الأثار الموسمية كإحدى انحرافات الأسواق المالية عن فرضية السوق المالي الكفء
أثر شهر السنة على عائد وتذبذب السوق المالي السعودي باستخدام نموذجي AR(n)-Modified EGARCH(p. q)-M و AR (n)-Modified EGARCH(p. q)

Seasonal Effects as one of the Stock Market Anomalies effect on Saudi capital The month of the year market return and volatility using AR(n)-Modified EGARCH(p. q) and AR(n)-Modified EGARCH(p. q)-M Models

أ. ديلمي صباح
أستاذ(ة) مساعد(ة) أ، جامعة تلمسان
مخبر بحث MIFMA بجامعة تلمسان

د. مسعودي عبد الكريم
أستاذ محاضر "ب" بجامعة أدرار
مخبر التكامل الاقتصادي بجامعة أدرار
messaoudi172009@hotmail.com

تاريخ الاستقبال: 2018/01/11 تاريخ النشر: 2018/06/15

الملخص

هدفت الدراسة إلى اختبار وجود أثر شهر السنة على عائد وتذبذب السوق المالي السعودي، كما هدفت إلى فحص علاقة هذا الأثر بالمخاطرة. استخدمت الدراسة أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي (TASI) للفترة الممتدة من 2007/9/1 إلى 2017/10/19. ولقد اعتمدت الدراسة على نموذج AR(13)-Modified EGARCH(3. 3) لتحري هذا الأثر على العوائد وتذبذبها، كما اعتمدت الدراسة على نموذج AR(13)-Modified EGARCH(3. 3)-M لربط الموسمية في العوائد بالمخاطرة ممثلة بتذبذب العوائد. أظهرت نتائج الدراسة وجود أثر شهر السنة على تذبذب عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي، بينما لم يظهر هذا الأثر على عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي. أما فيما يتعلق بالمخاطرة فقد أظهرت الدراسة أنها لا تفسر أثر شهر السنة على العوائد.

الكلمات المفتاحية: أثر شهر السنة، تذبذب العائد، السوق المالي السعودي، AR(n)-Modified EGARCH(p q)، AR(n)-Modified EGARCH(p. q)-M.
التصنيف JEL: G14، C58.

Abstract : The main aim of this study is to test the presence of the month of the year effect on the return and volatility of Saudi capital market, it also aims at examining the relationship between this calendar effect with risk measured by volatility. 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 AR (13)-Modified EGARCH (3.3) model to investigate the month of the year effect on returns and volatility. The study also adopted the AR (13)-Modified EGARCH (3.3)-M to link this calendar effect to risk represented by the volatility of returns. The study results showed the presence of the month of the year effect on the volatility of general index of Saudi capital market, while there was no such effect on the return of general index of Saudi capital market. The study also found that the risk does not explain the month of the year effect on the return.

Key words: Month of the year effect, Return Volatility, Saudi capital market, AR(n)-Modified EGARCH(p.q), AR(13)-Modified EGARCH(p.q)-M.
JEL Classification: G14, C58.

المقدمة:

على مدى العقود الماضية قدمت العديد من الدراسات أدلة على وجود مجموعة من الانحرافات الموسمية أو الأثار الموسمية (Calendar Anomalies or Seasonel Effects) في العديد من الأسواق المالية المتطورة والناشئة على حد سواء* . هذه الانحرافات تظهر على شكل أنماط موسمية متكررة للعوائد عبر أيام الأسبوع، أشهر السنة، أوقات اليوم وغيرها من الفترات الزمنية.

إن ظهور مثل هذه الأنماط الموسمية المتكررة يتعارض مع فرضية السوق الكفء. حيث تشير هذه الفرضية إلى أن التغيرات في العائد المتوقع للسهم 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 بالسهم، وهذا يعني أن العوائد المرتبطة بعوامل غير العوامل المذكورة سابقا لا بد أن تكون غير قابلة للتنبؤ وإن حدث ذلك فهذا يعني أن السوق غير كفء (Haugen, 2001). كذلك فإن توفر دليل على وجود أنماط موسمية معينة في العوائد سيكون له انعكاسات هامة على استراتيجيات الاستثمار (Fountas and Segredakis, 2002). ما يعني إمكانية استخدام هذه الانحرافات الموسمية في تطوير استراتيجيات استثمارية بهدف تحقيق عوائد غير عادية.

إن الحديث على العائد يقودنا بالتأكيد للحديث عن المخاطرة وهذا نظرا للعلاقة الوطيدة بينهما، ولذا فمن المهم تحرّي الأثار الموسمية على العائد والتذبذب معاً وذلك من أجل اتخاذ قرارات استثمارية تأخذ بعين الاعتبار كلاهما. من جهة أخرى فإن تحرّي هذه الأثار على العائد والتذبذب معاً يمكن أن يعطي تفسيرا للتغيرات الموسمية الظاهرة في العوائد، وفيما إذا كان العائد المرتفع (المنخفض) المسجل في فترة معينة معين يقابله تذبذب مرتفع (منخفض) في تلك الفترة (Kiymaz and Berument, 2003).

وتأتي هذه الدراسة لتحرّي وجود ونمط أثر شهر السنة على العائد والتذبذب في السوق المالي السعودي، وبذلك تمثل هذه الدراسة أيضاً اختباراً لكفاءة السوق المالي السعودي، كما تأتي لاختبار إحدى الفرضيات المفسرة لظهور الموسمية في العوائد، وهي أن التغيرات الموسمية في العوائد تقابلها تغيرات موسمية في تذبذب العوائد (المخاطرة).

أهمية الدراسة

إن اختبار الأثار الموسمية على العوائد يعتبر مدخلاً بديلاً لاختبار كفاءة السوق المالي، حيث أن ظهور نمط موسمي للعوائد يجعل العوائد قابلة للتنبؤ وهوما يعارض فرضية السوق المالي الكفء. إضافة إلى ذلك فإنه قد يساعد المستثمرين المتتبعين لنمط سير العوائد على الاستفادة من هذه الأنماط الموسمية وتحقيق عوائد غير عادية عن طريق تطوير استراتيجيات معينة تأخذ بعين الاعتبار هذه الأثار.

إن اختبار الأثار الموسمية على تذبذب العوائد والذي يعتبر كمقياس للمخاطرة قد يعطي تفسيراً للأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد وهو أن التغيرات الموسمية في العوائد راجعة في الأصل إلى تغيرات موسمية في تذبذب هذه العوائد. من جهة أخرى وبما أن العائد يرتبط ارتباطا وثيقاً بمخاطر الاستثمار فإن تحري الأثار الموسمية على العائد والتذبذب معاً قد يؤدي بالمستثمرين إلى قرارات استثمارية أكثر رشادة وعقلانية

مشكلة الدراسة

لقد جاءت هذه الدراسة لتحرّي وجود أثر شهر السنة على عائد وتذبذب المؤشر العام للسوق المالي السعودي وكذا علاقة هذه الأثر بالمخاطرة ممثلة بتذبذب العوائد. ولتحقيق ذلك تسعى هذه الدراسة إلى الإجابة عن الأسئلة التالية:

1. هل تختلف عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي عبر أشهر السنة المختلفة؟

* أنظر (Cross, 1973)، (Rozeff and Kinney, 1976)، (Gibbon and Hess, 1981)، (Ariel, 1990)، (Clare et al , 1998)، (Bouman and Jacobsen, 2002)، (Fountas and Segredakis, 2002)، (Sun and Tong, 2010).

2. هل يختلف تذبذب عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي عبر أشهر السنة المختلفة؟

3. هل تعزى التغيرات الموسمية في العوائد (إن وجدت) إلى التغيرات الموسمية في تذبذب العوائد (المخاطرة)؟

فرضيات الدراسة

للإجابة على أسئلة الدراسة فقد تم صياغة الفرضيات على النحو التالي:

الفرضية الأولى:

لا تختلف عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي عبر أشهر السنة المختلفة.

الفرضية الثانية:

لا يختلف تذبذب عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي عبر أشهر السنة المختلفة.

الفرضية الثالثة:

تعزى التغيرات الموسمية في العوائد (إن وجدت) إلى التغيرات الموسمية في تذبذب العوائد (المخاطرة).

أولا: الإطار النظري للدراسة

1. الأثار الموسمية

جذبت الانحرافات الظاهرة في أسعار الأوراق المالية انتباه العديد من الأكاديميين والممارسين في السوق لعدة عقود. ولقد عرف جزء من هذه الانحرافات بالآثار الموسمية. ولقد عرفت اللأثار 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. كما يشير أثر يوم الأسبوع إلى عوائد مرتفعة (أو منخفضة) وذات دلالة إحصائية في يوم محدد من الأسبوع. ولقد أظهرت الدراسات في العديد من الأسواق وعبر الفترات الزمنية المختلفة أن العوائد تظهر نمط موسمي شائع وهو ميل العوائد إلى أن تكون سالبة وذات دلالة إحصائية يوم الاثنين وأقل من عوائد باقي أيام الأسبوع في حين تميل عوائد يوم الجمعة إلى أن تكون مرتفعة وموجبة وذات دلالة إحصائية (Yakob et al., 2005).

وكما يوحي اسمه فإن أثر شهر السنة يشير إلى وجود نمط موسمي في عوائد الأسهم في شهر محدد من السنة (Keong et al., 2010)، وإذا كان هذا التعريف عاماً لأي شهر من السنة، فإن بحوثاً واسعة النطاق وجدت أن العوائد في شهر جانفي أعلى بكثير من عوائد باقي الأشهر وبصفة خاصة للأسهم الصغيرة (Elton et al., 2003). ولقد عرف أثر جانفي على أنه ميل أسعار الأسهم إلى الانخفاض في شهر ديسمبر ثم ارتفاعها في شهر جانفي، كما تم ربط أثر جانفي بأثار أخرى حيث وجد أن نسباً مهمة من الأثار الأخرى تحدث في شهر جانفي (Francis, 1991) . ومن بين الأثار التي ظهر ارتباطها بأثر جانفي هي أثر الشركات الصغيرة (Small firm effect) وأثر الشركات المهملة (Neglected firm effect).

