

الجمهورية العربية السورية
جامعة دمشق
كلية الاقتصاد
قسم الإحصاء التطبيقي

استخدام نماذج تحليل السلاسل الزمنية لدراسة تقلبات أسعار الأسهم
والتنبؤ باتجاهاتها
(حالة تطبيقية على سوق السعودية للأوراق المالية)

رسالة لنيل درجة الدكتوراه في الإحصاء التطبيقي

إعداد المعيدة
رولى شفيق اسماعيل

بإشراف

الدكتور عثمان نقار

الأستاذ الدكتور شفيق عربش

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

((وَ قُلْ رَبِّ زِدْنِي عِلْمًا))

صَدَقَ اللَّهُ الْعَلِيُّ الْعَظِيمُ

سورة طه، الآية ١١٤

شكر وتقدير

أحمد الله وأشكره الذي أنعم عليّ ووفقني لإتمام هذا النتاج العلمي المتواضع.

إن كان من الواجب أن يذكر أهل الفضل بفضلهم، وأن يخص بعضهم الذكر، فقد كان حقاً عليّ قبل البدء بعرض دراستي، أن أتقدّم بخالص شكري وامتناني إلى أستاذي الفاضل الدكتور شفيق عربش، الذي أسعدني بإشرافه على هذه الدراسة، فقد رافقني خلال مدّة إعداد البحث، ومنحني الكثير من وقته، وجاد عليّ بإرشاداته السديدة، وتوجيهاته المفيدة، ومنحني من علمه ما يعجز مثلي عن مكافأته، فله منّي فائق الاحترام والتقدير.

كما وأتوجّه بالشكر والتقدير للدكتور عثمان نقار الذي شارك بالإشراف والمتابعة، فقد كان لتوجيهاته المستمرة وإرشاداته العلميّة دوراً هاماً في انجاز هذه الدراسة.

كما أشكر أسرة كليّة الاقتصاد للرعاية والمساعدة التي قدّموها.
وختاماً أشكر الأستاذ مظهر اللحام لتحملّه عبء تنقيح الرسالة ومراجعتها لغوياً.

وكل الشكر والتقدير لمن كان عوناً لي في انجاز هذا البحث.

رولى شفيق اسماعيل

استخدام نماذج تحليل السلاسل الزمنية لدراسة تقلبات أسعار الأسهم
والتنبؤ باتجاهاتها
(حالة تطبيقية على سوق السعودية للأوراق المالية)

❖ الفصل الأول: الإطار العام للبحث

- ١-١ مقدمة ١
- ٢-١ أهمية الدراسة ومنهجيتها ١
- ١-٢-١ مشكلة البحث
- ٢-٢-١ أهمية البحث وأهدافه
- ٣-٢-١ منهجية البحث
- ٤-٢-١ مجتمع البحث
- ٥-٢-١ فرضيات البحث
- ٦-٢-١ بعض الدراسات السابقة

❖ الفصل الثاني: تحليل السلاسل الزمنية

- ١-٢ النماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية ٩
- ١-١-٢ النماذج المستقرة ٩
- ١-١-١-٢ نماذج الانحدار الذاتي $AR(p)$
- ٢-١-١-٢ نماذج المتوسط المتحرك $MA(q)$
- ٣-١-١-٢ النماذج المختلطة (نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة)
 $ARMA(p, q)$
- ٢-١-٢ النماذج غير المستقرة ٢٢
- ١-٢-١-٢ النموذج TS
- ٢-٢-١-٢ النموذج DS
- ٣-٢-١-٢ نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك التكاملي $ARIMA(p, q)$
- ٤-٢-١-٢ نماذج $ARIMA$ الموسمية
- ٢-٢ اختبارات استقرار السلاسل الزمنية ٢٥
- ١-٢-٢ اختبار ديكي فولر 1979 (DF)
- ٢-٢-٢ اختبار ديكي فولر المطور 1981 (ADF)

❖ الفصل الثالث: منهجية بوكس-جَنكَنز في تحليل السلاسل الزمنية

٣٥

١-٣ طريقة B&J في بناء نموذج العملية العشوائية

١-١-٣ شروط الاستقرار

٢-١-٣ طرائق إزالة عدم استقرار السلسلة الزمنية

٣٩

٢-٣ مراحل بناء نموذج العملية العشوائية

١-٢-٣ مرحلة التعريف

٢-٢-٣ مرحلة تقدير معلمات النموذج

٣-٢-٣ مرحلة اختبارات التشخيص

٤-٢-٣ مرحلة المعايير

٥-٢-٣ مرحلة التنبؤ

❖ الفصل الرابع: نماذج ARCH

٦٠

١-٤ أنواع نماذج ARCH ومبررات استخدامها

١-١-٤ مبررات استخدام نماذج ARCH في تمثيل السلاسل الزمنية المالية

٢-١-٤ طبيعة العلاقة بين العائد و المخاطرة

٣-١-٤ نماذج ARCH الخطية

١-٣-١-٤ نموذج $ARCH(q)$

٢-٣-١-٤ نموذج $GARCH(p, q)$

٣-٣-١-٤ نموذج $IGARCH(p, q)$

٤-٣-١-٤ نموذج $ARMA-GARCH(p, q)$

٥-٣-١-٤ نموذج $GARCH(p, q)-M$

٦٩

٤-١-٤ نماذج ARCH غير الخطية

١-٤-١-٤ نموذج $EGARCH(p, q)$

٢-٤-١-٤ نموذج $GJR-GARCH(p, q)$

٣-٤-١-٤ نموذج $TGARCH(p, q)$

٤-٤-١-٤ نموذج $VS-GARCH(p, q)$

٥-٤-١-٤ نموذج $APARCH(p, q)$

٦-٤-١-٤ نموذج $QGARCH(p, q)$

٧٥

٥-١-٤ تعرّف رتب نماذج ARCH

❖ الفصل الخامس: الأسواق المالية

❖ الفصل السادس: تحليل بيانات السلاسل الزمنية للمؤشر العام ومؤشرات القطاعات في السوق المالية السعودية:

١٠٩	١-٦ بيانات الدراسة
١١٤	٢-٦ دراسة استقرار السلاسل الزمنية للمؤشر العام للسوق المالية السعودية ومؤشرات القطاعات عينة البحث
١٤٧	٣-٦ خصائص السلاسل الزمنية لعوائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية ومؤشرات القطاعات عينة البحث وأهم مؤشرات الإحصائية
١٦١	٤-٦ اختبار كفاءة السوق المالية السعودية
١٨٨	٥-٦ تطبيق طريقة بوكس و جينكنز لنمذجة السلاسل الزمنية للعوائد في السوق المالية السعودية
٢٠٣	٦-٦ إجراء اختبار ARCH لبواقي نماذج بوكس و جينكنز
٢١٧	٧-٦ نمذجة تقلب عوائد المؤشرات في السوق المالية السعودية
٢٦٥	٨-٦ اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية باستخدام نموذج GARCH- M
٢٨٠	النتائج و التوصيات
٢٨٥	المصطلحات العلمية
٢٨٩	المراجع
٢٩٣	الملاحق

الفصل الأول: الإطار العام للبحث

١-١-١ - مقدمة :

جاء الاهتمام المتزايد بتحليل السلاسل الزمنية في نهاية القرن التاسع عشر مع اتساع اهتمام الإنسان ليشمل ظواهر مختلفة، تراوحت بين التقلبات الاقتصادية والظواهر الكونية، وذلك نتيجة تحقق العاملين التاليين:

- توافر مجموعة من المشاهدات المأخوذة عبر فترات زمنية، شكلت ما يسمى بالسلاسل الزمنية.
- عدم قدرة القواعد الرياضية البحتة على وصف الظاهرة المدروسة كونها لا تأخذ في الحسبان الطبيعة العشوائية للظاهرة.

بناءً عليه وخلال السنوات الخمسين الأولى من القرن العشرين جرى تطوير طرائق رياضية تسمح للعامل العشوائي والعوامل الأخرى غير القابلة للقياس بالمساهمة في دراسة حركة الظاهرة موضوع البحث، ما انعكس على تطور طرائق التنبؤ، لتصبح ذات طبيعة إحصائية نتيجة اعتمادها طرائق إحصائية في إيجاد نماذج ملائمة لمختلف السلاسل الزمنية، ومن ثم استخدام هذه النماذج في عملية التنبؤ.

و أهم تطبيقات تحليل السلاسل الزمنية كان في مجال أسواق المال لدراسة سلوك أسعار الأسهم والتنبؤ بتقلباتها. و سنستعرض في دراستنا هذه النماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية لمؤشرات الأسعار في السوق المالية السعودية، وإجراء المقارنة بين النماذج المختلفة وصولاً إلى النموذج الذي يثبت كفاءته في التحليل.

١-٢-١ - أهمية الدراسة ومنهجيتها :

١-٢-١ - مشكلة البحث:

تعدّ الأزمة المالية التي شهدتها الاقتصاد العالمي منذ آب عام ٢٠٠٧ م من أسوأ الأزمات التي مرّ بها الاقتصاد العالمي منذ عقد الثلاثينيات بل وتعد الأخطر في تاريخ الأزمات المالية، خاصة بعدما ثبت عجز النظام الاقتصادي العالمي عن احتوائها والتخفيف من آثارها على نحو سريع وفعال، وتأتي خطورة هذه الأزمة من كون انطلاقها من اقتصاد الولايات المتحدة الذي يعد أكبر اقتصادات العالم، ومن ناحية أخرى من كون السوق المالية الأمريكية تحتل موقع القيادة للأسواق المالية العالمية، لذا فإن أي مخاطر تتعرض لها هذه السوق تنتشر آثارها إلى باقي الأسواق المالية الأخرى بسرعة كبيرة .

يمر الاقتصاد العالمي منذ ذلك التاريخ بمرحلة من أخطر المراحل في تاريخه، و ذلك لتعدد الأزمات الاقتصادية داخل الكثير من الاقتصاديات المتقدمة في آن واحد، ما ساهم في زيادة المخاطر السلبية التي قد تلم به على المدى القصير، فقد تعاقب على الاقتصاد العالمي عدد من الأزمات، منها الأزمة التي هزت اليابان، مروراً بأزمة الديون السيادية في اليونان، والتي تسير بخطا متسارعة نحو باقي دول اليورو، بالإضافة إلى الاضطرابات في الاقتصاد الأمريكي، ومحاولتها لرفع سقف الدين لسد العجز في موازنتها، والخروج من أزمة تعثر دفع الدين

المستحق عليها، والذي أثر على نحو بالغ في تصنيفها الائتماني، وختاماً بالاضطرابات في منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا من ثورات وقلقل سياسية، عرفت بالربيع العربي المزعوم.

ولقد امتدت آثار تلك الأزمات إلى الاقتصاد العالمي، ليصبح لدينا أزمة اقتصادية عالمية، وأدت إلى حدوث تباطؤ وانخفاض في معدلات النمو الاقتصادي في عام ٢٠١١ م، على الرغم من الأداء القوي للاقتصاد العالمي في عام ٢٠١٠ م، الذي مكنه من تجاوز تداعيات الأزمة المالية العالمية.

ومن هنا يمكن القول إن الاقتصاد العالمي يعاني نوعين مترافقين من التداعيات السلبية، يتمثل الأول في الضعف والبطء الشديدين في وتيرة تعافي اقتصادات الدول المتقدمة، أما الثاني فيتركز على زيادة معدلات عدم التيقن بشأن الأوضاع المالية المستقبلية.

يعمل الاقتصاد السعودي على نحو منفتح ضمن منظومة الاقتصاد العالمي، فهو يتأثر بالتقلبات والأزمات الاقتصادية الدولية، شئنا أم أبينا، وذلك نتيجة لوجود مجموعة من الروابط بين الاقتصاد السعودي والاقتصاد العالمي، يتمثل أهمها في الآتي :

١- التجارة الخارجية للمملكة مع العالم :

تمثل التجارة الخارجية أهم روابط المملكة بالعالم الخارجي، خاصة فيما يتعلق بالصادرات، حيث تؤدي الصادرات عملاً أساسياً في النمو الاقتصادي في المملكة، وخاصة صادرات النفط، وذلك كون النفط سلعة استراتيجية للمملكة ومصدراً رئيساً للدخل، وسلعة إستراتيجية للعالم أيضاً باعتبارها مصدر أساسياً للطاقة والنشاط الاقتصادي، كما تؤدي الواردات عملاً أساسياً في النمو أيضاً، من خلال توفير الحاجات الضرورية للتوسع الإنتاجي .

٢- الاستثمارات السعودية في الخارج :

تتنوع الاستثمارات السعودية في الخارج بين استثمارات خاصة واستثمارات رسمية، وهي استثمارات إما في أصول كالعقارات وغيرها من الموجودات العينية، وإما استثمارات في أسواق المال العالمية، وتُحقق هذه الاستثمارات فوائد للمملكة متمثلة في تحقيق عوائد تؤثر في زيادة معدلات النمو في الاقتصاد الوطني .

٣- الاستثمارات الأجنبية في المملكة :

تعد المملكة في مقدمة دول المنطقة من حيث جذب الاستثمارات الأجنبية، سواء كانت استثمارات أجنبية مباشرة أم استثمارات أجنبية في سوق الأوراق المالية، وتساهم هذه الاستثمارات في زيارة الإنتاج، ورفع معدلات النمو .

٤- ارتباط سعر صرف الريال بسعر صرف الدولار .

وبناءً على الروابط السابقة بين الاقتصاد الوطني للمملكة والاقتصاد العالمي يمكن القول إن اقتصاد السعودية يتأثر بالأزمة الاقتصادية العالمية.

ومن المعروف في الأزمات العالمية أن الأزمة تشتعل في بدايتها، وبسرعة في سوق الأسهم، ثم تنتقل بعد فترة، تتراوح بين شهرين إلى ثلاثة، إلى سوق السلع، ثم تنتقل بعد ثلاثة أشهر إلى أربعة إلى سوق العمل، وهذا ما حدث

في تداعيات أزمة الرهن العقاري في الولايات المتحدة، ولأن سوق الأسهم السعودية تعد جزءاً من منظومة السوق المالية العالمية فقد ألقت الأزمة الأمريكية بظلالها عليها في الآونة الأخيرة، وتلقت السوق صدمة نتيجة حالة الهلع التي انتابت أسواق المال العالمية في بداية أزمة الرهن العقاري، ما أدى أيضاً إلى هبوط حاد في أسعار الأسهم .

تتمحور مشكلة هذا البحث في وصف وضع السوق المالية السعودية بدءاً من عام ٢٠٠٧ م حتى عام ٢٠١٢ م، و مدى كفاءتها و درجة تأثرها بالأزمة الاقتصادية العالمية، وذلك من خلال :

- تحليل السلاسل الزمنية لمؤشرات أسعار الأسهم مع تطبيق كل الأساليب والاختبارات الإحصائية لمعرفة مدى استقرارها، ودراسة مدى ملائمة نماذج (Box & Jenkins) ونماذج (ARCH) لتمثيل هذه السلاسل ، والسؤال المطروح: أي النماذج أفضل لاستخدامها في التنبؤ بتقلبات عوائد مؤشرات الأسهم؟ .

١-٢-٢- أهمية البحث و أهدافه:

تتبع أهمية البحث من تسليطه الضوء على موضوع المخاطر في فترة تعصف فيها أزمة اقتصادية عالمية بكل دول العالم، ولذلك فإن دراسة أثر هذه الأزمة في السوق المالية السعودية يفيد أطراف العلاقة في هذه السوق من الناحية العملية، ما يساعد أيضاً متخذي القرار على وضع سياسات عامة لمراقبة أداء السوق ، وكذلك مساعدة مديري محافظ الأسهم والمتعاملين في السوق في وضع خطط استثمار ملائمة لتوقعاتهم ومدى استعدادهم لتحمل مخاطر عالية في ظل الأزمة الاقتصادية العالمية.

كما يهدف البحث إلى ما يلي:

- دراسة سلوك المؤشر العام للسوق TASI ومؤشرات القطاعات .
- دراسة ردّة فعل عوائد المؤشرات لصدمة سالبة (الأزمة الاقتصادية العالمية) .
- معرفة مدى قدرة المؤشر العام المبني على أساس الأسهم الحرة على عكس واقع السوق المالية السعودية.
- دراسة كفاءة السوق المالية السعودية.
- نمذجة التقلّبات (التغيرات الشديدة) في قيم عوائد المؤشر العامّ وعوائد مؤشرات القطاعات عينة البحث عن طريق نمذجة سلوك التباين المشروط باستخدام نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة، هذا أيضاً يمكننا من تقدير مستوى المخاطرة (المجازفة) ومن ثمّ وضع السياسات الاستثمارية الملائمة.
- توضيح الفرق بين نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة، وبيان أثر دمج الأخبار السيئة في نمذجة التقلّبات.
- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية.
- دراسة ردّة فعل السوق لعلاوة المخاطر خلال فترة الأزمة الاقتصادية العالمية.

١-٢-٣- منهجية البحث:

لقد استخدمنا في هذا البحث المنهج الوصفي التحليلي القائم على جمع البيانات من مصادرها الرئيسية (السوق المالية السعودية-تداول)، وتحليلها من خلال تطبيق بعض أساليب التحليل الإحصائي، وبناء النماذج، واختبار الفرضيات المتعلقة بمصادقية هذه النماذج باعتماد الحزم البرمجية، حيث تتحوّل هذه البيانات إلى معلومات ذات دلالة منطقية واضحة وسهلة الفهم.

١-٢-٤ - مجتمع البحث:

تمّ الحصول على البيانات الخاصة بالجانب التطبيقي للبحث من مصدرها الأساسي وهو موقع سوق السعودية للأوراق المالية "تداول" (TADAWUL).

حيث اعتمدت الدراسة على البيانات اليومية للمؤشر العام للسوق (تداول)، إضافة إلى عينة من مؤشرات القطاعات في سوق المملكة العربية السعودية (١٢ قطاعاً من أصل ١٥) خلال الفترة من 2007/1/1 م حتى 2012/9/30 م وهي:

المصارف والخدمات المالية، والصناعات البتر وكيمياوية، والإسمنت، والطاقة والمرافق الخدمية، والزراعة والصناعات الغذائية، والاتصالات وتقنية المعلومات، والتأمين، وشركات الاستثمار المتعدّد، والاستثمار الصناعي، والتشييد والبناء، والتطوير العقاري، والنقل.

١-٢-٥ - فرضيات البحث:

لتحقيق أهداف البحث سوف يجري اختبار الفرضيات التالية:

- تتّصف التغيرات في قيم مؤشرات السوق المالية السعودية بالعشوائية نظراً لتأثيرها بعوامل متعدّدة ذاتية وموضوعية.
- يعكس المؤشر العام للسوق TASI والمبني على أساس الأسهم الحرة واقع السوق المالية السعودية.
- هناك تناظر في تأثير الصدمات الموجبة و السالبة في تقلّب العوائد في السوق المالية السعودية.
- هناك أثر لزيادة العوائد في السوق المالية السعودية كرّدة فعل لزيادة المخاطر خلال فترة الأزمة الاقتصادية العالمية.

١-٢-٦ - الدراسات السابقة:

استخدمت دراسات عديدة نماذج ARCH في نمذجة بيانات السلاسل الزمنية المالية، نذكر منها:

- بحث بعنوان: (استقصاء تجريبي لتذبذب عائد سوق مسقط للأوراق المالية)، مقدّم من نضال الفيومي، الصادر عن مجلة العلوم الإدارية عام 2003 م: يهدف هذا البحث إلى دراسة سلوك تذبذب عائد سوق مسقط للأوراق المالية باستخدام أحدث بيانات متاحة حول هذه السوق وتتكوّن بيانات الدراسة من الأسعار الأسبوعية لمؤشر صندوق النقد العربي لسوق مسقط للفترة الممتدة من السابع من تشرين الأول عام 1994 م وحتى الحادي والثلاثين من آذار عام 2001 م. وقد بيّنت الاختبارات الأولية أنّ سلسلة الأسعار تدعم فرضية عدم الاستقرار المطبقة بواسطة اختبار الاستقرار ADF، في حين وُجدت سلسلة العوائد مستقرة. ويشير الإحصاء الوصفي لتوزيع العوائد إلى أنّ هناك انحرافاً مهماً إحصائياً عن التوزيع الطبيعي، لذلك جرت فلترّة العوائد باستخدام نموذج الانحدار الذاتي

ومن ثم جرى فحص سلسلة مربعات بواقى النموذج لمعرفة إذا كانت تتضمن ارتباطاً ذاتياً، وقد بيّنت النتائج أنّ العوائد تتضمن هيكلًا غير خطي لم يتمكن نموذج الانحدار الذاتي من ضبطه، ومدلول هذه النتائج هو أنّ هناك إمكانية لحدوث تجمع في التذبذب في سوق مسقط، لذلك جرى تطبيق نموذجي ARCH و GARCH اللذين يحاولان إدخال هذا التجمع ضمن هيكلهما، وقد توصلت الدراسة إلى أنّ نموذج GARCH أعطى تقديرات أفضل لتذبذب عوائد سوق مسقط للأوراق المالية.

- بحث بعنوان: (Stock returns and volatility in emerging stock markets.) ، مقدّم من (Jaeun Shin)، الصادر عن International Journal of Business and Economics، المجلد الرابع، العدد الأول، عام 2005، حيث شملت الدراسة 14 سوقاً ناشئاً في أمريكا اللاتينية وآسيا و أوروبا خلال الفترة (1989م-2003 م) [الهند، كوريا، ماليزيا، الفلبين، تايوان، تايلاند، الأرجنتين، البرازيل، كولومبيا، المكسيك، فنزويلا، تركيا، اليونان، التشيلي]، وباستخدام بيانات أسبوعية وب تطبيق نموذج GARCH-M وجدت الدراسة أنّ هناك علاقة إيجابية بين العائد والمخاطر في معظم الأسواق المدروسة (10 من 14 سوقاً) ولكنها غير معنوية في معظم الحالات (3 حالات معنوية)، كما اختبرت هذه الدراسة أثر أزمة الأسواق الناشئة في عام 1997 م على العوائد في الأسواق المدروسة، حيث بيّنت النتائج أنّ الأزمة المالية قد أنتجت أثراً لعلوّة المخاطرة في عوائد الأسهم في الأسواق الناشئة.

- بحث بعنوان: (stock market volatility and the crash of 1987: Evidence from six Emerging markets.) ، مقدّم من (Choudhry)، الصادر عن Journal of International Money and Finance، المجلد 15، عام 1996 م، حيث طبّق الباحث منهجية GARCH-M باستخدام العوائد الشهرية لأسواق كل من الأرجنتين، و اليونان، و الهند، و المكسيك، و تايلاند، و زيمبابوي، خلال الفترة (1976م-1994م)، حيث أظهرت النتائج تغييراً في مؤشرات GARCH وتذبذباً في الأسواق قبل أزمة عام 1987م وبعدها، و ظهوراً أقلّ لعلوّة المخاطرة، إلّا أنّ الباحث بيّن أنّ التذبذب وعلوّة المخاطرة يعتمدان على كلّ سوق على نحو منفرد، وكذلك لم يقتصر سببها فقط على أزمة الأسواق التي حدثت عام 1987م.

- أطروحة دكتوراه: (قرار التوزيع الأمثل لمكونات محفظة استثمارية باستخدام النماذج الإحصائية الرياضية)، للباحث طه عبد اللطيف المرشد، جامعة حلب، كلية الاقتصاد، قسم الإحصاء، عام 2007 م: لقد أظهرت هذه الدراسة دور مقاييس تقييم الأداء في بيان مدى فعالية المحافظ الاستثمارية، حيث استخدم الباحث نموذج GARCH(1,1) والنماذج العشوائية للسلاسل الزمنية في مجال الأسواق المالية، واعتمد على كلّ من البرمجة الخطية و التربيعية في تطبيق نماذج إحصائية رياضية على سوق عمّان المالي في المملكة الأردنية الهاشمية.

- بحث بعنوان : (حركة أسعار عشوائية أم تنبؤات وكفاءة السوق ؟) : دراسة أعدّها الأستاذ الدكتور وائل إبراهيم الراشد، جامعة الكويت، كلية العلوم الإدارية، قسم المحاسبة، عام 2007 م: تقوم هذه الدراسة على منهجية استنباطية اختيارية، قوامها مجموعة من الاختبارات تساعد في تحديد مدى كفاءة السوق بالتطبيق على قوائم أسعار أسهم الشركات المدرجة في سوق الكويت للأوراق المالية، تستخدم الدراسة نماذج اختبارات الاستقرار (اختبار ديكي و فولر) (جذر الوحدة) واختبار ديكي و فولر بالانحراف وبالاتجاه) لإثبات فرضيات السير العشوائي في حركة أسعار سوق الأسهم الكويتي.

- أطروحة دكتوراه: (نماذج رياضية وإحصائية مبرمجة للتنبؤ وتطبيقاتها في دراسة الأفاق المستقبلية لمعمل الشرق للألبسة الداخلية القطنية) ، مقدمة من هدى روماني: يهدف البحث إلى: (١)- دراسة الأسس الرياضية والإحصائية التي تستند إليها طرائق التنبؤ المعتمدة، وتطبيق هذه الأسس في بناء نماذج إحصائية ذات أخطاء تنبؤية ضئيلة ليعتمدها المعمل عند وضع خططه المستقبلية القصيرة والمتوسطة الأجل، إضافة إلى بيان الكيفية التي تجري بها معالجة المشكلات المتعلقة باختبار الفرضيات الإحصائية لهذه النماذج. (٢)- بيان مدى ملاءمة كل من (نماذج ARIMA ، و نماذج الانحدار ، و أسلوب التحليل الماركوفي) لدراسة الحالات التي تمر بها آلات الحياكة. (٣)- دراسة واقع المعمل الإنتاجي والتسويقي والتقني واختبار الفرضية المتعلقة بفاعلية الخطة المتبعة في تسويق منتجاته والممثلة بالعنوان << نتج ما نسوق >>، إضافة إلى اختبار الفرضية المتعلقة باستقرار الحالة الإنتاجية لآلات الحياكة.

- بحث بعنوان: (Analyse empirique de l'efficience du Marché boursier marocain)، مقدم من B. Mouhamed، Faculté d'économie، عام 2009، يهدف هذا البحث إلى اختبار فرضية الكفاءة الضعيفة ولتحقيق ذلك قام الباحث باختبار فرضية السير العشوائي لمؤشر بورصة كازابلانكا (MASI) باستخدام اختبارات الاستقرار.

- بحث بعنوان: (Le modèle de Marché)، مقدم من C. Fiona، Université de paris 9، Dauphine، عام 2008، حيث اعتمد الباحث على مجموعة من الاختبارات الإحصائية للتأكد من عدم استقرار السلاسل الزمنية المالية المدروسة.

- بحث بعنوان: (Saudi stock market historical view and crisis effect)، مقدم من (Qassim university , Abdulrahman A. Al-Twajiry) : تهدف هذه الدراسة إلى دراسة سلوك المؤشر العام لأسعار الأسهم في سوق السعودية للأوراق المالية عن طريق الرسوم البيانية والتحليل الإحصائي، وذلك خلال الفترة من عام 1985م حتى عام 2006م، كما بينت الدراسة الأزمات التي مرت بها السوق خلال فترة الدراسة.

- بحث بعنوان : (The Behavior of Common Stock Prices in Amman Financial Market)، مقدم من : El- khouri, R., and M. Civelek ، عام ١٩٩٣، Abhath Al- Yarmank ، العدد ٩ [ص: ٢٨-٩]، حيث قام الباحثان باختبار فرضية السير العشوائي على عينة شملت ١٦ شركة صناعية مدرجة في سوق عمان المالي خلال الفترة (١٩٨٩م - ١٩٨٥م)، وتوصلت الدراسة إلى أن سوق عمان لا يمتاز بالكفاءة على المستوى الضعيف بسبب عدم تمتع الأسهم بالاستقلالية، واختبار الفرضية قام الباحثان باستخدام كل من اختبار الارتباط الذاتي والاختبار المتكرر .

- بحث بعنوان : (An Empirical Testing of the Randomness Hypothesis in Amman Financial Market) ، مقدم من : (AL- Qudah, Kamal, A.)، عام ١٩٩٧م، Dirasat Administ- rative Sciences ، العدد ٢٤ [ص: ٥٤٢-٥٣٥]، حيث ركزت الدراسة على اختبار فرضية السير العشوائي لأسعار الأسهم اليومية والأسبوعية في سوق عمان المالي، وعلى عينة شملت ٣٢/ شركة مساهمة مدرجة في السوق خلال الفترة من عام ١٩٩٢م حتى عام ١٩٩٤م، استخدمت الدراسة اختبارين إحصائيين هما : اختبار

الارتباط الذاتي والاختبار المتكرر، وقد خلصت النتائج إلى رفض وجود العشوائية في سلاسل أسعار الأسهم عينة الدراسة .

- بحث بعنوان : (The Taiwan Stock Market does Follow a Random walk)، مقدّم من: (Lock, Dat Bue)، عام ٢٠٠٧م، Economics Bulletin، العدد ٧، [ص: ٨-١]، حيث استخدم الباحثان بيانات أسبوعية لمؤشر سوق تايوان للأوراق المالية خلال الفترة من عام ١٩٩٠م حتى عام ٢٠٠٦م، ولاختبار كفاءة السوق تم استخدام اختبار نسبة التباين (Variance Ratio) VR المقترح من (LO and Mackinlay 1988) ()، والذي يعدّ مكافئاً لقوة اختبار جذر الوحدة، حيث يقوم الاختبار على فرضية أنّ تباين السلسلة الزمنية التي تسير عشوائياً يزداد خطئياً مع الزمن، وقد توصلت الدراسة إلى دليل على عدم رفض نموذج السير العشوائي، ومن ثم على كفاءة سوق تايوان للأوراق المالية على المستوى الضعيف .

- بحث بعنوان : (Weak Form Efficiency in Indian Stock Markets)، مقدّم من: (Cupta and Basu)، عام ٢٠٠٧م، " International Business and Economics Research Journal"، العدد ٦ [ص: ٦٤-٥٧]، حيث استخدمت الدراسة اختبار جذر الوحدة لاختبار كفاءة الأسواق الهندية باستخدام بيانات يومية خلال الفترة من عام ١٩٩١م حتى عام ٢٠٠٦م، حيث توصلت الدراسة إلى رفض الفرضية بوجود جذر الوحدة في سلاسل العوائد اليومية للأسواق المدرسة، وكذلك وجود ارتباط ذاتي في العوائد، وعدّت هذه النتائج دليلاً على عدم كفاءة أسواق الهند على المستوى الضعيف .

- بحث بعنوان : (The Behavior of stock Market prices)، مقدّم من: (Fama)، في عام ١٩٦٥م، Journal of Business، العدد ٣٨، [ص: ١٠٥-٣٤]، تعدّ هذه الدراسة من أشهر الدراسات التي قامت باختبار كفاءة السوق المالي على المستوى الضعيف، والتي قام من خلالها Fama بقياس عشوائية أسعار الثلاثين سهماً المسجلة بمؤشر داوجونز للفترة (١٩٦١م - ١٩٥٦م)، حيث جرى احتساب معامل الارتباط بين التغيرات في لوغاريتم أسعار الأسهم بفترة زمنية فاصلة (فترات إبطاء) من يوم إلى عشرة أيام، وتوصل Fama إلى أن معاملات الارتباط المتسلسل قريبة من الصفر في معظم الأحوال (حوالي ٠.٠٣)، وكانت تقل كلما زاد الفاصل الزمني المستخدم، وتوصل إلى أنّ هذه النتيجة تؤكد التحرك العشوائي لأسعار الأسهم، ولا يمكن لأي مستثمر أن يعتمد على الأسعار الماضية في تكوين خطة يحقق خلالها أرباحاً غير عادية.

- بحث بعنوان : (A Note on Weak Form Market Efficiency in Security Prices: Evidence From the Hong kong Stock Exchange)، مقدّم من: (Cheung, C., Coutts, J.)، عام ٢٠٠١م، Applied Economics Letters، العدد ٨، (ص: ٤١٠-٤٠٧): اختبرت هذه الدراسة اتباع مؤشر سوق هونج كونج للمسار العشوائي في سلوكه بتطبيق اختبار نسبة التباين (VR) ()، وقد خلصت الدراسة إلى أن مؤشر سوق هونج كونج يتبع المسار العشوائي في سلوكه .

- بحث بعنوان : (Anon- Parametric assessment of weak- Form efficiency in the UAE : Financial markets ، مقدّم من : Squalli, J. ، عام ٢٠٠٦ م ، Applied Financial Economics ، العدد ١٦ ، [ص: ١٣٧٣ - ١٣٦٥] ، حيث استخدام الباحث بيانات يومية لمؤشرات سوقية وقطاعية في سوق أبو ظبي ودبي للأوراق المالية خلال الفترة (٢٠٠٥م - ٢٠٠٠م) ، وذلك لاختبار السير العشوائي في أسواق الإمارات ، وتوصلت الدراسة ، بناءً على نتائج اختبار نسبة التباين ، إلى رفض فرضية السير العشوائي في السوقين وجميع القطاعات باستثناء قطاع البنوك في سوق دبي للأوراق المالية ، ومنه فإنّ سوق الإمارات للأوراق المالية لا يتّصف بالكفاءة على المستوى الضعيف .

- بحث بعنوان : (اختبار كفاءة سوق فلسطين للأوراق المالية على المستوى الضعيف) ، مقدّم من : د. مروان درويش ، جامعة القدس المفتوحة ، فلسطين : يهدف هذا البحث إلى اختبار كفاءة سوق فلسطين للأوراق المالية على المستوى الضعيف ، وباستخدام العوائد اليومية لمؤشر القدس خلال الفترة (٢٠٠٨م - ١٩٩٧م) ، وخمسة مؤشرات قطاعية مدرجة في السوق خلال الفترة (٢٠٠٨م - ٢٠٠٦م) ، حيث جرى تطبيق عدة أساليب إحصائية مختلفة هي : الارتباط الذاتي المتسلسل ، و جذر الوحدة ، و نسبة التباين ، وتوصلت الدراسة إلى أن سوق فلسطين للأوراق المالية لا يتّصف بالكفاءة على المستوى الضعيف نتيجة الخصائص المتعلقة به كضعف السيولة والتداول ، وهذه النتيجة غير بعيدة عن نتائج الدراسات التي جرت في معظم الأسواق الناشئة .

- بحث بعنوان : (فرضية السير العشوائي لبورصة عمان للأوراق المالية : دراسة مقارنة بين أنواع مؤشرات السوق من عام ٢٠٠٣م حتى عام ٢٠٠٧م) ، مقدّم من : فاروق رفيق التهتموني ، كلية الاقتصاد ، جامعة العلوم التطبيقية الخاصة : تهدف هذه الدراسة إلى اختبار فرضية السير العشوائي لبورصة عمان بالتطبيق على نوعين من المؤشرات في السوق ، هما المؤشر المرجح بالقيمة السوقية والمؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول ، وقد خلصت الدراسة إلى أن السوق لا يتمتع بالكفاءة على أساس المؤشر المرجح بالقيمة السوقية وعلى أساس المؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول ، كما خلصت الدراسة إلى أن المؤشر المرجح بالقيمة السوقية لا يعد مرآة صادقة للسوق ، وهو ما تبين من نتائج ارتباط المؤشر بالمؤشرات القطاعية ، حيث تبين أنه مؤشر منحاز للشركات ذات القيمة السوقية الأعلى ، كما تبين أن المؤشر المبني على الأسهم المتاحة للتداول هو مؤشر معبر عن حركة السوق .

الفصل الثاني: تحليل السلاسل الزمنية Time Series Analysis

تعرف السلسلة الزمنية لأي ظاهرة، مهما كانت طبيعتها، بأنها مجموعة القيم التي تأخذها هذه الظاهرة في فترات زمنية متتالية، تطول أو تقصر بحسب طبيعة الظاهرة نفسها ودورية قياسها والهدف من دراستها. ويعد تحليل السلاسل الزمنية من أهم أساليب الاستدلال الإحصائي للتعقب بمتغير واحد أو بعدة متغيرات بناءً على ما حدث في الماضي وما يحدث في الحاضر، فإذا وجدنا أن اتجاهها ثابتاً لسلسلة زمنية ما يستمر فترة طويلة من الزمن، فإنه من المنطقي أن نتوقع بأن ذلك سيستمر على الأقل في المستقبل المنظور. ويشترط منطقياً لذلك أن يكون عدد القراءات عن فترات زمنية سابقة كافياً نسبياً لتشكّل ما يسمى بالسلسلة الزمنية، وغالباً ما تكون هذه الفترات الزمنية محدّدة على نحو متساوٍ سنوياً، أو نصف سنوياً، أو شهرياً، أو أسبوعياً، وربما يوماً أو خلال ساعات في اليوم، ويتوقف ذلك على طبيعة الظاهرة المدروسة. تتولّد قيم السلسلة الزمنية بواسطة نموذج احتمالي، حيث تعد هذه القيم تمثيلاً لمجموعة N من المشاهدات لعينة مسحوبة من المجتمع المدروس.

سنتناول في هذا الفصل المبحثين التاليين:

المبحث الأول- النماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية:

تنقسم النماذج الاحتمالية المولدة للسلاسل الزمنية إلى نوعين*:

- النماذج المستقرة: هي نماذج تفترض بقاء العملية الاحتمالية المولدة للسلسلة الزمنية متوازنة حول وسط ثابت (ليس للسلسلة اتجاه عام)، كما يجب أن تكون تذبذبات القيم المولدة للسلسلة الزمنية بواسطة النموذج الاحتمالي حول الوسط الثابت مستقرة على طول السلسلة (التباين ثابت).
- النماذج غير المستقرة: هي نماذج لا تحقق خاصية النماذج المستقرة.

٢-١-١ - النماذج المستقرة :

تعرف العملية العشوائية Random Process بأنها مجموعة من المتحوّلات العشوائية المتسلسلة عبر الزمن، حيث تعد سلسلة قيم كل متحوّل عشوائي X_t عندما تتغير t سياقاً عشوائياً: $[X_t, t \in Z]$.

يقوم نموذج العملية العشوائية المستقرة على الفرضية التالية: تكون العملية متوازنة إحصائياً، بحيث لا تتأثر خصائصها بتغير الزمن، إذ يكون وسط العملية العشوائية وتباينها ثابتين خلال الزمن، ويكون الارتباط الذاتي بين قيم العملية عند لحظتين زمنيّتين t و s معتمداً فقط على الفترة الزمنية الفاصلة بينهما $(t-s)$ ، وليس على t و s ، حيث $(t > s)$.

* * Box, George E.P.; Jenkins, Gwilym M.; Reinsel, Gregory C., " Time Series Analysis: Forecasting and Control" , Fourth Edition, WILEY INC., 2008.

سنستعرض فيما يلي أنواع النماذج المستقرة:

٢-١-١-١ نماذج الانحدار الذاتي (Autoregressive models) AR(p) :

يُعبّر عن القيمة الحالية للسلسلة الزمنية (*) وفق هذه النماذج بأنها تجميع خطي منتهٍ لكل القيم الماضية للسلسلة، إضافة إلى المقدار العشوائي في الفترة الحالية ε_t ، و تكتب نماذج الانحدار الذاتي من الرتبة (p) على الشكل التالي :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = \varepsilon_t$$

حيث إن: $(X_t = \tilde{X}_t - \mu)$ المشاهدات الفعلية للسلسلة، μ : الوسط الحسابي ، [و تمثل ε_t عملية ضجة بيضاء، وسطها الحسابي معدوم، وتباينها ثابت وغير مرتبطة ذاتياً]:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) &= \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 : t = s \\ 0 : t \neq s \end{cases} \\ \varepsilon_t &\sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

أي إن الأخطاء مستقلة ومتماثلة التوزيع.

وحيث: $[\phi_i (i = 1, \dots, p)]$ هي أعداد حقيقية، p : رتبة العملية AR ، وتساوي عدد معلمات النموذج التي يجب تقديرها، ومن ثم تساوي عدد مشاهدات X_t السابقة في النموذج .

وبإدخال عملية الانتقال التراجعي (عملية التباطؤ) (Backward Shift) :

$$LX_t = X_{t-1} \Rightarrow L^n X_t = X_{t-n}$$

حيث L : معامل التباطؤ (التأخير) .

يمكننا كتابة نموذج AR(p) على الشكل التالي:

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) X_t &= \varepsilon_t \\ \Phi(L) X_t &= \varepsilon_t \\ \Phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \end{aligned}$$

❖ تابع التباين المشترك وتابع الارتباط الذاتي للعملية AR(p) ومعادلات (Yule – walker) :

ننطلق من الشكل التالي لنموذج AR(p) :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = \varepsilon_t$$

إذا جرى ضرب طرفي العلاقة السابقة بـ X_{t-k} حيث $k > 0$ ، ومن ثم نأخذ القيمة المتوقعة للطرفين نحصل على ما يلي :

$$\left[E[X_t X_{t-k}] - \phi_1 E[X_{t-1} X_{t-k}] - \dots - \phi_p E[X_{t-p} X_{t-k}] \right] = E[\varepsilon_t X_{t-k}]$$

(*) سنفترض هنا أن السلسلة مستقرة أو جرى تحويلها إلى سلسلة مستقرة .

وحيث لدينا :

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \Rightarrow E[\varepsilon_t X_{t-k}] = 0$$

$$[\gamma_k - \phi_1 \gamma_{k-1} - \dots - \phi_p \gamma_{k-p}] = 0 \quad \text{يكون لدينا :}$$

وبذلك نحصل على تابع التباين المشترك بتأخير k حيث $k > p$:

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p}$$

وللحصول على معادلات (Yulle – walker) لدالة الارتباط الذاتي نقوم بتقسيم التباينات المشتركة على التباين، فنحصل على :

$$\begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & & & \vdots \\ & & \ddots & & \vdots \\ \rho_{p-1} & \dots & \dots & & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{pmatrix} \quad (\bullet)$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad \Leftarrow k > p \quad \text{ومن أجل}$$

حيث إن الارتباطات الذاتية ρ_k تقيس الارتباط بين أزواج مشاهدات السلسلة الزمنية التي تفصلها k فترة زمنية.

ومن ثم يُعطى تابع الارتباط الذاتي للعملية $AR(p)$ بالعلاقة :

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i} \quad \forall k > 0$$

❖ الارتباطات الذاتية الجزئية لنموذج $AR(p)$:

يعرف الارتباط الذاتي الجزئي بأنه الارتباط بين قيم متغير ما، وليكن X خلال لحظتين زمنيّتين مع ثبات الفترات الأخرى، فمعامل الارتباط الذاتي الجزئي بين X_t و X_{t-j} يشير إلى الارتباط بين قائمتي قيم السلسلتين

X_t و X_{t-j} مع استبعاد أثر قيم المتغير X الأخرى التي تقع بين اللحظتين الزمنيّتين t و $t-j$.

يمكن حساب الارتباطات الذاتية الجزئية انطلاقاً من معادلات Yulle – walker لدالة الارتباط الذاتي ، و تُستخدم من أجل ذلك خوارزمية (Durbin , 1960) :

$$\phi_{11} = \rho_1 \quad (1)$$

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} : k = 2, 3, \dots, \quad (2)$$

$$\phi_{kj} = \phi_{k-1,j} - \phi_{kk} \phi_{k-1,k-j} : \left\{ \begin{matrix} k = 2, 3, \dots \\ j = 1, \dots, k-1 \end{matrix} \right\} \quad (3)$$

تتعدم الارتباطات الذاتية الجزئية ابتداءً من الرتبة $p+1$.

تسمح هذه الميزة بتحديد رتبة العملية AR ، ولتكن p (وتمثل هذه الرتبة عدد معاملات الارتباط الذاتية الجزئية التي تختلف معنوياً عن الصفر .

لندرس الآن خصائص إحدى عمليات $AR(p)$ البسيطة، ولتكن العملية $AR(1)$.

• نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى $AR(1)$ (First- order autoregressive model) :

نقول: إن بيانات سلسلة زمنية ما تتولد بناءً على عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى، إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة X_t كدالة خطية من المشاهدة السابقة لها X_{t-1} ، إضافة إلى متغير عشوائي يرمز له بالرمز (ε_t) ، ومن ثم يعبر عن عملية $AR(1)$ بالعلاقة التالية :

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\delta : \text{ثابت})$$

حيث تمثل (ϕ_1) معلمة الانحدار الذاتي التي يجب تقديرها، والتي تصف أثر تغير (X_{t-1}) على (X_t) .

$$E(X_t) = E(X_{t-1}) = \mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1} \quad \text{بالعلاقة } AR(1)$$

يُعطى وسط العملية $AR(1)$ بالعلاقة :

تكون هذه العملية مستقرة إذا كان: $|\phi_1| < 1$.

لنحسب الآن تباين هذه العملية γ_0 : إذا وضعنا $\delta = 0$ مع وجود الشرط : $|\phi_1| < 1$ يكون التباين ثابتاً أي :

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= E(X_t X_t) = E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t)(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t)] \\ &= \phi_1^2 E(X_{t-1} X_{t-1}) + \phi_1 E(X_{t-1} \varepsilon_t) + \phi_1 E[\varepsilon_t X_{t-1}] + E[\varepsilon_t^2] \\ &E[\varepsilon_t X_{t-1}] = E[X_{t-1} \varepsilon_t] = 0 \quad \text{فإن } \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2 \quad \text{ومنه:}$$

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \phi_1^2}$$

ولكي يكون التباين موجباً يجب أن يكون المقدار $1 - \phi_1^2$ غير سالب، وهذا يعني أن :

$$\phi_1^2 \leq 1 \Rightarrow |\phi_1| \leq 1$$

فإذا كان لدينا $|\phi_1| = 1 \Leftrightarrow$ يكون التباين (γ_0) لا نهائياً، وفي هذه الحالة تكون السلسلة غير مستقرة.

لنحسب الآن التباينات المشتركة لـ X_t :

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E[X_t X_{t-1}] \\ &= E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t) X_{t-1}] \\ &= \phi_1 \gamma_0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma_2 &= E[X_t X_{t-2}] \\ &= E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t) X_{t-2}] \\ &= \phi_1 E(X_{t-1} X_{t-2}) + E(\varepsilon_t X_{t-2}) \end{aligned}$$

ولأن الفترة الزمنية الفاصلة بين X_{t-1} و X_{t-2} تساوي الواحد فإن: $E(X_{t-1} X_{t-2}) = \gamma_1$ ، و لأن $E(\varepsilon_t X_{t-2}) = 0$ فإن:

$$\gamma_2 = \phi_1 \gamma_1 = \phi_1^2 \gamma_0$$

وباستخدام الأسلوب نفسه يمكن إثبات أن :

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} = \phi_1^k \gamma_0 \quad \forall k > 0$$

بناءً على ما سبق نستنتج أن دالة الارتباط الذاتي تعطي بالعلاقة :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} 1 : k = 0 \\ \phi_1^k : k = 1, 2, \dots \end{cases}$$

يتناقص تابع الارتباط الذاتي بسرعة منتهياً إلى الصفر بتحقق شرط الاستقرار $|\phi_1| < 1$ ، وإلا فإنّ الحاضر سيرتبط بالماضي البعيد بدرجة أكبر من ارتباطه بالماضي القريب .

في هذه الحالة نفرّق بين حالتين :

عندما تكون $\phi_1 > 0$ ، يتناقص تابع الارتباط الذاتي هندسياً أو أسياً من دون أن يغيّر إشارته منتهياً إلى الصفر ،
أما عندما تكون $\phi_1 < 0$ ، و يتناقص تابع الارتباط الذاتي على نحو متذبذب (جيبي) منتهياً إلى الصفر ، ويكون متناوب الإشارة.

كما يكون التناقص بطيئاً إذا كانت ϕ_1 قريبة من حدّي السكون $[-1, +1]$.

ولحساب الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية AR(1) نستخدم خوارزمية (Durbin , 1960) :

$$\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 - \phi_{11}\rho_1}{1 - \phi_{11}\rho_1} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

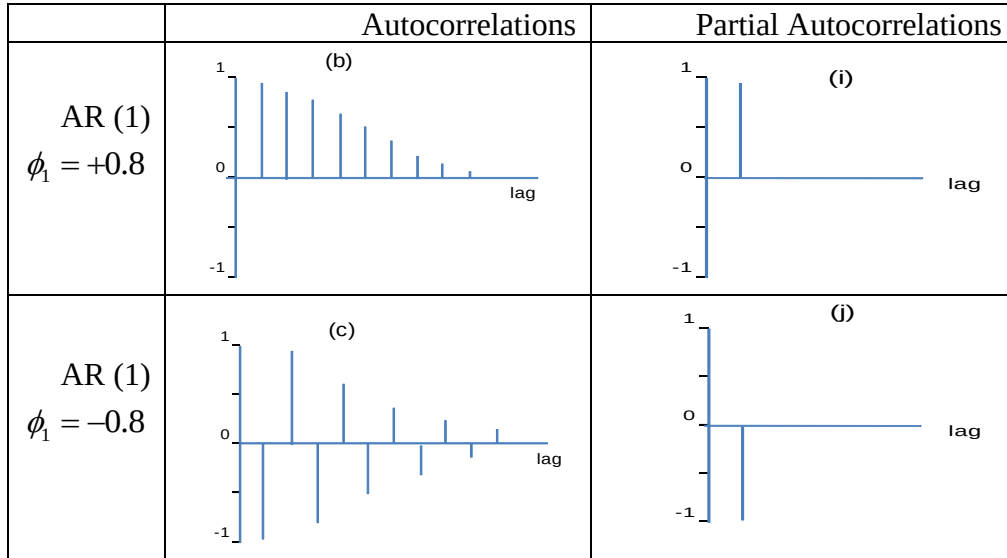
$$\phi_{22} = 0$$

$$\Leftrightarrow \rho_2 = \phi_1\rho_1 = \rho_1^2$$

$$\phi_{kk} = 0 \quad \forall k > 1$$

ومنه

أي تنعدم الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية AR(1) بعد الرتبة الأولى ($p = 1$) .



الشكل (١) : الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لنموذج AR(1) .

المصدر : (PIROTTE, A.; BRESSON, G).

* PIROTTE, A.; BRESSON, G. Économétrie des séries temporelles, 1ère édition, Presses Universitaires de France , Paris, 1995, P. 35-36.

❖ القيود على معلمات نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$:

لا يمكننا تقدير الوسط الحسابي و التباين ومعاملات الارتباط الذاتي إذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة، وإذا كان لشرط الاستقرار مثل هذا التأثير في تحليل السلسلة الزمنية ، فإنه من الطبيعي التساؤل عما إذا كان شرط الاستقرار يؤدي إلى فرض قيود على معلمات عملية الانحدار الذاتي، وللإجابة عن هذا التساؤل سنقوم بتقدير الوسط الحسابي والتباين للعملية $AR(p)$.
 لنكن لدينا العملية $AR(p)$ مع ثابت :

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث : X_t : $(X_t = \tilde{X}_t - \mu)$ هي انحراف $\tilde{X}_t$ (المشاهدات الفعلية) عن وسطها الحسابي ، ε_t : حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t ، $(X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-p})$ ، و قيم المشاهدات في الفترات السابقة ، δ : ثابت .

وباستخدام معامل التباطؤ يمكننا كتابة العملية $AR(p)$ على الشكل التالي :

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) X_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\Phi(L) X_t = \delta + \varepsilon_t$$

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad \text{حيث :}$$

لتكون العملية $AR(p)$ أعلاه مستقرة يجب أن يكون وسطها μ غير متغير تبعاً للزمن، أي :

$$E(X_t) = E(X_{t-1}) = \dots = E(X_{t-p}) = \mu$$

$$E(X_t) = \delta + \phi_1 E(X_{t-1}) + \phi_2 E(X_{t-2}) + \dots + \phi_p E(X_{t-p}) + E(\varepsilon_t)$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \dots + \phi_p \mu$$

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \sum_{i=1}^p \phi_i}$$

تبين هذه العلاقة والخاصة بوسط العملية $AR(p)$ شرط الاستقرار، فإذا كان μ منتهياً فمن الضروري أن تكون

$$\sum_{i=1}^p \phi_i < 1 \quad \text{، فهذا الشرط ضروري، ولكن غير كافٍ .}$$

وبوضع $x_t = X_t - \delta$ ، وانطلاقاً من نموذج الانحدار الذاتي المكتوب ببساطة معامل التأخير (L) يكون لدينا :

$$x_t = \Phi^{-1}(L) \varepsilon_t \quad \text{ومنه فإن :} \quad \Phi(L) x_t = \varepsilon_t$$

إذاً، وحتى يكون النموذج $AR(p)$ مستقرًا يجب أن يكون قابلاً للعكس، ويمكن كتابته على الشكل $MA(\infty)$ (عملية متوسطات متحركة بعدد لا نهائي من المعلمات)، ومن ثم يجب أن تقع جذور كثير الحدود $\Phi(L)$ خارج

دائرة الوحدة (Outside unit circle)، لتكون حلول المعادلة المميزة $\Phi(L) = 0$: $L_1, L_2, \dots, L_p$:

كلها أكبر من الواحد الصحيح بالقيمة المطلقة .

وبطريقة أخرى يمكن التعبير عما سبق بما يلي :

إذا كانت جذور كثير الحدود $\Phi(L)$ خارج حدود دائرة الوحدة، فإن العملية $AR(p)$ تكون في هذه الحالة قابلة للعكس، ويمكن كتابتها على شكل عملية متوسط متحرك برتبة لا نهائية $MA(\infty)$ على الشكل التالي :

$$x_t = \Phi^{-1}(L) \varepsilon_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \varepsilon_{t-i}$$

$$\alpha_0 = 1, \sum_{i=1}^{\infty} |\alpha_i| < \infty$$

٢-١-١-٢ نماذج المتوسط المتحرك (MA(q))

ترتبط قيمة X_t في هذه النماذج خطياً بعدد محدود (q) من القيم العشوائية الماضية ε_t ، حيث :

$$X_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

وتدعى هذه العملية عملية المتوسط المتحرك من الرتبة (q)، وبإدخال عملية الانتقال التراجعي يمكن كتابة عملية $MA(q)$ على الشكل التالي :

$$X_t = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

والشكل المختصر لهذا النموذج يعطى بالعلاقة : $X_t = \Theta(L) \varepsilon_t$

حيث : $\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$: معامل التباطؤ (التأخير) .

يحتوي هذا النموذج على ($q+2$) معلمة مجهولة القيمة وهي $(\mu, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \sigma_\varepsilon^2)$ ، يجري تقديرها من بيانات السلسلة المدروسة.

❖ تابع التباين المشترك وتابع الارتباط الذاتي للعملية $MA(q)$:

يعطى تابع التباين المشترك للعملية $MA(q)$ بالعلاقة الآتية :

$$\gamma_k = E[X_t X_{t-k}]$$

$$= E[(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q})(\varepsilon_{t-k} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-k-q})] \quad k > 0$$

ومنه نحصل على ما يلي :

$$\gamma_k = \begin{cases} (-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_\varepsilon^2 & \rightarrow k = 1, \dots, q \\ 0 & \rightarrow k > q \\ \gamma_0 & \rightarrow k = 0 \end{cases}$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}] = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \rightarrow k = 0 \\ 0 & \rightarrow k \neq 0 \end{cases} \quad \text{حيث :}$$

لنفرض العملية $MA(q)$ مع ثابت:

$$X_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

يعطى التباين بالعلاقة :

$$\begin{aligned}
\text{Var}(X_t) &= \gamma_0 = E[(X_t - \mu)^2] \\
&= E\left[\left(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}\right)\left(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}\right)\right] \\
&= E\left[\varepsilon_t^2 + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2^2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \theta_q^2 \varepsilon_{t-q}^2 - 2\theta_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} - \dots\right] \\
&= \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta_2^2 \sigma_\varepsilon^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma_\varepsilon^2 \\
&= \sigma_\varepsilon^2 \left[1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2\right] \\
&= \sigma_\varepsilon^2 \left[1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2\right]
\end{aligned}$$

$$(2') \quad \rho_k = \begin{cases} \frac{\gamma_k}{\gamma_0} : \text{يعطى تابع الارتباط الذاتي بالعلاقة التالية} \\ \frac{-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q}{\left[1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2\right]} : 1 \leq k \leq q \\ 0 : k > q \end{cases}$$

تتعدم الارتباطات الذاتية بدءاً من الرتبة $(q+1)$: $\rho_k = 0 : k > q$.
تسمح هذه الخاصّة بتحديد رتبة العملية MA ، التي نرمز لها بـ (q) ، وتمثّل عدد معاملات الارتباط الذاتي التي تختلف معنوياً عن الصفر .

❖ الارتباطات الذاتية الجزئية لنموذج $MA(q)$:

لا تتعدم الارتباطات الذاتية الجزئية عند $k > q$ ، ولحساب الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية $MA(q)$ نستخدم مرة أخرى خوارزمية (Durbin , 1960) ، التي استخدمناها سابقاً لحساب الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية $AR(p)$ ، ولأنّه ليس للارتباطات الذاتية الجزئية مزايا مهمّة في تحديد رتبة العملية MA ، كما أنّها معقّدة نسبياً سنستعرض فقط كمثال الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية $MA(1)$.

إن العملية $MA(q)$ دائماً مستقرّة إذا كانت جذور كثير الحدود $\Theta(L) = 0$ خارج دائرة الوحدة ، وتكون العملية $MA(q)$ في هذه الحالة قابلة للعكس، ويمكن كتابتها على شكل $AR(\infty)$ على النحو التالي:

$$\begin{aligned}
\varepsilon_t &= \Theta^{-1}(L)X_t \\
, \quad &= \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i X_{t-i} \quad \beta_0 = 1, \sum_{i=0}^{\infty} |\beta_i| < \infty
\end{aligned}$$

ويسمى هذا الشرط شرط الانعكاس.

لندرس الآن خصائص إحدى عمليات MA(q) البسيطة، ولتكن العملية MA(1).

• نموذج المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى MA(1) (First-order moving average model):

يمكن القول إن بيانات سلسلة زمنية ما تتولد بناءً على عملية متوسط متحرك من الرتبة الأولى، إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة (X_t) كدالة خطية من المتغير العشوائي الحالي (ε_t) والمتغير العشوائي السابق (ε_{t-1})، ويمكن التعبير رياضياً عن نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة الأولى MA(1) كما يلي :

$$X_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

نفترض كما في عملية الانحدار الذاتي أن التغيرات العشوائية مستقلة عن بعضها، وأن لها توزيعاً طبيعياً متوسطه الصفر وتباينه ثابت σ_ε^2 .

يكون لهذه العملية وسط هو (μ) وتباين $\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \theta_1^2]$.
أما التباين المشترك فيكون على الشكل التالي :

$$\begin{aligned} E(X_t X_{t-1}) &= \gamma_1 = E[(X_t - \mu)(X_{t-1} - \mu)] \\ &= E[(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} - \theta_1 \varepsilon_{t-2})] = -\theta_1 \sigma_\varepsilon^2 \\ E(X_t X_{t-2}) &= \gamma_2 = E[(\varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} - \theta_1 \varepsilon_{t-3})] = 0 \\ &\text{وبالمتابعة نجد أن : } (\gamma_k = 0 \quad \forall k > 1). \end{aligned}$$

ومنه فإن العملية MA(1) لها تباين مشترك معدوم عندما يكون التباطؤ أكبر من فترة زمنية واحدة، وهذا يعني أن الحوادث الظاهرة في أكثر من فترة زمنية واحدة في الماضي ليس لها أثر في العملية حالياً، كما توفر الذاكرة المحدودة لعملية المتوسط المتحرك معلومة محدودة من أجل التنبؤ، وتكون هذه المعلومات مساوية لعدد فترات التباطؤ (q)، وفي مثالنا تكون فترة تنبؤية واحدة للعملية MA(1).

بناءً على ما سبق نستنتج أن تابع الارتباط الذاتي :

$$\rho_0 = 1$$

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = -\frac{\theta_1}{1 + \theta_1^2}$$

$$\rho_2 = 0$$

وعلى نحو عام : ($\rho_k = 0, \quad \forall k > 1$).

وباستخدام خوارزمية (Durbin, 1960) أي استناداً للعلاقات [(1),(2),(3)] تُعطى الارتباطات الذاتية الجزئية بالعلاقة :

$$\phi_{11} = \rho_1 = -\frac{\theta_1}{1 + \theta_1^2}$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 - \phi_{11}\rho_1}{1 - \phi_{11}\rho_1} = \frac{-\rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$= -\frac{\phi_{22}\rho_1}{1 - \phi_{21}\rho_1} \quad \phi_{33} = \frac{\rho_3 - \phi_{21}\rho_2 - \phi_{22}\rho_1}{1 - \phi_{21}\rho_1 - \phi_{22}\rho_2}$$

ويمكن كتابتها بالطريقة التالية أيضاً :

نضرب البسط والمقام بـ $(1 - \rho_1^2)$ ، ومنه يكون لدينا :

$$\begin{aligned}
\phi_{33} &= -\frac{\phi_{22}\rho_1(1-\rho_1^2)}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)} \\
&= -\frac{\phi_{22}(\rho_1-\rho_1^3)}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)} \\
&\quad -\frac{\rho_1^2}{1-\rho_1^2}(\rho_1-\rho_1^3) \\
&= -\frac{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)} \\
&\quad -\frac{\rho_1^3(1-\rho_1^2)}{1-\rho_1^2} \\
&= -\frac{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)} \\
&\quad -\frac{\rho_1^3}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)} \\
&= \frac{-\rho_1^3}{(1-\rho_1^2)(1-\phi_{21}\rho_1)}
\end{aligned}$$

وبحساب ϕ_{21} حسب خوارزمية Durbin :

$$\phi_{21} = \phi_{11} - \phi_{22}\phi_{11} = \phi_{11}(1-\phi_{22}) = \frac{\rho_1}{1-\rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\rho_1^3}{1-2\rho_1^2} \quad \text{ومن ثم:}$$

نستطيع بالمتابعة حساب الارتباطات الذاتية الجزئية من مرتبة أعلى .
ويمكن التعبير عن الارتباطات الذاتية الجزئية بدلالة θ_1 :

$$\phi_{22} = -\frac{\rho_1^2}{1-\rho_1^2} \quad \text{و} \quad \rho_1 = -\frac{\theta_1}{1+\theta_1^2} \quad \text{قد وجدنا أن:}$$

$$\phi_{22} = -\frac{\theta_1^2}{1+\theta_1^2+\theta_1^4} \quad \text{ومنه فإن:}$$

تمثل الصيغة التي في المقام متوالية هندسية حدّها الأول ١ وأساسها θ_1^2 ، ومن ثم يبلغ مجموعها:

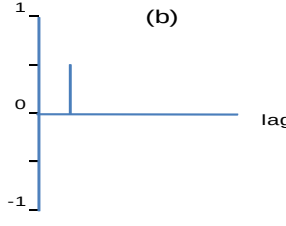
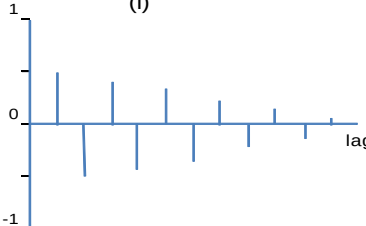
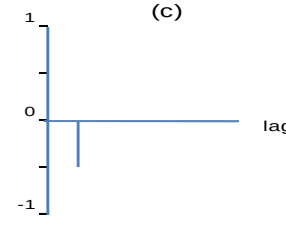
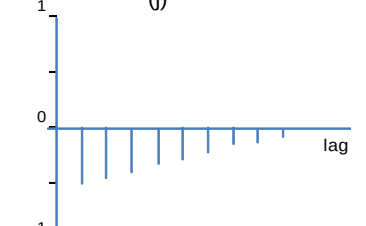
$$1+\theta_1^2+\theta_1^4 = \frac{1-\theta_1^6}{1-\theta_1^2}$$

$$\phi_{22} = -\frac{\theta_1^2(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^6} \quad \text{ومنه:}$$

$$\phi_{33} = \frac{\theta_1^3(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^8} \quad \text{وعلى نحو مشابه نجد أن:}$$

$$\phi_{kk} = -\frac{\theta_1^k(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2(k+1)}} \quad \text{ومنه:}$$

إذا كان لدينا $\theta_1 > 0$ تكون جميع قيم الارتباطات الذاتية الجزئية سالبة،
وإذا كان $\theta_1 < 0$ فإن قيم الارتباطات الذاتية الجزئية متناوبة الإشارة.

	Autocorrelations	Partial Autocorrelations
MA (1) $\theta_1 = -0.8$	(b) 	(i) 
MA (1) $\theta_1 = +0.8$	(c) 	(j) 

الشكل (٢): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لنموذج MA(1) .

المصدر: (PIROTTE, A.; BRESSON, G.).*

٢-١-٣- النماذج المختلطة (نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة) $ARMA(p, q)$

:(Mixed autoregressive moving average models)

يجمع نموذج $ARMA(p, q)$ نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ ونموذج المتوسط المتحرك $MA(q)$ ، فهو يقدم نموذجاً يجمع المشاهدات السابقة والأخطاء السابقة . حيث تشير p إلى عدد معاملات الانحدار الذاتي، و تمثل q عدد معاملات المتوسطات المتحركة . يعبر عن نموذج $ARMA(p, q)$ بالعلاقة :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث إنَّ المعلمات: $\begin{cases} \phi_i : & (i = 1, \dots, p) \\ \theta_j : & (j = 1, \dots, q) \end{cases}$ تمثل أعداداً حقيقية ، $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

وبإدخال معامل التباطؤ (التأخير) يمكن إعادة صياغة نموذج $ARMA(p, q)$ على الشكل التالي:

$$\begin{aligned} \Phi(L)X_t &= \Theta(L)\varepsilon_t \\ \Phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \\ \Theta(L) &= 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q \end{aligned}$$

❖ تابع الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لنموذج $ARMA(p, q)$:

لحساب الارتباطات الذاتية للعملية $ARMA(p, q)$ ، نتبع الخطوات نفسها التي اتبعناها لحساب الارتباطات الذاتية للعملية $AR(p)$ ، فيكون لدينا :

$$\frac{1}{\gamma_0} [E[X_t X_{t-k}] - \phi_1 E[X_{t-1} X_{t-k}] - \dots - \phi_p E[X_{t-p} X_{t-k}]]$$

* PIROTTE, A.; BRESSON, G., Économétrie des séries temporelles, Op.Cit., P. 35-36.

$$= \frac{1}{\gamma_0} [E[\varepsilon_t X_{t-k}] - \theta_1 E[\varepsilon_{t-1} X_{t-k}] - \dots - \theta_q E[\varepsilon_{t-q} X_{t-k}]]$$

$$E[\varepsilon_{t-j} X_{t-k}] = 0, k > q \Leftarrow \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\rho_k - \phi_1 \rho_{k-1} - \dots - \phi_p \rho_{k-p} = 0$$

$$\rho_k = \sum_{i=1}^p \phi_i \rho_{k-i} \quad \forall k > q \quad \text{ARMA بالعلاقة التالية :}$$

نلاحظ أن تابع الارتباط الذاتي للعملية ARMA(p, q) يماثل تابع الارتباط الذاتي للعملية AR(p).

أما تابع الارتباطات الذاتية الجزئية للعملية ARMA فهو معقد، ويعتمد على كل من الرتب (p & q) وعلى قيمة المعاملات، فإما أن يتناقص أسياً من دون أن يغير إشارته، و إما جيبياً (متناوب الإشارة).

سنأخذ مثلاً نموذج ARMA(1, 1) :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} : (|\phi_1| < 1, |\theta_1| < 1)$$

يعطى تباين العملية بالعلاقة :

$$\gamma_0 = E[X_t X_t] = E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1})]$$

$$= \phi_1^2 \gamma_0 - \phi_1 \theta_1 E[X_{t-1} \varepsilon_{t-1}] + \sigma_\varepsilon^2 - \theta_1 \phi_1 E[\varepsilon_{t-1} X_{t-1}] + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$E[X_{t-1} \varepsilon_{t-1}] :$$

$$E[X_{t-1} \varepsilon_{t-1}] = E[(\phi_1 X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} - \theta_1 \varepsilon_{t-2}) \varepsilon_{t-1}] = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_0 = \phi_1^2 \gamma_0 - 2\phi_1 \theta_1 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2$$

ومنه:

$$\gamma_0 = \frac{1 - 2\phi_1 \theta_1 + \theta_1^2}{1 - \phi_1^2} \sigma_\varepsilon^2$$

لنحسب الآن التباينات المشتركة للعملية:

$$\gamma_1 = E[X_t X_{t-1}] = E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}) X_{t-1}] = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_2 = E[(\phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}) X_{t-2}] = \phi_1 \gamma_1$$

⋮

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad : k > 1$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} \quad : k > 1$$

ومنه فإن تابع الارتباط الذاتي يعطى بالعلاقة:

بدءاً من ρ_1 :

تتناقص الارتباطات الذاتية أسياً عندما تكون $\phi_1 > 0$.

و تتناقص الارتباطات الذاتية جيبياً عندما تكون $\phi_1 < 0$.

أما الارتباطات الذاتية الجزئية فتحسب بوساطة خوارزمية (Durbin, 1960) ، وهي معقدة.

سنقدم في الفصل التالي في مرحلة التعرف لطريقة بوكس-جنتكنز وصفاً تفصيلياً لتابعي الارتباط الذاتي (ACF)

والذاتي الجزئي (PACF) لنماذج ARMA.

❖ شروط الاستقرار وقابلية العكس للعملية العشوائية ARMA(p, q) :

$$\Phi(L)X_t = \Theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARMA(p, q)$$

حيث X_t تمثل انحراف المشاهدات الفعلية عن وسطها μ .

• شرط الاستقرار Stationarity condition:

لنكتب السلسلة الزمنية X_t بدلالة كل من عملية الانحدار الذاتي وعملية المتوسط المتحرك على النحو التالي

:

$$X_t = \Phi^{-1}(L)\Theta(L)\varepsilon_t$$

فإذا كانت X_t عملية عشوائية مستقرة فلا بد أن تتقارب العملية $\Phi^{-1}(L)$ ، وهذا يتطلب أن تتوضع جذور المعادلة المميزة $\Phi(L)=0$ خارج دائرة الوحدة، ومن ثم يجب أن تكون القيم المطلقة للحلول $L_1, L_2, \dots, L_p$ أكبر من الواحد .

تكون عملية $ARMA(p, q)$ مستقرة إذا أمكن تحويلها لعملية متوسط متحرك $MA(\infty)$ وتجري كتابتها على الشكل التالي :

$$X_t = \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)}\varepsilon_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \varepsilon_{t-i} \quad , \quad \sum_{i=1}^{\infty} |\alpha_i| < \infty, \alpha_0 = 1$$

• شرط قابلية الانعكاس Invertibility condition :

تكون عملية $ARMA(p, q)$ قابلة للانعكاس إذا أمكن تحويلها لعملية انحدار ذاتي $AR(\infty)$ وتجري كتابتها

على الشكل التالي :

$$\varepsilon_t = \frac{\Phi(L)}{\Theta(L)}X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i X_{t-i} \quad , \quad \sum_{i=1}^{\infty} |\beta_i| < \infty, \beta_0 = 1$$

لنكون X_t عملية عشوائية قابلة للانعكاس يجب أن تتقارب العملية $\Theta^{-1}(L)$ ، وهذا يتطلب أن تتوضع جذور المعادلة المميزة $\Theta(L)=0$ خارج دائرة الوحدة، ومن ثم يجب أن تكون القيم المطلقة للحلول $L_1, L_2, \dots, L_q$ أكبر من الواحد .

و سنقدم مثلاً فيما يلي عن كيفية استخراج شروط الانعكاس لكل من العمليتين [MA(1), MA(2)] :

- إن شرط وجود المقلوب للعملية MA(1) ، والتي تكون معادلتها المميزة $1 - \theta_1 L = 0$ يعطى بالعلاقة:

$$|\theta_1| < 1 \quad \text{أو أن} \quad L = \frac{1}{|\theta_1|} > 1$$

- أما العملية MA(2) التي تكون معادلتها المميزة هي : $1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 = 0$ فإن جذورها تكون:

$$L_1 = \frac{-\theta_1 - \sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2\theta_2}$$

$$L_2 = \frac{-\theta_1 + \sqrt{\theta_1^2 + 4\theta_2}}{2\theta_2}$$

إن القيمتين L_1, L_2 يجب أن تقعاً خارج دائرة الوحدة، وهذا يحتاج إلى أن تتحقق جملة الشروط التالية :

$$\bullet \quad \theta_1 + \theta_2 < 1$$

$$\bullet \quad \theta_2 - \theta_1 < 1$$

$$\bullet \quad -1 < \theta_2 < 1 \quad \text{أو} \quad |\theta_2| < 1.$$

يجب أن تتحقق كامل الشروط السابقة لتكون العملية MA(2) قابلة للعكس.

٢-١-٢ - النماذج غير المستقرة :

هناك عملياً الكثير من السلاسل الزمنية غير المستقرة، التي تتغير توابعها المميزة الناتجة عن النموذج الاحتمالي المولد لهذه السلسلة من فترة زمنية لأخرى .

٢-١-٢-١ - النموذج TS (Trend stationary) :* :

يعد هذا النموذج من النماذج غير المستقرة، ويتّصف بعدم استقرارية تحديدية (غير عشوائية) (deterministic)، أي يكون للسلسلة الزمنية X_t اتجاه عامّ محدّد (deterministic trend) إما صاعد أو هابط، ويمكن كتابته على النحو التالي:

$$X_t = F(t) + \varepsilon_t$$

حيث إنّ X_t : سلسلة غير مستقرة لها معادلة اتجاه عامّ محدّد ، $F(t)$: تابع للزمن، $(\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2))$.
إن أكثر هذه النماذج انتشاراً يأخذ شكل كثير حدود من الدرجة الأولى، ويكتب على الشكل التالي :

$$X_t = \gamma + t\beta + \varepsilon_t$$

سنستعرض فيما يلي أهم التوابع الإحصائية المميزة للسلسلة الزمنية المتولدة بواسطة نموذج TS :

$$E[X_t] = E[\gamma + t\beta + \varepsilon_t] = \gamma + t\beta \quad \text{يعطى المتوسط بالعلاقة:}$$

$$V[X_t] = E[X_t - E[X_t]]^2 = E[\varepsilon_t]^2 = V[\varepsilon_t] = \sigma_\varepsilon^2 \quad \text{ويعطى التباين بالعلاقة:}$$

$$\text{cov}[X_t, X_s] = E[(X_t - E[X_t])(X_s - E[X_s])] : \text{ويعطى التباين المشترك بالعلاقة:}$$

$$= E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 : \forall t \neq s$$

نلاحظ مما سبق أنّ :

السلسلة الزمنية X_t المتولدة بواسطة نموذج (TS) غير مستقرة، لأن وسطها مرتبط بالزمن، بالمقابل نجد أن تباينها ثابت عبر الزمن، والتباين المشترك الذاتي لها (autocovariance) مستقلّ عن الزمن .

لكي نجعل السلسلة السابقة مستقرة نقوم بعملية انحدار خطي، حيث يجري تقدير المعلمات $\hat{\gamma}$, $\hat{\beta}$ بطريقة المربعات

$$\text{الصغرى الاعتيادية OLS وطرح المقدار } (\hat{\gamma} + \hat{\beta}t) \text{ من } X_t \text{ أي : } X_t - (\hat{\gamma} + \hat{\beta}t) = \varepsilon_t$$

وتسمى هذه العملية عملية إزالة الاتجاه العام (detrending)، وبذلك نتعامل مع البواقي ε_t كسلسلة زمنية مستقرة.

٢-٢-١-٢ - النموذج DS (Difference stationary) :** :

يعد هذا النموذج من النماذج أيضاً غير المستقرة، ويتّصف بعدم استقرارية عشوائية، أي يكون للسلسلة الزمنية

X_t اتجاه عامّ عشوائي ، ويمكن كتابته على شكل نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى (AR(1) :

$$X_t = \rho X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad (**)$$

* LARDIC, S.; MIGNON, V. Econométrie des Séries temporelles macroéconomiques et financiers, Economica, Paris, 2002, p.123.

** LARDIC, S.; MIGNON, V. Op.Cit., P. 124.

حيث إنَّ X_t : [: سلسلة غير مستقرّة ذات اتّجاه عامّ عشوائي، $(0, \sigma_\varepsilon^2) \sim \varepsilon_t$]. وباستخدام قيم السلسلة X_t المتتالية عبر الزمن وبتراكم التغيّرات العشوائيّة (الصدمات) عبر الزمن نحصل على ما يلي :

$$X_t = \rho^\tau X_{t-\tau} + \beta \sum_{j=0}^{\tau-1} \rho^j + \sum_{j=0}^{\tau-1} \rho^j \varepsilon_{t-j}$$

إذا فرضنا أن $|\rho|=1$ (جذر وحدة) و $\tau=t$ نستطيع أن نكتب ما يلي :

$$X_t = X_0 + t\beta + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$$

حيث X_0 تمثل الحدّ الأول للسلسلة X_t .

إذا كان لدينا : $\rho=1 \Leftarrow$ المعادلة (**) نكتب على الشكل التالي :

$$X_t = X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

يأخذ نموذج DS أحد الشكلين التاليين :

الشكل الأول : نموذج DS من دون انحراف (drift) إذا كانت $\beta=0$ ، ويكتب على الشكل التالي :

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

ويسمى هذا النموذج نموذج السير العشوائي من دون انحراف ، وهو كثير الاستخدام في الأسواق الماليّة ويتميّز بوجود جذر وحدة .

الشكل الثاني: نموذج (DS) بانحراف إذا كانت $\beta \neq 0$ ، ويكتب على الشكل التالي :

$$X_t = X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$$

ويسمى هذا النموذج نموذج السير العشوائي مع انحراف .

على نقيض نموذج (TS) ، يمثّل حدّ الخطأ العشوائي لنموذج (DS) تراكم الصدمات العشوائيّة عبر الزمن

، وهذا يعني أنّ أي صدمة في اللحظة الزمنيّة (t) سيكون لها تأثير مستمر ودائم في تاريخ لاحق، $\left(\sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right)$

ومن ثم فإنّه عقب كل صدمة فإن السلسلة لا تعود إلى المستوى الذي كانت عليه قبل الصدمة .

وفيما يلي سنستعرض أهم التوابع المميزة للسلسلة الزمنيّة الناتجة عن النموذج الاحتمالي (DS) المولد للسلسلة الزمنيّة X_t :

$$E[X_t] = E\left[X_0 + t\beta + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right] = X_0 + t\beta \quad \text{الوسط :}$$

$$\begin{aligned} V[X_t] &= E[X_t - E[X_t]]^2 = E\left[X_0 + t\beta + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j - X_0 - t\beta \right]^2 \quad \text{التباين :} \\ &= V\left[\sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right] = t\sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

$$\text{cov}[X_t, X_s] = E[(X_t - E[X_t])(X_s - E[X_s])] \quad \text{التباين المشترك :}$$

$$= E \left[\left(\sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right) \left(\sum_{j=1}^s \varepsilon_j \right) \right]$$

$$= \min(t, s) \sigma_\varepsilon^2 \quad ; \quad s \neq t$$

نلاحظ أن كلاً من وسط السلسلة X_t وتباينها يعتمد على الزمن، وبهذا نستنتج أن السلسلة الزمنية المتولدة بواسطة نموذج (DS) غير مستقرة .

يمكن تحويل السلسلة الزمنية X_t غير المستقرة المتولدة بواسطة نموذج (DS) إلى سلسلة زمنية مستقرة باستخدام طريقة الفروق، حيث تقتضي هذه الطريقة طرح قيم المشاهدات من بعضها في فترات إبطاء معينة:

$$(1-L)^d X_t = \beta + \varepsilon_t$$

حيث ε_t : سلسلة زمنية مستقرة ، d : درجة الفروق.

تعد السلسلة الزمنية X_t سلسلة متكاملة من الرتبة (d) : $(X_t \sim I(d))$ إذا كنا نحتاج إلى إخضاعها لـ (d) عملية فرق لتحويلها إلى سلسلة مستقرة، فتكون بذلك السلسلة الأصلية $(X_t \sim I(d))$ سلسلة غير مستقرة (متكاملة من الدرجة (d))، إذا كانت السلسلة الناتجة من عملية الفرق التالية $(X_t) \sim I(0)$ سلسلة مستقرة .
والأكثر شيوعاً استخدام الفروق من الرتبة الأولى، أي $d = 1$ (عملية فرق واحدة):

$$(1-L) X_t = \beta + \varepsilon_t$$

٢-١-٢-٣ - نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك التكاملية $ARIMA(p, q)$

(Autoregressive Integrated Moving Average): إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة،

فيقال عنها إنها متكاملة (Integrated) إذا كنا نحتاج إلى (d) عملية فرق حتى تصبح مستقرة ، يقال عندئذٍ إن السلسلة الأصلية X_t سلسلة غير مستقرة ومن الرتبة (d) إذا كانت السلسلة الناتجة من عملية الفرق : $\Delta^d X_t = (1-L)^d X_t$ سلسلة مستقرة ، ويدعى النموذج الاحتمالي المولد لهذا النوع من السلاسل المستقرة نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك التكاملية من الرتبة (p, d, q) ورمزها $ARIMA(p, d, q)$.

