 92(1): 38-43.

Kim, Jae H. and Shamsuddin, Abul. 2008. Are Asian stock market efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, 15(3): 518-532.

Lim, Kian-Ping., Luo, Weiwei. and Kim, Jae H. 2013. Are US stock index returns predictable? Evidence from automatic autocorrelation-based tests. *Applied Economics,* 45: 953-962.

Lo, Andrew W. and Mackinlay A Craig. 1988. Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1(1): 41-66.

Malkiel, Burton G. 2003. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1): 59-82.

Marquering, Wessel. (2002. Seasonal predictability of Stock Market Returns. *Tijdschrift voor Economie en Management*, 47(4): 557-576.

Patev, Plamen., Lyroudi, Katerina. and Kanaryan, Nigokhos. 2003. The day of the week effect in the central European transition stock markets.*Tsenov Academy of Economics Finance and Credit Working paper* NO: 03-06. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=434501.

Sharma, Jandhyala L., Mougoue, Mbodja. and Ravindra, Kamath. 1996. Heteroskedasticity in stock market indicator return data: volume versus GARCH effects. *Applied Financial Economics*, 6: 337-342.

Smith, Graham. And Dyakova, Aneta. 2016. The Relative Predictability of Stock Markets in the Americas. *International Journal of Business and Economics*, 21: 131- 142.

Wright, Jonathan.H. 2000. Alternative variance- ratio tests using ranks ad signs. Journal of Business and Economic Statistics, 18: 1-9.

Zhang, Bing. and Li, Xindan. 2006. Do Calendar Effects Still Exist in the Chinese Stock Markets? *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(2): 151-163.