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. الموسمية والكفاءة

تعتبر الأثار الموسمية إحدى انحرافات السوق الواسعة الانتشار وتمثل هذه الانحرافات سلوكاً يتناقض مع فرضية السوق الكفء (Gitman and Joehnk, 2008). حيث أن ظهور مثل هذه الأنماط بصفة منتظمة وموثوقة ينطوي على درجة من القدرة على التنبؤ

بعوائد الأصول المالية، كما أن حقيقة أن مثل هذه الأنماط أصبحت معروفة على نطاق واسع يعني أن المستثمرين قد يتمكنون من الاستفادة منها (Lo, 2007).

1.2. الموسمية والتنبؤ بالعوائد

إن 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). 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 (Elton et al., 2003). 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). وهكذا أدرجت اختبارات الموسمية ضمن اختبارات التنبؤ بالعوائد وبالتالي فوجود دليل على ظهور أنماط موسمية في العوائد هو دليل على أن العوائد قابلة للتنبؤ وهو ما يعارض فرضية السوق الكفء.

إذا توفر المفهوم البسيط للكفاءة أي أن الأسعار تتبع سيرا عشوائياً، فإن عائد السهم لا بد أن يكون متساوي بغض النظر عن اليوم أو الشهر الذي يقع فيه. بعبارة أخرى فإن المعلومة المتمثلة في يوم الأسبوع أو شهر السنة التي يقع فيها العائد لا بد ألا تكون لها قدرة على التنبؤ بالعوائد، إلا أن الدلائل أظهرت أن هذا الشرط ليس متوفرا دائما وهكذا سميت مثل هذه الأنماط الموسمية بالانحرافات (Marquering, 2002).

2.2 الموسمية واستراتيجيات التداول

إن أحد 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 (CAPM) (Haugen, 2001). إن توفر دليل على وجود أنماط موسمية معينة في العوائد سيكون له انعكاسات هامة على استراتيجيات الاستثمار (Fountas and Segredakis, 2002)، مما يعني إمكانية استخدام هذه الانحرافات الموسمية في تطوير استراتيجيات استثمارية بهدف تحقيق عوائد غير عادية.

إلا أن الملاحظ بخصوص استراتيجيات التداول أن تكاليف الصفقة يمكن ألا تترك فرصة أمام المستثمرين للاستفادة من مثل هذه الأثار الموسمية، حيث أنه وإلى غاية أن تفسر الأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد، فإن تكاليف الصفقة في أغلب الحالات تجعل فروقات العوائد غير كافية لتطوير استراتيجية تداول تسمح بالاستفادة من مثل هذه الأثار (Elton et al., 2003).

3. التفسيرات المقترحة لأثر شهر السنة

منذ ظهور الانحرافات الموسمية تنوعت التفسيرات المتعلقة بها وكانت المخاطرة تفسيراً محتملا لمختلف الأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد، في حين تنوعت التفسيرات الأخرى حسب كل أثر موسمي على حدة.

1.3. الموسمية والمخاطرة

قد يتغير العائد المتوقع للأسهم في السوق الكفء بمرور الزمن، إلا أن هذا التغير يجب أن ينجم عن التغير في معدل العائد الخالي من المخاطر أو التغير في قيمة علاوة المخاطرة، باستثناء ما سبق فإن التغيرات في عوائد الأسهم المرتبطة بعوامل أخرى لا بد أن تكون عشوائية في السوق الكفء. كذلك فإن التغير في قيمة علاوة المخاطرة قد ينجم عن التغير في مخاطرة السهم أو التغير في مستوى النفور من المخاطرة (Risk aversion) المنعكس في سلوك المستثمر (Haugen, 2001). وبالتالي فإن التغيرات الموسمية في العوائد يمكن أن تكون نتيجة لتغيرات موسمية في تذبذب العوائد أو بعبارة أخرى في مستوى مخاطرتها. حيث يرى الباحثان

(Beller and Nofsinger, 1998) أن الأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد الشهرية كأثر جانفي يمكن أن تفسر على أنها تعويض عن المخاطرة ويتطلب التفسير القائم على المخاطرة أن تتغير علاوة المخاطرة عبر الزمن بمعنى أن تظهر هي الأخرى نمطاً موسمياً عبر الزمن. وكما سبقت الإشارة فإن علاوة المخاطرة قد تكون كنتيجة لتغير مستوى المخاطر ولذا فقد قامت العديد من الدراسات[†] باختبار الأثار الموسمية على كل من العوائد وتذبذبها لمعرفة فيما إذا كانت الأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد راجعة إلى الأنماط الموسمية الظاهرة في تذبذب العوائد (المخاطرة) كتفسير محتمل للتغيرات الموسمية الظاهرة في العوائد.

2.3. التفسيرات المقترحة والخاصة بأثر شهر السنة

لقد تعددت تفسيرات أثر شهر السنة والتي تركزت أساسا في تفسير أثر جانفي باعتباره أحد أهم أشكال أثر شهر السنة، ولقد كانت فرضية الأثر الضريبي وخسارة البيع (Tax-loss selling hypothesis) أكثر التفسيرات شيوعا لأثر جانفي. وفقا لهذه الفرضية فإن المستثمرين ينتظرون إلى غاية نهاية السنة الضريبية لبيع أسهمهم الخاسرة من أجل تحقيق خسائر رأسمالية مقابل الأرباح الرأسمالية المحققة خلال السنة، وذلك بغية تخفيض مدفوعات الضريبة على الأرباح الرأسمالية وهو الأمر الذي يؤدي إلى ضغط نزولي على أسعار الأسهم التي واجهت هبوطا في الأسعار خلال السنة وهو ما يؤدي إلى تراجعها أيضا في شهر ديسمبر. عند بداية السنة الضريبية وكنتيجة لاختفاء ضغط البيع فإن الأسعار ترتفع من جديد في جانفي وتأخذ قيمتها الحقيقية (Fountas and Segredakis, 2002). وتجدر الإشارة هنا إلى أن مثل هذه الفرضية غير صالحة لتفسير ظهور أثر جانفي في البلدان التي لا تنتهي سنتها الضريبية في ديسمبر أو البلدان التي لا تفرض ضرائب على الأرباح الرأسمالية.

أحد التفسيرات الأخرى المحتملة لأثر جانفي هو أن هذا النمط الموسمي ناجم عن إقدام مدراء المحافظ الاستثمارية في نهاية السنة على بيع الأسهم الخاسرة والخطرة مع امتلاك السيولة والأسهم الممتازة أو العالية الجودة (Blue-chip stocks) في المقابل، وذلك حتى تظهر محافظهم أكثر تحفظا في نهاية السنة وهو ما يعرف بفرضية (Window Dressing Hypothesis) (Moosa, 2007).

ثانيا: الدراسات السابقة

1. الدراسات الأجنبية

لقد كان توزيع العوائد عبر الفترات الزمنية المختلفة كأشهر السنة محل دراسة من قبل الباحثين منذ زمن طويل، حيث قام (**Rozeff and Kinney, 1976**) في أولى الدراسات التي عنيت بأثر شهر السنة بدراسة العوائد الشهرية لبورصة نيويورك وذلك للفترة 1904-1974 وقد توصلت الدراسة الى وجود أثر شهر السنة على شكل عوائد مرتفعة ودالة احصائيا لشهر جانفي خلال كامل فترة الدراسة باستثناء الفترة 1926-1940

أما دراسة (**Keim, 1983**) فقد هدفت إلى اختبار أثر جانفي وأثر الحجم والتداخل الموجود بينهما، ويعتبر أثر الحجم او أثر الشركات الصغيرة أحد انحرافات السوق القائم على أن حجم الشركة له تأثير على عوائد الأسهم، حيث أن العديد من الدراسات وجدت أن الشركات الصغيرة تحقق عوائدا أعلى من الشركات الكبيرة(Gitman and Joehnk, 2008) . وقد قام الباحث باختبار أثر جانفي وكذا العلاقة بين العوائد غير العادية وبين القيمة السوقية لأسهم AMEX وNYSE عبر أشهر السنة المختلفة. وقد توصلت الدراسة إلى أن عوائد شهر جانفي أعلى من عوائد باقي أشهر السنة وأن العلاقة بين العوائد والحجم هي علاقة عكسية، كما أن العلاقة العكسية بين العائد والحجم أكثر وضوحا في شهر جانفي مقارنة بالشهور الأخرى وبالتالي فإن أثر الحجم أو أثر الشركات الصغيرة هو في الواقع

[†] أنظر (Clare et al, 1998) ،(Beller and Nofsinger, 1998) ،(Lucey, 2000) ،(Yakob et al, 2005) ،(Sun and Tong, 2010).

أثر الشركات الصغيرة في جانفي. كما توصلت الدراسة إلى أن 50% من أثر الحجم الظاهر خلال الفترة 1963 –1979 يعزى الى أثر جانفي

وجاءت دراسة (**Choudhry, 2001**) لاختبار أثر شهر السنة على العائد في كل من ألمانيا، بريطانيا والولايات المتحدة الامريكية مستخدمة العوائد الشهرية للمؤشرات المرجحة بالقيمة للأسواق المدروسة وذلك لاستبعاد اثر الحجم، كما امتدت فترة الدراسة من جانفي 1870 إلى ديسمبر1913 لكل من المانيا وبريطانيا فحين ابتدأت فترة الدراسة من جانفي 1871 بالنسبة للولايات المتحدة الامريكية وذلك لاستبعاد فرضية الأثر الضريبي وخسارة البيع نظرا لعدم فرض ضرائب على الأرباح الرأسمالية من قبل هذه البلدان قبل 1914 واعتمدت الدراسة على نموذج MA(1)-GARCH(1.1)- GJR وقد توصلت الدراسة الى وجود اثر شهر السنة في عوائد كل الأسواق المدروسة مع ظهور أثر جانفي بالتحديد في كل من بريطانيا والولايات المتحدة الامريكية.