والصيغة العامة لعملية $ARIMA$ على النحو التالي :

$$\Phi(L)(1-L)^d X_t = \delta + \Theta(L)\varepsilon_t$$

$$\Phi(L)\Delta^d X_t = \delta + \Theta(L)\varepsilon_t$$

حيث δ : ثابت.

ومثالاً لذلك إذا كان لدينا النموذج $ARIMA(1,1,1)$ فهذا يعني أنه يتعين الحصول على الفروق الأولى للسلسلة الأصلية، ثم نجري عليها بعد ذلك تقدير $ARMA$ ، وذلك لأن هذا الأخير لا يجرى إلا على سلسلة مستقرة وتكون صيغة النموذج عندئذ :

$$\Delta X_t = \phi_1 \Delta X_{t-1} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

وعموماً يمكن القول :

$$ARIMA(p, 0, q) = ARMA(p, q) \quad \text{وتكون السلسلة مستقرة ،}$$

$$ARIMA(p, 0, 0) = AR(p) \quad \text{وأيضاً}$$

$$ARIMA(0, 0, q) = MA(q) \quad \text{و}$$

٢-١-٤ - نماذج ARIMA الموسمية :

تعدّ نماذج ARIMA الموسمية أكثر تعقيداً من نماذج ARIMA غير الموسمية، ولكنها تملك العناصر ذاتها التي تملكها نماذج ARIMA العادية ، فهي تتكون من :

نموذج الانحدار الذاتي الموسمي .

نموذج الفرق الموسمي .

نموذج المتوسط المتحرك الموسمي .

آخذين في الحسبان أنه في عملية الفرق الموسمي يجري طرح كل مفردة من مفردات السلسلة المدروسة من المفردة التي تبعد عنها بمقدار فترة موسمية واحدة وذلك بعد تحديد طول الفترة الموسمية، ومن ثم فإن عملية الفرق الموسمي تؤدي إلى خسارة عدد من المشاهدات، يساوي طول الفترة الموسمية المحددة .

يجري التعبير عن نماذج ARIMA الموسمية بمعاملات موسمية توضع ضمن أقواس بعد المعاملات المعبرة عن النماذج العادية، وتستخدم عملية الانتقال التراجعي الموسمي (L^s) يرمز لهذا النموذج بـ :

$$SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$$

حيث : P : رتبة عملية الانحدار الذاتي الموسمية .

D : عدد الفروق الموسمية .

Q : رتبة عملية المتوسطات المتحركة الموسمية .

s : طول الدورة الموسمية ، $s > 1$.

نستطيع كتابة نموذج SARIMA على الشكل التالي :

$$\begin{aligned}\Phi(L^s)W_t &= \Theta(L^s)\varepsilon_t \\ \Phi(L^s) &= (1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_p L^{ps}) \\ \Theta(L^s) &= (1 - \theta_1 L^s - \theta_2 L^{2s} - \dots - \theta_q L^{qs})\end{aligned}$$

$$W_t = (1 - L^s)^D (1 - L)^d X_t \quad \text{ومنه:}$$

حيث $(1 - L)^d$ يمثل الفروق المتتالية من الدرجة d ، و $(1 - L)^D$ يمثل الفروق الموسمية من الدرجة D ، اللذان يستخدمان لتحقيق استقرار السلسلة X_t .

المبحث الثاني- اختبارات استقرار السلاسل الزمنية

يقف افتراض ضمني، ولكنه جوهري وراء نظرية الانحدار، التي تستخدم السلاسل الزمنية في التقدير، ألا وهو أن هذه السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية الاستقرار (Stationary)، أو بلغة انجل وجرانجر Engel & Granger ، التي تصفها بأنها سلاسل متكاملة (Integrated) من الرتبة صفر، ويرمز لها بالرمز $I(0)$. تناول كل من (Box & Jenkins, 1976) وكذلك (Granger, 1980-1981) مفهوم السلسلة الزمنية المتكاملة، حيث أكدوا جميعاً أهمية دراسة خصائص السلاسل الزمنية، وأخذها في الحسبان قبل القيام بعملية التقدير (Estimation).

يقال عن سلسلة زمنية ما إنها متكاملة من رتبة أعلى من الصفر إذا كانت هذه السلسلة غير مستقرة، ويمكن توصيف هذه السلسلة من الناحية الإحصائية بأنها السلسلة التي تشمل اتجاهًا عامًا عشوائيًا أو جذر وحدة (unit root) أو عنصر سير عشوائي (Random walk)، ولفحص خواص السلاسل الزمنية والتأكد من مدى استقرارها وتحديد رتبة تكاملها فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة (unit root test).

هناك العديد من الاختبارات المستخدمة في هذا المجال نذكر منها:

- اختبار ديكي فوللر (DF) Dickey- Fuller 1979 .
- اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) Dickey- Fuller Augmented 1981 .
- اختبار Sargan and Bhargava 1983 .
- اختبار Philips- Perron 1987 .
- اختبار Cochrane 1988 .

يعد كل من اختبار ديكي فوللر (DF) واختبار ديكي فوللر الموسع أو المطور (ADF) من أكثر اختبارات جذر الوحدة استخداماً نظراً لسهولة تطبيقهما بواسطة الحزم البرمجية، و سنستعرض فيما يلي هذين الاختبارين*:

٢-١-٢ - اختبار ديكي فوللر 1979 Dickey- Fuller (DF) test :

تساهم اختبارات Dickey- Fuller في كشف مركبة الاتجاه العام، سواء كانت محددة أم عشوائية، كما تساعد على تحديد الطريقة الملائمة لجعل السلسلة مستقرة .

لعرض هذا الاختبار نبدأ بالنموذج التالي، الذي يسمى نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى (AR(1)، والذي يكتب على الشكل :

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

يلاحظ أن معامل الانحدار يساوي الواحد (1)، هذا يعني وجود مشكلة جذر الوحدة، ما يدل على عدم استقرار بيانات السلسلة، أي هناك اتجاه عام في البيانات. وعلى نحو عام نقوم بتقدير الصيغة التالية :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

إذا كان $\hat{\phi}_1 = 1$ فإن المتغير X_t يكون له جذر الوحدة، ويعاني مشكلة عدم الاستقرار، وتُعرف السلسلة التي لها جذر مساوٍ للواحد بسلسلة السير العشوائي، وهي أحد الأمثلة عن السلسلة غير المستقرة .

لقد جرت العادة على إجراء اختبار (DF) باستخدام عدد من صيغ الانحدار تتمثل في :

- النموذج الأول نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الأولى AR(1) :

$$(1 - \phi_1 L) X_t = \varepsilon_t$$

- النموذج الثاني نموذج انحدار ذاتي AR(1) مع ثابت:

$$(1 - \phi_1 L)(X_t - \mu) = \varepsilon_t$$

- النموذج الثالث نموذج انحدار ذاتي AR(1) مع ثابت واتجاه عام:

$$(1 - \phi_1 L)(X_t - \mu - \beta t) = \varepsilon_t$$

* Terraza, M.; Bourbonnais, R. Analyse des séries temporelles - Applications à l'économie et à la gestion - Manuel et exercices corrigés, 3Ème edition, Dunod, paris, 2010, P.162-175.

حيث: $\{ \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \}$ ، $E[X_t] = \mu$

القاعدة الأساسية للاختبار هي كالتالي :

إذا كان لدينا في أحد النماذج السابقة $\phi_1 = 1$ ، أي يكون أحد جذور المعادلة المميزة $(\Phi(L)=0)$ مساوياً للواحد $(L=1)$ ، عندئذ تكون السلسلة الزمنية X_t غير مستقرة .

بأخذ النموذج الأول :

$$(1 - \phi_1 L) X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_1 : \phi_1 < 1 \Leftrightarrow X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad \text{تكون الفرضيات على الشكل التالي :}$$

إذا تحققت فرضية العدم $H_0 \Leftrightarrow$ يكون النموذج $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$ نموذج DS من دون انحراف، ويطلق عليه نموذج السير العشوائي Random Walk Model، وهو كثير الاستخدام في دراسة الأسواق المالية ، ومن ثم يمكن كتابة النموذج الأول على الشكل التالي :

$$X_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

وإذا تحققت الفرضية البديلة $H_1 \Leftrightarrow$ يكون النموذج : $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الأولى AR(1).

بأخذ النموذج الثاني :

$$(1 - \phi_1 L)(X_t - \mu) = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \phi_1 X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

$$c = \mu(1 - \phi_1) \quad \text{حيث :}$$

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \Rightarrow c = 0 \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_1 : \phi_1 < 1 \Rightarrow X_t = \phi_1 X_{t-1} + c + \varepsilon_t \end{cases} \quad \text{تكون الفرضيات على الشكل التالي :}$$

إذا تحققت فرضية العدم يكون لدينا نموذج DS من دون انحراف (نموذج سير عشوائي)، وغالباً تستعمل الفروق من الرتبة الأولى في هذه النماذج ($d=1$)، وبذلك تكون سلسلة الفروق من الدرجة الأولى $\Delta X_t = \varepsilon_t$ سلسلة مستقرة .

وإذا تحققت الفرضية البديلة H_1 تكون السلسلة X_t سلسلة مستقرة، وتتبع AR(1) مع ثابت.

وبأخذ النموذج الثالث :

$$(1 - \phi_1 L)(X_t - \mu - \beta t) = \varepsilon_t \Leftrightarrow X_t = \phi_1 X_{t-1} + b t + c + \varepsilon_t$$

$$b = \beta(1 - \phi_1) \quad \text{حيث :}$$

$$c = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 \beta$$

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \Rightarrow b = 0, c = \beta \Leftrightarrow X_t = X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \\ H_1 : \phi_1 < 1 \Rightarrow (1 - \phi_1 L)a_t = \varepsilon_t \end{cases} \quad \text{تكون الفرضيات على الشكل التالي :}$$

بتحقق فرضية العدم يكون لدينا نموذج DS مع انحراف.

وبتحقق الفرضية البديلة يكون لدينا نموذج TS مع حد خطأ ARMA:

$$a_t = X_t - \mu - \beta t \Rightarrow X_t = \mu + \beta t + a_t$$

ولأن : $a_t = \frac{1}{(1-\phi_1 L)} \varepsilon_t$ عملية ARMA (على شكل سياق $MA(\infty)$) .

يمكن في هذه الحالة تحويل السلسلة X_t إلى سلسلة مستقرة باستخدام طريقة الانحدار لعزل الاتجاه العام للسلسلة:
 $X_t - (\hat{\mu} + \hat{\beta}t)$ ، حيث جرى تقدير المعلمات $\hat{\beta}$ و $\hat{\mu}$ بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS.
 أيًا كان شكل النموذج فإن السلسلة X_t تكون غير مستقرة إذا تحققت فرضية العدم H_0 .

$$\hat{\phi}_1 \text{ وبقسمتها على الخطأ المعياري نحصل على : } \tau = \frac{\hat{\phi}_1}{\sigma(\hat{\phi}_1)}$$

عملياً لا نستطيع مقارنة قيمة (τ) المحسوبة بقيم (t) ستودنت الجدولية، حتى في العينات الكبيرة ، لأنها لا تتبع هذا التوزيع، وإنما نبحث عن قيم (τ) الجدولية في جداول، قام بإعدادها Dickey & Fuller، ولذا يعرف هذا الاختبار باختبار ديكي فولر (DF- Test) .

القرار :

إذا كانت (τ_c) المحسوبة $< (\tau_t)$ الجدولية نرفض فرضية العدم $(H_0 : \phi_1 = 1)$ ، ونقبل الفرضية البديلة $(H_1 : \phi_1 < 1)$ ومن ثم تكون السلسلة مستقرة .

وبطرح X_{t-1} من طرفي المعادلات في النماذج الثلاثة السابقة نحصل على الصيغ التالية :

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$$

وإذا وضعنا $\lambda = \phi_1 - 1$ تصبح صيغ الانحدار الثلاثة التي اعتمدها Dickey & Fuller في إجراء اختبار وجود جذر الوحدة هي التالية :

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + c + \varepsilon_t \quad [2]$$

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t \quad [3]$$

حيث إن اختبار الفرضية $H_0 : \lambda = 0$ هو نفسه اختبار الفرضية $H_0 : \phi_1 = 1$ مع مراعاة أنه جرى إدخال الحد الثابت (c) في الصيغة الثانية، وإدخال حد للاتجاه العام يتمثل في الزمن (t) في الصيغة الثالثة .

وفي كل صيغة من الصيغ الثلاثة تكون الفرضيات من الشكل :

$$H_0 : \lambda = 0 (\phi_1 = 1) \Leftrightarrow \text{السلسلة غير مستقرة}$$

$$H_1 : \lambda < 0 (\phi_1 < 1) \Leftrightarrow \text{السلسلة مستقرة}$$

وبتقدير المعلمة $\lambda = \phi_1 - 1$ بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS للنماذج الثلاثة نحصل على :

$\hat{\lambda}, \lambda^*, \tilde{\lambda}$ ، ومن ثم نحصل على كل من القيم المحسوبة $t_{\hat{\lambda}}, t_{\lambda^*}, t_{\tilde{\lambda}}$ ، فمثلاً :

$$t_{\hat{\lambda}} = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}}}$$

إذا كانت $t < t_{\alpha}$ الجدولية (في جداول DF) نقبل فرضية العدم ، أي يوجد جذر وحدة ، ومن ثم السلسلة غير مستقرة*.

لا يمكن تطبيق القواعد الإحصائية الاعتيادية في هذا الاختبار، لذلك عمد كل من Dickey & Fuller إلى دراسة التوزيع التقاربي للمقدر $\hat{\phi}_1$ ، وذلك بمساعدة محاكاة مونت-كارلو (Monte- Carlo)، حيث جدولوا القيم الحرجة من أجل عينات ذات أحجام مختلفة بجدول شبيهة بجدول ستودنت.

تقوم البرامج الإحصائية الخاصة بالسلاسل الزمنية بحساب قيم $t_{\hat{\phi}_1}$ أوتوماتيكياً، ومن ثم نقوم بمقارنتها بجدول (DF test) .

يمكننا الاختبار السابق من اكتشاف وجود جذر وحدة، لكنه يبقى غير كافٍ لتفريق نماذج DS عن نماذج TS ، وخصوصاً فيما يتعلق بالنموذجين الثاني والثالث، حيث هناك متغيرات تفسيرية أخرى غير X_{t-1} تتحكم بالسلسلة الزمنية X_t ، ومن أجل ذلك فإننا سنلجأ إلى اختبارات إضافية .

الاختبارات الإضافية :

تتعلق الاختبارات الإضافية بالنموذجين الثاني والثالث، فهي إضافة إلى أنها تساعد على اكتشاف وجود جذر وحدة، فهي تساعدنا في تمييز نماذج TS عن نماذج DS .
النموذج الثاني :

$$\begin{aligned} X_t &= \phi_1 X_{t-1} + c + \varepsilon_t \\ c &= \mu(1 - \phi_1), \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned}$$

فنتكون فرضية العدم، التي تختبر الصيغة المقيدة للنموذج الثاني: $H_0^1 : (c; \phi_1) = (0; 1)$ مقابل الفرضية البديلة H_1^1 (على الأقل أحد القيدين $c = 0$ & $\phi_1 = 1$ غير محقق) .
ومن أجل اختبار الفرضية السابقة يجب حساب إحصائية F_1 :

$$F_1 = \frac{(SCR_c - SCR_2) / 2}{SCR_2 / (T - 2)} \sim F_{(2, T-2)}$$

حيث:

$$SCR_c = \sum_t (X_t - X_{t-1})^2 : \text{مجموع مربعات البواقي للصيغة المقيدة للنموذج الثاني}$$

SCR_2 : مجموع مربعات البواقي للصيغة غير المقيدة للنموذج الثاني المقدرة بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS .

T : عدد المشاهدات المستخدمة لتقدير معاملات النموذج.
تساوي درجة حرية البسط $SCR_c - SCR_2$ إلى $[(T - 0) - (T - 2) = 2]$ ، حيث ليس هناك أي معلمة يجب تقديرها في الصيغة المقيدة، وهناك معلمتان يجب تقديرهما في الصيغة غير المقيدة .

في حال تحقق H_0^1 أي $c = 0 \Leftarrow$ تكون السلسلة الزمنية X_t بمتوسط معدوم $\mu = 0$.
إن توزيع إحصائية F_1 هو توزيع مقارب لتوزيع Fisher ، لذلك قام Dickey & fuller بوضع جداول توزيع تقاربي مشابهة.

* LARDIC, S.; MIGNON, V. Op.Cit., P. 136,137.

القرار :

إذا كانت قيمة F_1 أكبر من القيمة الجدولية في جداول $D \& F$ عند مستوى دلالة (α) ، عندئذٍ نرفض فرضية العدم (H_0^1) .

النموذج الثالث :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$$

$$b = \beta(1 - \phi_1)$$

$$c = \mu(1 - \phi_1) + \phi_1 \beta$$

تكون فرضيتي العدم على الشكل التالي :

$$H_0^2 : (c; b; \phi_1) = (0; 0; 1)$$

$$H_0^3 : (c; b; \phi_1) = (c; 0; 1)$$

لاختبار H_0^2 نحسب الإحصائية التالية :

$$F_2 = \frac{(SCR_c - SCR_3)/3}{SCR_3/(T-3)}$$

ولاختبار H_0^3 نحسب الإحصائية التالية :

$$F_3 = \frac{(SCR_c^3 - SCR_3)/2}{SCR_3/(T-3)}$$

حيث :

SCR_c : مجموع مربعات بواقي النموذج الثالث بصيغته المقيدة بتحقيق الفرضية H_0^2 :

$$SCR_c^3 = \sum_t (X_t - X_{t-1} - \hat{c})^2$$

SCR_c^3 : مجموع مربعات بواقي النموذج الثالث بصيغته المقيدة بتحقيق الفرضية H_0^3 .

SCR_3 : مجموع مربعات البواقي للصيغة غير المقيدة للنموذج الثالث المقدر بوساطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS.

إن درجة الحرية لـ : $(SCR_c - SCR_3)$ هي : $(T-0) - (T-3) = 3$

ودرجة الحرية لـ : $(SCR_c^3 - SCR_3)$ هي : $(T-1) - (T-3) = 2$

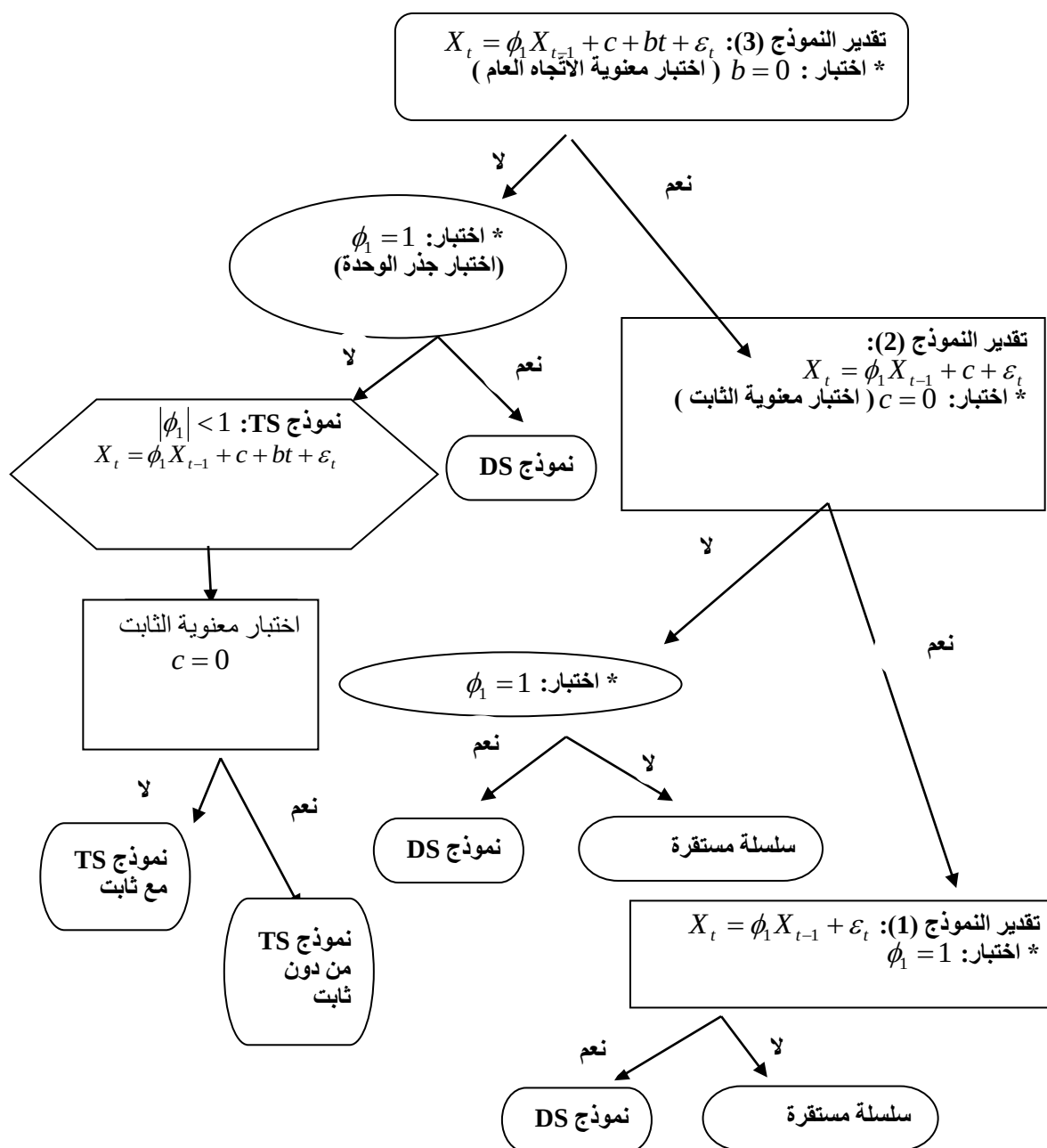
آخذين في الحسبان عدد المعلمات الواجب تقديرها.

إن توزيع الإحصائيتين F_2 & F_3 هو توزيع مقارب لتوزيع قانون فيشر، نلجأ إلى الجداول التي أعدها كل من Dickey & Fuller من أجل أخذ القرار .

إذا كانت قيمة F_2 أكبر من القيمة الجدولية نرفض H_0^2 عند مستوى دلالة α .

إذا كانت قيمة F_3 أكبر من القيمة الجدولية نرفض H_0^3 عند مستوى دلالة α .

ولقد لخص كل من Dickey & Fuller خطة اختبار جذر الوحدة على نحو مبسط وسهل، وذلك باستخدام البرامج الإحصائية الملائمة، نذكر منها Rats أو Eviews .



الشكل (٣): خطة اختبار جذر الوحدة لـ Dickey & Fuller .

المصدر: (Terraza, M.; Bourbonnais, R., Op.Cit., P.170) .

وفق الخطة الموضحة في الشكل السابق نقارن القيم المحسوبة t-statistic الموافقة لمعاملي الميل والثابت بالقيم الجدولية لاختبار ADF، حيث يجب أن تكون t-statistic المحسوبة أكبر من تلك الجدولية ليكون المعامل معنوياً.

الجدول (١): القيم الجدولية لاختبار ADF .

T	النموذج الثاني			النموذج الثالث					
	الثابت			الثابت			الاتجاه العام		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
100	3.22	2.54	2.17	3.78	3.11	2.73	3.53	2.79	2.38
250	3.19	2.53	2.16	3.74	3.09	2.73	3.49	2.79	2.38
500	3.18	2.52	2.16	3.72	3.08	2.72	3.48	2.78	2.38
∞	3.18	2.52	2.16	3.71	3.08	2.72	3.46	2.78	2.38

المصدر : (LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 137.) .

٢-٢-٢ - اختبار ديكى فولر المطور Augmented Dickey- Fuller(ADF) test 1981 :

في النماذج السابقة وعند استخدامنا لاختبار Dickey- Fuller البسيط كان لدينا ε_t ، يمثل حد الخطأ العشوائي، والذي يفترض فيه وسط حسابي معدوم ، وتباين ثابت، وقيم غير مرتبطة ذاتياً ، عندئذ يسمى حد الخطأ سياق الضجة البيضاء .

أي إن اختبار (DF) البسيط أهمل احتمال الارتباط الذاتي للأخطاء ، لذلك فإن اختبار (ADF, 1981) عمل على إدراج هذه الفرضية .

يرتكز اختبار ADF على ثلاثة نماذج لتمثيل أو توصيف السلسلة الزمنية موضوع البحث (X_t) :

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad [4]$$

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad [5]$$

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \quad [6]$$

جرى في النماذج الثلاثة السابقة إضافة عدد ملائم من حدود الفرق المبطأة $\left(\sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} \right)$ للتخلص من الارتباط الذاتي لحد الخطأ ، ومن ثم تصبح (ε_t) غير مرتبطة ذاتياً وتتميز بالخواص المرغوبة للضجة البيضاء White Noise .

أي إنه لكي يحمل اختبار (ADF) خصائص اختبار (DF) نفسها قمنا بإدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية (p) ، حتى تخفي مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء .

اعتمد كل من Campbell & Perron في عام 1991، على إجراء لتحديد عدد الفجوات الزمنية (p) ، يعتمد هذا الإجراء على تثبيت القيمة العظمى لعدد فترات الإبطاء $(P_{\max})$ ، وبذلك وعند تقدير نماذج (ADF) نختبر

معنوية الحد $\Delta X_{t-p_{\max}}$ ، إذا كانت قيمة هذا الحد تختلف معنوياً عن الصفر نحتفظ بقيمة (p) ، وإن لم تكن ذلك نعيد تقدير النموذج من أجل $(P_{\max} - 1)$ ، ونختبر معنوية الحد $\Delta X_{t-p_{\max}-1}$ ، وهكذا

و لتحديد (p) يجري استخدام مجموعة من المعايير نذكر منها:

(Akaike Info Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SC)) ، حيث يقوم البرنامج الإحصائي

(Eviews) بحساب عدد الفجوات الزمنية (p) تلقائياً وذلك باعتماد معايير المعلومات و مستخدماً $P_{\max} = 9$ حداً أقصى.

عندما تكون $P=0$ نستخدم عندئذ اختبار (DF) البسيط.

نطبق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS لتقدير معاملات النماذج الثلاثة السابقة.

كما هو الحال في (DF) ، يجري اختبار :

فرضية العدم : $H_0 : \lambda = 0$ (يوجد جذر وحدة في السلسلة) ، أي إنها غير مستقرة في مقابل الفرضية البديلة $(H_1 : \lambda < 0)$ أي استقرار السلسلة .

فإذا كانت المعلمة $(\hat{\lambda})$ معنوية وأقل من الصفر فإننا نقبل الفرضية البديلة بعدم وجود جذر وحدة، أي إن السلسلة مستقرة.

ويجري اختبار فرضية العدم بمقارنة إحصائية (t- statistic) للمعلمة المقدرة $(\hat{\lambda})$ مع القيمة الجدولية لـ (Dickey & Fuller) والمطورة بوساطة * (Mackinnon).

فإذا كانت القيمة المقدرة أو المحسوبة لإحصائية اختبار (ADF) (t- statistic) أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية α ، هذا يدل على وجود جذر وحدة في السلسلة، ومن ثم فإن السلسلة الزمنية غير مستقرة .

كما هو الحال في اختبار (DF) من الممكن إجراء اختبارات إضافية فيما يتعلق بالنموذجين الخامس والسادس.

الاختبارات الإضافية:

النموذج الخامس :

تكون فرضية العدم : $[H_0^4 : (c; \lambda) = (0; 0)]$ مقابل الفرضية البديلة H_1^4 ، على الأقل أحد القيود السابقة غير محقق .

ومن أجل اختبار فرضية العدم H_0^4 نقوم بحساب إحصائية F_4^{**} :

$$F_4 = \frac{SCR_c - SCR_5 / 2}{SCR_5 / (T - (p - 1) - 2)} \sim F_{(2, T - p - 1)}$$

SCR_c : تمثل مجموع مربعات بواقي النموذج الخامس بصيغته المقيدة $(\lambda = 0, c = 0)$:

$$SCR_c = \sum_t \left(\Delta X_t - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} \right)^2$$

SCR_5 : تمثل مجموع مربعات بواقي النموذج الخامس المقدر بوساطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS.

T : عدد المشاهدات التي جرى استخدامها من أجل تقدير معاملات النموذج .

إن توزيع إحصائية F_4 هو توزيع مقارب لتوزيع فيشر .

من أجل اتخاذ القرار نلجأ إلى القيم الجدولية لاختبار (DF, 1981) .

* القيم الجدولية لـ (ADF) يجري احتسابها ضمن مخرجات (Eviews) المستخدم في الدراسة، هذه القيم تختلف وفق عدد حدود الفرق المبطة الداخلة في نموذج الاختبار ، والتي جرى حسابها تلقائياً وفق معيار (AIC) بحد أقصى (9) فترات.

** أخذنا في المقام (p-1) ، وذلك لأن المجموع بدأ من j=2 في الحد $\sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1}$

إذا كانت قيمة إحصائية F_4 أكبر من القيمة الجدولية المقروءة في جدول (DF) ، عندئذٍ نرفض فرضية العدم H_0^4 عند مستوى دلالة (α) .

النموذج السادس :

تكون فرضيتي العدم على الشكل التالي :

$$H_0^5 : (c; b; \lambda) = (0; 0; 0)$$

$$H_0^6 : (c; b; \lambda) = (c; 0; 0)$$

من أجل الفرضية H_0^5 نحسب الإحصائية F_5 :

$$F_5 = \frac{(SCR_c - SCR_6)/3}{SCR_6 / (T - (p-1) - 3)} \sim F_{(3, T-p-2)}$$

إذا كانت قيمة إحصائية F_5 المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية المقروءة في جدول (DF) ، عندئذٍ نرفض فرضية العدم H_0^5 عند مستوى دلالة (α) .

ومن أجل الفرضية H_0^6 نحسب الإحصائية F_6 :

$$F_6 = \frac{(SCR_D - SCR_6)/2}{SCR_6 / (T - (p-1) - 3)} \sim F_{(2, T-p-2)}$$

إذا كانت قيمة إحصائية F_6 المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية المقروءة في جدول (DF) ، عندئذٍ نرفض فرضية العدم H_0^6 عند مستوى دلالة (α) .

SCR_6 : تمثل مجموع مربعات بواقي النموذج السادس المقدر بوساطة طريقة المربعات الصغرى OLS.

SCR_D : تمثل مجموع مربعات بواقي النموذج السادس بصيغته المقيدة $[(c; b; \lambda) = (c; 0; 0)]$:

$$SCR_D = \sum_t \left(\Delta X_t - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta X_{t-j+1} - \hat{c} \right)^2$$

لإجراء اختبار ADF نتبع خطة اختبار DF السابقة نفسها.

تناولنا في هذا الفصل عدّة أشكال للنمذجة الخطية للسلاسل الزمنية، ويشترط في هذه النماذج أن تكون السلسلة الزمنية مستقرة (أوساطها، وتبايناتها، وتبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن)، ولكشف تحقق صفة استقرار السلسلة من عدم تحققها استعرضنا عدّة اختبارات إحصائية (اختبار DF واختبار ADF)، هذه الاختبارات، وعلاوة على الدور السابق لها، فإنّها تستطيع أن تبين لنا الطريقة التي تساعدنا في أن نجعل السلسلة تستقر، وذلك بتحديد نوع الاتجاه DS أو TS.

كما ميّزنا بين عدّة أنواع من النماذج الخطية للسلاسل الزمنية

(AR, MA, ARMA, ARIMA, SARIMA)، ولبناء نموذج خطي لسلسلة زمنية بغرض التنبؤ على المدى

القصير سنستخدم طريقة بوكس - جَنكَنز، التي سننطرق إليها في الفصل التالي، حيث سنستعرض الخطوات التسلسلية الأساسية، التي يجب إتباعها للوصول إلى النموذج الملائم، والذي يمكن استخدامه في التنبؤ.

الفصل الثالث: طريقة بوكس-جَنكنز في تحليل السلاسل الزمنية

The method of (Box & Jenkins) in Time Series Analysis

نهتم في هذا الفصل بنمذجة السلاسل الزمنية كسياقات عشوائية، حيث تعد سلسلة مشاهدات المتحول العشوائي X_t عندما تتغير قيمة (t) سياقاً عشوائياً، وتتولد المشاهدات عبر الزمن (t) وفقاً لقوانين احتمالية معينة، أما النموذج فهو الطريقة التي تولد المشاهدات.

تعد النماذج ذات المتغير الواحد $ARMA(p,q)$ ، $ARIMA(p & q, d)$ ، أهم النماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية، وتسمى هذه الطريقة في التحليل طريقة بوكس-جَنكنز.

ومع أن دراسة نماذج السلاسل الزمنية قد بدأت منذ سنوات كثيرة، إلا أن بوكس و جَنكنز جعلوا استخدام هذه النماذج أكثر انتشاراً، ومازالت حتى الآن طريقة B & J تُصنّف مع التحليل الحديث للسلاسل الزمنية.

يهدف تحليل السلاسل الزمنية وفق هذه الطريقة إلى ما يلي:

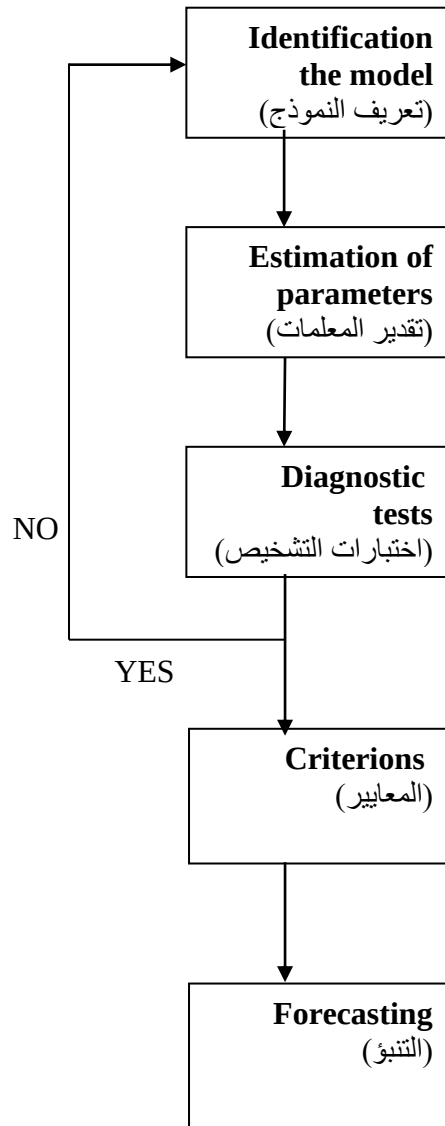
- الحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للعملية، التي تتولد منها السلسلة الزمنية.
- إنشاء نموذج لتفسير وشرح سلوك السلسلة.
- التنبؤ بسلوك السلسلة في المستقبل اعتماداً على معلومات الماضي، إذ يفترض بوكس-جَنكنز وجود قوة دافعة كافية في النظام، تؤكد أن سلوك السلسلة في الماضي هو سلوكها نفسه في المستقبل.

سنتناول في هذا الفصل المبحثين التاليين:

المبحث الأول - طريقة B & J في بناء نموذج العملية العشوائية:

يعد كتاب الباحثين Box & Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية :
(Time Series Analysis : Forecasting and control, 1976)
من أهم كتب الاقتصاد القياسي وأبرزها خلال فترة السبعينيات، حيث افترض العالمان أن نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA ملائمة لوصف سلوك السلسلة الزمنية، والتنبؤ بسلوكها، وقدمتا طريقتهما في نمذجة بيانات السلسلة الزمنية.

سنستعرض في هذا المبحث طريقة بوكس و جَنكنز في نمذجة السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد (univariate) المؤلفة من خمس مراحل، والشكل البياني التالي يوضح المخطط العام لهذه الطريقة:



الشكل (٤): مراحل طريقة B & J .
المصدر: (PIROTTE, A.; BRESSON, G., Op.Cit., P. 54) .

تشتط هذه الطريقة استقرار السلسلة الزمنية موضوع البحث، بناءً عليه، فإن أولى خطوات تحليل السلسلة الزمنية هي التحقق من شروط استقرارها، وذلك برسم المنحني البياني لها.

٣-١-١ - شروط الاستقرار *

تعد السلسلة الزمنية مستقرة إذا تحققت الشروط الآتية:

- ثبات الوسط الحسابي :

*- عزام، عبد المرضي حامد؛ هارون، أحمد حسين. السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس-جَنكنز، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية، 1992م ، ص: 35--37.

إذا لم يكن الاتجاه العام عنصراً من عناصر السلسلة الزمنية، أي إذا لم تظهر السلسلة أي اتجاه للتزايد أو التناقص مع الزمن، فإنه من الممكن افتراض ثبات قيمة الوسط الحسابي للسلسلة، لذا يمكننا تقدير الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية باستخدام بيانات السلسلة وفقاً للصيغة التالية :

$$E(X_t) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t = \mu$$

- ثبات التباين :

يُعبّر تباين السلسلة الزمنية عن درجة التشتت حول الوسط الحسابي، الذي يفترض ثباته، فهو يعطينا مقياساً لظاهرة عدم التأكد حول هذا الوسط، فإذا لم يكن التباين ثابتاً، وكان مثلاً متزايداً مع الزمن، فإنه لا يمكننا التعبير عن عدم التأكد، حول الوسط الحسابي بتباين محسوب باستخدام جميع البيانات، و إذا فعلنا ذلك، فإننا في الحقيقة نحصل تقريباً على تباين متوسط يخفّض عدم التأكد حول القيم المتنبأ بها، لذا فإننا سنشترط ثبات تباين السلسلة الزمنية.

$$Var(X_t) = E[(X_t - \mu)^2] = \sigma^2$$

وأخيراً يجب وضع شرط على طبيعة الارتباط بين بيانات السلسلة عند فترات زمنية مختلفة.

- يعتمد الارتباط الذاتي بين قيم المشاهدات عند لحظتين زمنيتين (s, t) فقط على الفترة الزمنية الفاصلة بينهما وليس على كل من t و s ، حيث $t > s$:

يقيس الارتباط الذاتي autocorrelation الارتباط بين مشاهدة في الفترة الزمنية t (X_t) ومشاهدة في الفترة الزمنية s (X_s)، ولأنه ارتباط بين مشاهدات السلسلة نفسها عند فترات زمنية مختلفة، فإنه من الملائم تسميته الارتباط الذاتي.

يقيس ρ_k عموماً الارتباط بين أزواج المشاهدات، التي تفصل بينها (k) فترة زمنية، حيث يمثل ρ_1 ارتباطاً ذاتياً بين أزواج قيم تفصل بينها فترة زمنية واحدة، ويمثل ρ_2 ارتباطاً ذاتياً بين أزواج قيم تفصل بينها فترتين زمنيتين، وهكذا.

نتراوح قيمة معامل الارتباط الذاتي- كأى معامل ارتباط - بين القيمتين $[-1, +1]$ ، فمثلاً إذا وجدنا أن قيمة ρ_1 قريبة جداً من $(+1)$ ، وهذا يدلّ على ارتباط قوي موجب، أي إذا كانت قيمة المشاهدات الحالية X_n أكبر من الوسط الحسابي للسلسلة فإننا نتوقع أن تكون قيمة المشاهدات التالية أكبر أيضاً من الوسط الحسابي، وبالمثل إذا كانت ρ_1 قريبة جداً من (-1) ، أي إنها تدلّ على ارتباط قوي سالب، فإننا نتوقع أن تكون قيمة المشاهدات التالية أقل من الوسط الحسابي إذا كانت قيمة المشاهدات الحالية أكبر من الوسط الحسابي.

إذا قسمنا السلسلة الزمنية إلى نصفين، وحسبنا معاملات الارتباط الذاتي لكل نصف من نصفي السلسلة الأول والثاني، و إذا لاحظنا مثلاً اختلافاً حقيقياً في قيمة معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة للنصف الأول عن تلك المحسوبة للنصف الثاني، يجب علينا في هذه الحالة عدم استخدام معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة للنصف الأول في التنبؤ للمستقبل، بل يجب الاعتماد على المعاملات المحسوبة للنصف الثاني، وفي هذه الحالة نجد أن استخدام ρ_1 المحسوبة باستخدام جميع مشاهدات السلسلة يعد مضللاً، حيث يمكن النظر إليه معامل ارتباط ذاتياً متوسطاً للسلسلة كلها.

لذا فإننا سنشتط ألا يعتمد أي معامل ارتباط ذاتي على جزء السلسلة الذي استخدم في حسابه، أي سنفترض استقلال معاملات الارتباط الذاتي بين X_s و X_t عن كل من s و t ، وأنها تعتمد فقط على الفجوة الزمنية بين s و t .

وأخيراً، نلاحظ أنه إذا كانت معاملات الارتباط الذاتي تعتمد فقط على الفجوة الزمنية بين نقطتين فإن $\rho_{t-s} = \rho_{s-t}$ ، وخصوصاً نجد أن $\rho_{-k} = \rho_k$ ، وهذا يعني أن معامل الارتباط الذاتي ρ_k لن يتغير، سواء كانت الفجوة الزمنية للأمام أم للخلف، ولأن معاملات الارتباط الذاتي متماثلة حول فجوة زمنية مساوية للصفر، فإننا سندرس فقط معاملات الارتباط الذاتي لقيم (k) الموجبة.

ويمكن أن نلخص هذا الشرط من شروط الاستقرار على الشكل التالي :

$$E[(X_t - \mu)(X_s - \mu)] / \sigma^2 = \rho_{t-s}$$

أي اعتماد الارتباط الذاتي على $(t-s)$ فقط.

ولأن أغلب السلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية هي سلاسل غير مستقرة (الاتجاه العام هو عنصر من عناصر هذه السلاسل)، فإننا سنستعرض الطرق الممكنة لتحويل السلسلة غير المستقرة إلى سلسلة مستقرة.

٣-١-٢- طرائق إزالة عدم استقرار السلسلة الزمنية :

تعد المتغيرات الاقتصادية والمالية سلاسل زمنية غير مستقرة، لأنها تسير عموماً في اتجاه عام، ومن ثم يصعب نمذجة تلك السلاسل الزمنية، لذلك لابد من تحويلها إلى سلاسل زمنية مستقرة. ومن بين الأساليب المستخدمة لتحويل السلسلة الزمنية غير المستقرة إلى مستقرة نذكر :

١- إزالة عدم ثبات التباين :

تعد تحويلية اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة أو تحويلية الجذر التربيعي لها من أهم التحويلات المستخدمة لجعل تباين السلسلة الزمنية ثابتاً.

٢- إزالة الاتجاه العام :

من الطرائق المستخدمة في إزالة الاتجاه العام نذكر ما يلي :

- طريقة الانحدار الخطي :

تستخدم هذه الطريقة عندما يكون الاتجاه العام للسلسلة X_t خطياً.

إذا كان لدينا النموذج التالي :

$$X_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

عندئذ يجري عزل الاتجاه العام بتقدير البواقي :

$$\varepsilon_t = X_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}t)$$

وتسمى هذه العملية إزالة الاتجاه العام detrending، حيث نتعامل مع البواقي كسلسلة زمنية مستقرة.

- طريقة الفروق :

تقتضي هذه الطريقة طرح قيم المشاهدات من بعضها باستخدام معامل الفروق بدرجات مختلفة، فمثلاً عند أخذ الفروق من الدرجة الأولى نحصل على السلسلة التالية :

$$W_t = \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

حيث Δ : هو معامل الفروق.

أما الفروق من الدرجة الثانية فهي:

$$Z_t = W_t - W_{t-1} = \Delta X_t - \Delta X_{t-1}$$

وقد يلجأ الباحث أحياناً إلى تطبيق فروق من درجة أعلى للتخلص من الاتجاه العام.

٣- إزالة التقلبات الموسمية :

نستخدم طريقة الفروق الموسمية لإزالة العنصر الموسمي من السلسلة، وذلك بطرح القيم من بعضها بحسب فترات الإبطاء المتسقة مع نوع البيانات، فمثلاً :

$$Z_t = X_t - X_{t-4} \quad \text{الفروق ربع سنوية}$$

$$Z_t = X_t - X_{t-12} \quad \text{الفروق الشهرية}$$

نفترض أنه لدينا بيانات ربع سنوية X_t ، ولتشبيت التباين أخذنا اللوغاريتم الطبيعي لها، فحصلنا على Z_t ، ولإزالة أثر الاتجاه العام حصلنا على V_t ، حيث : $V_t = Z_t - Z_{t-1}$ ، ولإزالة التقلبات الموسمية نحصل على الفروق الأولى مدة أربع فترات للسلسلة V_t ، فنحصل على $W_t = V_t - V_{t-4}$.

المبحث الثاني- مراحل بناء نموذج العملية العشوائية:

يمر بناء نموذج العملية العشوائية المستقرة وفق طريقة بوكس و جَنكنز* بخمس مراحل هي :

٣-٢-١ - مرحلة التعريف (Identification):

تعدّ مرحلة التعريف أصعب مرحلة في بناء نماذج السلاسل الزمنية ، حيث تؤدي التجربة العملية حتّى يومنا هذا عملاً كبيراً في تحديد الرتب (p, d, q) لنماذج ARIMA ، كما يمكن الحصول على عدّة بدائل للنماذج الممكنة، و يمكن للنموذج الأولي المختار أن يرفض في المرحلة قبل الأخيرة من طريقة بوكس- جَنكنز . يجري في هذه المرحلة استخدام البيانات، وأي معلومات أخرى متوافرة لمعرفة الطريقة المولدة للسلسلة، ومن ثمّ اقتراح نماذج تجريبية تصف هذه الطريقة ليجري دراستها وفحصها، ومن ثم معرفة نوع النموذج المحتمل الممثل لهذه البيانات .

يجري في هذه المرحلة تطبيق الإجراءات التالية :

الحكم على استقرار السلسلة وتحديد الرتبة (d) :

في هذه الخطوة نطبّق تحويل الفروق الأولى عدداً من المرات وفق الحاجة على السلسلة المدروسة للوصول لحالة الاستقرار .

نستطيع الحكم على استقرار السلسلة بوساطة دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية X_t ، إذ يجب أن تقترب معاملات الارتباط الذاتي من الصفر بسرعة كافية، كلما زاد مقدار الفترة الزمنية (k)، فإذا لم يتبين لنا اقتراب هذه المعاملات من الصفر بسرعة كافية، فقد يكون من الضروري استخدام فروق إضافية لتحقيق الاستقرار . أي إذا

* Box, George E.P.; Jenkins, Gwilym M.; Reinsel, Gregory C., Op.Cit.

اقتربت معاملات الارتباط الذاتي من الصفر ببطء، وإذا استمرت قيم معاملات الارتباط الذاتي المناظرة لقيم (k) الكبيرة بعيدة عن الصفر بدرجة واضحة، فإن هذا يدل على الحاجة إلى أخذ فروق إضافية لتحقيق استقرار السلسلة، وهذا يعني أن وجود قيم كبيرة لمعاملات الارتباط الذاتي المناظرة لقيم (k) الكبيرة يعدّ دليلاً على عدم استقرار السلسلة .

وعموماً إذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة نلجأ إلى استخدام تقنيّة الفروق على السلسلة، ونعيد هذه الطريقة حتى نصل إلى القيمة (d)، التي تجعل السلسلة مستقرة، أي : $w_t = (1-L)^d X_t$ ، وهذا معناه أن دالة الارتباط الذاتي ρ_k تتناقص بالتدرّج وبسرعة كافية مقترنة من الصفر كلما زاد مقدار الفترة الزمنية (k)، وفي هذه الحالة نقول إنّ السلسلة الزمنية X_t هي سلسلة متكاملة من الرتبة (d) .

تعريف عملية ARMA وتحديد كل من p & q :

يمكن بعد تحديد قيمة (d) استخدام كل من دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي للسلسلة المستقرة

$$w_t = (1-L)^d X_t \text{ لتحديد الرتب } p \text{ \& } q .$$

يُصّف الشكل البياني لكل من تابع الارتباط الذاتي وتابع الارتباط الذاتي الجزئي للعمليات [$ARMA(p, q)$, $MA(q)$, $AR(p)$] ذات الرتب المنخفضة بسهولة تمييزه، حيث نجد أن تابع الارتباط الذاتي لعملية الانحدار الذاتي من الرتبة (p) يتناقص بالتدرّج منتهاً إلى الصفر، في حين ينعدم تابع الارتباط الذاتي الجزئي بعد الرتبة (p)، وعلى العكس نجد أنّ تابع الارتباط الذاتي لعملية المتوسط المتحرك من الرتبة (q) (ينعدم بعد الرتبة (q) ، أما تابع الارتباط الذاتي الجزئي فهو تابع متناقص تدريجياً منتهاً إلى الصفر، وإذا كان كل من تابعي الارتباط يتناقصان تدريجياً فإن العملية في هذه الحالة هي عملية مختلطة، حيث يتناقص تابع الارتباط الذاتي منتهاً إلى الصفر بعد مضي فترة زمنية مقدارها ($q - p$)، ويتناقص تابع الارتباط الذاتي الجزئي منتهاً إلى الصفر بعد مضي فترة مقدارها ($p - q$) * .

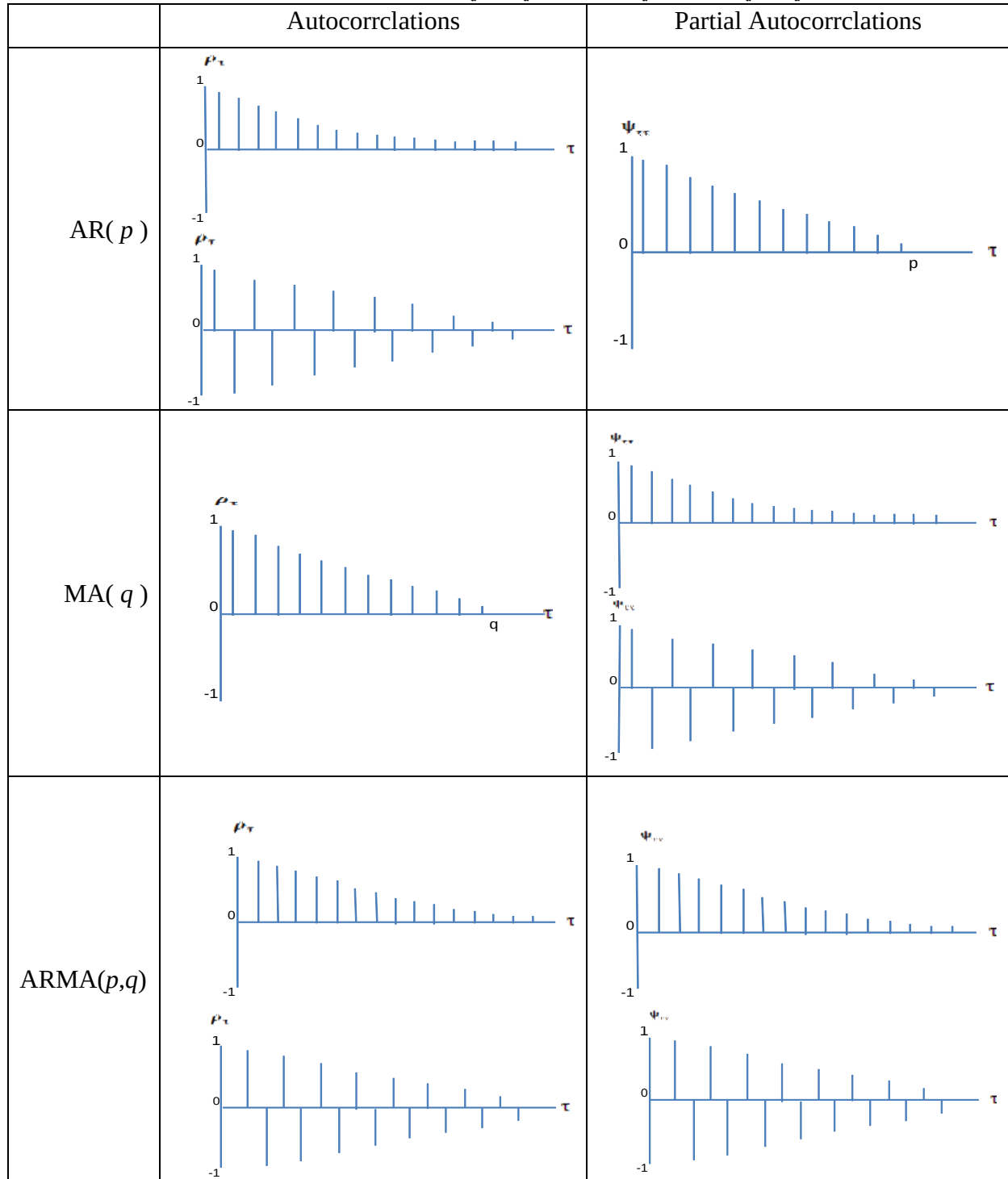
* Box, George E.P.; Jenkins, Gwilym M.; Reinsel, Gregory C., Op.Cit.,p.41.

الجدول (٢): وصف تابعي الارتباط الذاتي (ACF) والذاتي الجزئي (PACF) لنماذج ARMA :

تابع الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لنماذج ARMA		
النموذج	ACF	PACF
AR (1)	ابتداءً من ρ_1 : يتناقص أسياً منتهياً إلى الصفر من دون أن يغير إشارته إذا كانت $\phi_1 > 0$. يتناقص منتهياً إلى الصفر جيبياً مع تغير لإشارته عند كل تباطؤ إذا كانت $\phi_1 < 0$.	تتعدم الارتباطات الذاتية الجزئية بعد ϕ_{11} أي: $\phi_{kk} = 0 \quad \forall k > 1$ إذا كان $\phi_{11} = \rho_1 > 0 \Leftrightarrow \phi_1 > 0$ و إذا كان $\phi_{11} = \rho_1 > 0 \Leftrightarrow \phi_1 < 0$
AR (p)	ابتداءً من ρ_p : يتناقص وينتهي إلى الصفر أسياً أو جيبياً حسب كل من إشارة المعاملات وقيمها.	تتعدم الارتباطات الذاتية الجزئية بعد الرتبة (p) أي : $\phi_{kk} = 0 \quad \forall k > p$
MA(1)	تتعدم الارتباطات الذاتية بعد ρ_1 أي : $\rho_k = 0 \quad \forall k > 1$ إذا $\rho_1 < 0 \Leftrightarrow \theta_1 > 0$ و إذا $\rho_1 > 0 \Leftrightarrow \theta_1 < 0$	ابتداءً من $\phi_{11} = \rho_1$: يتناقص منتهياً إلى الصفر أسياً من دون أن يغير إشارته عندما $\theta_1 > 0$. يتناقص منتهياً إلى الصفر جيبياً مع تغير إشارته عندما $\theta_1 < 0$.
MA(q)	تتعدم الارتباطات الذاتية بعد الرتبة (q) أي: $\rho_k = 0 \quad \forall k > q$	ابتداءً من الرتبة (q): يتناقص منتهياً إلى الصفر أسياً أو جيبياً وذلك وفق إشارة المعاملات وقيمها.
ARMA(1,1)	بدءاً من ρ_1 : يتناقص وينتهي إلى الصفر أسياً إذا كانت $\phi_1 > 0$ و جيبياً إذا كانت $\phi_1 < 0$. تتحدد إشارة ρ_1 بـ : $(\phi_1 - \theta_1)$ معامل الانحدار الذاتي معامل المتوسط المتحرك	بدءاً من $\phi_{11} = \rho_1$: يتناقص وينتهي إلى الصفر أسياً إذا كانت $\theta_1 > 0$ ، و جيبياً إذا كانت $\theta_1 < 0$.
ARMA(p, q)	يتناقص أسياً أو جيبياً وينعدم بعد الرتبة (q - p) حيث $q > p$.	يتناقص أسياً أو جيبياً وينعدم بعد الرتبة (p (q - حيث $p > q$

المصدر : (LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 39.) .

الشكل (٥): الرسم البياني لتابعي الارتباط الذاتي (ACF) والذاتي الجزئي (PACF) لنماذج ARMA :



المصدر : (PIROTTE, A.; BRESSON, G., Op.Cit., P. 42.)

يكون تحديد قيم كل من p & q أكثر صعوبة، إذا لم يتمكن الباحث من وصف السلسلة الزمنية المدروسة بواسطة نموذج ARMA ، وعدد معاملاته قليل (نو رتب منخفضة)، ويجب عليه في هذه الحالة التدقيق في الأشكال البيانية لتابعي الارتباط الذاتي والجزئي، حيث تشير الذرا في تابع الارتباط الذاتي إلى عدد معاملات عملية المتوسط المتحرك، في حين يستخدم تابع الارتباط الذاتي الجزئي في تحديد عدد معاملات عملية الانحدار الذاتي، وإذا لم يعط الإجراء السابق نتائج جيدة فإن الحل الوحيد يكمن بتجريب الكثير من النماذج المقابلة لعدد من القيم التجريبية لكل من p & q .

٣-٢-٢ - مرحلة تقدير معلمات النموذج (Estimation of parameters of model):

بعد الانتهاء من مرحلة تعرف النموذج الموّلد للسلسلة الزمنية، وذلك بتحديد الرتب (p, d, q)، يمكننا الانتقال إلى المرحلة اللاحقة والمتمثلة في مرحلة تقدير معلمات النموذج.

• التقديرات الأولية لقيم معلمات النموذج المقترح :

أولاً- التقديرات الأولية لمعاملات عملية المتوسط المتحرك (MA) :
تقدّم العلاقة (2) - في الفصل السابق - صيغة لحساب قيم الارتباطات الذاتية وعددها (q) لعملية (MA) بدلالة معلمات النموذج (θ_i)، حيث نحصل على التقديرات الأولية للمعاملات (θ_i) بتعويض التقديرات (r_k) بدلاً من (ρ_k) ، ومن ثم حلّ جملة المعادلات غير الخطية الناتجة.
كما يجري الحصول على تقدير مبدئي لقيمة σ_ε^2 باستخدام العلاقة :

$$Var(X_t) = \sigma_\varepsilon^2 \left[1 + \sum_{i=1}^q \theta_i^2 \right]$$

حيث تعوض القيم الأولية للمعاملات (θ_i)، وتعوض قيمة $Var(X_t)$ بما يساويها :

$$Var(X_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \mu)^2$$

ثانياً- التقديرات الأولية لمعاملات عملية الانحدار الخطي (AR) :

تستخرج التقديرات الأولية لمعاملات الانحدار الذاتي بتعويض التقديرات (r_k) - المقابلة لقيم الارتباطات الذاتية النظرية ρ_k - في معاملات (Yule- Walker) المعرفة في العلاقة (•) في الفصل السابق.
ليكن لدينا نموذج AR (2) مثلاً، تكون معادلتا (Yule- walker) على الشكل التالي :

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2$$

$$\phi_1 = \rho_1 (1 - \phi_2)$$

$$\rho_2 = \rho_1^2 (1 - \phi_2) + \phi_2$$

$$\phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

لدينا من المعادلة الأولى :

نعوض في المعادلة الثانية :

ومنه:

$$\phi_1 = \rho_1 \left[1 - \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \right] = \rho_1 \left(\frac{1 - \rho_2}{1 - \rho_1^2} \right)$$

و

وبتعويض تقديري دالة الارتباط الذاتي (r_1, r_2) المقابلة لقيم ρ_1, ρ_2 ، بالعلاقات السابقة نحصل على تقدير المعلمتين ($\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2$) :

$$\hat{\phi}_1 = r_1 \left[\frac{1-r_2}{1-r_1^2} \right]$$

$$\hat{\phi}_2 = \frac{r_2 - r_1^2}{1-r_1^2}$$

وفي حالة (3) AR يتم الحل بالمصفوفات كما يلي :

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ r_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & 1 & r_1 \\ r_2 & r_1 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \hat{\phi}_2 \\ \hat{\phi}_3 \end{bmatrix}$$

$$R = A \times \hat{\Phi} \quad \text{أي وعلى نحو مختصر :}$$

$$\hat{\Phi} = A^{-1} \times R \quad \text{ومنه :}$$

ثالثاً - التقديرات المبدئية لمعاملات العملية المختلطة (ARMA) :

يعتمد إنجاز هذه الخطوة على حزم إحصائية تخصصية، حيث تقدم قيماً ليس فقط لمعاملات النموذج (ARMA) وإنما أيضاً لكل من العمليتين MA & AR.

• التقدير Estimation :

تعد نماذج MA (q) و ARMA (p, q) أعقد كثيراً من نماذج الانحدار الذاتي من حيث التقدير، لأنها غير خطية في المعلمات أولاً، و لأن متغير الأخطاء غير معلوم ثانياً. إن أي طريقة تقدير يجب أن تأخذ في الحسبان فكرة تقليل مجموع مربعات البواقي (Min RSS)، أي إننا سنختار مقدرات لشعاعي المعلمات : $\Phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)$ & $\Theta = (\theta_1, \dots, \theta_q)$ ، التي تجعل المقدار التالي في قيمته الصغرى :

$$S = \sum [\varepsilon_t | \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q]^2$$

$$\varepsilon_t = \Theta^{-1}(L) \Phi(L) X_t \quad \text{حيث :}$$

سنستعرض فيما يلي عدداً من الطرق المستخدمة في عملية التقدير :

خوارزمية Marquardt :

نعرض فيما يلي خطوات هذه الخوارزمية على نحو مختصر* :

١- تختار الخوارزمية القيم الأولية لمعاملات النموذج المدروس (ARMA (p, q) ، أي سيجري اختيار شعاع المعلمات U_0 ذي الرتبة (p+q+1) .

٢- تحسب الخوارزمية مجموع مربعات البواقي RSS_0 المرتبط بشعاع القيم الأولية U_0 .
ولأن المعادلة (P) غير خطية، فإنه لا يمكن تقديرها بواسطة التطبيق المباشر للمربعات الصغرى الاعتيادية OLS، لذلك ولضبط المعادلة السابقة في شكل خطي تعتمد هذه الخوارزمية طريقة التقدير غير الخطي لـ

* PIROTTE, A.; BRESSON, G., Op.Cit., P. 65-66.

(Gauss- Newton)، التي تستخدم منشور Taylor لسلسلة الأخطاء ε_t حول البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t$:

$$\varepsilon_t = \hat{\varepsilon}_t + [\partial \varepsilon_t / \partial \phi_i](\phi_i - \hat{\phi}_i) + [\partial \varepsilon_t / \partial \theta_j](\theta_j - \hat{\theta}_j)$$

ومنه :

$$\hat{\varepsilon}_t = -\partial \varepsilon_t / \partial \phi_i (\phi_i - \hat{\phi}_i) - \partial \varepsilon_t / \partial \theta_j (\theta_j - \hat{\theta}_j) + \varepsilon_t$$

$$[i = 1, 2, \dots, p ; j = 1, 2, \dots, q]$$

يمكن عدّ هذه الصيغة أنها انحدار خطي، حيث $\hat{\varepsilon}_t$: متغيّر تابع والمشتقات الجزئية $\partial \varepsilon_t / \partial \phi_i$ ، $\partial \varepsilon_t / \partial \theta_j$ ،

المقيمة عند كل من $\hat{\theta}_j$ ، $\hat{\phi}_i$ هي المتغيرات المستقلة، والتي تسمى مشتقات Gauss- Newton .

٣- تستخرج الخوارزمية قيماً جديدة للمعاملات بواسطة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS ، وليكن شعاع هذه المعاملات U_1 ، وهي تعطينا هذه المقدرات الجديدة لمجموع مربعات بواقي جديد RSS_1 .

٤- نقارن RSS_0 بـ RSS_1 ، وذلك لمعرفة إذا كانت الخوارزمية تقترب نحو أدنى قيمة لـ RSS ، ولتحقيق ذلك نستخدم التغير النسبي لمجموع مربعات البواقي، ونقارنه بمعيار تقاربي اختياري تختاره الخوارزمية، وليكن (α) ، وإذا

تحقق $\frac{RSS_0 - RSS_1}{RSS_1} < \alpha$ عندئذ يمكن عدّ شعاع المعاملات U_1 هو شعاع المعاملات المقدرة، الذي يعطينا

أدنى قيمة لمجموع مربعات البواقي (Min RSS).

وإن لم يتحقق ذلك نعود إلى الخطوة الثانية، حيث يعاد التحويل الخطي للعلاقة $\varepsilon_t = \Theta^{-1}(L) \Phi(L) X_t$ ، ونُشر

مرة أخرى بجوار القيم الأولية، ويعاد استخراج قيم جديدة للمعاملات بواسطة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS ،

نكرّر هذه الخطوات حتى نحصل على شعاع المعاملات الذي يعطينا (Min RSS) .

طريقة الإمكانية العظمى ** :

يعطى لوغاريتم الإمكانية العظمى لنموذج $ARMA(p, q)$ بالعلاقة التالية :

$$\text{Log } L_T = -\frac{T}{2} \text{Log } 2\pi - \frac{T}{2} \text{Log } \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2} \text{Log } [\det(Z'Z)] - \frac{S(\phi, \theta)}{2\sigma_\varepsilon^2}$$

حيث : T : عدد المشاهدات و Z : مصفوفة من الرتبة $(p + q, p + q + T)$ تعتمد على المعاملات

$$S(\phi, \theta) = \sum_{t=-\infty}^T [E(\varepsilon_t | X_t, \phi_i, \theta_j, \sigma_\varepsilon^2)]^2 \text{ و } [\theta_j (j = 1, 2, \dots, q) \& \phi_i (i = 1, 2, \dots, p)]$$

يجب أن تعطينا المقدرات $(\sigma_\varepsilon^2, \phi_i, \theta_j)$ أكبر إمكانية.

عملياً نبدأ بتقدير σ_ε^2 :

$$\frac{\partial \text{Log } L_T}{\partial \sigma_\varepsilon^2} = 0 \Leftrightarrow -\frac{T}{2} \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} + \frac{S(\phi, \theta)}{2\sigma_\varepsilon^4} = 0$$

ومنه :

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{S(\phi, \theta)}{T}$$

* LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 42-43.*

نعوض هذه القيمة في علاقة لوغاريتم الإمكانية العظمى :

$$\text{Log } L_T = -\frac{T}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \text{Log} \frac{S(\phi, \theta)}{T} - \frac{1}{2} \text{Log} [\det (Z' Z)] - \frac{T}{2}$$

إن تعظيم لوغاريتم الإمكانية لمعاملات الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة يعني تقليل قيمة الصيغة التالية للإمكانية :

$$L_T = T \text{Log} \frac{S(\phi, \theta)}{T} + \text{Log} [\det (Z' Z)]$$

إن تقليل قيمة الصيغة السابقة يسمح لنا بالحصول على تقديرات الإمكانية العظمى لنموذج ARMA المدروس .

3-2-3 - مرحلة اختبارات التشخيص (diagnostic tests) :

تعد هذه الخطوة ثالث خطوات طريقة بوكس وجنكنز بعد التعرف على النموذج الملائم وتقدير معالمته، وتعد أهم المراحل ، وذلك لأنها توضح مستقبل النموذج المبدئي، هل سيكون النموذج الملائم لتحليل السلسلة محل الاهتمام ومن ثم يمكننا استخدامه في التنبؤ، أم سيتم تطويره حيث يصبح أكثر ملاءمة لتمثيل السلسلة الزمنية. لتحقيق ذلك يجب علينا إجراء اختبارين :

- اختبار معنوية معاملات النموذج .
- اختبارات فحص بواقي النموذج المقدر .

أولاً- اختبار معنوية معاملات النموذج المقدر :

بعد تقدير معاملات النموذج أو النماذج المقترحة بإحدى طرق التقدير في المرحلة الثانية يجب التأكد من معنويتها إحصائياً، وذلك باستخدام اختبار ستودنت . يجب على الباحث في هذه المرحلة أن يعرف المعلمات غير الضرورية في النموذج المقترح - إن وجدت - ويقوم بحذفها، أو يقوم بإضافة معلمة جديدة لهذا النموذج ودراسة مدى التحسن الحاصل من إضافة هذه المعلمة إلى النموذج الأصلي، يجري ذلك وفق مايلي:

١ - توفيق النموذج الأدنى مباشرة Under Fitting :

قد يرى الباحث من تجربته الشخصية أن وجود أحد المعلمات في النموذج غير ضروري، ويرى أن هذا مؤشر جيد لتبسيط النموذج، لذا يقوم باختبار معنوية هذه المعلمة، فإذا لم تختلف معنوياً عن الصفر يمكن حذفها و من ثم تبسيط النموذج .

ليكن لدينا نموذج $ARMA(p, q)$ ، السؤال المطروح: هل بإمكاننا تخفيض عدد معاملات قسم الانحدار الذاتي $AR(p)$ بمقدار وحدة واحدة، ليصبح النموذج $ARMA(p-1, q)$ ، عندئذ تكون الفرضيات على الشكل التالي:

$$H_0 : ARMA(p-1, q) \sim \hat{\phi}_p = 0$$

$$H_1 : ARMA(p, q) \sim (\hat{\phi}_p \neq 0)$$

هذا الاختبار سهل جداً، حيث أنه يتعلق باختبار معنوية المعامل $\hat{\phi}_p$ ، ومن أجل ذلك سنقوم بحساب إحصائية

$$t_{\hat{\phi}_p} = \frac{\hat{\phi}_p}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_p}} : \hat{\phi}_p \text{ للمعامل}$$

التي نقارنها بالقيمة الجدولية المقروءة في جدول توزيع ستودنت .

القرار : إذا كان لدينا $|t_{\hat{\phi}_p}| < t_{1-\alpha/2}$ نقبل فرضية العدم H_0 .

يمكن أن نكرّر الاختبار من أجل $ARMA(p, q-1)$.

٢- توفيق النموذج الأعلى مباشرة Over Fitting :

إذا اعتقد الباحث أن هناك معلمة، لو أضيفت إلى النموذج، جعلته أكثر ملاءمة لتحليل السلسلة محل الدراسة، فإنه يقوم بدمجها في النموذج المبدئي، ثم يقوم باختبار معنويتها، فإن كانت معنوية تركها في النموذج وإلا جرى حذفها.

ثم يقوم بدراسة معنوية المعلمات الأصلية، التي قد تتأثر بالمعلمات المضافة، فإذا كانت غير معنوية يجري حذف المعلمة التي قمنا بإضافتها .

فإذا قمنا بإضافة عدد معلمات الانحدار الذاتي $AR(p)$ بوحدة واحدة مثلاً ليصبح النموذج $ARMA(p+1, q)$ عندئذ تكون الفرضيات على الشكل التالي :

$$H_0 : ARMA(p, q) \sim (\hat{\phi}_{p+1} = 0)$$

$$H_1 : ARMA(p+1, q) \sim (\hat{\phi}_{p+1} \neq 0)$$

أي إننا سنختبر معنوية المعامل $\hat{\phi}_{p+1}$ باستخدام اختبار ستودنت فإذا كان لدينا :

$$|t_{\hat{\phi}_{p+1}}| < t_{1-\alpha/2} \Leftarrow \text{نقبل فرضية العدم } H_0 .$$

يمكن أن نكرّر الاختبار من أجل $ARMA(p, q+1)$.

ثانياً- اختبارات فحص بواقي النموذج المقدر :

تهدف هذه الاختبارات إلى التحقق من أن البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t = \frac{\hat{\Phi}(L)}{\hat{\Theta}(L)} X_t$ تمثل عملية ضجة بيضاء .

لذلك ومن أجل ذلك سنطبق مجموعة من الاختبارات منها :

١- اختبارات الارتباط الذاتي :

من الفرضيات الواجب تحققها من تلك التي وضعناها سابقاً عند تقدير معلمات النموذج المقترح فرضية استقلال القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة عن القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية سابقة لها، أي $(\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j)$ ، وإذا جرى إسقاط هذا الافتراض فإن ذلك يدل على وجود ما يسمى الارتباط الذاتي.

اختبار Durbin & Watson (D.W) :

يختبر كل من Durbin & Watson العلاقة البسيطة للارتباط الذاتي المتمثلة في وجود ارتباط بين القيمة المقدرة لحد الخطأ في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة لحد الخطأ في الفترة الزمنية السابقة لها مباشرة، ويطلق على هذه العلاقة مصطلح الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى .

ينشأ الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من عدة أسباب، نذكر منها :

- إغفال بعض المتغيرات التفسيرية في النموذج المراد تقديره.

- الصياغة الرياضية الخاطئة للنموذج.

- عدم دقة بيانات السلاسل الزمنية.

تكون فرضيات هذا الاختبار على الشكل التالي :

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + V_t \quad V_t \sim N(0, \sigma_V^2) \quad (*)$$

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

من أجل اختبار فرضية العدم H_0 (عدم وجود ارتباط ذاتي) يجب حساب إحصائية D.W من الصيغة التالية :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

وهذا يساوي تقريباً : $DW \cong 2(1 - \hat{\rho})$

حيث DW تمثل القيمة المحسوبة للاختبار ، وتتراوح قيمتها بين 0 و 4.

$$DW \cong 2 \iff \rho = 0$$

وإذا كانت لدينا $\rho = +1$ (ارتباط ذاتي موجب تام) $DW = 0$

وإذا كانت لدينا $\rho = -1$ (ارتباط ذاتي سالب تام) $DW = 4$.

تعتمد القيم الجدولية للاختبار على حجم العينة T و على عدد المتغيرات التفسيرية.

إن اختبار DW سهل الاستعمال وواسع الانتشار، وهو من أكثر الاختبارات المستخدمة للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، كما يعطي نتائج جيدة في حال كانت العينات صغيرة أو كبيرة.

من الانتقادات الموجهة إلى اختبار DW أنه لا يمكن تطبيقه عندما يتضمن نموذج الانحدار المقدر متغيرات متباطئة للمتغير التابع كمتغيرات مستقلة، فالنماذج الاقتصادية عادةً تحكمها قوى معينة، تُحتم ظهور المتغيرات المتباطئة للمتغير التابع كمتغيرات مستقلة.

لهذا قام Durbin باقتراح اختبار آخر يدعى اختبار (h) ، يأخذ في الحسبان وجود المتغيرات التابعة المتباطئة. ففي حالة وجود متغير متباطئ للمتغير التابع ونتيجة لأسباب إحصائية لوحظ أن اختبار DW يتجه نحو قيمة (2) ، وإذا استندنا على إحصاء DW فسننصل إلى نتيجة خاطئة، ونقول إنه ليس هناك مشكلة ارتباط ذاتي بحكم أنه قريب من (2).

بفرض أن نموذج الانحدار المقدر هو : $X_t = \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 X_{t-1} + \hat{\phi}_2 X_{t-2} + \hat{\phi}_3 X_{t-3}$

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{T}{1 - T\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}^2}} \quad \text{حيث الاختبار المقترح هو :}$$

حيث : $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}^2$ تباين معلمة الانحدار المقدرة الخاصة بالمتغير التابع ذي فترة الإبطاء الواحدة (X_{t-1}) ، $\hat{\rho}$ هو مقدر

ρ في العلاقة (*) بوساطة OLS.

تجدر الإشارة هنا إلى أن قيمة (h) تخضع للتوزيع الطبيعي $h \sim N(0,1)$ ، ومن ثم يجب مقارنة قيمة

(h) بالقيمة الجدولية (الدرجة) Z في جدول التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية معين (α) .

ويلاحظ أن هذا الاختبار لا يمكن حسابه إلا إذا كان لدينا : $T\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_1}^2 < 1$.
يعالج الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى بأخذ الفروق الأولى للمتغيرات، وإذا استدعت الحاجة تأخذ الفروق من الدرجة الثانية، وهكذا حتى يشير الاختبار إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي .
إن من عيوب اختبار DW أنه يأخذ في الحسبان الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط، ولا يصلح لاختبار الارتباط الذاتي من درجات أعلى.

اختبار Bartlett :

سنختبر فرضية استقلال البواقي المقدرة $\hat{\varepsilon}_t$ بعدّ قيم حدود الخطأ ε_t مجهولة.
يعطى معامل الارتباط الذاتي المقدّر للبواقي:

$$\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t) = \frac{\sum_{t=1}^{T-\tau} (\hat{\varepsilon}_t - \bar{\varepsilon})(\hat{\varepsilon}_{t+\tau} - \bar{\varepsilon})}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t - \bar{\varepsilon})^2}$$

نستخدم اختبار Bartlett للانحرافات المعيارية المقدرة للارتباط الذاتي، والذي يعطي بالعلاقة :

$$\hat{\sigma}[\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t)] = \frac{1}{\sqrt{T}} \left(1 + 2 \sum_{j=1}^{\tau-1} \hat{\rho}_j^2(\hat{\varepsilon}_t) \right)^{1/2}$$

نختبر من أجل كل معامل ارتباط ذاتي الفرضية التالية :

$$H_0 : \rho_\tau(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall T$$

بمساعدة إحصائية مشابهة لإحصائية ستودنت :

$$t_{\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t)} = \frac{\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t) - \rho_\tau(\varepsilon_t)}{\hat{\sigma}[\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t)]}$$

عملياً ولتحقيق H_0 يجب أن يكون لدينا :

$$t_{\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t)} < 1.25 \quad \text{لمعاملات الارتباط الثلاثة الأولى :}$$

$$t_{\hat{\rho}_\tau(\hat{\varepsilon}_t)} < 1.60 \quad \text{وللمعاملات الأخرى التالية :}$$

يؤخذ على اختبار Bartlett أنه يعطي قيمةً مبالغاً بها للانحرافات المعيارية المقدرة للارتباطات الذاتية، وخاصة للقيم الثلاث الأولى، لذلك كانت القيمة الحرجة للقيم الثلاث الأولى هي 1.25.
يختبر Bartlett معنوية معاملات الارتباط الذاتي لكل قيمة على حدة، ولاختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي كلها نستخدم الاختبارات التالية:

اختبار Box- Pierce :

$$BP(k) = T \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2(\hat{\varepsilon}_t) \quad \text{تعطى إحصائية Box- Pierce بالعلاقة :}$$

$$\hat{\rho}_k(\hat{\varepsilon}_t) \quad \text{معامل الارتباط من الرتبة } (k) \text{ للبواقي المقدرة.}$$

K : العدد الأقصى لفترات الإبطاء.

تكون فرضية العدم على الشكل التالي : $\hat{\rho}_1(\hat{\varepsilon}_t) = \hat{\rho}_2(\hat{\varepsilon}_t) = \dots = \hat{\rho}_K(\hat{\varepsilon}_t) = 0$: إن إحصائية BP (k) تتبع توزيع قانون χ^2 بدرجة حرية $(K - p - q)$. وفي حال كان تباين البواقي غير ثابت ويتغير مع الزمن (عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي) نستخدم اختبار (Modified Box- Pierce) والذي يرمز له بـ (BP_M) ، ويعطى بالعلاقة :

$$BP_M(K) = [\hat{V}(K)]^{-1} \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2(\hat{\varepsilon}_t)$$

حيث : $\hat{V}(k)$ تقدير تباين الحد $\sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2(\hat{\varepsilon}_t)$:

$$\hat{V}(K) = \sum_{j=1}^K \hat{\delta}(j)$$

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{k=j+1}^T (\varepsilon_k)^2 (\varepsilon_{k-j})^2}{\left[\sum_{k=1}^T (\varepsilon_k)^2 \right]^2} \sim \chi_{K-p-q}^2$$

اختبار Ljung- Box :

يعدّ هذا الاختبار أفضل من الاختبار السابق، فهو يعطي نتائج أفضل، خاصة عندما تكون العينة صغيرة الحجم.

تعطى إحصائية Ljung- Box بالعلاقة :

$$LB(K) = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2(\hat{\varepsilon}_t)}{T-k} \sim \chi_{K-p-q}^2$$

اختبار Breusch- Godfrey :

يسمى هذا الاختبار أيضاً، باختبار مضاعف لاغرانج (LM) The Lagrange Multiplier . وهو من أفضل اختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء، حتى ولو كان من درجات عالية، كما يصلح في حال وجود متغيرات متباطئة (lagged variables) للمتغير التابع في نموذج الانحدار المقدّر، لإجراء هذا الاختبار نعمل الخطوات التالية:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 X_t + \varepsilon_t \quad \text{ليكن لدينا مثلاً نموذج الانحدار التالي :}$$

أولاً - نستخرج البواقي المقدّرة من نموذج الانحدار السابق :

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$$

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_1 y_{t-1} - \gamma_2 X_t$$

ثانياً - نستخدم هذه المقدّرات كمتغير تابع للمتغيرات المفسّرة في النموذج المساعد التالي :

$$\hat{\varepsilon}_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 y_{t-1} + \left(\sum_{s=1}^p \alpha_s \hat{\varepsilon}_{t-s} \right) + u_t$$

ثالثاً - نقدّر النموذج السابق بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ، ونختبر فرضية العدم التالية:

$$\alpha_s = 0 : \quad s = 1, 2, \dots, p$$

نستخدم لاختبار فرضية العدم إحصائية مضاعف لاغرانج :

$$LM = TR^2 \sim \chi_p^2$$

حيث : T : عدد مشاهدات العينة، و R^2 : معامل التحديد غير المصحح.

يتبع إحصاء (LM) توزيع كاي مربع χ^2 بدرجة حرية تساوي عدد القيود في فرضية العدم، التي تساوي (p) .

ليس هناك عادة أساس نظري يحدّد فترات الإبطاء (p) ، حيث يقوم البرنامج الإحصائي Eviews بتجريب عددٍ من القيم (p) ، وعندما يشير اختبار (LM) إلى عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي يمكن إيقاف إدخال فترات إبطاء إضافية لحدّ الخطأ (ε_t) .

٢- اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي :

تُستخدم هذه الاختبارات لمعرفة إذا كانت البواقي Residuals خاضعة للتوزيع الطبيعي، نذكر منها:

- اختبار التناظر واختبار التفرطح :

إذا كان العزم المركزي من الرتبة (k) يُعطى بالعلاقة التالية :

$$\mu_k = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^k$$

فإن معامل التناظر أو التماثل (Skewness) يُعطى بالعلاقة :

$$\beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

ويعطى معامل التفرطح (Kurtosis) بالعلاقة :

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

إذا كان التوزيع طبيعياً وعدد المشاهدات كبيراً $(n > 30)$ فإن :

$$\beta_1^{1/2} \sim N \left(0, \sqrt{\frac{6}{T}} \right)$$

$$\beta_2 \sim N \left(3, \sqrt{\frac{24}{T}} \right)$$

وتكون الإحصاءات التي نقارنها بالقيمة المعيارية (1,96) عند مستوى معنوية $(\alpha = 5\%)$ هي :

$$V_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{T}}} \quad , \quad V_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{T}}}$$

تكون الأخطاء خاضعة للتوزيع الطبيعي عندما : $|V_1| < 1,96$ ، $|V_2| < 1,96$

- اختبار (Jarque- Bera) :

هو اختبار يجمع نتائج الاختبارين السابقين، فإذا كان كل من $(B_2, B_1^{1/2})$ يتبع التوزيع الطبيعي، فإن قيمة

إحصائية (J . B) Jarque- Bera تتبع توزيع كاي مربع بدرجة حرية :

$$J.B = \frac{T}{6} \beta_1 + \frac{T}{24} (\beta_2 - 3)^2 \sim \chi_2^2$$

نختبر فرضية العدم التالية :

H_0 : إن توزيع ε_t هو توزيع طبيعي .

القرار :

إذا كان لدينا $J.B \geq \chi_2^2$ نرفض فرضية العدم عند مستوى معنوية (α) .

٣- اختبارات ثبات التباين :

تستخدم هذه الاختبارات لمعرفة إذا كان تباين حد الخطأ العشوائي ثابتاً عبر الزمن.

سنستعرض أكثر تلك الاختبارات استخداماً والأكثر ملاءمة لنموذج ARMA :

اختبار (Goldfeld & Quandt , 1965) :

يستخدم هذا الاختبار في الحالتين التاليتين :

- عندما يكون أحد المتغيرات (X_j) هو السبب في عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المدروس،

حيث إن المتغير (X_j) يمثل أحد المتغيرات المتباطئة للمتغير التابع.

- عندما يكون هناك علاقة بين قيم المتغير (X_j) و الانحراف المعياري لحد الخطأ.

خطوات الاختبار :

- يقترح كل من Goldfeld & Quandt ترتيب البيانات الخاصة بالمتغير التابع وبالمتغيرات المتباطئة للمتغير

التابع تصاعدياً، وذلك تبعاً للقيم المتزايدة للمتغير (X_j) .

- نحذف $m = \frac{T}{3}$ مشاهدة من الوسط.

- نجري تقدير انحدارين منفصلين بوساطة (OLS) :

الأول- للعينة التي تشمل القيم الصغيرة للمتغير (X_j) ، التي يبلغ عددها $n_1 = \frac{T-m}{2}$.

والثاني- للعينة التي تشمل القيم الكبيرة للمتغير (X_j) ، التي يبلغ عددها $n_2 = \frac{T-m}{2}$.

نحسب مجموع مربعات البواقي للانحدارين ، ثم نأخذ نسبة مجموع مربعات البواقي في الانحدار الثاني إلى مجموع

مربعات البواقي في الانحدار الأول، وذلك للحصول على القيمة المحسوبة للإحصائية F ، والتي تتبع توزيع فيشر

: Fisher

$$F = \frac{RSS_2}{RSS_1} \sim F_{n_1-k, n_2-k}$$

حيث k : عدد المعلمات المقدرة.

اختبار (White , 1980) :

يرتكز هذا الاختبار على وجود علاقة بين مربع بواقي نموذج (ARMA) و المتغيرات المستقلة

(المتغيرات المتباطئة للمتغير التابع) ومربعاتها :

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 X_{t-1} + b_1 X_{t-1}^2 + a_2 X_{t-2} + b_2 X_{t-2}^2 + \dots + a_p X_{t-p} + b_p X_{t-p}^2 + V_t$$

حيث V_t : حدّ الخطأ العشوائي لنموذج الانحدار السابق، نختبر فرضية العدم التالية :

H_0 : ثبات تباين حدّ الخطأ العشوائي (Homoscedasticity)

إذا كان لدينا إحدى المعلمات على الأقل في النموذج السابق تختلف معنوياً عن الصفر، عندئذ نرفض فرضية العدم (ثبات التباين).

لإجراء اختبار (White) نستخدم إحصائية مضاعف لاغرانج TR^2 . حيث: T : عدد المشاهدات، R^2 : معامل التحديد غير المصحح.

هذه الإحصائية تتبع توزيع كاي مربع بدرجة حرية $(2p)$: $TR^2 \sim \chi_{2p}^2$

القرار : إذا كان $TR^2 > \chi_{2p}^2$ نرفض فرضية العدم.

اختبار (ARCH, 1982) :

يعدّ هذا الاختبار أكثر الاختبارات شيوعاً واستخداماً، خاصة في مجال تحليل السلاسل الزمنية.

لإجراء اختبار ARCH نعتمد الخطوات التالية:

- استخراج قيم البواقي المقدّرة $(\hat{\varepsilon}_t)$ من نموذج (ARMA).

- حساب مربع البواقي المقدّرة $(\hat{\varepsilon}_t)$.

- نقدّر معادلة الانحدار التالية: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ ، حيث نحدّد قيمة (q) باعتماد دالة الارتباطات الذاتية

الجزئية ل $(\hat{\varepsilon}_t)$ ، أي هي عدد معاملات الارتباط التي تختلف معنوياً عن الصفر.

- نحسب القيمة الإحصائية لمضاعف لاغرانج (LM) TR^2 ، حيث T : عدد المشاهدات، و R^2 : معامل تحديد معادلة الانحدار السابقة.

- نختبر فرضية العدم التالية: (عدد ثابت α : $\alpha = \sigma_t^2$ H_0).

نقبل فرضية العدم إذا كان لدينا: $(\chi_q^2 \sim TR^2 < \chi_q^2)$.

٣-٢-٤ - مرحلة المعايير (Criteria) :

قد يحدث في بعض الحالات أن تتجاوز عدّة نماذج بنجاح اختبارات التشخيص السابقة، و للمفاضلة بينها سيجري توليد سلسلة بيانات جديدة مماثلة للسلسلة الأصلية بواسطة كل نموذج من النماذج الخاضعة للمفاضلة، وتحسب المعايير لكلّ منها، هذا سيمكّننا من تحديد النموذج الأفضل، الذي سيجري استخدامه في عملية التنبؤ في المرحلة الأخيرة.

تقسم هذه المعايير إلى نوعين * :

أولاً- معايير دقة التنبؤ :

* Terraza, M.; Bourbonnais, R., Op.Cit., P.252-253-254.

يعدّ قياس دقة التنبؤ من أهم مراحل تقييم النموذج للأغراض المستقبلية، تعتمد هذه المعايير حساب خطأ التنبؤ، الذي يجب أن يكون أصغر ما يمكن، أي نختار النموذج الذي يعطي أدنى قيم لهذه المعايير، ومن المعايير المستخدمة في هذا المجال نذكر :

- القيمة المطلقة لمتوسط الخطأ (MAE) (Mean Absolute Error) :

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |X_t - X_t^p|$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{\varepsilon}_t|$$

حيث : X_t] تعبر عن قيم السلسلة الأصلية المدروسة، و X_t^p تمثل قيم السلسلة المتولدة بواسطة النموذج المقترح، و T : الفترة الزمنية التي تشملها السلسلة المتولدة].

كما يمكن أن يؤخذ هذا المقياس نسبياً (Mean Absolute Percent Error) ، ويعطى بالعلاقة:

$$MAPE = 100 \times \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{\hat{\varepsilon}_t}{X_t} \right|$$

- جذر متوسط مربع خطأ التنبؤ (RMSE) (Root Mean Squared Error) :
ويعطى بالعلاقة :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}$$

- معيار اقتفاء الأثر :

يتمثل هذا المعيار في قياس دقة التنبؤ في مدى قدرة السلسلة المتنبأ بها في اقتفاء أثر السلسلة الأصلية، والقدرة على تتبع نقاط انعطافها برشاقة، ولتوضيح هذه العملية نستعين دائماً بالرسوم البيانية للسلسلتين الأصلية، وتلك المتنبأ بها (المتولدة من النموذج المقدر).

- معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE (Final Prediction Error) :

اقترح العالم Akaike معياراً يقيس دقة التنبؤ لنموذج ($AR(p)$) ، الذي يعطى بالعلاقة :

$$FPE(p) = \frac{T}{T-2p} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$$

ثانياً- معايير المعلومات:

نختار نموذج ($ARMA(p, q)$) ، الذي يحقق أدنى قيمة لمعايير المعلومات (Criteria of informations) التالية :

- معيار المعلومات AIC ↓ (Akaike , 1969) (Akaike Informations Criterion) :

يعد هذا المعيار الأكثر استخداماً، ويعطى بالعلاقة التالية:

$$AIC = \log \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + \frac{2(p+q)}{T}$$

حيث ($p+q$) : عدد معاملات نموذج ($ARMA(p, q)$) المقدرة.

- معيار المعلومات SIC ↓ (Schwarz, 1978) (Schwarz Information Criterion) :

يعطى معيار SIC بالعلاقة التالية :

$$SIC = \text{Log} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + (p + q) \frac{\text{Log} T}{T}$$

• معيار المعلومات HQ (Hannan- Quinn , 1979) :

يعطى معيار HQ بالعلاقة :

$$HQ = \text{Log} \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + \alpha (p + q) \text{Log} \left[\frac{\text{Log} T}{T} \right]$$

حيث $\alpha > 2$ ، $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$: تباين البواقي المقدّر بطريقة الإمكانية العظمى.

٣-٢-٥ - مرحلة التنبؤ Forecasting :

إن الهدف من التنبؤ هو استخدام النموذج المقدّر من أجل تقدير القيم المستقبلية للسلسلة الزمنية، وذلك تبعاً لأصغر خطأ تنبؤ ممكن .

أولاً- حساب القيم التنبؤية :

يجري التنبؤ بعد تقدير نموذج $ARMA(p, q)$ والذي يكون قد تجاوز مختلف مراحل الاختبارات السابقة .
نستخدم نموذج $ARMA(p, q)$ ، المقدّر لحساب التنبؤ لـ (k) فترة من الزمن، حيث نحسب أولاً التنبؤ لفترة واحدة في المستقبل، ثم نستخدم هذا الأخير لحساب التنبؤ لفترتين في المستقبل، ونواصل الطريقة نفسها، حتى نصل إلى التنبؤ للفترة (k) في المستقبل، ولتحقيق ذلك نقوم بتعويض القيم المستقبلية للمتغير الخاص بالظاهرة المدروسة بتنبؤاتها، بينما يجري تعويض الأخطاء المستقبلية بالأصفار، وتلك الماضية (داخل عينة الدراسة) بالبواقي المقدّرة.

اقترح كل من J & B لحساب التنبؤ في التاريخ $T + k$ أخذ القيمة المتوقعة الشرطية لـ X_{T+k} ، والتي تمثل أفضل قيمة تنبؤية للسلسلة الزمنية*:

$$\hat{X}_{T+k} = E[X_{T+k} | I_T]$$

$$I_T = (X_1, X_2, \dots, X_T, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T) , t = 1, 2, 3, \dots, T.$$

I_T : تمثل مجموعة المعلومات الماضية المتوافرة في التاريخ T ، k : مجال التنبؤ.

نأخذ نموذج $ARMA(1, 1)$ مثلاً:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$\left. \begin{array}{l} \text{مع} \\ \text{شرط الاستقرار : } |\phi_1| < 1 \\ \text{شرط قابلية الانعكاس : } |\theta_1| < 1 \end{array} \right\}$$

حساب التنبؤات على فترات مختلفة:

$$X_{T+1} = \phi_1 X_T + \varepsilon_{T+1} - \theta_1 \varepsilon_T$$

$$\hat{X}_{T+1} = E[X_{T+1} | I_T] = \phi_1 X_T - \theta_1 \varepsilon_T$$

* Terraza, M.; Bourbonnais, R., Op.Cit., P.256-259.

$$X_{T+2} = \phi_1 X_{T+1} + \varepsilon_{T+2} - \theta_1 \varepsilon_{T+1}$$

$$\hat{X}_{T+2} = E[X_{T+2} | I_T] = \phi_1 \hat{X}_{T+1}$$

نستنتج مما سبق أن العلاقة التي تعطينا سلسلة التنبؤات المتتالية هي :

$$\hat{X}_{T+k} = \phi_1 \hat{X}_{T+k-1} \quad \forall k > 1$$

مع زيادة عدد فترات التنبؤ (k) نلاحظ أن القيمة التنبؤية تقترب من المتوسط المقدر للسلسلة الزمنية ($\hat{\mu}$) ، وتعتمد سرعة اقتراب القيمة التنبؤية من المتوسط على توصيف النموذج المقترح، الذي اجتاز كل المراحل السابقة.

- حساب التنبؤ لنموذج $MA(q)$:

نلاحظ في نموذج $MA(q)$ أن القيمة التنبؤية تقترب سريعاً من المتوسط المقدر للسلسلة ($\hat{\mu}$) ، لأننا نفقد سريعاً المعلومات عن الأخطاء العشوائية الماضية مع زيادة مجال التنبؤ.

مثلاً من أجل $MA(1)$:

$$X_t = \mu - \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{يكتب هذا النموذج على الشكل التالي :}$$

$$\hat{X}_t = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{t-1} \quad \text{وبعد التقدير وتعويض الأخطاء الماضية بالبواقي يصبح النموذج :}$$

$$\hat{X}_{T+1} = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_T \quad \text{يعطي التنبؤ لفترة واحدة بالعلاقة :}$$

$$\hat{X}_{T+2} = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{T+1} = \hat{\mu} \quad \text{ولفترتين بعد تعويض البواقي المستقبلية بالصفر :}$$

أي يكون التنبؤ ثابتاً بعد الدرجة الأولى و مساوياً لـ ($\hat{\mu}$).

ومن أجل $MA(2)$:

$$X_t = \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t \quad \text{الذي يكتب على الشكل التالي :}$$

$$\hat{X}_t = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{t-1} - \hat{\theta}_2 \varepsilon_{t-2} \quad \text{وبعد التقدير يصبح النموذج :}$$

$$\hat{X}_{T+1} = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_T - \hat{\theta}_2 \varepsilon_{T-1} \quad \text{يكون التنبؤ لفترة واحدة هو :}$$

$$\hat{X}_{T+2} = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{T+1} - \hat{\theta}_2 \varepsilon_T = \hat{\mu} - \hat{\theta}_2 \varepsilon_T \quad \text{ولفترتين بتعويض البواقي المستقبلية بالصفر :}$$

$$\hat{X}_{T+3} = \hat{\mu} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{T+2} - \hat{\theta}_2 \varepsilon_{T+1} = \hat{\mu} \quad \text{ولثلاث فترات :}$$

ومنه يكون التنبؤ ثابتاً بعد الدرجة الثانية و مساوياً لـ ($\hat{\mu}$) (المتوسط المقدر للسلسلة).

وعموماً، إذا كان لدينا نموذج $MA(q)$ فإنه : $\forall k > q : \hat{X}_{T+k} = \mu$.

- حساب التنبؤ لنموذج $AR(p)$:

يكتب هذا النموذج كما رأينا سابقاً على الشكل التالي :

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

مثلاً لنحسب التنبؤ بوساطة نموذج $AR(1)$:

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad AR(1)$$

يكون النموذج المقدر :

$$\hat{X}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_{t-1}$$

حيث : $(t = 1, 2, \dots, T)$ ، $(\delta : \text{ثابت})$.

$$\hat{X}_{T+1} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_T \quad : \text{يعطى التنبؤ لفترة واحدة } (T+1) \text{ بالعلاقة}$$

$$\hat{X}_{T+2} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_{T+1} \quad : \text{ولفترتين } (T+2)$$

$$\hat{X}_{T+k} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_{T+k-1} \quad : \text{يكون التنبؤ لـ } (k) \text{ فترة على الشكل التالي}$$

أي يكون التنبؤ بعد الفترة (p) على علاقة بتنبؤ الفترة السابقة فقط، لذا ومن الأفضل الاستعانة بهذه النماذج لأغراض التنبؤ القصير الأجل فقط .

وعموماً إذا كان لدينا النموذج $AR(p)$:

$$\hat{X}_t = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_{t-1} + \hat{\phi}_2 X_{t-2} + \dots + \hat{\phi}_p X_{t-p}$$

يكون التنبؤ عندئذ لـ k فترة من الزمن على الشكل التالي:

$$\hat{X}_{T+k} = \hat{\delta} + \hat{\phi}_1 X_{T+k-1} + \hat{\phi}_2 X_{T+k-2} + \dots + \hat{\phi}_p X_{T+k-p}$$

ثانياً- حساب خطأ التنبؤ :

وجدنا سابقاً أنه يمكننا كتابة نموذج $ARMA(p, q)$ على شكل نموذج $MA(\infty)$:

$$\Phi(L)X_t = \Theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)}\varepsilon_t = \Psi(L)\varepsilon_t$$

$$\Psi(L) = \frac{1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q}{1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p}$$

$$= \psi_0 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots, \quad \psi_0 = 1$$

تكون عندئذ التنبؤات بعد الفترة T (آخر فترة في السلسلة عينة الدراسة) على الشكل التالي:

$$X_{T+1} = \varepsilon_{T+1} + \psi_1 \varepsilon_T + \psi_2 \varepsilon_{T-1} + \dots$$

$$\hat{X}_{T+1} = E[X_{T+1} | I_T] = \psi_1 \varepsilon_T + \psi_2 \varepsilon_{T-1} + \dots$$

$$X_{T+2} = \varepsilon_{T+2} + \psi_1 \varepsilon_{T+1} + \psi_2 \varepsilon_T + \psi_3 \varepsilon_{T-1} + \dots$$

$$\hat{X}_{T+2} = E[X_{T+2} | I_T] = \psi_2 \varepsilon_T + \psi_3 \varepsilon_{T-1} + \dots$$

$$\hat{X}_{T+k} = \sum_{i \geq 0} \psi_{k+i} \varepsilon_{t-i} \quad : \text{وعلى نحو عام}$$

$$\text{حيث : } \sum_{i \geq 0} \psi_{k+i} < \infty$$

نستطيع عندئذ حساب خطأ التنبؤ بسهولة على الشكل التالي :

$$\hat{\ell}_{T+1} = X_{T+1} - \hat{X}_{T+1} = \varepsilon_{T+1}$$

$$\hat{\ell}_{T+2} = X_{T+2} - \hat{X}_{T+2} = \varepsilon_{T+2} + \psi_1 \varepsilon_{T+1}$$

وعلى نحو عام :

$$\hat{\ell}_{T+k} = X_{T+k} - \hat{X}_{T+k}$$

$$= \sum_{i=0}^{k-1} \psi_i \varepsilon_{T+k-i} \quad , \quad \psi_0 = 1$$

ثالثاً- حساب مجال التنبؤ :

لحساب مجال التنبؤ، وبافتراض أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ يجب علينا أولاً حساب تباين خطأ التنبؤ:

$$\begin{aligned} V(\hat{\ell}_{T+k}) &= E \left[\sum_{i=1}^{k-1} \psi_i \varepsilon_{T+k-i} \right]^2 \\ &= \left[\sum_{i=1}^{k-1} \psi_i E(\varepsilon_{T+k-i}) \right]^2 \\ &= \sigma_\varepsilon^2 \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i^2 \end{aligned}$$

فيكون مجال التنبؤ على الشكل التالي :

$$\hat{X}_{T+k} \pm Z_{\alpha/2} \times \sigma_\varepsilon \left(\sum_{i=0}^{k-1} \psi_i^2 \right)^{1/2}$$

σ_ε : الانحراف المعياري لعملية الضجّة البيضاء.

$t_{\alpha/2}$: القيمة الجدولية لقانون التوزيع الطبيعي المعياري.

عندما $\alpha = 5\% \Leftrightarrow Z_{\alpha/2} = 1,96$.

تناولنا في هذا الفصل طريقة بوكس و جينكنز في نمذجة السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد، المؤلفة من خمس مراحل هي (مرحلة التعريف، و مرحلة تقدير معاملات النموذج، و مرحلة اختبارات التشخيص، و مرحلة المعايير، و مرحلة التنبؤ). حيث بين بوكس و جينكنز أن النماذج الديناميكية الخطية المقدرة لا تعطينا شكل النموذج فقط، وإنما توفر أيضاً تقديرات جيدة لمعاملات النموذج، الذي يجري اختباره بواسطة تحليلات خاصة نابغة من البيانات، ما يمكننا بعد ذلك من استخدامه لأغراض التنبؤ القصير الأجل.

على الرغم من الدور الذي أدته نماذج B&J في تطوير مراحل تحليل السلاسل الزمنية، إلا أنها وبحكم اعتمادها فرضية تجانس تباينات الأخطاء، فهي لا تستطيع أن تفسر الصفة الحركية للظاهرة الاقتصادية المدروسة، لذلك أقترحت نماذج ARCH، التي سنتطرق إليها في الفصل التالي، لتغطي هذه الصفة، ومن ثم لتحسن القيم التنبؤية الناتجة من النماذج الخطية.

الفصل الرابع: نماذج ARCH
ARCH models

إنّ صفة عدم التأكد في تحديد سلوك مختلف المتغيرات الاقتصادية الحديثة، خاصّة في المسائل الماليّة، جعلت النظريات الاقتصاديّة القياسيّة تعطيه قدرّاً من الأهمية، بدءاً باستخدام المتوسط الشرطي بدلاً من المتوسط غير الشرطي في نماذج ARMA ، هذه الصفة الإضافية من شأنها أن تساهم في تحسين التنبؤات الناتجة عن هذه النماذج المختلطة.

بعد ذلك تطوّرت هذه الفكرة، لتشمل العزوم من الدرجة الثانية، حيث أشار Engle في عام 1982م إلى أهميّة استعمال مفهوم التباين الشرطي بدلاً من التباين غير الشرطي في تحسين القيم التنبؤية، لأنّه بينما يبقى هذا الأخير ثابتاً بتغيّر الزمن، فإنّ التباين الشرطي يمكن أن يترجم العلاقة بين المشاهدة الحالية والملاحظات السابقة. وقد مهّد كل ذلك لصياغة نماذج ARCH* ، وهي نماذج انحدار ذاتي مشروطة بعدم تجانس تباينات الأخطاء، حيث أراد Engle سدّ النقص الذي كانت تعانيه نماذج ARMA السابقة، خاصّة في مجال السلاسل الزمنيّة الماليّة، التي تتميّز بسرعة التقلّبات Volatility المرتبطة بالزمن، فمن خلال دراسة لمعدّلات التضخّم في المملكة المتّحدة في عام 1982م اقترح Engle استخدام المتغيّر العشوائيّ ε_t لتفسير عدم التجانس الشرطي، وجاء بعده في هذا الإطار أعمال أخرى مقدّمة من طرف: (Weiss(1986 ، Bollerslev(1986 ، Nelson(1994 ، ...

وستتناول في هذا الفصل المبحثين التاليين:

المبحث الأوّل- أنواع نماذج ARCH و مبررات استخدامها :

سنتناول في هذا المبحث النقاط التالية:

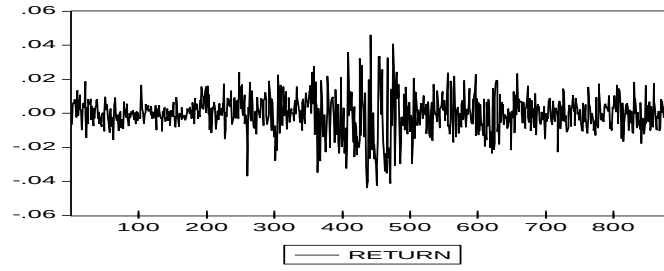
٤-١-١- مبررات استخدام نماذج ARCH في تمثيل السلاسل الزمنية الماليّة :

ترتكز معظم النماذج التقليديّة التي تطرّقنا إليها في الفصل السابق على فكرة أساسيّة تتمثّل في أنّ متوسط الأخطاء معدوم، وأنّ تباينها ثابت مع تغيّر الزمن، وأنّها مستقلة عن بعضها. وبإسقاط فرضيّة ثبات التباين يصبح تقدير مصفوفة التباين والتباين المشترك صعباً، لأنّ الأخطاء ستكون غير متجانسة، ما يقلّل نجاعة النماذج المقدّرة. وفي هذا الإطار كان هناك الكثير من الأعمال المقدّمة لحلّ مشكلة عدم تجانس التباين، تركّز في معظمها على إيجاد تباين يتطوّر مع الزمن. ففي عام 1982م قدّم العالم Engle نموذج التباين الشرطي بطريقة داخليّة، حيث قام بإدراج الملاحظات السابقة للسياق في شكل انحدار ذاتي لمربّعات الأخطاء، و بيّن أنّه مع ارتباط التباين الشرطي بالزمن يصبح السياق ARCH أكثر صلاحية للاستعمال من أجل تمثيل السلاسل الماليّة، أو تمثيل بواقي النماذج الخطيّة للسلاسل الماليّة.

* Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

تستخدم نماذج ARCH على نحو عام في نمذجة البيانات المالية، لأنّ الاتجاه الحديث لدى المستثمرين لا ينصب فقط على التنبؤ بالعوائد المتوقعة من الأسهم والسندات في أسواق المال، وإنما يهتمون أيضاً بعنصر المخاطرة أو عدم التأكد.

وفترات المخاطرة في العرف المالي تعني فترات التقلبات الحادة، ومعروف في التحليل المالي أنّ فترات المخاطرة (حدة التقلبات) تتركز في فترات معينة (فترات الهيجان)، ويعقبها فترات أقلّ تقلباً، وأيضاً تتركز في فترات معينة (فترات الركود أو السبات)، ومثالاً لذلك سنأخذ الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد المؤشر العام لسوق عمان المالي :



الشكل (٦) : السلسلة الزمنية لعوائد المؤشر العام لسوق عمان المالي.

المصدر: ♦ .

وللتوضيح نفترض أنّ مستثمراً يخطط لشراء سهم معين في فترة زمنية (t) ، ويريد أن يبيع السهم عند فترة زمنية $(t+1)$ ، لا يكفي لهذا المستثمر التنبؤ بمعدل عائد السهم، بل يجب أن يهتم بتباين عائد السهم خلال الفترة، ومن ثم يهتم المستثمر بدراسة سلوك التباين المشروط لسلسلة عوائد الأسهم (التباين الذي يعتمد على سلوكه التاريخي)، وذلك من أجل تقدير مستوى الخطورة أو المجازفة، أو عدم التأكد لهذا السهم في فترة زمنية معينة. لهذا كانت نماذج ARCH مصممة للتنبؤ بتباين المتغير التابع، فهي وسيلة للتنبؤ بالمخاطرة الفجائية (مع زيادة حدة التقلبات تبدأ الخطورة).

٤-١-٢ - طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة:

العائد Return: يعرف العائد بأنه المبلغ الذي يتوقعه المستثمر مقابل الأموال التي يدفعها من أجل حيازة أداة الاستثمار أو مقابل تخليه عن منفعة حالية على أمل الحصول على منفعة أكبر في المستقبل، فالعائد هو عائد متوقع، وهو تقدير للتدفقات النقدية المتوقعة من الاستثمار، في حين يعدّ العائد المتحقق فعلاً حصيلة الإيرادات الناتجة عن عملية الاستثمار، ومن ثم فإنّ الاختلاف بين المتوقع والمتحقق يعدّ مخاطرة، يزداد حجمها ويقلّ بارترفاع مستوى الاختلاف وانخفاضه بين المتحقق والمتوقع، (تكمن المخاطرة عندما نحصل على عائد فعلي أقل من العائد المتوقع).

♦ د.عريش، شفيق؛ د.نقار، عثمان؛ اسماعيل، رولى، " استخدام نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة لنمذجة تقلب العوائد في السوق المالي: حالة تطبيقية على المؤشر العام لسوق عمان المالي " ، بحث مقبول للنشر في مجلة جامعة تشرين، اللاذقية، سورية، 2010 م.

المخاطرة Risk: تعدّ المخاطرة عنصراً مهماً من العناصر التي يجب على المستثمرين ورجال الأعمال أخذها في الحسبان عند اتخاذ أي قرار استثماري، وتنشأ المخاطرة عندما يكون هناك انحراف في العوائد المتوقعة عن المتحققة، أي احتمال عدم تحقق العائد المتوقع على الاستثمار، أو احتمال الحصول على عائد فعلي أقل من العائد المتوقع نتيجة إخفاق الأرباح (الفوائد) الموزعة أو سعر الورقة المالية أو كليهما معاً في الوصول إلى المستوى المتوقع، ولذلك فإنّ اتخاذ الإجراءات الاحترازية يعدّ خطوة مهمة على سبيل الاستثمار الرشيد للتقليل من آثار المخاطرة.

ترتبط مخاطر السوق بالتذبذب (التقلّبات الحادّة) في العوائد المستقبلية المتوقعة، ولذلك يطلب المستثمرون عائداً أعلى خلال الفترات العالية للتذبذب، وتنقسم المخاطرة إلى نوعين: النوع الأول هو المخاطرة النظامية، وهي المخاطرة التي لا يمكن تقاؤها بالتنوع في الاستثمارات، لأنها تسري على جميع المنظّمات، وفي كل القطاعات العاملة في اقتصاد معين، أمّا النوع الثاني فهو المخاطرة غير النظامية الخاصة بكلّ منظّمة على حدة، والتي يمكن تقاؤها بتنوع الاستثمارات.

وبناءً عليه فإنّ المبدأ الأساسي لنظرية المحفظة الاستثمارية هو العلاقة الطردية بين العائد والمخاطرة، إلا أنّ بعض الدراسات أثبتت أنّ العلاقة بين العائد والمخاطرة عكسية في بعض الأسواق المالية، أو أنّ هذه العلاقة غير واضحة في أسواق أخرى *، ولدراسة طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة سنستخدم نموذج GARCH-M والذي سنستعرضه لاحقاً.

٤-١-٣- نماذج ARCH الخطية :

وتسمّى أيضاً نماذج ARCH المتناظرة Symmetric ARCH Models ، حيث يكون وفقاً لهذه النماذج تأثير الصدمة على التقلّب غير مرتبط بإشارتها، و إنّما بسعتها، فالصدمة ذات السعة الأكبر تُنتج تقلّبات أكثر حدة من تلك الصدمة ذات السعة الأقلّ، مهما كانت إشارة الصدمة، نذكر من أهمّها :

٤-١-٣-١- نموذج ARCH(q) :

يعد نموذج ARCH(q) من النماذج المهمة المستخدمة في نمذجة تقلّب السلاسل الزمنية المالية، قدّمه العالم Engle في عام 1982م وهذا النموذج مبني أساساً على تمثيل الانحدار الذاتي للتباين الشرطي، أي إنّ حجم تباين حدّ الخطأ الحالي يعدّ تابعاً لمربعات حدود الخطأ للفترات السابقة، ويعطى بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

$$\alpha_0 \geq 0 , \alpha_i \geq 0 \quad \forall i.$$

* LI, J.; YANG, J.; HSIAO, C. The relationship between stock returns and volatility in international stock markets, Working paper, Texas A&M university and university of southern California, 2003.

و لكي يكون السياق ARCH(q) سياقاً مستقراً يجب أن يكون لدينا: $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$.

وعندما يكون $\sum_{i=1}^q \alpha_i = 1$ ، يتحول عندئذ نموذج ARCH(q) إلى نموذج IARCH(q) ♦ ، والذي سنستعرضه لاحقاً .

٤-١-٣-٢ - نموذج GARCH (p, q) :

يعد نموذج GARCH (p, q) تعميماً للنموذج ARCH (q) ، ويكتسب أهميته نفسها في المجالات الاقتصادية والمالية، إذ يقدم دراسة جيدة للسلاسل الزمنية المالية من حيث تغير تبايناتها مع الزمن، وذلك على نحو أعم من نموذج ARCH (q) ، ويجري ذلك بإضافة جزء المتوسط المتحرك (MA)، اقترح هذا التعميم العالم Bollerslev عام 1986م، ويعرف هذا النموذج بأنه تعميم اختلاف التباين الشرطي ذي الانحدار الذاتي (Generalized ARCH) .

نقول إن السياق ε_t هو سياق GARCH (p, q) ، إذا كانت العزوم المركزية الشرطية من الدرجة الأولى والثانية تحقق ما يلي :

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_u, u < t) = 0, t \in Z$$

$$h_t = \sigma_t^2 = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_u, u < t) = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

حيث: $(w, \alpha_i, i = 1, \dots, q \text{ \& } \beta_j, j = 1, \dots, p)$ ثوابت ، و $[w \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0]$.

يمكن إعادة صياغة التباين الشرطي على الشكل التالي :

$$\sigma_t^2 = w + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2, t \in Z$$

حيث (L) هو معامل التباطؤ :

$$L^i \varepsilon_t^2 = \varepsilon_{t-i}^2$$

$$L^j \sigma_t^2 = \sigma_{t-j}^2$$

وباعتبار : α : كثير الحدود من الرتبة q ، و β : كثير الحدود من الرتبة p ، يصبح لدينا:

$$\alpha(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$$

$$\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$$

أي إن التباين الشرطي المتوقع يعتمد على:

- التمثيلات السابقة لمربعات بواقي معادلة المتوسط ل B & J (حد ARCH) .

♦ Integrated ARCH.

- التمثيلات السابقة للتباين نفسه $(\sigma_{t-j}^2, j=1, 2, \dots, p)$ (حدّ GARCH) .
يمكن أن نحصل على السياق (ε_t^2) من الشكل ARMA بواسطة التجديدات v_t (innovations) * :

$$\varepsilon_t^2 - \sum_{i=1}^r (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 = w + v_t - \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j}$$

$$\varepsilon_t^2 = w + \sum_{i=1}^r (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 + v_t - \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j} \quad (*)$$

ومنه:

$$v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$$

$$r = \max(p, q)$$

$$\alpha_i = 0 \quad i > q$$

$$\beta_j = 0 \quad j > p$$

حيث v_t : سياق التجديد الخطّي لـ ε_t^2 ، نذكر من خصائصه $\square$: $\forall k > 0: Cov(v_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$.
تمثل الصيغة السابقة (*) الشكل الخطّي لنماذج ARMA، والتي تسمح لنا بحساب التنبؤات الخطيّة بكل سهولة.

بتحقّق استقرار السلسلة ε_t^2 نستطيع أن نقول :
إذا كانت السلسلة (ε_t) تحقّق سياق $GARCH(p, q)$ ، عندئذٍ يمكن تمثيل السلسلة ε_t^2 على شكل سياق
ARMA(r, p) **.

وفي حالة خاصة يمكننا أن نقول إن مربع السياق $ARCH(q)$ يمكن تمثيله على شكل سياق $AR(q)$.
ستكون النمذجة السابقة بواسطة نماذج ARMA مفيدة في مرحلة التعريف والتقدير لنماذج GARCH.
يمكن كتابة الصيغة السابقة (*) على الشكل التالي * :

$$[I - \alpha(L) - \beta(L)] \varepsilon_t^2 = w + [I - \beta(L)] v_t$$

تسمح هذه الصيغة بالتوصل للشرط اللازم والكافي لاستقرار السياق $GARCH(p, q)$ (شرط الاستقرار بصيغته الضعيفة) :

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (The \text{ condition of weakly stationary })$$

أو بشكل آخر: يجب أن تقع جذور كثير الحدود : $1 - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) L^i$ خارج دائرة الوحدة ، لتكون السلسلة
 $E(\varepsilon_t^2)$ متقاربة، ويكون السياق $GARCH(p, q)$ عندئذٍ مستقرّاً من الدرجة الثانية .

ليكن لدينا السياق $GARCH(1,1)$:

$$h_t = \sigma_t^2 = w + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

* LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 291.

▪ ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C. Modèles GARCH.1ère édition, Economica, Paris, 2009, P.100.

* * في هذا الإطار يجب الأخذ بالحدّ أن (p) تمثل هنا رتبة المتوسط المتحرك MA في نموذج $ARMA$ لـ ε_t^2 .

♦ LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 292.

الذي يمكن كتابته على الشكل التالي :

$$\varepsilon_t^2 = w + (\alpha_1 + \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta_1 v_{t-1}$$

مع العلم أنَّ :

$$v_t = \varepsilon_t^2 - V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \varepsilon_t^2 - h_t$$

يكون التباين غير الشرطي The unconditional variance - تحت شرط الاستقرار من الدرجة الثانية $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ - معرّفًا وثابتًا مع الزمن حيث :

$$V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2)$$

كما نستطيع التوصل إليه باستخدام نموذج $ARMA(1,1)$ لـ ε_t^2 ، على النحو التالي :

$$V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = w\Phi(L)^{-1} = \frac{w}{1 - \alpha_1 - \beta_1}$$

حيث يمثّل $\Phi(L) = 1 - (\alpha_1 + \beta_1)L$ كثير الحدود للانحدار الذاتي الموافق لـ : $\varepsilon_t^2 \sim ARMA(1,1)$.

حدّد العالم Nelson في عام 1990م الشرط اللازم والكافي للاستقرار بصيغته القوية، وذلك باستخدام التحويل $(\varepsilon_t = \sigma_t Z_t)$ لتمثيل صياغة التباين الشرطي على الشكل التالي :

$$\varepsilon_t = \sigma_t Z_t \quad Z_t \sim (0,1)$$

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

حيث (w, α_i, β_j) ثوابت موجبة، و Z_t سياق مستقل عن الزمن ومتماثل التوزيع بمتوسط معدوم و بتباين ثابت يساوي (1) .

بتعويض $\varepsilon_{t-i} = \sigma_{t-i} Z_{t-i}$ في الصيغة السابقة لـ σ_t^2 نحصل على :

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \sigma_{t-i}^2 Z_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

ويمكن إعادة صياغتها على الشكل التالي * :

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} A(Z_{t-i}) \sigma_{t-i}^2$$

$$A(Z_{t-i}) = \alpha_i Z_{t-i}^2 + \beta_i$$

$$[i = 1, \dots, r = \max(p, q)]$$

إذا كان لدينا نموذج $GARCH(1,1)$ ، يكون شرط الاستقرار بصيغته القوية على الشكل التالي ** :

$$E[\log A(Z_t)] = E[\log(\alpha_1 Z_t^2 + \beta_1)] < 0$$

معيّار kurtosis لنموذج GARCH ♦♦ :

* PIROTTE, A.; BRESSON, G., Op.Cit., P. 580.

** PIROTTE, A.; BRESSON, G., Op.Cit., P. 581.

♦♦ GOURIEROUX, C. Modèles ARCH et applications financiers, Economica, Paris, 1992, P.46.

إذا كان لدينا السياق (ε_t) و المعروف بنموذج GARCH :

$$\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t} : Z_t \sim (0,1)$$

في هذه الحالة فإنَّ هناك علاقة تربط بين العزوم الشرطية من المرتبة الرابعة وتلك من المرتبة الثانية كما يلي :

$$E\left(\varepsilon_t^4 \mid \varepsilon_{t-1}\right) = 3 E\left[\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]^2$$

حيث : $\varepsilon_{t-1} = (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-i}, \dots)$

$$E\left(E\left(\varepsilon_t^4 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right) = E\left(\varepsilon_t^4\right) \quad : \text{بأخذ التوقع لكلا الطرفين وباعتبار}$$

نجد:

$$3 E\left[\left(E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right)^2\right] \geq 3 \left[E E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]^2 = 3 \left[E\left(\varepsilon_t^2\right)\right]^2$$

نستنتج أن توزيع ε_t مديباً لأن $E\left(\varepsilon_t^4\right) \geq 3 E\left[\left(\varepsilon_t^2\right)\right]^2$

نستطيع حساب معيار kurtosis كما يلي :

$$ku = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \frac{E\left(\varepsilon_t^4\right)}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} = \frac{3 \left[E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]^2}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}$$

$$= 3 \frac{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} + \frac{3}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} \left\{ \left[E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]^2 - E\left(\varepsilon_t^2\right)^2 \right\}$$

$$= 3 + \frac{3}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2} \left\{ \left[E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]^2 - E\left[E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)^2\right] \right\}$$

$$= 3 + 3 \frac{\text{Var}\left[E\left(\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}\right)\right]}{E\left(\varepsilon_t^2\right)^2}$$

نستنتج مما سبق ارتباط معيار kurtosis مباشرة بعدم تجانس التباين الشرطي ، و $ku > 3$ ما يعطي شكل توزيع مديباً.

يعطى معامل الإفراط لمعيار kurtosis بالعلاقة التالية :

$$Leptokurtosis = \frac{E(\varepsilon_t^4)}{E(\varepsilon_t^2)^2} - 3 = 3 \frac{\text{Var}\left[E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1})\right]}{E(\varepsilon_t^2)^2}$$

٤-٣-١-٣ - نموذج IGARCH(p, q) *

أُقترح نموذج GARCH التكاملي من Engle & Bollerslev في عام 1986م ، و هو متعلق بحالة وجود جذر الوحدة في سياق التباين الشرطي .

يتميز هذا النموذج بوجود تأثير ثابت ومديد في التباين، وهذا يعني أن أي صدمة قوية على التباين الشرطي الحالي سيكون لها تأثير مديد على القيم المستقبلية المتوقعة للتباينات. نقول إن السياق ε_t يحقق النموذج IGARCH إذا كان :

$$h_t = \sigma_t^2 = v(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

حيث : $(w \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0)$ و $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$

٤-٣-١-٤ - نموذج ARMA-GARCH(p, q) *

أشار Weiss في عام 1986م إلى إمكان إدخال تأثيرات إضافية من المتغيرات التفسيرية على التباين الشرطي، حيث إنه من خواص نماذج GARCH أنها تسمح بإضافة هذه القوى، سواءً ضمن علاقة المتوسط الشرطي، أو ضمن علاقة التباين الشرطي. كمثال، وفق هذا النموذج من الممكن أن يكون للتباين غير الشرطي γ تأثيراً على التباين الشرطي. يعطى نموذج ARMA-GARCH بالعلاقة التالية:

$$\Phi(L)y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad \text{ARMA}(p, q)$$

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = 0$$

$$V(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \gamma_0 \left[E(y_t | y_{t-1}) \right]^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{t-j}^2$$

٤-٣-١-٥ - نموذج GARCH(p, q)-M *

يعد نموذج (GARCH(p, q)-M) من أكثر نماذج ARCH الملائمة لتقييم المخاطرة في السوق المالي.

* ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C. Op.Cit., P.47-48.

♦ GOURIEROUX, C., Op.Cit., P. 43.

▪ GARCH IN MEAN.

تعدّ المخاطرة من المفاهيم المهمة جداً في التحليل المالي، خصوصاً في كيفية تأثيرها في أسعار الأوراق المالية ومعدّلات العائد، وقد استخدمت أكثر الدراسات القديمة نموذج تسعير أصل رأس المال CAPM (Capital Asset Pricing Model)، أداة لتحليل العلاقة بين الخطر وعائد الأوراق المالية، من هنا جاءت أهمية نموذج GARCH-M، الذي يعد من أحدث أدوات التحليل المستخدمة في أدبيات الاقتصاد القياسي للوصول إلى دليل على العلاقة بين العائد والمخاطرة، وهو ما يمثل إضافة علمية إلى ما جرى من دراسات في الأسواق الناشئة.

نستطيع بوساطة هذا النموذج :

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالي.
 - دراسة ردة فعل السوق على علاوة المخاطر، عندما يتعرض السوق المالي لصدمة سالبة (أزمة اقتصادية).
- اقترح Engle, Lilien & Robbins نموذج GARCH-M عام 1987م، حيث بينوا أنّ الطرائق التقليدية لقياس المخاطرة والتنوّع بها هي طرائق بسيطة وغير ملائمة للسلاسل الزمنية المالية، التي تتّصف بشدّة التقلّبات (التغيّرات الشديدة) في قيمها، فمع تزايد حدّة التقلّبات و تكدّسها خلال فترة معينة تزداد ظاهرة عدم ثقة المستثمرين بالسوق المالي، وهذا يعد مؤشراً لظاهرة المخاطرة.

و لأنّ المخاطرة تظهر نتيجة لظروف عدم التأكّد المحيطة باحتمالات تحقّق العائد المتوقّع أو عدمه، وهذه المخاطرة تتغيّر عبر الزمن، بناءً عليه فإنّ التعويض (العائد) الذي يتلقّاه المستثمر لقاء تعرّضه للمخاطر يتغيّر عبر الزمن أيضاً، لذلك كان من الملائم ليس فقط قياس المخاطرة والأخذ في الحسبان تغيّراتها عبر الزمن، لكن يجب أيضاً تضمين هذه المعلومات كمتغيّر مستقلّ في معادلة عائد الورقة المالية، وهذا ما حقّقه نموذج GARCH-M، الذي يعد التباين الشرطي (التباين الذي يعتمد على سلوكه التاريخي) متغيّراً مفسّراً للمتوسّط الشرطي في النموذج الخطي لبوكس و جينكز، وهذا يسمح بتحليل طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة.

يعطى نموذج GARCH-M الخطّي

$$\Phi(L)R_t = \Theta(L)\varepsilon_t + \delta\sigma_t^2 \quad \text{بالعلاقة :} \quad (A)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (B)$$

حيث تمثّل R_t :عائد الورقة المالية، و σ_t^2 : التباين الشرطي، و $\alpha_0, \alpha_i, \beta_j$: أعداداً حقيقية، و $\alpha_0 \geq 0$ ، و $\alpha_i \geq 0$ ، و $\beta_j \geq 0$.

يمثّل النموذج في المعادلة (A) النموذج المولّد لسلسلة العوائد R_t ، حيث تمّ إضافة التباين الشرطي σ_t^2 إلى نموذج $ARMA(p, q)$ $(\Phi(L)R_t = \Theta(L)\varepsilon_t)$.
و النموذج في المعادلة (B) هو نموذج $GARCH(p, q)$.

▪ GOURIEROUX, C., Op.Cit., P. 44.

ويجري اختبار ايجابية تسعير السوق للمخاطر بواسطة معامل أثر التذبذب (التقلب) في العوائد δ .

٤-١-٤ - نماذج ARCH غير الخطية :

إن من أهم المقاربات التي تغطي نماذج ARCH غير الخطية تلك التي تأخذ في الحسبان الظواهر غير المتماثلة أو غير المتناظرة Asymmetric، وترتكز على فكرة بسيطة، هي أن تأثير عدم ثبات التباين على التقلب يختلف تبعاً لإشارة حدود الخطأ السابقة ε_{t-i} ، أي إن صفة عدم التناظر تجعل من السلسلة الزمنية المالية تستجيب بطريقة مختلفة للاضطرابات ε_t وفق كونها موجبة أو سالبة، نذكر من هذه النماذج :

٤-١-٤-١ - نموذج EGARCH (p, q) أو نموذج GARCH الأسّي:

اقترح هذا النموذج العالم Nelson في عام 1991 م، حيث اهتم بالتطور غير المتماثل (غير المتناظر) للتباين.

يعطى التباين الشرطي وفق هذا النموذج بالعلاقة التالية ♦:

$$\log \sigma_t^2 = C_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(Z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p b_i \log(\sigma_{t-i}^2)$$

$$g(Z_{t-i}) = \Theta Z_{t-i} + \gamma [|Z_{t-i}| - E(|Z_{t-i}|)]$$

$$\varepsilon_t = Z_t \sigma_t$$

حيث Z_t تمثل مجموعة متغيرات عشوائية مستقلة ومتماثلة التوزيع، ذات متوسط معدوم وتباين ثابت، ويساوي الواحد:

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0, 1)$$

يعتمد التباين الشرطي في هذا النموذج على إشارة وسعة (مدى) التمثيلات السابقة لحدود الخطأ.

و لأنه في هذا النموذج يكون المتغير التابع هو لوغاريتم التباين الشرطي، بهذا نتلافى قيود نموذج GARCH الذي يشترط أن تكون معاملات النموذج موجبة.

$$\log \sigma_t^2 = C_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\Theta Z_{t-i} + \gamma [|Z_{t-i}| - E(|Z_{t-i}|)] \right) + \sum_{i=1}^p b_i \log(\sigma_{t-i}^2)$$

نفترض أن :

$$a_i = \alpha_i \gamma, \quad d_i = \alpha_i \Theta$$

ليكن لدينا نموذج EGARCH (1,1) :

$$\log \sigma_t^2 = C_0 + d_1 Z_{t-1} + a_1 [|Z_{t-1}| - E(|Z_{t-1}|)] + b_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

* Exponential GARCH.

♦ LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P. 293-294.

$$\begin{aligned}
Z_{t-1} &= \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \\
^{**}E(|Z_{t-1}|) &= \sqrt{2/\pi} \\
\log \sigma_t^2 &= C_0 + d_1 Z_{t-1} + a_1 \left[|Z_{t-1}| - \sqrt{2/\pi} \right] + b_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \\
&= \left(C_0 - a_1 \sqrt{2/\pi} \right) + d_1 Z_{t-1} + a_1 |Z_{t-1}| + b_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \\
&= w + d_1 Z_{t-1} + a_1 |Z_{t-1}| + b_1 \log(\sigma_{t-1}^2)
\end{aligned}$$

عندما $b_1 = 0$ ، عندئذ يتحول النموذج EGARCH (1,1) إلى نموذج EARCH (1) .
حيث: b_1 : معامل الانحدار.

و a_1 : معامل تأثير سعة الصدمات، عندما $a_1 > 0$: أي صدمة بسعة كبيرة لها تأثير أكبر على التباين الشرطي من تلك الصدمة التي بسعة ضعيفة أو بسعة أقل.
كما يمكن أن نسمي a_1 : معامل التأثير المديد للصدمات، أو بتعبير آخر معامل استمرارية صدمات التذبذب في السوق المالية، أي صدمة قوية على التباين الشرطي الحالي سيكون لها تأثير مديد على القيم المستقبلية المتوقعة للتباينات.

و هذا يعني اقتصادياً استمرار مناخ عدم ثقة المستثمرين بالسوق المالية نتيجة الأخبار السيئة أو الصدمات السالبة.
و d_1 : معامل تأثير إشارة الصدمات (صدمة سالبة/ صدمة موجبة)، أو معامل تأثير عدم التناظر The impact of asymmetric.

هناك تأثير للصدمات السالبة وتلك الموجبة على التقلب (التذبذب) عندما يختلف المعامل d_1 معنوياً عن الصفر.

يجري اختبار ظاهرة عدم تأثير الصدمات بوساطة فرضية العدم التالية :
 $(H_0 : d_1 = 0)$: تناظر تأثير الصدمات السالبة والموجبة على التقلب (لا يوجد فرق).
عندما $d_1 < 0$ ، تنتج الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة .

يعطى معامل تأثير صدمة سالبة في اللحظة $t-1$ على لوغاريتم التقلب في اللحظة t بالعلاقة :

$$|d_1 - a_1| \varepsilon_{t-1}^- \quad (i)$$

وعلى التقلب في اللحظة t :

$$\exp[(d_1 - a_1) \varepsilon_{t-1}^-] \quad (ii)$$

نستطيع بفضل التمثيل الأسّي في العلاقة (ii) التوصل إلى أنه كلما كانت الصدمة السالبة قوية كان تأثيرها على التقلب أكثر أهمية وأكبر حدة .

$$^{**} \text{ إن قيمة } E(|Z_{t-1}|) \text{ تختلف وفق قانون التوزيع المختار، فإذا كان قانون التوزيع الطبيعي: } E(|Z_{t-1}|) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} .$$

يعطى معامل عدم التناظر النسبي بالعلاقة [■]:

$$c.a.r = \frac{(d_1 - a_1)(\varepsilon_{t-1}^-)}{(d_1 + a_1)(\varepsilon_{t-1}^+)}$$

$(d_1 - a_1)(\varepsilon_{t-1}^-)$: مقياس تأثير صدمة سالبة في اللحظة $t-1$ على لوغاريتم التقلب في اللحظة t .
 $(d_1 + a_1)(\varepsilon_{t-1}^+)$: مقياس تأثير صدمة موجبة في اللحظة $t-1$ على لوغاريتم التقلب في اللحظة t .
حيث :

الصدمة السالبة في اللحظة $t-1$ بسعة انحراف معياري واحد: $\varepsilon_{t-1}^- = -1$.

الصدمة الموجبة في اللحظة $t-1$ بسعة انحراف معياري واحد: $\varepsilon_{t-1}^+ = +1$.

حيث يُعرّف معامل عدم التناظر النسبي بأنه :

القيمة المطلقة للنسبة بين مقياس تأثير صدمة سالبة ε_{t-1}^- و مقياس تأثير صدمة موجبة ε_{t-1}^+ مع افتراض أن الصدمة بسعة انحراف معياري واحد.

ومنه نستطيع معرفة بأي نسبة يكون التقلب أكثر حساسية لتأثير الأخبار السيئة نسبة إلى التأثير الناتج بوساطة صدمات موجبة (أخبار جيدة) (مثل إعلان أرباح الشركة)، بذلك نكون قد حصلنا على التأثير النسبي للأخبار السيئة على التقلب، عندما يكون معامل عدم التناظر النسبي معنوياً وأكبر من (1).
عندما يكون لدينا $c.a.r < 1$ نستنتج أن الصدمات السالبة تنتج تقلبات أكثر حدة من تلك الصدمات الموجبة .

مثلاً إذا كان معامل عدم التناظر = 7.74، فعندئذٍ سيكون تقلب الأسعار أكثر حدة بمقدار 7.74 مرة نتيجة الأخبار السيئة من التقلب الناتج عن الأخبار الجيدة، أي ستنتج الأخبار السيئة تقلبات أكثر حدة بمقدار 7.74 مرة من تلك التقلبات التي ستنتجها الأخبار الجيدة.

٤-١-٢-٤ - نموذج GJR- GARCH(p, q) *

قام بصياغة هذا النوع من النماذج كل من Gloste و Jaganathan و Runkle في عام 1993م، لذلك سمّي نموذج GJR- GARCH، حيث يجري فيه تجزئة التمثيلات السابقة لحدّ الخطأ العشوائي وفق إشارتها، ومن ثم نحصل على عتبة أو مستويات من التقلبات وفق إشارة الصدمات و سعتها.

يعطى نموذج (p, q) GJR- GARCH بالعلاقة التالية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ |\varepsilon_{t-i}^+|^2 - \alpha_i^- |\varepsilon_{t-i}^-|^2) + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2$$

حيث: $\varepsilon_t^- = \text{Min}(\varepsilon_t, 0)$ و $\varepsilon_t^+ = \text{Max}(\varepsilon_t, 0)$.

و $(\delta_j, \alpha_i^+, \alpha_i^-, \alpha_0)$: ثوابت.

■ Audrey, D., La transmission de la volatilité et l'asymétrie des chocs financiers : le cas des marchés boursiers européens, Centre d'Etudes en Macroéconomie et Finance Internationale (CEMAFI), Nice, 2008, p:8.

* ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C., Op.Cit., P.300.

يمكن إعادة صياغة نموذج GJR- GARCH (p, q) باستخدام الدالة المميزة $\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i} < 0}$ على الشكل التالي :

$$h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i} < 0} \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

حيث: $\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i} < 0} = 1$ إذا كان لدينا $\varepsilon_{t-i} < 0$ و $\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-i} < 0} = 0$ غير ذلك.

ليكن لدينا نموذج GJR- GARCH (1, 1)، الذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ |\varepsilon_{t-1}^+|^2 - \alpha_1^- |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2$$

عندما $\delta = 0$ يتحول نموذج GJR- GARCH (1, 1) إلى نموذج GJR- ARCH (1).

وفق هذا النموذج نفرّق بين تأثير ارتفاع قيم العوائد وتأثير انخفاضها، فالأخبار الجيدة good news لها تأثير α_1^+ ، بينما يكون للأخبار السيئة bad news تأثير α_1^- ، بناءً على ذلك يمكننا إعادة صياغة نموذج GJR- GARCH(1, 1) على الشكل التالي:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_{pos} |\varepsilon_{t-1}^+|^2 - \alpha_{neg} |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2$$

حيث: $\alpha_{neg} = \alpha_1^+ + \alpha_1^-$ و $\alpha_{pos} = \alpha_1^+$

إن الصيغة الأخيرة تسمح لنا بقراءة مباشرة للمعاملات التخصصية لكل من الأخبار الجيدة وتلك السيئة.

يجري اختبار ظاهرة عدم تناظر تأثير الصدمات بوساطة فرضية العدم التالي:

$H_0: \alpha_1^- = 0$ أي تناظر تأثير الصدمات السالبة والموجبة على التقلب (لا يوجد فرق).

عندما $\alpha_1^- > 0$ ، هذا يعني أن الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة تُنتج تقلّبات أكثر حدة من تلك الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة.

٤-١-٣- نموذج TGARCH (p, q) ♦ أو نموذج GARCH ذو العتبات ▪:

اقترح هذا النموذج العالم Zakoian في عامي 1990م و 1994م على الترتيب.

نقول إن السياق ε_t يحقق النموذج TGARCH إذا كان:

$$\varepsilon_t = Z_t \sigma_t$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i^+ |\varepsilon_{t-i}^+| - \alpha_i^- |\varepsilon_{t-i}^-|) + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}$$

$$\varepsilon_t^+ = \text{Max}(\varepsilon_t, 0) \text{ \& } \varepsilon_t^- = \text{Min}(\varepsilon_t, 0)$$

حيث σ_t : الانحراف المعياري الشرطي لـ ε_t ، و Z_t : سياق ضجة بيضاء، و $(\alpha_0, \alpha_i^+, \alpha_i^-, \delta_j)$: ثوابت.

يُكتب نموذج TGARCH(1, 1) على الشكل التالي:

♦ Threshold GARCH.

▪ ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C., Op.Cit., P.300.

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_{pos} \varepsilon_{t-1}^+ - \alpha_{neg} \varepsilon_{t-1}^- + \delta \sigma_{t-1}$$

$$\text{حيث: } \alpha_{neg} = \alpha_1^+ + \alpha_1^- \text{ و } \alpha_{pos} = \alpha_1^+$$

إنَّ المقدار $\frac{\alpha_0}{1-\delta}$ يمثل القيمة التي ينتهي إليها التقلب عندما تستقر قيمة المؤشر المالي، (عندما لا يخضع للزيادة أو النقصان)، إنَّ فترة الاستقرار في التقلب لا تستمر فترة طويلة، فالتقلب عادةً يكون أعلى من تلك القيمة. الآن لنفسر العلاقة بين المعلمتين α_{pos} & α_{neg} : $\alpha_{neg} = \lambda \alpha_{pos}$ ، أي أنَّ : تأثير الصدمة السالبة على التقلب = λ مرة تأثير الصدمة الموجبة، التي لها السعة نفسها.

٤-١-٤ - نموذج VS-GARCH (p, q) *

اقترح هذا النموذج من Mele & Fornari في عام 1997 م، ويعد هذا النموذج تعميماً لنموذج GJR- GARCH .

تتغير جميع العوامل في هذا النموذج وفق النظام، وليس فقط عوامل مربعات حدود الخطأ الماضية (ε_{t-i}^2) ، نقول إنَّ السياق ε_t يحقق النموذج VS- GARCH (1,1) إذا كان :

$$\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = (w_{pos} + \alpha_{pos} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{pos} h_{t-1}) (1 - \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1} < 0}) + (w_{neg} + \alpha_{neg} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{neg} h_{t-1}) \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1} < 0}$$

$$\mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1} < 0} = 1 \text{ يكون لدينا } \varepsilon_{t-1} < 0$$

$$\text{وغير ذلك : يكون لدينا } \mathbb{I}_{\varepsilon_{t-1} < 0} = 0$$

٤-١-٤ - نموذج APARCH (p, q) *

اقترح هذا النموذج من Ding، Granger و Engle عام 1993م، كما درس العالم Straumann في عام 2005م هذا النوع من النماذج على نحو أعمق .

نقول إنَّ السياق ε_t يوافق النموذج APARCH (p, q) إذا كان :

$$\varepsilon_t = Z_t \sigma_t$$

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta$$

$$\alpha_0 \geq 0, \delta > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, |\gamma_i| \leq 1$$

$$i = 1, 2, \dots, q$$

$$j = 1, 2, \dots, p$$

وحيث σ_t الانحراف المعياري الشرطي لـ ε_t و Z_t سياق ضجة بيضاء .

في حالة النموذج APARCH (1,1) فإننا نجد :

$$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta_1 \sigma_{t-1}^\delta$$

* <http://fr.scribd.com/doc/53199500/32/Generalisations-APARCH-et-VSGARCH>, P:66.

♦ ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C., Op.Cit., P.307.

نلاحظ أنَّ :

❖ السياق APARCH (1,1) يتحوّل إلى السياق ARCH عندما تكون :

$$\delta = 2, \gamma_1 = 0, \beta_1 = 0$$

❖ كما يتحوّل إلى السياق GARCH عندما :

$$\delta = 2, \gamma_1 = 0$$

❖ ويتحوّل إلى السياق GJR – ARCH عندما :

$$\delta = 2$$

نفترض لدراسة أثر المعلمة γ_i أنه لدينا الحالة الأبسط لنموذج APARCH ، ولتكن نموذج ARCH(1) غير المتناظر، والذي يمكن كتابته على الشكل التالي :

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1(1 - \gamma_1)^2 & \varepsilon_{t-1}^2 & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ \alpha_0 + \alpha_1(1 + \gamma_1)^2 & \varepsilon_{t-1}^2 & \varepsilon_{t-1} \leq 0 \end{cases} \quad (**)$$

ليكون تأثير الصدمات السالبة على التقلب أكبر من تأثير تلك الموجبة، والتي لها السعة نفسها، يكفي أن نفرض أن $\gamma_1 > 0$ ، ومنه من أجل نموذج APARCH (p, q) ، يكفي أن نفرض $\gamma_i \geq 0$.
و لأنَّ :

$$\alpha_i |1 \pm \gamma_i|^\delta \varepsilon_{t-i}^\delta = \alpha_i |\gamma_i|^\delta \left| 1 \pm \frac{1}{\gamma_i} \right|^\delta \varepsilon_{t-i}^\delta$$

إذاً، يجب فرض القيد : $|\gamma_i| \leq 1$ أو $(-1 < \gamma_i < +1)$.

عندما يكون $\delta = 1$ في الصيغة السابقة (**) يتحول السياق إلى سياق TGARCH .

٤-١-٤ - نموذج QGARCH(p, q) *

اقترح Ng & Engle في عام 1993م و Sentana في عام 1995م نماذج QGARCH ♦ ، أو نماذج GARCH التريبعية، التي تفترض أيضاً صفة اللاتناظرية في إجابة سرعة التقلّبات الشرطية للصدمات .
نقول إن السياق ε_t يحقّق النموذج QGARCH (1,1) إذا كان :

$$\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = \alpha_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

يأخذ التابع : $f(\varepsilon_{t-1}) = \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ أقل قيمة له $\left(-\frac{\gamma_1^2}{4\alpha_1} \right)$ عندما تكون $\varepsilon_{t-1} = -\frac{\gamma_1}{2\alpha_1}$.

ولكي تكون قيم h_t موجبة لا بدّ من تحقّق الشرط الآتي : $\alpha_0 > -\frac{\gamma_1}{2\alpha_1}$.

* ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C., Op.Cit., P.310.

♦ Quadratic GARCH .

تمثل القيمة $\frac{-\gamma_1^2}{4\alpha_1}$ في السوق المالية : القيمة الأدنى للتقلب عندما لا تتغير قيمة مؤشر أسعار الأسهم في التاريخ السابق (1-t) .

فالعائد الموجب الذي يقل عن $\frac{-\gamma_1}{2\alpha_1}$ والمتوافق مع زيادة طفيفة في قيمة المؤشر ينتج تقلبات أقل حدة مقارنة بالعائد نفسه المتوافق باستقرار في قيمة المؤشر، تميز هذه الخاصية هذا النموذج من غيره من النماذج السابقة (GJR- GARCH , EGARCH) .

تنتج الأخبار السيئة تقلبات أكثر حدة من تلك الجيدة، التي لها السعة نفسها عندما يكون لدينا: $\gamma_1 < 0$.
وقد بين Sentana في عام 1995م أن شروط الاستقرار هنا تبقى نفسها المستخرجة في حالة نماذج GARCH أي: $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

٤-١-٥ - تعريف رتب نماذج ARCH :

وجدنا عند استعراض نماذج ARCH أنه إذا كانت السلسلة (ε_t) تحقق سياق $GARCH(p, q)$ ، عندئذٍ يمكن تمثيل السلسلة ε_t^2 على شكل سياق $ARMA(r, p)$ ، حيث $r = \max(p, q)$.
بناءً على ذلك نعتمد في تحديد رتب نماذج ARCH دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي .
فمن أجل نموذج $ARCH(q)$ تنعدم الارتباطات الذاتية الجزئية لـ (ε_t^2) بدءاً من الرتبة $(q+1)$ ، أي تمثل q عدد معاملات الارتباط الذاتي الجزئي التي تختلف معنوياً عن الصفر، ومن أجل نموذج $GARCH(p, q)$ نجد أن تابع الارتباط الذاتي الجزئي يتناقص أسياً** .
عملياً يجري التعرف على رتب نماذج ARCH بتجريب العديد من النماذج بوساطة وضع صيغ موسعة لنماذج ARCH المتناظرة و تلك غير المتناظرة، وذلك بزيادة عدد المعاملات، ومن ثمّ تقليص هذا العدد بحذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل، الذي يكون من أجله جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE) أقل ما يمكن.

المبحث الثاني- التقدير والتنبؤ :

٤-٢-١ - التقدير :

هناك عدة طرق لتقدير النماذج ذات الأخطاء التي تتميز بخاصة عدم تجانس التباين، نذكر منها:

أولاً- طريقة شبه الإمكانية العظمى (PML) Pseudo-maximum likelihood method :

▪ ZAKOIAN, J. M.; FRANCQ, C., Op.Cit., P. 310 .

** LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P.292.

تعطى دالة الإمكانية العظمى-الموافقة لعينة مكونة من T مشاهدة $(y_1, y_2, \dots, y_T)$ تحت فرضية قانون التوزيع الطبيعي الشرطي للسلسلة الزمنية y_t - بالعلاقة التالية:

$$L_T(\Theta) = \prod_{t=1}^T l_t(\Theta)$$

حيث Θ : شعاع المعلمات الواجب تقديرها، l_t : الإمكانية العظمى الموافقة لـ y_t ، $t = 1, \dots, T$. للحصول على مقدرات الإمكانية العظمى نلجأ إلى تعظيم دالة لوغاريتم الإمكانية العظمى $\text{Log} L_T(\Theta)$ بالنسبة لقيم المعلمات:

$$\text{Max}_{\Theta} \text{Log} L_T(\Theta) = \text{Max}_{\Theta} \left[-\frac{T}{2} \text{Log} \sigma^2 - \frac{T}{2} \text{Log} 2\pi - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 \right]$$

حيث $\bar{y}$ ، σ^2 : هما على الترتيب المتوسط والتباين غير المعروفين حالياً.

لكي تأخذ $L_T(\Theta)$ قيمتها العظمى يجب أن يتحقق لدينا مايلي:

$$\frac{\partial \text{Log} L_T(\Theta)}{\partial \Theta} = 0 \quad \text{الشرط من الدرجة الاولى:}$$

$$\left. \frac{\partial^2 \text{Log} L_T(\Theta)}{\partial \Theta^2} \right|_{\Theta=\hat{\Theta}} < 0 \quad \text{الشرط من الدرجة الثانية:}$$

لأن شعاع المعلمات يتكوّن من $(k=2)$ مؤشّر مجهول: $\Theta = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \sigma^2 \end{pmatrix}$ ، فإن عملية إيجاد تقدير لكل من

$\bar{y}$ & σ^2 بحسب طريقة الإمكانية العظمى تقتضي أخذ المشتقات الجزئية لتابع لوغاريتم الإمكانية العظمى لكل معلمة، ثم نعدم تلك المشتقات، ومن ثم يكون شعاع المعلمات الواجب تقديرها والمكوّن من $(\hat{\bar{y}} \text{ \& } \hat{\sigma}^2)$ هو حلّ لـ:

$$\begin{cases} \frac{\partial \text{Log} L_T(\Theta)}{\partial \bar{y}} = 0 \\ \frac{\partial \text{Log} L_T(\Theta)}{\partial \sigma^2} = 0 \end{cases}$$

يمكن تقدير كل نماذج ARCH وفق هذه الطريقة.

إذا كان لدينا نموذج انحدار خطي ذو خطأ ARCH أو GARCH:

$$\begin{cases} y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \\ h_t = \text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 & \text{ARCH}(q) \\ h_t = \text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} & \text{GARCH}(p, q) \end{cases}$$

و لأن نموذج ARCH يعدّ تمثيلاً للتباين الشرطي، الذي يتغيّر مع الزمن بدلالة مجموعة المعلومات السابقة $(\text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_0])$ ، لذلك كان لا بدّ من الأخذ في الحسبان المتوسط والتباين الشرطيين للسلسلة الزمنية y_t ، وفق مايلي:

$$\begin{cases} \bar{y}_t(\Theta) = E[y_t | \Omega_{t-1}] \\ \sigma^2(\Theta) = \text{Var}[y_t | \Omega_{t-1}] \end{cases}$$

تمثّل Ω_{t-1} كل المعلومات الماضية All available informations في اللحظة الزمنية $(t-1)$ ، حيث $(\Omega_t = \{y_t, x_t, \dots\})$.

عندئذ يكون تعظيم دالة لوغاريتم الإمكانية العظمى الشرطية على الشكل التالي:

$$\text{Max}_{\Theta} \text{Log } L_T(\Theta) = \text{Max}_{\Theta} \left[-\frac{T}{2} \text{Log } 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \text{Log } \sigma_t^2(\Theta) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \bar{y}_t(\Theta))^2}{\sigma_t^2(\Theta)} \right]$$

إنّ مقدرات PML تحت فرضية التوزيع الطبيعي الشرطي للبواقي تحقّق بمجملها نظاماً غير خطيّ، يتكوّن من k معادلة $(k: \text{عدد المعلومات الواجب تقديرها})^*$:

$$\frac{\partial \text{Log } L_T(\Theta)}{\partial \Theta} = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_t^2(\Theta)} \cdot \frac{\partial}{\partial \Theta} \sigma_t^2(\Theta)$$

$$\begin{aligned} & + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{(y_t - \bar{y}_t(\Theta))^2}{\sigma_t^2(\Theta)} \cdot \frac{\partial \sigma_t^2(\Theta)}{\partial \Theta} \\ & + \sum_{t=1}^T \frac{y_t - \bar{y}_t(\Theta)}{\sigma_t^2(\Theta)} \cdot \frac{\partial \bar{y}_t(\Theta)}{\partial \Theta} = 0 \end{aligned}$$

باستخدام البواقي ذات التوزيع الطبيعي $(\eta_t = \frac{y_t - \bar{y}_t(\Theta)}{\sigma_t(\Theta)})$ يصبح لدينا:

* PIROTTE, A.; BRESSON, G. Econométrie des séries temporelles, Op.Cit., P.584.

$$\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_t^2(\Theta)} \cdot \frac{\partial}{\partial \Theta} \sigma_t^2(\Theta) (\eta_t^2 - 1) + \sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_t(\Theta)} \cdot \frac{\partial \bar{y}_t}{\partial \Theta}(\Theta) \eta_t = 0$$

و لأنه من الضروري تحديد التباين الشرطي [ARCH(q), GARCH(p, q)] ، والمتوسط الشرطي-ARCH- M ، لذلك يمكن تقسيم النظام السابق إلى نظامين جزئيين، وفق المعالم Θ الداخلة في صياغة المتوسط والتباين الشرطيين، أي سنقسم شعاع المعلمات إلى المعلمات التابعة للمتوسط الشرطي وتلك التابعة للتباين الشرطي

: ** $\Theta : \Theta = (a, b)'$

$$\begin{cases} \frac{\partial \text{Log } L_T(\Theta)}{\partial a} = \sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_t(b)} \cdot \frac{\partial \bar{y}_t(a)}{\partial a} \eta_t = 0 \\ \frac{\partial \text{Log } L_T(\Theta)}{\partial b} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_t^2(b)} \cdot \frac{\partial \sigma_t^2(b)}{\partial b} (\eta_t^2 - 1) = 0 \end{cases}$$

حيث a & b : على الترتيب المعلمات التابعة للمتوسط والتباين الشرطيين.

إذا كان لدينا نموذج انحدار ذو خطأ ARCH كالتالي:

$$\begin{cases} y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \\ E[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = 0 \\ \text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \end{cases}$$

يكون لدينا :

$$\begin{cases} \bar{y}_t(\Theta) = x_t' \gamma \\ h_t(\Theta) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j (y_{t-j} - x_{t-j}' \gamma)^2 \\ j = 1, \dots, q \end{cases} \text{avec } \Theta' = (\gamma, \alpha_0, \alpha_j)'$$

حيث: [$\Theta' = (a, b) : b = (\alpha_0, \alpha_j)'$, $a = \gamma$]

باستخدام الشروط من الدرجة الأولى لتعظيم لوغاريتم الإمكانية العظمى نحصل على مقدرات PML* :

$$\begin{cases} \frac{\partial \text{Log } L_T}{\partial a} = - \sum_{t=1}^T \frac{1}{h_t^2} (\varepsilon_t^2 - h_t) \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j}' \varepsilon_{t-j} + \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t}{h_t} \cdot x_t' = 0 \\ \frac{\partial \text{Log } L_T}{\partial b} = \sum_{t=1}^T \frac{1}{2h_t^2} (\varepsilon_t^2 - h_t) (1 \quad \varepsilon_{t-1}^2 \dots \dots \dots \varepsilon_{t-q}^2)' = 0 \end{cases}$$

** المرجع السابق (P.585).

* GOURIEROUX, C., Op.Cit., p:62.

نجد أنّ مقدر PML متقارب وطبيعي:

$$\begin{aligned} \hat{\Theta} &\rightarrow \Theta \text{ عندما: } T \rightarrow \infty \\ \sqrt{T}(\hat{\Theta} - \Theta) &\rightarrow N(0, J^{-1}IJ^{-1}) \end{aligned}$$

تحتسب المصفوفتان J و I بواسطة صيغ المشتقات من الدرجة الثانية لتابع لوغاريتم الإمكانية العظمى **:

$$J = E_0 \left[-\frac{\partial^2 \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta \partial \Theta'} \right], \quad I = E_0 \left[\frac{\partial \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta} \frac{\partial \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta'} \right]$$

حيث E_0 : يمثل المتوسط المأخوذ وفق قانون التوزيع الشرطي الحقيقي .

في الحالة التطبيقية تقدر المصفوفتان السابقتان مباشرة باستبدال المتوسط E_0 بالمتوسط التجريبي، والمعلمة Θ غير المعروفة بالمقدر المتقارب $\hat{\Theta}$:

$$\hat{J} = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial^2 \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta \partial \Theta'} \Big|_{\Theta=\hat{\Theta}}, \quad \hat{I} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta} \frac{\partial \text{LogL}(\Theta)}{\partial \Theta'} \Big|_{\Theta=\hat{\Theta}}$$

ويعطى التباين المقدر لـ $\hat{\Theta}$ بالعلاقة:

$$\text{Var}[\sqrt{T}(\hat{\Theta} - \Theta)] = \hat{J}^{-1} \hat{I} \hat{J}^{-1}$$

عندما يكون التوزيع الشرطي الحقيقي لـ ε_t طبيعياً:

$$[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] \sim (0, h_t)$$

يكون لدينا ($J = I$) (حالة ML)، ومن ثم يصبح التباين على الشكل التالي:

$$\text{Var}[\sqrt{T}(\hat{\Theta} - \Theta)] = J^{-1}$$

كما يكون بالإمكان في حالة ML فصل معالم المتوسط الشرطي والتباين الشرطي، و نستطيع عندئذ أن نبين *:

$$\text{Var}[\sqrt{T}(\hat{b} - b)] = \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{1}{2h_t(\hat{b})^2} \frac{\partial h_t(\hat{b})}{\partial b} \Big|_{b=\hat{b}} \frac{\partial h_t(\hat{b})}{\partial b'} \Big|_{b=\hat{b}} \right]^{-1}$$

ثانياً- طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية على مرحلتين Two-steps ordinary least squares method:

ليكن لدينا نموذج الانحدار التالي:

$$\begin{cases} y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \\ \text{Var}[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \end{cases}$$

* LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P.302 *

♦ GOURIEROUX, C. Modèles ARCH et applications financiers, Op.Cit., P.61.

ترتكز هذه الطريقة على الفكرة التالية: أي نموذج انحدار ذي خطأ ARCH يمكن أن يُرى أنه نموذجي ARMA :

$$\text{الأول- للسلسلة الزمنية المدروسة } y_t, \text{ والثاني: للتباين الشرطي } \left[\varepsilon_t \middle| \varepsilon_{t-1} \right] \cdot \text{Var}$$

يجري التقدير على مرحلتين ■:

المرحلة الأولى- يجري في هذه المرحلة الحصول على مقدرات تقاربية لمعاملات كل من معادلة المتوسط ومعادلة التباين.

نحصل على المقدّر $\hat{\gamma}$ من تقدير النموذج الأول (معادلة المتوسط)، ثم نستخلص البواقي المقدرة :

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - x'_t \hat{\gamma}$$

نجري انحدار $\hat{\varepsilon}_t^2$ على $(1, \hat{\varepsilon}_{t-1}^2, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-q}^2)$ ، فنحصل على معاملات معادلة التباين الشرطي $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_q)$.

يحصل إجراء الانحدارين السابقين بواسطة OLS من دون الأخذ في الحسبان ظاهرة عدم ثبات التباين.

المرحلة الثانية- في هذه المرحلة يمكن تحسين المقدّر $\hat{\gamma}$ بواسطة إجراء الانحدار الأول بطريقة المربعات الصغرى شبه المعممة Pseudo- Generalized Lest Square ، ونسمي المقدّر المرحلة الثانية.

عندما يكون التوزيع الشرطي للبواقي طبيعياً يكون لدينا:

$$\text{Var} [\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}] = 2\hat{h}_t^2$$

$$\hat{h}_t \cong \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \hat{\alpha}_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + u_t$$

نجري انحدار $\hat{\varepsilon}_t^2$ على $(1, \hat{\varepsilon}_{t-1}^2, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-q}^2)$ بواسطة طريقة المربعات الصغرى شبه المعممة، فنحصل على مقدرات المرحلة الثانية.