وفي دراسة شملت عدة أسواق ناشئة قام (**Fountas and Segredakis, 2002**) باختبار كل من أثر شهر السنة، أثر جانفي وفرضية الأثر الضريبي وخسارة البيع في ثمانية عشر سوق ناشيء (الأردن، الأرجنتين، تشيلي، كولومبيا، اليونان، الهند، كوريا، ماليزيا، المكسيك، نيجيريا، باكستان، الفلبين، البرتغال، تايوان، تايلاندا، تركيا، فنزويلا، زمبابوي)، وذلك للفترة من 1987 إلى 1995. وبهدف فحص هذه الأثار الثلاثة تم استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) بثلاثة معادلات انحدار مختلفة. ولقد أشارت نتائج الدراسة إلى وجود دليل قوي على أثر شهر السنة في عدة أسواق من الأسواق المدروسة (الشيلي، كولومبيا، الهند، ماليزيا، المكسيك، نيجيريا وزمبابوي)، في حين وجد دليل ضعيف لأثر جانفي وفرضية الأثر الضريبي وخسارة البيع، حيث لم يظهرا إلا في سوق تشيلي.

وفي محاولة لربط الموسمية بالمخاطرة قام الباحثون (**Yakob et al, 2005**) بفحص أثر شهر السنة الى جانب ثلاثة اثار موسمية أخرى (أثر يوم الأسبوع، الأثر الشهري، أثر العطلة) في عشرة أسواق مالية (أستراليا، الصين، هونج كونج، اليابان، الهند، أندونيسيا، ماليزيا، سنغفورة، كوريا الجنوبية، تايوان)، بالإضافة إلى اختبار العلاقة بين هذه الأثار والمخاطرة. وقد تمثلت بيانات الدراسة في أسعار الإغلاق اليومية لمؤشرات الأسواق المذكورة أعلاه للفترة الممتدة من بداية جانفي 2000 إلى نهاية مارس2005. وبهدف تحري هذه الأثار الموسمية تبنت الدراسة أولا نموذج GARCH (1.1)، ثم وبهدف ربط هذه الأثار الموسمية (إن وجدت) بالمخاطرة اعتمدت الدراسة نموذج GARCH(1.1) -M. ولقد أشارت نتائج نموذج GARCH (1.1) إلى ظهور أثر شهر السنة في كل الأسواق المدروسة باستثناء اليابان وسنغفورة. أما فيما يخص علاقة أثر شهر السنة بالمخاطرة فلم يظهر ارتباط أثر شهر السنة بالمخاطرة باستثناء الهند وأستراليا.

أما دراسة (**Sun and Tong, 2010**) فقد هدفت إلى تحري أثر جانفي على كل من العائد والتذبذب، ثم ربط هذا الأثر بالمخاطرة وعلاوة المخاطرة أيضاً كتفسيرين محتملين لأثر جانفي على العائد. وقد استخدمت الدراسة العوائد الشهرية المتساوية الأوزان والتي تغطي كل الأسهم المدرجة في NASDAQ، AMEX،NYSE ، إضافة إلى إصدارات الخزينة الحكومية وصناديق الاستثمار الأمريكية. كما امتدت فترة الدراسة من مارس1926 إلى ديسمبر2005 والفترتين 1926/3-1963/12 و 1964/1-2005/12. ومن قد اعتمدت الدراسة على ثلاثة نماذج أساسية هي GARCH(1.1) وM- GARCH(1.1) ونموذج GARCH(1.1) -M مع إضافة متغير وهمي تفاعلي بين شهر جانفي والتذبذب في هذا الشهر ضمن معادلة العائد، حيث يسمح هذا المتغير بأن تكون علاقة العائد والمخاطرة في جانفي مختلفة عن تلك الموجودة بينهما في باقي أشهر السنة. ولقد أشارت نتائج النماذج الثلاث بالنسبة لكامل فترة الدراسة ولفترتيها الجزئيتين إلى ظهور أثر جانفي على العائد فقط، كما أن هذا الأثر ليس راجع للمخاطرة نفسها وإنما إلى ارتفاع تسعير المخاطرة (علاوة المخاطرة) في شهر جانفي، حيث بقي الأثر على حاله رغم إدخال

الانحراف المعياري ضمن معادلة العائد، بينما اختفت الدلالة الإحصائية لأثر جانفي على العائد بمجرد إدخال المتغير الوهمي التفاعلي ضمن معادلة العائد.

وقد جاءت **دراسة** (**Ling and Shao, 2011**) من أجل اختبار مدى تحول النمط الموسمي لأثر شهر السنة والمتمثل في أثر جانفي الى نمط موسمي آخر والمتمثل في أثر نوفمبر كنتيجة للإصلاح الضريبي لسنة 1986 والذي ينص على تغيير نهاية السنة الضريبية من 31 ديسمبر الى 31 أكتوبر والذي بدأ تطبيقية انطلاقا من 1990. وقد استخدمت الدراسة العوائد الشهرية لكل من مؤشر S&P كممثل لسوق الرسملة الكبيرة ومؤشر Russell 2000 كممثل لسوق الرسملة الصغيرة وتم تقسيم فترة الدراسة الى فترة سابقة للإصلاح 1960–1986 وفترة انتقالية 1987–1989 وأخرى لاحقة للإصلاح 1990–2007 وتم الاعتماد على معادلتي انحدار بمتغير وهمي وحيد أحداهما لأثر جانفي والأخرى لأثر نوفمبر وقد توصلت الدراسة الى دليل على وجود أثر جانفي في الفترة السابقة للإصلاح تم تحوله إلى أثر نوفمبر لاحقا في كلا مؤشري الدراسة.

بينما هدفت **دراسة** (**Lodha and Soral , 2016**) إلى تحري وجود أثر شهر السنة الى جانب ثلاثة اثار موسمية أخرى (أثر يوم الأسبوع، الأثر الفصلي وأثر نصف الشهر) في السوق المالي الهندي وقد استخدمت الدراسة العوائد اليومية للمؤشر S&P CNX Nifty وذلك للفترة 1995/11/3–2013/5/31، كما تم تحري هذه الاثار عبر ثلاثة فترات جزئية لمتابعة مدى تغير هذه الأنماط الموسمية عبر الزمن كما اعتمدت الدراسة على نموذج GARCH(1.1)في اختبار هذه الاثار. وقد توصلت الدراسة بخصوص أثر شهر السنة الى وجود هذا الأثر على شكل عوائد مرتفعة ودالة احصائيا للأشهر سبتمبر، نوفمبر وديسمبر، أما بالنسبة للفترات الجزئية للدراسة فقد ظل هذا الأثر موجودا في كل الفترات مع تغير نمطه عبر الزمن حيث ظهر على شكل عوائد مرتفعة ودالة احصائيا بالنسبة للأشهر مارس، أفريل، ديسمبر في الفترة الجزئية الأولى وشهر نوفمبر في الفترة الجزئية الثانية وشهر سبتمبر في الفترة الجزئية الثالثة.

كما هدفت **دراسة** (**Sanusi and Ahmad , 2016**) الى اختبار أثر شهر السنة الى جانب أثر يوم الأسبوع على عوائد شركات البترول والغاز المدرجة في بورصة لندن الى جانب بعض المؤشرات الرئيسية وقد استخدمت الدراسة فيما يخص أثر شهر السنة العوائد الشهرية للفترة جانفي 2005 الى ديسمبر 2014 كما اعتمدت الدراسة على على نموذج GARCH(1.1). وقد توصلت الدراسة الى عدم وجود أثر شهر السنة على عوائد شركات الغاز والبترول باستثناء الشركات البترولية المدرجة في البورصة حديثا (ابتداء من 2010) بينما ظهر كل من أثر جانفي في المؤشرين FTSE All Share ومؤشر FTSE 100، أثر ماي في مؤشر FTSE UK Oil and Gasالى جانب المؤشرين السابقين وقد ربطت الدراسة أثر جانفي بموسم العطل كالكريسمس وعطلة بداية السنة وأثر ماي ببداية السنة الضريبية في 6 افريل وانتهائها في 5 افريل في بريطانيا.

2. الدراسات العربية

في دراسة حول أثر جانفي قام (**Maghyereh, 2003**) باختبار مدى وجود أنماط موسمية شهرية في بورصة عمان. ولقد تمثلت بيانات هذه الدراسة في أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام لبورصة عمان للفترة الممتدة من جانفي 1994 إلى ديسمبر 2000. استخدمت الدراسة نماذج GARCH وEGARCH وGJR. ولقد خلصت إلى عدم وجود أثر جانفي على عوائد الأسهم، كما أشارت إلى عدم وجود أي نمط موسمي شهري في عوائد الأسهم. أما دراسة (**Al–Rjoub, 2004**) فقد جاءت لفحص أثر جانفي على عوائد الأسهم في سوق عمان المالي. مستخدمة أسعار الإغلاق الشهرية للمؤشر العام لبورصة عمان للفترة الممتدة من جانفي 1978 إلى سبتمبر 2002، ولقد تم اختبار هذا الأثر لكامل فترة الدراسة وفترتيها الجزئيتين (1978 –1989) و (1989–2002). قام الباحث باستخدام النموذجين GARCH-M وEGARCH-M. وقد أظهرت النتائج عدم وجود أثر لهذا الشهر خلال كامل فترة الدراسة وفتراتها الجزئية. وفي دراسة شملت عدة أسواق عربية قام (**Ariss et al, 2011**) باختبار أثر

شهر السنة الى جانب كل من أثر يوم الأسبوع على عوائد الأسواق المالية لدول التعاون الخليجي وقد استخدمت العوائد اليومية لمؤشرات الأسواق المدروسة من تواريخ تأسيس هذه الأسواق الى غاية جوان 2008 وقد اعتمدت الدراسة على طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية. وقد توصلت الدراسة إلى وجود أثر موجب ودال احصائيا لشهر ديسمبر في خمسة أسواق (الكويت، مسقط، قطر، السعودية ودبي).