٤-٢-٢- معايير اختيار النموذج الأفضل :

سيجري اختيار النموذج الأفضل الذي سنستخدمه في التنبؤ بالتقلبات المستقبلية بناءً على:

- معيار الإمكانية العظمى: حيث سنختار النموذج الذي يعطي أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية العظمى Log likelihood .
- معايير المعلومات: نختار النموذج الذي يحقق أدنى قيمة لمعايير المعلومات التي وجدناها في الفصل السابق: AIC & SIC.
- جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE): نختار النموذج الذي يحقق أدنى قيمة لجذر متوسط مربع الخطأ.

٤-٢-٣- التنبؤ و مجالات الثقة *

▪ LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P.302.

استعرض Engle & Kraft في عام 1983 م و Engle & Bollerslev في عام 1986 م صيغة تباين خطأ التنبؤ لنموذج ذي حدّ خطأ ARCH و GARCH على الترتيب .

اهتم كل من Bollerslev في عام 1986 م وكذلك White & Kamstra في عام 1989 م ببناء مجالات ثقة. وفي مجال التنبؤ في إطار نمذجة ARCH يمكننا رؤية المزيد من الأعمال لـ Geweke في عام 1989 م وكذلك لـ Baillie & Bollerslev في عام 1992 م ولـ Nelson & Foster في عام 1995 م .

ووفق ما أشار إليه Gourioux في عام 1992 م بأن الطرق الممكنة لتقدير التباين الشرطي تتركز على اقتراح مجالات ثقة للمتغير المفسر مبنية على وضع صفة عدم الثبات مع الزمن للعزوم من الرتبة الثانية، لهذا يمكن القول إن الفرق الأساسي بين نمذجة ARMA و نمذجة ARCH يكمن في أنّ مجال الثقة للأولى مبني على تباين ثابت مع الزمن، وهذا لا نجده في نموذج ممثل بنماذج ARCH للبواقي .

ليكن لدينا نموذج $GARCH(p, q)$:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

فيكون لدينا في اللحظة $t + \tau$:

$$\sigma_{t+\tau}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t+\tau-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t+\tau-j}^2$$

والذي يمكن كتابته على الشكل :

$$\sigma_{t+\tau}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n (\alpha_i \varepsilon_{t+\tau-i}^2 + \beta_i \sigma_{t+\tau-i}^2) + \sum_{i=\tau}^m (\alpha_i \varepsilon_{t+\tau-i}^2 + \beta_i \sigma_{t+\tau-i}^2)$$

حيث : $n = \min(m, \tau - 1)$ و $m = \max(p, q)$

ليكن I_t مجموعة المعلومات الماضية المتوافرة في اللحظة t ، وبأخذ التوقع الرياضي لطرفي العلاقة السابقة نحصل على :

$$E[\sigma_{t+\tau}^2 | I_t] = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n [(\alpha_i + \beta_i) E[\sigma_{t+\tau-i}^2 | I_t]] + \sum_{i=\tau}^m [\alpha_i \varepsilon_{t+\tau-i}^2 + \beta_i \sigma_{t+\tau-i}^2]$$

حيث :

$$E[\varepsilon_{t+\tau}^2 | I_t] = E[\sigma_{t+\tau}^2 | I_t] \quad : \tau > 0$$

مثلاً لنأخذ نموذج $GARCH(1,1)$ ، أي $p = q = 1$ ومنه $m = 1$.

ومن أجل $n = \min(1, \tau - 1) = 1 \Leftrightarrow \tau \geq 2$.

* LARDIC, S.; MIGNON, V., Op.Cit., P.303-304

ومنه نجد العلاقة التالية :

$$E[\sigma_{t+\tau}^2 | I_t] = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) E[\sigma_{t+\tau-1}^2 | I_t]$$

و بعدّ : $E[\sigma_{t+\tau}^2 | I_t] = \hat{\sigma}_{t+\tau}^2$ نستنتج الصيغة التالية لتقدير التباين الشرطي عندما $\tau \geq 2$.

$$\hat{\sigma}_{t+\tau}^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \hat{\sigma}_{t+\tau-1}^2$$

من أجل $\tau = 1$:

$$\hat{\sigma}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \beta_1 \sigma_t^2$$

ونستمر بالطريقة نفسها من أجل $\tau > 1$.

نلاحظ مع زيادة طول مجال التنبؤ أن التباين الشرطي يتقارب من التباين غير الشرطي : $\left(\frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \right)$.

إنّ طول مجال الثقة مرتبط بالزمن t ويعطى

$$\mu \pm 3\hat{\sigma}_t \quad \text{بالعلاقة} \quad \diamond$$

حيث μ : يمثّل متوسط السلسلة على كامل فترة الدراسة، و $\hat{\sigma}_t$: الانحراف المعياري الشرطي المقدّر بوساطة أحد نماذج ARCH، فمثلاً نذكر :

من أجل نموذج GARCH يكون مجال الثقة : $\hat{\mu} \pm 3GARCH^{1/2}$.

ومن أجل نموذج EGARCH يكون مجال الثقة : $\hat{\mu} \pm 3EGARCH^{1/2}$ ، وهكذا .

تناولنا في هذا الفصل أنواع نماذج ARCH الخطيّة منها:

(ARCH(q), GARCH(p, q), IGARCH(p, q), ARMA-GARCH (p, q), GARCH(p, q)-M)

وغير الخطيّة منها:

(GJR-GARCH(p, q), EGARCH(p, q), VS-GARCH(p, q), TGARCH(p, q),

) QGARCH(p, q), APARCH(p, q) ، حيث وجدنا أنّ نماذج ARCH الخطيّة لا تفرّق بين تأثير

الصدمات السالبة وتلك الموجبة على التقلّب، وفق هذه النماذج الخطيّة يكون تأثير الصدمة على التقلّب غير مرتبط

بإشارتها، و إنّما بسعتها، فالصدمة ذات السعة الأكبر تُنتج تقلّبات أكثر حدّة من تلك الصدمات ذات السعة الأقلّ،

مهما كانت إشارة الصدمة، في حين وجدنا أنّ نماذج ARCH غير الخطيّة أخذت في الحسبان صفة عدم التناظر،

ما جعل السلسلة الزمنية الماليّة تستجيب بطريقة مختلفة للاضطرابات وفق كونها موجبة أو سالبة، فالصدمات

الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة تُنتج تقلّبات أقلّ حدّة من تلك الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة.

♦ ZAKOIAN, J. M.; FRANCQ, C., Op.Cit., P. 318.

بعد ذلك استعرضنا طرق تقدير نماذج ARCH وكيفية بناء مجالات الثقة المبنية على عدم ثبات التباين مع الزمن

سنستعرض في الفصل القادم تمهيداً نظرياً عن الأسواق المالية على نحو عام، وعن السوق المالية السعودية على نحو خاص، لأننا اعتمدنا في هذا البحث تطبيق نماذج السلاسل الزمنية على بيانات سوق الأسهم السعودية.

الفصل الخامس: الأسواق المالية

Financial Markets

ارتبط تطور أسواق الأوراق المالية تاريخياً بالتطور الاقتصادي والصناعي، الذي مرّت به معظم دول العالم، ولاسيما الدول الرأسمالية، وقد جاء انتشار الشركات المساهمة وإقبال الحكومات على الاقتراض لخلق حركة قوية للتعامل بالصكوك المالية، والذي أدى إلى ظهور بورصات الأوراق المالية، وكان التعامل بتلك الصكوك يجري في بادئ الأمر على قارة الطريق في الدول الكبرى كفرنسا وإنجلترا وأمريكا، ثم استقر التعامل في أعقاب ذلك في أبنية خاصة، أصبحت تعرف بعد ذلك بأسواق الأوراق المالية.

ففي فرنسا مثلاً ظهرت أول بورصة للأوراق المالية في عام 1724 م بأمر ملكي، وفي بريطانيا استقرت أعمال بورصات الأوراق المالية في أوائل القرن التاسع عشر في مبنى خاص، أطلق عليه (Royal Exchange)، أما

في الولايات المتحدة الأمريكية فقد نشأت أول بورصة للأسهم في عام 1821 م، وفي الشارع نفسه الذي كانت تجري فيه هذه التعاملات في السابق، وهو وول ستريت. سنتناول في هذا الفصل المباحث التالية:

المبحث الأول - خصائص سوق الأوراق المالية :

يحظى موضوع أسواق الأوراق المالية باهتمام بالغ في الدول المتقدمة والنامية على السواء، وذلك لما تقوم به هذه الأسواق من دور هام في حشد المدخرات الوطنية وتوجيهها في قنوات استثمارية، تعمل على دعم الاقتصاد القومي، وتزيد معدلات الرفاه لأفراده.

تعرف سوق الأوراق المالية بأنها نظام يجري فيه الجمع بين البائعين والمشتريين لنوع معين من الأوراق أو لأصل مالي معين، حيث يتمكن بذلك المستثمرون من بيع عدد من الأسهم والسندات وشرائها داخل السوق بوساطة البنوك، والمؤسسات المالية، حيث وقد أدى نمو شبكات ووسائل الاتصال إلى التقليل من أهمية الوجود في مقر سوق الأوراق المالية المركزي، ومن ثم سمحت بالتعامل من خارج السوق بوساطة شركات السمسرة المنتشرة في مختلف الدول.

وتعد أسواق الأوراق المالية أحد ثلاثة عناصر لأسواق المال (Financial Markets)، والمكونة من:

- سوق النقود التي يقوم الجهاز المصرفي فيها بالدور الرئيس.
 - سوق رأس المال التي تتكون من بنوك الاستثمار وشركات التأمين.
 - سوق الأوراق المالية، حيث يجري التعامل فيها بالأوراق المالية من صكوك الأسهم والسندات التي تصدرها الشركات والبنوك أو الحكومات، أو غيرها من المؤسسات والهيئات العامة، وتكون قابلة للتداول.
- تتمثل الوظيفة الأساسية لأسواق المال في نقل الأموال من الأطراف التي يتوافر لديها فائض من الأموال (مدخرات) إلى الأطراف التي تعاني عجزاً في الأموال، وقد وجدت أسواق الأوراق المالية في الأساس لتشبع رغبات المتعاملين وحاجاته، ومن ثم أصبحت ضرورة حتمية، اقتضتها المعاملات الاقتصادية بين البشر والمؤسسات والشركات.

وتعمل الأسواق المالية على تحقيق موازنة فعالة بين قوى الطلب، وقوى العرض، وتتيح الحرية الكاملة لإجراء كل المعاملات والمبادلات، وتزداد أهمية أسواق الأوراق المالية وتنبطلور ضرورتها في المجتمعات التي تتسم بحرية الاقتصاد، والتي يعتمد الاقتصاد فيها على المبادرات الفردية والجماعية.

تستمد الأسواق المالية أهميتها من وجودها، ومن العمل المتعدد الأوجه الذي تقوم به، فهي أداة فعل غير محدودة في الاقتصاد القومي، تؤثر في مختلف جوانب النشاط الاقتصادي ومجالاته، و في الوقت عينه تتأثر به، كما تؤدي أسواق الأوراق المالية عملاً بالغ الأهمية في جذب الفائض في رأس المال غير الموظف، وغير المعبأ في الاقتصاد القومي، وتحوله من مال عاطل خامل، إلى رأسمال موظف وفعال في الدورة الاقتصادية، وذلك بوساطة عمليات

الاستثمار، التي يقوم بها الأفراد أو الشركات في الأسهم والسندات والصكوك، التي يجري طرحها في أسواق الأوراق المالية.

فضلاً على ذلك تحقق أسواق الأوراق المالية جملةً من المنافع الاقتصادية، منها منافع الحياة، والتملك، والانتفاع، والعائد الاستثماري الملائم، كما تمثل حافزاً للشركات المدرجة أسهمها في تلك الأسواق على متابعة التغيرات الحاصلة في أسعار أسهمها ودفعها إلى تحسين أدائها وزيادة ربحيتها، ما يؤدي إلى تحسن أسعار أسهم هذه الشركات، وكلما كانت أسواق الأوراق المالية فعالةً كانت أكثر قدرةً على تحقيق رسالتها الحيوية في دعم الاستقرار الاقتصادي للدولة، وذلك بـ :

- توفير الحافز والدافع الحيوي لدى المستثمرين بتحقيق السعر العادل للأوراق المالية المتداولة في سوق الأوراق المالية وحماية الأطراف المتبادلة.
- القدرة على توفير، وإعادة تدوير كم ملاءم من الأموال لتحقيق السيولة الضرورية للمجتمع، ودعم الاستثمارات ذات الآجال المختلفة.
- رفع درجة الوعي لدى الأفراد بأهمية التعامل في أسواق الأوراق المالية، وتحويلهم إلى مستثمرين فاعلين في الاقتصاد القومي.
- المساعدة في زيادة مستويات الإنتاج في الاقتصاد بوساطة تمويل الفرص الاستثمارية التي تؤدي إلى رفع مستويات الإنتاج، ومن ثم رفع مستويات التشغيل، أو التوظيف، ما يحقق مستويات أفضل للدخول، سواء على المستوى الفردي، أم على المستوى القومي.
- تمويل عملية التنمية الاقتصادية، وذلك بمساعدة حكومات الدول على الاقتراض من الأفراد لأغراض تمويل مشروعات التنمية، ومن ثم رفع معدلات النمو الاقتصادي لديها.

- لكي تكون سوق الأوراق المالية سوقاً جيداً وتحقق أهدافها ينبغي أن تتوفر فيها بعض السمات والصفات منها:
- توافر المعلومات والبيانات: أي أن يكون باستطاعة المشاركين في السوق الحصول على المعلومات عن حجم التعاملات السابقة وأسعارها (البيع والشراء) في وقتها (Timely) وبدقة تامة.
- توافر السيولة: وهي القدرة على بيع الأصول وشرائها بسرعة وسهولة (تسمى أيضاً Marketability ، أي صلاحية الأسهم للعرض في السوق)، وبسعر محدد ومعروف (Known Price) ، أي عدم حصول تغير كبير وفجائي في سعر السهم بين معاملة وأخرى، إلا إذا توافرت معلومات جديدة هامة وجوهرية.
- العمق: أي وجود عدد كبير من البائعين والمشتريين المحتملين الراغبين في إجراء المعاملات بأسعار تزيد على سعر السوق الجاري أو تقل.
- انخفاض كلفة التعاملات: كلما كانت الكلفة منخفضة كانت السوق أكثر كفاءة.
- يفضل المشاركون في السوق أن تتعدل الأسعار بسرعة وفقاً للمعلومات الجديدة فيما يتعلق بالعرض والطلب على الأصول.

٥-١-١- أنواع أسواق الأوراق المالية:

يمكن تقسيم أسواق الأوراق المالية إلى سوقين، سوق أولي، وسوق ثانوي*.

السوق الأولية (Primary Market) أو سوق الإصدار: هي السوق التي يكون فيها البائع للورقة المالية (السهم أو السند) هو مصدرها الأصلي. مثال: عندما تعتزم شركة جديدة طرح أسهمها في السوق للاكتتاب العام، أو حين تقوم شركة قائمة أصلاً بإصدار سندات جديدة أو أسهم، فإن تلك الأسهم والسندات يجري طرحها في السوق الأولية.

السوق الثانوية (Secondary Market): هي السوق التي يتم التعامل فيها بالأسهم والسندات التي سبق إصدارها، والتي يجري التداول بها بين المستثمرين، مثال: مادام المصدر الأصلي لتلك الأسهم والسندات غير مضطر إلى استردادها قبل تاريخ استحقاقها، فإن هذه السوق تسمح للمستثمرين باستبدال هذه الأوراق بالنقدية قبل هذا التاريخ.

وتقسم السوق الثانوية إلى أربع أسواق:

- سوق تتكوّن من السماسرة العاملين بالسوق المنظمة.
- وسوق آخر تشمل السماسرة غير الأعضاء في السوق، ولكن لهم الحق في التعامل في الأوراق المالية.
- سوق ثالثة تتكوّن من بيوت السمسرة من غير أعضاء الأسواق المنظمة، ولهم الحق في التعامل في الأوراق المسجلة بتلك الأسواق.
- وسوق رابعة يجري التعامل فيها مباشرة بين الشركات الكبرى، والتي يكون الهدف منها استبعاد السماسرة لتخفيض نفقات الصفقات الكبرى.

وتشمل السوق الثانوية أيضاً نوعين من الأسواق هما:

- الأسواق المنظمة: تتميز بوجود مكان محدد، يلتقي فيه المتعاملون بالبيع أو الشراء (البورصات)، ويدار هذا المكان بوساطة مجلس منتخب من أعضاء السوق، ويشترط التعامل في الأوراق المالية أن تكون تلك الأوراق مسجلة بتلك السوق.
- السوق غير المنظمة: يستخدم هذا الاصطلاح على المعاملات التي تجري خارج السوق المنظمة، حيث لا مكان محدداً لإجراء التعامل، ويقوم بالتعامل بيوت السمسرة من خلال شبكة كبيرة من الاتصالات السريعة، التي تربط بين السماسرة والتجار والمستثمرين، وبهذه الشبكة يمكن للمستثمر أن يختار أفضل الأسعار.

٥-١-٢ - أنواع الأوراق المالية:

يمكن تصنيف الأوراق المالية بعدة طرق، من حيث ماهيتها، أو من حيث استحقاقها، أو من حيث الأسواق التي يجري فيها التداول.

فمن حيث ماهيتها: يمكن تصنيفها إلى أوراق مالية تمثل ملكية (الأسهم العادية)، وأوراق مالية تمثل مديونية (السندات أو ما شابهها). وهناك الأسهم الممتازة التي تعد هجيناً من الأسهم العادية والسندات، وإن كانت تصنف غالباً ضمن الأوراق المالية التي تمثل ملكية.

كما يمكن تصنيفها من حيث تاريخ استحقاقها: أي قصيرة الأجل، ومتوسطة الأجل، وطويلة الأجل.

هناك تصنيف آخر للأوراق المالية على أساس سوق التداول:

* حنفي، عبد الرحمن؛ قرياقص، رسمية، الاستثمار في الأوراق المالية، كلية التجارة - جامعة الاسكندرية، الدار الجامعية، 2007 م، ص:

- الأوراق المالية المتداولة في أسواق النقد*:

تتميز هذه الأوراق بأجلها القصير (تاريخ استحقاقها سنة فأقل)، تعد المؤسسات المالية والوحدات الحكومية والشركات الكبيرة هي المصدر الأساسي لهذه الأوراق، و تقسم إلى:

١- أذون الخزانة:

- أوراق مالية تصدرها الحكومة، ويحصل حاملها على عائد ثابت في تاريخ محدد.
- تصدر أذون الخزانة بتواريخ استحقاق مختلفة، وعادة تكون 91 يوماً و 182 يوماً، وأخيراً 365 يوماً
- لا يجري دفع الفائدة للمستثمر، حيث تباع الأوراق بخخص.
- تعد مجالاً استثمارياً ممتازاً "ومؤقتاً" للأموال المراد الاحتفاظ بها لمواجهة حاجات السيولة في المستقبل القريب، وذلك باعتبارها استثمارات خالية من المخاطر (Risk-Free)، فهي أوراق حكومية تحمل ضمانها.

٢- الأوراق التجارية:

- وعد غير مؤكد بالدفع، تصدره الشركات المعروفة والتي تتمتع بوضع مالي جيد.
- يتراوح تاريخ استحقاقها بين أيام قليلة إلى 270 يوماً.
- تباع بخخص عادةً.
- تقوم أكثر الشركات المصدرة لهذه الأوراق بالاحتفاظ لدى البنوك التي تتعامل معها "بحسابات اعتماد" غير مستخدمة لضمان قيمة هذه الأوراق.
- تقدّم هذه الأوراق عائداً أعلى من الفوائد التي كان يمكن الحصول عليها من الأوراق المالية الأخرى مثل أذون الخزانة.

٣- شهادات الإيداع القابلة للتداول:

- هي إيصال تطرحه البنوك، يثبت أن حامله قد أودع مبلغاً معيناً مدة محددة وبفائدة معلومة.
- يمكن لحاملها الاحتفاظ بها حتى تاريخ الاستحقاق، أو بيعها في السوق الثانوي.
- تختلف عن أذون الخزانة والأوراق التجارية، حيث إنها تحمل فائدة محددة، يتعين دفعها في تاريخ الاستحقاق، إذا فهي لا تباع بخخص.

٤- القبولات المصرفية:

- من أقدم أدوات سوق النقد، وقد ظهرت لخدمة حركة التجارة الدولية.
- هي أمر بالدفع مسحوب على بنك من طرف عميل، حيث يقبل البنك دفع مبلغ معين في تاريخ محدد.

* Dahel, R., "Arab Stock Markets: Recent Trends and Performance", The Arab Planning Institute, Kuwait, 2000, P. 121.

- قابلة للتداول في سوق النقد، حيث يمكن لأصحابها بيعها بخصم.
- تتراوح فترات استحقاقها عادةً بين 30 يوماً إلى 170 يوماً، وإن كانت الفترة الشائعة هي 90 يوماً.

- الأوراق المالية المتداولة في سوق رأس المال*:

في هذه السوق تستطيع الشركات الحصول على التمويل الطويل الأجل الذي تحتاجه بطرح أسهم وسندات، كما تعد المخاطرة عاملاً هاماً في هذا السوق، وتقسّم إلى الأسهم وسندات الشركات.

١- الأسهم Stocks:

تمثل الأسهم حقوق الملكية (Ownership) في الشركات، ويمكن إعادة بيع هذه الأسهم في السوق، إما للحصول على سيولة نقدية، وإما لتعديل محافظ الاستثمار، نذكر منها الأسهم العادية، والأسهم الممتازة.

- الأسهم العادية Common Stocks:

- يمتلك حاملو هذه الأسهم الشركة مثل "الشركاء" في شركات الأشخاص.
- لا يحصل حاملو الأسهم العادية على عائد محدد مقابل شرائهم لهذه الأسهم.
- وللمساهمين العاديين الحقوق التالية:

- الحصول على توزيعات الأرباح عندما تعلنها إدارة الشركة.
- فحص دفاتر الشركة للتأكد من سلامتها.
- الاقتراع على عمليات الحيازة والاندماج.
- الاكتتاب في الإصدارات الجديدة من الأسهم بمقدار ما يمتلكه حالياً فيها.

- الأسهم الممتازة Preferred Stocks:

- تقع هذه الأسهم بين الأسهم العادية، والديون، حيث يتحدّد لها توزيعات أرباح معروفة مقدّماً لحامل هذا السهم.
- ليس هناك التزام قانوني بدفع هذه التوزيعات، وتدفع فقط في حالة إقرار مجلس الإدارة لها.
- حامل السهم الممتاز، له الأولوية على حملة الأسهم العادية في أموال التصفية، وله الحق في توزيعات سنوية، تتحدّد بنسبة مئوية ثابتة من القيمة الاسمية للسهم.
- لا تتوقّف الشركات عن دفع هذه التوزيعات إلا في الأحوال الاقتصادية المتدهورة.

٢- سندات الشركات Corporate Bonds:

* Ghani, E. (1992), "How Financial Markets Affect Long-Run Growth", Working Paper No. 843, Eastern Africa Department, The World Bank, Washington, DC., P. 13- 15.

هي أدوات ديون تطرحها الشركات في السوق المالي لأنها مصدر أساسي من مصادر التمويل الطويلة الأجل، و تختلف السندات فيما بينها وفقاً للخصائص التالية:

- قابلية الاستدعاء (Callability)

- الضمانات المقدمة (Security Offered)

- قابلية التحويل (Convertibility)

- اختلاف درجة المخاطرة.

تتعرض الأوراق المالية لنوعين من المخاطر:

أ. المخاطرة المنتظمة أو المخاطرة غير القابلة للتنويع: هي ذلك الجزء من المخاطرة، الذي تسببه عناصر تؤثر في السوق كله، ومن ثم لا يمكن التخلص منه بالتنويع، لأنه يؤثر في كل الشركات في الوقت نفسه، ومن بين هذه العناصر هناك التضخم، و أسعار الفائدة، والسياسات المالية والنقدية.

ب. المخاطرة غير المنتظمة أو المخاطرة القابلة للتنويع: المخاطرة التي تسببها عناصر خاصة بالشركة، ومن ثم يمكن التخفيض من حدتها بالتنويع، لأن أي تأثيرات سلبية على شركة، قد تقابلها تأثيرات إيجابية على شركة أخرى، ومن بين هذه العناصر هناك إضراب العمال، وسوء إدارة الشركة، وارتفاع مستوى الديون.

٥-١-٣ - شروط إدراج الأوراق المالية في السوق:

هناك الكثير من شروط الإدراج التي يحددها مجلس إدارة كل سوق أوراق مالية، نذكر بعضها :

- أن تكون أسهم الشركة المساهمة العامة قابلة للتداول طبقاً لنظام الشركة الخاص بكل سوق .
- يجب على الشركات المساهمة العامة و المؤسسة حديثاً أن تطلب من مجلس إدارة السوق إدراج أوراقها المالية للتداول في السوق وذلك بطلب للإدراج، يقدم بهذا الخصوص خلال مدة محددة سابقاً من المجلس من تاريخ تسجيلها.
- يجب على الشركة أن ترفق طلب الإدراج بنسخة من النظام الأساسي، وقائمة بأعضاء مجلس إدارتها ونموذج لشهادة ملكية أسهمها .
- يجب على الشركات المساهمة العامة، التقيّد بنماذج نشرات الإصدار التي تصدر عن السوق عند طرحها أوراقاً مالية للاكتتاب العام .
- يجب على الشركات المساهمة العامة تقديم ملخص وافٍ عن دراسة الجدوى الاقتصادية للأعمال التي ستمارسها، وذلك شرطاً لطرح أوراقها المالية للاكتتاب العام .

٥-١-٤ - المتطلبات الأساسية لإقامة سوق الأوراق المالية:

نذكر منها:

- زيادة عدد المؤسسات المالية في الدولة، لأن هذه المؤسسات تساعد على زيادة المدخرات وتشجيع عمليات الاستثمار وتمييزها، بأداء مهمة الوسيط بين من يملك المال ولا يرغب بالاستثمار، و من لا يملك المال ويرغب بالاستثمار، وهذه العملية تشجع على تكوين الشركات المساهمة العامة، التي يجري تداول أسهمها في السوق المالية.

- إنشاء بورصات للأوراق المالية، وإنشاؤها يشكّل ركناً أساسياً من أركان السوق المالية، وتعد هذه البورصات من أجهز الادخار والاستثمارات الهامة في الدول، والتي تقوم بتحويل الأموال المدخرة إلى أموال مستثمرة في مشروعات قائمة، أو في طور التكوين.
- وجود حد أدنى من الاستقرار السياسي.
- ضرورة وجود الأنظمة والقوانين التي تنظم عمل السوق المالية.

المبحث الثاني - مؤشرات سوق الأوراق المالية:

يقيس مؤشر سوق الأوراق المالية مستوى الأسعار في السوق، استناداً إلى على عينة من أسهم الشركات التي يجري تداولها في أسواق الأوراق المالية المنظمة وغير المنظمة أو كليهما، و يجري اختيار العينة بطريقة تتيح للمؤشر أن يعكس حالة السوق المالي، ويعرّف المؤشر Index بأنه: أداة تستعمل لمعرفة اتجاهات السوق المالية وسلوكها بصدق، أو هو أداة لقياس التغيرات في الأسعار ومحاولة التنبؤ بها، ويمكن عدّها أرقاماً قياسية أو متوسطات مرجحة يتم الاسترشاد بها عند اتخاذ القرار الملائم في الأسواق المالية.

٥-٢-١ - الوظائف الاقتصادية والمالية لمؤشرات سوق الأوراق المالية:

إذا كان نشاط الشركات التي يجري تداول أوراقها المالية في السوق المالية يمثل المجال الأكبر من النشاط الاقتصادي في الدولة، وإذا اتّسمت السوق بقدر من الكفاءة، فإنّ المؤشر المصمّم بعناية لقياس حالة السوق كاملاً من شأنه أن يكون مرآة للحالة الاقتصادية العامة للدولة، كما يمكن لمؤشرات أسعار الأسهم أن تتنبأ بالحالة الاقتصادية المستقبلية، وذلك قبل حدوث أي تغيير بفترة زمنية.

من أهم وظائف مؤشرات البورصة* :

- قياس التطور في الأوراق المالية (بارومتر البورصات):
- يعد مؤشر البورصة بارومتراً لتطورها، لذلك يجب أن يكون المؤشر مبسطاً، ويعبر عن الواقع الفوري لوضع البورصة صعوداً أو هبوطاً.
- وعندما تكون حركة مؤشر أسعار الأسهم المتوقعة تتجه نحو الصعود، فيطلق على سوق رأس المال السوق الصاعدة (Bull Market)، أما عندما تكون حركة المؤشر المتوقعة تتجه نحو الهبوط فيطلق على السوق في هذه الحالة السوق النزولية (Bear Market)، وعادةً يوصف المضاربون في هذه السوق، أي عندما يعتقد المضارب

* العريبد، عصام، الاستثمار في بورصات الأوراق المالية (بين النظرية و التطبيق)، دار الرضا للنشر، دمشق، 2002 م، ص:37.

بأنَّ السَّوق سوف تأخذ منحني الصعود يسمَّى المضارب على الصعود (Bullish)، أمَّا في الحالة المعاكسة فيسمَّى المضارب على الهبوط (Bearish).

ومن ناحية أخرى يطلق على السَّوق بأنها صعودية عندما يزيد معدَّل العائد الذي تحقَّقه -وفقاً للمؤشِّر- على العائد على الاستثمار الخالي من المخاطر، والذي يقصد به عادةً معدَّل العائد على السندات الحكومية لسنة واحدة، أمَّا السَّوق النزوليَّة فهي حين يكون معدَّل العائد الذي تحقَّقه السَّوق وفقاً للمؤشِّر أقلَّ من العائد على الاستثمار الخالي من المخاطر.

- قاعدة أساسية في قياس أداء البورصة :

تساعد مؤشَّرات البورصة المستثمرين في مقارنة أداء استثماراتهم بالأداء الذي تحقَّقه، وأيضاً قياس كفاءة إدارات محافظ الأوراق الماليَّة وصناديق الاستثمار .

- تعد أداة المتاجرة في الأسواق المشتقة :

حيث تعدَّ مؤشَّرات البورصة أداة للمتاجرة بالبورصة في سوق المشتقات Derivative Markets بواسطة عقود المستقبلات والخيارات، التي تهدف لتحقيق الكثير من الأغراض للمستثمرين، أهمها تغطية الأخطار .

- تعد مؤشراً اقتصادياً :

حيث تساعد مؤشَّرات البورصات في عملية التقييم الاقتصادي للأصول والثروات القوميَّة على مستوى الاقتصاد الكلي، ومثال ذلك استخدام جداول العمليَّات الماليَّة في المحاسبة القوميَّة لتلك المؤشَّرات، وذلك عند تقييم أصول الشركات غير المدرجة بقوائم أسعار البورصة.

٥-٢-٢- أنواع مؤشَّرات سوق الأوراق الماليَّة:

هناك عدَّة أنواع من مؤشَّرات البورصة، بعضها يقيس حالة السوق عموماً، مثل مؤشِّر داو جونز لمتوسَّط الصناعة DJIA، ومؤشِّر 500 لستاندرد آند بورز، وهناك مؤشَّرات قطاعيَّة تقيس حالة السَّوق بالنسبة لقطاع أو صناعة معيَّنة، ومنها مثلاً مؤشِّر داو جونز لصناعة النقل، أو مؤشِّر ستاندر آند بورز لصناعة الخدمات العامَّة، ويمكن تصنيفها بحسب الآتي:

أ- مؤشَّرات عامَّة: تهتمَّ بحالة السوق كلها أي تقيس اتِّجاه السوق بمختلف القطاعات الاقتصاديَّة، ولذلك تحاول أن تعكس الوضع الاقتصادي للدولة المعنية، خاصَّة إذا كانت العينة تتكوَّن من جميع الأسهم المتداولة، وأنَّ تمثِّل جميع القطاعات تمثيلاً يعكس مساهمتها في الناتج الداخلي الإجمالي، عندئذٍ يقال إنَّ البورصة هي المرآة التي تعكس الوضع الاقتصادي للبلد محل الدراسة.

ب- مؤشَّرات قطاعيَّة: حيث تقتصر على قياس سلوك السوق بشأن قطاع معيَّن كقطاع الصناعة أو قطاع صناعة النقل أو قطاع الخدمات أو غيره من القطاعات، ومن أمثلة هذه المؤشَّرات مؤشِّر داو جونز لصناعة النقل، ومؤشِّر ستاندر آند بورز للخدمات العامَّة ومؤشِّر النفط والغاز وغير ذلك.

ج- مؤشَّرات الأسواق: إذا كان في الدولة سوق ثانية تتداول فيها أسهم الشركات المتوسطة الحجم، فإنَّه يمكن حساب مؤشِّر تلك السوق، وذلك لمعرفة اتِّجاهها و الشيء نفسه إذا كانت هناك سوق ثانية لتداول أسهم الشركات الصغيرة.

ومن حيث إمكان تداولها تنقسم المؤشرات إلى*:

أ- المؤشرات غير القابلة للتداول : هي المؤشرات التقليدية مثل Dow- Jones، وتهدف إلى إيجاز الأداء الكلي للبورصة في رقم واحد بطريقة موضوعية وحيدانية، وتنقسم تلك المؤشرات إلى المؤشرات الآتية :

- مؤشرات البورصة الرسمية : هي المؤشرات المصدرة من الهيئات الرسمية في البورصة، وتشمل مؤشرات قومية لمتابعة سلوك البورصة داخل الدولة، وقد تصدر من جهات أخرى كالمعاهد الإحصائية، والمؤسسات المالية .

- المؤشرات الدولية : وتنتشر بمعرفة بيوت السمسرة الدولية مثل مورجان ستانلي أو ميرلينشر .

ب- المؤشرات موضوع السوق (مؤشرات المتاجرة) : حيث تسمح هذه المؤشرات بالمتاجرة في البورصة كلها في السوق المشتقة، وسوق المستقبلات والخيارات، وتمكّن المستثمرين من إدارة محافظ الأوراق المالية وتغطية أخطارها، إضافة إلى المضاربة والمراجعة بين الأسواق المختلفة .

وتتميز المؤشرات موضوع السوق من تلك غير القابلة للتداول بخاصة المعلومات المستمرة، حيث إنّ انتعاش المؤشر يعني أن الكثير من المستثمرين قرروا توجيه إدارة محافظهم نحو هذا المؤشر، وبذلك يعكس المؤشر اختيار السوق، ويؤجر المعلومات التي يريد المتعاملون إيصالها إلى السوق، وتنقسم تلك المؤشرات إلى مؤشرات خاصة، ومؤشرات محلية، أو مستوردة، ومؤشرات متنوعة .

ج- مؤشرات المؤشرات (مؤشرات صناديق الاستثمار) :

ويقصد بتلك المؤشرات صناديق الاستثمار، حيث تقوم الشركات التي تدير الصناديق بتكوين مجموعة من الأصول المالية، التي تعدّ في الوقت نفسه مؤشراً مالياً، حيث يجري حساب قيم التصفية بطريقة حساب مؤشر البورصة التي تتكوّن من عينة الأصول المالية نفسها .

وهناك مؤشرات للبورصة على المستوى الدولي، وإن أكثر تلك المؤشرات تأخذ في حسابها، الأسهم العادية فقط، وتختلف فيما بينها في كل من طريقة حساب المؤشر، ومعايير اختيار الأوراق المالية المتضمنة للمؤشر، أو في الأسعار التي تؤخذ في الحسبان .

٥-٢-٣- كيفة تكوين مؤشرات سوق الأوراق المالية:

مهما تكن الطريقة يجب أن يحقّ تكوين مؤشر السوق الأهداف الآتية :

- أن يكون للمؤشر مغزى اقتصادي.

- أن يراعي القواعد الإحصائية.

- أن يكون قابلاً للتفسير .

مع التفاوت في احتساب مؤشرات أسواق الأوراق المالية وبنائها، إلّا أنّها تقوم جميعاً على الأسس التالية*:

• ملائمة العينة:

تعرف العينة، فيما يتعلق ببناء المؤشر، بأنها مجموعة الأوراق المالية المستخدمة في حساب ذلك المؤشر، وينبغي أن تكون ملائمة من ثلاثة مجالات، هي: الحجم والاتساع والمصدر، فيما يتعلق بالحجم (Size) فالقاعدة

* العريبد، عصام، الاستثمار في بورصات الأوراق المالية (بين النظرية و التطبيق)، مرجع سبق ذكره ، ص: 38 .

* حنفي، عبد الرحمن؛ قرياقص، رسمية، الاستثمار في الأوراق المالية، مرجع سبق ذكره، ص: 79-80.

العامّة في هذا الإطار تشير إلى أنّه كلّما كان عدد الأوراق الماليّة التي يشملها المؤشّر أكبر كلّما كان المؤشّر أكثر تمثيلاً وصدقاً لواقع السوق، أما الاتّساع (Breadth) فيعني أنّه يجب أن تشمل العينة المختارة مختلف القطاعات المشاركة في السوق، والمؤشّر الذي يستهدف قياس حالة السوق كلها ينبغي أن يتضمن أسهماً لمنشآت في كل قطاع من القطاعات المكوّنة للاقتصاد القومي من دون تمييز، أمّا إذا كان المؤشّر خاصاً بصناعة معيّنة، حينئذٍ تقتصر العينة على أسهم عدد من المنشآت الناشطة في تلك الصناعة، وفيما يخصّ المصدر (Source) فالمقصود به مصدر الحصول على أسعار الأسهم التي يبنى عليها المؤشّر، حيث ينبغي أن يكون المصدر هو السوق الأساسي الذي تتداول فيه الأوراق الماليّة.

• الأوزان النسبية:

تعرف الأوزان النسبية في بناء المؤشّرات بأنها القيمة النسبية للسهم الواحد داخل العينة، وهناك ثلاثة مداخل شائعة لتحديد الوزن النسبي للسهم داخل مجموعة الأسهم التي يقوم عليها المؤشّر، وهذه المداخل هي: *

- مدخل الوزن على أساس السعر (Price Weighting): أي نسبة سعر السهم الواحد للمنشأة إلى مجموع أسعار الأسهم الفردية الأخرى التي يقوم عليها المؤشّر، ما يؤخذ على هذا المدخل أن الوزن النسبي يقوم على سعر السهم وحده، في حين لا يكون سعر السهم مؤشراً على أهمية المنشأة أو حجمها.
- مدخل الأوزان المتساوية (Equal Weighting): وذلك بإعطاء قيمة نسبية متساوية لكل سهم داخل المؤشّر.
- المدخلان الأوّل والثاني قليلا الاستخدام، حيث نفضّل استخدام المدخل الثالث.
- مدخل الأوزان بحسب القيمة، أو الترجيح بالقيمة السوقية (Value Weighting): أي أن يُعطى وزن ترجيحي لكلّ سهم يدخل في العينة، على أن يتمّ ترجيحه في المؤشّر كنسبة معيّنة مقارنة بالقيمة السوقية لأسهم الشركات المتداولة، وهذا يعني أنّ الترجيح بالقيمة السوقية يعكس الفرص الاستثمارية المتاحة في السوق، أمّا إذا اتّبع أسلوب الأوزان المتساوية، فهذا يعني احتماليّة اختيار ورقة معيّنة بطريقة عشوائية.

وفيما يلي سنستعرض طريقة حساب مؤشّر الأوزان بحسب القيمة السوقية:

$$\times \text{Beginning Index Value } Index_t = \frac{\sum P_t Q_t}{\sum P_b Q_b}$$

$Index_t$: قيمة المؤشّر في الفترة t .

P_t : إقبال أسعار الأسهم في الفترة t .

Q_t : عدد وحدات الأسهم في الفترة t .

P_b : إقبال أسعار الأسهم في يوم الأساس b .

Q_b : عدد وحدات الأسهم في يوم الأساس b .

* Aqil Mohammed, Hadi Hacen, "Construction of Stock Indices for the Newly Formed UAE Stock Market", Journal of the Gulf and Arabian Peninsula Studies, N° 107, p. 42.

ومن المؤشرات التي تحسب بهذه الطريقة نذكر المؤشر المعروف ستاندرد آند بورز (500 الصناعي Standard & Poor's 500) والذي يرمز له بـ (S&P500).

والسؤال المطروح الآن: ما هي أهم العوامل التي تؤثر في أسعار الأسهم، ومن ثم في مؤشرات أداء بورصات الأوراق المالية؟

تتحدد أسعار الأسهم صعوداً وهبوطاً بناءً على تفاعل قوى العرض والطلب، وهذه القوى تتغير متأثرة بعدة عوامل أهمها:

- توقعات الأرباح التي يمكن تحقيقها الشركة.
 - مستوى أسعار الفائدة على الاستثمارات ذات الفوائد الثابتة، مثل الودائع المصرفية، والسندات التي تصدرها الحكومة.
 - الأحداث الدولية والمناخ السياسي.
 - أداء الاقتصاد الكلي وانعكاساته على الحالة النفسية للمستثمرين (التفاؤل أو التشاؤم).
- إن توقع الزيادة في الأرباح يؤدي إلى ارتفاع الأسعار في سوق الأوراق المالية والعكس صحيح، كما أن ارتفاع الفوائد على الودائع المصرفية، أو سندات الدين الحكومي يؤدي إلى انخفاض الأسعار، والعكس صحيح، ويؤدي التفاؤل والطمع في تحقيق المكاسب الرأسمالية بالمضاربة إلى ارتفاع الأسعار، كما يؤدي الخوف من تكبد الخسائر إلى الهروب من السوق وانخفاض الأسعار.

أي إن القيمة السوقية للسهم تتحدد على أساس قوى العرض والطلب، الذي تحكمه عوامل متعددة، فالسعر الحالي للسهم هو نتيجة عوامل مختلفة، سواء كانت عوامل مالية، أم سياسية، أم نفسية، وإن جميع هذه العوامل تنعكس في سعر السهم، لذلك سنهتم بدراسة حركة الأسعار واتجاهاتها من دون الخوض كثيراً بالأسباب وراء هذه الحركة.

تميل عادة أسعار الأسهم إلى التحرك في اتجاه معين باستثناء التقلبات الطفيفة التي تحدث للأسعار من وقت إلى آخر وتستمر على ذلك فترة طويلة إلى أن يعطي السوق نفسه إشارات واضحة على تغيير هذا الاتجاه، وهذا ما نسميه في العرف الإحصائي نظرية السير العشوائي لأسعار الأسهم، أي يكون للأسعار اتجاه عام.

المبحث الثالث - كفاءة أسواق الأوراق المالية:

تعد كفاءة السوق (Market Efficiency) من المصطلحات المهمة لفهم عمل الأسواق المالية، وكذلك مساهمتها في التنمية الاقتصادية للدولة، إذ يستخدم هذا المصطلح لشرح العلاقة بين المعلومات وأسعار الأسهم في أدبيات سوق المال .

وفقاً لمفهوم الكفاءة يتوقع أن تستجيب أسعار الأسهم في سوق الأوراق المالية بسرعة لكل معلومة جديدة ترد إلى المتعاملين فيه، من شأنها تغيير نظرتهم في الشركة المصدرة للسهم، حيث تتجه أسعار الأسهم صعوداً أو هبوطاً تبعاً لطبيعة الأنباء، إذا كانت إيجابية أم لا.

تتمثل الفكرة الأساسية في نظرية السوق الكفاء في أنّ أسواق الأسهم يجري فيها نشر المعلومات الخاصة بالأسهم بكل كفاءة، ومن ثم إذا كان المستثمرون والمحللون يستخدمون المعلومات نفسها المتاحة للعمامة عن الأسهم، فسوف يصبح صعباً على أي منهم تحقيق عوائد أعلى من الآخر، يعكس سعر السهم كل المعلومات المتاحة، ما يعني أنه ليس هناك فرصة لتسعير السهم بطريقة غير سليمة، إذا كان أحد الأسهم مقيماً بأقل من قيمته، فسوف يقوم المستثمرون بشراؤه بسرعة، وهو ما سوف يدفع سعر السهم لأعلى، ومن ثم يقلل العوائد للمستثمرين التاليين، وبالمثل سوف يجري بيع الأسهم المقيمة بأعلى من سعرها، وهو ما سيقلل السعر ويزيد العوائد للمستثمرين التاليين، أي لن يجري تسعير الأسهم بطريقة خاطئة فترة طويلة، وستستقر الأسهم عند قيمها الحقيقية.

وفي السوق الكفاء Efficient Market يعكس سعر سهم الشركة المعلومات المتاحة عنها، سواء كانت تلك المعلومات على شكل قوائم مالية، أم معلومات تبثها وسائل الإعلام، أم السجل التاريخي لسعر السهم، أم تحليلات وتقارير عن الحالة الاقتصادية العامة لأداء الشركة، والذي يتضمن مستويات العوائد الفعلية، ورسمة الأرباح وغيرها.

تتبع أهمية كفاءة السوق من أنها تؤدي إلى تحقيق التوازن في أسعار الاستثمارات، حيث إنه في السوق الكفاء، يجري تسعير الاستثمارات وفق المعلومات المتاحة وحركة السوق، وذلك يؤدي إلى إثراء العمل وتنميته، وبناءً عليه فإن السوق الكفاء يعني توافر المعلومات المطلوبة للسوق بسرعة، وانعكاس أثرها على أسعار الاستثمارات وحجم التعامل في السوق، فكلما زادت كفاءة السوق عكست أثر المعلومات المتاحة بسرعة من دون تحيز، و كان حجم التعامل كبيراً.

٥-٣-١ - الكفاءة الكاملة والكفاءة الاقتصادية:

-الكفاءة الكاملة:

لكي يسمّى مفهوم كفاءة السوق الكفاءة الكاملة (Perfectly Efficient Market) يقتضي توافر الشروط التالية:

- أن تكون المعلومات عن السوق متاحة للجميع وفي الوقت نفسه و من دون تكاليف.
 - عدم وجود قيود على التعامل مثل تكاليف المعاملات أو الضرائب، أو غيرها.
 - للمستثمر الحق في بيع الكمية التي يريدها من الأسهم أو شرائها ومن دون شروط وبسهولة ويسر.
 - وجود عدد كبير من المستثمرين بما يؤدي إلى عدم تأثير تصرفات بعضهم على أسعار الأسهم.
 - اتصاف المستثمرين بالرشد، أي إنهم يسعون إلى تعظيم المنفعة التي يحصلون عليها وراء استغلال ثرواتهم.
- الكفاءة الاقتصادية:

أما في ظل الكفاءة الاقتصادية للسوق فإنه يتوقع أن يمضي بعض الوقت منذ وصول المعلومات إلى السوق، حتى تبدو آثارها على أسعار الأسهم، ما يعني أن القيمة السوقية للسهم قد تبقى أعلى أو أقل من قيمته الحقيقية فترة من الوقت على الأقل، ولكن بسبب تكلفة المعلومات والضرائب، وغيرها من تكاليف الاستثمار لن يكون الفارق بين القيمتين كبيراً إلى درجة أن يحقق المستثمر من وراء ذلك أرباحاً غير عادية على المدى الطويل.

٥-٣-٢ - متطلبات كفاءة سوق رأس المال:

إن السوق الكفء هي السوق التي تحقق تخصيصاً كفئاً للموارد المتاحة (Allocation Efficiency) حتى يضمن توجيه تلك الموارد إلى المجالات الأكثر ربحية، وفي هذا الصدد، تلعب السوق الكفء دورين أحدهما مباشر والآخر غير مباشر:

- الدور المباشر: يقوم على حقيقة مؤداها أنه عندما يقوم المستثمرون بشراء أسهم منشأة ما، فهم في الحقيقة يشتركون عوائد مستقبلية، وهذا يعني أن المنشآت التي تتاح لها فرص استثمار واعدة سوف تستطيع بسهولة إصدار المزيد من الأسهم، وبيعها بسعر ملائم، ما يعني زيادة حصة الإصدار، وانخفاض متوسط تكلفة الأموال.
 - الدور غير المباشر: يعد إقبال المستثمرين على التعامل في الأسهم التي تصدرها المنشأة بمنزلة مؤشر أمان للمقترضين، ما يعني إمكان حصول المنشأة على المزيد من الموارد المالية بإصدار سندات، أو إبرام عقود اقتراض مع المؤسسات المالية، وعادة ما يكون سعر فائدة معقول.
- ولكي يتحقق التخصيص الكفء للموارد المالية المتاحة ينبغي أن تتوافر فيه سمتان أساسيتان، هما: كفاءة التسعير وكفاءة التشغيل*.

وتعرف كفاءة التسعير (Price Efficiency) أو الكفاءة الخارجية: بأنها سرعة وصول المعلومات الجديدة إلى جميع المتعاملين في السوق من دون فاصل زمني كبير، وأن لا يخسروا في سبيلها تكاليف باهظة، ما يجعل أسعار الأسهم مرآة تعكس المعلومات المتاحة كلها، بذلك يصبح التعامل في السوق لعبة عادلة Market Fair Game، فالجميع لديهم الفرصة نفسها لتحقيق الأرباح، إلا أنه يصعب على أحدهم تحقيق أرباح غير عادلة على حساب الآخرين.

أما كفاءة التشغيل (Operational Efficiency) أو الكفاءة الداخلية: فتعني قدرة السوق على خلق توازن بين العرض والطلب من دون أن يخسر المتعاملون فيه تكلفة عالية للمسمرة، و من دون أن يتاح للتجار والمختصين، أي صناع السوق، فرصة لتحقيق هامش ربح فعال فيه، وكما يبدو فإن كفاءة التسعير تعتمد كثيراً على كفاءة التشغيل.

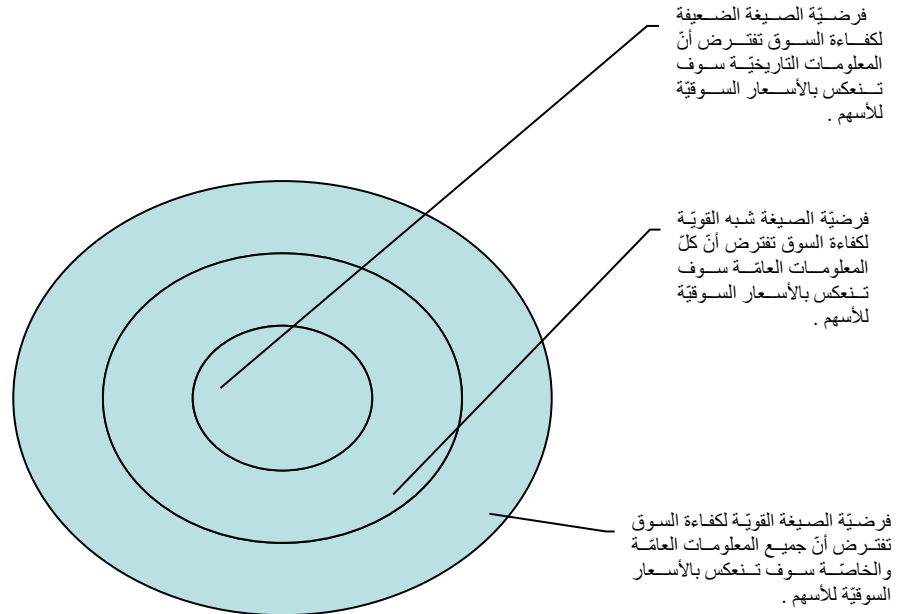
المبحث الرابع - الصيغ المختلفة لكفاءة سوق الأوراق المالية :

* حنفي، عبد الغفار، الاستثمار في الأوراق المالية (أسهم- سندات- وثائق الاستثمار)، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2007، ص: 192.

من الأمور التي يجب إدراكها هي أن كفاءة سوق الأوراق المالية هي مفهوم ليس مطلقاً، وإنما هي تحديد نسبي، يتحدّد من مدى استجابة الأسعار السوقية للأوراق المالية للمعلومات والبيانات المتاحة، والتي يجب أن توفرها السوق بسرعة، و بدون كلفة وببسر لجميع المتعاملين في السوق من دون استثناء، ولهذا فإنّ مفهوم كفاءة السوق هو مفهوم نسبي، يتحدّد بطبيعة العلاقة بين القيمة السوقية للسهم أولاً، و المعلومات والبيانات التي تحدّد قرار المستثمر في هذا السهم ثانياً.

ومن دراسة تطبيقية نشرها البروفسور Fama عام 1965م حلل وفحص حركة أسعار الأسهم المستخدمة في حساب متوسط Dow Jones الصناعي، حيث راقب Fama الحركة اليومية لأسعار أسهم (30) شركة، وخلال (5) سنوات خلص Fama من دراسته إلى قياس درجة العشوائية التي تحصل في تقلّبات أسعار الأسهم، وقد بين أنّ المعلومات الجديدة التي تصل إلى المستثمر في الأسهم على نحو مفاجئ قادرة أن تغيّر من نظرة المستثمر المستقبلية، و لأنّ المعلومة التي تصل إلى المستثمر مستقلة عن غيرها من حيث الزمن، لذلك فإنّ التغيرات في أسعار الأسهم سوف تتقلّب عشوائياً صعوداً ونزولاً وفقاً لنوع المعلومة التي ترد إلى السوق.

حدّد Fama من هذه الدراسة ثلاثة مستويات لكفاءة السوق*، يمكن إظهارها من الشكل التالي:



* Beaver, William H., " Market Efficiency", The Accounting Review, (Jan. 1981), p. 23-37.

Hypothesis:

تتوافر المعلومات عن الأسهم وفق هذه الصيغة على نحو عشوائي، ومن المعروف أن الأسهم تستجيب بشدة للأخبار المختلفة، حيث تؤدي الأخبار السيئة إلى هبوط سعر السهم مباشرة، بينما يكون للأخبار الجيدة أو السارة تأثير إيجابي فوري على سعر السهم، تتوافر المعلومات الجيدة أو السيئة عن أحد الأسهم عشوائياً، ولا يمكن للمستثمرين توقع هذه الأخبار بدقة، يعني هذا أن التغيرات في أسعار الأسهم سوف تتحرك عشوائياً. سنركز في بحثنا هذا على الشكل الضعيف للكفاءة، حيث سنقوم في المجال العملي باختبار فرض الكفاءة الضعيفة للسوق المالية السعودية.

قامت أبحاث كثيرة بدراسة هذا الشكل من كفاءة سوق الأوراق المالية، وقياس مدى الكفاءة وفق هذا الافتراض، وذلك باستخدام أساليب متعددة، وقد اتفق معظم الباحثين في هذا المجال على الأساليب التالية* :

١- أسلوب التخلّص المستمر من الأسهم (قاعدة التصفية) Filter Rule :

تتم المقارنة وفق هذا الأسلوب بين سياستين من سياسات الاستثمار في الأوراق المالية، هما سياسة شراء الأسهم والاحتفاظ بها، أو عدم الاحتفاظ بها، أي التخلّص منها " التصفية المستمرة "، فمن المعروف أن المستثمر قد يشتري السهم ليحتفظ به مدة طويلة، أو يشتري ويبيع على نحو مستمر، وفي هذا الأسلوب تجري مقارنة عائد السهم في حالة الاحتفاظ به مدة طويلة وحالة بيعه باستمرار عندما تتغير الأسعار، فإذا جاءت نتيجة الاختبار أن المستثمر يتمكن من تحقيق عائد أكبر نتيجة عملية التصفية، عدّ ذلك مؤشراً على عدم كفاءة السوق، حيث يستطيع المستثمر تحقيق أرباح غير عادية باستخدامه لأسعار الأسهم السابقة كمعلومات.

٢- أسلوب الارتباط التسلسلي :

حيث يجري تحليل العلاقة بين عائد السهم (أو عائد مؤشر أسعار الأسهم) في فترة ما، والفترات السابقة، وذلك بتحديد معامل الارتباط بين العوائد، ومن هذه العلاقات يمكن تحديد مدى الارتباط بين عوائد الأمس واليوم، فإذا جاء معامل الارتباط منخفضاً وغير معنوي دلّ ذلك على كفاءة السوق، وقد قام Fama بتطبيق هذا الأسلوب على عدة أسواق، ووجد أن درجة الارتباط التسلسلي تساوي صفراً، أي إن متوالية التغيرات في العوائد مستقلة عن بعضها، ومن ثم فإن ذلك يؤكد كفاءة هذه الأسواق في صورتها الضعيفة .

٣- اختيار الأنماط الطارئة:

من الانتقادات الموجهة إلى سلسلة الارتباط، وقواعد التصفية أنهما قد يخفقا في اكتشاف الأنماط الطارئة في التغيرات السعرية، يمكن القول أن التغيرات السعرية تأخذ شكلاً عشوائياً، ولكن من الممكن من وقت إلى آخر أن تأخذ نمطاً محدداً، و من الممكن تتبعه، وللتأكد من مدى إمكان حدوث ذلك، و يمكن استخدام اختبارات التغير في اتجاه الأسعار Runs Tests، التي تهدف إلى معرفة عدد مرّات تغير اتجاه الأسعار، وطول الفترة في كل مرّة، وتظهر العينة التالية من الأسعار أربعة تغيرات سعرية يومية على التوالي: موجب، صفر، سالب، موجب:

$$\Delta p^+, \Delta p^+, o, \Delta p^-, \Delta p^+, \Delta p^+$$

* Fama, Equene, " Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, (May, 1970), p. 383-417.

حيث يشير $(2\Delta P^+)$ إلى حركة سعرية بالارتفاع ليومين متتاليين، بينما يشير الرمز (ΔP^-) إلى حركة سعرية بالانخفاض ليوم واحد فقط، ويشير الرمز (0) إلى انعدام التغير في السعر، وإذا تبين من نتائج تحليل الاختبار عدم وجود ارتباط بين إشارات التغيرات في الأسعار، فإن ذلك يمكن أن يعدّ دليلاً على أنّ هناك نمطاً من الحركة غير العشوائية.

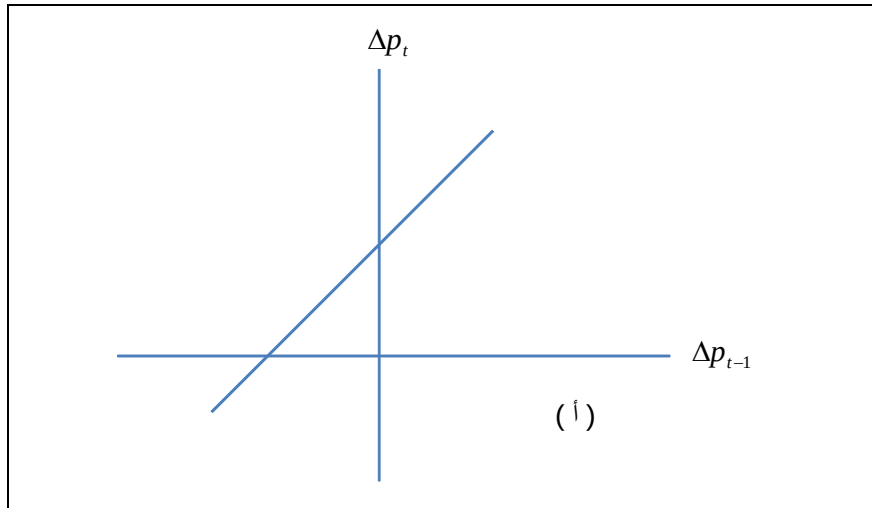
وقد قام Melnish و زملاؤه^(*) باستخدام هذا الأسلوب في دراسة مدى كفاءة الكثير من الأسواق المالية الدولية، وأوضحت نتائج الدراسة عدم وجود ارتباط بين إشارات التغيرات في الأسعار، ومن ثم كفاءة هذه الأسواق في صورتها الضعيفة .

٣- أسلوب تحليل الانحدار للتغيرات في أسعار الاستثمارات :

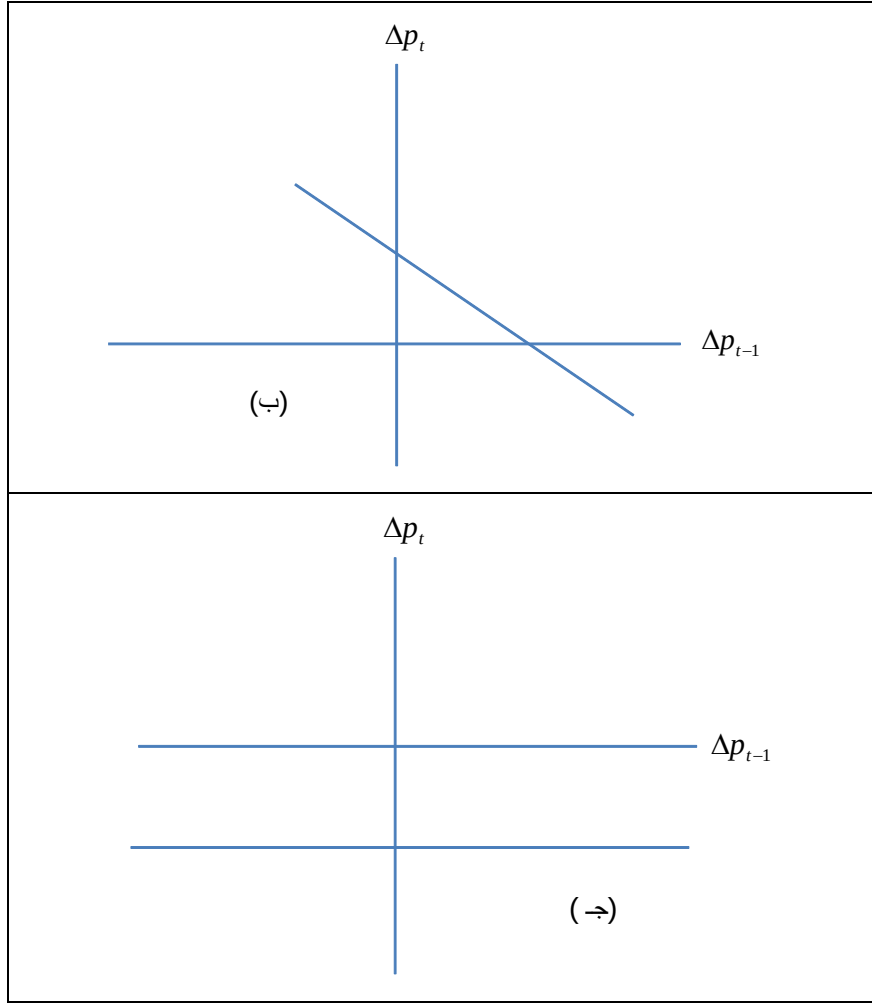
حيث يجري دراسة مدى انحدار، أو ميل التغير في الأسعار في يوم ما مقارنة باليوم السابق بالعلاقة :

$$\Delta p_t = a + b\Delta p_{t-1}$$

حيث إنّ Δp_t : تمثل التغير في الأسعار في اليوم t ، و Δp_{t-1} : تمثل التغير في الأسعار في اليوم السابق، ويأخذ الانحدار أحد الأشكال الثلاثة التالية :



^(*) Melnish, Thomas, H. ; Doneld , J., Pughisi, " The efficiency of the international money markets", Journal of Business Finance and Accounting, (Vol.9, No. 2), 1982, p.167- 177.



الشكل (٧) : احتمالات الانحدار والتغيرات في الأسعار.

المصدر : (Levy, H.; Marshall,S.) *

حيث يمثل الشكل (أ) الانحدار الموجب، ويشير ذلك إلى وجود احتمال بارتفاع السعر في اليوم الحالي عن اليوم السابق، بينما يمثل الشكل (ب) الانحدار السالب، أي احتمال انخفاض السعر في اليوم الحالي عن اليوم السابق، وفي كلتا الحالتين يستطيع المستثمر استخدام المعلومات التاريخية لتحديد اتجاه استثماراته، أي إن السوق غير كفء .

بينما يمثل الشكل (ج) السلوك الحقيقي للأسعار، التي تكون فيها التغيرات في السعر مستقلة عن التغيرات السابقة، ومن ثم تشير إلى كفاءة السوق .

* Levy, H.; Marshall,S. " Portfolio and investment selection: Theory and practice", (Prantice- Hall, Inc.), 1984, p.671

٥- أسلوب اختبار مستوى الاستقرار Stationary للسلسلة الزمنية لعوائد الأسهم (أو لعوائد مؤشرات الأسهم) باستخدام اختبارات جذر الوحدة Unit Root: بوساطة هذا الأسلوب نختبر فرضية السير العشوائي للعوائد في السوق المالية باستخدام أحد اختبارات جذر الوحدة، وليكن اختبار ADF والذي شرحناه مفصلاً في الفصل الثاني.

إضافة إلى ذلك فقد جرى استخدام الكثير من الاختبارات التطبيقية لهذه الصورة من صور كفاءة السوق، وذلك بدراسة مدى الارتباط بين عوائد الاستثمارات بالسوق، حيث اتضح أنه ليس هناك ارتباط بين تلك العوائد، أي إن العوائد تتغير عشوائياً، ما يؤيد وجود هذا المستوى، وقد ارتبطت هذه الاختبارات بالأوراق المالية الشائعة في أسواق الولايات المتحدة، وبعض الأوراق في أسواق أخرى .

٥-٤-٢- فرضية الصيغة شبه القوية لكفاءة السوق Semi-Strong Efficient Market

Hypothesis:

تتحقق هذه الفرضية إذا كانت كل المعلومات العامة المتاحة، التي سبق نشرها أو تداولها، منعكسة في أسعار الأسهم، أي إن الأسعار تعكس بكفاءة تلك المعلومات المعلنه عن الشركة المعنية، مثل إعلان توزيع الأرباح، و إعلان الأرباح السنوية، و التغيرات في الدخل السنوي، و التغيرات في الإدارة، أي تلك المعلومات التي تحتويها التقارير السنوية وغيرها، وإذا كانت أسعار الأسهم تعكس تلك المعلومات، فلن يستطيع أي مستثمر لو قام بالتحليل الأساسي لتلك المعلومات أن يحقق أرباحاً غير عادية على حساب آخرين، إلا إذا حصل على معلومات جديدة غير متاحة لهؤلاء .

٥-٤-٣- فرضية الصيغة القوية لكفاءة السوق Strongly Efficient Market Hypothesis:

تتحقق هذه الفرضية إذا كانت جميع المعلومات العامة والخاصة وكل ما يمكن معرفته (Everything that is Knowable) منعكسة في أسعار الأسهم، أي إن هذا الشكل من الكفاءة يمثل ردّة فعل السوق على جميع المعلومات، ومنها المعلومات الخاصة، التي لا تتاح للعامة، ومن ثم لا يمكن لأي مجموعة من المستثمرين استخدام معلومات تسمح لها بالحصول على أرباح غير عادية، حتى ولو استعان بخبرة أفضل مستشاري الاستثمار .

المبحث الخامس - سوق السعودية للأوراق المالية :

تعدّ السوق المالية السعودية أول سوق الكترونية في منطقة الشرق الأوسط، وأكبر الأسواق العربية من حيث القيمة الرأسمالية لأسهم الشركات المدرجة في الأسواق المالية في العالم العربي .

٥-١-٥ - لمحة عن نشأة سوق السعودية للأوراق المالية:

بدأت الشركات السعودية المساهمة نشاطاتها في أواسط الثلاثينيات من القرن الماضي، عندما جرى تأسيس الشركة العربية للسيارات أول شركة مساهمة في السعودية، وبحلول عام 1975 م كان هناك نحو 14 شركة مساهمة، وقد أدى النمو الاقتصادي السريع مع عمليات سعودة جزء من رأس مال البنوك الأجنبية في السبعينيات إلى تأسيس عدد ضخم من الشركات والبنوك المساهمة.

ظلت السوق المالية السعودية غير رسمية حتى أوائل الثمانينيات من القرن الماضي، عندما بدأت الحكومة بالنظر في إيجاد سوق مالية منظمة للتداول، وإيجاد الأنظمة الضرورية لذلك، إذ جرى في عام 1984 م تشكيل لجنة وزارية من وزارة المالية والاقتصاد الوطني، و وزارة التجارة ومؤسسة النقد العربي السعودي، لتنظيم السوق وتطويره، وكانت مؤسسة النقد العربي السعودي الجهة الحكومية المعنية بتنظيم السوق ومراقبته إلى أن جرى تأسيس هيئة السوق المالية في عام 2003 م بموجب " نظام السوق المالية " الصادر بالمرسوم الملكي

(م/ 30) التي تشرف على تنظيم السوق المالية ومراقبتها بإصدار اللوائح والقواعد الهادفة إلى حماية المستثمرين وضمان العدالة والكفاءة في السوق.

للسوق السعودية كباقي الأسواق مؤشرات تعكس مستوى الأسعار واتجاه السوق، حيث هناك ستة عشر مؤشراً (المؤشر العام للسوق و مؤشرات القطاعات).

يقيس المؤشر العام للتداول أداء أسهم الشركات المتداولة في سوق الأسهم في السعودية، ويعد المؤشر معياراً استرشادياً للمستثمرين لتقييم أداء واتجاهات التداول في السوق.

تغطي الشركات المكونة للمؤشر العام للتداول أغلب القطاعات المكونة للاقتصاد السعودي، وتهيمن الشركات المدرجة في قطاعي المصارف والخدمات المالية والصناعات البتروكيماوية على تكوين المؤشر، ترتفع القيمة السوقية للمؤشر العام للتداول وتنخفض بناءً على أداء أسهم الشركات المدرجة.

• أهداف السوق :

حدّدت القواعد المنظمة لتداول الأسهم أهداف السوق فيما يلي :

- العمل على تطوير عملية تداول الأسهم على نحو يخدم خطط التنمية الاقتصادية في المملكة العربية السعودية، ومن ذلك استخدام أحدث الأنظمة التقنية المستخدمة في أسواق المال العالمية.
- تنمية الوعي لدى كل من المدخرين والمستثمرين، على نحو يكفل توجيه المدخرات الوطنية إلى القطاعات الاقتصادية المنتجة.
- توفير المعلومات المالية عن الشركات المساهمة المتداولة أسهمها لجميع المستثمرين.
- توفير إحصائيات تداول الأسهم ومنها الأسعار اليومية لأي جهة تستفيد منها.
- تطوير أساليب التداول على نحو يكفل توفير السيولة وحماية مصالح المستثمرين.
- توفير التمويل طويل الأجل للشركات القائمة أو الحديثة.

• الإطار التشريعي والمؤسسي للسوق :

أ- الإطار التشريعي :

يتضمن الإطار التشريعي الذي يحكم تداول الأسهم في سوق الأسهم السعودية على نحو رئيس نظام الشركات السعودية، والقواعد التنفيذية لتنظيم عملية تداول أسهم الشركات بوساطة البنوك المحلية، إضافة إلى تعليمات مكننة عمليات شراء الأسهم وبيعها بوساطة النظام الآلي لتداول الأسهم (ESIS) .

ب- الإطار المؤسسي :

يتضمن الإطار المؤسسي الذي يحكم تداول الأسهم في سوق الأسهم السعودية ثلاث جهات، هي :

- اللجنة الوزارية المشكلة من وزير التجارة ووزير المالية ومحافظ مؤسسة النقد العربي السعودي .
- لجنة الإشراف الدائمة، وهي مكونة من مندوبين من كل من وزارة التجارة، ووزارة المالية، ومؤسسة النقد العربي السعودي .
- إدارة الرقابة على الأسهم في مؤسسة النقد العربي السعودي، ومهمتها التحقق من تنفيذ القواعد التنظيمية لعملية التداول والإشراف اليومي على جميع عمليات تداول الأسهم .

• شروط الإدراج ومتطلباته :

يجري إدراج أسهم الشركات المساهمة السعودية في سوق الأسهم إذا تحققت الشروط التالية :

- أن تكون شركة مساهمة عامة، أسهمها قابلة للتداول طبقاً لنظام الشركات السعودية .
- لا يجوز تداول الأسهم النقدية التي يكتب بها المؤسس، أو الأسهم العينية، أو حصص التأسيس في السوق قبل نشر قائمتي الدخل والمركز المالي عن سنتين ماليتين كاملتين، مدة كل منهما 12 شهراً من تأسيس الشركة، أو من تاريخ قرار تحويلها إلى شركة مساهمة .
- أن تقدم الشركة طلباً للإدراج مرفقاً به نسخة من النظام الأساسي، وقائمة بأعضاء مجلس إدارتها ونموذج لشهادة ملكية أسهمها .

• خصائص سوق الأسهم السعودية*:

تنقسم سوق الأسهم السعودية ببعض السمات، التي يمكن إيجاز أهمها فيما يلي :

* المالكي، عبد الله، " سوق الأوراق المالية والأداء الاقتصادي في المملكة العربية السعودية، اللقاء السنوي الخامس عشر لجمعية الاقتصاد السعودية بالتعاون مع هيئة السوق المالية " ، نوفمبر 2005 م، ص:24.

- حادثة النشأة : تعد سوق الأسهم السعودية من الأسواق الناشئة من حيث الاهتمام والتنظيم، فالاستثمار في الأسهم لم يصبح استثماراً جذاباً ومعروفاً على نحو عام إلا بعد حدوث طفرة البترول الأولى 1973م، وسعودة البنوك التجارية في المملكة في بداية الثمانينيات من القرن العشرين .
- ضعف حجم التداول .
- صغر حجم السوق.
- حساسية السوق، وتعود هذه الحساسية إلى ضيق السوق، ولارتباط السوق السعودي للأسهم بالأحداث الاقتصادية العالمية مثل أثر ارتفاع أسعار الفائدة أو انخفاضها في الولايات المتحدة الأمريكية والدول الأوروبية على الاقتصاد السعودي .
- غياب صانعي السوق الرسميين : ليس في سوق الأسهم السعودية من يطلق عليهم (صانعو السوق)، ويجري التداول بوساطة وحدات التداول في البنوك التجارية المختلفة .
- عدم شفافية المعلومات.
- اقتصر التعامل في السوق على الأسهم فقط .
- يسيطر على السوق أسلوب المضاربات على التعاملات في السوق، ما يؤدي إلى ارتفاع الأسعار على نحو غير منطقي وغير مبرر، ولا يمشي مع المراكز المالية للشركات، خاصة الحديثة النشأة، أو تلك التي لم تطرح أسهمها للتداول بعد، كما يلحق صغار المستثمرين بخسائر فادحة نتيجة لقيام كبار المضاربين بتداولات غير واقعية (وهمية) تعتمد على نقل الشائعات الكاذبة وترويجها .
- وجود وسطاء غير متخصصين، وغير مرخص لهم مثل مكاتب العقارات والأسهم وغيرها .
- افتقار السوق لصناعة التحليل المالي، وبيوت الخبرة المتخصصة لتقديم الاستشارات والتحليل المالية في مجال الاستثمار .
- صعوبة وتعقيد الشروط التي يجب توافرها في الشركات التي تريد الدخول إلى السوق كشركات مساهمة.
- تملك الحكومة أو قليل من المستثمرين لأسهم كثيرة في بعض القطاعات، و هذا يعني أنّ ما يتاح للتداول لا يمثل سوى نسبة بسيطة (حوالي النصف) .
- وتجدر الإشارة إلى أنّ المملكة العربية السعودية تتمتع بأداء اقتصادي جيد، حيث تعتمد المملكة على أسعار النفط على نحو كبير لدفع النمو في الاقتصاد، ما قد يعرض الاقتصاد السعودي، ومن ثم الشركات العاملة فيه وتلك المدرجة في سوق الأسهم السعودية لمخاطر انخفاض أسعار النفط.

٥-٢- النظام الآلي لتداول الأسهم السعودية (ESIS):

هو نظام الكتروني متكامل للتداول والتسويات والمعلومات، ولا يعتمد على قاعدة التداول التقليدية، حيث ترتبط وحدات التداول المركزية بالبنوك (الوسطاء) بمؤسسة النقد بوساطة حاسب آلي مركزي.

ويقوم هذا النظام الآلي بتوفير معلومات آنية عن أسعار الصفقات المنفذة وأحجامها، إضافة إلى معلومات عن الشركات المساهمة المتداولة أسهمها في السوق، وبوساطة هذا النظام جرى تركيز جميع عمليات تداول الأسهم في سوق مركزي واحد، وتعد سوق الأسهم السعودية أول سوق الكتروني للأسهم في المنطقة، تجري جميع عملياته بطريقة آلية، ومن مزايا النظام الآلي (ESIS) توفير معلومات آنية عن أسعار العروض، والطلبات المنفذة وكمياتها بوساطة شاشات العرض في أكثر من (400) فرع من فروع البنوك المحلية وبعض فروعها في الخارج، إضافة إلى توفير معلومات عن الشركات بوساطة شاشات مخصصة لذلك، ويوفر النظام العدالة والمساواة في التعامل لجميع المتعاملين في السوق، هذا وقد بدأ العمل بالنظام الآلي لمعلومات الأسهم السعودية (ESIS) مع بداية النصف الثاني من عام 1990م، وعلى نحو تدريجي، حيث جرى تطوير النظام محلياً من مؤسسة النقد العربي السعودي (SAMA) بدءاً من مكننة عمليات التسويات، ونقل الملكية في مرحلة أولى، تلا ذلك تطوير مرحلة التداول الالكتروني في عام 1990م.

٥-٣- نظام تداول Tadawul:

في عام 2001م قامت مؤسسة النقد العربي السعودي (SAMA) بتطبيق نظام جديد يدعى نظام (تداول)، والهدف منه إتمام صفقات البيع والشراء، وتحصيل قيمة الأسهم المتداولة بوساطة حلقة قصيرة المدى، ويقوم هذا النظام على أساس السوق المستمرة التي تحركها أوامر البيع والشراء، ويقدم بيانات آنية عن الأسعار والكميات المتداولة، ومعلومات عن الشركات، ومن أهم مزايا هذه النظام أنه يتيح التسوية السريعة والدقيقة للصفقات، وفي يوم تنفيذها نفسه. كما يتّصف بالمرونة من حيث بقاء الأوامر في السوق وفق تاريخ صلاحية الأمر، وبالشفاية بوساطة الإعلان الفوري عن أسعار السوق، وإعلانات الشركات للبنوك والمستثمرين في السوق.

٥-٤- نظام السوق المالية :

صدر نظام السوق المالية بموجب المرسوم الملكي (م/30) بتاريخ 17 حزيران 2003 م، والمبني على قرار مجلس الوزراء (91) تاريخ 16 حزيران 2003 م، والمتضمن الموافقة على مشروع نظام السوق المالية في المملكة، ونصّ نظام السوق المالية على إنشاء السوق المالية السعودية شركة مساهمة، وهي الجهة الوحيدة المصرح لها بمزاولة العمل في تداول الأوراق المالية في المملكة العربية السعودية.

٥-٥- هيئة السوق المالية Capital Market Authority (*) :

تأسست هيئة السوق المالية بموجب نظام السوق المالية الصادر بالمرسوم الملكي (م/30) تاريخ 31 تموز 2003م، وهي هيئة حكومية ذات استقلال مالي وإداري، وترتبط مباشرة برئيس مجلس الوزراء، وتتولّى الهيئة

(*) مقتبس من الموقع الرسمي للهيئة على شبكة الانترنت www.cma.org.sa.

الإشراف على تنظيم السوق المالية وتطويرها، وإصدار اللوائح والقواعد والتعليمات الضرورية لتطبيق أحكام نظام السوق المالية، لتوفير المناخ الملائم للاستثمار في السوق، وزيادة الثقة فيه، والتأكد من الإفصاح الملائم والشفافية للشركات المساهمة المدرجة في السوق، وحماية المستثمرين والمتعاملين بالأوراق المالية .

صلاحيات الهيئة :

تتصف الهيئة بالصلاحيات التالية :

- تنظيم السوق المالية وتطويرها، وتنمية أساليب الأجهزة والجهات العامة في تداول الأوراق المالية.
- حماية المستثمرين من الممارسات غير العادلة، وغير السليمة التي تنطوي على احتيال وتلاعب، أو التداول بناءً على معلومات داخلية.
- العمل على تحقيق العدالة، والكفاءة والشفافية في معاملات الأوراق المالية.
- تطوير الضوابط التي تحدّ من المخاطر المرتبطة بعمليات الأوراق المالية.
- تنظيم إصدار الأوراق المالية وتداولها.
- تنظيم ومراقبة الإفصاح عن المعلومات المتعلقة بالأوراق المالية والجهات المصدرة لها.

٥-٥-٦ - المؤشر العام لأسعار الأسهم المحلية:

الهدف من مؤشر سوق الأوراق المالية هو قياس مستوى الأسعار في السوق، ويقوم مؤشر الأسهم بدور كبير في تقييم أداء السوق، إذ يعبر عن اتجاه السوق، لذلك تغيد مؤشرات سوق الأسهم في الاسترشاد بها لاتخاذ القرارات الاستثمارية وتوقيتها، وتساعد الباحثين على التنبؤ الاقتصادي لوجود علاقة طردية بين مؤشرات أسعار الأسهم والدورات الاقتصادية، كما تساعد المستثمر العادي على قياس المحافظ الاستثمارية المختلفة ومقارنتها ومعرفة فعالية السوق .

يقوم المركز الوطني للمعلومات المالية والاقتصادية التابع لوزارة المالية بإعداد هذا المؤشر (**)، ويعد هذا المؤشر مؤشراً أسبوعياً، يتخذ من 28 شباط 1985م فترة أساس =1000، وقد جرى وضع المؤشر بناء على الوسط المرجح لأسعار أسهم الشركات، وقد بدأ المؤشر بـ (33) شركة، أما الآن فإنه يضم (77) شركة مساهمة يجري تداول أسهمها وإعلان أسعارها لحظياً بوساطة نظام تداول Tadawul، كما يجري وضع هيكل مؤشر المركز الوطني لأسعار الأسهم المحلية طبقاً للمعادلة المستخدمة في المؤشر الأمريكي المعروف ستاندرد آند بورز (500) الصناعي (Standard & Poor's 500)، إذ يجري ترجيح المؤشر بوساطة الرسملة السوقية للشركات ذات الأسهم المتداولة في السوق .

وتجدر الإشارة إلى أن الصيغة الرياضية للمؤشر مرنة، أي إنها تسمح للمؤشر بالتكيف في الحالات التالية :

- دخول إحدى الشركات من السوق أو خروجها.

(**) بدأت مؤسسة النقد العربي السعودي بإعداد هذا المؤشر منذ عام 1996 م.

- إصدار أسهم مجانية.
- توزيع أرباح على صورة أسهم.
- تخصيص الأسهم المجانية، وحقوق الإصدار، وزيادة رأس المال.
- طلب دفعة من رأس المال المدفوع جزئياً.
- الدمج وال شراء.

قدّمنا في هذا الفصل عرضاً وافياً ومبسّطاً لبعض المجالات النظرية للأسواق المالية على نحو عام وللسوق المالية السعودية على نحو خاص، حيث تناولنا خصائص الأسواق المالية من حيث أنواعها، وأنواع الأوراق المالية المدرجة فيها، وشروط إدراج الأوراق المالية فيها، والمتطلبات الأساسية لإقامتها، ثم استعرضنا بعد ذلك أهمية مؤشرات السوق المالية في معرفة ما يجري في السوق باعتبارها أرقاماً قياسية يمكن الاسترشاد بها عند اتخاذ القرار، كما استعرضنا وظائفها الاقتصادية والمالية، وأنواعها، وكيفية تكوينها.

كما تناولنا في هذا الفصل مفهوم كفاءة سوق الأوراق المالية، والصيغ المختلفة لكفاءة السوق (الصيغة الضعيفة، والمتوسطة، والقوية)، وبيننا وجه الاختلاف بينها تبعاً للعلاقة بين القيمة السوقية للسهم أولاً ونوع المعلومات التي ترد إلى السوق ثانياً .

وأخيراً قدّمنا لمحة عن السوق المالية السعودية من حيث نشأتها، وأهدافها، والنظام الآلي لمعلومات الأسهم السعودية، ونظام تداول، ونظام السوق المالية، وهيئة السوق المالية، والمؤشر العام لأسعار الأسهم المحلية، وذلك باعتبار الجانب التطبيقي في بحثنا والذي سنستعرضه في الفصل القادم، سيعتمد على بيانات هذه السوق.

الفصل السادس - تحليل بيانات السلاسل الزمنية للمؤشر العام ولمؤشرات القطاعات في السوق المالية السعودية :

سنتناول في هذا الفصل المباحث التالية:

- بيانات الدراسة .
- دراسة استقرار السلاسل الزمنية للمؤشر العام للسوق المالية السعودية ولمؤشرات القطاعات عينة البحث .
- خصائص السلاسل الزمنية لعوائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية ولمؤشرات القطاعات عينة البحث وأهم مؤشرات الإحصائية .
- اختبار كفاءة السوق المالية السعودية .

- تطبيق طريقة بوكس و جَنكَنز لنمذجة السلاسل الزمنية للعوائد في السوق المالية السعودية .
- إجراء اختبار ARCH لبواقي نماذج بوكس و جَنكَنز .
- نمذجة تَقَلَب عوائد المؤشرات .
- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة باستخدام نموذج GARCH- M .

المبحث الأول- بيانات الدراسة :

بقيت عملية احتساب المؤشر حتى نهاية عام ٢٠٠٦ م غير واقعية، ولا تعكس وضع سوق الأسهم السعودية، والسبب في ذلك يكمن في طريقة حساب المؤشر، التي تعتمد على جميع الأسهم المصدرة بما فيها حصّة الدولة، حيث تعد الكميات المطروحة للتداول في السوق قليلة مقارنة بحصة الدولة. لذلك بدأت هيئة السوق المالية تسارع الخطا من أجل دراسة أوضاع المؤشر العام لسوق الأسهم السعودية، حيث تلقت الهيئة كثيراً من المقترحات التي تهدف إلى إصلاح أوضاع السوق التي يعيشها على خلفية انهيار شباط

٢٠٠٦ م، وكان في مقدّماتها إعادة حساب المؤشر العام و قراءته بطرق صحيحة على نحو يعكس الوضع الحقيقي للسوق.

ونتيجة للتطورات العالمية في مجال احتساب الأرقام القياسية و لزيادة قدرة هذه الأرقام على عكس أداء السوق قامت هيئة السوق المالية بالاتفاق مع شركة السوق المالية "تداول" على تطوير رقم قياسي جديد مبني على الأسهم الحرة (المتاحة للتداول)، حيث يعطي تمثيلاً أفضل لتحركات أسعار الأسهم في السوق، ويخفف حدة تأثير الشركات ذات القيمة السوقية العالية حيث يخفض ثقلها. ثم جرى احتساب هذا الرقم بالترجيح بالقيمة السوقية للأسهم الحرة المتاحة للتداول في الشركات، وليس بعدد الأسهم الكلي المدرج لكل شركة، وهذا الأسلوب معتمد من عدد كبير من المؤسسات الدولية التي تقوم باحتساب أرقام قياسية لمعظم دول العالم، وتعد من أكبر الشركات العالمية في خدمات التزويد بالأرقام القياسية مثل مؤسسة ستاندرد آند بورز S&P وشركتي داوجونز وستوكس Dow Jones & Stoxx.

ويتميز هذا الرقم بأنه يعكس على نحو أفضل تحركات أسعار الأسهم في السوق، وكذلك فإنّه يخفف من تأثير الشركات ذات القيمة السوقية الكبيرة. إضافة إلى ذلك فإنّه يعطي فرصة أكبر للشركات الصغيرة والمتوسطة للتأثير على تحركاته.

يجري احتساب الأرقام القياسية الجديدة في السوق المالية السعودية بناءً على آخر أسعار إغلاق متوافرة للشركات التي ضمن العينة ويجري نشر هذه الأرقام يومياً، ولتمكين الرقم القياسي من عكس الصورة الحقيقية لتغيّرات أسعار أسهم الشركات المدرجة في البورصة يجري مراجعة العينة دورياً كلّ 3 أشهر بواسطة دراسة نشاط الشركات المدرجة في البورصة، حيث تضاف الشركات النشيطة إلى العينة ويجري سحب الشركات غير النشيطة، ويمكن إجراء بعض التعديلات الطارئة، وذلك في حالة إيقاف شركات عن التداول فترة طويلة أو شطب إدراج هذه الشركات، يتم إجراء التعديلات الضرورية على الأرقام القياسية، وذلك لاستبعاد أثر أي تغيّرات ناجمة عن عوامل غير التغيّر في حركة أسعار الأسهم، وذلك لكي تعكس الأرقام القياسية التغيّرات في أسعار الأسهم فقط.

سنتناول في هذا المبحث جملة تعريفية عن الهيكل الجديدة التي قامت بها شركة السوق المالية "تداول" لمؤشرات قطاعات سوق الأسهم، أي القطاعات قبل إعادة الهيكلة والقطاعات الجديدة وطريقة التطبيق، وتطبيق المؤشرات القابلة للتداول، والأوزان السوقية للشركات، وطرق عرض البيانات المالية التاريخية للمؤشرات الحالية والقابلة للتداول.

أولاً- المؤشرات المبنية على أساس الأسهم الحرة (القابلة للتداول) و مدى أهميتها للسوق والمستثمرين:

تعد المؤشرات المعيار الرقمي الذي يعكس التغير في قيمة السوق، حيث تقيس مدى نشاط أداء السوق وفاعليته والإيجابيات والسلبيات التي تطرأ عليه في تاريخ محدد، هناك أساليب عدّة لبناء مؤشرات الأسواق كما وجدنا في الفصل السابق، منها ما يعتمد على قياس إجمالي القيم السوقية للسوق، ومنها ما يعتمد على قياسها على القيم السعرية وتغيّراتها في أثناء التداول، وكذلك مؤشرات تقاس وفق الأوزان النسبية المختلفة أو المتساوية للشركات.

أما مؤشرات الأسهم القابلة للتداول في السوق المالية السعودية فسيجري حساب القيمة السوقية لكل شركة ضمن معادلة المؤشر العام والمؤشرات القطاعية بناءً على قيمة إجمالي عدد الأسهم المتاحة للتداول بعد استبعاد أي سهم غير متاح للتداول.

ثانياً- طريقة حساب مؤشرات الأسهم القابلة للتداول :

سيجري حساب المؤشرات على أساس القيم المرجحة للقيمة السوقية للأسهم القابلة للتداول، وسيجري احتساب القيمة السوقية لكل سهم على أساس سعر إغلاق السهم في يوم فترة سابقة مضروباً بعدد الأسهم القابلة للتداول، وتُعطى معادلة حساب مؤشر السوق العام ومؤشرات القطاعات بالعلاقة التالية:

القيمة السوقية الجديدة/ القيمة السوقية السابقة (إغلاق سابق) * المتغير (قيمة المؤشر السابقة)

بينما يجري احتساب الأسهم القابلة للتداول (الأسهم الحرة) لكل شركة بعد استبعاد حصص كل من الدولة وصناديقها الاستثمارية الممثلة في صندوق الاستثمارات العامة، وصندوق معاشات التقاعد، وصندوق التأمينات الاجتماعية، وكذلك الحال مع حصة الشريك الأجنبي، وحصة الشريك المؤسس في أثناء فترة الحظر على تداولات المؤسسين التي تحددها نشرة إصدار الشركة، و يضاف إلى ذلك استبعاد حصص الشركاء الاستراتيجيين في حال تجاوز نسبة ملكيتهم ١٠ في المئة من إجمالي الأسهم المصدرة، وتقوم شركة تداول دورياً (كل ربع سنة) بمراجعة تغير نسب الملكية للأسهم القابلة للتداول وتحديثها.

ثالثاً- طرق معالجة البيانات التاريخية للقطاعات والمؤشرات الجديدة:

وفق قرار هيئة السوق المالية بإعادة توزيع قطاعات السوق وتشكيلها وإضافة مؤشرات جديدة، جرى توزيع الشركات على القطاعات بدءاً من 2007/1/1م، بينما أعيد توزيع بيانات التداول منذ ذلك الحين. وقد جرى إعادة حساب مؤشرات الأسهم القابلة للتداول لكل قطاعات السوق على أساس أن تظل قيم إغلاق المؤشر في ٢٠٠٦/١٢/٣١م هي قيمة الأساس للقطاعات التي لم يطرأ عليها تغيير، وهي البنوك، والاتصالات، والإسمنت، والتأمين، بينما ستكون قيم أساس مؤشرات الأسهم القابلة للتداول للقطاعات المستحدثة، مثل القطاع العقاري أو قطاع الفنادق والسياحة، ٥ آلاف نقطة في 2007/1/1م، وسيجري نشر جميع البيانات التاريخية وأحجام التداولات اليومية وعدد الصفقات وإغلاق المؤشر في ذلك التاريخ على موقع السوق الرسمي.

رابعاً: المعيار الذي تمّ على أساسه التوزيع القطاعي الجديد:

ظلت قطاعات السوق السعودية ثابتة دون تغير لفترة طويلة على الرغم من زيادة عدد الشركات وتنوع واختلاف نشاطاتها. ونتيجة للزيادة الكبيرة في عمليات طرح وإدراج الشركات والمتوقع نموها في المستقبل ظهرت حاجة ملحة إلى إعادة تشكيل وتوزيع قطاعات السوق بناء على النشاط الرئيسي للشركات المدرجة من خلال توظيف أصول ومصادر الدخل للشركات ونسبها من النشاطات الأخرى .

هناك بعض المعايير الدولية التي تعمل بها الأسواق العالمية عند تقسيم وتشكيل قطاعاتها معتمدة على وجود (١٠) قطاعات رئيسية للسوق يندرج فيها عدد كبير جداً من القطاعات الفرعية التي قد تصل إلى (الألف) ويؤخذ بهذا المعيار عند تقسيم وتشكيل قطاعات السوق الذي يشمل عدداً كبيراً من الشركات المدرجة بحد أدنى لا يقل عن (١٠٠٠) شركة .

لذا فقد جرى اعتماد تشكيل قطاعات السوق السعودية، وجرى توزيع الشركات فيها وفق تصنيف هذه الشركات ونشاطها الرئيس، حيث بإمكان هذه القطاعات استيعاب أي نشاطات أخرى مستقبلية مثل الخدمات الصحية والتعليم

والتدريب، فمثلاً عند طرح شركات يكون نشاطها الرئيس لا يتوافق مع أي من القطاعات الحالية فقد يستوجب ذلك إضافة قطاع جديد، وفي حال تطلب حاجة السوق في المستقبل إضافة قطاعات أو إعادة التوزيع يمكن أن يجري النظر في ذلك.

أعلنت شركة السوق المالية " تداول " بيانات رسمية كانت قد كشفت أن نسبة الأسهم الحرة التي سيجري حسابها في المؤشر الجديد بدءاً من بدء العمل بالهيكلية الجديدة بتاريخ 2007/1/1م تمثل ٣٢.٤ في المئة من الأسهم المصدرة (جميع أسهم الشركات المدرجة حالياً)، و وفق البيانات يبلغ عدد الشركات المدرجة في سوق الأسهم السعودية في ذلك الوقت ١١٥ شركة، يبلغ إجمالي أسهمها المصدرة ٣٢.٤٤٦ مليار سهم، بينما يبلغ عدد الأسهم الحرة (القابلة للتداول وفقاً للهيكلية الجديدة للمؤشر) نحو ١٠.٥١٣ مليار سهم، وهي تمثل 32.4 في المئة من الأسهم المصدرة. قامت شركة تداول بالكشف عن تركيبة أسهم الشركات وفق المؤشر الحر، وذلك قبل أسبوعين أو أكثر من تطبيقه، ما يمنح مديري المحافظ والمستثمرين وبعض المتداولين الأفراد إعادة ترتيب مراكزهم وبناء محافظهم وفقاً لقناعاتهم وقراراتهم الاستثمارية، التي تتماشى مع المؤشر الجديد، ويعتمد المؤشر الحر على الأسهم المتداولة فعلياً، حيث يجري استبعاد حصص الحكومة والشركاء الأجانب والمؤسسين، الذين لم يمرّ على تأسيس شركاتهم عامان.

وسيتزامن مع تطبيق المؤشر الحر العمل بهيكلية جديدة لقطاعات سوق الأسهم السعودية، ووفقاً للهيكلية تتضمن قطاعات السوق الجديدة ١٥ قطاعاً مقابل ثمانية قطاعات قبل الهيكلية وهي مؤشر الاتصالات، ومؤشر البنوك، ومؤشر الخدمات، ومؤشر الكهرباء، ومؤشر الإسمنت، ومؤشر التأمين، ومؤشر الزراعة، ومؤشر الصناعة، حيث خرج قطاعا الخدمات، والكهرباء من الهيكلية الجديدة، واستحدثت قطاعات جديدة مثل الخدمات المالية التي جرى ضمّها إلى قطاع البنوك، وقطاعات التطوير العقاري، والإعلام والنشر، والطاقة، والنقل، والفنادق والسياحة، والتشييد والبناء، والتجزئة، وقطاع شركات الاستثمار المتعدد، بينما جرى تجزئة قطاع الصناعة إلى قطاعين، هما قطاع صناعة البتروكيماويات وقطاع الاستثمار الصناعي، فضلاً على إضافة الصناعات الغذائية إلى القطاع الزراعي. وبذلك تكون قطاعات الاتصالات، و الإسمنت، والتأمين القطاعات التي لم يشملهما التغيير.

وستصبح على النحو التالي: قطاع المصارف والخدمات المالية يشمل المصارف التجارية والمتخصصة وشركات الخدمات المالية، و قطاع التأمين يشمل الشركات التي تقدم خدمات التأمين ، و قطاع الاتصالات يشمل الشركات المتخصصة بتقديم خدمة الاتصالات بما في ذلك الاتصالات المتخصصة " الأقمار الصناعية - نقل البيانات"، و قطاع التطوير العقاري يشمل الشركات التي تعمل في تطوير العقار وتملكه وبيعه وشرائه وتأجيريه، و قطاع الصناعات البتروكيماوية يشمل الشركات المتخصصة بإنتاج المنتجات البتروكيماوية وتسويقها وتوزيعها، و قطاع الإسمنت يشمل الشركات المتخصصة بإنتاج الإسمنت وتسويقه، و قطاع الإعلام والنشر يشمل شركات الإعلان والعلاقات العامة ومشغلي خدمات الراديو والتلفزيون والبريد الفضائي وإنتاج الأفلام والصوتيات ونشر الصحف والمجلات وإنتاج المواد الإعلامية والتعليمية.

كما تشمل القطاعات الجديدة أيضاً قطاع الطاقة الذي يشمل الشركات العاملة في توليد وتوزيع الطاقة، ولاسيما الكهرباء والشركات التي تعمل على تزويد المستهلكين بالمياه وتشغيل محطات التحلية والتقية، و قطاع النقل الذي يشمل الشركات العاملة في نقل الركاب أو البضائع بالبر أو البحر أو الجو، إضافة إلى الشركات التي تقوم بتشغيل المطارات والموانئ وشبكات سكة الحديد والشركات التي تقدم خدمات تأجير وسائل النقل، و قطاع الفنادق والسياحة الذي يشمل الشركات المتخصصة بتملك وإدارة وتشغيل الفنادق والمنتجعات والمطاعم ومراكز الترفيه ومراكز السفر

والسياحة، وقطاع الزراعة والصناعات الغذائية الذي يشمل الشركات المتخصصة بالزراعة وإنتاج المواد الغذائية وتصنيعها وتعليبها وتسويقها ، وقطاع التشييد والبناء الذي يشمل الشركات التي تعمل في تشييد المباني وإنتاج مواد البناء وتنفيذ مشاريع البنية الأساسية وتأمين مستلزماتها، وقطاع الاستثمار الصناعي الذي يشمل الشركات المصنعة للسلع، التي تقدم الخدمات المساندة لها والشركات الصناعية القابضة، وقطاع التجزئة الذي يشمل الشركات التي تملك أو تشغل محال بيع السلع والخدمات مثل محال بيع التجزئة ومحال بيع وتسويق المنتجات المتخصصة، وكذلك الشركات التي تباع منتجات أو خدمات عبر البريد أو الإنترنت، وأخيراً قطاع شركات الاستثمار المتعدد الذي يشمل الشركات التي تستثمر في أنشطة أو قطاعات متعددة.

وبناءً على هذه الهيكلية الجديدة وزعت "تداول" بتاريخ ٢٠٠٧/١/١م شركات وفق القطاعات الجديدة، وبتحديد أدق لنشاطات الشركات في السوق والبالغ عددها ١١٥ شركة، حيث اشتمل قطاع المصارف والخدمات المالية على عشرة بنوك، وضّم قطاع الصناعات والبتر وكيمائيات ١٢ شركة، وقطاع الإسمنت ضم ثمان شركات، وقطاع التجزئة ضم سبع شركات، وقطاع الطاقة والمرافق الخدمية شركتين، وقطاع الزراعة والصناعات الغذائية ١٤ شركة، وقطاع الاتصالات وتقنية المعلومات شركتين، وقطاع التأمين ١٨ شركة، وقطاع شركات الاستثمار المتعدد سبع شركات، وقطاع الاستثمار الصناعي ثمان شركات، وقطاع التشييد والبناء ١١ شركة، وقطاع التطوير العقاري سبع شركات، وقطاع النقل أربع شركات، وقطاع الإعلام والنشر ثلاث شركات، وقطاع الفنادق والتشييد شركتين*. ستظهر الفوائد التي ستوفرها إعادة هيكلة السوق ومؤشراته على نحو واضح الاتجاه الفعلي للسوق ورغبة المستثمرين فيه يومياً دون تأثير للملكيات غير المتداولة مثل حصة الدولة والشريك الأجنبي، والشريك المؤسس، ومن يملك 10 في المئة فما فوق من قيمة الأسهم المصدرة. كما ستعكس الهيكلية الجديدة الأداء والاتجاه الحقيقي للسيولة في السوق مباشرة، حيث إنّ مؤشر الأسهم المتداولة يعتمد على أسهم جميع الشركات المساهمة المدرجة في السوق والقابلة للتداول، ويجري احتسابه على أساس مجموع الأسهم لجميع الشركات.

خامساً- مصدر البيانات:

جرى الحصول على البيانات الخاصة بالمجال التطبيقي للبحث من مصدرها الأساسي وهو موقع سوق السعودية للأوراق المالية "تداول" (TADAWUL).

حيث اعتمدت الدراسة على البيانات اليومية للمؤشر العام للسوق (تداول)، إضافة إلى عينة من مؤشرات القطاعات في سوق المملكة العربية السعودية (١٢ قطاعاً من أصل ١٥) وذلك خلال الفترة من ٢٠٠٧/١/١ م حتى ٢٠١٢/٩/٣٠ م وبعدد مشاهدات ١٤٣٦ مشاهدة لكل قطاع، وهي:

١. المؤشر العام للسوق (Tadawul All Shares Index) .
٢. مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية (Banks & Financial Services Index) .
٣. مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية (Petrochemical Industries Index)
٤. مؤشر الإسمنت (Cement Index) .

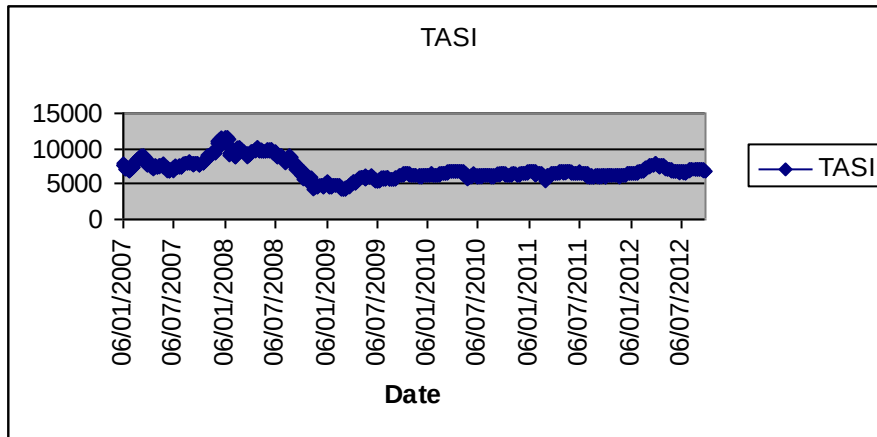
* يظهر الملحق (أ) التوزيع القطاعي للسوق المالية السعودية في الوقت الحالي، حيث نلاحظ زيادة في عدد الشركات المدرجة في كل قطاع.

٥. مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية (Energy & Utilities Index) .
٦. مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية (Agriculture & Food Industries Index) .
٧. مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات (Telecommunication & Information Technology Index) .
٨. مؤشر قطاع التأمين (Insurance Index) .
٩. مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد (Multi-Investment Index) .
١٠. مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي (Industrial Investment Index) .
١١. مؤشر قطاع التشييد والبناء (Building & Construction Index) .
١٢. مؤشر قطاع التطوير العقاري (Real Estate Development Index) .
١٣. مؤشر قطاع النقل (Transport Index) .

المبحث الثاني - دراسة استقرار السلاسل الزمنية للمؤشر العام للسوق المالية السعودية ومؤشرات القطاعات عينة البحث :

سنختبر في هذا المبحث فرضية استقرار السلاسل الزمنية لكل من المؤشر العام و لمؤشرات القطاعات عينة الدراسة بوساطة اختبار ADF :

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية للمؤشر العام للسوق (تداول) TASI:



الشكل (٨): الرسم البياني للسلسلة الزمنية للمؤشر العام تداول .
المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

نلاحظ -من الشكل البياني السابق بعد أن وصل المؤشر العام للسوق المالية السعودية إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١/١٢ م والبالغة ١١٦٩٧.٠١ نقطة، أن المؤشر بدأ يسلك اتجاهًا هابطًا، ليصل إلى أدنى قيمة له والبالغة ٤١٣٠.٠١٠ نقطة بتاريخ ٢٠٠٩/٣/٩ م.

أدى انفجار الأزمة المالية العالمية إلى إلحاق العديد من الأضرار الباهظة بالاقتصاد الأمريكي، وسرعان ما خرجت آثارها السلبية من الولايات المتحدة الأمريكية لتنتشر عبر جميع الاقتصاديات الصناعية والدول النامية على السواء، فقد طالت أزمة شح السيولة كل القطاعات باعتبار السيولة تمثل مورد الحياة للمصارف التجارية، والمؤسسات الاستثمارية، وشركات التأمين، والمستثمرين، انتهت في نهاية المطاف إلى الشلل الكامل في آلة التمويل، وبذلك تحولت هذه الأزمة المالية من وصفها الضيق كأزمة مالية أمريكية إلى أزمة اقتصادية عالمية، شملت بآثارها السلبية معظم اقتصاديات العالم.

في خضم تلك التداعيات المريرة للأزمة العالمية، وكشفها لوجهها الحقيقي أمام العالم المعاصر، والتي أدت إلى انحدار أسواق المال العالمية في موجة حادة الهبوط، والتي تمادت لاحقاً لتطيح بالاقتصاديات في مستنقع من الركود وأدخلتها لاحقاً في دائرة الكساد.

و على الرغم من عدم وجود أي ارتباط مباشر للاقتصاد السعودي على نحو عام، وقطاعاته المالية تحديداً بأزمة الرهن العقاري، إلا أن التداعيات اللاحقة للأزمة المالية العالمية على الاقتصاديات والأسواق كان لا بد أن تلقي بآثارها القاتمة على اقتصاديات وأسواق منطقة الخليج عموماً، والاقتصاد والسوق في السعودية خاصة، إذا ما علمنا أن الاقتصاديات الخليجية والاقتصاد السعودي من ضمنها تعتمد أساساً على إيرادات تصدير النفط والمشتقات البتروكيمياوية، وقد تأثرت أسعارهما وكمياتهما سلباً مع بداية الأزمة بسبب التراجع الحاد في الطلب العالمي عليهما، وفقاً لحالة الركود التي ضربت الاقتصاديات والأسواق في العالم.

كانت السوق المالية السعودية هشة جداً أمام تلك التداعيات حتى إنها خسرت خلال الربع الأخير من عام ٢٠٠٨ م أكثر مما خسرت الأسواق المالية الأكثر ارتباطاً بالأزمة المالية، وحتى تاريخ اليوم لا تزال السوق الأكثر خسارة منذ منتصف أيلول ٢٠٠٨ م مقارنة ببقية الأسواق الرئيسة والناشئة، بينما جاءت السوق الأفضل أداءً حتى اليوم مقارنة ببقية أسواق دول مجلس التعاون الخليجي.

ظهرت تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية على الاقتصاد السعودي بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١/١٣ م (بداية الاتجاه الهابط)، فمع المحاولات الأمريكية لرفع سقف الدين الأمريكي، إلا أن أزمة هذا الدين تركت تداعياتها على الاقتصاد العربي والخليجي بما فيه الاقتصاد السعودي من خلال عدة محاور، تتمثل فيما يلي :

أولاً - نظراً لارتباط عمالات معظم الدول العربية بالدولار، فإن حدوث هبوط في قيمة الدولار سيؤثر حتماً على انخفاض قيمة عملاتها، ومن ثم انخفاض أسعار صادراتها للدول الأخرى، الأمر الذي يترك تأثيرات واسعة على هياكل النقد الأجنبي فيها.

ثانياً - نظراً لقيام الولايات المتحدة بتخفيض معدل الفائدة بمقدار ١٪ على الدولار، ما أسهم في تقليص قيمة السندات المستحقة لتلك الدول، أي ستقل قيمة الأموال التي قامت تلك الدول باستثمارها على شكل شراء سندات، بما سيقلص العائد على الاستثمار فيها.

ثالثاً- سيؤدي انخفاض سعر الدولار إلى اتخاذ بعض الدول الذهب كغطاء لعمليتها النقدية، ما يترتب عليه ارتفاع أسعار الذهب على نحو هائل، وهذا ما حدث فعلاً في الآونة الأخيرة.

رابعاً- انخفاض في أسعار النفط نتيجة انخفاض الطلب العالمي بسبب تراجع قدرة نظام المدفوعات المصرفي على مساندة حركة الصادرات والواردات.

خامساً- لقد أثر الركود الاقتصادي العالمي على النفط، الذي تلاه انخفاض في الإنتاج تأثيراً ملحوظاً على الناتج المحلي الإجمالي للصناعات النفطية التي شهدت تراجعاً في معدلات النمو.

سادساً- يجب ألا نغفل العامل النفسي واهتزاز ثقة المستثمرين: فإذا انهارت نيويورك تشاءم المستثمر العربي وقبض استثماراته، وللتأكيد على أهمية العامل النفسي في التأثير على حركة أسعار الأسهم فإنه ينبغي ملاحظة أنه في نفس اليوم الذي أشهر فيه بنك ليمان برانرز إفلاسه وشراء بنك أوف أمريكا لميريل لينش شهدت أسواق الخليج انخفاضاً حاداً في أسعار الأسهم، حيث تراجع مؤشر السوق المالية السعودية TASI بنسبة 6.6%.

سابعاً- أدت حالة الكساد العالمي و تراجع الإنفاق الاستثماري في الاقتصاديات القوية الجديدة مثل الهند والصين والبرازيل وروسيا إلى تراجع الطلب على الحديد والإسمنت ومواد البناء عموماً، ما أحدث فائضاً مفاجئاً في العرض ومن ثم انخفاض في أسعار تلك المواد .

إنّ جميع العوامل السابقة تندرج ضمن المخاطر النظامية التي تسري على كامل الاقتصاديات ومن ضمنها الاقتصاد السعودي نتيجة للأزمة الاقتصادية العالمية.

إلا أنّ هناك أسباب أخرى محلية تتعلق بطبيعة السوق المالية السعودية، أدت أيضاً إلى انهيارها، بل كانت من أهم أسباب انهيار مؤشرات السوق آنذاك، نذكر منها:

أولاً- نقص مفاجئ وحاد في السيولة: تعد السوق المالية السعودية سوقاً استثنائية لا مثيل لها إقليمياً وعالمياً، فهي لا تشبه أي سوق آخر، ويمكن وصفها بالسوق المجنونة لأنها سوق تعتمد على المضاربات والتلاعب بالأسعار وتسريب المعلومات على نحو كبير، فقبل عدة أيام من انهيار السوق المالية السعودية جرى تسريب معلومات لكبار المضاربين المستثمرين لرؤوس الأموال الضخمة (الهوامير)* بخصوص بؤادر مخاطر انتقال تداعيات الأزمة الاقتصادية إلى السوق المالية وانعكاس أثرها على قيمة استثماراتهم وتوقعات حدوث انكماش للاقتصاديات العالمية الكبرى، ما دفع بهم إلى سحب استثماراتهم من السوق، الذي أدّى إلى انخفاض حاد في السيولة، وكما نعلم أنه في أي سوق مالية هناك علاقة طردية بين أداء السوق و حجم السيولة فيها.

* دراسة صادرة عن المعهد العربي للتخطيط، العدد ١٢٩٣٣، ٢٠٠٩ م.

* الهوامير : فئة من كبار المضاربين في السوق المالية السعودية، تتحكم بقيمة الأسهم والشركات المساهمة وفقاً لقانون العرض والطلب، فهي تستبق الحدث وتصنعه على نحو يتوافق ومصالحها.

ثانياً - خروج السيولة من السوق المالية السعودية إلى سوق العقارات: توجّهت معظم رؤوس الأموال الهاربة من السوق المالية السعودية إلى الاستثمار في سوق العقارات للمتاجرة والاحتكار والمضاربة، ما أدّى إلى ارتفاع أسعار العقارات، ويعتقد الاقتصاديون في السعودية أن سوق العقارات يمكن أن تكون وعاء ممتازاً للاستثمارات السعودية، خاصة مع تقلبات سوق الأسهم صعوداً ونزولاً، ونجاح هذه السوق (العقار) في تعويض المستثمرين بعض خسائرهم في البورصة، لذا فإن محاولة الخروج بهذه السوق من الأزمة المالية يبقى أمراً حيوياً للاقتصاد السعودي ومستقبل الاستثمارات فيه.

ثالثاً - المضاربات: إنّ 42% من الشركات المساهمة المدرجة في السوق المالية السعودية هي شركات وهمية مضاربة، ليس لديها أي إنتاج حقيقي على أرض الواقع، نذكر منها شركات الاستثمار المتعدّد وشركات الاستثمار الصناعي فمثلاً " شركة المصافي " المدرجة في قطاع شركات الاستثمار المتعدّد هي شركة غير موجودة منذ أكثر من ٦ سنوات، ومع ذلك يجري تداول أسهمها في السوق للمضاربة فقط، وهناك عدد من تلك الشركات كانت مصانع غير ناجحة، تحوّلت إلى شركات مساهمة لجذب الأموال والسيولة، ومن ثم الحصول على أرباح غير تشغيلية نتيجة العمل بالمضاربة فقط.

رابعاً - حجم الاستثمارات الخارجية: مع التطوّرات التنظيمية والرقابية في أسواق دول الخليج في الآونة الأخيرة، خصوصاً السوق المالية السعودية التي تعد الأكبر حجماً في المنطقة العربية، فإنّ حجم الاستثمارات الأجنبية فيها ما زال ضئيلاً مقارنة برؤوس الأموال السعودية المستثمرة في الأسواق المالية الغربية، ما يشكّل مصدر عدم استقرار في السوق.

ومع عدم وجود إحصاءات رسمية متاحة بخصوص حجم الاستثمارات السعودية في المؤسسات الأمريكية التي تعرّضت للانهايار المالي، فإنّ هناك إشارات في الإعلام المحلي إلى وجود مؤسسات محلية مصرفية تمتلك حصصاً كبيرة في صناديق استثمارية لمؤسسات مالية بارزة مثل سيتي غروب، وميريل لينش اللتين تعرضتا لخسائر فادحة إثر أزمة الرهن العقاري الأمريكي.

نلاحظ تحسناً بطيئاً في أداء المؤشر بدءاً من تاريخ ٢٠٠٩/٣/١٠ م على الرغم من استمرار التأثيرات السلبية على اقتصاد السعودية نتيجة :

- استمرار الاضطرابات في الاقتصاد الأمريكي واستمرار نتائج الأزمة المالية عليه.
- تفجّر أزمة الديون السيادية في منطقة اليورو في نهاية عام ٢٠٠٩ م وبداية عام ٢٠١٠ م، والتي أدت إلى انخفاض في حركة الواردات إلى منطقة اليورو نتيجة تباطؤ معدلات النمو الاقتصادي، والذي شكل خطراً على الدول المصدرة، بما فيها السعودية، التي واجهت ضعفاً في معدلات الطلب على منتجاتها في تلك الفترة.

مع كل ذلك استطاع الاقتصاد السعودي امتصاص الكثير من تلك التداعيات، كان الفضل الأكبر في ذلك عائداً إلى التدخل من السياسات المالية، التي ساهمت في تلطيف كثير من التداعيات السلبية التي تسربت محلياً إلى الاقتصاد السعودي، حيث اتخذت السعودية عدة إجراءات لتعزيز الاستقرار المالي في الاقتصاد الوطني، وتعزيز مستوى الثقة في القطاع المالي، فعلى مستوى السياسة المالية اتخذت المملكة عدداً من الإجراءات التي ساهمت في

عودة وتيرة النمو الاقتصادي، وتوطيد عوامل الاستقرار، وفتح المزيد من الفرص الواعدة محلياً، ابتدأتها بالإعلان عن استعدادها لإنفاق ١,٥ تريليون ريال (٤٠٠ مليار دولار) خلال الفترة (٢٠٠٩ م-٢٠١٣ م)، تتركز على برنامج الاستثمار في القطاعين الحكومي والنفطي بوساطة الإنفاق على مشاريع الخدمات الأساسية لتعزيز القدرة الاستيعابية للاقتصاد الوطني .

ولكن مع أزمة اليابان التي بدأت من الهزة الأرضية التي ضربت أراضيها في الحادي عشر من شهر آذار ٢٠١١ م، والتي أعقبتها إعصار تسونامي، وختاماً بالأزمة النووية بعد الانفجار الهائل واحتراق محطة فوكوشيما، تكبدت اليابان نتيجة تلك الأزمات خسائر بالغة على المستوى المادي، منها انخفاض في الطاقة الكهربائية، وكذلك الأضرار البالغة التي انتابت البنية التحتية والمنازل والمصانع، وغيرها، كل ذلك أدى إلى تنامي الطلب المحلي الياباني طلبية لمتطلبات عمليات إعادة البناء ودفع دوران العجلة الاقتصادية بكامل قوتها وسرعتها، ما سيساهم في تزايد الطلب على الطاقة والزيادة في التبادل التجاري العالمي، والتدفقات الرأسمالية بين الدول، كل ذلك سيكون له أثر إيجابي على اقتصاد السعودية نتيجة ارتفاع أسعار النفط وزيادة كميات إنتاجه، والذي سينعكس إيجابياً على الإيرادات و يساهم في زيادة الإنفاق المحلي من الحكومة وتحسن مستوى التدفقات المالية الداخلة على القطاع الخاص، وزيادة هوامش أرباحه، وهذا بدوره سيكون له أثر إيجابي على السوق المالية بزيادة جاذبيتها الاستثمارية أمام المستثمرين المحليين والأجانب، و من ثم سيتحسن أداء المؤشر العام TASI .

وأخيراً ومع انفجار ثورات الربيع العربي المزعوم في منطقة الشرق الأوسط، التي أدت إلى اضطرابات سياسية واقتصادية في المنطقة، نلاحظ أن المملكة قد تمكنت من تحقيق مكاسب اقتصادية خلالها، وذلك نتيجة ارتفاع أسعار النفط وزيادة إنتاجه ومن ثم زيادة صادراتها النفطية في عامي ٢٠١١ م و ٢٠١٢ م، كما كان لاعتماد اقتصاديات الدول الكبرى في الفترات الأخيرة على وارداتها النفطية من السعودية تحديداً، وخاصة بعد فرض عقوبات على النفط الإيراني، أثر في زيادة كمية الصادرات المحلية النفطية طلبية لحاجات الأسواق الخارجية.

نستنتج من حركة المؤشر وسلوكه خلال الفترة المدروسة عدم استقرار في السلسلة الزمنية للمؤشر العام TASI، ولدعم ذلك سنلجأ إلى اختبار الاستقرار ADF :

نبدأ باختبار معنوية الاتجاه العام في النموذج الثالث (نموذج مع اتجاه عام وثابت):

الجدول (٣): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: TASI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TASI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.004361	0.002346	-1.858941	0.0632
D(TASI(-1))	0.124432	0.026211	4.747368	0.0000

C	33.03895	19.59008	1.686515	0.0919
@TREND(1)	-0.004410	0.007815	-0.564356	0.5726

. المصدر : مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

في الجدول السابق حدّد برنامج 4.Eviews حداً أقصى لعدد فترات الإبطاء: (MAXLAG=9) ، وعلى نحو آلي اختار البرنامج وبناءً على معيار المعلومات SIC^* عدد فترات الإبطاء (Lag Length:1) . ومن ثم فقد جرى اختبار معنوية الاتجاه العامّ بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(TASI)_t = \lambda(TASI)_{t-1} + \phi_1(\Delta(TASI)_{t-1}) + c + bt + \varepsilon_t$$

$$\Delta(TASI)_t = -0.004(TASI)_{t-1} + 0.12(\Delta(TASI)_{t-1}) + 33.04 - 0.004t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ الاتجاه العامّ لا يختلف معنوياً عن الصفر ، لأنّ قيمة إحصائية t-statistic المقابلة له (-0.56) أصغر من القيمة الجدولية** (2.78) عند مستوى معنوية 5%.

لذلك ننتقل إلى النموذج الثاني(نموذج مع ثابت) ونختبر معنوية الثابت :

الجدول (٤): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: TASI has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TASI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.003813	0.002135	-1.785814	0.0743
D(TASI(-1))	0.124028	0.026195	4.734855	0.0000
C	26.05175	15.17815	1.716398	0.0863

. المصدر : مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت في النموذج التالي:

$$\Delta(TASI)_t = -0.004(TASI)_{t-1} + 0.12(\Delta(TASI)_{t-1}) + 26.05 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.72) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

لذلك ننتقل إلى النموذج الأول (من دون اتجاه عام ومن دون ثابت)، ونختبر فرضية العدم التالي:

$$H_0 : \lambda = 0 \text{ (السلسلة الزمنية TASI غير مستقرة وتحتوي على جذر وحدة)***.}$$

لتتحقق فرضية العدم يجب أن تكون القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار A.D.F أكبر من القيمة الجدولية التي تظهر في مخرجات برنامج 4.EVIEWS (LARDIC, S.; MIGNON, V.,2002).

الجدول (٥): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: TASI has a unit root

* Schwarz Information Criterion.

** نقارن القيم المحسوبة لـ t-stat الموافقة لمعاملي الاتجاه العام والثابت بالقيم الجدولية في الجدول (١) ص: ٣٢، ويجب أن تكون

t-statistic المحسوبة أكبر من تلك الجدولية، ليكون المعامل معنوياً (لا تجري المقارنة كقيم مطلقة) .

*** لتكون السلسلة الزمنية مستقرة يجب أن يكون لدينا: $\lambda < 0$.

Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.525535	0.4892
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TASI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.000218	0.000415	-0.525535	0.5993
D(TASI(-1))	0.122263	0.026192	4.667901	0.0000

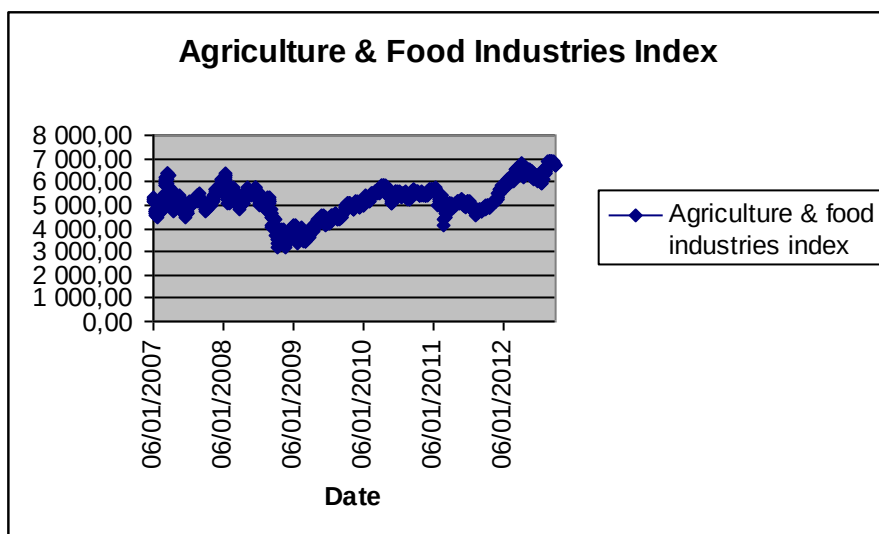
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة وفق النموذج التالي:

$$\Delta(TASI)_t = -0.0002(TASI)_{t-1} + 0.12(\Delta(TASI)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ القيمة المقدّرة أو المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.53) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكّد وجود جذر وحدة ومن ثم السلسلة الزمنية TASI غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية:



الشكل (٩): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية .

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

يعدّ هذا القطاع من القطاعات الإنتاجية المهمة في السوق المالية، ومنتجاته لها سوق محلي وإقليمي وعالمي. نلاحظ من الشكل السابق أن مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية يسلك اتجاهًا هابطًا بدءاً من المشاهدة ٢٥٩، بعد أن كان قد وصل إلى القيمة ٦٣٣٠.٦٧٠ نقطة عند المشاهدة (٢٤٣)، وذلك بتاريخ 2008/1/14 م،

حيث ترافق هذا الاتجاه الهابط بانخفاض في قيم المؤشر، ليصل المؤشر إلى أدنى قيمة له والبالغة ٣٢١٨ نقطة بتاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٣ م .

يعود هذا الانخفاض إلى تأثر هذا القطاع بتداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، وما ترتب عليها من تراجع في الطلب العالمي، الذي أدى إلى تراجع في حجم صادرات الصناعات الغذائية نتيجة ضعف مصادر التمويل لدى المستوردين الأجانب ما أثر على أرباح الشركات المدرجة في هذا القطاع، ولكن نلاحظ بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٤ م تحسناً قوياً في أداء هذا المؤشر مع زيادة حجم الصادرات من المنتجات الزراعية و الغذائية مع زيادة حجم الإنفاق الحكومي على المشاريع وتوسعة قدرة الطلب المحلي.

إن التحليل السابق يشير إلى عدم استقرار في السلسلة الزمنية لمؤشر هذا القطاع، وللتأكد من ذلك نلجأ إلى الاختبار الإحصائي ADF :

الجدول (٦): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: AGRINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AGRINDEX(-1)	-0.008198	0.003377	-2.427930	0.0153
D(AGRINDEX(-1))	0.075680	0.026379	2.868976	0.0042
C	36.21978	16.33750	2.216973	0.0268
@TREND(1)	0.010137	0.005936	1.707854	0.0879

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي :

$$\Delta(AGRINDEX)_t = -0.008(AGRINDEX)_{t-1} + 0.076(\Delta(AGRINDEX)_{t-1}) + 36.22 + 0.01t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (1.71) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثمّ الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٧): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: AGRINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AGRINDEX(-1)	-0.005795	0.003072	-1.886725	0.0594
D(AGRINDEX(-1))	0.075317	0.026396	2.853389	0.0044
C	31.05512	16.06593	1.932980	0.0534

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي :

$$\Delta(AGRINDEX)_t = -0.006(AGRINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(AGRINDEX)_{t-1}) + 31.06 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.93) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٨): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: AGRINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.235375	0.7544
Test critical values:	1% level		-2.566574	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AGRINDEX(-1)	0.000101	0.000428	0.235375	0.8140

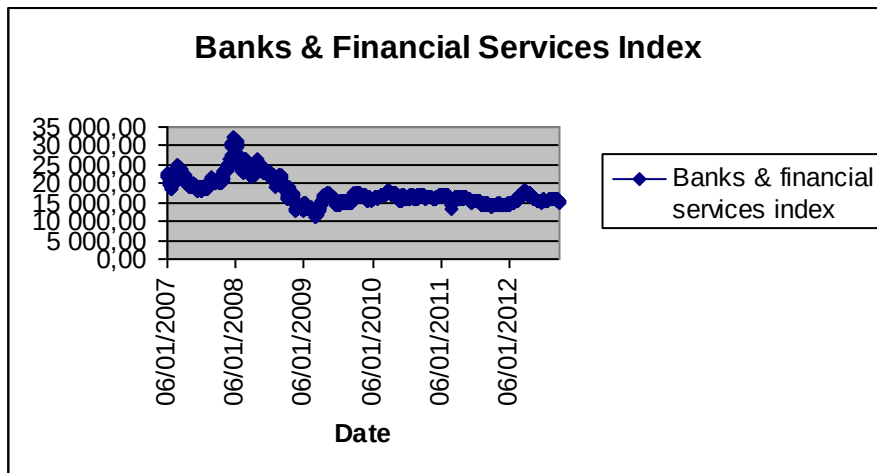
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(AGRINDEX)_t = 0.0001(AGRINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (0.24) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، مما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع المصارف والخدمات العامة:



الشكل (١٠) الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع المصارف والخدمات العامة .

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

من الطبيعي أن يكون الجهاز المصرفي أحد المداخل التي يمكن أن يتأثر بها الاقتصاد السعودي بالأزمة الاقتصادية العالمية، وذلك بسبب استثمارات المصارف في الخارج، وارتباطاتها بالمصارف العالمية . كما كان للركود الاقتصادي العالمي، الذي صاحب الأزمة أثر في انخفاض السيولة لدى المصارف، وذلك بسبب توقف الكثير من هذه المؤسسات المالية عن إصدار سندات جديدة نقادياً لتبعات الأزمة المالية، وقد ترافق ذلك مع تشدد البنوك المركزية في منطقة دول مجلس التعاون الخليجي في عمليات الإقراض تحسباً لأي عواقب مماثلة لما حدث في أمريكا، كل ذلك ولد عدم ثقة لدى المستثمرين في هذا القطاع بسبب توقعاتهم بانخفاض أداء المؤسسات المصرفية.

نلاحظ من الشكل السابق أن تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية على هذا المؤشر بدأت تظهر بدءاً من المشاهدة (٢٤٤)، فبعد أن وصل هذا المؤشر إلى أعلى قيمة له والبالغة ٣٢١٤١.١١ نقطة بتاريخ ٢٤/١٢/٢٠٠٧ م، بدأ يسلك اتجاهًا هابطاً إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له في تاريخ ١١/٣/٢٠٠٩ م وهي ١١٣٦١.٥١ نقطة . نلاحظ استمرار نتائج الأزمة الاقتصادية على هذا القطاع خلال الفترات اللاحقة، حيث نجد تقريباً استقرار السلسلة الزمنية لهذا المؤشر بدءاً من تاريخ ١٢/٣/٢٠٠٩ م.

يشير التحليل السابق إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية لهذا المؤشر، وللتأكد من ذلك نجري اختبار الاستقرار ADF :

الجدول (٩): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: BANKSFINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BANKSFINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BANKSFINDEX(-1)	-0.007090	0.002921	-2.427527	0.0153
D(BANKSFINDEX(-1))	0.146749	0.026110	5.620441	0.0000
C	146.6910	65.46901	2.240617	0.0252
@TREND(1)	-0.034622	0.025389	-1.363675	0.1729

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta (BANKS FININDEX)_t = -0.007 (BANKS FININDEX)_{t-1} + 0.15 (\Delta (BANKSFINDEX)_{t-1}) + 146.69 - 0.03t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-1.36) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (١٠): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: BANKSFINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				

Dependent Variable: D(BANKSFININDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BANKSFININDEX(-1)	-0.004578	0.002267	-2.019238	0.0436
D(BANKSFININDEX(-1))	0.145224	0.026094	5.565476	0.0000
C	77.18334	41.09967	1.877955	0.0606

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

$$\Delta (BANKS FININDEX)_t = -0.005 (BANKS FININDEX)_{t-1} + 0.15 (\Delta (BANKS FININDEX)_{t-1}) + 77.18 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.88) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (١١): اختبار جذر الوحدة.

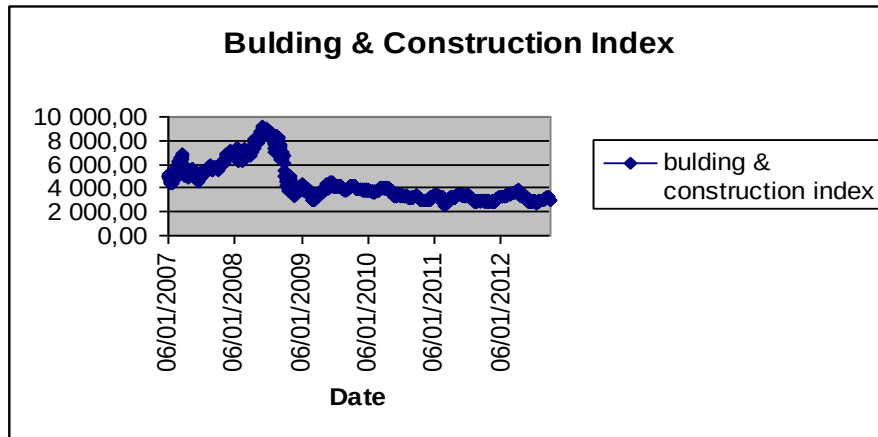
Null Hypothesis: BANKSFININDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.899138	0.3267
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BANKSFININDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BANKSFININDEX(-1)	-0.000405	0.000451	-0.899138	0.3687
D(BANKSFININDEX(-1))	0.143260	0.026096	5.489801	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

$$\Delta (BANKS FININDEX)_t = -0.0004 (BANKS FININDEX)_{t-1} + 0.14 (\Delta (BANKS FININDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أن القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.90) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التشييد والبناء:



الشكل (١١): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التشييد والبناء

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL

نلاحظ من الشكل السابق أن تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية بدأت تظهر على هذا القطاع بدءاً من المشاهدة (٣٦١)، فبعد أن وصل هذا المؤشر إلى أعلى نقطة له بتاريخ ٢٠٠٨/٦/٤ م والبالغة ٩٢٢٥ نقطة بدأ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً مترافقاً بانخفاض في قيمه إلى أن يصل إلى القيمة ٢٩٢١.٠٧٠ نقطة . نلاحظ بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/٦/٥ م استمرار نتائج الأزمة على هذا القطاع، حيث نلاحظ انخفاضاً تدريجياً بطيئاً في قيم المؤشر .

يشير الرسم البياني لسلسلة مؤشر قطاع التشييد والبناء إلى عدم استقرار هذه السلسلة، وللتأكد سنجري اختبار

:ADF

الجدول (١٢): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: BULDINGCONSTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BULDINGCONSTINDEX(-1)	-0.005773	0.002519	-2.292051	0.0220
D(BULDINGCONSTINDEX(-1))	0.146721	0.026117	5.617930	0.0000
C	37.70088	17.20072	2.191820	0.0286
@TREND(1)	-0.018579	0.009798	-1.896212	0.0581

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي :

$$\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_t = -0.006(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + 0.15(\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1}) + 37.7 - 0.02t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-1.90) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (١٣): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: BULDINGCONSTINDEX has a unit root	
Exogenous: Constant	

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BUILDINGCONSTINDEX(-1)	-0.002276	0.001717	-1.325518	0.1852
D(BUILDINGCONSTINDEX(-1))	0.145357	0.026130	5.562777	0.0000
C	8.895739	8.075868	1.101521	0.2709

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_t = -0.002(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + 0.15(\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1}) + 8.90 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.10) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (١٤): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: BUILDINGCONSTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.848623	0.3483
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BUILDINGCONSTINDEX(-1)	-0.000499	0.000588	-0.848623	0.3962
D(BUILDINGCONSTINDEX(-1))	0.144248	0.026113	5.524034	0.0000

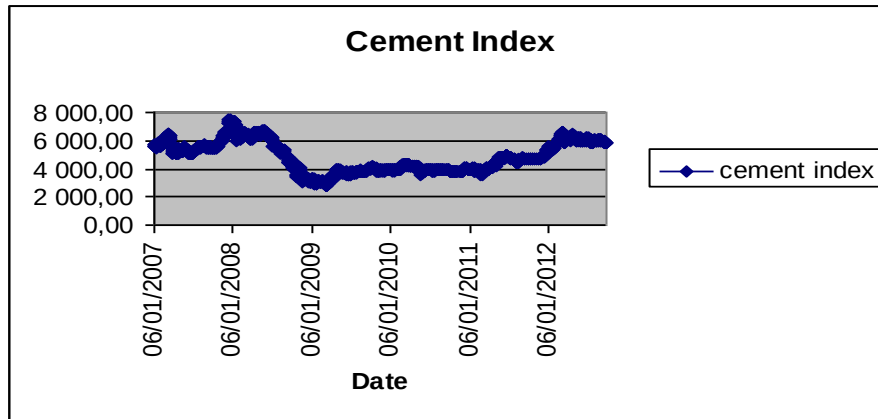
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_t = -0.0005(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + 0.14(\Delta(BUILDINGCONSTINDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.85) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التشييد والبناء غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الإسمنت:



الشكل (١٢): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الإسمنت .

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

يعد قطاع الإسمنت من القطاعات الإنتاجية الجيدة في السوق المالية السعودية. تمثل صناعة الإسمنت ثاني أهم قطاع صناعي سعودي بعد قطاع الصناعات البتروكيمياوية، حيث تحتل السعودية المرتبة الثانية على المستوى العربي من حيث إنتاج الإسمنت بعد مصر. نلاحظ من الشكل البياني السابق أنه بعد أن وصل مؤشر قطاع الإسمنت إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٧/١٢/١٧ م، وهي ٧٤٧٧.٥٥ نقطة بدأ يسلك اتجاهًا هابطًا مع بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية على هذا القطاع إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له ٢٧٧٦.٨٥ نقطة بتاريخ ٢٠٠٩/٣/١١ م، يعود هذا التراجع في قيم المؤشر نتيجة انخفاض إنتاج شركات الإسمنت المحلية خلال عام ٢٠٠٨ م بما يقارب (4.5 %) عن العام السابق له، وذلك لمواجهة انخفاض أسعاره عالميًا، والتي أدت إلى انخفاض إيراداته. بدءاً من تاريخ ٢٠٠٩/٣/١٢ م بدأ أداء المؤشر يتحسن ويأخذ اتجاهًا صاعدًا، وخاصة مع ارتفاع كميات إنتاج الإسمنت وارتفاع معدلات استهلاكه في عدد من الأسواق كالصين والهند . يشير التحليل السابق إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع النقل، وسندعم ذلك باختبار جذر الوحدة :ADF

الجدول (١٥): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: CEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMENTINDEX(-1)	-0.001989	0.001672	-1.189926	0.2343
D(CEMENTINDEX(-1))	0.081842	0.026406	3.099414	0.0020
D(CEMENTINDEX(-2))	0.068299	0.026393	2.587778	0.0098
C	7.088419	9.262380	0.765291	0.4442
@TREND(1)	0.003659	0.004359	0.839495	0.4013

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج :

$$\Delta(CEMENTINDEX)_t = -0.002(CEMENTINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-2}) + 7.09 + 0.004t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.84) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (١٦): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: CEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMENTINDEX(-1)	-0.002203	0.001652	-1.333664	0.1825
D(CEMENTINDEX(-1))	0.082591	0.026388	3.129879	0.0018
D(CEMENTINDEX(-2))	0.069122	0.026372	2.621024	0.0089
C	10.75218	8.168922	1.316230	0.1883

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج :

$$\Delta(CEMENTINDEX)_t = -0.002(CEMENTINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-2}) + 10.75 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.32) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (١٧): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: CEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.225108	0.6052
Test critical values:	1% level		-2.566577	
	5% level		-1.941045	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(CEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CEMENTINDEX(-1)	-8.11E-05	0.000360	-0.225108	0.8219
D(CEMENTINDEX(-1))	0.081594	0.026384	3.092608	0.0020
D(CEMENTINDEX(-2))	0.067938	0.026363	2.576970	0.0101

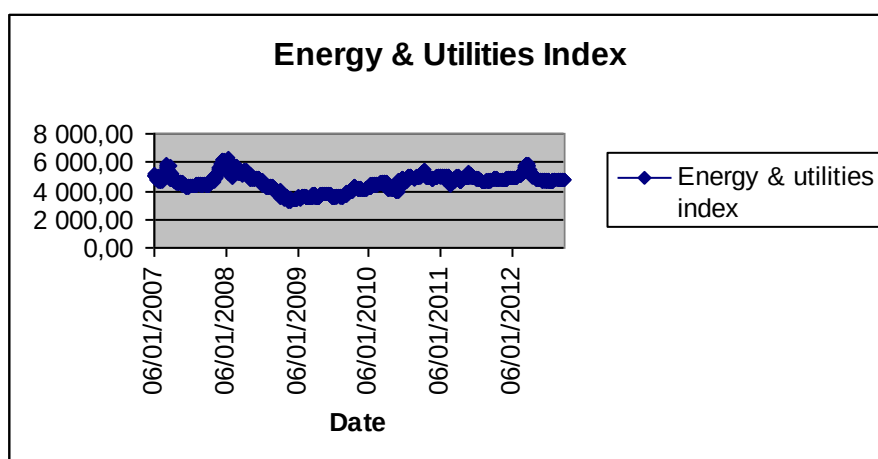
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج :

$$\Delta(CEMENTINDEX)_t = -0.00008(CEMENT)_{t-1} + 0.08(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(CEMENTINDEX)_{t-2}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.85) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الإسمنت غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية:



الشكل (١٣): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية .
المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

يعدّ هذا القطاع قطاعاً مضارباً عدا " شركة الكهرباء " التي تعد شركة إنتاجية جيّدة .
نلاحظ من الشكل البياني السابق أنّ تداعيات الأزمة الاقتصادية بدأت تظهر على قطاع الطاقة والمرافق الخدمية بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١/٢٠ م ، فبعد أن وصل مؤشر هذا القطاع إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١/١٩ م وهي ٦٢٩٠.٩٩٠ نقطة، بدأ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً حاداً إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٣ م وهي ٣٢٢٩.٩١٠ نقطة، بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٤ م بدأ سلوك هذا المؤشر بالتحسن، حيث أخذ يسلك اتجاهًا صاعداً متزافاً بارتفاع في قيمه .
يشير التحليل السابق إلى عدم استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية، وسندعم ذلك باختبار الاستقرار ADF :

الجدول (١٨): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: ENERGYUTILINDEX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENERGYUTILINDEX(-1)	-0.008484	0.003634	-2.334392	0.0197
D(ENERGYUTILINDEX(-1))	-0.180901	0.025938	-6.974315	0.0000
C	35.65435	16.57097	2.151615	0.0316
@TREND(1)	0.004134	0.005097	0.810945	0.4175

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج :

$$\Delta(ENERGYUTILINDEX)_t = -0.008(ENERGYUTILINDEX)_{t-1} - 0.18(\Delta(ENERGYUTILINDEX)_{t-1}) + 35.65 + 0.004t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.81) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (١٩): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: ENERGYUTILINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENERGYUTILINDEX(-1)	-0.007996	0.003584	-2.231237	0.0258
D(ENERGYUTILINDEX(-1))	-0.180889	0.025935	-6.974708	0.0000
C	36.39143	16.54404	2.199670	0.0280

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج :

$$\Delta(ENERGYUTILINDEX)_t = -0.008(ENERGYUTILINDEX)_{t-1} - 0.18(\Delta(ENERGYUTILINDEX)_{t-1}) + 36.39 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (2.20) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٠): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: ENERGYUTILINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.389351	0.5439
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(ENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENERGYUTILINDEX(-1)	-0.000176	0.000451	-0.389351	0.6971
D(ENERGYUTILINDEX(-1))	-0.184675	0.025913	-7.126861	0.0000

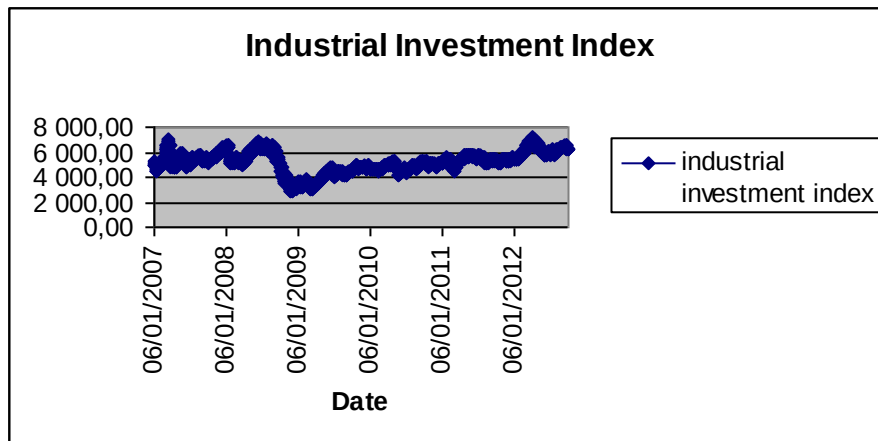
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(ENERGYUTILINDEX)_t = -0.0002(ENERGYUTILINDEX)_{t-1} - 0.18(\Delta(ENERGYUTILINDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.39) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%, ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاستثمار الصناعي:



الشكل (١٤): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاستثمار الصناعي

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL

تعدّ معظم الشركات المدرجة في هذا القطاع شركات وهمية أو شركات خاسرة، ولا تحقق أي إنتاج صناعي على أرض الواقع، حيث تجري المضاربة على أسهمها في السوق المالية السعودية لتحقيق أرباح ومكاسب فقط. نلاحظ من الشكل البياني السابق هبوطاً حاداً في قيم مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي بدءاً من المشاهدة (٣٧١)، فبعد أن وصل المؤشر إلى القيمة ٦٨٣٩.٦٤٠ نقطة بتاريخ ٢٠٠٨/٦/١٨ م، بدأ يسلك اتجاه هابطاً إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٦ م وهي ٢٨٧٠.٤١٠ نقطة، ومع عودة السيولة إلى السوق والمضاربات نلاحظ تحسناً في أداء هذا المؤشر بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٧ م. نستنتج من حركة المؤشر السابقة أن السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاستثمار الصناعي غير مستقرة وسندعم نتيجتنا هذه باختبار إحصائي للتأكد من الاستقرار، وليكن اختبار ADF :

الجدول (٢١): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: INDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-0.007854	0.003092	-2.540206	0.0112
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	0.089277	0.026387	3.383431	0.0007
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.070474	0.026369	2.672588	0.0076
C	37.96751	16.07678	2.361637	0.0183
@TREND(1)	0.004993	0.006361	0.784959	0.4326

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_t = -0.008(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + 0.09(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + 37.97 + 0.005t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.78) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٢): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: INDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-0.007400	0.003037	-2.436789	0.0149
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	0.089240	0.026383	3.382466	0.0007
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.070456	0.026366	2.672269	0.0076
C	39.20075	15.99768	2.450402	0.0144

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_t = -0.007(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + 0.09(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + 39.2 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (2.45) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٣): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: INDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root			
Exogenous: None			
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.114803	0.6441

Test critical values:	1% level		-2.566577	
	5% level		-1.941045	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-5.64E-05	0.000492	-0.114803	0.9086
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	0.085804	0.026392	3.251147	0.0012
D(INDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.066231	0.026355	2.513010	0.0121

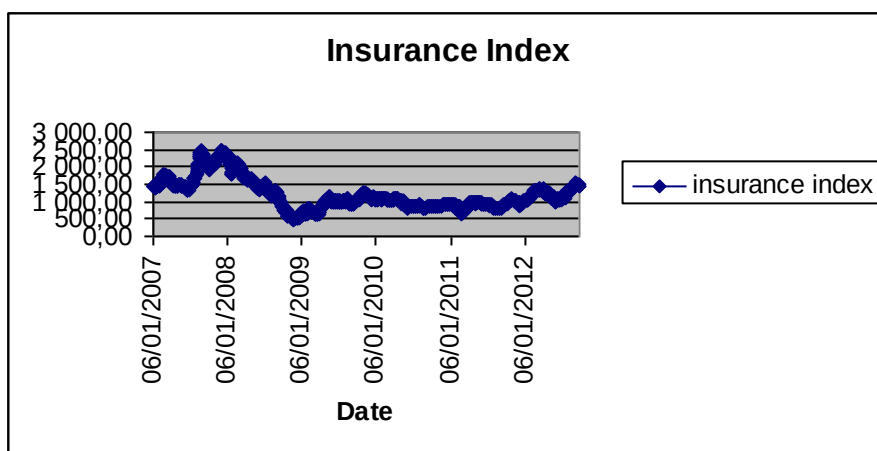
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق النموذج السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_t = -0.00006(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + 0.09(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(INDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.11) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الإسمنت غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التأمين:



الشكل (١٥): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التأمين.

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL.

يعدّ قطاع التأمين سيّد المضاربة والاحتياي في السوق المالية السعودية، والأكثر استحواذاً على قيمة التداولات والأسهم المتداولة فيها، جميع الشركات المدرجة في هذا القطاع عدا "الشركة التعاونية للتأمين" هي شركات وسيط (بروكر)، تأخذ بوالص التأمين، وتعيد تأمينها في الخارج في الشركة الأم. عادةً تتجه نحو قطاع التأمين الأموال الساخنة التي تستهوي المخاطرة العالية بحثاً عن العوائد المرتفعة، من دون حساب لأي خسارة محتملة. يعد هذا القطاع من أسوأ القطاعات في السوق من حيث البيئة الاستثمارية، حيث تمثل الشركات الخاسرة فيه نصف الشركات الخاسرة في السوق المالية.

نلاحظ من الشكل السابق أن تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية بدأت تظهر على قطاع التأمين بدءاً من تاريخ ٢٠٠٧/٨/٣٠ م، فبعد أن وصل المؤشر إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٧/٨/٢٩ م وهي ٢٤٨٧.٠٣ نقطة، بدأ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً مترافقاً بانخفاض في قيم المؤشر، ليصل إلى أدنى قيمة له وهي ٤٨٧.٣٣ نقطة في تاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٣ م، وذلك كردة فعل على اهتزاز الثقة بهذا القطاع نتيجة أزمة السيولة. بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٤ م نلاحظ تحسناً بطيئاً وتدرجياً في أداء المؤشر مع عودة السيولة للسوق، ومن ثم المضاربات التي أدت إلى إعادة تضخيم أسعار الأسهم. نستنتج من حركة المؤشر السابقة أن السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التأمين غير مستقرة، وسندعم نتيجتنا هذه باختبار إحصائي للتأكد من الاستقرار، وليكن اختبار ADF :

الجدول (٢٤): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: INSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INSURANCEINDEX(-1)	-0.002217	0.001933	-1.146455	0.2518
D(INSURANCEINDEX(-1))	0.145443	0.026193	5.552714	0.0000
C	2.621589	3.376718	0.776372	0.4377
@TREND(1)	6.46E-05	0.001995	0.032393	0.9742

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي :

$$\Delta (INSURANCEINDEX)_t = -0.002 (INSURANCEINDEX)_{t-1} - 0.15 (\Delta (INSURANCEINDEX)_{t-1}) + 2.62 + 0.00006t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.03) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٥): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: INSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INSURANCEINDEX(-1)	-0.002249	0.001645	-1.367485	0.1717
D(INSURANCEINDEX(-1))	0.145481	0.026157	5.561864	0.0000
C	2.707414	2.092671	1.293760	0.1960

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta (INSURANCEINDEX)_t = -0.002 (INSURANCEINDEX)_{t-1} - 0.15 (\Delta (INSURANCEINDEX)_{t-1}) + 2.71 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.29) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٢٦): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: INSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.443155	0.5228
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INSURANCEINDEX(-1)	-0.000245	0.000552	-0.443155	0.6577
D(INSURANCEINDEX(-1))	0.144480	0.026152	5.524717	0.0000

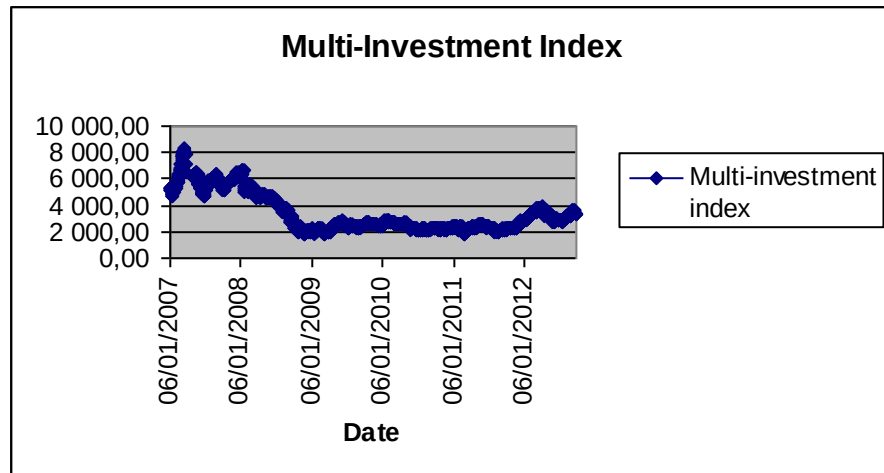
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta (INSURANCEINDEX)_t = -0.0002 (INSURANCEINDEX)_{t-1} - 0.14 (\Delta (INSURANCEINDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.44) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التأمين غير مستقرة.

-اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد:



الشكل (١٦): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد.

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

يعد هذا القطاع قطاعاً مضارباً بامتياز، والشركات المدرجة فيه هي شركات وهمية تعتمد على المضاربة لتحقيق المكاسب.

نلاحظ من الشكل السابق أن تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية بدأت تظهر على قطاع شركات الاستثمار المتعدد بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١/١٩ م عندما كانت قيمة المؤشر ٦٥٩٨.٣٧ نقطة، حيث بدأ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٩/٣/٩ م والبالغة 2599.97 نقطة. بدءاً من تاريخ ٢٠٠٩/٣/١٠ م نلاحظ استقراراً في السلسلة الزمنية للمؤشر ما يعني استمرار نتائج الأزمة على هذا القطاع، إلا أنه بدءاً من نهاية شهر آب عام ٢٠١١ م بدأ أداء المؤشر يتحسن. يشير التحليل السابق إلى أن السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد غير مستقرة، وسندعم نتيجتنا هذه بواسطة اختبار ADF :

الجدول (٢٧): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: MULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(MULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.004049	0.002330	-1.737309	0.0825
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-1))	0.109764	0.026386	4.159965	0.0000
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-2))	0.075246	0.026378	2.852650	0.0044
C	16.53026	12.91203	1.280221	0.2007
@TREND(1)	-0.005435	0.008224	-0.660800	0.5088

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي :

$$\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_t = -0.004(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + 0.11(\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1}) + 0.08(\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-2}) + 16.53 - 0.005t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-0.66) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٨): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: MULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(MULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.003002	0.001709	-1.756758	0.0792
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-1))	0.108969	0.026353	4.134944	0.0000
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-2))	0.074272	0.026331	2.820661	0.0049
C	9.080698	6.293822	1.442795	0.1493

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي :

$$\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_t = -0.003(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + 0.11(\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1}) + 0.07(\Delta(MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-2}) + 9.08 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.44) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٢٩): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: MULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.090003	0.2503
Test critical values:		1% level	-2.566577	
		5% level	-1.941045	
		10% level	-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(MULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.000738	0.000677	-1.090003	0.2759
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-1))	0.108043	0.026355	4.099481	0.0000
D(MULTIINVESTMENTINDEX(-2))	0.073096	0.026329	2.776302	0.0056

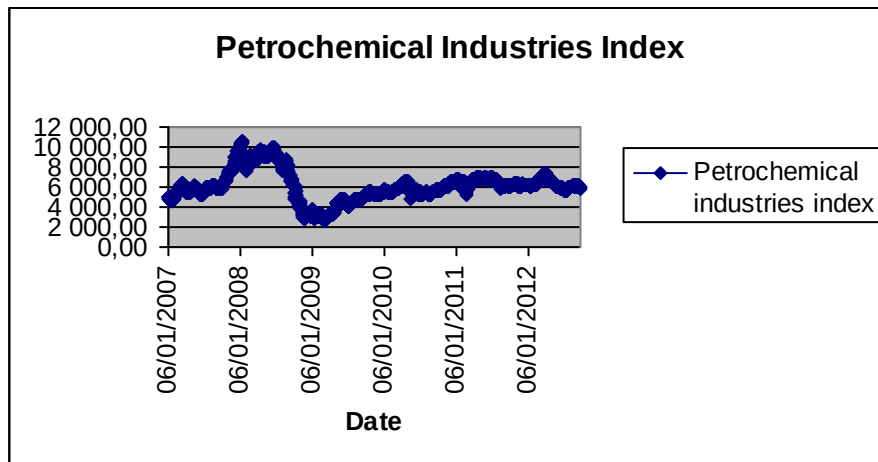
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر للوحدة بواسطة النموذج :

$$\Delta (MULTIINVESTMENTINDEX)_t = -0.0007 (MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + 0.11 (\Delta (MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1}) + 0.07 (\Delta (MULTIINVESTMENTINDEX)_{t-2}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.90) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع شركات الصناعات البتروكيمياوية:



الشكل (١٧): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية.

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

تعد السعودية من أهم دول العالم في إنتاج البتروكيمياويات وتصديرها، حيث يمثل إنتاج المملكة 7% من الإنتاج العالمي للمنتجات البتروكيمياوية، وحوالي 70% من إنتاج دول مجلس التعاون الخليجي. يعتبر هذا القطاع من أهم قطاعات الإنتاج في السوق المالية السعودية ويعد سوقاً محلياً وإقليمياً و حصرياً في العالم، فمثلاً تعد السعودية المنتج والمصدر الأكبر والوحيد لإنتاج اليوريا الحبيبية على مستوى العالم. تضمّ هذا الشركة مجموعة كبيرة من الشركات الرائدة في هذا المجال، يأتي على رأسها شركة سابك التي تقود هذه الصناعة منذ الثمانينيات، وتستحوذ على 95% من الإنتاج المحلي من البتروكيمياويات، كما تمتلك الحكومة حصة

تقدّر بنحو 70% من أسهمها، بينما يمتلك المواطنون 30% المتبقية، ويتبع سابك نحو 17 شركة فرعية في السعودية، تعمل وفقاً للمقاييس العالمية، وتتدخل 8 شركات منها في شراكة أجنبية، وهناك 6 شركات تضامنية محلية مع مستثمرين محليين وإقليميين، يتبعها ١٢ مصنعاً للمواد الكيماوية، وأربعة مصانع للأسمدة ومصنع واحد للمعادن.

نلاحظ من الشكل السابق اتجاهاً هابطاً حاداً بدءاً من تاريخ ٢٣/٦/٢٠٠٨ م، فبعد أن وصل مؤشر الصناعات البتروكيماوية إلى القيمة ٩٩٨٤.٢٠ نقطة بتاريخ ٢٢/٦/٢٠٠٨ م بدأت أسعار هذا المؤشر بالانخفاض مع بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية على هذا القطاع إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٩/٣/٢٠٠٩ م وهي 2599.97 نقطة، ويعود ذلك إلى انخفاض أسعار الأسمدة عالمياً أولاً، و إلى التراجع الحاد في الطلب العالمي على المنتجات البتروكيماوية و المعادن بسبب حالة الركود الاقتصادي التي أصابت اقتصاديات الدول الرئيسية ثانياً.

بدءاً من تاريخ ١٠/٣/٢٠٠٩ م بدأ أداء هذا المؤشر على نحو بشكل ملحوظ للأسباب التالية:

- عودة الانتعاش الاقتصادي وزيادة الطلب العالمي على المنتجات البتروكيماوية.
- ارتفاع الطاقات الإنتاجية لبعض المصانع ودخول مصانع إنتاجية جديدة.
- ارتفاع حجم الاستثمارات في هذا القطاع باعتباره من أهم القطاعات الجاذبة للاستثمار ومن أهم الاستثمارات المرتفعة العوائد بعد الاستثمار بالنفط.

إنّ التحليل السابق يشير إلى عدم استقرار سلسلة مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية، و سندعم نتيجتنا هذه باختبار الإحصائي ADF:

الجدول (٣٠): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: PETROCHEMICALINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PETROCHEMICALINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1)	-0.003956	0.002145	-1.844271	0.0654
D(PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1))	0.116251	0.026255	4.427832	0.0000
C	27.82909	14.94966	1.861520	0.0629
@TREND(1)	-0.004276	0.007956	-0.537509	0.5910

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_t = -0.004(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1} + 0.12(\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1}) + 27.83 - 0.004t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-0.54) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٣١): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: PETROCHEMICALINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PETROCHEMICALINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1)	-0.003888	0.002141	-1.816083	0.0696
D(PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1))	0.116392	0.026247	4.434545	0.0000
C	24.34004	13.46355	1.807847	0.0708

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_t = -0.004(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1} + 0.12(\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1}) + 24.43 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.81) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٣٢): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: PETROCHEMICALINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.257588	0.5934
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PETROCHEMICALINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1)	-0.000135	0.000523	-0.257588	0.7968
D(PETROCHEMICALINDUSINDEX(-1))	0.114653	0.026250	4.367753	0.0000

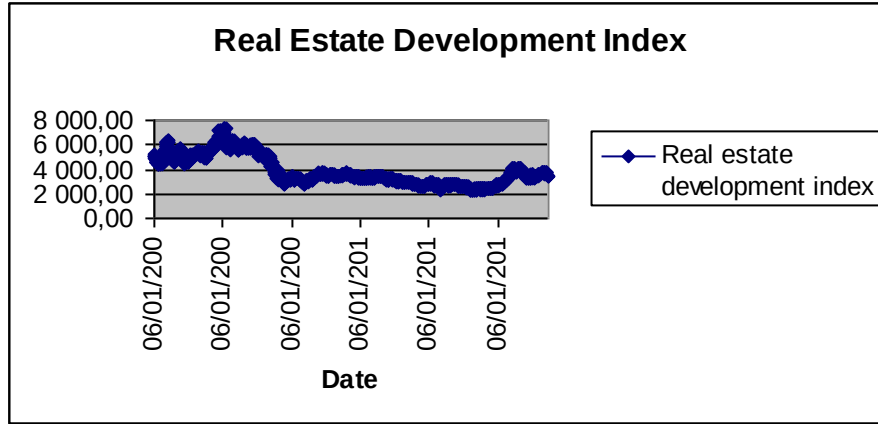
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_t = -0.0001(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1} + 0.11(\Delta(\text{PETROCHEMICALINDUSINDEX})_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.26) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكّد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية المتعدّد غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التطوير العقاري:



الشكل (١٨): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التطوير العقاري

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL

يعد هذا القطاع من القطاعات المضاربة في السوق، فمع بدء تداعيات الأزمة المالية هربت السيولة من هذا القطاع، واتجه قسم كبير منها إلى سوق العقارات.