وجاءت دراسة (**Alrabadi and AL-Qudah , 2012**) بهدف اختبار أثر شهر السنة في بورصة عمان الى جانب أثر يوم الأسبوع وأثر انقلاب الشهر وقد استخدمت العوائد اليومية والشهرية للمؤشر العام المرجح بالأسهم الحرة للفترة 2002-2011 كما اعتمدت على كل من طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ونموذج GARCH(1.1). وقد خلصت الدراسة إلى وجود أثر موجب ودال احصائيا لشهر جانفي. كما جاءت دراسة (**ديلمي والمولا، 2013**) من أجل اختبار وجود أثر شهر السنة الى جانب أثر يوم الأسبوع على عائد وتذبذب بورصة عمان وقطاعاتها، كما هدفت إلى فحص علاقة هذه الأثار بالمخاطرة. استخدمت الدراسة أسعار الإغلاق اليومية للمؤشر العام والمؤشرات القطاعية (المؤشر المرجح بالأسهم الحرة) للفترة 2000/1/2 إلى 2009/12/30. ولقد اعتمدت الدراسة على نموذج AR(n)-Modified EGARCH (p. q) لتحري هذه الأثار على العوائد وتذبذبها، كما اعتمدت الدراسة على نموذج AR(n)-Modified EGARCH (p. q) -M لربط الأثار الموسمية على العوائد بالمخاطرة ممثلة بتذبذب العوائد. أظهرت نتائج الدراسة لوجود أثر شهر السنة على عوائد كل مؤشرات الدراسة باستثناء المؤشر الصناعي حيث يظهر شهر أفريل دائماً عوائد أقل من عوائد باقي أشهر السنة، إلى جانب وجود أثر شهر السنة على تذبذب عوائد كل المؤشرات القطاعية للدراسة. أما فيما يتعلق بالمخاطرة فقد أظهرت الدراسة أنها لا تفسر أثر شهر السنة على العوائد وذلك بالنسبة لجميع مؤشرات الدراسة.

وفي دراسة حول بورصة تونس قامت (**Jbenieni et al, 2015**) بتحري أثر شهر السنة على العائد الى جانب ثلاثة اثار موسمية أخرى (أثر يوم الأسبوع، أثر نهاية الشهر، أثر رمضان) في بورصة تونس وقد استخدمت الدراسة العوائد اليومية للمؤشر العام وذلك للفترة 2 جانفي 2005 الى 31 جويلية 2013 وللفترتين الجزئيتين (2006-2010) و (2010-2013) أي قبل وبعد الثورة التونسية. وقد اعتمدت الدراسة على نموذج GARCH(1.1) وقد خلصت الدراسة الى اختلاف عوائد مؤشر الدراسة عبر أشهر السنة مع ظهور عوائد مرتفعة ودالة احصائيا لكل من أشهر أفريل، أوت وسبتمبر. أما دراسة (**Mouselli and Al-Samman, 2016**)فقد هدفت الى تحري أثر شهر السنة على العائد في سوق دمشق للأوراق المالية مستخدمة العوائد الشهرية للمؤشر المرجح بالقيمة وذلك للفترة 2010-2015 ومعتمدة على طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وقد خلصت الدراسة إلى وجود أثر شهر السنة على شكل عوائد مرتفعة ودالة احصائيا في شهر ماي مقارنة بباقي أشهر السنة. في حين هدفت دراسة (**Hawaldar et al. 2017**) الى تحري اثر شهر السنة مستخدمة العوائد الشهرية لعشرة شركات مختارة عشوائيا من قطاع البنوك و الخدمات في بورصة البحرين وذلك للفترة الممتدة من 1 جانفي 2010 الى 31 ديسمبر 2014، وقد اعتمدت الدراسة على اختبار Kruskal Wallis H. وقد خلصت الدراسة الى غياب هدا الأثر في جميع الشركات المدروسة باستثناء Bahrain Maritime and Mercantile International (BMMI) اين ظهر على شكل عوائد مرتفعة ودالة احصائيا في شهر جويلية.

3. مايميز هذه الدراسة عن الدراسات السابقة

تأتي هذه الدراسة لتحري أثر شهر السنة في السوق المالي السعودي وهي تتميز عن مثيلاتها في هذا السوق في كونها تتحرى هذا الأثر الموسمي ليس على العوائد فقط وإنما على العوائد وتذبذبها وهو ما يسمح بربط الموسمية في العوائد بالموسمية في تذبذب العوائد وإمكانية تفسيرها بالمخاطرة.

ثالثا: الاختبارات الأولية لبيانات 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. الإحصاءات الوصفية

في هذا الجزء سيتم إظهار الإحصاءات الوصفية والمتمثلة في الوسط الحسابي، الانحراف المعياري، الالتواء، التفلطح واختبار التوزيع الطبيعي الخاصة بعوائد مؤشر الدراسة، وذلك لمشاهدات الدراسة مجتمعة، وكذا للمشاهدات موزعة حسب أشهر السنة.

3. اختبارات الاستقرارية

من 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).

4. اختبارات المربعات الصغرى

كما جاء في دراسة (Dicle and Hassan, 2007) سوف يتم أولا تقدير الأثر الموسمي (أثر شهر السنة) على سلاسل العوائد باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومن ثم إجراء الاختبارات اللازمة على الأخطاء العشوائية (Residuals) للتأكد من مدى ملاءمة هذه الطريقة لتقدير مثل هذا الأثر على العائد في السوق المالي السعودي حيث سيتم اختبار فيما إذا كانت الأخطاء العشوائية تتبع توزيع طبيعيا عن طريق اختبار Jarque-Bera، فيما إذا كانت الأخطاء العشوائية غير مرتبطة ذاتيا عن طريق اختبار اختبار Ljung-Box على الأخطاء العشوائية ويأتي هذا الاختبار لفحص الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية ، وفيما إذا كان تباينها ثابتاً عبر الزمن عن طريق اختبار Ljung-Box على مربعات الأخطاء العشوائية واختبار ARCH-LM ويأتي هذا الاختبار لفحص الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود أثر ARCH.

رابعا: نموذج الدراسة

1. الأثار الموسمية ونماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباين الخطأ

إن اختبار أثر شهر السنة على العائد من خلال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) يكون من خلال نموذج انحدار يكون فيه العائد متغير تابع بينما تكون فيه أشهر السنة متغيرات وهمية مفسرة. في هذه النماذج يتم استبعاد أحد المتغيرات الوهمية عن طريق تثبيته وبذلك تصبح معلمة كل متغير وهمي معبرة عن الفرق بين عائد الشهر الذي يمثله ذلك المتغير الوهمي، وعائد الشهر الذي تم تثبيته، حيث يساوي هذا الأخير إلى قيمة الثابت ضمن معادلة الانحدار [‡](Al-loughani and Chappell, 2001). وتظهر هذه النماذج كما يلي:

‡ في دراسته قام بتحري أثر يوم الأسبوع بنفس المنهجية

$$R_t = \mu_1 + \mu_2 D_2 + \mu_3 D_3 + \mu_4 D_4 + \mu_5 D_5 + \mu_6 D_6 + \mu_7 D_7 + \mu_8 D_8 + \mu_9 D_9 + \mu_{10} D_{10} + \mu_{11} D_{11} + \mu_{12} D_{12} + \varepsilon_t \quad \text{..... (1)}$$

R_t : العائد اليومي للمؤشر العام للفترة الحالية t.

$D_2 \ldots D_{12}$ المتغيرات الوهمية الدالة على أشهر السنة، بحيث مثلاً يأخذ D_2 القيمة 1 لشهر فيفري والقيمة صفر لباقي الأشهر.

μ_1: متوسط العائد لشهر جانفي.

$\mu_2 \ldots \mu_{12}$: الفرق بين متوسط العائد للشهر الذي يمثله المتغير الوهمي ومتوسط العائد لشهر جانفي.

ε : الخطأ العشوائي

إن المنهجية السابقة في تقدير الأثار الموسمية على العوائد تعاني مشكلتين قد تؤدي إلى نتائج مضللة. الأولى هي أن الأخطاء العشوائية المحصل عليها من نموذج الانحدار السابق قد تكون مرتبطة فيما بينها، وهو ما يعرف بمشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation Problem). أما الثانية فهي أن تباين الخطأ العشوائي قد لا يكون ثابتاً عبر الزمن كما تفترض طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، وهو ما يعرف بمشكلة عدم ثبات أو عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي (Heteroskedasticity Problem) (Apolinario et al., 2006).

إن معالجة مشكلة الارتباط الذاتي يكون من خلال إدراج فترات تباطؤ للعائد ضمن المعادلة (1) [§]، وبذلك تأخذ المعادلة (1) الصيغة التالية :

$$R_t = \mu_1 + \mu_2 D_2 + \mu_3 D_3 + \mu_5 D_5 + \mu_6 D_6 + \mu_7 D_7 + \mu_8 D_8 + \mu_9 D_9 + \mu_{10} D_{10} + \mu_{11} D_{11} + \mu_{12} D_{12} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{..... (2)}$$

n: تشير إلى عدد فترات التباطؤ للعائد

أما معالجة مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي فتكون عن طريق السماح لتباين الخطأ العشوائي بأن يكون متغيرا عبر الزمن[**]، وهو ما توفره نماذج الانحدار الذاتي المشروطة بعدم تجانس تباين الخطأ (ARCH Models) ويرجع ظهور هذه النماذج إلى دراسة (Engle, 1982) والتي كانت حول تقدير تباين التضخم في المملكة المتحدة. ويمكن توضيح معادلة التباين ضمن نموذج ARCH(p)، حيث تشير p إلى فترات التباطؤ لمربع الأخطاء العشوائية، كما يلي (Sharma et al., 1996):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^{\ 2} \quad \text{.....(3)}$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

ω: الثابت

σ^2: التباين المشروط

Ω_{t-1}: مجموعة المعلومات في الزمن t-1

إضافة إلى ما سبق فإن هذه النماذج قادرة على التعامل مع أحد أهم خصائص البيانات المالية والتي تتمثل في الالتواء والتفلطح، أي أن هذه النماذج قادرة على التعامل مع مشكلة التوزيع الغير الطبيعي للخطأ العشوائي (Choudhry, 2000).

لقد عرفت نماذج ARCH منذ ظهورها عدة تطورات حيث قدم (Bollerslev, 1986) صيغة معممة لنموذج ARCH وهو ما يعرف بنموذج الانحدار الذاتي المعمم المشروط بعدم تجانس تباين الخطأ (GARCH Model). ويمكن توضيح معادلة التباين

§ أنظر (Berument and kiymaz, 2001,2003)، (Apolinario et al., 2006)، (Guidi, 2010) .