نلاحظ من الشكل السابق أن تداعيات الأزمة المالية العالمية قد بدأت تظهر على قطاع التطوير العقاري بدءاً من تاريخ ٢٠٠٨/١/١٧ م، فبعد أن وصل المؤشر إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١/١٦ م وهي ٧٤٢٧.١٧ نقطة، أخذ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٩/٣/٩ م وهي ٢٧٦٤.٢٧ نقطة، و بدءاً من تاريخ ٢٠٠٩/٣/١٠ م نلاحظ استمرار نتائج الأزمة على هذا القطاع، حيث لم يشهد أي تحسن، بدأ أداء هذا المؤشر يتحسن ويسلك اتجاهًا صاعداً، بدءاً من شهر آب في عام ٢٠١١ م.

إنّ التحليل السابق يشير إلى عدم استقرار سلسلة مؤشر قطاع التطوير العقاري، و سندعم نتيجتنا هذه بالاختبار الإحصائي ADF:

الجدول (٣٣): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: REALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(REALESTATEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REALESTATEINDEX(-1)	-0.005941	0.002762	-2.151291	0.0316
D(REALESTATEINDEX(-1))	0.093835	0.026407	3.553376	0.0004
D(REALESTATEINDEX(-2))	0.063763	0.026383	2.416849	0.0158
C	29.84572	15.57147	1.916693	0.0555
@TREND(1)	-0.011020	0.007987	-1.379646	0.1679

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(\text{REALESTATEINDEX})_t = -0.006(\text{REALESTATEINDEX})_{t-1} + 0.09(\Delta(\text{REALESTATEINDEX})_{t-1}) + 0.06(\Delta(\text{REALESTATEINDEX})_{t-2}) + 29.85 - 0.01t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-1.38) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٣٤): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: REALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(REALESTATEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REALESTATEINDEX(-1)	-0.002945	0.001837	-1.602997	0.1092
D(REALESTATEINDEX(-1))	0.097770	0.026246	3.725133	0.0002
C	10.31258	7.414119	1.390938	0.1645

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(\text{REALESTATEINDEX})_t = -0.003(\text{REALESTATEINDEX})_{t-1} + 0.10(\Delta(\text{REALESTATEINDEX})_{t-1}) + 10.31 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.39) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٣٥): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: REALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.925707	0.3155
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(REALESTATEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REALESTATEINDEX(-1)	-0.000505	0.000545	-0.925707	0.3548
D(REALESTATEINDEX(-1))	0.096601	0.026241	3.681276	0.0002

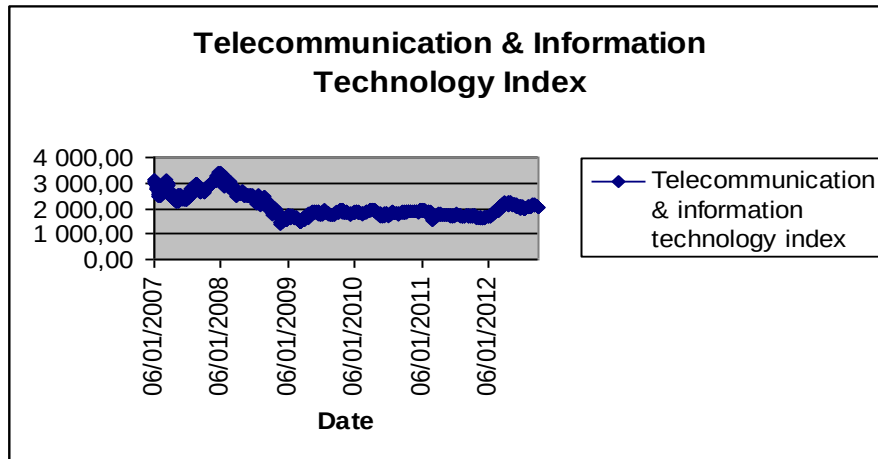
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(REALESTATEINDEX)_t = -0.0005(REALESTATEINDEX)_{t-1} + 0.10(\Delta(REALESTATEINDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.93) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع التطوير العقاري غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات:



الشكل (١٩): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات.

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL .

يعد هذا القطاع من القطاعات الجيدة والمنتجة.

نلاحظ من الشكل السابق بعد أن وصل مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٧/١٢/٢٦ م، وهي ٣٤٥٢.٩٥ نقطة، بدأ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطًا حادًا مع بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية متأثرًا بانخفاض السيولة في السوق، إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٣ م وهي ١٣٦٦.٢١٠ نقطة .

نلاحظ بعد ذلك عدم تحسن في أداء المؤشر بسبب استمرار نتائج الأزمة على هذا القطاع، و لكن بدءاً من بداية شهر كانون الأول عام ٢٠١١ م بدأ أداء هذا المؤشر بالتحسن على نحو ملحوظ .

إنّ التحليل السابق يشير إلى عدم استقرار سلسلة مؤشر قطاع الاتصالات وتقنيّة المعلومات، و سندعم نتيجتنا هذه بالاختبار الإحصائي ADF:

الجدول (٣٦): اختبار معنويّة الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: TELECOMINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TELECOMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TELECOMINDEX(-1)	-0.006411	0.002819	-2.274601	0.0231
D(TELECOMINDEX(-1))	0.078880	0.026342	2.994488	0.0028
C	13.93352	7.494722	1.859111	0.0632
@TREND(1)	-0.001769	0.003002	-0.589252	0.5558

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنويّة الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(TELECOMINDEX)_t = -0.006(TELECOMINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(TELECOMINDEX)_{t-1}) + 13.93 - 0.002t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-0.59) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.78) عند مستوى معنويّة 5% ، ومن ثمّ الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٣٧): اختبار معنويّة الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: TELECOMINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TELECOMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TELECOMINDEX(-1)	-0.005350	0.002167	-2.468403	0.0137
D(TELECOMINDEX(-1))	0.077986	0.026292	2.966146	0.0031
C	10.45258	4.611269	2.266746	0.0236

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنويّة الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(TELECOMINDEX)_t = -0.005(TELECOMINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(TELECOMINDEX)_{t-1}) + 10.45 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (2.27) أصغر من القيمة الجدوليّة (2.52)، ومن ثمّ الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٣٨): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: TELECOMINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.209217	0.2080
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TELECOMMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TELECOMMINDEX(-1)	-0.000544	0.000450	-1.209217	0.2268
D(TELECOMMINDEX(-1))	0.076739	0.026324	2.915139	0.0036

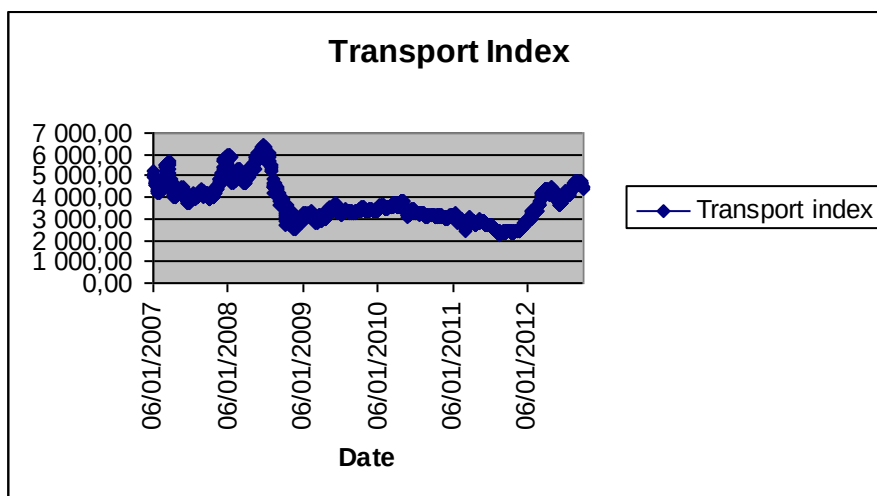
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(TELECOMMINDEX)_t = -0.0005(TELECOMMINDEX)_{t-1} + 0.08(\Delta(TELECOMMINDEX)_{t-1}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-1.21) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات غير مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع النقل:



الشكل (٢٠): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لمؤشر قطاع النقل.

المصدر: مخرجات برنامج EXCEL.

نلاحظ من الشكل السابق وبعد أن وصل مؤشر قطاع النقل إلى أعلى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/٦/٢٣ م وهي ٦٤٨٤.٣٨ نقطة، أنَّ المؤشر يسلك اتجاهًا هابطاً مع بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية إلى أن وصل إلى أدنى قيمة له بتاريخ ٢٠٠٨/١١/٢٢ م وهي ٢٤٩٣.٦٢٠. إن حركة النقل تأثرت بالأزمة الاقتصادية العالمية نتيجة تخفيض رحلات الطيران والسفن حول العالم بسبب وجود بعض الصعوبات في مجال التصدير نتيجة تراجع الطلب العالمي على الصادرات الوطنية.

بدءاً من شهر آب في عام ٢٠١١ م بدأ أداء هذا المؤشر يتحسن ويسلك اتجاهًا صاعداً وذلك مع عودة حركة النقل بفضل الانتعاش الاقتصادي وعودة ارتفاع الطلب العالمي على الصادرات الوطنية.
إن التحليل السابق يشير إلى عدم استقرار سلسلة مؤشر قطاع النقل، و سندعم نتيجتنا هذه بالاختبار الإحصائي ADF:

الجدول (٣٩): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: TRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANSPORTINDEX(-1)	-0.005013	0.002912	-1.721878	0.0853
C	17.71615	13.96123	1.268954	0.2047
@TREND(1)	0.000694	0.006354	0.109180	0.9131

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(TRANSPORTINDEX)_t = -0.005(TRANSPORTINDEX)_{t-1} + 17.72 + 0.0007t + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.11) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٤٠): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: TRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANSPORTINDEX(-1)	-0.005176	0.002502	-2.068617	0.0388
C	18.82088	9.616080	1.957230	0.0505

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(TRANSPORTINDEX)_t = -0.005(TRANSPORTINDEX)_{t-1} + 18.82 + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للثابت (1.96) أصغر من القيمة الجدولية (2.52)، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٤١): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: TRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.706325	0.4109
Test critical values:	1% level		-2.566574	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANSPORTINDEX(-1)	-0.000416	0.000589	-0.706325	0.4801

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(TRANSPORTINDEX)_t = -0.0004(TRANSPORTINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-0.71) أكبر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ما يؤكّد وجود جذر وحدة، ومن ثم السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع النقل غير مستقرة .

المبحث الثالث - خصائص السلاسل الزمنية لعوائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية ولـمؤشرات القطاعات عينة البحث وأهم مؤشرات الإحصائية:

نطلق على السلسلة بعد إجراء تحويل لوغاريتمي مع عملية فرق من الدرجة الأولى على قيمها السلسلة الزمنية لـ (لوغاريتم عائد المؤشر) *.

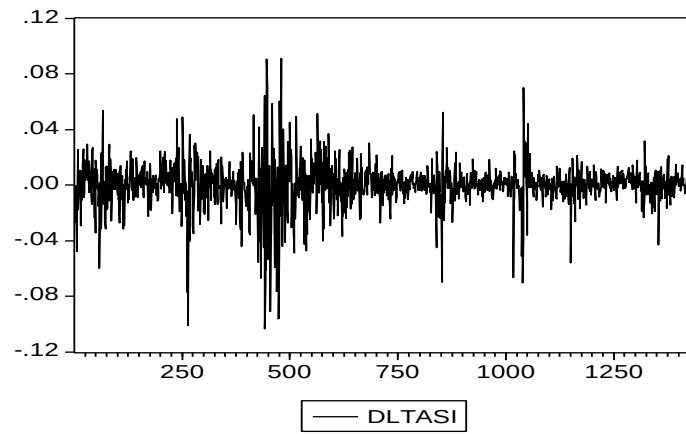
ليكن لدينا P_t سعر الإغلاق للمؤشر في الفترة الزمنية (اليوم) t ، و $R_t = \log P_t - \log P_{t-1}$ لوغاريتم عائد المؤشر (أو عائد المؤشر)، نلاحظ أنّ السلسلة الزمنية للعوائد قريبة جداً من السلسلة الزمنية للتغيرات النسبية المعطاة بالعلاقة:

$$R_t = \log(1 + r_t) \text{ ، بناءً عليه: } r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

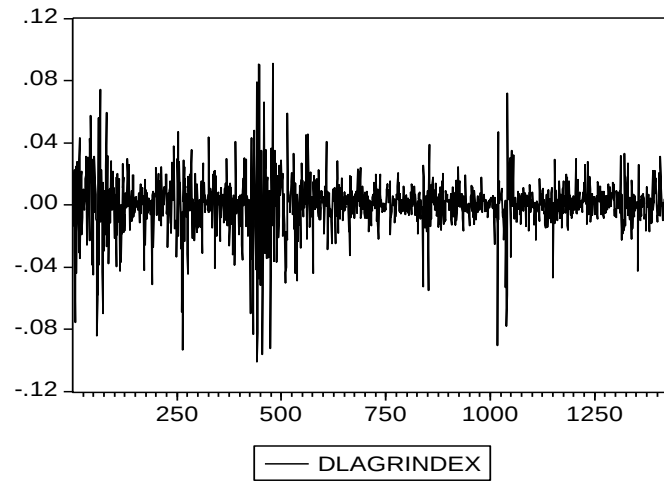
بالمقارنة نجد أنّ السلاسل الزمنية التالية: $(dP_t = P_t - P_{t-1})$ ، r_t ، R_t ، هي سلاسل زمنية متقاربة جداً، ومستقرة (من دون جذر وحدة) .

نلاحظ من الرسوم البيانية لعوائد المؤشرات أنّ السلاسل الزمنية لعوائد المؤشرات R_t هي سلاسل مستقرة تتذبذب حول الصفر بساعات مختلفة من يوم لآخر.

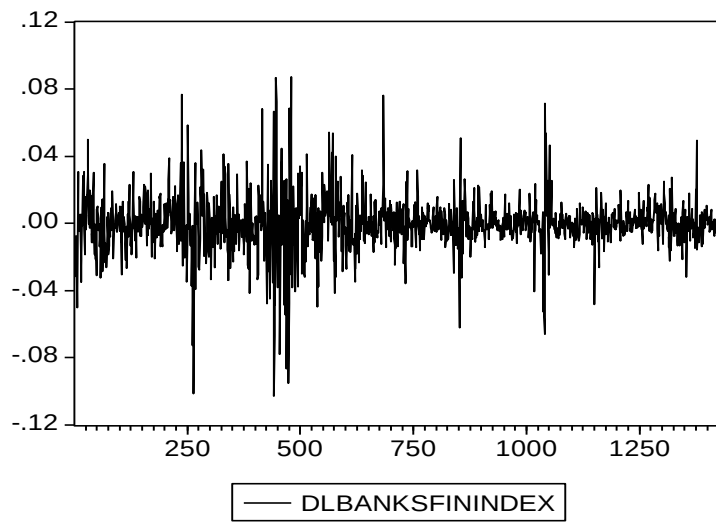
* ZAKOIAN, J. M.; FRANCO, C. *Modèles GARCH*. 1ère édition, Op.Cit., P.8.



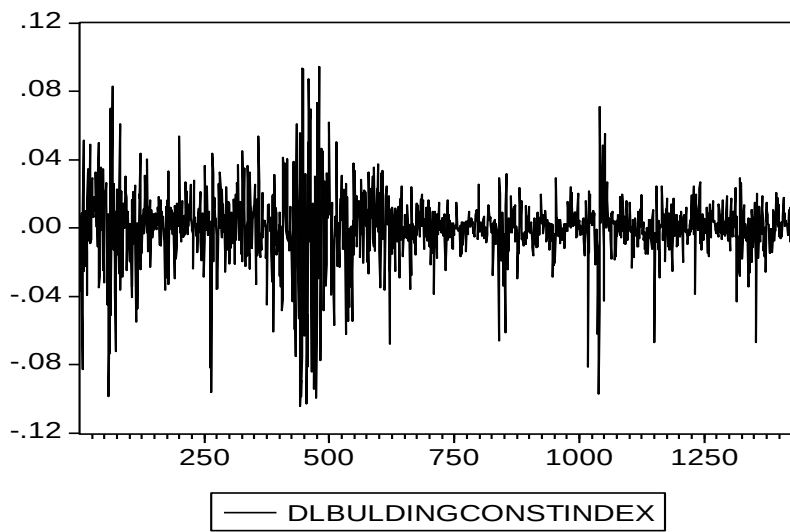
الشكل (٢١): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد المؤشر العام تداول (R_t).
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.



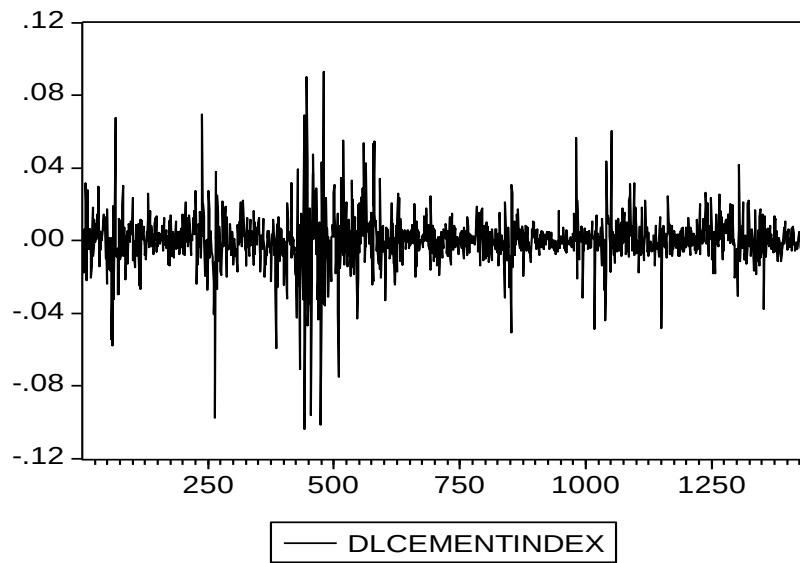
الشكل (٢٢): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية.
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.



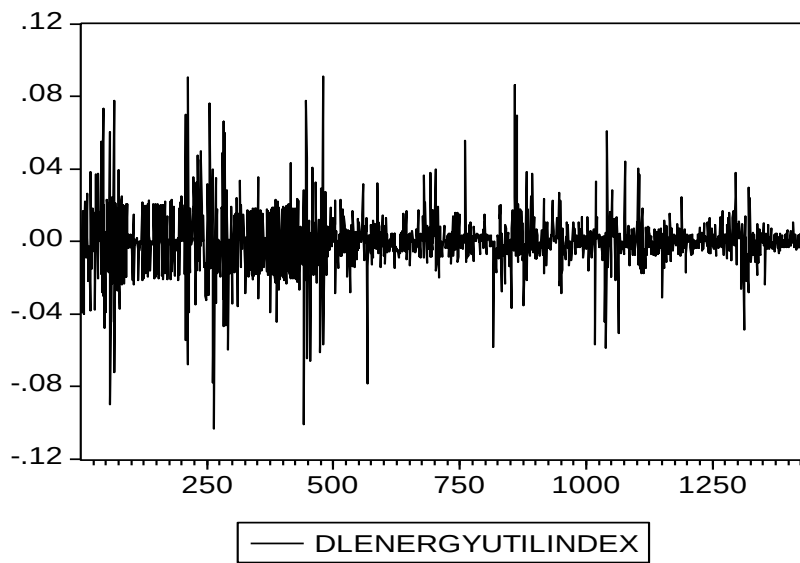
الشكل (٢٣): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



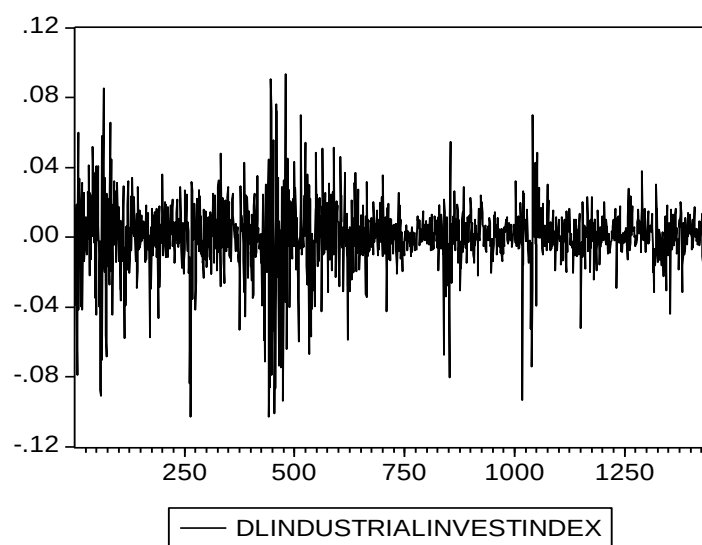
الشكل (٢٤): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



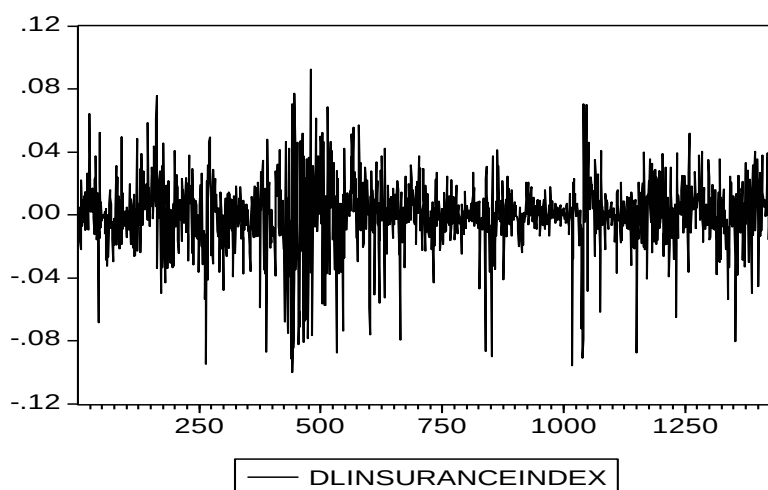
الشكل (٢٥): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت.
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.



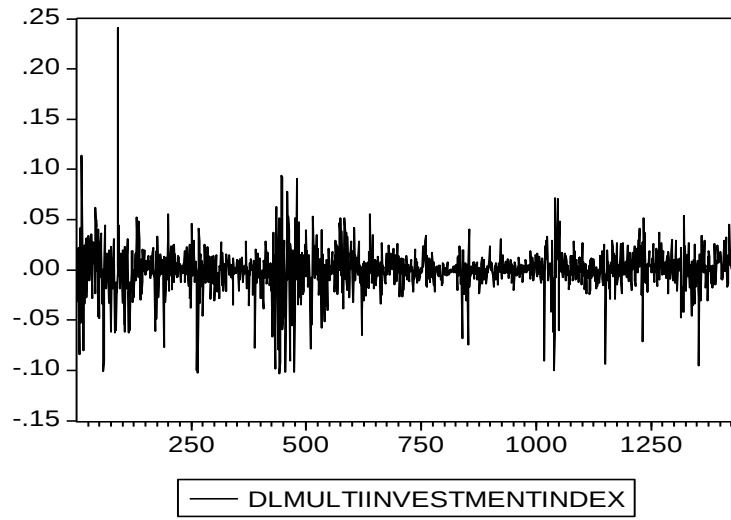
الشكل (٢٦): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية.
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.



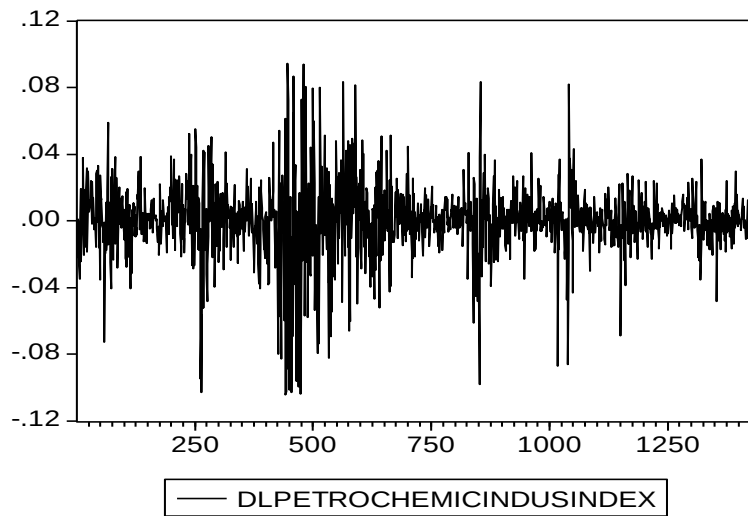
الشكل (٢٧): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



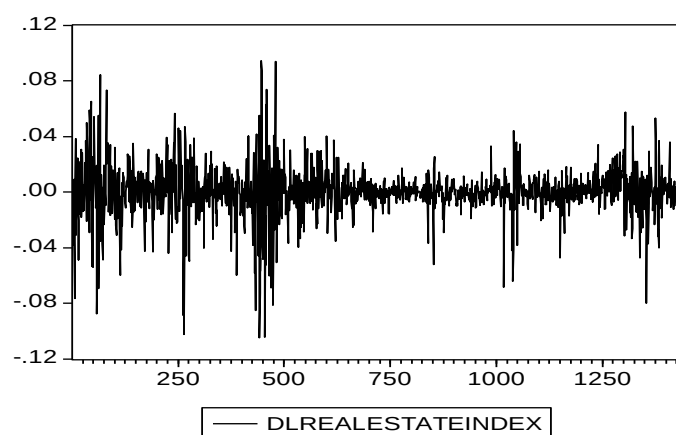
الشكل (٢٨): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التأمين.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



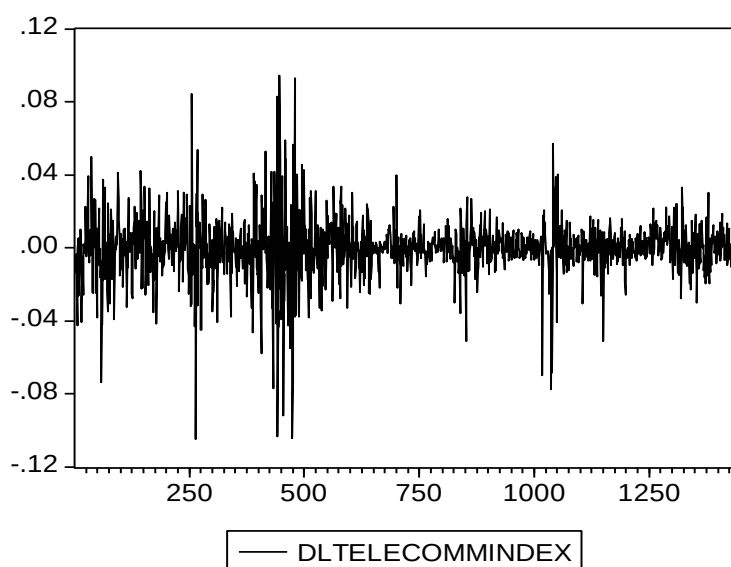
الشكل (٢٩): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



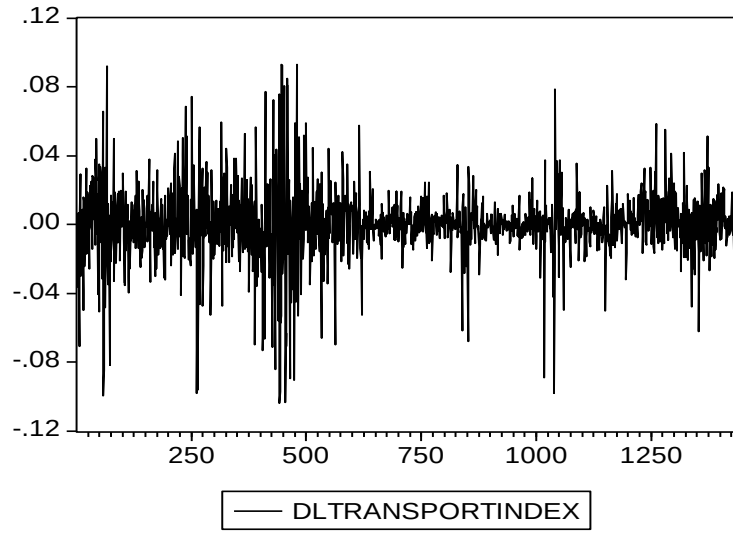
الشكل (٣٠): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.



الشكل (٣١): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري.
المصدر: مخرجات برنامج 4 .EViews.



الشكل (٣٢): الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات.
المصدر: مخرجات برنامج 4 .EViews.

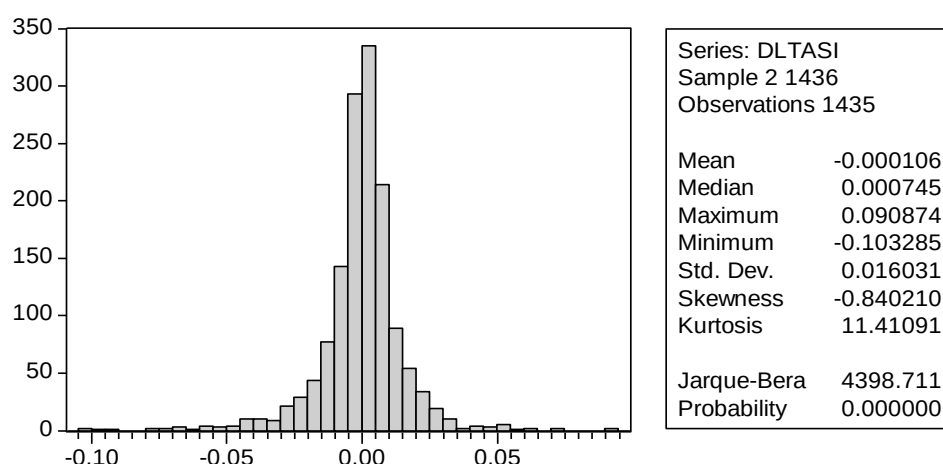


الشكل (٣٣) : الرسم البياني للسلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع النقل.

المصدر : مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

تبيّن الأشكال السابقة وجود درجة عالية من التذبذب، حيث نلاحظ :

- تجمع التقلّبات في فترات معيّنة: أي تركز التقلّبات الحادّة (التغيّرات الشديدة الصاعدة والهابطة) في فترات معيّنة، يعقبها فترات أقلّ تقلّباً وأيضاً تتركّز في فترات معيّنة، أي إنّ التغيّرات الشديدة في قيم العوائد يعقبها تغيّرات شديدة أخرى مقابلة لها، والتغيّرات الضعيفة يعقبها تغيّرات ضعيفة، وهذا ما يعرف في تحليل أسواق المال بتكدّس التقلّبات في فترات معيّنة.
- عدم تناظر تأثير القيم السابقة للعوائد (الموجبة والسالبة) على تقلّب القيم في الفترة الحاليّة: حيث يعطي انخفاض قيم العوائد تقلّبات أكثر شدّة من تلك التقلّبات الناتجة عن ارتفاع في تلك القيم، وهذا ما يؤكّده الرسم البياني للعوائد، حيث نلاحظ حدّة التقلّبات المترافقة مع بدء الاتجاه الهابط المترافق بانخفاض في قيم المؤشر.
- العوائد لا تخضع للتوزيع الطبيعي: سنستعرض فيما يلي أهم المؤشرات الإحصائية لكل سلسلة من سلاسل العوائد التي نستنتج من خلالها أنّ العوائد لا تخضع للتوزيع الطبيعي.

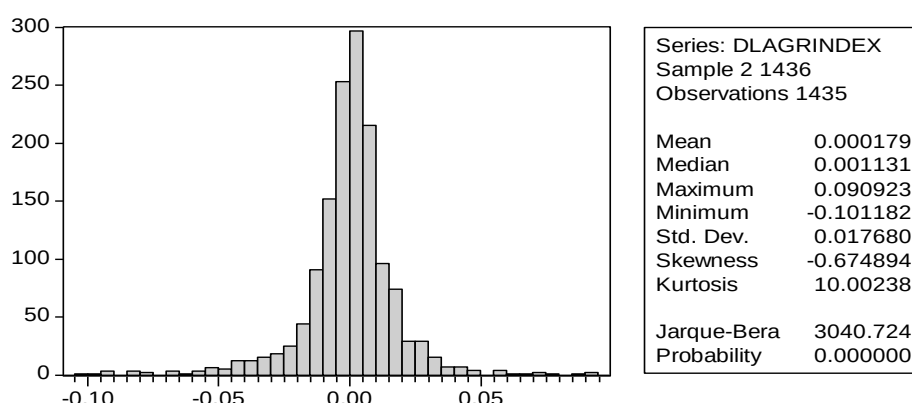


الشكل (٣٤): أهم المؤشرات الإحصائية للعوائد اليومية للمؤشر العام تداول.

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.84 \neq 0$ ، أي إن شكل التوزيع غير متناظر، ظاهرة عدم التناظر هذه تتفق مع الخاصة السابقة (عدم تناظر حدة التقلبات تبعاً لنوع الصدمات)، ولأن $SK < 0$ هذا يعني أن التوزيع ملتو نحو اليسار ما يدل على أن العوائد تتأثر بالصدمات السالبة أكثر من الصدمات الموجبة.
 - قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 11.41 > 3$ ، هذا يدل على وجود قيم شاذة في السلسلة.
 - اختبار Jarque-Bera: نختبر فرضية العدم (H_0 : العوائد تخضع للتوزيع الطبيعي) نقبل فرضية العدم إذا كانت قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera: $PR > 5\%$.
- لكن نلاحظ من الشكل السابق أن قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera: $PR < 5\%$ ، هذا يعني عوائد المؤشر العام لا تخضع للتوزيع الطبيعي.

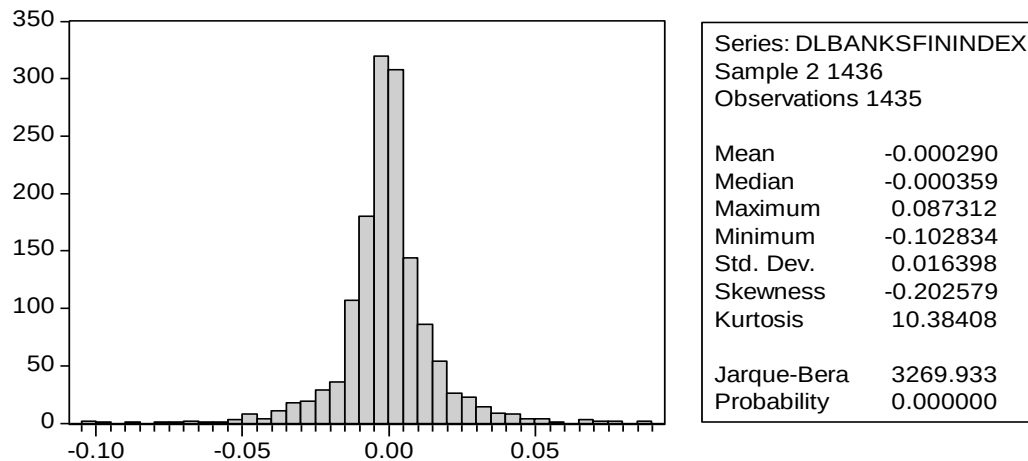
ونجد بالمثل نتائج مماثلة للعوائد اليومية لمؤشرات القطاعات:



الشكل (٣٥): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الزراعة و الصناعات الغذائية.

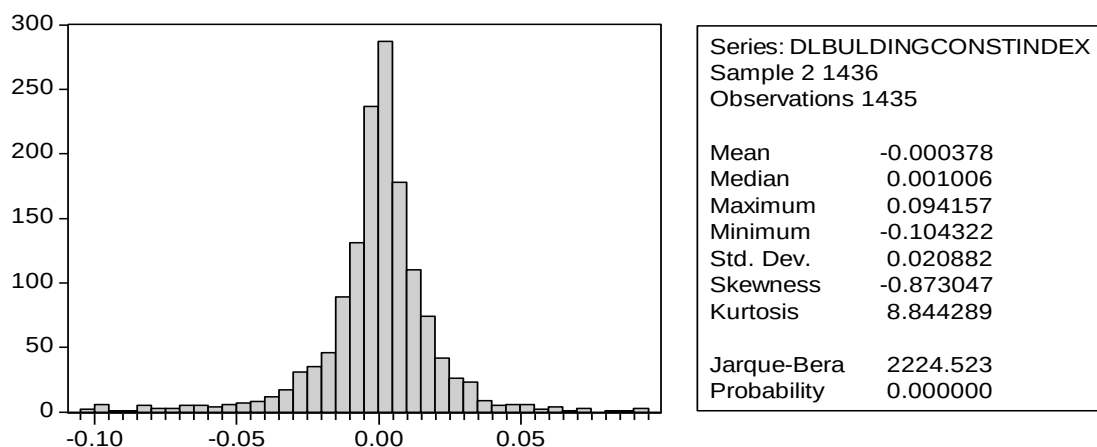
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.67 \neq 0$.
- قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 10.38 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR. < 5%)، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع الزراعة و الصناعات الغذائية لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



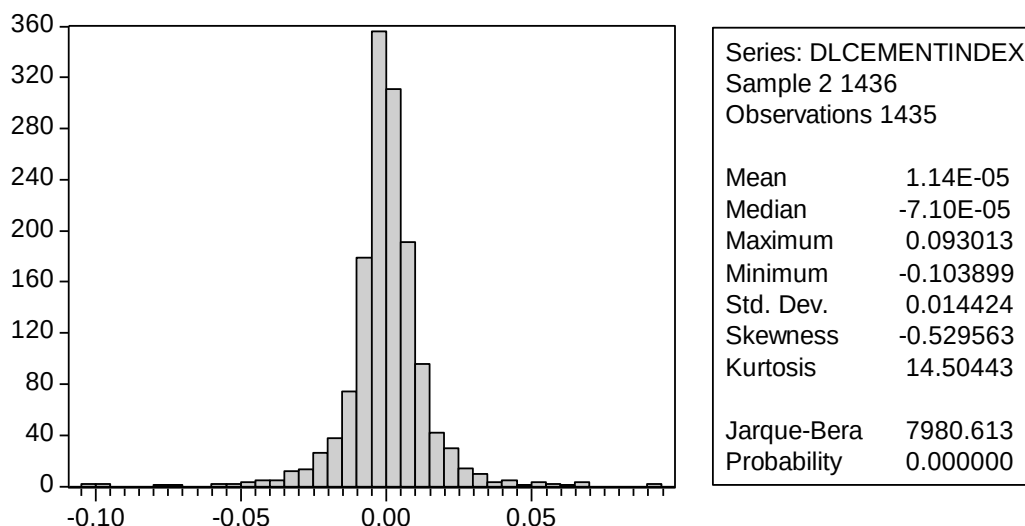
الشكل (٣٦): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية.
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.20 \neq 0$.
- قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 10.38 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR. < 5%)، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



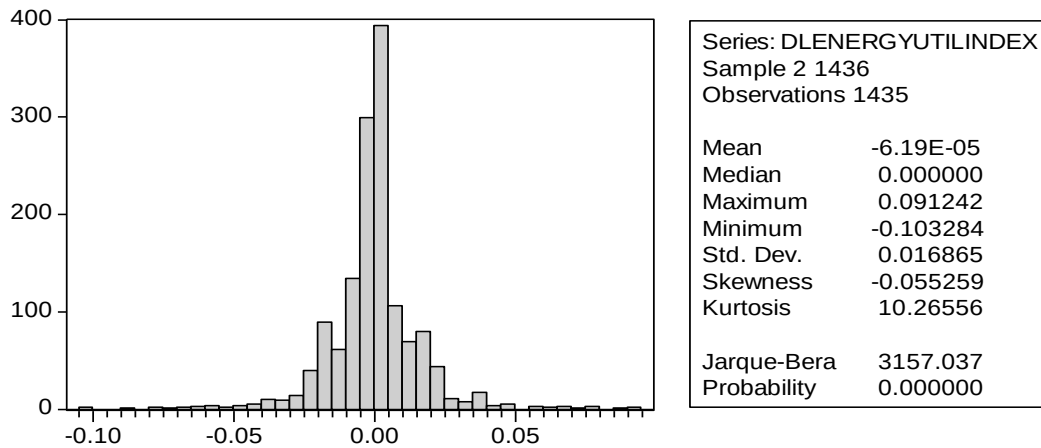
الشكل (٣٧): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء.
المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.87 \neq 0$.
- قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 8.84 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : $(PR, < 5\%)$ ، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٣٨): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت.
المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

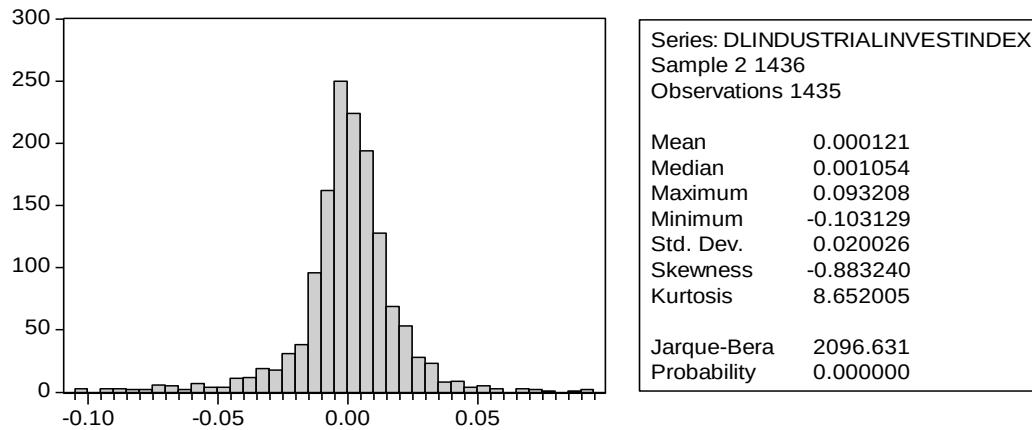
- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.53 \neq 0$.
- قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 14.50 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : $(PR, < 5\%)$ ، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع الإسمنت لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٣٩): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية.

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

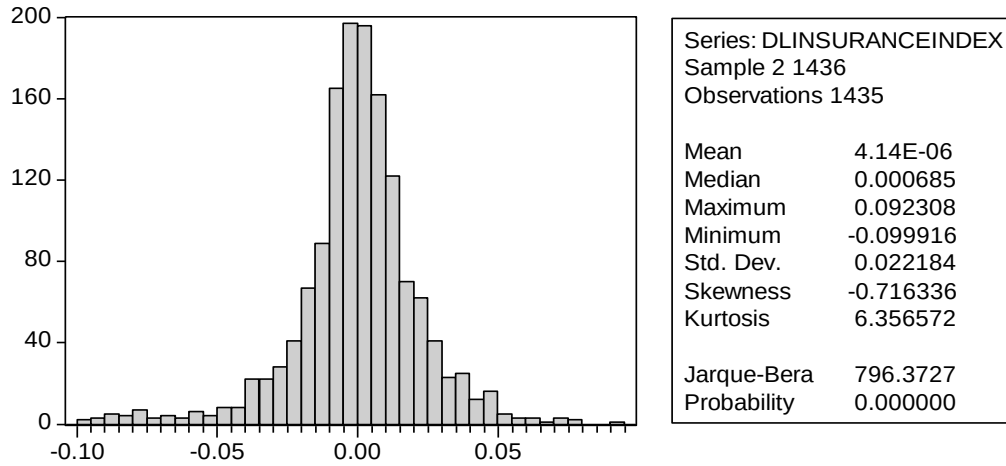
- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.06 \neq 0$.
 - قيمة معامل التقعر (KURTOSIS): $KU = 10.27 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : $(PR. < 5\%)$ ، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٤٠): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي.

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

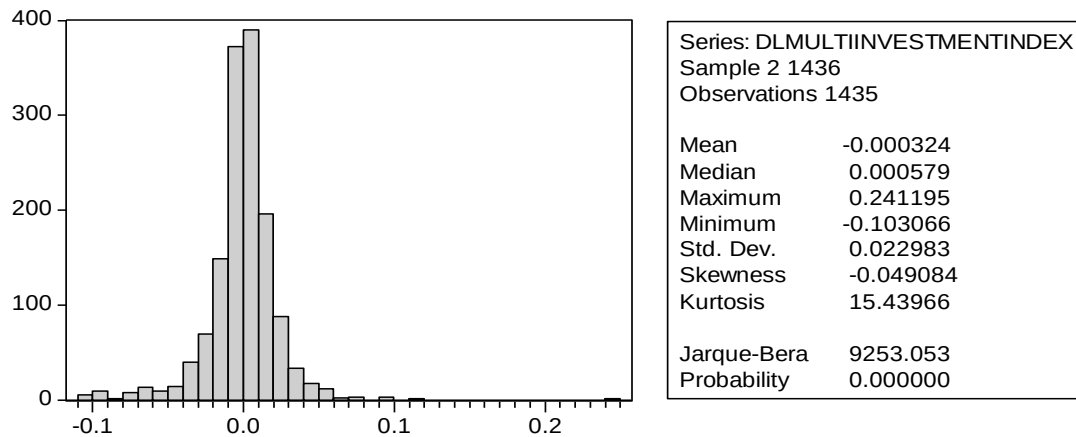
- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.88 \neq 0$.
 - قيمة معامل التقعر (KURTOSIS): $KU = 8.65 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : $(PR. < 5\%)$ ، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٤١): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع التأمين.

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.72 \neq 0$.
- قيمة معامل التفرطح (KURTOSIS): $KU = 6.36/3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : $(PR. (5\%))$ ، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع التأمين لا تخضع للتوزيع الطبيعي .

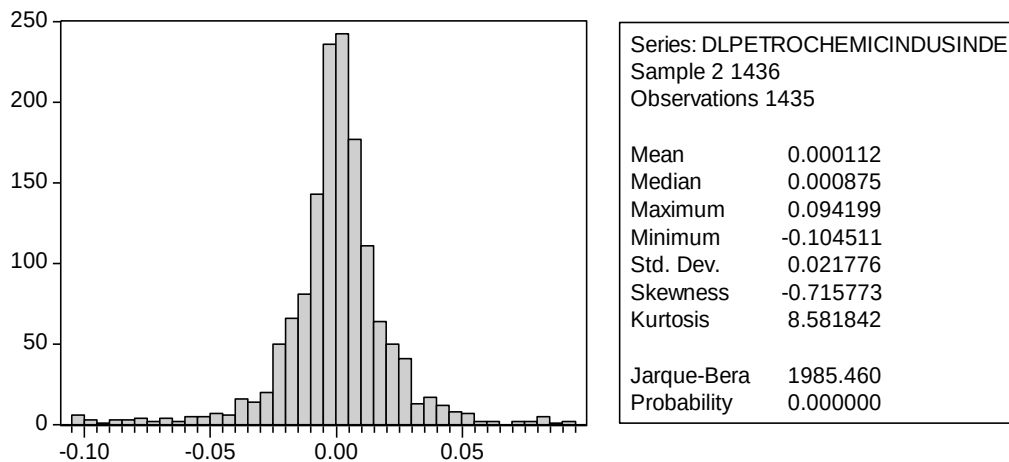


الشكل (٤٢): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدّد.

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.05 \neq 0$.
- قيمة معامل التفرطح (KURTOSIS): $KU = 15.44/3$.

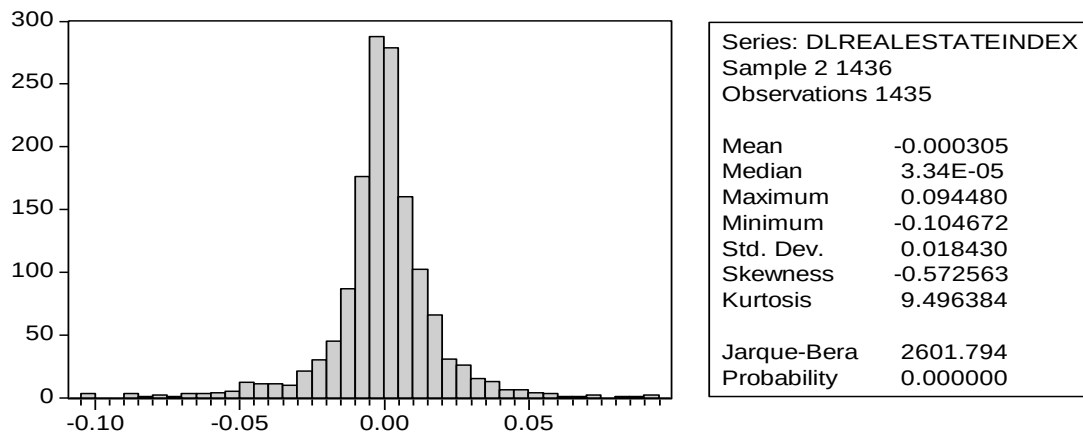
اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنَّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR.<5%)، هذا يعني أنَّ عوائد قطاع شركات الاستثمار المتعدد لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٤٣): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.72 \neq 0$.
 - قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 8.58 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنَّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR.<5%)، هذا يعني أنَّ عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية لا تخضع للتوزيع الطبيعي .

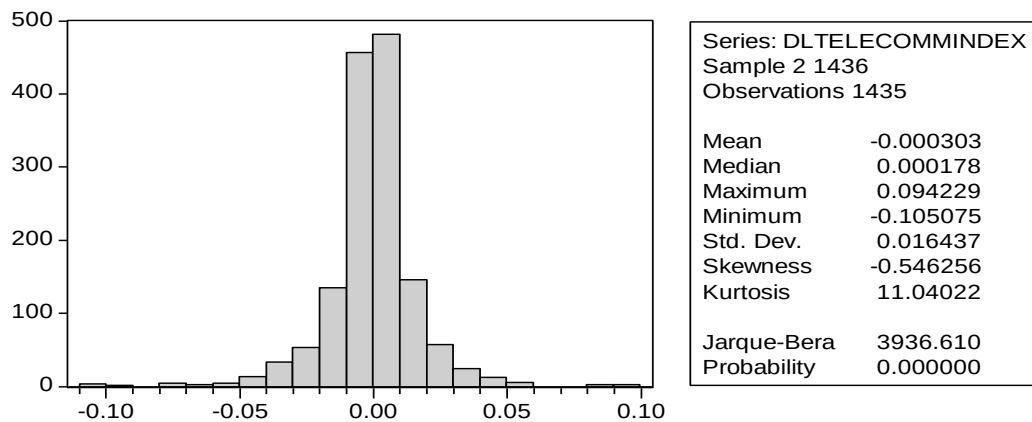


الشكل (٤٤): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.57 \neq 0$.
- قيمة معامل التقطح (KURTOSIS): $KU = 9.50 > 3$.

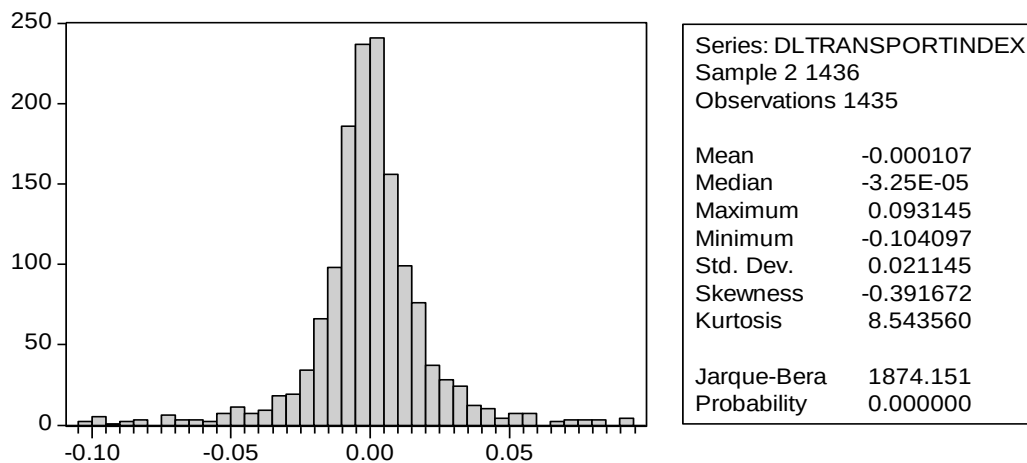
اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنَّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR.(5%)، هذا يعني أنَّ عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٤٥): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.55 \neq 0$.
 - قيمة معامل التفرطح (KURTOSIS): $KU = 11.04 > 3$.
- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنَّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR.(5%)، هذا يعني أنَّ عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات لا تخضع للتوزيع الطبيعي .



الشكل (٤٦): أهم المؤشرات الإحصائية لعوائد مؤشر قطاع النقل.

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- قيمة معامل الالتواء (SKEWNESS): $SK = -0.39 \neq 0$.
- قيمة معامل التفرطح (KURTOSIS): $KU = 8.54 > 3$.

- اختبار Jarque-Bera : نلاحظ من الشكل السابق أنّ قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera : (PR.(5%)، هذا يعني أنّ عوائد مؤشر قطاع النقل لا تخضع للتوزيع الطبيعي .

المبحث الرابع - اختبار كفاءة السوق المالية السعودية:

سيجري في هذا المبحث اختبار كفاءة السوق المالية السعودية على المستوى الضعيف، ومن ثمّ سنختبر مدى كفاءة المؤشر المبني على أساس الأسهم الحرة و قدرته على عكس واقع السوق المالية.

أ- اختبار كفاءة السوق المالية السعودية على المستوى الضعيف:

تعدّ كفاءة الأسواق المالية من الموضوعات التي أثارت - ولا تزال تثير - جدلاً واسعاً بين المهتمين بتلك الأسواق، حيث تأتي المعلومات إلى السوق في أي وقت مستقلة وعشوائية، فيتقرر سعر الورقة المالية بناءً على المعلومات الواردة، فإذا عكست أسعار الأوراق المالية المتداولة هذه المعلومات اتّصفت السوق في هذه الحالة بالكفاءة، و التي لها أثر أساسي في تقليل المخاطر وتخفيضها إلى أدنى مستوياتها .

مازالَت الدراسات المتعلقة بسلوك أسعار الأسهم تلقى اهتماماً كبيراً من الأكاديميين والعاملين في المجال المالي والاستثماري على السواء، وعدّت دراسة * (Fama, 1965) من أشهر الدراسات التي قامت باختبار كفاءة السوق المالي، حيث جرى اختبارها على نحو واسع في الأسواق المالية المتطورة والناشئة على السواء، حيث ركزت الدراسات التي جرت في الأسواق الناشئة خصوصاً على المستوى الضعيف، وهو المستوى الأدنى من المستويات الثلاثة، ذلك لأنه إذا لم يجرِ إثبات دليل يدعم المستوى الضعيف من الكفاءة فليس من الضروري اختبار الكفاءة على المستوى الأوسع سواء شبه القوي أم القوي .

سنختبر في بحثنا هذا فرضية الصيغة الضعيفة للكفاءة، التي تسمى أيضاً " نظرية الحركة العشوائية للأسعار " في السوق المالية السعودية خلال الفترة من عام ٢٠٠٧ م حتى عام ٢٠١٢ م، وكما وجدنا في الفصل السابق أنه وفقاً لهذه الصيغة يفترض أن المعلومات التاريخية، سواء في الأيام أم الأشهر أو السنين لا يمكن الاستفادة منها للتنبؤ بالتغيرات المستقبلية في العوائد ، ولذلك فإن التغيرات المتتالية في العوائد مستقلة عن بعضها، وليس هناك بينها أي علاقة واضحة، ومن هنا يطلق على هذه الصيغة الضعيفة لكفاءة السوق الحركة العشوائية باعتبار أن التغير في العائد من يوم لآخر لا يسير على نمط واحد، ولذلك ليس من الممكن للمتعاملين في السوق أن يحققوا عوائد فوق عادية (Upnormal Return) باستخدام الأسعار التاريخية للأسهم* .

* Fama, E ., 1965, "The Behavior of stock Market Prices, Journal of Business, 38,34-105 .

* مثني عبد الإله ناصر، كفاءة سوق الأوراق المالية : الأسس والمقترحات، مداخلة مقدمة إلى ندوة دور الأسواق المالية في التنمية الاقتصادية - تجارب ورؤى مستقبلية، طرابلس، تاريخ ١١/١٢/٢٠٠٥ م، ص: ١٢ .

ومن أجل اختبار فرضية السير العشوائي في السوق المالية السعودية واعتماداً على الأساليب الإحصائية المستخدمة في الدراسات السابقة في الأسواق الناشئة سنستخدم الاختبارين التاليين :

١ - اختبار الارتباط المتسلسل Serial auto- correlation :

يستخدم هذا الاختبار لاختبار مدى وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي في سلسلة عائد المؤشر العام وسلاسل عوائد المؤشرات القطاعية في السوق المالية .

يهدف هذا الاختبار إلى تحديد مدى استقلالية العوائد عن بعضها بواسطة اختبار مدى اختلاف معامل الارتباط المتسلسل إحصائياً عن الصفر، فإذا كانت العوائد مرتبطة ذاتياً (معامل الارتباط يختلف عن الصفر) فإنه يتم رفض فرضية المستوى الضعيف من الكفاءة .

وتأخذ فرضية اختبار الارتباط المتسلسل، كما وجدنا سابقاً، الشكل التالي :

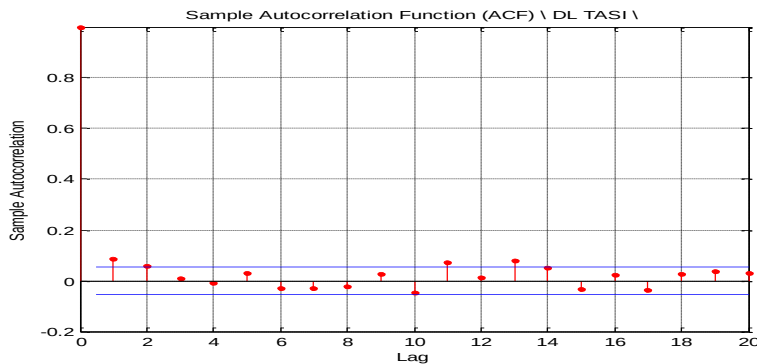
$$(\text{جميع معاملات الارتباط المتسلسل} = \text{صفر}) \quad H_0 : \ell_k = 0$$

$$(\text{بعض معاملات الارتباط المتسلسل أو جميعها} \neq \text{صفر}) \quad H_1 : \ell_k \neq 0$$

ولاختبار هذه الفرضية جرى استخدام (٢٠) فترة إبطاء (20 lags)، وذلك لإيجاد العلاقة بين البيانات في فترات مختلفة، أي بين الفترة الحالية والفترة السابقة، ثم سيجري تطبيق اختبار الارتباط الذاتي باستخدام إحصائية Ljung- Box (Q) وذلك للحكم على دلالة اختبار الارتباط الذاتي في السلاسل الزمنية للعوائد عند كل فترة إبطاء (lag) .

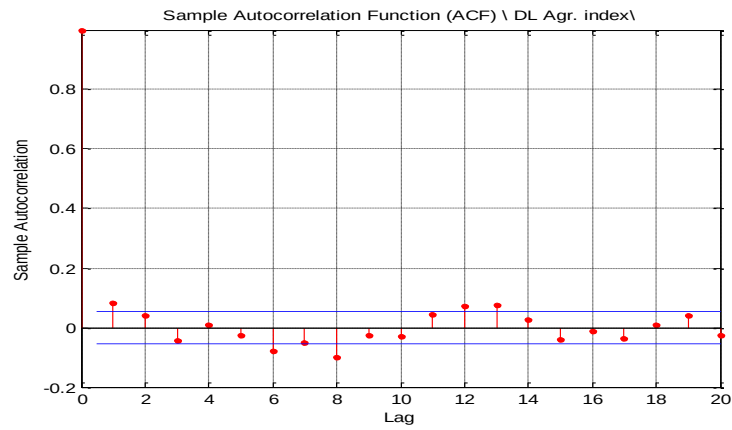
فإذا دلت النتائج على عدم وجود ارتباط متسلسل في العوائد فإن سلسلة العوائد تتبع السير العشوائي في سلوكها.

تشير الأشكال التالية إلى نتائج الارتباط الذاتي المتسلسل لأول ٢٠ فترة إبطاء للعوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالية السعودية ولعينة مؤشرات القطاعات، التي جرى اختيارها في بحثنا هذا، فإذا كانت جميع معاملات الارتباط الذاتي للعوائد تقع ضمن حدي الثقة فهذا يعني أن جميعها لا تكون ذات دلالة إحصائية وفق إحصائية [Ljung- Box (Q)] ، ومن ثم فإن سلسلة عوائد المؤشر العام وسلاسل عوائد المؤشرات القطاعية تتبع فرضية السير العشوائي :

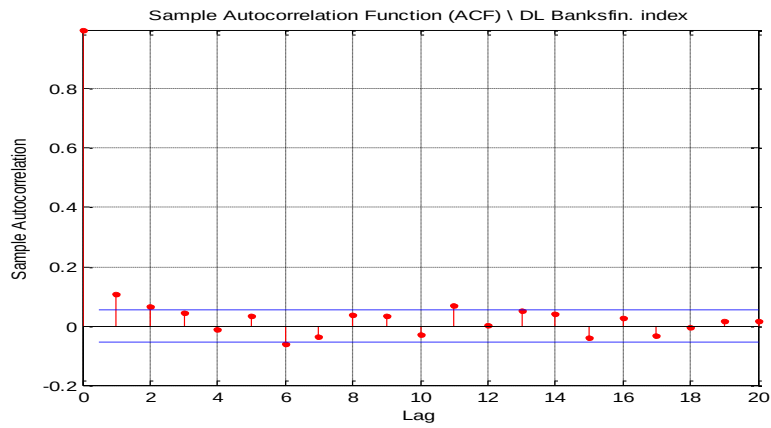


الشكل (٤٧) : الارتباطات الذاتية لعوائد المؤشر العام ACF .

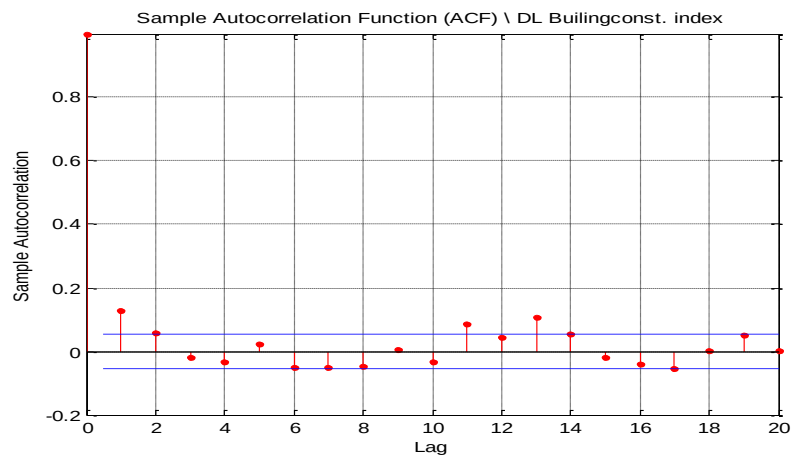
المصدر : مخرجات برنامج MATLAB. 7 .



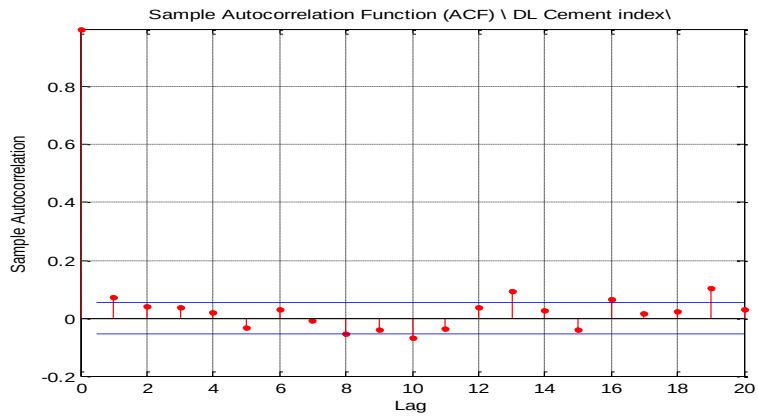
الشكل (٤٨) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



الشكل (٤٩) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .

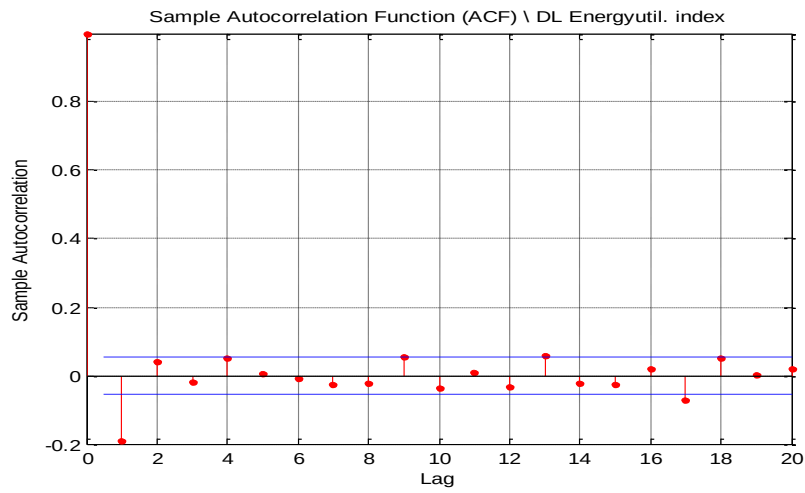


الشكل (٥٠) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع التشييد و البناء ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



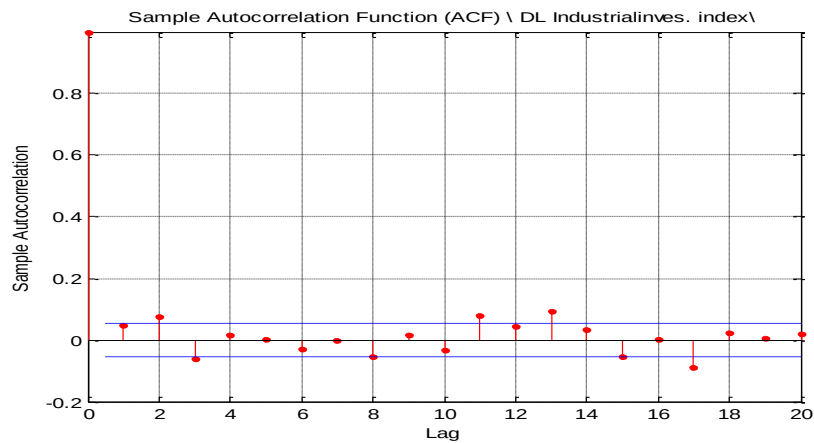
الشكل (٥١): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت ACF .

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7 .



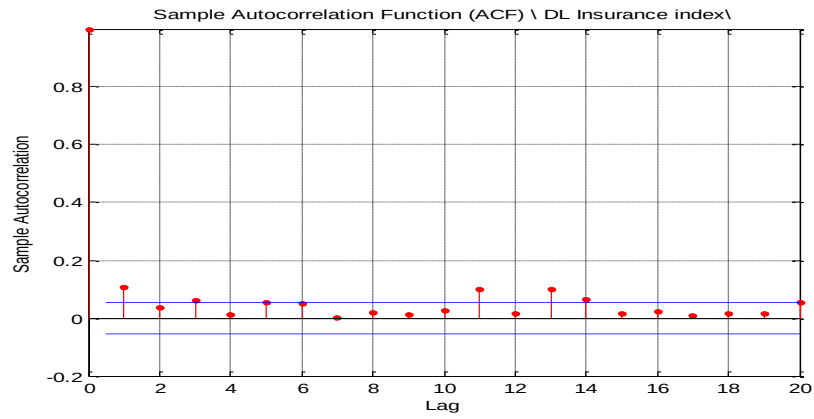
الشكل (٥٢): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية ACF .

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7 .

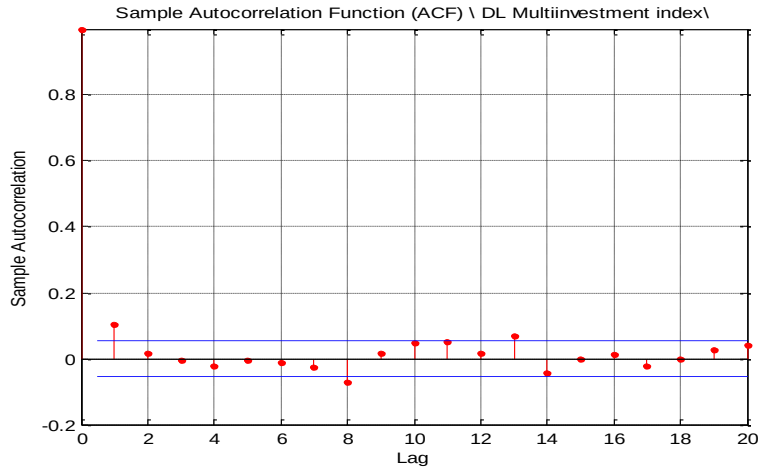


الشكل (٥٣): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي ACF .

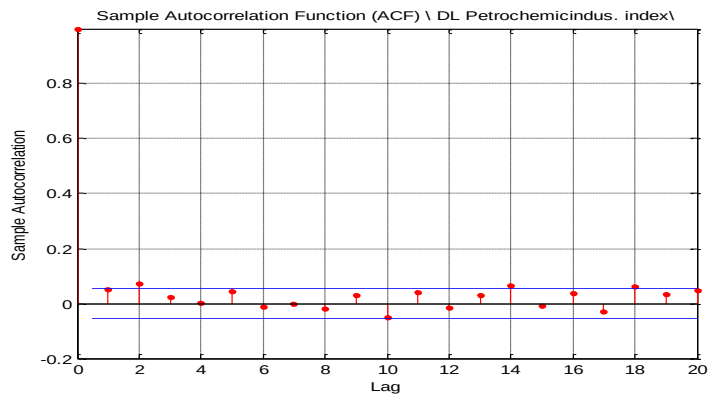
المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7 .



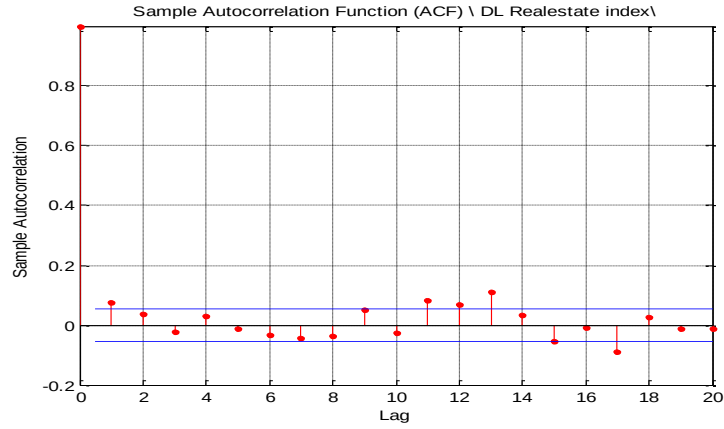
الشكل (٥٤) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع التأمين ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



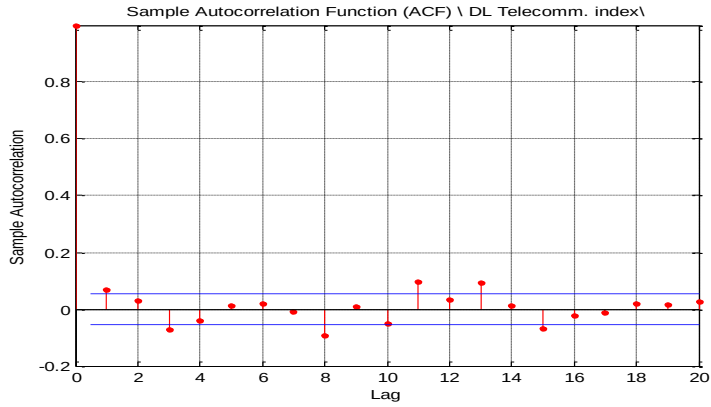
الشكل (٥٥) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



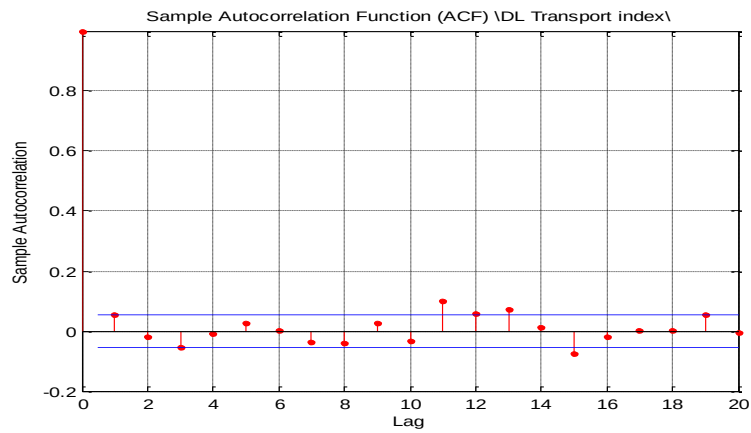
الشكل (٥٦) : الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



الشكل (٥٧): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



الشكل (٥٨): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .



الشكل (٥٩): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع قطاع النقل ACF .
المصدر : مخرجات برنامج 7 . MATLAB .

نستنتج من الأشكال السابقة ما يلي :

- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية للمؤشر العام للسوق المالية عند الفترات:
[Lag1-Lag2- Lag11- Lag13]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية عند الفترات :
[Lag1- Lag6- Lag8- Lag12- Lag13]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية عند الفترات :
[Lag1- Lag2- Lag6- Lag11]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع التشييد والبناء عند الفترات :
[Lag1- Lag11- Lag13]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الإسمنت عند الفترات :
[Lag1- Lag10- Lag13- Lag16- Lag19]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية عند الفترات :
[Lag1- lag17]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الاستثمار الصناعي عند الفترات :
[Lag2- Lag3- Lag11- Lag13- Lag17]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع التأمين عند الفترات :
[Lag1- Lag3- Lag11- Lag13- Lag14]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر شركات الاستثمار المتعدد عند الفترات :
[Lag1- Lag8- Lag13]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية عند الفترات :
[Lag2- Lag14- Lag18]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع التطوير العقاري عند الفترات :
[Lag1- Lag11- Lag13- Lag17]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات عند الفترات :
[lag1- Lag3- Lag8- Lag11- lag13 - Lag15]
- رفض فرضية العدم للاختبار للعوائد اليومية لمؤشر قطاع النقل عند الفترات :
[Lag11- Lag13- lag15]

نستنتج بناءً على اختبار الارتباط الذاتي المتسلسل للعوائد أنّ سوق السعودية للأوراق المالية لا يمتاز بالكفاءة على المستوى الضعيف.