** أنظر (Choudhry, 2000, 2001)، (Berument and Kiymaz, 2001,2003)، (Guidi, 2010) .

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):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^{\ 2} + + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^{\ 2} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$P \geq 0, q \geq 0$$

$$\omega \geq 0, \alpha_i \geq 0 \quad \mathrm{i} = 1, \ldots\ldots, \mathrm{P}$$

$$\beta_j \geq 0 \quad \mathrm{j} = 1, \ldots\ldots\ldots\ldots, \mathrm{q}$$

تستدعي المعادلة (4) أن تكون معلمات النموذج غير سالبة وذلك لاستيفاء شرط عدم سلبية التباين، كما تستدعي كذلك أن يكون مجموع معلمات النموذج باستثناء الثابت أقل من الواحد وذلك لاستيفاء شرط عدم تضخم التباين كما يلي (Berument and Kiymaz, 2001):

$$\sum_{i=1}^{P} \alpha_i + \sum_{j=1}^{q} \beta_j < 1$$

أحد نماذج GARCH الأخرى التي لاقت اهتمام الباحثين في دراسات الموسمية[††] هو نموذج الانحدار الذاتي المعمم الأسي المشروط بعدم تجانس تباين الخطأ (Exponential GARCH Model). ولقد قدم نموذج EGARCH لأول مرة من طرف (Nelson, 1991). ويمكن توضيح معادلة التباين ضمن نموذج EGARCH(p,q) كما يلي:

$$\mathrm{Log}\ (\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log\left(\sigma_{\mathrm{t\text{-}j}}^{\ 2}\right) + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \left| \varepsilon_{t-i} / \sigma_{t-i} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \left(\varepsilon_{t-k} / \sigma_{t-k}\right) \ldots\ldots (5)$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

γ_k: تشير إلى عدم وجود أثر عدم التماثل إذا كانت مساوية للصفر($\gamma_k = 0$) وإلى وجود أثر عدم التماثل إذا كانت مختلفة عن الصفر ($\gamma_k \neq 0$).

وبمقارنة نموذج GARCH بنموذج EGARCH فإن نموذج GARCH لديه بعض الحدود التي تجعل نتائجه ضعيفة، حيث أن نموذج GARCH يضع قيوداً على المعلمات لتجنب سلبية التباين والتي كثيرا ما تنتهك من قبل المعلمات المقدرة، بينما نموذج EGARCH لا يحتاج لمثل هذه القيود بسبب اعتماده على لوغاريتم التباين، من جهة أخرى فإن نموذج GARCH يهمل أثر عدم التماثل (Asymmetric effect) أما نموذج EGARCH فيسمح بتحري هذا الأثر (koulakiotis et al., 2006).

إن الصياغة الخاصة لهذه النماذج من خلال معادلتين يتم تقديرهما معاً، الأولى للمتوسط (العائد) والثانية للتباين (تذبذب العوائد)، تسمح بتحري الأثار الموسمية على العوائد وتذبذبها معاً، وهو ما تهدف إليه هذه الدراسة. حيث قامت العديد من الدراسات[‡‡] بتحري الأثار الموسمية على كل من العائد والتذبذب عن طريق إدخال المتغيرات الوهمية أيضا ضمن معادلة التباين، وفقا لهذه المنهجية يسمح للحد الثابت ضمن معادلة التباين (5) بالتغير عبر أشهر السنة المختلفة. وبذلك تصبح معلمة كل متغير وهمي ضمن معادلة التباين معبرة عن الفرق بين تذبذب عوائد الشهر الذي يمثله ذلك المتغير الوهمي، وتذبذب عوائد الشهر الذي تم تثبيته،

[††] (Maghayereh, 2003)، (Al-Rjoub , 2004)، (Yalcin and Yucel, 2006) (Berument et al., 2007)، (Puja, 2010).

[‡‡] (Choudhry, 2000, 2001)، (Berument and kiymaz, 2001,2003)، (Guidi, 2010)، (Sun and Tong, 2010).

حيث يساوي هذا الأخير إلى قيمة الثابت ضمن معادلة التباين (Beller and Nofsinger, 1998). وبهذا ومن أجل تحري أثر شهر السنة على التذبذب تأخذ المعادلة (5) الصيغة (5') كمايلي:

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \delta_2 D_2 + \delta_3 D_3 + \delta_4 D_4 + \delta_5 D_5 + \delta_6 D_6 + \delta_7 D_7 \delta_8 D_8 + \delta_9 D_9 +$$

$$\delta_{10} D_{10} + \delta_{11} D_{11} + \delta_{12} D_{12} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \left| \varepsilon_{t-i} / \sigma_{t-i} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k (\varepsilon_{t-k} / \sigma_{t-k}) \quad ..(5')$$

ω: الثابت ويشير إلى تذبذب شهر جانفي.

$\delta_2 \ldots \delta_{12}$: الفرق بين تذبذب العائد للشهر الذي يمثله المتغير الوهمي وتذبذب العائد لشهر جانفي.

لقد قدمت عدة تفسيرات للأنماط الموسمية الظاهرة في العوائد ولقد كانت المخاطرة أحد هذه التفسيرات، بحيث يستند هذا التفسير إلى أن الأنماط الموسمية في العوائد تقابلها أنماط موسمية في المخاطرة، ما يعني مثلاً أن العائد المرتفع لشهر معين هو في الحقيقة مكافأة عن إرتفاع المخاطرة في ذلك الشهر. ولاختبار مدى صحة هذا التفسير قامت العديد من الدراسات[§§] باعتماد نماذج GARCH – in – Mean أو إختصاراً نماذج GARCH-M والتي يتم إدخال التباين أو الانحراف المعياري فيها كتقريب للمخاطرة ضمن معادلات العائد. وبذلك تأخذ معادلة العائد (2) الصيغة التالية:

$$R_t = \mu_1 + \mu_2 D_2 + \mu_3 D_3 + \mu_5 D_5 + \mu_6 D_6 + \mu_7 D_7 + \mu_8 D_8 + \mu_9 D_9 + \mu_{10} D_{10}$$

$$+ \mu_{11} D_{11} + \mu_{12} D_{12} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i R_{t-i} + \lambda \sigma_t + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث تشير λ إلى علاوة المخاطرة.

2. نمذجة أثر شهر السنة على العائد والتذبذب

نظراً للمزايا التي يتمتع بها نموذج EGARCH، سيتم اعتماده في هذه الدراسة لتحري أثر شهر السنة على كل من عائد وتذبذب السوق المالي السعودي بصيغتيه AR(n)-Modified EGARCH(p.q) و- AR(n)-Modified EGARCH(p.q) -M.

1.2. نمذجة أثر شهر السنة على العائد والتذبذب (الفرضية 1 والفرضية 2)

$$R_t = \mu_1 + \mu_2 D_2 + \mu_3 D_3 + \mu_5 D_5 + \mu_6 D_6 + \mu_7 D_7 + \mu_8 D_8 + \mu_9 D_9 + \mu_{10} D_{10}$$

$$+ \mu_{11} D_{11} + \mu_{12} D_{12} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \delta_2 D_2 + \delta_3 D_3 + \delta_4 D_4 + \delta_5 D_5 + \delta_6 D_6 + \delta_7 D_7 \delta_8 D_8 + \delta_9 D_9 +$$

$$\delta_{10} D_{10} + \delta_{11} D_{11} + \delta_{12} D_{12} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \left| \varepsilon_{t-i} / \sigma_{t-i} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k (\varepsilon_{t-k} / \sigma_{t-k})$$

2.2. نمذجة العلاقة بين الموسمية والمخاطرة (الفرضية 3)

$$R_t = \mu_1 + \mu_2 D_2 + \mu_3 D_3 + \mu_5 D_5 + \mu_6 D_6 + \mu_7 D_7 + \mu_8 D_8 + \mu_9 D_9 + \mu_{10} D_{10}$$

$$+ \mu_{11} D_{11} + \mu_{12} D_{12} + \sum_{i=1}^{n} \theta_i R_{t-i} + \lambda \sigma_t + \varepsilon_t$$

[§§] (Beller and Nofsinger, 1998)، (Lucey, 2000)، (Yakob et al., 2005)، (Sun and Tong, 2010).

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \delta_2 D_2 + \delta_3 D_3 + \delta_4 D_4 + \delta_5 D_5 + \delta_6 D_6 + \delta_7 D_7 \delta_8 D_8 + \delta_9 D_9 +$$

$$\delta_{10} D_{10} + \delta_{11} D_{11} + \delta_{12} D_{12} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i \left| \varepsilon_{t-i} / \sigma_{t-i} \right| + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k (\varepsilon_{t-k} / \sigma_{t-k})$$

3. صياغة الفرضيات وكيفية اختبارها

بهدف تحقيق أهداف الدراسة سيتم اختبار الفرضيات العدمية التالية:

$H1_0$: $\mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = \mu_6 = \mu_7 = \mu_8 = \mu_9 = \mu_{10} = \mu_{11} = \mu_{12} = 0$

$H2_0$: $\delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = \delta_{11} = \delta_{12} = 0$

اختبار الفرضيات السابقة سيكون من خلال تطبيق اختبار Wald للقيود على المعلمات، بحيث يقيس هذا الاختبار إلى أي مدى تشبع الانحدارات غير المقيدة القيود المنصوص عليها في الفرضية العدمية. ولهذا الغرض يستخدم اختبار Wald معياري (F) و ($\chi 2$) للحكم على الفرضية العدمية. ويقصد بالانحدار غير المقيد الانحدار الذي لا تفرض قيود على معلماته، أي النموذج الأصلي الذي يتم اختبار معلماته، كما سيتم تطبيق اختبار Wald من جديد على مجموعة من الفرضيات الجزئية التي تهدف الى اختبار مدى تساوي عوائد و تذبذب عوائد الأشهر التي أظهرت فروقا عن باقي اشهر السنة، أي فيما اذا كانت مساوية لبعضها ام انها هي أيضا تختلف فيما بينها وتسمح هذه الخطوة بتحديد نمط اثر شهر السنة على العوائد وتذبذبها بشكل دقيق.