٢ - اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار ADF :

تشير الجداول التالية إلى نتائج اختبار ADF التي جرى احتسابها من دون ثابت، و مع ثابت، ومع ثابت واتجاه عام، حيث كانت جميع النتائج تدعم رفض فرضية السير العشوائي للعوائد في السوق المالية السعودية :

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد المؤشر العام للسوق تداول DLTASI :

الجدول (٤٢): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLTASI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTASI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTASI(-1)	-0.913760	0.026311	-34.72868	0.0000
C	-0.000311	0.000845	-0.368659	0.7124
@TREND(1)	3.25E-07	1.02E-06	0.318912	0.7498

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTASI)_t = \lambda(DLTASI)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.32) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٤٣): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLTASI has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTASI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTASI(-1)	-0.913668	0.026302	-34.73817	0.0000
C	-7.80E-05	0.000422	-0.185005	0.8533

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTASI)_t = \lambda(DLTASI)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.19) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٤٤): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLTASI has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-34.74943	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTASI)				
Method: Least Squares				

Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTASI(-1)	-0.913635	0.026292	-34.74943	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTASI)_t = \lambda(DLTASI)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-34.75) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLTASI مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية:

الجدول (٤٥): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLAGRINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLAGRINDEX(-1)	-0.918941	0.026343	-34.88382	0.0000
C	-0.000360	0.000933	-0.385652	0.6998
@TREND(1)	7.43E-07	1.13E-06	0.660299	0.5092

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLAGRINDEX)_t = \lambda(DLAGRINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.66) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٤٦): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLAGRINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLAGRINDEX(-1)	-0.918596	0.026333	-34.88445	0.0000
C	0.000174	0.000466	0.373641	0.7087

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLAGRINDEX)_t = \lambda(DLAGRINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.37) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٤٧): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLAGRINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-34.89294	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLAGRINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLAGRINDEX(-1)	-0.918497	0.026323	-34.89294	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLAGRINDEX)_t = \lambda(DLAGRINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-34.89) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية $DLAGRINDEX$ مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات العامة:

الجدول (٤٨): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLBANKSFININDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBANKSFININDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBANKSFININDEX(-1)	-0.892001	0.026246	-33.98660	0.0000
C	-0.000416	0.000862	-0.482162	0.6298
@TREND(1)	2.50E-07	1.04E-06	0.240270	0.8102

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLBANKSFININDEX)_t = \lambda(DLBANKSFININDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.24) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٤٩): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLBANKSFININDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBANKSFININDEX)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/01 Time: 20:46				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBANKSFININDEX(-1)	-0.891941	0.026236	-33.99705	0.0000
C	-0.000236	0.000430	-0.548983	0.5831

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLBANKSFININDEX)_t = \lambda(DLBANKSFININDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.54) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٥٠): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLBANKSFININDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-34.00095	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBANKSFININDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBANKSFININDEX(-1)	-0.891685	0.026225	-34.00095	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج :

$$\Delta(DLBANKSFININDEX)_t = \lambda(DLBANKSFININDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-34) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLBANKSFININDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء :

الجدول (٥١): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLBUILDINGCONSTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBUILDINGCONSTINDEX(-1)	-0.870733	0.026184	-33.25421	0.0000
C	-2.67E-05	0.001095	-0.024396	0.9805
@TREND(1)	-3.84E-07	1.32E-06	-0.291065	0.7710

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLBUILDINGCONSTINDEX)_t = \lambda(DLBUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-0.29) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٥٢): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLBUILDINGCONSTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBUILDINGCONSTINDEX(-1)	-0.870682	0.026175	-33.26365	0.0000
C	-0.000303	0.000547	-0.554123	0.5796

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLBUILDINGCONSTINDEX)_t = \lambda(DLBUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.55) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٥٣): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLBUILDINGCONSTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-33.26712	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	

	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLBUILDINGCONSTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLBUILDINGCONSTINDEX(-1)	-0.870417	0.026164	-33.26712	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLBUILDINGCONSTINDEX)_t = \lambda(DLBUILDINGCONSTINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-33.27) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية $DLBUILDINGCONSTINDEX$ مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت:

الجدول (٥٤): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLCEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLCEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLCEMENTINDEX(-1)	-0.929082	0.026355	-35.25265	0.0000
C	-0.000734	0.000761	-0.964008	0.3352
@TREND(1)	1.05E-06	9.18E-07	1.147971	0.2512

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLCEMENTINDEX)_t = \lambda(DLCEMENTINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (1.15) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٥٥): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLCEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLCEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLCEMENTINDEX(-1)	-0.928053	0.026343	-35.23008	0.0000
C	2.35E-05	0.000380	0.061761	0.9508

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLCEMENTINDEX)_t = \lambda(DLCEMENTINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (0.062) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٥٦): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLCEMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-35.24229	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLCEMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLCEMENTINDEX(-1)	-0.928052	0.026333	-35.24229	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLCEMENTINDEX)_t = \lambda(DLCEMENTINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-35.25) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم السلسلة الزمنية DLCEMENTINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعائدات مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية:

الجدول (٥٧): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLENERGYUTILINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLENERGYUTILINDEX(-1)	-1.192154	0.025893	-46.04116	0.0000
C	-0.000418	0.000875	-0.478155	0.6326
@TREND(1)	5.16E-07	1.05E-06	0.489483	0.6246

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLENERGYUTILINDEX)_t = \lambda(DLENERGYUTILINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.49) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٥٨): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLENERGYUTILINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLENERGYUTILINDEX(-1)	-1.191995	0.025884	-46.05088	0.0000
C	-4.72E-05	0.000437	-0.108243	0.9138

المصدر : مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLENERGYUTILINDEX)_t = \lambda(DLENERGYUTILINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.11) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٥٩): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLENERGYUTILINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-46.06670	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLENERGYUTILINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLENERGYUTILINDEX(-1)	-1.191984	0.025875	-46.06670	0.0000

المصدر : مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق تم اختبار وجود جذر الوحدة من خلال النموذج التالي:

$$\Delta(DLENERGYUTILINDEX)_t = \lambda(DLENERGYUTILINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-46.07) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLENERGYUTILINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي:

الجدول (٦٠): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLINDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-0.942786	0.043158	-21.84511	0.0000
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	-0.008086	0.036451	-0.221847	0.8245
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.069027	0.026371	2.617475	0.0090
C	-0.000253	0.001056	-0.239172	0.8110
@TREND(1)	5.30E-07	1.27E-06	0.416353	0.6772

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_t = \lambda(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + \phi_1(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + \phi_2(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.42) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٦١): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLINDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-0.942454	0.043138	-21.84747	0.0000
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	-0.008327	0.036436	-0.228541	0.8193
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.068888	0.026362	2.613198	0.0091
C	0.000129	0.000526	0.244636	0.8068

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_t = \lambda(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + \phi_1(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + \phi_2(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (0.24) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٦٢): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLINDUSTRIALINVESTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-21.85329	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566578	
	5% level		-1.941045	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1)	-0.942331	0.043121	-21.85329	0.0000
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-1))	-0.008408	0.036422	-0.230846	0.8175
D(DLINDUSTRIALINVESTINDEX(-2))	0.068851	0.026353	2.612694	0.0091

المصدر : مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_t = \lambda(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1} + \phi_1(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-1}) + \phi_2(\Delta(DLINDUSTRIALINVESTINDEX)_{t-2}) + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-21.85) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLINDUSTRIALINVESTINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التأمين:

الجدول (٦٣): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLINSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINSURANCEINDEX(-1)	-0.892718	0.026284	-33.96388	0.0000
C	-0.000923	0.001168	-0.790718	0.4292
@TREND(1)	1.30E-06	1.41E-06	0.920302	0.3576

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINSURANCEINDEX)_t = \lambda(DLINSURANCEINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.92) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٦٤): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLINSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINSURANCEINDEX(-1)	-0.892072	0.026274	-33.95323	0.0000
C	7.91E-06	0.000583	0.013573	0.9892

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINSURANCEINDEX)_t = \lambda(DLINSURANCEINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (0.014) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٦٥): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLINSURANCEINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-33.96508	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLINSURANCEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLINSURANCEINDEX(-1)	-0.892072	0.026264	-33.96508	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLINSURANCEINDEX)_t = \lambda(DLINSURANCEINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-33.97) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLINSURANCEINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد:

الجدول (٦٦): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLMULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLMULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLMULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.897169	0.026279	-34.14076	0.0000
C	-0.001327	0.001210	-1.096896	0.2729
@TREND(1)	1.47E-06	1.46E-06	1.010248	0.3125

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_t = \lambda(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (1.01) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٦٧): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLMULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLMULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLMULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.896342	0.026266	-34.12560	0.0000
C	-0.000268	0.000604	-0.443704	0.6573

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_t = \lambda(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.44) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٦٨): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLMULTIINVESTMENTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic			-34.13231	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLMULTIINVESTMENTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLMULTIINVESTMENTINDEX(-1)	-0.896176	0.026256	-34.13231	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_t = \lambda(DLMULTIINVESTMENTINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-34.13) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية $DLMULTIINVESTMENTINDEX$ مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع شركات الصناعات البتروكيمياوية:

الجدول (٦٩): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLPETROCHEMICINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPETROCHEMICINDUSINDEX(-1)	-0.949316	0.026394	-35.96669	0.0000
C	0.000461	0.001151	0.400295	0.6890
@TREND(1)	-4.71E-07	1.39E-06	-0.339198	0.7345

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_t = \lambda(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (-0.34) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٧٠): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLPETROCHEMICINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPETROCHEMICINDUSINDEX(-1)	-0.949236	0.026385	-35.97622	0.0000
C	0.000122	0.000575	0.213175	0.8312

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$\Delta(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_t = \lambda(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$
نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (0.21) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ،
ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٧١): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLPETROCHEMICINDUSINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-35.98760	0.0000
Test critical values:		1% level	-2.566576	
		5% level	-1.941044	
		10% level	-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPETROCHEMICINDUSINDEX(-1)	-0.949210	0.026376	-35.98760	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بوساطة النموذج التالي:

$\Delta(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_t = \lambda(DLPETROCHEMICINDUSINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$
نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-35.99) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية $DLPETROCHEMICINDUSINDEX$ مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري:

الجدول (٧٢): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLREALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLREALESTATEINDEX)				

Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLREALESTATEINDEX(-1)	-0.925959	0.026323	-35.17664	0.0000
C	-0.000710	0.000972	-0.730953	0.4649
@TREND(1)	6.33E-07	1.17E-06	0.539925	0.5893

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق تم اختبار معنوية الاتجاه العام من خلال النموذج التالي:

$$\Delta(DLREALESTATEINDEX)_t = \lambda(DLREALESTATEINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (0.54) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٧٣): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLREALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLREALESTATEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLREALESTATEINDEX(-1)	-0.925699	0.026312	-35.18135	0.0000
C	-0.000256	0.000485	-0.527231	0.5981

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLREALESTATEINDEX)_t = \lambda(DLREALESTATEINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.53) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٧٤): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLREALESTATEINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-35.18630	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLREALESTATEINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

DLREALESTATEINDEX(-1)	-0.925471	0.026302	-35.18630	0.0000
-----------------------	-----------	----------	-----------	--------

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق تم اختبار وجود جذر الوحدة من خلال النموذج التالي:

$$\Delta(DLREALESTATEINDEX)_t = \lambda(DLREALESTATEINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أن القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-35.19) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLREALESTATEINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لمؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات:

الجدول (٧٥): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLTELECOMMINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTELECOMMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTELECOMMINDEX(-1)	-0.932699	0.026370	-35.37008	0.0000
C	-0.001081	0.000868	-1.245080	0.2133
@TREND(1)	1.12E-06	1.05E-06	1.073728	0.2831

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTELECOMMINDEX)_t = \lambda(DLTELECOMMINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أن قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (1.07) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر.

الجدول (٧٦): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLTELECOMMINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTELECOMMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTELECOMMINDEX(-1)	-0.931808	0.026358	-35.35191	0.0000
C	-0.000273	0.000433	-0.630398	0.5285

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTELECOMMINDEX)_t = \lambda(DLTELECOMMINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.63) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٧٧): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLTELECOMMINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-35.35373	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTELECOMMINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTELECOMMINDEX(-1)	-0.931502	0.026348	-35.35373	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار وجود جذر الوحدة بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTELECOMMINDEX)_t = \lambda(DLTELECOMMINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-35.35) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLTELECOMMINDEX مستقرة.

- اختبار استقرار السلسلة الزمنية لعوائد مؤشر قطاع النقل:

الجدول (٧٨): اختبار معنوية الاتجاه العام للنموذج الثالث.

Null Hypothesis: DLTRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTRANSPORTINDEX(-1)	-0.947396	0.026372	-35.92399	0.0000
C	-0.001104	0.001117	-0.988786	0.3229
@TREND(1)	1.43E-06	1.35E-06	1.063163	0.2879

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الاتجاه العام بواسطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTRANSPORTINDEX)_t = \lambda(DLTRANSPORTINDEX)_{t-1} + c + bt + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للاتجاه العام (1.06) أصغر من القيمة الجدولية (2.78) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الاتجاه العام لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٧٩): اختبار معنوية الثابت للنموذج الثاني.

Null Hypothesis: DLTRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTRANSPORTINDEX(-1)	-0.946509	0.026360	-35.90669	0.0000
C	-7.53E-05	0.000557	-0.135155	0.8925

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق جرى اختبار معنوية الثابت بوساطة النموذج التالي:

$$\Delta(DLTRANSPORTINDEX)_t = \lambda(DLTRANSPORTINDEX)_{t-1} + c + \varepsilon_t$$

نلاحظ أنَّ قيمة t-statistic المقابلة للثابت (-0.14) أصغر من القيمة الجدولية (2.52) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم الثابت لا يختلف معنوياً عن الصفر .

الجدول (٨٠): اختبار جذر الوحدة.

Null Hypothesis: DLTRANSPORTINDEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-35.91878	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.566576	
	5% level		-1.941044	
	10% level		-1.616551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLTRANSPORTINDEX)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTRANSPORTINDEX(-1)	-0.946491	0.026351	-35.91878	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج 4.EVIEWS.

وفق الجدول السابق تم اختبار معنوية الاتجاه العام من خلال النموذج التالي:

$$\Delta(DLTRANSPORTINDEX)_t = \lambda(DLTRANSPORTINDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

نلاحظ من الجدول السابق أنَّ القيمة المحسوبة لإحصائية اختبار (A.D.F) (-35.92) أصغر من القيمة الجدولية (-1.94) عند مستوى معنوية 5% ، ومن ثم السلسلة الزمنية DLTRANSPORTINDEX مستقرة.

توضح نتائج اختباري الارتباط الذاتي المتسلسل و جذر الوحدة أنَّ عوائد مؤشرات السوق المالية السعودية لا تخضع ولا تنسّق مع فرضية كفاءة السوق بمستواها الضعيف، هذه النتيجة تشير إلى وجود مؤثرات غير مرتبطة بأساسيات الاقتصاد السعودي، هي التي تحرك أسعار الأسهم ارتفاعاً أو انخفاضاً، الأمر الذي يستدعي المسارعة لاتخاذ القرارات التصحيحية الملائمة .

- نذكر من أهم أسباب ضعف كفاءة السوق المالية السعودية :
- الدور الإعلامي السلبي الذي أخفق في التعامل مع تدفقات أخبار الأزمة الاقتصادية العالمية وتطوراتها على نحو مهني محايد، أدى أحياناً كثيرة إلى تضخيم آثارها على تعاملات الأسواق الخليجية عموماً، والسوق المالية السعودية تحديداً.
 - عدم ضبط السوق المالية لحركة تدفق المعلومات إلى السوق.
 - غياب الشفافية والمعلومات الرسمية، التي - وإن جاءت - فقد كانت تأتي في وقت متأخر بعد أن تتكبد الأسواق المحلية خسائر فادحة غير مبررة.
 - المضاربات المحلية الناتجة عن استحواذ بعض المتعاملين على معلومات، تمكنهم من التنبؤ بمسار حركة أسعار الأسهم.
 - شح في المعلومات كمّاً ونوعاً وجودة وغياب الشفافية أدى إلى رواج سوق الشائعات والمعلومات المضللة، ما أدى إلى فقدان ثقة المستثمرين بالسوق المالية.
 - كان لغياب الأبحاث المعتمدة والتقارير المالية المصادقة عن أوضاع السوق المالية السعودية من الشركات والمصادر السعودية أثر كبير لدفع عدد كبير من المتعاملين والمستثمرين لاعتماد المعلومات المضللة المتدفقة إلى السوق.
 - كان لغياب الرقابة الحكومية عن السوق المالية أثر كبير في السماح بتدفق الشائعات والمعلومات المضللة.
 - كان لهيئة سوق المال (بعض القائمين عليها) أثر كبير في تسرب المعلومات، خاصة قبل الإعلان عن نتائج التداول لمحاباتهم كبار التجار وذوي المصالح والهوامير .

ب- كفاءة المؤشر المبني على أساس الأسهم الحرة ومدى قدرته على عكس واقع السوق المالية السعودية :

سنختبر مدى قدرة المؤشر المبني على أساس الأسهم الحرة على تمثيل السوق وعكس واقعه بوساطة معامل الارتباط بين عائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية TASI وعوائد المؤشرات القطاعية، ولتحقيق ذلك سنختبر الفرضية التالية :

H_0 : لا يوجد ارتباط ذو دلالة إحصائية بين سلسلة عائد المؤشر العام وسلاسل عوائد المؤشرات القطاعية .
يبين لنا الجدول التالي نتائج ارتباط سلسلة عائد المؤشر العام بسلاسل عوائد المؤشرات القطاعية:

الجدول (81) : نتائج مصفوفة الارتباط

Pairwise Correlation Matrix	DLAGR INDEX	DLBANKSFIN. INDEX	DLBUILDINGCONST. INDEX	DLCEMENT INDEX	DLENERGYUTIL. INDEX	DLINDUSTRIALINVES. INDEX	DLINSURANCE INDEX	MULTI-INVESTMENT. INDEX	DLTRANSPORT INDEX	DLTELECOMM. INDEX	DLPETROCHEMIC. INDEX	DLREALESTATE INDEX	DLTASI
DLAGR INDEX	1												
DLBANKSFIN. INDEX	0.70	1											
DLBUILDINGCONST. INDEX	0.80	0.70	1										
DLCEMENT INDEX	0.68	0.68	0.69	1									
DLENERGYUTIL. INDEX	0.52	0.50	0.51	0.50	1								
DLINDUSTRIALINVES. INDEX	0.79	0.69	0.85	0.68	0.55	1							
DLINSURANCE INDEX	0.59	0.58	0.65	0.54	0.37	0.62	1						
MULTI-INVESTMENT. INDEX	0.70	0.61	0.73	0.56	0.47	0.73	0.58	1					
DLTRANSPORT INDEX	0.74	0.63	0.75	0.62	0.53	0.74	0.56	0.66	1				
DLTELECOMM. INDEX	0.69	0.71	0.71	0.67	0.51	0.71	0.58	0.60	0.64	1			
DLPETROCHEMIC. INDEX	0.73	0.77	0.77	0.68	0.50	0.80	0.60	0.67	0.69	0.71	1		
DLREALESTATE INDEX	0.77	0.68	0.79	0.66	0.57	0.79	0.56	0.71	0.76	0.69	0.72	1	
DLTASI	0.83	0.92	0.85	0.78	0.58	0.85	0.68	0.74	0.77	0.81	0.93	0.82	1

المصدر : مخرجات برنامج EVIEWS.4

تشير نتائج الجدول السابق إلى وجود ارتباط طردي بين عائد المؤشر العام وعوائد المؤشرات القطاعية، وهذا يدل على أن الأحداث التي تؤثر على تغير العائد في المؤشر العام تؤثر أيضاً على تغير عوائد المؤشرات القطاعية، وكان أقوى ارتباط لعائد المؤشر العام مع عائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية ومع عائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية، ومنه نستنتج أن كلاً من مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية ومؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية من أكثر القطاعات المؤثرة على حركة المؤشر العام للسوق المالية السعودية .

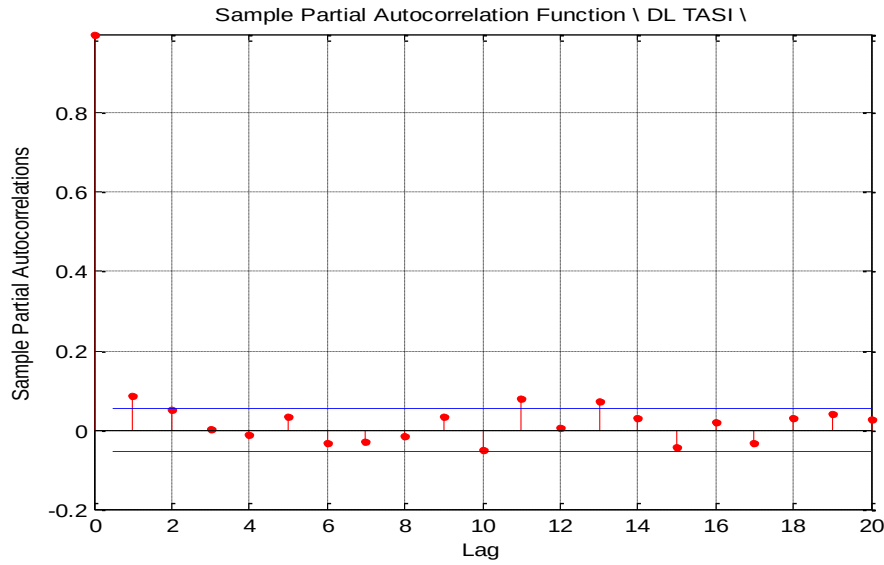
كما يبين الجدول وجود ارتباط طردي بمعنى ارتباط موجب بين عوائد المؤشرات القطاعية، حيث يدل ذلك على ضعف تنويع المحفظة الاستثمارية، كما يدل ذلك على أن القطاعات العاملة بالسوق تتأثر في الاتجاه نفسه بالأحداث التي يمر بها السوق، والتي يمكن أن تؤثر على السوق كله مما يؤثر على تنويع المحافظ المالية التي تهدف إلى زيادة العائد وتقليل ارتباط الأوراق المالية من أجل التقليل من خطورة المحافظ المالية في السوق .

من هنا نستطيع القول إن مؤشر السوق المبني على أساس الأسهم الحرة مصمم بطريقة جيدة، وهو مرآة صادقة للتغيرات التي تحدث في السوق السعودية المالية، ونستطيع متابعة المؤشر العام (TASI) للحكم على أداء السوق .

المبحث الخامس - تطبيق طريقة بوكس و جَنكَنز لنمذجة السلاسل الزمنية للعوائد
في السوق المالية السعودية:

بعد أن تأكدنا من استقرار السلاسل الزمنية للعوائد في السوق المالية السعودية يمكننا الآن تطبيق طريقة B & J ، حيث سيتم بناء نماذج $ARMA(p,q)$ لوصف سلوك سلاسل العوائد:

- عوائد المؤشر العام:



الشكل (٦٠): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد المؤشر العام تداول PACF.
المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد المؤشر العام، الشكلين (47 ، 60)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج $[AR(2), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2), ARMA(2,1), ARMA(2,2)]$ ، سنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC) وكذلك بناءً على معيار تعظيم لوغاريتم الإمكانية.

الجدول (٨٢): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد المؤشر العام تداول (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (2)	ϕ_1	0.08	3.10
	ϕ_2	0.05	1.96

معايير AR (2)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.44 -5.43 3897.79	
MA (2)	θ_1 θ_2	0.08 0.06	3.10 2.26
معايير MA (2)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.44 -5.43 3900.61	
ARMA (1,1)	ϕ θ	0.5 -0.42	2.59 -2.05
معايير ARMA (1,1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.44 -5.43 3900.65	

المصدر: إعداد الباحث.

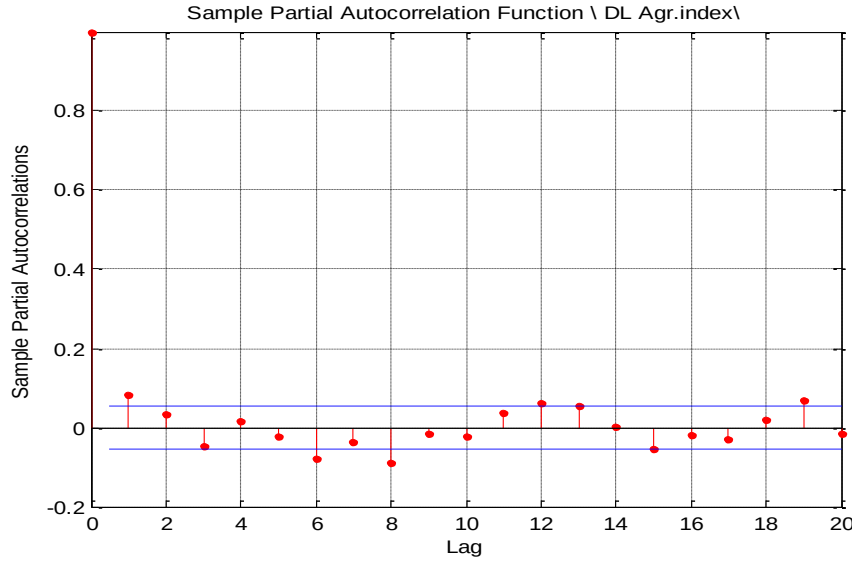
نلاحظ من الجدول السابق أنَّ لجميع النماذج قيم معايير المعلومات نفسها، لذلك سنختار النموذج الذي له أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية وهو ARMA(1,1) :

$$(\Delta LTASI)_t = \phi(\Delta LTASI)_{t-1} + \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1}$$

$$(\Delta LTASI)_t = 0.5(\Delta LTASI)_{t-1} + \varepsilon_t - 0.42\varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد المؤشر العام بقيمته في اليوم السابق $(\Delta LTASI)_{t-1}$ ، إضافة لتأثيرها بقيم عشوائية عائدة إلى الفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) ، وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}) .

- عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية:



الشكل (٦١): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية PACF.
المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية، الشكلين (٤٨، 61)، ستجري المفاضلة بين عدّة نماذج [AR(1), MA(1), ARMA(1,1)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية.

الجدول (٨٣): نماذج بوكس و جينكز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية (مخرجات 4. EVIEWS)

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.08	3.1
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.24 -5.23 3756.86	
MA (1)	θ	0.08	2.86
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.24 -5.23 3759.33	

المصدر: إعداد الباحث.

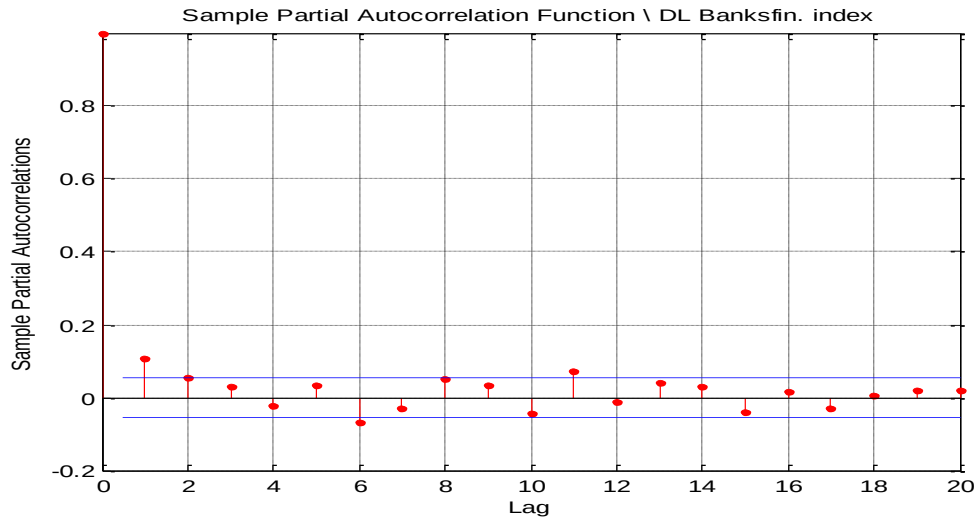
تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta LAGR.INDEX)_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$(\Delta LAGR.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.08 \varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية بقيم عشوائية عائدة إلى الفترة الحالية، أي اليوم (ε_t)، وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

- عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية:



الشكل (٦٢): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية PACF.

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7.

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية، الشككين (49 , 62)، سـتجري المفاضلة بين عـدة نمـاذج [AR(2), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2), ARMA(2,1), ARMA(2,2)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٤): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية (مخرجات 4. EVIEWS)

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (2)	ϕ	0.10	3.86
	ϕ	0.06	2.11
معايير AR (2)	Akaike info criterion	-5.40	
	Schwarz criterion	-5.39	
	Log likelihood	3869.12	
MA (2)	θ_1	0.10	3.75
	θ_2	0.06	2.32
معايير MA (2)	Akaike info criterion	-5.40	
	Schwarz criterion	-5.39	
	Log likelihood	3873.04	

ARMA (1,1)	ϕ θ	0.57 -0.47	4.052 -3.10
معايير ARMA (1,1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.40 -5.39 3872.82	

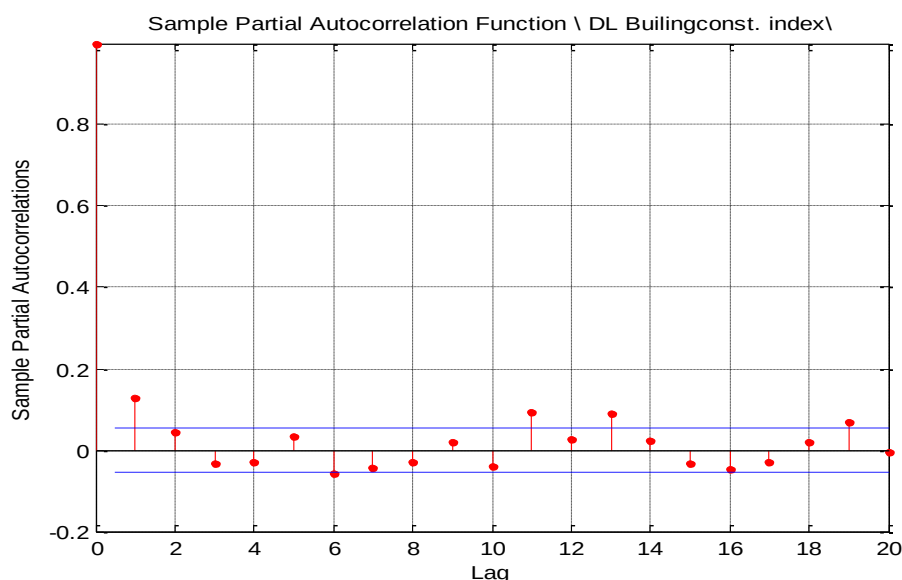
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(2) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta \text{BANKSFIN.INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.10 \varepsilon_{t-1} - 0.06 \varepsilon_{t-2}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية بسلسلة من المتغيرات العشوائية المتعلقة باليوم الحالي و باليوميين السابقين له.

- عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء:



الشكل (٦٣): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء PACF.

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7.

باعتداد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء، الشكلين (٥٠، 63)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج [AR(1), MA(2), MA(1), ARMA(1,1), ARMA(1,2)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٥): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.12	4.95

معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.92 -4.91 3526.76	
MA (1)	θ	0.12	4.47
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.92 -4.91 3526.72	

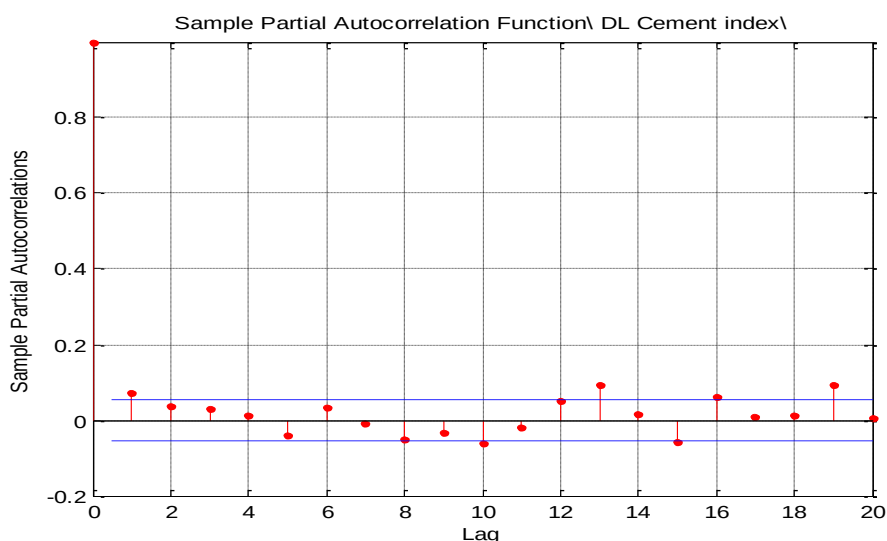
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج AR(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية :

$$(\Delta BUILDINGCONST. INDEX)_t = 0.12(\Delta BUILDINGCONST. INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع التشييد والبناء بقيمته في اليوم السابق، إضافة إلى مقدار عشوائي متعلق بالفترة الحالية (ε_t) .

- عوائد مؤشر قطاع الإسمنت:



الشكل (٦٤): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت PACF.

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7.

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت، الشكلين (51,64)، ستجري المفاضلة بين عدّة نماذج $[AR(1), MA(1), ARMA(1,1)]$ ، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثمّ نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٦): نماذج بوكس و جنكز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الإسمنت (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	T-stat قيمة
AR (1)	ϕ	0.07	2.73
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.64 -5.64 4048.33	
MA (1)	θ	0.07	2.56
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.64 -5.64 4050.59	

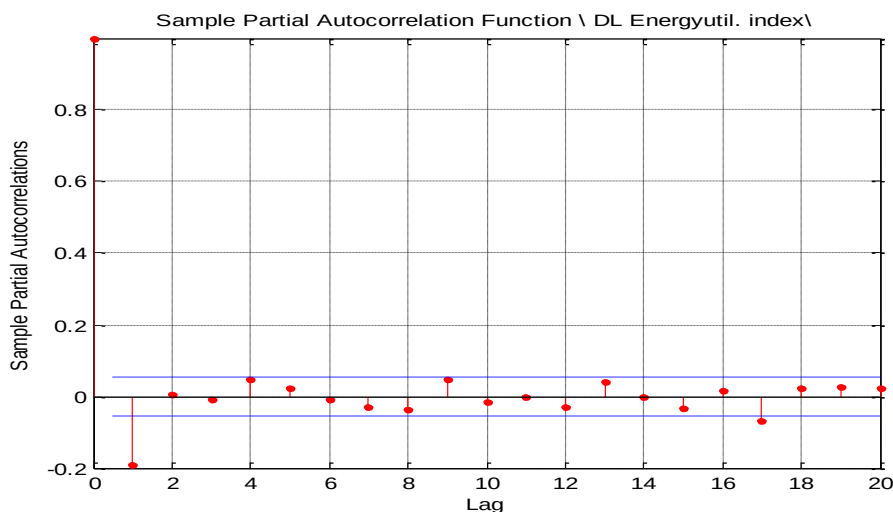
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta LCEMENT.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07\varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الإسمنت بقيم عشوائية عائدة للفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

- عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية:



الشكل (٦٥): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية PACF.

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7.

باعتقادنا ان الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية، الشكلىن (65,52)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج [AR(1),MA(1),ARMA(1,1)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC,SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٧) : نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية (مخرجات 4 .EViews).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	T-stat
AR (1)	ϕ	-0.19	-7.42
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.37 -5.36 3849.36	
MA (1)	θ	-0.19	-7.15
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.37 -5.36 3848.76	

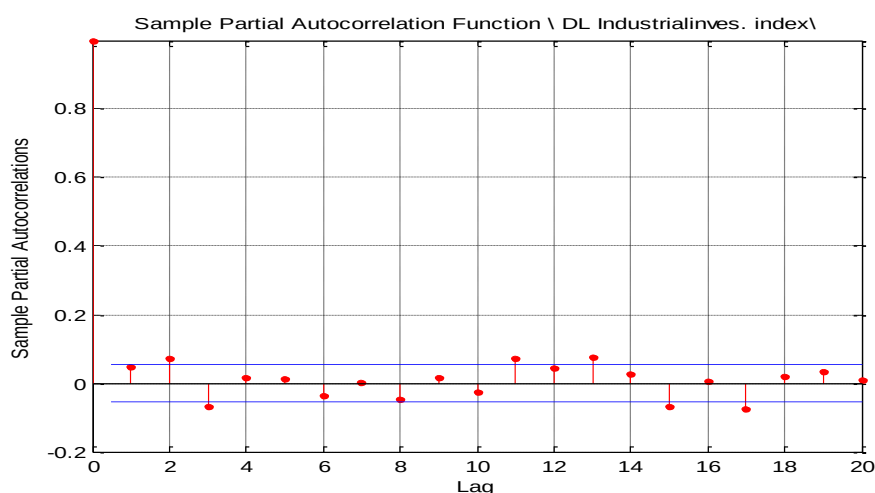
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج AR(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta \text{LENERGYUTIL} . \text{INDEX})_t = -0.19(\Delta \text{LENERGYUTIL} . \text{INDEX})_{t-1} + \varepsilon_t$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية بقيمته في اليوم السابق، إضافة إلى مقدار عشوائي متعلق بالفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) .

- عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي:



الشكل (٦٦) : الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي ACF .

المصدر: مخرجات برنامج 7 .MATLAB.

باعتماد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي، الشكلين (66,53)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج [AR(3),MA(3),ARMA(1,2),ARMA(2,1),ARMA(3,3),....]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC,SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٨) : نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	T-stat
AR (3)	ϕ_1	0.05	1.87
	ϕ_2	0.08	2.93
	ϕ_3	-0.06	-2.61
معايير AR (3)	Akaike info criterion	-4.99	
	Schwarz criterion	-4.98	
	Log likelihood	3578.62	
MA (3)	θ_1	0.05	1.99
	θ_2	0.08	2.93
	θ_3	-0.06	-2.59
معايير MA (3)	Akaike info criterion	-4.99	
	Schwarz criterion	-4.98	
	Log likelihood	3585.472	
ARMA (1,2)	ϕ_1	-0.44	-2.20
	θ_1	0.49	2.48
	θ_2	0.12	4.402
معايير ARMA (1,2)	Akaike info criterion	-4.99	
	Schwarz criterion	-4.98	
	Log likelihood	3576.79	
ARMA (2,1)	ϕ_1	0.04	1.87
	ϕ_2	0.077	2.933
	θ_1	-0.07	-0.613
معايير ARMA (2,1)	Akaike info criterion	-4.99	
	Schwarz criterion	-4.98	
	Log likelihood	3578.62	

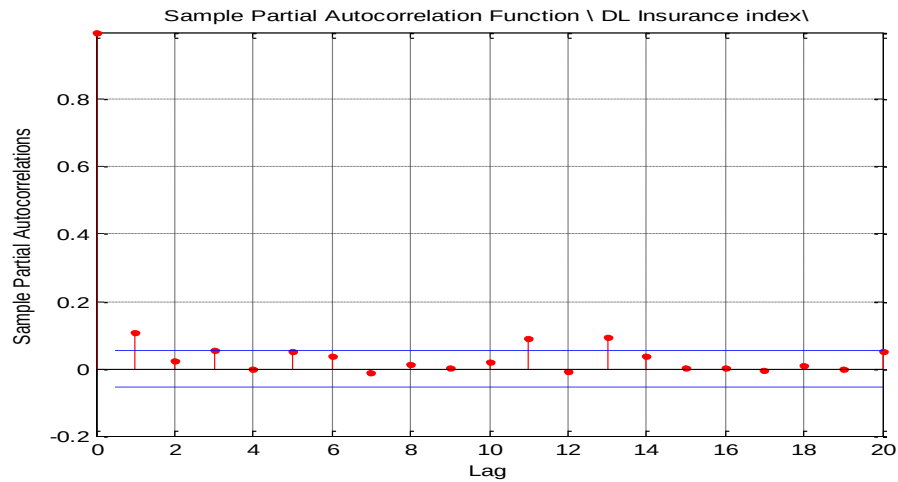
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(3) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta LINDUSTRIALINVEST.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.05\varepsilon_{t-1} - 0.08\varepsilon_{t-2} + 0.06\varepsilon_{t-3}$$

 أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي بسلسلة من المتغيرات العشوائية المتعلقة باليوم الحالي، وبالأيام الثلاثة السابقة له.

- عوائد مؤشر قطاع التأمين:



الشكل (٦٧) : الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع التأمين ACF.

المصدر: مخرجات برنامج 7. MATLAB.

باعتداد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع التأمين، الشكلين (54,67)، ستجري المفاضلة بين عدّة نماذج [AR(1),MA(1),ARMA(1,1)] ، ومن ثمّ سنفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC,SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٨٩) : نماذج بوكس و جنكز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع التأمين (مخرجات 4. EVIEWS)

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.11	4.11
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.79 -4.79 3434.89	
MA (1)	θ	0.10	3.95
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.79 -4.79 3437.39	
ARMA (1,1)	ϕ θ	0.91 -0.86	21.5 -16.15
معايير ARMA (1,1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.79 -4.79 3438.82	

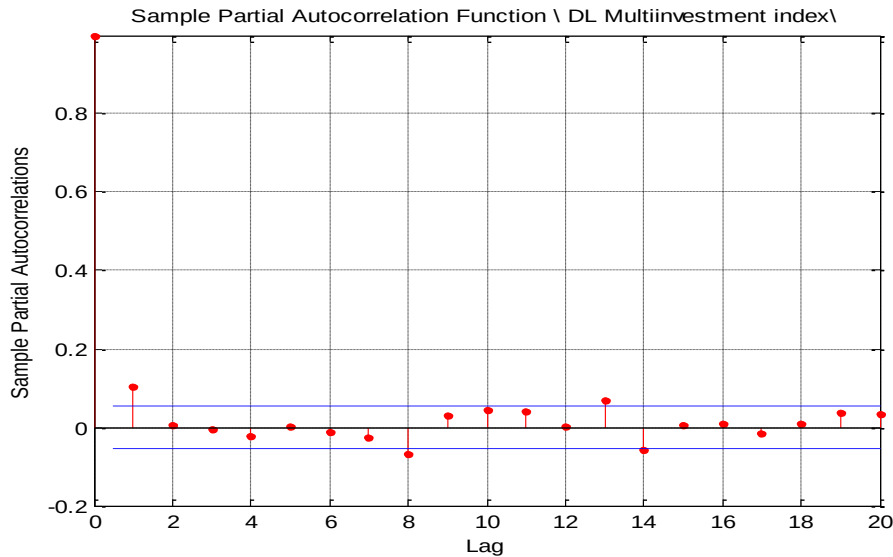
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج ARMA(1,1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta LINSURANCE.INDEX)_t = 0.91(\Delta LINSURANCE.INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t + 0.86\varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع التأمين بقيمته في اليوم السابق $(\Delta \text{LINSURANCE INDEX})_{t-1}$ ، إضافة لتأثيرها بقيم عشوائية عائدة للفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}) .

- عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد:



الشكل (٦٨): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد ACF

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد ذاتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد، الشكليين (68,55)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج $[AR(1), MA(1), ARMA(1,1)]$ ، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٩٠): نماذج بوكس و جنكز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.10	3.95
معايير AR (1)	Akaike info criterion	-4.72	
	Schwarz criterion	-4.72	
	Log likelihood	3384.369	
MA (1)	θ	0.10	3.89
معايير MA (1)	Akaike info criterion	-4.72	
	Schwarz criterion	-4.71	
	Log likelihood	3386.10	

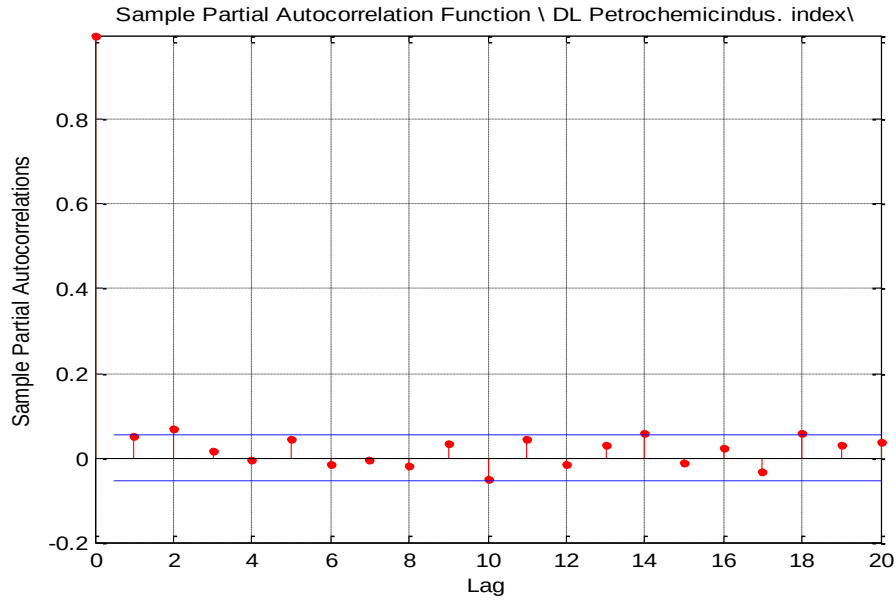
المصدر: إعداد الباحث.

نقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية العظمى:

$$(\Delta MULTI - INVEST.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.10 \varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد بقيم عشوائية عائدة للفترة الحالية، أي اليوم (ε_t)، وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

- عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية:



الشكل (٦٩): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية ACF

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية، الشكلين (56,69)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج:

[AR(2), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(2,1), ARMA(1,2), ARMA(2,2)] ، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٩١): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (2)	ϕ_1	0.05	1.80
	ϕ_2	0.07	2.62
معايير AR (2)	Akaike info criterion	-4.82	
	Schwarz criterion	-4.81	
	Log likelihood	3455.96	

MA (2)	θ_1	0.05 0.07	1.95 2.67
	θ_2		
معايير MA (2)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.82 -4.81 3461.11	
ARMA (1,1)	ϕ θ	0.73 -0.68	4.84 -4.15
معايير ARMA (1,1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.82 -4.81 3458.50	

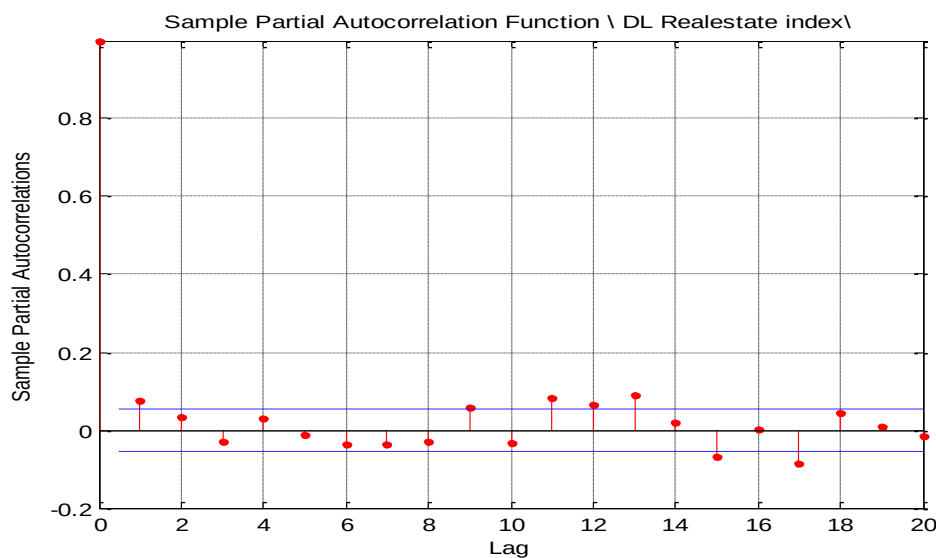
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(2) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\text{ALPETROCHEMEC} . \text{INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.05 \varepsilon_{t-1} - 0.07 \varepsilon_{t-2}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية بسلسلة من المتغيرات العشوائية المتعلقة باليوم الحالي و باليومين السابقين له.

- عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري:



الشكل (٧٠): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري ACF

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري، الشكلين (57,70)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج [AR(1),MA(1),ARMA(1,1)]، سنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها

معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC,SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٩٢): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري (مخرجات 4. EVIEWS).

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	T-stat
AR (1)	ϕ	0.07	2.83
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.15 -5.15 3698.39	
MA (1)	θ	0.07	2.64
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.16 -5.15 3698.95	

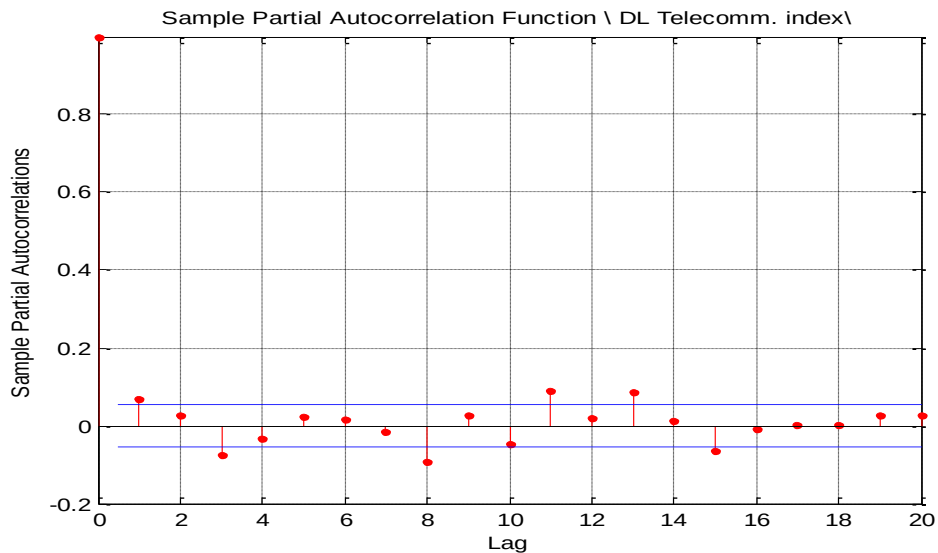
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta LREALESTATE.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع التطوير العقاري بقيم عشوائية متعلقة بالفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

- عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات:



الشكل (٧١): الارتباطات الذاتية الجزئية لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات ACF

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات، الشكلين (71,58)، ستجري المفاضلة بين عدة نماذج [AR(1), MA(1), ARMA(1,1)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC, SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٩٣): نماذج بوكس و جنكز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات (مخرجات 4. EViews)

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.07	2.60
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.38 -5.38 3859.90	
MA (1)	θ	0.06	2.43
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-5.38 -5.38 3862.53	

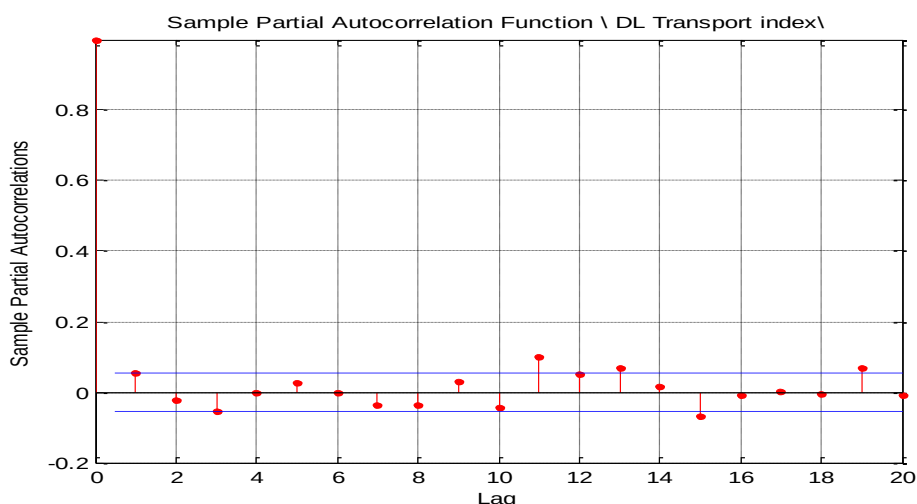
المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta TELECOMM.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06 \varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات بقيم عشوائية متعلقة بالفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

- عوائد مؤشر قطاع النقل:



الشكل (٧٢): الارتباطات الذاتية لعوائد مؤشر قطاع النقل ACF

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

باعتقاد دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لعوائد مؤشر قطاع النقل، الشكلين (59,72)، ستجري المفاضلة بين عدّة نماذج [AR(1),MA(1),ARMA(1,1)]، وسنحتفظ من بينها بالنماذج التي جميع معاملاتها معنوية، ومن ثم نفاضل بينها على أساس معايير المعلومات (AIC,SC)، وكذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية العظمى.

الجدول (٩٤): نماذج بوكس و جنكنز المقترحة لتمثيل عوائد مؤشر قطاع النقل (مخرجات 4. EViews)

النموذج	المعامل	قيمة المعامل	قيمة T-stat
AR (1)	ϕ	0.05	2.03
معايير AR (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.88 -4.87 3498.84	
MA (1)	θ	0.05	2.10
معايير MA (1)	Akaike info criterion Schwarz criterion Log likelihood	-4.88 -4.87 3500.33	

المصدر: إعداد الباحث.

تقودنا منهجية B&J إلى اختيار نموذج MA(1) الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية:

$$(\Delta \text{TRANSPORT} . \text{INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.05 \varepsilon_{t-1}$$

أي تتأثر القيمة الحالية لعائد مؤشر قطاع النقل بقيم عشوائية متعلقة بالفترة الحالية، أي اليوم (ε_t) وما يقابلها في اليوم السابق (ε_{t-1}).

المبحث السادس - إجراء اختبار ARCH لبواقي نماذج بوكس و جنكنز:

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة إذا كان تباين الحدّ العشوائي ثابتاً عبر الزمن، ولإجراء هذا الاختبار نعتد الخطوات التالية، كما وجدنا في الفصل الرابع :

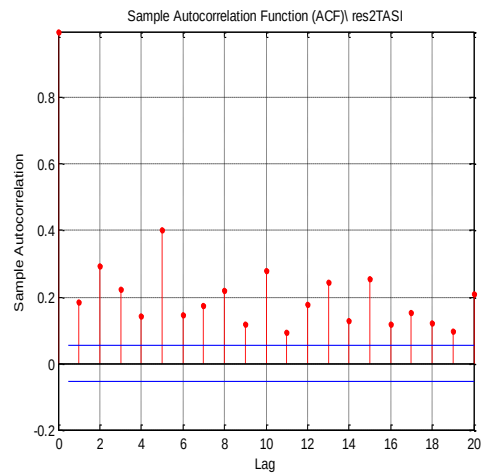
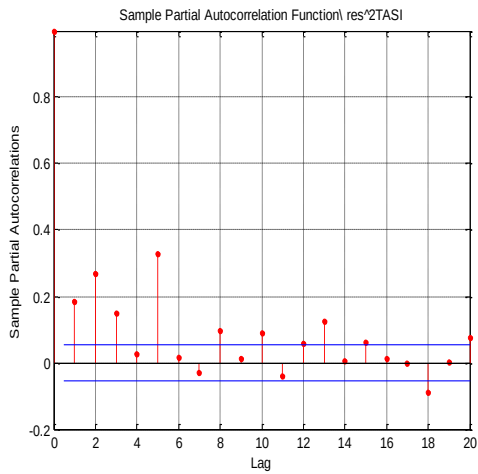
- نستخرج البواقي (ε_t) من نموذج بوكس و جَنكنز لكل سلسلة من سلاسل العوائد في السوق الماليّة السعوديّة، ثمّ نحسب مربّعاتها (ε_t^2) .

- نفدّر معادلة الانحدار التالية: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ ، حيث نحدّد قيمة (q) باعتماد دالّة الارتباطات

الذاتيّة الجزئيّة لـ (ε_t^2) ، أي هي عدد معاملات الارتباط الذاتيّة الجزئيّة المتتالية الأولى التي تختلف معنوياً عن الصفر.

- نختبر فرضيّة عدم النالية: (عدد ثابت $\alpha : \alpha = \sigma_t^2 := H_0$) من أجل كل سلسلة من سلاسل العوائد. فيما يلي سنستعرض تابعي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمربّعات بواقي نماذج بوكس و جَنكنز، وكذلك سنستعرض نتائج اختبار ARCH باعتماد البرنامج الإحصائي 4. EViews، وذلك لكل سلسلة من سلاسل العوائد:

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد المؤشر العام TASI :



الشكل (٧٣): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

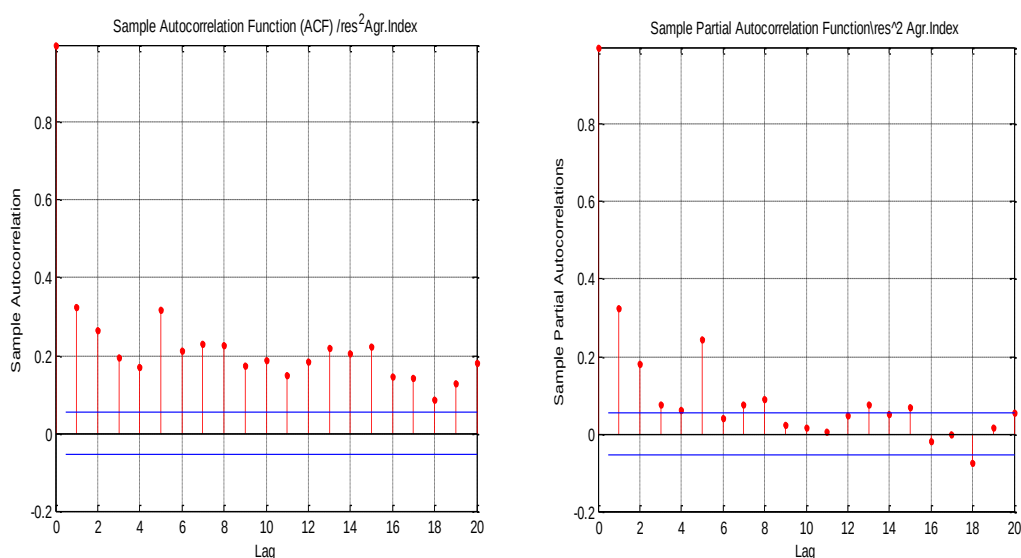
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (٩٥): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	67.01518	Probability		0.000000
Obs*R-squared	176.7126	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 ARMA (1 ,1) DL TASI				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 6 1436				
Included observations: 1431 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000129	2.23E-05	5.782008	0.0000
RESID^2(-1)	0.095821	0.026179	3.660254	0.0003
RESID^2(-2)	0.247907	0.025469	9.733590	0.0000
RESID^2(-3)	0.148534	0.026178	5.673916	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية :



الشكل (٧٤): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

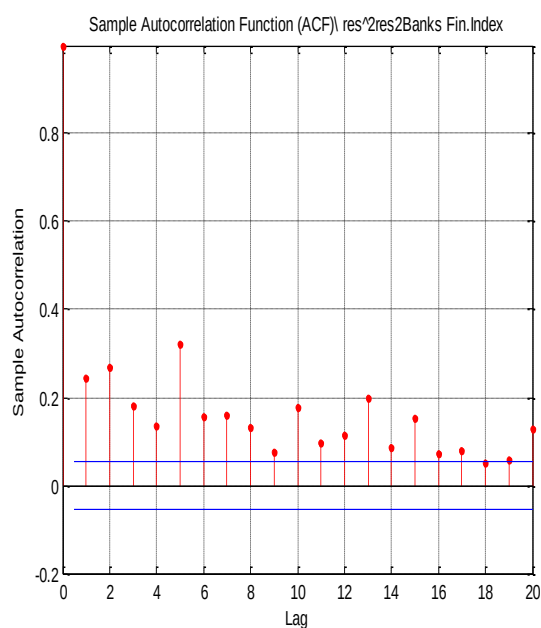
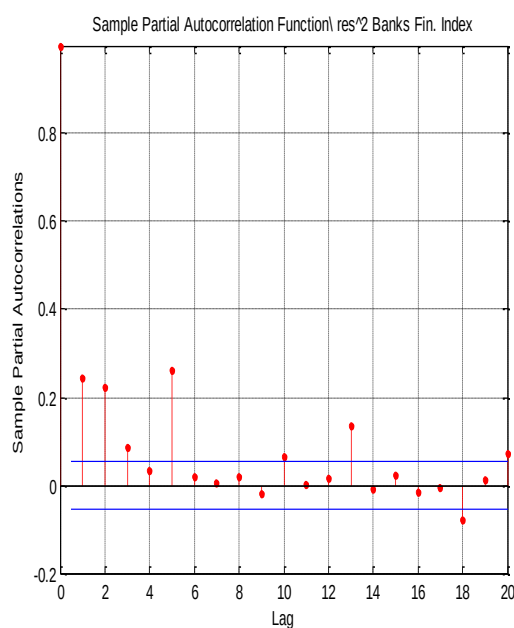
نجد من الشكل السابق أن $q = 5$ ، لكننا نجد أنه مع إضافة معامل الارتباط الذاتي الجزئي الخامس لا نحصل على معاملات الحدود لـ ε_{t-i}^2 كلها معنوية، لذلك سنحتفظ بـ : $q = 4$ من أجل إجراء الاختبار.

الجدول (٩٦): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	59.43143	Probability		0.000000
Obs*R-squared	204.4721	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA (1) DL AGR . Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 6 1436				
Included observations: 1431 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000148	2.54E-05	5.843103	0.0000
RESID^2(-1)	0.248304	0.026425	9.396502	0.0000
RESID^2(-2)	0.148758	0.027184	5.472240	0.0000
RESID^2(-3)	0.060747	0.027184	2.234640	0.0256
RESID^2(-4)	0.062779	0.026426	2.375644	0.0176

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقى نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية :



الشكل (٧٥): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

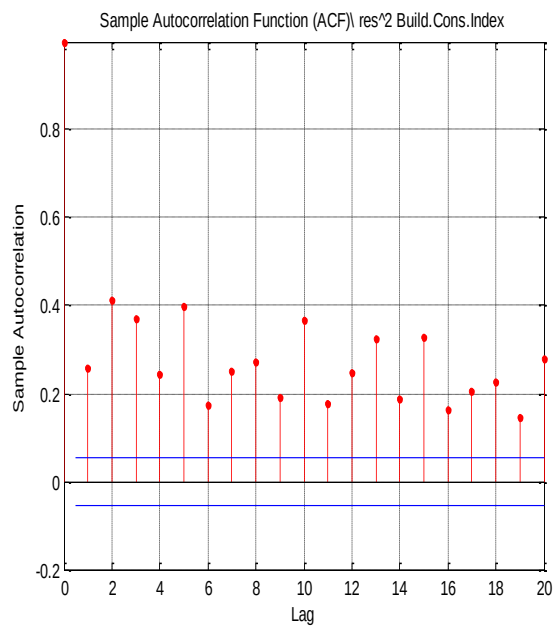
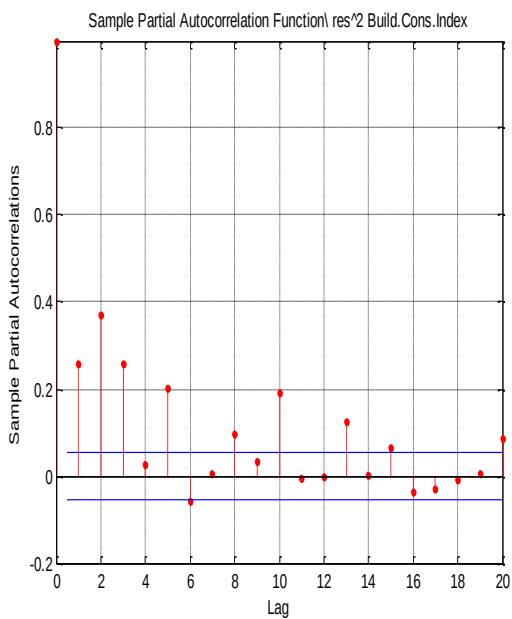
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (٩٧): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	60.28545	Probability		0.000000
Obs*R-squared	160.9754	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(2) DL Banks Fin. Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000142	2.25E-05	6.326933	0.0000
RESID^2(-1)	0.170103	0.026363	6.452230	0.0000
RESID^2(-2)	0.206276	0.026182	7.878499	0.0000
RESID^2(-3)	0.085928	0.026354	3.260527	0.0011

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء :



الشكل (٧٦): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

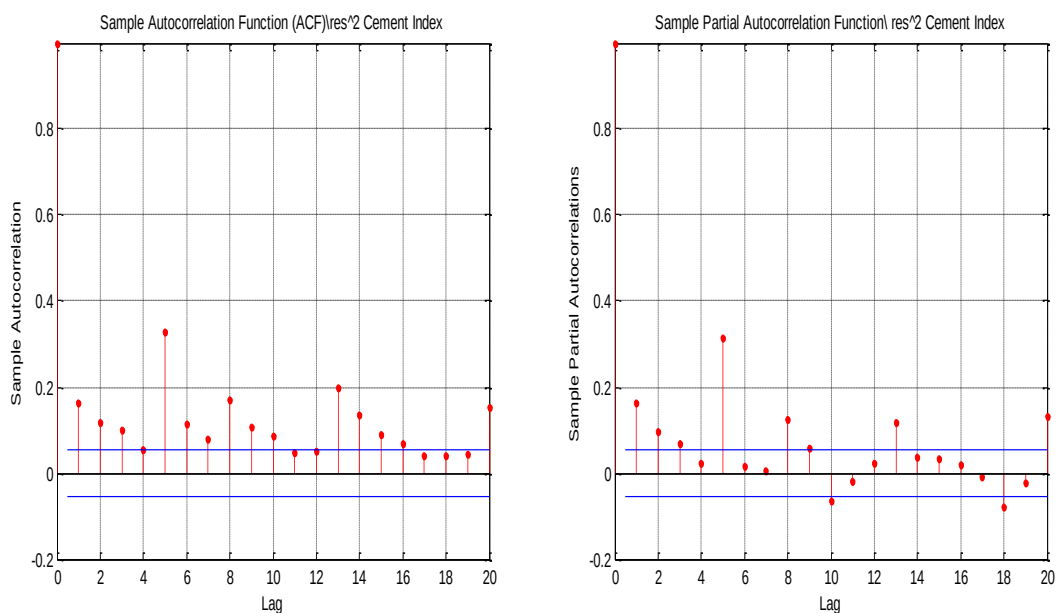
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (٩٨): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	156.7469	Probability		0.000000
Obs*R-squared	354.6807	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 AR(1) DL Building Cons. Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 6 1436				
Included observations: 1431 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000148	3.05E-05	4.845381	0.0000
RESID^2(-1)	0.067474	0.025556	2.640224	0.0084
RESID^2(-2)	0.327328	0.024113	13.57494	0.0000
RESID^2(-3)	0.258246	0.025555	10.10534	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت :



الشكل (٧٧): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

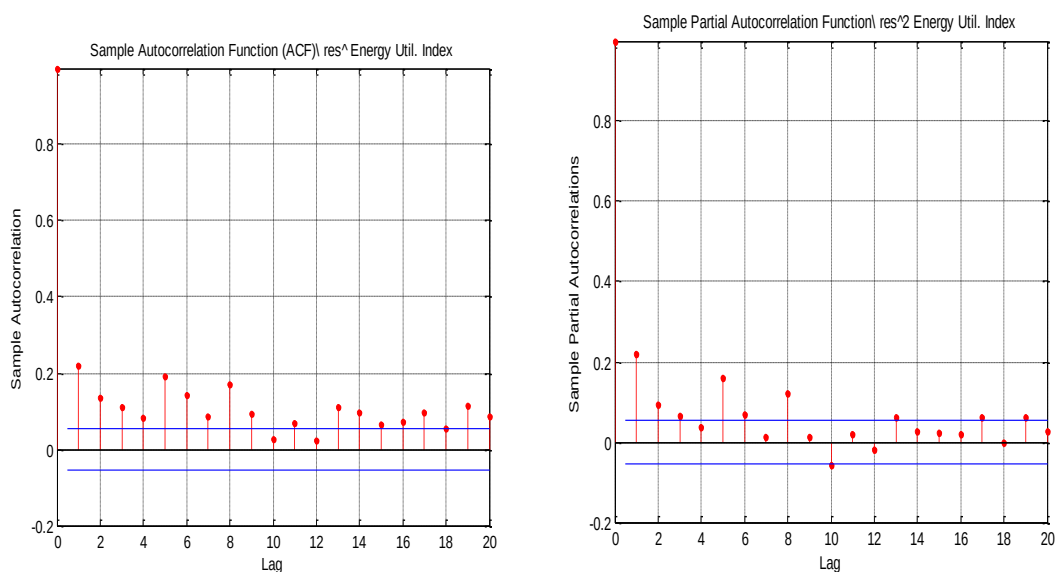
الجدول (٩٩): اختبار ARCH

ARCH Test:

F-statistic	19.58465	Probability	0.000000	
Obs*R-squared	56.59016	Probability	0.000000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(1) DL Cement Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000146	2.15E-05	6.789942	0.0000
RESID^2(-1)	0.139908	0.026401	5.299321	0.0000
RESID^2(-2)	0.085237	0.026564	3.208778	0.0014
RESID^2(-3)	0.068301	0.026401	2.587068	0.0098

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية :



الشكل (٧٨): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

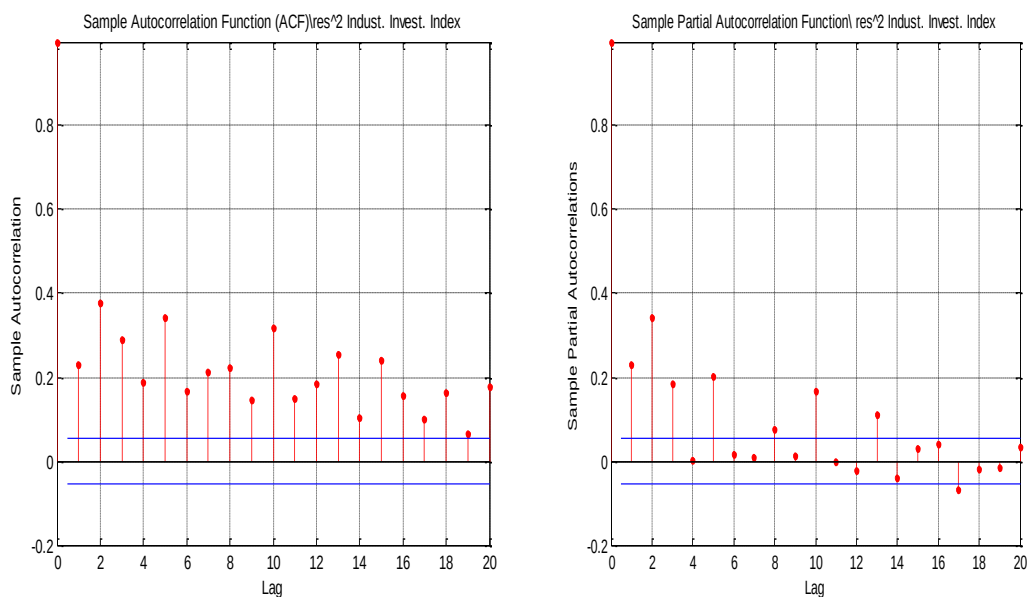
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (١٠٠): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	30.38647	Probability		0.000000
Obs*R-squared	85.92582	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 AR(1) DL Energy & Util. Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 6 1436				
Included observations: 1431 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000181	2.36E-05	7.646826	0.0000
RESID^2(-1)	0.191880	0.026414	7.264368	0.0000
RESID^2(-2)	0.079707	0.026815	2.972421	0.0030
RESID^2(-3)	0.066482	0.026415	2.516846	0.0119

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي :



الشكل (٧٩): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

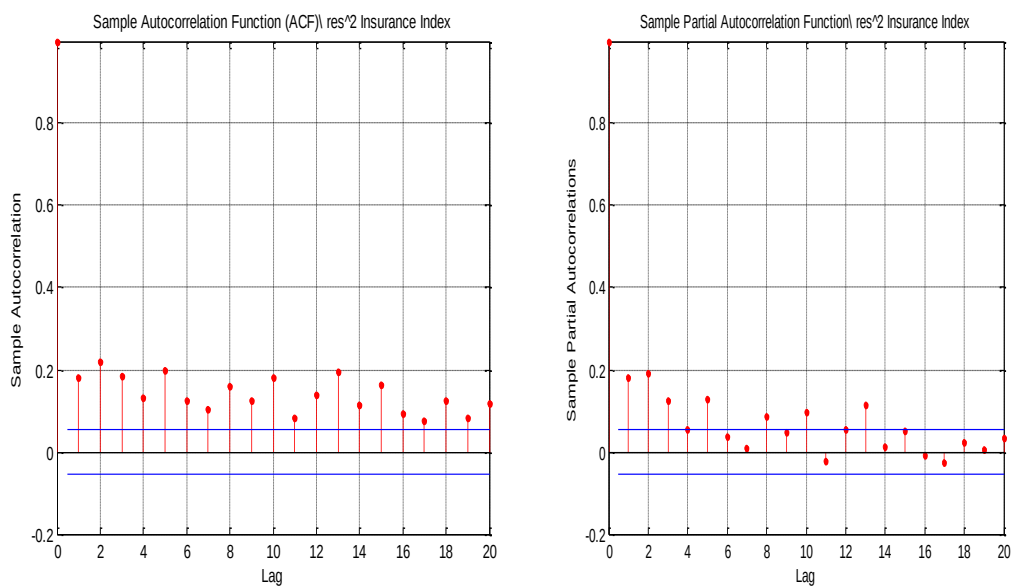
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (١٠١): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	114.2857	Probability		0.000000
Obs*R-squared	277.2507	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(3) DL Industrial Inves. Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000162	2.87E-05	5.652363	0.0000
RESID^2(-1)	0.086683	0.026001	3.333819	0.0009
RESID^2(-2)	0.316003	0.024725	12.78050	0.0000
RESID^2(-3)	0.185849	0.025989	7.150986	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع التأمين :



الشكل (٨٠): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

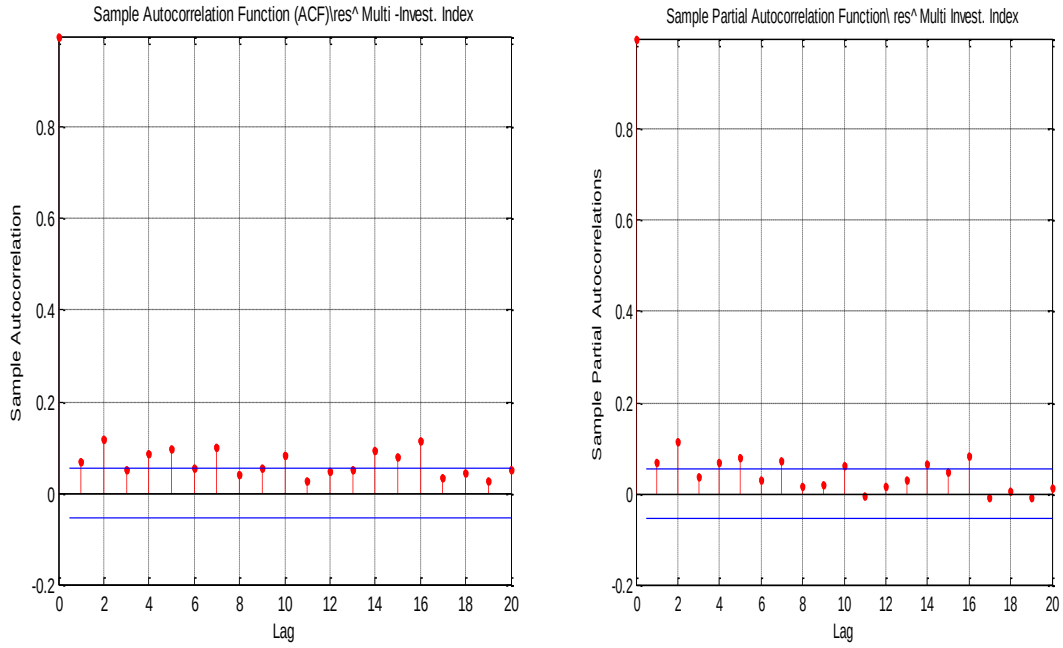
نجد من الشكل السابق أن $q = 5$ ، لكننا نجد أنه مع إضافة معامل الارتباط الذاتي الجزئي الخامس لا نحصل على معاملات ε_{t-i}^2 كلها معنوية، لذلك سنحتفظ بـ $q = 4$ لإجراء الاختبار.

الجدول (١٠٢) اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	33.29314	Probability		0.000000
Obs*R-squared	122.2180	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 ARMA (1 ,1) DL Insurance Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 7 1436				
Included observations: 1430 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000266	3.43E-05	7.746865	0.0000
RESID^2(-1)	0.114261	0.026452	4.319477	0.0000
RESID^2(-2)	0.164021	0.026437	6.204206	0.0000
RESID^2(-3)	0.119532	0.026437	4.521491	0.0000
RESID^2(-4)	0.054385	0.026452	2.055992	0.0400

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد :



الشكل (٨١): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

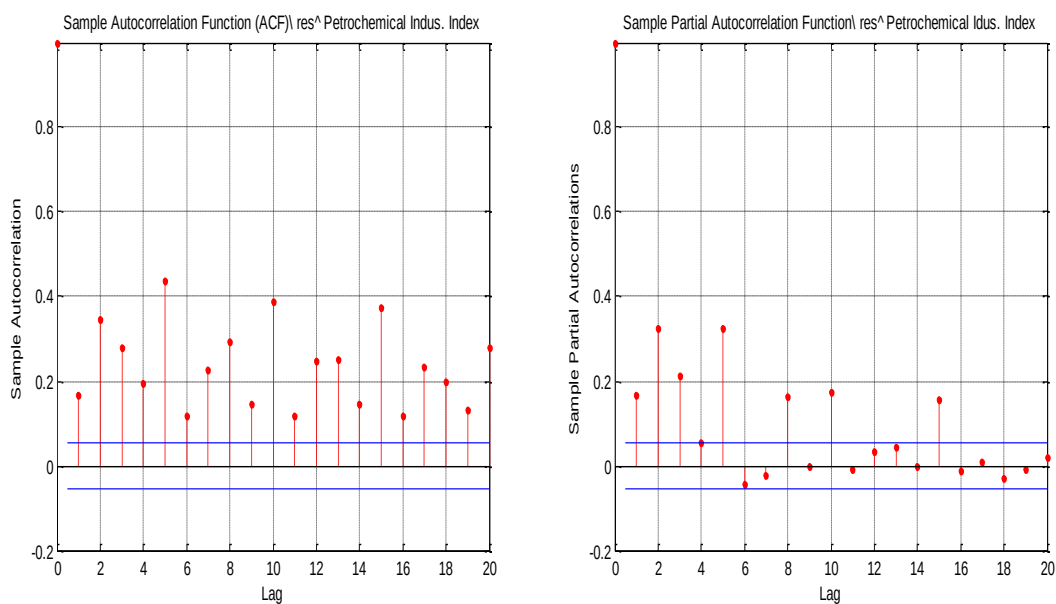
نجد من الشكل السابق أن $q=2$.

الجدول (١٠٣): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	12.79265	Probability		0.000003
Obs*R-squared	25.18831	Probability		0.000003
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA (1) DL Multi Investement Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 1436				
Included observations: 1433 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000431	5.53E-05	7.800019	0.0000
RESID^2(-1)	0.060386	0.026272	2.298469	0.0217
RESID^2(-2)	0.113991	0.026272	4.338860	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية :



الشكل (٨٢): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

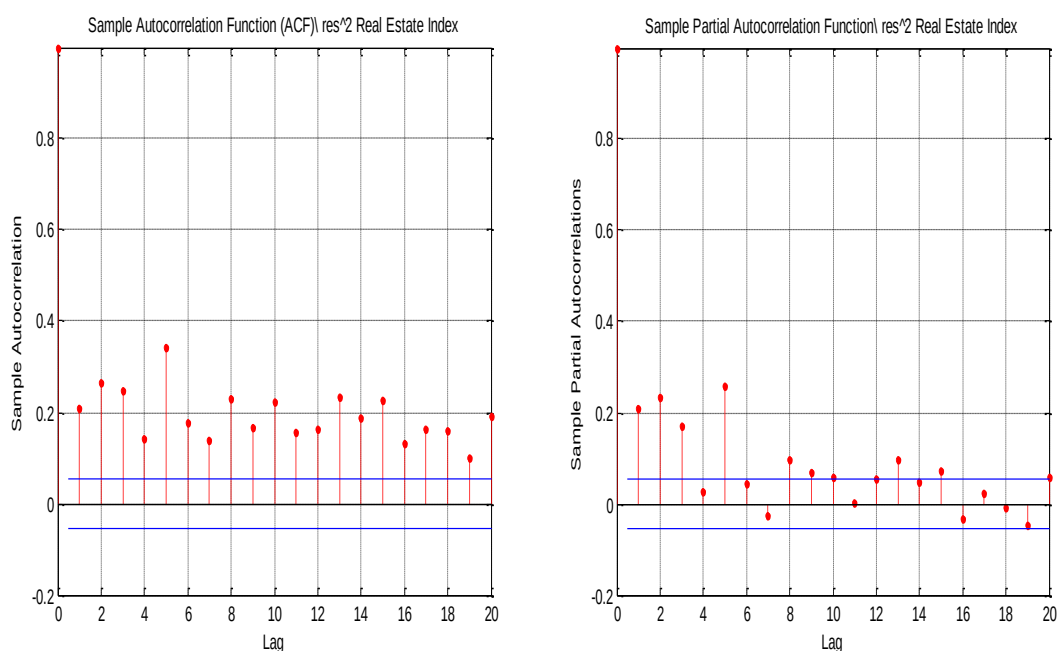
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (١٠٤): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	97.72178	Probability		0.000000
Obs*R-squared	243.9119	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(2) DL Petrochemic. Indus. Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000208	3.50E-05	5.952750	0.0000
RESID^2(-1)	0.042549	0.025851	1.645932	0.1000
RESID^2(-2)	0.301605	0.024614	12.25346	0.0000
RESID^2(-3)	0.213558	0.025851	8.261167	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري :



الشكل (٨٣): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

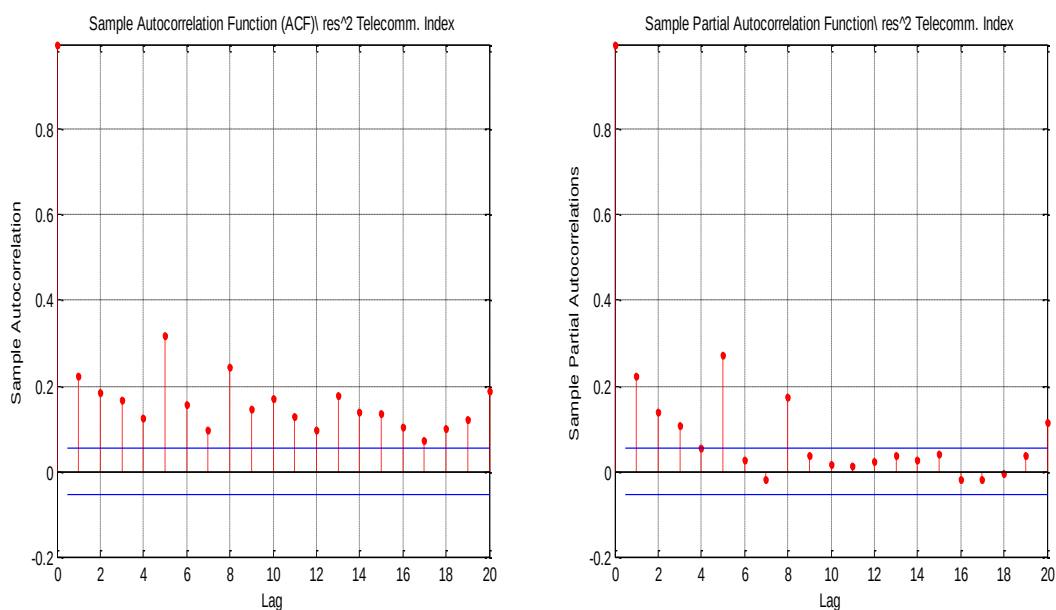
نجد من الشكل السابق أن $q=3$.