أما الفرضية الخامسة فسيكون اختبارها من خلال الدلالة الإحصائية للمتغيرات الوهمية، مع الأخذ بعين الاعتبار الدلالة الإحصائية لمعامل المخاطرة ضمن معادلة العائد لنموذج AR(n)-Modified EGARCH(p.q) -M. حيث أن بقاء الدلالة الإحصائية للمتغيرات الوهمية لهذا النموذج يعني أن التغيرات الموسمية في العوائد لا تعزى إلى المخاطرة، أما إذا اختفت دلالتها الإحصائية مع ظهور دلالة إحصائية لمعامل المخاطرة λ (علاوة المخاطرة) فهذا يعني أن التغيرات الموسمية في العوائد مفسرة بالمخاطرة. مع الإشارة إلى أن عدم ظهور دلالة إحصائية للمعامل λ يعني عدم القدرة على تفسير الموسمية بالمخاطرة (Yakob et al., 2005)

4. تحديد المواصفات الملائمة للنموذج

1.4. اختيار فترة التباطؤ للعائد ضمن معادلة المتوسط

كما جاء في دراسة (Charles, 2010) سيتم أولاً تقدير نموذج انحدار ذاتي AR(n) لكل سلسلة من سلاسل العوائد للتخلص من أي ارتباط ذاتي[***]. وكما جاء في العديد من الدراسات كدراسات (Berument and kiymaz, 2001, 2003)، (Yalcin and Yucel, 2006) و (Kenourgios and Samitas, 2008) فإن معيار خطأ التنبؤ النهائي(FPE criterion) سيستعمل لتحديد فترة التباطؤ الملائمة للعائد، حيث يحدد هذا المعيار قيمة (n) على أنها القيمة التي تلغي الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية. كما سيتم الاعتماد على بعض المعايير الأخرى المستخدمة في تحديد فترات التباطؤ لنماذج الانحدار الذاتي والتي تتمثل في كل من معيار شوارتز Schwartz (SIC)، معيار أكايك Akaike (AIC) ومعيار هنان كوين Hannan Quin (HQ). وتختار المعايير الأربعة السابقة فترة التباطؤ المثلى على أنها الفترة التي تتحقق فيها أقل قيم لهذه المعايير. إضافة إلى الاختبار المعدل لنسبة الاحتمالية (LR) الذي يختبر فرضية أن معلمات فترة التباطؤ الزمني مجتمعة غير مفسرة إحصائيا باستخدام توزيع (χ^2) انطلاقا من أعلى فترة إبطاء زمني ويتوقف عند الفترة التي تكون معلماتها مفسرة.

2.4. اختيار الترتيب الملائم لكل من p وq ضمن معادلة التباين

[***] في دراسته قام بتقدير نموذج ARMA للتخلص من أي ارتباط ذاتي في سلاسل العوائد.

كما جاء في دراسة (Dicle and Hassan, 2007) فإن اختبار الترتيب الملائم لكل من p و q ضمن معادلة التباين سيكون أيضا 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 qوp ضمن معادلة التباين على أنه النموذج الذي يتحقق فيه أقل قيم لهذه المعايير.

5. اختبارات الأخطاء العشوائية لنموذج الدراسة

من أجل التأكد من صحة صياغة كل من معادلة المتوسط (العائد) والتباين (التذبذب) ضمن النموذج وبالتالي كفاءة التقدير للنموذج، سيتم تطبيق اختبار Ljung-Boxعلى الأخطاء العشوائية عند فترات التباطؤ 5، 10 و 15 للتأكد من حل مشكلة الارتباط الذاتي، وهو ما يعني الصياغة الجيدة لمعادلة المتوسط ضمن النموذج. كما سيتم تطبيق كل من اختبار Ljung-Box على مربعات الأخطاء العشوائية واختبار ARCH-LM لنفس فترات التباطؤ، وذلك للتأكد من حل مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ وهو ما يعني الصياغة الجيدة لمعادلة التباين ضمن النموذج.

خامسا: التحليل الإحصائي واختبار الفرضيات

1. الاختبارات الأولية لبيانات الدراسة

1.1. 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 وذلك لعوائد الدراسة مجتمعة وللعوائد موزعة حسب أشهر السنة.

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%.

جدول رقم (1) الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية مجتمعة وموزعة حسب أشهر السنة

الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية لمؤشر الدراسة								
عدد المشاهدات	الوسط الحسابي	أعلى قيمة	أدنى قيمة	الانحراف المعياري	الالتواء	التفلطح	J-B	الاحتمال
2544	-0.005218	9.087370	-10.32845	1.393710	-0.858502	13.71679	12486.55	0.000000

الإحصاءات الوصفية للعوائد اليومية لمؤشر الدراسة حسب أشهر السنة						
الأشهر	جانفي	فيفري	مارس	أفريل	ماي	جوان
الوسط الحسابي	-0.006400	0.003898	0.007956	0.020120	-0.009202	-0.005343
الانحراف المعياري	0.505688	0.328876	0.389017	0.324472	0.329075	0.308221
الأشهر	جويلية	أوت	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر
الوسط الحسابي	0.001636	-0.008443	-0.005434	-0.011703	-0.002074	0.009772
الانحراف المعياري	0.273362	0.399344	0.380712	0.553502	0.498728	0.428313

المصدر: من إعداد الباحثان

كما يتضح من الجدول (1) أن متوسط العوائد لبيانات الدراسة مجتمعة سالب، اما فيما يخص العوائد حسب أشهر السنة فقد أظهرت أغلب الأشهر عوائدا سالبة، كما أن أقل متوسط للعوائد سجل في شهر ماي في حين سجل أعلى متوسط للعوائد في شهر أفريل. أما بالنسبة للانحراف المعياري فقد سجل أقل انحراف معياري في شهر جويلية بينما سجل أعلى إنحراف معياري في شهر أفريل.

††† دراسة (Clare et al., 1998) اعتمدت على كل من SIC وHQ لاختيار الترتيب الملائم.

2.1. نتائج اختبارات جذر الوحدة للعوائد اليومية لمؤشر الدراسة

يوضح الجدول (2) نتائج اختباري ديكي فولر الموسع وفليبس بيرون للعوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالي السعودي، 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 الباحثان

3.1. نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية

بعد تقدير أثر شهر السنة على العوائد بطريقة (OLS)، تم اختبار فيما إذا كانت الأخطاء العشوائية تتبع توزيعا طبيعياً، غير مرتبطة ذاتيا وفيما إذا كان تباينها ثابت عبر الزمن. والنتائج مبينة في الجدول (3).

يتضح من الجدول (3) أن الأخطاء العشوائية لا تتبع توزيعا طبيعيا، وأنها تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، كما أن تباينها غير ثابت عبر الزمن، مما سبق نستنتج أن الاعتماد على نماذج GARCH سيكون أنجع لتقدير أثر شهر السنة، وهذا لأخذها بعين الاعتبار خصائص البيانات المالية إضافة إلى قدرة هذه النماذج على تحري الأثار الموسمية على العوائد وتذبذبها في نفس الوقت.

جدول رقم (3) نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لتقدير " أثر شهر السنة على العائد بطريقة OLS "

ARCH (15)	ARCH (10)	ARCH (5)	$LB^2(15)$	$LB^2(10)$	$LB^2(5)$	LB (15)	LB (10)	LB (5)	J-B
597.6025*	556.7867*	515.5283*	1688.3*	1296.0*	880.26*	60.025*	41.428*	29.280*	12325.96*

المصدر: من إعداد الباحثان (*) **تشير إلى وجود دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%**

2. المواصفات الملائمة للنموذج AR(n)–Modified EGARCH (p. q)

1.2. اختيار فترة التباطؤ للعائد

يوضح الجدول (4) نموذج AR(n) الملائم (فترة التباطؤ الملائمة) لسلسلة العوائد اليومية لمؤشر الدراسة وذلك بالاعتماد على معايير AIC، SIC، FPE، HQو LR. وفقاً لفترة التباطؤ المثلى المختارة من قبل معظم المعايير السابقة، يتضح من الجدول (4) أن فترة التباطؤ13 هي فترة التباطؤ المثلى لعوائد مؤشر الدراسة.

جدول رقم (4) اختيار فترة التباطؤ للعائد AR(n)

المعيار	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	1.950215	3.505817	3.508124	3.506654
1	26.07600	1.931721	3.496288	3.500903*	3.497963*
2	1.634606	1.931999	3.496432	3.503355	3.498944
3	0.237294	1.933346	3.497129	3.506359	3.500478
4	1.280566	1.933894	3.497412	3.508950	3.501599
5	3.124408	1.933028	3.496965	3.510810	3.501988
6	1.090851	1.933721	3.497323	3.513475	3.503184
7	3.627805	1.932468	3.496675	3.515135	3.503373
8	0.538153	1.933584	3.497252	3.518019	3.504787
9	0.464016	1.934757	3.497859	3.520934	3.506231
10	4.599200	1.932755	3.496823	3.522205	3.506033
11	9.767871	1.926792	3.493733	3.521423	3.503780
12	0.002348	1.928314	3.494523	3.524520	3.505407
13	7.567758*	1.924042*	3.492305*	3.524609	3.504026
14	1.096895	1.924724	3.492659	3.527271	3.505218
15	0.710178	1.925702	3.493168	3.530087	3.506563

المصدر: من إعداد الباحثان **(*) تشير إلى فترة التباطؤ المثلى المختارة من قبل المعيار**

2.2. اختيار الترتيب الملائم ضمن AR(n)–Modified EGARCH (p. q)

يوضح الجدول (5) الترتيب الملائم (**p. q**) ضمن نموذج AR(n)-Modified EGARCH (p. q) الملائم لنمذجة أثر شهر السنة. ويكون ذلك بالاعتماد على القيم الأقل لمعايير AIC، SIC، HQ.

جدول رقم (5) اختيار الترتيب الملائم (p. q)

الترتيب	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(3.1)	(3.2)	(3.3)	أفضل

ترتيب										
(3.3)	2.891159	2.898522	2.897777	2.906369	2.913347	2.897169	2.897383	2.899820	2.900195	AIC
(2.1)	2.992621	2.997678	2.994627	3.005525	3.010198	2.991713	2.994233	2.994364	2.992434	SIC
(3.3)	2.927971	2.934498	2.932916	2.942345	2.948487	2.931471	2.932522	2.934122	2.933661	HQ

المصدر: من إعداد الباحثان

وفقاً للمعايير السابقة يتضح من الجدول (5) أن الترتيب (**p =3. q =3**) هو الترتيب الملائم لنمذجة أثر شهر السنة على العائد والتذبذب لمؤشر الدراسة. وبالتالي فإن النموذج الأمثل لنمذجة أثر شهر السنة على عوائد وتذبذب عوائد مؤشر الدراسة هو النموذج: AR(**13**) **–M EGARCH** (**3**.**3**).

3. تقدير النموذج واختبار الفرضيات

1.3. أثر شهر السنة على العائد والتذبذب

يوضح الجدول (6) نتائج تقدير أثر شهر السنة على العائد والتذبذب ونتائج اختبار wald للقيود على المعلمات. بينما يظهر الجدول (7) نتائج الاختبارات الإحصائية للأخطاء العشوائية لنموذج الدراسة

جدول رقم (6) أثر شهر السنة على العائد والتذبذب نموذج AR(13)-Modified EGARCH (3.3)

معادلة العائد				معادلة التباين			
المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة
μ_1	0.111727***	R_{t-1}	0.115073*	ω	-0.263717*	α_1	0.271154*
μ_2	-0.012910	R_{t-2}	0.069814*	δ_2	-0.109265*	α_2	-0.061878***
μ_3	-0.007517	R_{t-3}	-0.006162	δ_3	-0.093165*	α_3	0.239314*
μ_4	-0.068236	R_{t-4}	-0.017449	δ_4	-0.080246**	β_1	1.111632*
μ_5	-0.156145**	R_{t-5}	0.065059*	δ_5	-0.060198**	β_2	-0.906611*
μ_6	-0.190635**	R_{t-6}	-0.054560**	δ_6	-0.010316	β_3	0.744959*
μ_7	-0.052111	R_{t-7}	-0.041195**	δ_7	-0.117608*	$_1\gamma$	-0.177750*
μ_8	-0.088804	R_{t-8}	-0.020313	δ_8	-0.018074	–	–
μ_9	-0.136530	R_{t-9}	0.061072*	δ_9	-0.050761	–	–
μ_{10}	-0.123937	R_{t-10}	0.030809**	δ_{10}	-0.033421	–	–
μ_{11}	-0.114182	R_{t-11}	-0.012434	δ_{11}	-0.055333	–	–
μ_{12}	-0.055999	R_{t-12}	-0.051240*	δ_{12}	-0.133089*	–	–
اختبار WALD	14.08897	R_{t-13}	0.017635	اختبار WALD	37.89037*	–	–

المصدر: من إعداد الباحثان (*) (**) (***) **تشير إلى وجود دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% على الترتيب**

يوضح الجدول (6) في جزئه الأول نتائج تقدير أثر شهر السنة على عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي ويتضح من نتائج اختبار Wald عدم وجود أثر شهر السنة على عوائد المؤشر العام للسوق، حيث قبلت الفرضية العدمية والتي تنص على أن العوائد الإضافية لأشهر السنة مقارنة بعائد شهر جانفي تساوي الصفر مجتمعةً، وهذا يعني عدم اختلاف عوائد هذه المؤشرات عبر أشهر السنة المختلفة. مع الإشارة أن اختبار t يشير إلى أن عوائد شهري ماي وجوان تختلف إحصائياً عن عوائد شهر جانفي حيث ظهرت فروق سالبة ذات دلالة إحصائية لكل من شهري ماي وجوان فيما لم تظهر أي دلالة إحصائية لباقي الأشهر، وهذا يعني أن عوائد شهري ماي

وجوان هي الأقل عبر السنة فيما تتساوى عوائد باقي أشهر السنة. مع الإشارة إلى أن عوائد شهر ماي لا تختل ف إحصائيا عن عوائد شهر جوان (قبول الفرضية العدمية $\mu_6 = \mu_5$ عن طريق اختبار WALD حيث بلغت قيمة p 0.6607).

يظهر الجدول (6) في جزئه الثاني نتائج تقدير أثر شهر على تذبذب عوائد المؤشر العام لبورصة عمان ومؤشراتها القطاعية. يظهر من نتائج اختبار Wald وجود أثر شهر السنة على تذبذب عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي، حيث رفضت الفرضية العدمية والتي تنص على أن الفروق بين تذبذب العوائد لأشهر السنة وتذبذب عوائد جانفي تساوي الصفر مجتمعةً، وهذا يعني اختلاف تذبذب عوائد المؤشر العام للسوق الماي السعودي عبر أشهر السنة المختلفة.

وبالنسبة إلى النمط الموسمي لتذبذب العوائد الظاهر في السوق المالي السعودي، فقد أشارت النتائج إلى وجود فروق سالبة ذات دلالة إحصائية لكل من أشهر فيفري، مارس، أفريل، ماي، جويلية وديسمبر، بينما لم تظهر أي دلالة إحصائية لباقي أشهر السنة، وهذا يعني أن تذبذب عوائد أشهر فيفري، مارس، أفريل، ماي، جويلية وديسمبر هو الأقل عبر السنة، فيما يتساوى تذبذب عوائد باقي أشهر السنة، مع الإشارة إلى أن تذبذب عوائد أشهر فيفري، مارس، أفريل، ماي، جويلية وديسمبر لا يختلف عن بعضه البعض إحصائياً‡‡‡.

كما نلاحظ أن شهر ماي من ضمن الأشهر التي تظهر اقل العوائد وأقل تذبذب للعوائد مايعني إمكانية تفسير النمط المتمثل في انخفاض عوائد شهر ماي كنتيجة لانخفاض المخاطرة ممثلة بتذبذب العوائد في هذا الشهر وهو ما سيتم الحكم عنه من خلال نموذج AR(13) -Modified EGARCH (3.3) -M

بالنظر إلى أثر الأخبار الجيدة والسيئة على تذبذب عوائد مؤشر الدراسة يتبن وفقاً لهذا النموذج وجود أثر عدم تماثل سالب ودال إحصائياً ($\gamma_1 < 0$), و هو ما يعني أن الانخفاض الغير متوقع في عوائد هذه المؤشرات (الأنباء السيئة) يكون متبوعا بارتفاع لتذبذب عوائد هذه المؤشرات بينما الارتفاع الغير متوقع في عوائد هذه المؤشرات (الأنباء الجيدة) يكون متبوعا بانخفاض لتذبذب عوائد هذه المؤشرات.

أما فيما يتعلق باختبار الصياغة الجيدة لكل من معادلة المتوسط (العائد) ومعادلة التباين (تذبذب العوائد) ضمن النموذج أعلاه و التي يظهرها الجدول (7) فيتضح من نتائج اختبار Ljung Box غياب مشكلة الارتباط الذاتي إلى غاية فترة الإبطاء 10، وهو ما يعني الصياغة الجيدة لمعادلة العائد ضمن نموذج الدراسة. فيما تشير نتائج اختبار ARCH-LMإلى عدم وجود أثر ARCH إلى غاية فترة التباطؤ 15 ما يعني الصياغة الجيدة لمعادلة التباين ضمن نموذج الدراسة.

جدول رقم (7) نتائج اختبارات الأخطاء العشوائية لتقدير " أثر شهر السنة على العائد والتذبذب" باستخدام نموذج -AR(13) Modified EGARCH (3.3)

ARCH (15)	ARCH (10)	ARCH (5)	$LB^2(15)$	$LB^2(10)$	$LB^2(5)$	LB (15)	LB (10)	LB (5)
10.99112	7.245571	1.536962	11.518	7.3961	1.5566	23.721***	14.052	3.5225

المصدر: من إعداد الباحثان (*) (**) (***) **تشير إلى وجود دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% على الترتيب**

2.3. علاقة الموسمية بالمخاطرة

كما سبقت الإشارة فإن التذبذب المنخفض لشهر ماي قد يعطي تفسيراً للعوائد المنخفضة لهذا الشهر وهذا ما سيتم اختباره من خلال نموذج AR(13) -Modified EGARCH (3. 3)-M الذي يتخذ الإنحراف المعياري كتقريب للمخاطرة، حيث أن ظهور الدلالة الإحصائية لمعامل االإنحراف λ مع اختفاء الدلالة الإحصائية للأثر الموسمي على العائد يعني أن الأثر الموسمي الظاهر في العوائد راجع إلى الأثر الموسمي في تذبذب هذه العوائد.

‡‡‡ قبول الفرضية العدمية $\delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_7 = \delta_{12}$ عن طريق اختبار WALD حيث بلغت قيمة p 0.2020.

يظهر الجدول (8) نتائج تقدير نموذج AR(13) -Modified EGARCH (3. 3)-M، ويتضح من هذا الجدول أن معامل الانحراف λ والذي يمثل أثر المخاطرة على العائد (علاوة المخاطرة أوتسعير المخاطرة) يفتقد للدلالة الإحصائية. هذا يعني عدم إمكانية تفسير النمط الموسمي الظاهر في العائد اعتماداً على المخاطرة (Yakob et al., 2005). مع الإشارة إلى عدم تغير النمط الموسمي للعوائد وتذبذبها وفقا لنتائج هذا النموذج.

جدول رقم (8)

علاقة أثر شهر السنة بالمخاطرة نموذج AR(13) -Modified EGARCH (3.3) -M

معادلة العائد				معادلة التباين			
المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة	المعلمة	القيمة
μ_1	0.132171***	R_{t-1}	0.113448*	ω	-0.258916*	α_1	0.270890*
μ_2	-0.016895	R_{t-2}	0.069985*	δ_2	-0.105416*	α_2	-0.056221
μ_3	-0.015021	R_{t-3}	-0.005216	δ_3	-0.089641*	α_3	0.224291*
μ_4	-0.072080	R_{t-4}	-0.019506	δ_4	-0.076104**	β_1	1.103153*
μ_5	-0.160342**	R_{t-5}	0.061458*	δ_5	-0.057576***	β_2	-0.847390*
μ_6	-0.188441**	R_{t-6}	-0.049664**	δ_6	-0.005689	β_3	0.695913*
μ_7	-0.050037	R_{t-7}	-0.039432***	δ_7	-0.115945*	$_1\gamma$	-0.181623*
μ_8	-0.089412	R_{t-8}	-0.020779	δ_8	-0.016225	-	-
μ_9	-0.138687	R_{t-9}	0.061552*	δ_9	-0.047636	-	-
μ_{10}	-0.119317	R_{t-10}	0.030752***	δ_{10}	-0.031915	-	-
μ_{11}	-0.110548	R_{t-11}	-0.012596	δ_{11}	-0.052937	-	-
μ_{12}	-0.062633	R_{t-12}	-0.052053*	δ_{12}	-0.127349*	-	-
λ	-0.027153	R_{t-13}	0.017210	-	-	-	-

المصدر: من إعداد الباحثان (*) (**) (***) **تشير إلى وجود دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% على الترتيب**

وبذلك يمكن القول أن الفرضية الأولى قد تم قبولها باستخدام اختبارWALD بينما تم رفضها باستخدام اختبار t، في حين تم رفض الفرضية الثانية والفرضية الثالثة للدراسة.

الخاتمة

جاءت هذه الدراسة لفحص وجود ونمط أثر شهر السنة على عوائد وتذبذب عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي، كما جاءت لمعرفة فيما إذا كانت المخاطرة ممثلة بتذبذب العوائد قادرة على تفسير مثل هذا الأثر الموسمي الظاهر في العوائد. 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 نموذجين اثنين هما AR(13) -Modified EGARCH (3. 3) و AR (13)-Modified EGARCH (3. 3)-M. ولقد خلصت الدراسة إلى عدم وجود أثر شهر السنة على

عوائد المؤشر العام للسوق المالي السعودي مع الإشارة أن شهري ماي وجوان يظهران أقل العوائد مقارنة بباقي أشهر السنة وفقا لاختبار t، كما أظهرت النتائج وجود أثر شهر السنة على تذبذب عوائد مؤشر الدراسة و يظهر النمط الموسمي لتذبذب العوائد على شكل تذبذب عوائد منخفض لستة أشهر (فيفري،مارس، أفريل، ماي، جويلية وديسمبر مقارنة بتذبذب عوائد ستة الأشهر المتبقية من السنة.

المراجع المستعملة:

1. الكتب

1. Bodie, Zvi., Kane, Alex. and Marcus, Alan J. 2008. *Investments*. McGraw-Hill, International Edition, P 358, 369, 371, 373-375.
2. Elton, Edwin J., Gruber, Martin J., Brown, Stephen J. and Goetzmann, William N. 2003. *Modern portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley and Sonc, New York, USA, P 403, 406-407.
3. Francis, Jack C. 1991. *Ivestments: Analysis and Management*. McGraw-Hill Series in Finance, PP 567-569, 574.
4. Gitman, Lawrence J. and Joehnek, Michael D. 2008. *Fundamentals of Investing*. The Addison-Wesley Series in Finance, P406, 409.
5. Haugen, Robert A. 2001. *Modern Investment Theory*. Prentice Hall, New Jersey, USA, PP 574-575, 580, 582-584.

2. المجلات والدوريات

6. Al- jarah, Idries M., Khamees, Basheer M. and Haddad, Fayez S. 2009. The Effect of Anomaly in Monthly Trading in Amman stock exchange over the period 2002-2006. *Jordan Journal of Business Administration*, 5(4): 523-532.
7. Al- Loughani, Nabeel. and Chappell, David. 2001. Modelling the day-of-the-week effect in the Kuwait Stock Exchange: a nonlinear GARCH representation. *Applied Financial Economics*, 11: 353-359.
8. Alrabadi, Dima W H. and AL- Qudah, Kamel A. 2012. Calendar Anomalies: The Case of Amman Stock Exchange. *International Journal of Business and Management*, 7(24): 120-127.
9. Al- Rjoub, Samer A. M. 2004. An Investigation of the January Effect in an Emerging Stock Market: The Case of Jordan. *Mutah Lil-Buhuth Wad-Dirasat*, 19(5): 79-92.
10. Apolinario, Rosa M.C., Santana, Octavio M., Sales, Lourdes J. and Caro, Alejandro R .2006. Day of the week effect on European Stock Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2:53-70.
11. Ariel, Robert A. 1990. High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes. *The Journal of Finance*, 45(5): 1611-1626.
12. Ariss, Rima T., Revanian, Rassoul. And Mehdian, Seyed M. 2011. Calendar Anomalies in the Gulf Cooperation Council stock markets. *Emerging Markets Review*,12 : 293-307.
13. Beller, Kenneth. and Nofsinger, John R. 1998. On Stock Return Seasonality and Conditional Heteroskedasticity. *The Journal of Financial Research*, 21(2): 229-246
14. Berument, Hakan. and Kiymaz, halil. 2001. The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility. *Journal of Economics and Finance*, 25(2): 181-193.
15. Berument, Hakan. Coskum, Nejat M., Sahin, Afsin. 2007. Day of the week effect on foreign exchange market volatility: Evidence from Turkey. *Research in International Business and Finance*, 21: 87-97.
16. Bollerslev, Tim. 1982. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
17. Bouman, Sven. and Jacobsen, Ben. 2002. The Halloween indicator, Sell in May and go away: Another puzzle. *American Economic Review*, 92(5): 1618-1635.
18. Charles, Amelie. 2010. The Day- of-the-week effects on the Volatility: The role of the asymmetry. *European Journal of Operational Research*, 202: 143-152.

19. Choudhry, Taufiq. 2000. Day of the week effect in emerging Asian stock markets: evidence from the GARCH model. *Applied financial economics*, 10: 235-242.
20. Choudhry, Taufiq. 2001. Month of The Year Effect and January Effect in PRE-WWI Stock returns: Evidence from A Non-Linear GARCH Model. *International journal of Finance and Economics*, 6: 1-11.
21. Clare, A. D., Ibrahim, M. S .B. and Thomas, S. H. 1998. The impact of settlement procedures on the day of the week effects: Evidence from the Kuala Lumpur stock exchange. *Journal of Business Finance and Accounting*, 25(3) & (4): 401-418.
22. Cosimano, Thomas F. and Jansen, Dennis W. 1988. Estimates of the variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3): 409-421.
23. Cross, Frank. 1973. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Finacial Analysts Journal*. 67-69.
24. Dicle, Mehmet F. and Hassan, Kabir M. 2007. Day of the Week Effect in Istanbul Stock Exchange. *Scientific Journal of Administrative Development*, 5: 53-83.
25. Engle. Robert F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of united Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4): 987-1008.
26. Fountas, Stilianos.and Segradakis, Konstantinos N. 2002. Emerging stock markets return seasonalities: The January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, 12: 291-299.
27. Gibbons, Michael R. and Hess, Patrick. 1981. Day of the Week Effects and Asset Returns. *Journal of Business*, 54(4): 579-596.
28. Guidi, Francesco. 2010. Day of the week effect and market efficiency in the Italian stock market: An Empirical analysis.*The JUP Journal of Applied finance*, 16(2): 5-32.
29. Hawaldar, Iqbal T., Shakila, B. and Pinto, Prakash. 2017. Empirical Testing of Mnth of th Year Effect on Selected Commercial Banks and Services Sector Companies Listed on Bahrain Bourse. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2): 426-436.
30. Jbenieni G, Jihen., Kaddour, Amira. and Hmaid, Azza. 2015. Stock Market Anomalies : Case of Calendar Effects on the Tunisien Stock Markets. *Global Journal of Management and Business Reasearch: B Economics and Commerce*, 15(2): 27-37.
31. Kenourgios, Dimitrics. and Samitas, Aristeidis. 2008. The day of the week patterns on Stock Market Return and Volatility: Evidence for the Athens stock exchange. *International research journal of Finance and Economics*, 15: 78-89.
32. 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.
33. Kiymaz, Halil. and Berument, Hakan. 2003. The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence. *Review of Financial Economics*, 12:363-380.
34. Koulakiotis, Athanasios., Papasyriopoulosm, Nicholas. and Molyneux, Phil. 2006. More Evidence on the Relationship between Stock Price Returns and Volatility: A note. *International Reserch Journal of Finance and Economics*, 1: 21-28.
35. Ling T, He. And Shao C, He. 2011. Has the November Effect Replaced the January Effect in Stock Markets *?. Managerial and Decision Ecoomics*, 32: 481-486.
36. Lodha, Shilpa. and Soral G. 2016. Evidence for Seasonality and Changes in Seasonal Trends in Indian Stock Market. *The IUP Journal of Applied Finance*, 22(3) : 87-100.
37. Lucey, Brian M. 2000. Anomalous daily seasonality in Ireland?. *Applied Economics letters*, 7: 637-640.
38. Marquering , Wessel. 2002. Seasonal predictability of Stock Market Returns. *Tijdschrift voor Economie en Management*, 47(4): 557-576.
39. Moosa, Imad A. 2007. The Vanishing January Effect. *International Research Journal of Finance and Economics*, 7: 72-103. 2016.

40. Mouselli, Sulaimen. And AL- Samman, Hazem.An Examination of the month of the year effect at Damascus Securities Exchange. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2): 573-577.
41. Nelson, Daniel B. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
42. Puja, Padhi. 2010. Days-of-the-Week-Effect and Stock Return Volatility: Theory and Empirical Evidence. *Advances in Management*, 3(4): 14-21.
43. Rozzef, Michael S. and Kinney Jr, William R. 1976. Capital Market Seasonality: The Case of stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 379-402.
44. Sanuci, Muhammed S. and Ahmad, Farooq. 2016. An analusis of seasonality fluctuations in the oil and gas stock returns. *Cogent Economics and Finance*, 4: 1-24.
45. 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.
46. Sun, Qian. and Tong, Wilson H. S. 2010. Risk and The January effect. *Journal of Banking and Finance*, 34:965-974.
47. Yakob, Noor A., Beal, Diana. and Delpachitra, Sarath. 2005. Seasonality in the Asia pacific markets. *Journal of asset management*, 6(4): 298-318.
48. Yalcin, Yeliz. and Yucel, Eray M. 2006. The Day-of-the-Week Effect on Stock- Market Volatility and Return: Evidence from Emerging Markets. *Czech Journal of Economics and Finance*, 56: 258-279.
49. 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.
50. ديلمي، صباح. والمولا، منى. 2013. التأثيرات الموسمية على عائد وتذبذب بورصة عمان: دراسة تطبيقية على المؤشرات القطاعية. *المجلة العربية للمحاسبة*، 16(1): 107-151.

3. المواقع الإلكترونية

51. Lo, Andrew W. 2007. Efficient Markets Hypothesis. *The new Palgrave: A Dictionary of Economics*, Second Edition, New York: Palgrave McMillan, Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=991509.
52. Maghyereh, aktham. 2003. Seasonality and January Effect Anomalies in the Jordanian Capital market *Working Paper Series* . Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=364361.
53. 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.