الجدول (١٠٥): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	66.25818	Probability		0.000000
Obs*R-squared	174.9752	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(1) DL Real Estate Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000170	2.72E-05	6.239997	0.0000
RESID^2(-1)	0.121239	0.026073	4.649914	0.0000
RESID^2(-2)	0.205350	0.025701	7.989884	0.0000
RESID^2(-3)	0.170665	0.026058	6.549446	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات :



الشكل (٨٤): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

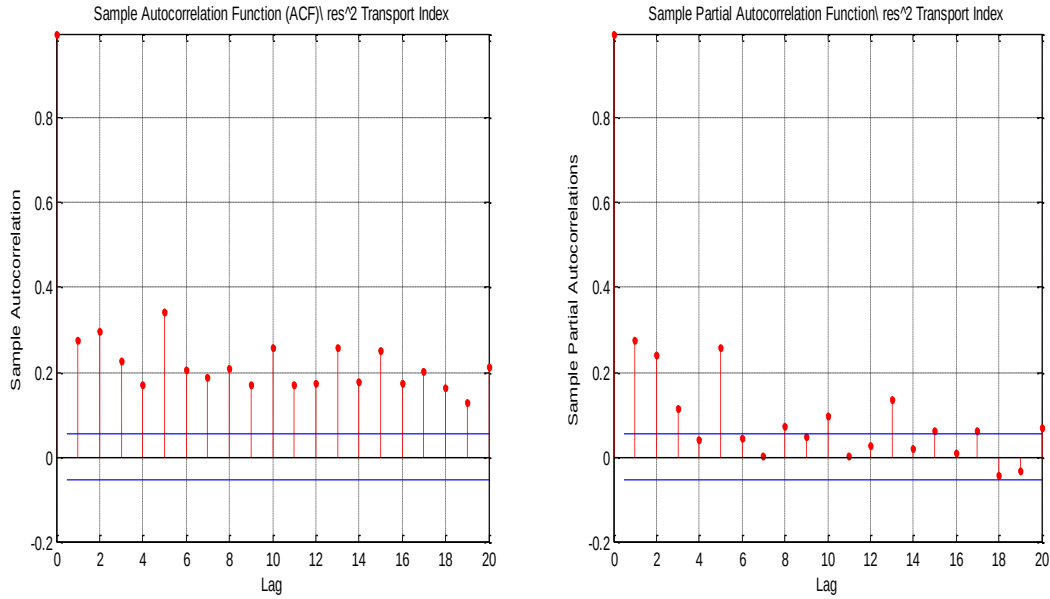
نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (١٠٦): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	40.99760	Probability		0.000000
Obs*R-squared	113.5567	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA(1) DL Telecomm. Index				
Method: Least Squares				
Date: 10/27/01 Time: 17:47				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000160	2.40E-05	6.690926	0.0000
RESID^2(-1)	0.176937	0.026308	6.725654	0.0000
RESID^2(-2)	0.118993	0.026535	4.484392	0.0000
RESID^2(-3)	0.108145	0.026308	4.110811	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

- اختبار ARCH لبواقي نموذج B&J لعوائد مؤشر قطاع النقل :



الشكل (٨٥): الارتباطات الذاتية والذاتية الجزئية لـ (ε_t^2)

المصدر: مخرجات برنامج MATLAB. 7

نجد من الشكل السابق أن $q = 3$.

الجدول (١٠٧): اختبار ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	77.87398	Probability		0.000000
Obs*R-squared	201.3374	Probability		0.000000
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2 MA (1) DL Transport Index				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 5 1436				
Included observations: 1432 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000217	3.36E-05	6.477116	0.0000
RESID^2(-1)	0.183408	0.026294	6.975203	0.0000
RESID^2(-2)	0.216134	0.026119	8.274866	0.0000
RESID^2(-3)	0.112302	0.026287	4.272205	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

نلاحظ من الجداول السابقة لاختبار ARCH أن قيمة الاحتمال المقابلة لـ TR^2 أصغر من 5%، ومن ثم نرفض فرضية العدم، أي إن تباين الأخطاء ليس ثابتاً. لذلك سنقوم بنمذجة التباينات المتغيرة زمنياً بواسطة نماذج ARCH.

المبحث السابع - نمذجة تقلب عوائد المؤشرات في السوق المالية السعودية :

إن من أهم مزايا السلاسل الزمنية المالية أنها تعطي تنبؤات دقيقة لتباينات عوائد الأصول المالية، بوساطة القدرة على نمذجة التباينات المتغيرة زمنياً (التباين المشروط)، و سنستعرض فيما يلي تطبيقاً لبعض نماذج ARCH المتناظرة و غير المتناظرة المستخدمة في نمذجة تقلب العوائد.

أ- نماذج ARCH المتناظرة :

وفق هذه النماذج يكون تأثير الصدمة على تقلب العوائد مرتبطاً فقط بصفة الصدمة، فالصدمة ذات السعة الأكبر تنتج تقلبات أكثر حدة من تلك الصدمة ذات السعة الأقل، مهما كانت إشارة الصدمة. سنتناول نموذجي ARCH (q) ، و GARCH (p, q) تطبيقاً عملياً لنمذجة عوائد المؤشرات في السوق المالية السعودية، حيث سنقوم بوضع صيغ موسعة لكل منهما، وذلك بزيادة عدد المعاملات، ومن ثم تقليص هذا العدد بحذف المعاملات غير المعنوية، وفي حال حصلنا على أكثر من نموذج لوصف سلوك تقلب سلسلة عوائد مؤشر ما، سنختار في هذه الحالة النموذج الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية، الذي يعطينا أدنى قيمة لجذر متوسط الخطأ . RMSE

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد المؤشر العام:
بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلب عوائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \varepsilon_{t-3}^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.13 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.43 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.25 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٠٨): نموذج ARCH (3) - ARMA(1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.924574	0.021396	43.21168	0.0000
MA(1)	-0.864943	0.026652	-32.45352	0.0000
Variance Equation				
C	7.43E-05	2.39E-06	31.13700	0.0000
ARCH(1)	0.132198	0.021955	6.021373	0.0000
ARCH(2)	0.426600	0.031272	13.64157	0.0000
ARCH(3)	0.252770	0.030561	8.271099	0.0000
Log likelihood	4174.483	Akaike info criterion	-5.813783	

RMSE	0.015997	Schwarz criterion	-5.791741
------	----------	-------------------	-----------

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = w + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.12 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.87 \sigma_{t-1}^2$$

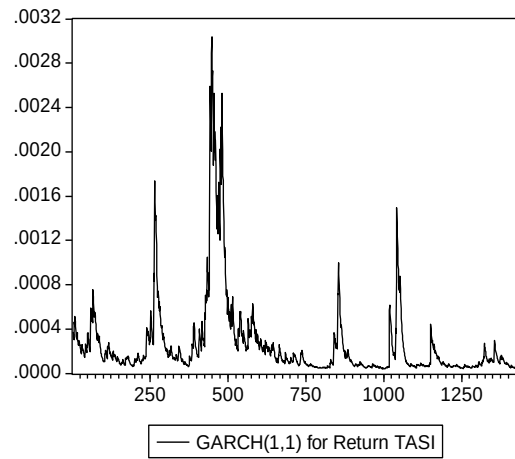
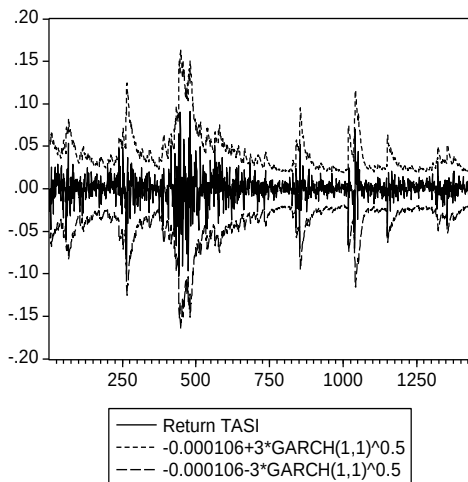
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$ ، هذا يدل على التأثير المديد للصدمات في السوق المالية السعودية، أي إن أي صدمة قوية على التقلب في الوقت الحالي سيكون لها تأثير مديد على القيم المستقبلية المتوقعة للتقلب . كما نلاحظ أن قيمة β_1 أكبر من قيمة α_1 ، وهذا يعني أن أثر المعلومات والأخبار البعيدة أقل من أثر المعلومات والأخبار القريبة، ما يعطي الانطباع بأن المستثمرين يأخذون في الحسبان عند الاستثمار في السوق المالية السعودية الأخبار والمعلومات الحديثة أكثر من تلك القديمة.

الجدول (١٠٩): نموذج ARMA(1,1)- GARCH (1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.760603	0.092081	8.260141	0.0000
MA(1)	-0.661309	0.107320	-6.162024	0.0000
Variance Equation				
C	4.14E-06	3.91E-07	10.59337	0.0000
ARCH(1)	0.118496	0.012439	9.526203	0.0000
GARCH(1)	0.867504	0.011184	77.56455	0.0000
Log likelihood	4248.675	Akaike info criterion		-5.918654
RMSE	0.015973	Schwarz criterion		-5.900285

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) يعطينا أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية، بناء عليه يعد نموذج GARCH (1,1) أفضل نموذج للتنبؤ بالتقلبات المستقبلية لعوائد المؤشر العام TASI .



الشكل (٨٦): الرسم البياني لعوائد المؤشر العام مع
حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (٨٧): التباينات الشرطية المتولدة
بوساطة نموذج GARCH(1,1)
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

وبمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد المؤشر العام وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية:
بالتجريب نجد أنّ نموذجي ARCH (4) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلب عوائد مؤشر
قطاع الزراعة والصناعات الغذائية :

- يعطى نموذج ARCH (4) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.30 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.27 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.10 \varepsilon_{t-3}^2 + 0.12 \varepsilon_{t-4}^2$$

الجدول (١١٠): نموذج MA(1)- ARCH (4) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلّباتها .

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.076127	0.029438	2.586034	0.0097
Variance Equation				
C	9.39E-05	3.95E-06	23.74263	0.0000
ARCH(1)	0.301444	0.035439	8.506095	0.0000
ARCH(2)	0.270800	0.031385	8.628328	0.0000
ARCH(3)	0.103924	0.014688	7.075281	0.0000
ARCH(4)	0.119082	0.026467	4.499252	0.0000
Log likelihood	4006.995	Akaike info criterion		-5.576299
RMSE	0.017621	Schwarz criterion		-5.554269

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.09_1 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.88_1 \sigma_{t-1}^2$$

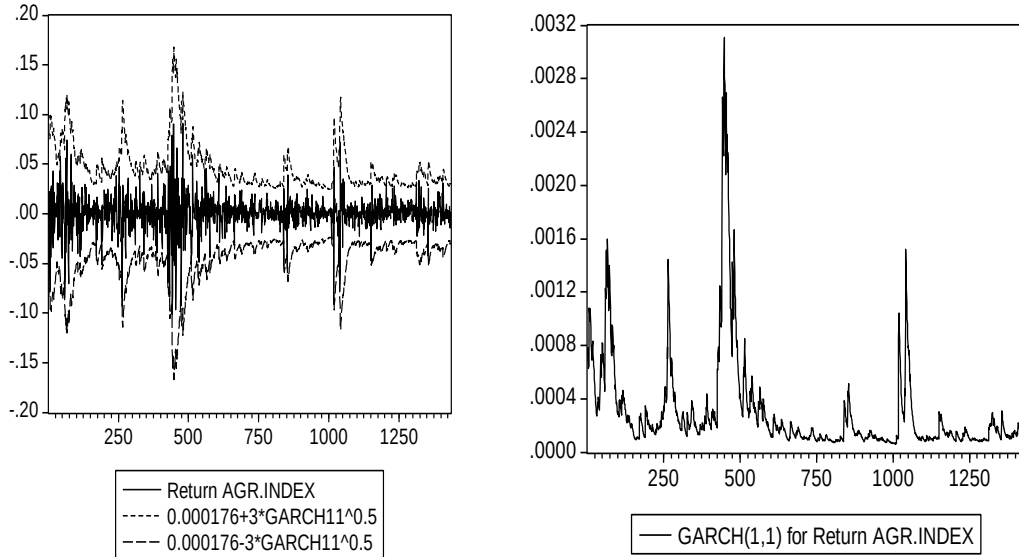
نلاحظ أنّ : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١١١): نموذج MA(1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلّباتها .

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.078740	0.029144	2.701742	0.0069
Variance Equation				
C	6.61E-06	5.90E-07	11.21422	0.0000
ARCH(1)	0.094547	0.008589	11.00732	0.0000
GARCH(1)	0.879434	0.008154	107.8468	0.0000
Log likelihood	4064.512	Akaike info criterion		-5.659250
RMSE	0.017621	Schwarz criterion		-5.644563

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعد نموذج GARCH (1,1) أفضل نموذج للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية بناءً على معيار تعظيم لوغاريتم الإمكانية .



الشكل (٨٩): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

الشكل (٨٨): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الزراعة و الصناعات

الغذائية مع حدي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أن نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية، وأعطى تنبؤات جيدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية:
بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلب عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.23 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.33 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.21 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١١٢): نموذج MA(2)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها .

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.164632	0.028529	5.770641	0.0000
MA(2)	0.038191	0.022787	1.676010	0.0937
Variance Equation				
C	8.34E-05	3.39E-06	24.62173	0.0000
ARCH(1)	0.233476	0.023557	9.911190	0.0000
ARCH(2)	0.334944	0.031988	10.47099	0.0000

ARCH(3)	0.209532	0.028684	7.304700	0.0000
Log likelihood	4117.707	Akaike info criterion		-5.730602
RMSE	0.016320	Schwarz criterion		-5.708572

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.16 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.83 \sigma_{t-1}^2$$

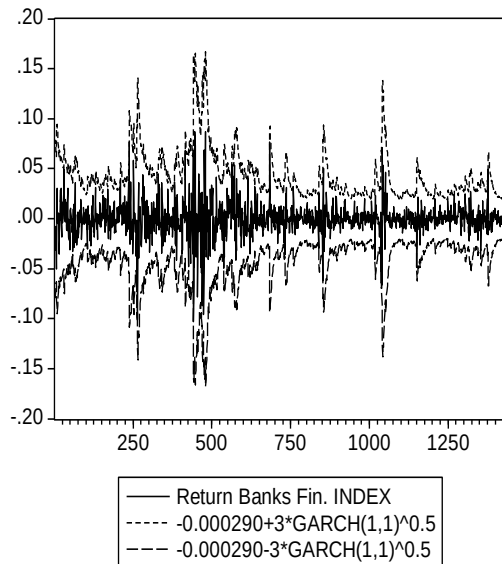
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١١٣): نموذج GARCH (1,1)- MA(2) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.141262	0.029373	4.809299	0.0000
MA(2)	0.075565	0.027667	2.731229	0.0063
Variance Equation				
C	5.76E-06	7.16E-07	8.045429	0.0000
ARCH(1)	0.156609	0.012777	12.25694	0.0000
GARCH(1)	0.831211	0.011265	73.78487	0.0000
Log likelihood	4179.628	Akaike info criterion		-5.818296
RMSE	0.016294	Schwarz criterion		-5.799938

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

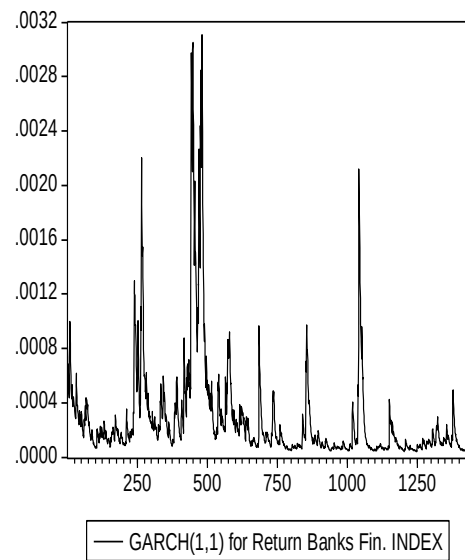
يعد نموذج GARCH (1,1) أفضل نموذج للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية بناءً على معيار تعظيم لوغاريتم الإمكانية .



الشكل (٩١): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4



الشكل (٩٠): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات

المالية مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أن نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية، وأعطى تنبؤات جيدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء :
بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لنمذجة تقلبات عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.16 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.28 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.19 \varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١١٤): نموذج AR(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها.

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.141786	0.026766	5.297220	0.0000
Variance Equation				
C	0.000148	4.51E-06	32.90481	0.0000
ARCH(1)	0.159663	0.026817	5.953722	0.0000
ARCH(2)	0.282507	0.035526	7.952030	0.0000
ARCH(3)	0.192944	0.029611	6.516029	0.0000
Log likelihood	3793.607	Akaike info criterion		-5.283971
RMSE	0.020686	Schwarz criterion		-5.265602

المصدر: مخرجات برنامج (EViews, 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.11 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.87 \sigma_{t-1}^2$$

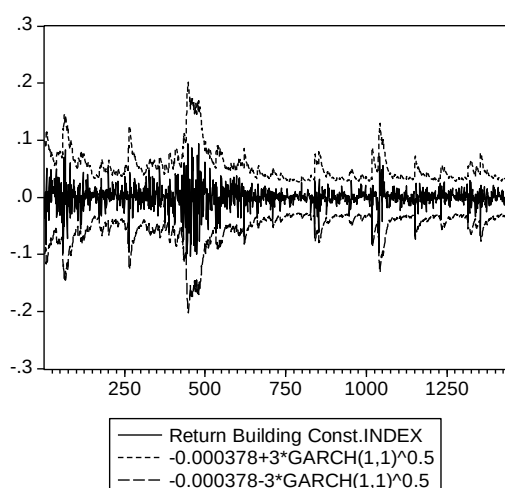
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١١٥): نموذج AR(1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها .

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.103622	0.030404	3.408143	0.0007
Variance Equation				
C	9.11E-06	1.04E-06	8.799780	0.0000
ARCH(1)	0.110089	0.012330	8.928720	0.0000
GARCH(1)	0.865407	0.012289	70.41919	0.0000
Log likelihood	3851.737	Akaike info criterion		-5.366440
Sum squared resid	0.614013	Schwarz criterion		-5.351745

المصدر: مخرجات برنامج (EViews, 4).

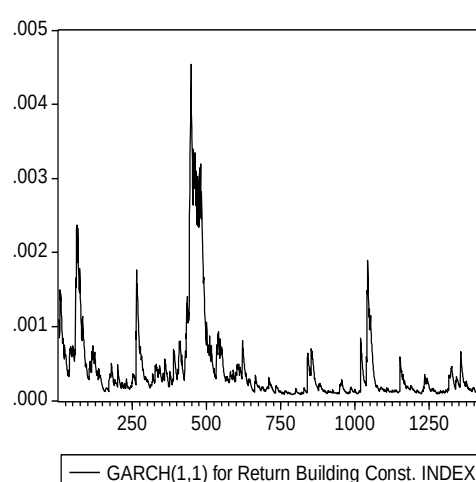
نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) يعطينا قيمة أكبر للوغيرية الإمكانية، لذلك سنختاره للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء .



الشكل (٩٣): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (٩٢): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّب عوائد مؤشر قطاع الإسمنت:
بالتجريب نجد أنّ نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الإسمنت :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.22 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.47 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.17 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١١٦): نموذج MA(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلّباتها.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.110061	0.026427	4.164652	0.0000
Variance Equation				
C	6.46E-05	1.85E-06	34.93879	0.0000
ARCH(1)	0.219952	0.025052	8.779791	0.0000
ARCH(2)	0.473701	0.030487	15.53783	0.0000
ARCH(3)	0.169095	0.019797	8.541528	0.0000
Log likelihood	4290.575	Akaike info criterion		-5.972927
RMSE	0.014398	Schwarz criterion		-5.954568

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.17 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.81 \sigma_{t-1}^2$$

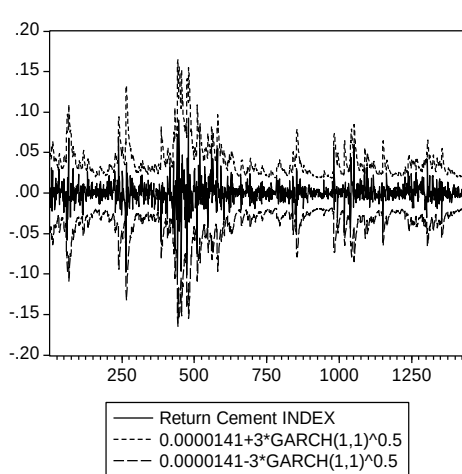
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١١٧) : نموذج MA(1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت و تقلباتها.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.051384	0.029478	1.743090	0.0813
Variance Equation				
C	6.22E-06	6.04E-07	10.28833	0.0000
ARCH(1)	0.173408	0.013092	13.24499	0.0000
GARCH(1)	0.811678	0.012507	64.89880	0.0000
Log likelihood	4334.130	Akaike info criterion		-6.035024
RMSE	0.014386	Schwarz criterion		-6.020337

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

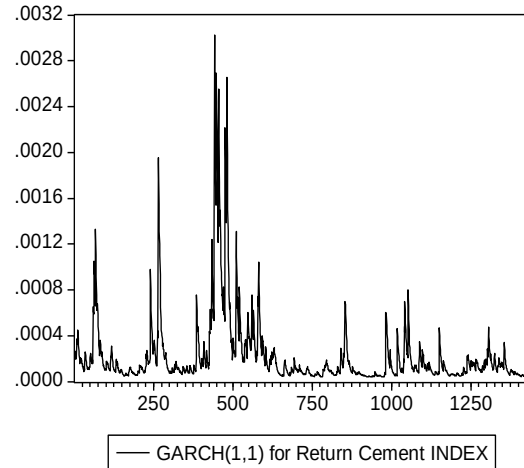
سنختار نموذج GARCH (1,1) للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الإسمنت، وذلك لأنه أعطانا أكبر قيمة للوغيرية الإمكانية .



الشكل (٩٥): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4



الشكل (٩٤): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت

مع حذّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع الإسمنت، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية:

بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لنمذجة تقلبات عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.46 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.14 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.23 \varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١١٨): نموذج AR(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها .

Dependent Variable: DLENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.130702	0.025287	-5.168706	0.0000
Variance Equation				
C	0.000103	2.55E-06	40.26875	0.0000
ARCH(1)	0.461508	0.035558	12.97899	0.0000
ARCH(2)	0.143174	0.026360	5.431393	0.0000
ARCH(3)	0.228099	0.022076	10.33262	0.0000
Log likelihood	4014.471	Akaike info criterion		-5.592009
RMSE	0.016551	Schwarz criterion		-5.573640

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.10 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

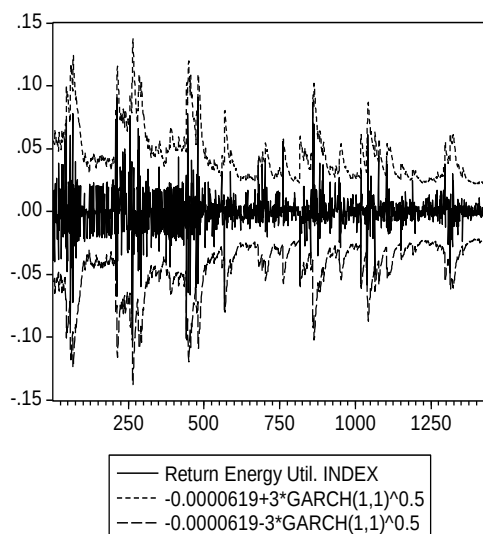
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١١٩): نموذج AR(1)- GARCH (1, 1) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها .

Dependent Variable: DLENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.185782	0.026758	-6.943031	0.0000
Variance Equation				
C	5.41E-06	5.75E-07	9.414860	0.0000
ARCH(1)	0.097147	0.008605	11.28991	0.0000
GARCH(1)	0.885970	0.008991	98.53860	0.0000
Log likelihood	4093.105	Akaike info criterion		-5.703075
RMSE	0.016519	Schwarz criterion		-5.688380

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

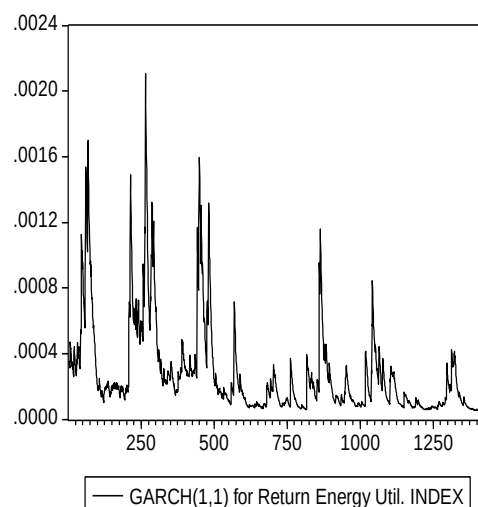
سيجري اختيار نموذج GARCH (1,1) للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية، وذلك بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية .



الشكل (٩٧): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (٩٦): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق

الخدمية مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

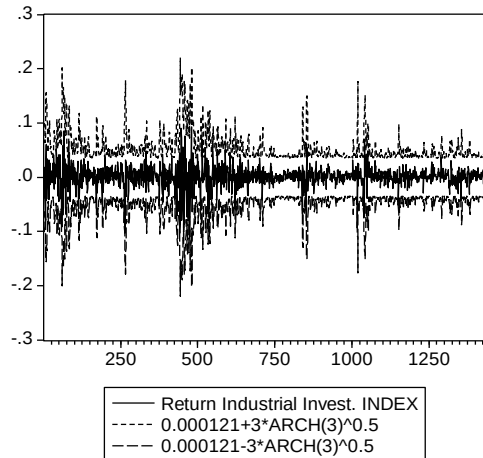
- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّب عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي:
بالتجريب نجد أن نموذج ARCH (3) يعد أفضل نموذج لوصف سلوك تقلب عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي، والذي يعطى بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.14 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.37 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.18 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٢٠): نموذج ARCH (3) - MA(3) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقلّباتها .

Dependent Variable: DLINDUSTRIALINVESTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.091770	0.028966	3.168258	0.0015
MA(2)	0.084426	0.026333	3.206086	0.0013
MA(3)	-0.074256	0.022068	-3.364905	0.0008
Variance Equation				
C	0.000135	4.33E-06	31.14196	0.0000
ARCH(1)	0.142447	0.023470	6.069347	0.0000
ARCH(2)	0.368677	0.036753	10.03120	0.0000
ARCH(3)	0.175576	0.027589	6.364034	0.0000
Log likelihood	3825.848	Akaike info criterion		-5.322436
RMSE	0.019906	Schwarz criterion		-5.296734

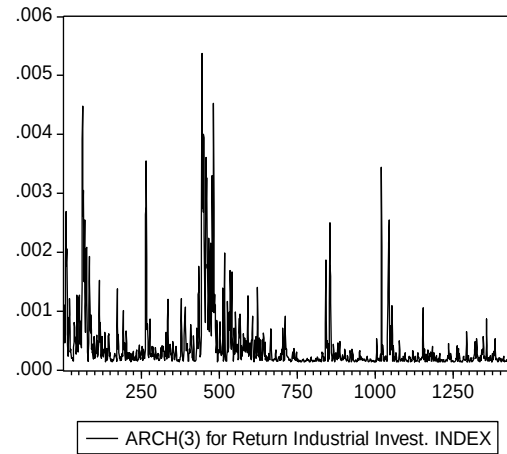
المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).



الشكل (٩٩): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج ARCH(3)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (٩٨): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج ARCH(3) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التأمين:
بالتجريب نجد أنّ نموذجي ARCH (4) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التأمين :

- يعطى نموذج ARCH (4) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.14 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.15 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.12 \varepsilon_{t-3}^2 + 0.13 \varepsilon_{t-4}^2$$

الجدول (١٢١): نموذج ARCH (4) - ARMA(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلّباتها.

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.863532	0.050180	17.20870	0.0000
MA(1)	-0.765590	0.067164	-11.39889	0.0000
Variance Equation				
C	0.000232	8.30E-06	27.98417	0.0000
ARCH(1)	0.132191	0.029166	4.532433	0.0000
ARCH(2)	0.152751	0.025596	5.967869	0.0000
ARCH(3)	0.116673	0.026434	4.413726	0.0000
ARCH(4)	0.143609	0.023857	6.019484	0.0000
Log likelihood	3541.824	Akaike info criterion		-4.930020
RMSE	0.022032	Schwarz criterion		-4.904303

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

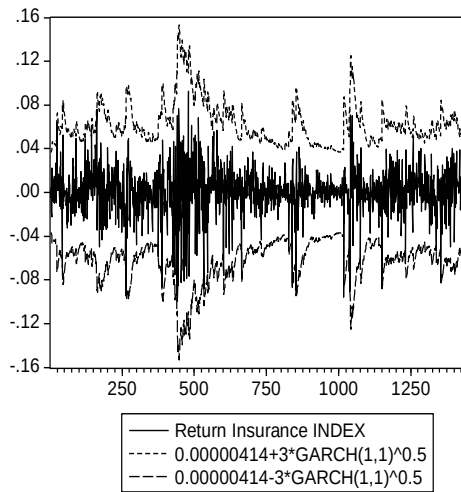
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١٢٢): نموذج ARMA(1,1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلباتها .

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.840691	0.074179	11.33320	0.0000
MA(1)	-0.762662	0.089793	-8.493572	0.0000
Variance Equation				
C	1.50E-05	1.96E-06	7.643650	0.0000
ARCH(1)	0.075058	0.010540	7.121462	0.0000
GARCH(1)	0.893411	0.012963	68.92238	0.0000
Log likelihood	3570.558	Akaike info criterion		-4.972884
RMSE	0.022006	Schwarz criterion		-4.954515

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

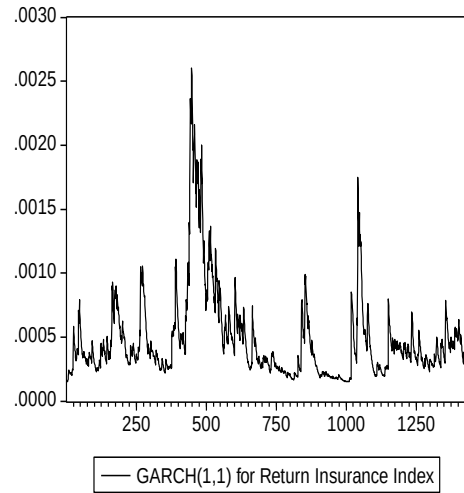
نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) أعطى أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية، لذلك سنعمده للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي .



الشكل (١٠١): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4



الشكل (١٠٠): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التأمين

مع حذّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أن نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع التأمين، وأعطى تنبؤات جيدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد:

بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (2) و GARCH (2,2) أفضل نموذجين لنمذجة تقلبات عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد :

- يعطى نموذج ARCH (2) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.16 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.63 \varepsilon_{t-2}^2$$

الجدول (١٢٣): نموذج MA(1)- ARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد وتقلباتها.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.018521	0.019266	0.961318	0.3364
Variance Equation				
C	0.000236	7.66E-06	30.75631	0.0000
ARCH(1)	0.161827	0.020809	7.776685	0.0000
ARCH(2)	0.628948	0.030215	20.81595	0.0000
Log likelihood	3513.925	Akaike info criterion		-4.891882
RMSE	0.022937	Schwarz criterion		-4.877195

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (2,2) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.04 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.16 \sigma_{t-2}^2 + 0.40 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.38 \sigma_{t-2}^2$$

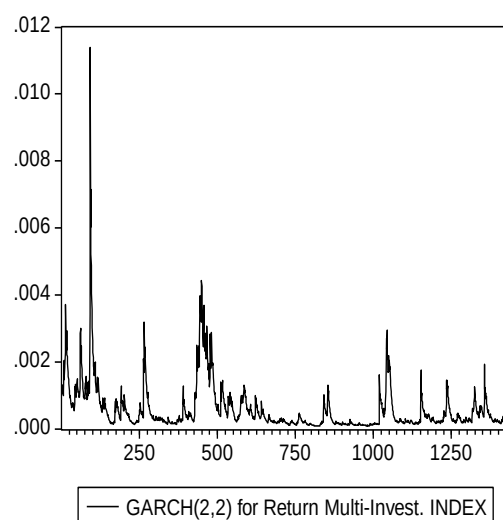
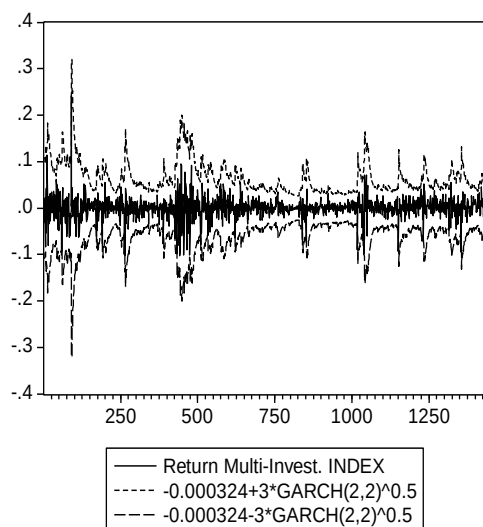
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 + \beta_2 \approx 1$

الجدول (١٢٤): نموذج MA(1)- GARCH (2, 2) لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد وتقلباتها.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.071709	0.029277	2.449350	0.0143
Variance Equation				
C	1.51E-05	1.95E-06	7.721172	0.0000
ARCH(1)	0.044351	0.021679	2.045839	0.0408
ARCH(2)	0.164321	0.022798	7.207773	0.0000
GARCH(1)	0.402720	0.108379	3.715836	0.0002
GARCH(2)	0.382462	0.090685	4.217455	0.0000
Log likelihood	3633.520	Akaike info criterion		-5.055776
RMSE	0.022866	Schwarz criterion		-5.033746

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

نلاحظ أن نموذج GARCH (2,2) أعطى أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية، لذلك سيجري اختياره للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد .



الشكل (١٠٣): التباينات الشرطية المتولدة
بوساطة نموذج GARCH(2,2)
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (١٠٢): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار
المتعدد مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(2,2) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدّد، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية:
بالتجريب نجد أنّ نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.18 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.34 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.21 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٢٥): نموذج ARCH (3) - MA(2) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلّباتها.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.093853	0.028219	3.325927	0.0009
MA(2)	0.056573	0.020791	2.721067	0.0065
Variance Equation				
C	0.000151	5.85E-06	25.75814	0.0000
ARCH(1)	0.181725	0.025379	7.160518	0.0000
ARCH(2)	0.341801	0.033809	10.10961	0.0000
ARCH(3)	0.209094	0.030402	6.877725	0.0000
Log likelihood	3702.633	Akaike info criterion		-5.152102
RMSE	0.021720	Schwarz criterion		-5.130072

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.11 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.88 \sigma_{t-1}^2$$

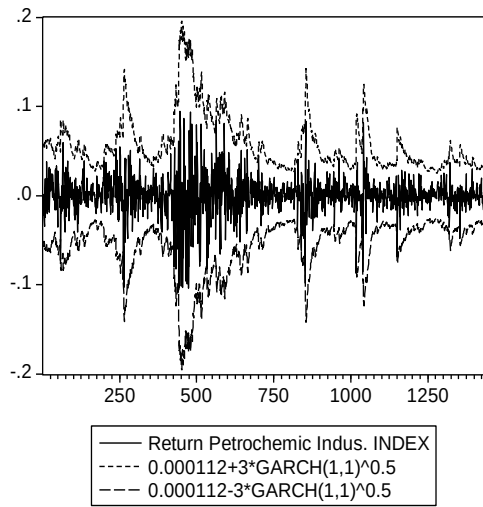
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١٢٦): نموذج MA(2)- GARCH (1, 1) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.050649	0.033334	1.519442	0.1287
MA(2)	0.070032	0.024893	2.813303	0.0049
Variance Equation				
C	5.82E-06	8.77E-07	6.639000	0.0000
ARCH(1)	0.105972	0.012379	8.560528	0.0000
GARCH(1)	0.883645	0.011467	77.06185	0.0000
Log likelihood	3791.529	Akaike info criterion		-5.277392
RMSE	0.021691	Schwarz criterion		-5.259033

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

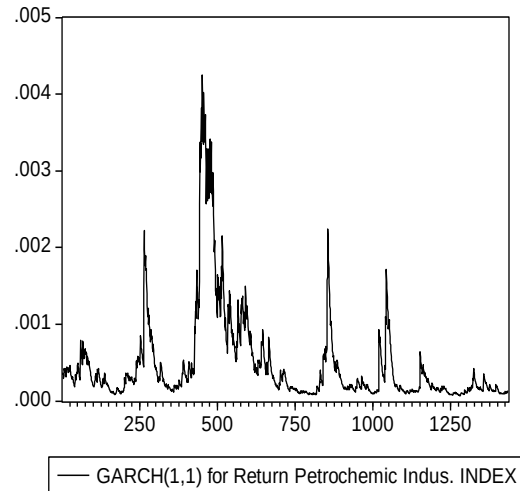
نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) أعطى أكبر قيمة للوغياريتم الإمكانية، لذلك سنعتمد للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية .



الشكل (١٠٥): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4



الشكل (١٠٤): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الصناعات

مع حذّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أن نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية، وأعطى تنبؤات جيدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري:

بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.28 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.23 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.36 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٢٧): نموذج MA(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.065481	0.027989	2.339510	0.0193
Variance Equation				
C	9.93E-05	3.70E-06	26.87631	0.0000
ARCH(1)	0.278485	0.027026	10.30445	0.0000
ARCH(2)	0.233423	0.031311	7.454897	0.0000
ARCH(3)	0.358065	0.031224	11.46776	0.0000
Log likelihood	3932.857	Akaike info criterion		-5.474365
RMSE	0.018378	Schwarz criterion		-5.456007

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.91 \sigma_{t-1}^2$$

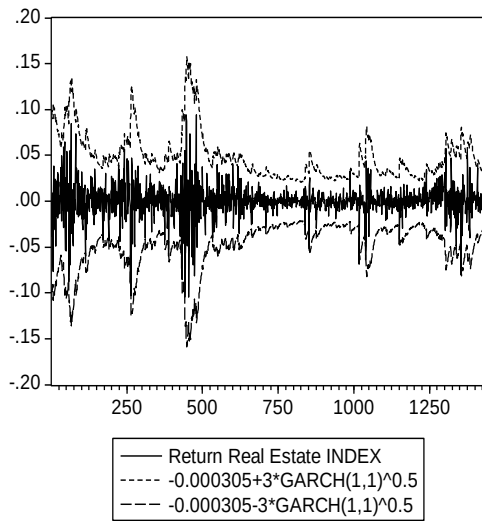
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$

الجدول (١٢٨): نموذج MA(1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.060591	0.029887	2.027363	0.0426
Variance Equation				
C	3.81E-06	4.68E-07	8.133207	0.0000
ARCH(1)	0.080642	0.008005	10.07460	0.0000
GARCH(1)	0.906350	0.007985	113.5020	0.0000
Log likelihood	4025.840	Akaike info criterion		-5.605352
RMSE	0.018379	Schwarz criterion		-5.590665

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

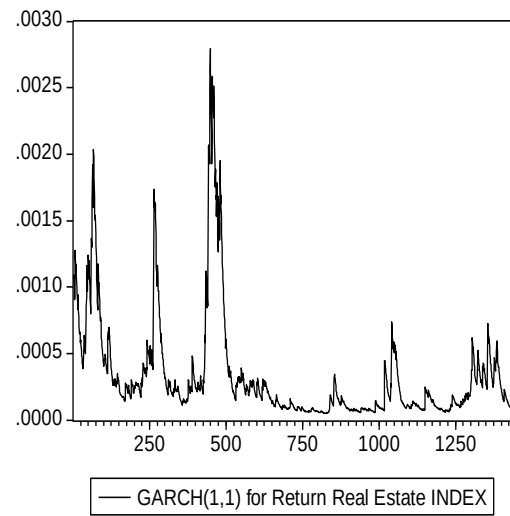
نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) أعطى أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية، لذلك سنختاره للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري .



الشكل (١٠٧): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (١٠٦): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري

مع حذي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أن نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلبات عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلب عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات: بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلبات عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.18 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.34 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.19 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٢٩): نموذج MA(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTELECOMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.118898	0.029994	3.964022	0.0001
Variance Equation				
C	0.000100	3.30E-06	30.35751	0.0000
ARCH(1)	0.175318	0.020551	8.530797	0.0000
ARCH(2)	0.344239	0.029675	11.60044	0.0000
ARCH(3)	0.186524	0.028830	6.469732	0.0000
Log likelihood	4063.322	Akaike info criterion		-5.656197
RMSE	0.016425	Schwarz criterion		-5.637839

المصدر: مخرجات برنامج (EVIEWS. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.09 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

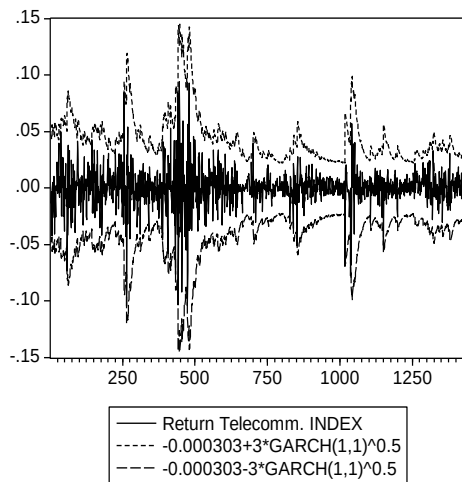
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١٣٠): نموذج MA(1)- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTELECOMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.093295	0.029022	3.214613	0.0013
Variance Equation				
C	4.69E-06	5.14E-07	9.128325	0.0000
ARCH(1)	0.090183	0.010092	8.935987	0.0000
GARCH(1)	0.890912	0.010521	84.68232	0.0000
Log likelihood	4148.232	Akaike info criterion		-5.775933
RMSE	0.016406	Schwarz criterion		-5.761246

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

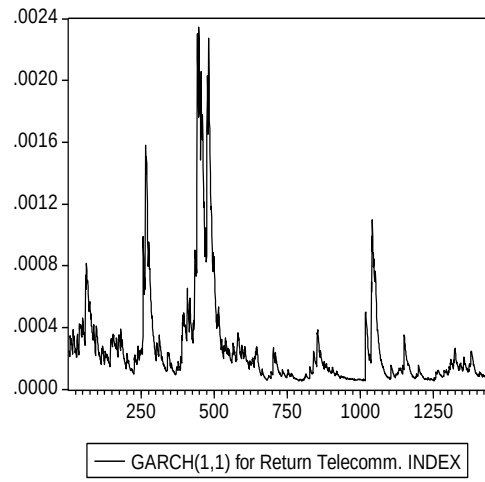
سيجري اختيار نموذج GARCH (1,1) بناءً على معيار لوغاريتم الإمكانية للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات .



الشكل (١٠٩): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4



الشكل (١٠٨): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية

المعلومات مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EViews. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

- نماذج ARCH المتناظرة المقترحة لنمذجة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع النقل:

بالتجريب نجد أن نموذجي ARCH (3) و GARCH (1,1) أفضل نموذجين لوصف سلوك تقلبات عوائد مؤشر النقل :

- يعطى نموذج ARCH (3) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.20 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.23 \varepsilon_{t-2}^2 + 0.22 \varepsilon_{t-3}^2$$

الجدول (١٣١): نموذج MA(1)- ARCH (3) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.064056	0.028552	2.243514	0.0249
Variance Equation				
C	0.000181	6.39E-06	28.38573	0.0000
ARCH(1)	0.197994	0.031589	6.267836	0.0000
ARCH(2)	0.227053	0.025705	8.833125	0.0000
ARCH(3)	0.224980	0.031906	7.051257	0.0000
Log likelihood	3681.027	Akaike info criterion		-5.123382
RMSE	0.021107	Schwarz criterion		-5.105024

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- ويعطى نموذج GARCH (1,1) بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.91 \sigma_{t-1}^2$$

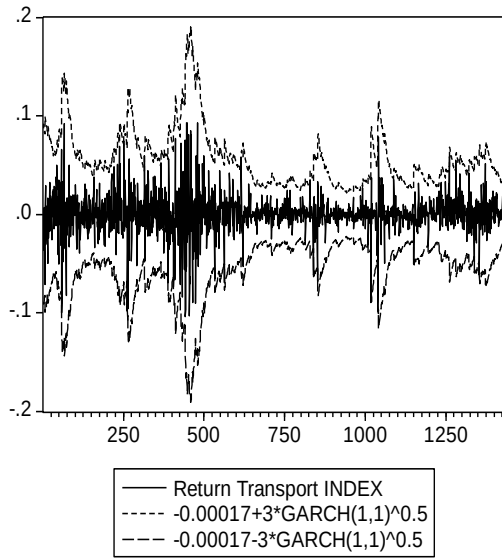
نلاحظ أن : $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$.

الجدول (١٣٢): نموذج MA(1)- GARCH (1, 1) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.071388	0.029621	2.410048	0.0160
Variance Equation				
C	3.73E-06	5.32E-07	7.003343	0.0000
ARCH(1)	0.083878	0.009137	9.180571	0.0000
GARCH(1)	0.910353	0.008099	112.4034	0.0000
Log likelihood	3798.260	Akaike info criterion		-5.288167
RMSE	0.021109	Schwarz criterion		-5.273480

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

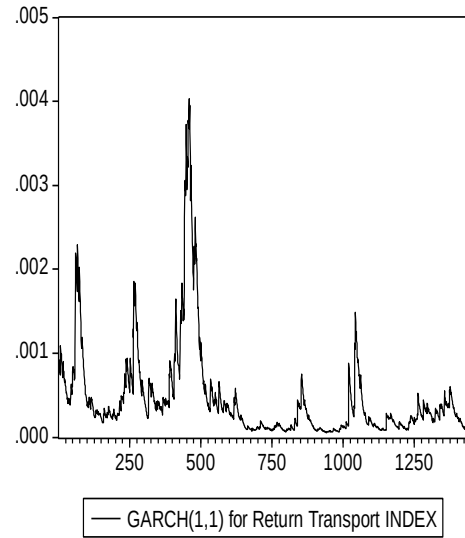
نلاحظ أن نموذج GARCH (1,1) أعطانا أكبر قيمة للوغاريتم الإمكانية، لذلك سيجري اختياره للتنبؤ بتقلبات عوائد مؤشر النقل .



الشكل (١١١): التباينات الشرطية المتولدة

بوساطة نموذج GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (١١٠): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع النقل

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع النقل، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

ب- نماذج ARCH غير المتناظرة :

تختبر هذه النماذج ظاهرة عدم تناظر تأثير الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة، وتلك الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة على تقلب العوائد في السوق المالية . وسنستخدم لتحقيق ذلك نمودجي :

EGARCH (p, q) و GJR- GARCH (p, q) ، حيث سنقوم بوضع صيغ موسعة لكل منهما، وذلك بزيادة عدد المعاملات، ومن ثم تقليص هذا العدد بحذف المعاملات غير المعنوية، وفي حال حصلنا على أكثر من نموذج لوصف سلوك سلسلة عوائد مؤشر ما، فسنختار في هذه الحالة النموذج الذي يعظم لوغاريتم الإمكانية العظمى، والذي يعطينا أدنى قيمة لجذر متوسط الخطأ RMSE .

أولاً- نموذج EGARCH (p, q):

يعطى نموذج EGARCH (1,1) ، الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد المؤشر العام بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = w + d_1 Z_{t-1} + a_1 |Z_{t-1}| + b_1 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

استناداً إلى مخرجات برنامج (EVIEWS. 4) حسب الجدول (١٣٣) نجد:

$$\log \sigma_t^2 = -0.49 - 0.17_1 Z_{t-1} + 0.24 |Z_{t-1}| + 0.96 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

فيكون معامل عدم تناظر تأثير الصدمات على التقلب :

$$c.a.r = \frac{(-0.17 - 0.24)(-1)}{(-0.17 + 0.24)(+1)} = \frac{0.41}{0.07} = 5.86$$

أي سيكون تقلب عوائد المؤشر العام أكثر حدة بمقدار ٥.٨٦ مرة نتيجة للأخبار السيئة من التقلب الناتج عن الأخبار الجيدة .

نلاحظ أن : $a_1 = 0.24 > 0$ ، أي إن أي صدمة بسعة كبيرة لها تأثير أكبر على تقلب عوائد المؤشر العام من تلك الصدمة التي بسعة ضعيفة أو بسعة أقل .

كما نلاحظ أن $d_1 = -0.17 < 0$ $\Leftarrow$ عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلب عوائد المؤشر العام، فالصدمة الموجبة المرافقة مع الأخبار الجيدة تنتج تقلبات أقل حدة من تلك الصدمات السالبة المرافقة مع الأخبار السيئة، وهنا افترضنا أن سعة الصدمة تساوي انحراف معياري واحد $|\varepsilon_t^+| = |\varepsilon_t^-| = 1$.

الجدول (١٣٣): نموذج ARMA(1,1)-EGARCH (1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.872052	0.037469	23.27367	0.0000
MA(1)	-0.768975	0.052347	-14.68984	0.0000
Variance Equation				
C	-0.490673	0.039937	-12.28634	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.236251	0.021835	10.81977	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.165894	0.014156	-11.71935	0.0000
EGARCH(1)	0.963929	0.003319	290.4224	0.0000
Log likelihood	4282.368	Akaike info criterion		-5.964250
RMSE	0.016038	Schwarz criterion		-5.942208

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) EGARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية استناداً إلى مخرجات برنامج (EViews. 4) وفق الجدول (١٣٤) بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.45 - 0.11Z_{t-1} + 0.19|Z_{t-1}| + 0.96 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.19 > 0$ و $d_1 = -0.11 < 0$ فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.11 - 0.19)(-1)}{(-0.11 + 0.19)(+1)} = \frac{0.3}{0.08} = 3.75$$

أي سيكون تقلب عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية أكثر حدة بمقدار ٣.٧٥ مرة نتيجة صدمة سالبة من ذلك التقلب الناتج عن صدمة موجبة بالسعة نفسها .

الجدول (١٣٤): نموذج MA(1)- EGARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.077275	0.027119	2.849530	0.0044
Variance Equation				
C	-0.447419	0.034611	-12.92711	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.191546	0.014650	13.07509	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.107746	0.007534	-14.30162	0.0000
EGARCH(1)	0.963455	0.003441	280.0152	0.0000
Log likelihood	4085.578	Akaike info criterion		-5.687216
RMSE	0.017621	Schwarz criterion		-5.668858

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) EGARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.56 - 0.06Z_{t-1} + 0.29|Z_{t-1}| + 0.96 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.29 > 0$ و $d_1 = -0.06 < 0$.
فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.06 - 0.29)(-1)}{(-0.06 + 0.29)(+1)} = \frac{0.35}{0.23} = 1.52$$

أي ستنجح الأخبار السيئة تقلبات في عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية أكثر حدة بمقدار ١.٥٢ مرة من تلك التقلبات التي ستنجحها الأخبار الجيدة .

الجدول (١٣٥): نموذج MA(2)-EGARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.121924	0.027732	4.396535	0.0000
MA(2)	0.067810	0.023315	2.908481	0.0036
Variance Equation				
C	-0.556314	0.051617	-10.77766	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.294977	0.020927	14.09548	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.056899	0.011164	-5.096890	0.0000
EGARCH(1)	0.960032	0.004867	197.2713	0.0000
Log likelihood	4183.990	Akaike info criterion		-5.822982

RMSE	0.016283	Schwarz criterion	-5.800952
------	----------	-------------------	-----------

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) EGARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.50 - 0.08Z_{t-1} + 0.22|Z_{t-1}| + 0.96 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.22 > 0$ و $d_1 = -0.08 < 0$.
فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.08 - 0.22)(-1)}{(-0.08 + 0.22)(+1)} = \frac{0.3}{0.14} = 2.14$$

أي سيكون تقلب عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء أكثر حدة بمقدار ٢.١٤ مرة نتيجة للأخبار السيئة من التقلب الناتج عن الأخبار الجيدة .

الجدول (١٣٦): نموذج AR(1)-EGARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها.

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.109306	0.029335	3.726191	0.0002
Variance Equation				
C	-0.503445	0.044600	-11.28811	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.222559	0.020832	10.68368	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.083729	0.009670	-8.658950	0.0000
EGARCH(1)	0.958279	0.004142	231.3670	0.0000
Log likelihood	3864.222	Akaike info criterion		-5.382457
RMSE	0.020690	Schwarz criterion		-5.364088

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1) EARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -8.85 - 0.13Z_{t-1} + 0.43|Z_{t-1}|$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.43 > 0$ و $d_1 = -0.13 < 0$.
فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.13 - 0.43)(-1)}{(-0.13 + 0.43)(+1)} = \frac{0.56}{0.3} = 1.87$$

أي ستنتج الصدمات السالبة تقلبات في عوائد مؤشر قطاع الإسمنت أكثر حدة بمقدار ١.٨٧ مرة من تلك التقلبات التي ستنتجها الأخبار الجيدة .

الجدول (١٣٧) : نموذج MA(1)-EARCH (1) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلباتها.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.039220	0.020883	-1.878062	0.0504
Variance Equation				
C	-8.852441	0.020585	-430.0498	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.426716	0.022891	18.64129	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.129627	0.018548	-6.988854	0.0000
Log likelihood	4121.448	Akaike info criterion		-5.738604
RMSE	0.014471	Schwarz criterion		-5.723917

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج EARCH (2) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -9.01 - 0.05Z_{t-1} + 0.60|Z_{t-1}| - 0.08Z_{t-2} + 0.38|Z_{t-2}|$$

نلاحظ أن :

$$a = a_1 + a_2 = 0.60 + 0.38 = 0.98 > 0$$

$$d = d_1 + d_2 = -0.05 - 0.08 = -0.13 < 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.13 - 0.98)(-1)}{(-0.13 + 0.98)(+1)} = \frac{1.11}{0.85} = 1.31$$

هذا يعني أن الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة تنتج تقلبات أكثر حدة بمقدار ١.٣١ مرة من تلك الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة .

الجدول (١٣٨) : نموذج AR(1)-EARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها .

Dependent Variable: DL ENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.140614	0.025949	-5.418919	0.0000
Variance Equation				
C	-9.012300	0.035089	-256.8411	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.596893	0.034829	17.13794	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.054186	0.023086	-2.347144	0.0189
RES /SQR[GARCH](2)	0.381404	0.032770	11.63893	0.0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0.078832	0.020161	-3.910173	0.0001
Log likelihood	3976.475	Akaike info criterion		-5.537623
RMSE	0.016541	Schwarz criterion		-5.515580

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج EARCH (2) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر الاستثمار الصناعي بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -8.75 - 0.11Z_{t-1} + 0.50|Z_{t-1}| - 0.10Z_{t-2} + 0.48|Z_{t-2}|$$

نلاحظ أن :

$$a = a_1 + a_2 = 0.98 > 0$$

$$d = d_1 + d_2 = -0.21 < 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.21 - 0.98)(-1)}{(-0.21 + 0.98)(+1)} = \frac{1.19}{0.77} = 1.55$$

أي سيكون تقلب عوائد مؤشر الاستثمار الصناعي أكثر حدة بمقدار ١.٥٥ مرة نتيجة صدمة سالبة من ذلك التقلب الناتج عن صدمة موجبة بالسعة نفسها .

الجدول (١٣٩): نموذج MA(3)-EGARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقلباتها .

Dependent Variable: DLINDUSTRIALINVESTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.056982	0.021472	2.653713	0.0080
MA(2)	0.088561	0.019986	4.431103	0.0000
MA(3)	-0.057529	0.013737	-4.187891	0.0000
Variance Equation				
C	-8.751596	0.042076	-207.9938	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.500782	0.035024	14.29813	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.111714	0.023707	-4.712306	0.0000
RES /SQR[GARCH](2)	0.475252	0.029042	16.36457	0.0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0.104498	0.022558	-4.632351	0.0000
Log likelihood	3759.165	Akaike info criterion		-5.228104
RMSE	0.019893	Schwarz criterion		-5.198730

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) EGARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التأمين بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.70 - 0.09Z_{t-1} + 0.22|Z_{t-1}| + 0.93 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

$$d_1 = -0.09 < 0 \text{ و } a_1 = 0.22 > 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.09 - 0.22)(-1)}{(-0.09 + 0.22)(+1)} = \frac{0.31}{0.13} = 2.38$$

أي ستنتج الأخبار السيئة تقلبات في عوائد مؤشر قطاع التأمين أكثر حدة بمقدار ٢.٣٨ مرة من تلك التقلبات التي ستنتجها الأخبار الجيدة .

الجدول (١٤٠): نموذج ARMA(1,1)-EGARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلباتها .

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX	
Method: ML - ARCH (Marquardt)	

Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.891517	0.044363	20.09607	0.0000
MA(1)	-0.804891	0.059717	-13.47851	0.0000
Variance Equation				
C	-0.698013	0.070740	-9.867359	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.224959	0.024486	9.187252	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.085065	0.013962	-6.092816	0.0000
EGARCH(1)	0.931587	0.007135	130.5698	0.0000
Log likelihood	3582.914	Akaike info criterion		-4.988723
RMSE	0.022021	Schwarz criterion		-4.966680

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج EARCH (1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد بالعلاقة:

$$\log \sigma_t^2 = -7.75 - 0.07 Z_{t-1} + 0.25 |Z_{t-1}|$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.25 > 0$ و $d_1 = -0.07 < 0$.

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.07 - 0.25)(-1)}{(-0.07 + 0.25)(+1)} = \frac{0.32}{0.18} = 1.78$$

أي سيكون تقلب عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي أكثر حدة بمقدار ١.٧٨ مرة نتيجة للأخبار السيئة من النقلب الناتج عن الأخبار الجيدة .

الجدول (١٤١): نموذج MA(1)-EARCH (1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد وتقلباتها.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.053713	0.025636	2.095210	0.0362
Variance Equation				
C	-7.752191	0.016087	-481.8973	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.246281	0.032000	7.696217	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.071761	0.024132	-2.973679	0.0029
Log likelihood	3411.992	Akaike info criterion		-4.749814
RMSE	0.022883	Schwarz criterion		-4.735127

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج EARCH (2) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -8.45 - 0.14 Z_{t-1} + 0.26 |Z_{t-1}| - 0.11 Z_{t-2} + 0.57 |Z_{t-2}|$$

نلاحظ أن :

$$a = a_1 + a_2 = 0.26 + 0.57 = 0.83 > 0$$

$$d = d_1 + d_2 = -0.14 - 0.11 = -0.25 < 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.25 - 0.83)(-1)}{(-0.25 + 0.83)(+1)} = \frac{1.08}{0.58} = 1.86$$

أي ستتج الأخبار السيئة تقلبات في عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية أكثر حدة بمقدار ١.٨٦ مرة من تلك التقلبات التي ستتجها الأخبار الجيدة .

الجدول (١٤٢): نموذج MA(2)-EARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.053193	0.014957	3.556371	0.0004
MA(2)	0.035888	0.020944	1.713503	0.0866
Variance Equation				
C	-8.449078	0.039780	-212.3957	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.260712	0.029820	8.742973	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.136756	0.020640	-6.625613	0.0000
RES /SQR[GARCH](2)	0.566881	0.037820	14.98897	0.0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0.111101	0.025380	-4.377433	0.0000
Log likelihood	3621.236	Akaike info criterion		-5.037263
RMSE	0.021705	Schwarz criterion		-5.011561

المصدر: مخرجات برنامج (EViews, 4).

يعطى نموذج EARCH (2) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري بالعلاقة:

$$\log \sigma_t^2 = -8.75 - 0.10Z_{t-1} + 0.41|Z_{t-1}| - 0.13Z_{t-2} + 0.43|Z_{t-2}|$$

نلاحظ أن :

$$a = a_1 + a_2 = 0.41 + 0.43 = 0.84 > 0$$

$$d = d_1 + d_2 = -0.10 - 0.13 = -0.23 < 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.23 - 0.84)(-1)}{(-0.23 + 0.84)(+1)} = \frac{1.07}{0.61} = 1.75$$

أي سيكون تقلب عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري أكثر حدة بمقدار ١.٧٥ مرة نتيجة للأخبار السيئة من التقلب الناتج عن الأخبار الجيدة .

الجدول (١٤٣): نموذج MA(1)-EARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.047619	0.022389	2.126935	0.0334
Variance Equation				
C	-8.754055	0.033969	-257.7072	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.405143	0.033463	12.10716	0.0000

RES/SQR[GARCH](1)	-0.099895	0.017942	-5.567801	0.0000
RES /SQR[GARCH](2)	0.428710	0.029754	14.40859	0.0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0.133512	0.024918	-5.358037	0.0000
Log likelihood	3847.447	Akaike info criterion	-5.353933	
RMSE	0.018383	Schwarz criterion	-5.331903	

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) EGARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.45 - 0.07 Z_{t-1} + 0.19 |Z_{t-1}| + 0.96 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

نلاحظ أن $a_1 = 0.19 > 0$ و $d_1 = -0.07 < 0$.

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.07 - 0.19)(-1)}{(-0.07 + 0.19)(+1)} = \frac{0.26}{0.12} = 2.17$$

أي ستنجح الصدمة السالبة تقلبات في عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات أكثر حدة بمقدار ٢.١٧ مرة من تلك التقلبات التي ستنجحها الصدمة الموجبة التي لها السعة نفسها.

الجدول (١٤٤): نموذج MA(1)-EGARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTELECOMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.089971	0.027371	3.287039	0.0010
Variance Equation				
C	-0.448975	0.051798	-8.667796	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.192522	0.018778	10.25268	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.073989	0.010948	-6.758263	0.0000
EGARCH(1)	0.963814	0.004600	209.5401	0.0000
Log likelihood	4148.490	Akaike info criterion	-5.774899	
RMSE	0.016404	Schwarz criterion	-5.756541	

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج EGARCH (1,1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع النقل بالعلاقة :

$$\log \sigma_t^2 = -0.32 - 0.03 Z_{t-1} + 0.20 |Z_{t-1}| + 0.98 \sigma_{t-1}^2$$

نلاحظ أن :

$$a = 0.20 > 0$$

$$d = -0.03 < 0$$

فيكون معامل عدم التناظر :

$$c.a.r = \frac{(-0.03 - 0.20)(-1)}{(-0.03 + 0.20)(+1)} = \frac{0.23}{0.17} = 1.35$$

أي ستتج الأخبار السيئة تقلبات أكثر حدة بمقدار ١.٣٥ مرة من تلك التقلبات التي ستتجها الأخبار الجيدة .

الجدول (١٤٥): نموذج MA(1)-EARCH (2) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.047501	0.029033	1.636104	0.1018
Variance Equation				
C	-0.323155	0.031681	-10.20028	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	0.200064	0.018217	10.98203	0.0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0.031766	0.008230	-3.859998	0.0001
EGARCH(1)	0.977744	0.002885	338.8928	0.0000
Log likelihood	3807.021	Akaike info criterion		-5.298984
RMSE	0.021107	Schwarz criterion		-5.280625

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

لإجراء المقارنة بين القطاعات سنستعرض فيما يلي الجدول التالي:

الجدول (١٤٦): ملخص نتائج نموذج EGARCH (p, q)

عائد المؤشر	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣
مقياس تأثير صدمة سلبية بسعة انحراف معياري واحد على لوغاريتم التقلب لغ (σ_t^2) : $(d-a)(-1)$	٠.٤١	٠.٣	٠.٣٥	٠.٣	٠.٥٦	١.١١	١.١٩	٠.٣١	٠.٣٢	١.٠٨	١.٠٧	٠.٢٦	٠.٢٣
مقياس تأثير صدمة سلبية بسعة انحراف معياري واحد على التقلب	١.٥١	١.٣٥	١.٤٢	١.٣٥	١.٧٥	٣.٠٣	٣.٢٩	١.٣٦	١.٣٨	٢.٩٤	٢.٩١	١.٣٠	1.26

													$e^{(d-a)(-1)} : (\sigma_t^2)$
١.٣٥	٢.١٧	١.٧٥	١.٨٦	١.٧٨	٢.٣٨	١.٥٥	١.٣١	١.٨٧	٢.١٤	١.٥٢	٣.٧٥	٥.٨٦	معامل عدم التناظر : $c.a.r = \frac{(d-a)(-1)}{(d+a)(+1)}$

المصدر: من إعداد الباحث حيث :

- ١- عوائد المؤشر العام (تداول) .
- ٢- عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية .
- ٣- عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية .
- ٤- عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء .
- ٥- عوائد مؤشر قطاع الإسمنت .
- ٦- عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية .
- ٧- عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي .
- ٨- عوائد مؤشر قطاع التأمين .
- ٩- عوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد .
- ١٠- عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية .
- ١١- عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري .
- ١٢- عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات .
- ١٣- عوائد مؤشر قطاع النقل .

نلاحظ من نتائج الجدول السابق ووفق مقياس تأثير صدمة سالبة اختلافاً في ردة فعل مؤشرات القطاعات على صدمة سالبة (الأزمة الاقتصادية العالمية) حيث عدّت تقلّبات عوائد كل من مؤشرات قطاع الاستثمار الصناعي، وقطاع الطاقة والمرافق الخدمية، وقطاع الصناعات البتروكيمياوية، وقطاع التطوير العقاري الأكثر تأثراً بالصدمة السالبة، أيّ إنّ سلوك المستثمر في هذه القطاعات سيكون أكثر حساسيةً للأخبار السيئة التي تخصّ هذه القطاعات، بينما عدّت تقلّبات عوائد كل من مؤشري قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات و قطاع النقل الأقل تأثراً بمخاطر الأزمة الاقتصادية العالمية، أيّ إنّ المستثمرين في هذين القطاعين أقلّ حساسيةً للأخبار السيئة من المستثمرين في القطاعات الأخرى.

ثانياً - نموذج GJR-GARCH (p, q):

يعطى نموذج (1,1) GJR- GARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد المؤشر العام بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - \alpha_1^- \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + \delta \sigma_{t-1}^2$$

استناداً إلى مخرجات برنامج (EViews. 4) حسب الجدول (١٤٧) نجد:

$$\sigma_t^2 = 0.02 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.23 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.85 \sigma_{t-1}^2$$

سيجري اختبار ظاهرة عدم تناظر تأثير الصدمات السالبة وتلك الموجبة على تقلب عوائد المؤشر العام للسوق المالية السعودية بفرضية العدم التالية :

$$H_0 : \alpha_1^- = 0$$

نجد هنا أن قيمة α_1^- تختلف معنوياً عن الصفر، ومنه نستنتج عدم تناظر تأثير الصدمات السالبة وتلك الموجبة على التقلب .

كما نلاحظ أن $\alpha_1^- > 0 \Leftarrow$ ستتبع الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة تقلبات أكثر حدة من تلك الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة .

تمثل المعلمة α_1^+ تأثير الأخبار الجيدة (ارتفاع في قيم العوائد) على تقلب عوائد المؤشر العام :

$$\alpha_{pos} = \alpha_1^+ = 0.02$$

وتمثل $\alpha_{neg} = \alpha_1^- + \alpha_1^+ = 0.02 + 0.23 = 0.25$ تأثير الأخبار السيئة (انخفاض في قيم العوائد) على تقلب عوائد المؤشر العام.

الجدول (١٤٧): نموذج ARMA(1,1)-GJR- GARCH (1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.883039	0.035046	25.19670	0.0000
MA(1)	-0.769908	0.049586	-15.52681	0.0000
Variance Equation				
C	4.50E-06	4.69E-07	9.608100	0.0000
ARCH(1)	0.022440	0.012178	1.842639	0.0654
(RESID<0)*ARCH(1)	0.226130	0.028814	7.848008	0.0000
GARCH(1)	0.853059	0.012716	67.08697	0.0000
Log likelihood	4273.630	Akaike info criterion		-5.952064
RMSE	0.016070	Schwarz criterion		-5.930021

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) GJR- GARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.03 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.13 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.88 \sigma_{t-1}^2$$

$\alpha_1^- > 0 \Leftarrow$ تنتج الصدمات السالبة المترافقة مع الأخبار السيئة تقلبات أكثر حدة من تلك الصدمات الموجبة المترافقة مع الأخبار الجيدة .

تأثير الأخبار الجيدة على تقلب العوائد : $\alpha_{pos} = \alpha_1^+ = 0.03$.

تأثير الأخبار السيئة على تقلب العوائد : $\alpha_{neg} = 0.03 + 0.13 = 0.16$.

الجدول (١٤٨) : نموذج MA(1)- GJR-GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلباتها .

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.

MA(1)	0.085532	0.027972	3.057721	0.0022
Variance Equation				
C	6.53E-06	6.92E-07	9.441637	0.0000
ARCH(1)	0.026982	0.008971	3.007840	0.0026
(RESID<0)*ARCH(1)	0.129322	0.013442	9.620662	0.0000
GARCH(1)	0.882152	0.008862	99.54269	0.0000
Log likelihood	4082.987	Akaike info criterion		-5.683605
RMSE	0.017622	Schwarz criterion		-5.665246

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) GJR- GARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.11 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.10 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.83 \sigma_{t-1}^2$$

$\alpha_1^- > 0 \Leftarrow$ عدم تناظر تأثير الصدمات السالبة وتلك الموجبة على التقلب، حيث تنتج الصدمات السالبة تقلبات أكثر حدة من تلك الموجبة التي لها السعة نفسها.

تأثير الصدمات الموجبة : $\alpha_{pos} = \alpha_1^+ = 0.11$.

تأثير الصدمات السالبة : $\alpha_{neg} = 0.11 + 0.10 = 0.21$.

الجدول (١٤٩): نموذج MA(2)- GJR-GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية

وتقلباتها.

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.144148	0.029855	4.828293	0.0000
MA(2)	0.074012	0.027591	2.682437	0.0073
Variance Equation				
C	5.79E-06	7.53E-07	7.684700	0.0000
ARCH(1)	0.114923	0.010727	10.71382	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.096383	0.025318	3.806881	0.0001
GARCH(1)	0.827752	0.013032	63.51537	0.0000
Log likelihood	4184.897	Akaike info criterion		-5.824246
RMSE	0.016296	Schwarz criterion		-5.802216

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) GJR- GARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.07 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.08 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

$\alpha_1^- > 0 \Leftarrow$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلب عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء) .

(تأثير ارتفاع قيم العوائد) $\alpha_{pos} = \alpha_1^+ = 0.07$.

(تأثير انخفاض قيم العوائد) $\alpha_{neg} = 0.07 + 0.08 = 0.15$.

الجدول (١٥٠) نموذج AR(1)- GJR- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها .

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.105868	0.031081	3.406181	0.0007
Variance Equation				
C	1.02E-05	1.16E-06	8.828102	0.0000
ARCH(1)	0.070302	0.014663	4.794507	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.075586	0.015326	4.931790	0.0000
GARCH(1)	0.860577	0.013685	62.88538	0.0000
Log likelihood	3856.364	Akaike info criterion		-5.371498
RMSE	0.020691	Schwarz criterion		-5.353129

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1,1) GJR- GARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.11 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.12 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.80 \sigma_{t-1}^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0 \Leftarrow$ (عدم تناظر تأثير الأخبار الجيدة وتلك السيئة على تقلب عوائد مؤشر قطاع الإسمنت) .

$$\alpha_{neg} = 0.11 + 0.12 = 0.23 \text{ (تأثير الأخبار السيئة) .}$$

$$\alpha_{pos} = 0.11 \text{ (تأثير الأخبار الجيدة) .}$$

الجدول (١٥١) : نموذج MA(1)- GJR-GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلباتها.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.057754	0.029697	1.944794	0.0518
Variance Equation				
C	7.87E-06	7.62E-07	10.33525	0.0000
ARCH(1)	0.109087	0.014271	7.644123	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.124749	0.020957	5.952603	0.0000
GARCH(1)	0.802031	0.014159	56.64369	0.0000
Log likelihood	4341.414	Akaike info criterion		-6.043783
RMSE	0.014385	Schwarz criterion		-6.025424

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1) GJR- ARCH الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.49 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.35 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- = 0.35 > 0 \Leftarrow$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على التقلب) .

- . $\alpha_{pos} = \alpha_1^+ = 0.49$ (تأثير ارتفاع قيم العوائد على التقلب) .
- . $\alpha_{neg} = \alpha_1^- + \alpha_1^+ = 0.84$ (تأثير انخفاض قيم العوائد على التقلب) .

الجدول (١٥٢): نموذج AR(1)- GJR-ARCH (1) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها .

Dependent Variable: DLENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.189555	0.018150	-10.44404	0.0000
Variance Equation				
C	0.000150	3.46E-06	43.31602	0.0000
ARCH(1)	0.487191	0.043665	11.15736	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.354110	0.080512	4.398227	0.0000
Log likelihood	3967.348	Akaike info criterion		-5.527682
RMSE	0.016518	Schwarz criterion		-5.512987

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج GJR- ARCH (1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.36 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.22 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2$$

- نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على التقلب) .
- . $\alpha_{neg} = 0.36 + 0.22 = 0.58$ (تأثير الأخبار السيئة على التقلب) .
- . $\alpha_{pos} = 0.36$ (تأثير الأخبار الجيدة على التقلب) .

الجدول (١٥٣): نموذج MA(3)- GJR- ARCH (1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقلباتها .

Dependent Variable: DLINDUSTRIALINVESTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.127259	0.014889	8.547361	0.0000
MA(2)	0.116770	0.017521	6.664488	0.0000
MA(3)	-0.056058	0.016678	-3.361262	0.0008
Variance Equation				
C	0.000250	7.17E-06	34.79475	0.0000
ARCH(1)	0.357125	0.043965	8.122933	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.220731	0.078296	2.819185	0.0048
Log likelihood	3774.673	Akaike info criterion		-5.113133
RMSE	0.019955	Schwarz criterion		-5.091102

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج GJR- GARCH (1,1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التأمين بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.05 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.06 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.88 \sigma_{t-1}^2$$

- نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على التقلب) .

. $\alpha_{neg} = 0.05 + 0.06 = 0.11$ (تأثير الصدمات السالبة على التقلب) .

. $\alpha_{pos} = 0.05$ (تأثير الصدمات الموجبة على التقلب) .

الجدول (١٥٤): نموذج ARMA(1,1)- GJR- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلباتها.

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.864801	0.055335	15.62855	0.0000
MA(1)	-0.774164	0.071042	-10.89732	0.0000
Variance Equation				
C	1.78E-05	2.25E-06	7.931411	0.0000
ARCH(1)	0.049175	0.010897	4.512739	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.063673	0.016214	3.927070	0.0001
GARCH(1)	0.879625	0.013946	63.07272	0.0000
Log likelihood	3574.678	Akaike info criterion		-4.977235
RMSE	0.022021	Schwarz criterion		-4.955192

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج GJR- GARCH (1,1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.08 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.10 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.85 \sigma_{t-1}^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الأخبار الإيجابية وتلك السيئة على تقلب عوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد) .

. $\alpha_{pos} = 0.08$ (تأثير الأخبار الجيدة) .

. $\alpha_{neg} = 0.08 + 0.10 = 0.18$ (تأثير الأخبار السيئة) .

الجدول (١٥٥): نموذج MA(1)- GJR- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد وتقلباتها.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.067742	0.033749	2.007270	0.0447
Variance Equation				
C	1.26E-05	1.18E-06	10.71493	0.0000
ARCH(1)	0.081699	0.014512	5.629962	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.096630	0.015134	6.385110	0.0000
GARCH(1)	0.853464	0.011058	77.17946	0.0000
Log likelihood	3633.531	Akaike info criterion		-5.057187
RMSE	0.022869	Schwarz criterion		-5.038828

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج (1) ARCH - GJR الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.27 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 - 0.37 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلب عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية) .
 $\alpha_{neg} = 0.27 + 0.37 = 0.64$ (تأثير الأخبار السيئة) .
 $\alpha_{pos} = 0.27$ (تأثير الأخبار الجيدة) .

الجدول (١٥٦): نموذج (1) GJR-ARCH - MA(2) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماوية وتقلباتها.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.095366	0.014546	-6.556352	0.0000
MA(2)	0.058112	0.012111	4.798071	0.0000
Variance Equation				
C	0.000321	8.80E-06	36.51883	0.0000
ARCH(1)	0.269569	0.042069	6.407714	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.374898	0.077239	4.853715	0.0000
Log likelihood	3518.199	Akaike info criterion		-4.896445
RMSE	0.021913	Schwarz criterion		-4.878086

المصدر: مخرجات برنامج (4) (EViews).

يعطى نموذج (1) ARCH - GJR الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري بالعلاقة :

$$\sigma_t^2 = 0.29 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.52 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلب عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري) .
 $\alpha_{neg} = 0.29 + 0.52 = 0.81$ (تأثير الصدمات السالبة على التقلب) .
 $\alpha_{pos} = 0.29$ (تأثير الصدمات الموجبة على التقلب) .

الجدول (١٥٧): نموذج (1) GJR-ARCH - MA(1) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.085138	0.019265	-4.419253	0.0000
Variance Equation				
C	0.000202	5.21E-06	38.80043	0.0000
ARCH(1)	0.292707	0.040200	7.281248	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.522811	0.085608	6.107019	0.0000
Log likelihood	3857.270	Akaike info criterion		-5.300725
RMSE	0.018614	Schwarz criterion		-5.286038

المصدر: مخرجات برنامج (4) (EViews).

يعطى نموذج GJR- GARCH (1,1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.06 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.07 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.88 \sigma_{t-1}^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلب عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات).

$$\alpha_{neg} = 0.06 + 0.67 = 0.13 \text{ (تأثير الصدمات السالبة) .}$$

$$\alpha_{pos} = 0.06 \text{ (تأثير الصدمات الموجبة) .}$$

الجدول (١٥٨): نموذج MA(1)- GJR- GARCH (1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات

وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTELECOMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.094301	0.028842	3.269563	0.0011
Variance Equation				
C	5.53E-06	5.66E-07	9.760456	0.0000
ARCH(1)	0.061151	0.010928	5.595619	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.071302	0.017446	4.086922	0.0000
GARCH(1)	0.879440	0.010837	81.15276	0.0000
Log likelihood	4152.239	Akaike info criterion		-5.780124
RMSE	0.016406	Schwarz criterion		-5.761765

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

يعطى نموذج GJR- ARCH (1) الذي يصف سلوك التباين المشروط لعوائد مؤشر قطاع النقل بالعلاقة:

$$\sigma_t^2 = 0.22 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.55 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2$$

نلاحظ أن : $\alpha_1^- > 0$ (عدم تناظر تأثير الأخبار الجيدة و السيئة على تقلب عوائد مؤشر قطاع النقل) .

$$\alpha_{neg} = 0.22 + 0.55 = 0.78 \text{ (تأثير الأخبار السيئة) .}$$

$$\alpha_{pos} = 0.22 \text{ (تأثير الأخبار الجيدة) .}$$

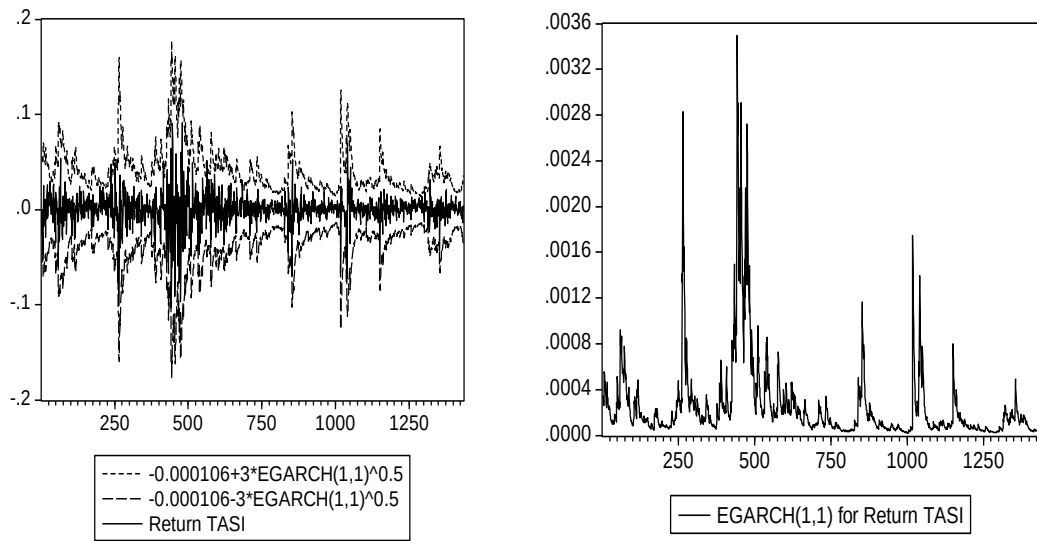
الجدول (١٥٩): نموذج MA(1)- GJR-ARCH (1) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.063645	0.018800	-3.385435	0.0007
Variance Equation				
C	0.000277	7.42E-06	37.32679	0.0000
ARCH(1)	0.228431	0.040399	5.654440	0.0000
(RESID<0)*ARCH(1)	0.546623	0.085333	6.405745	0.0000
Log likelihood	3640.886	Akaike info criterion		-5.018656
RMSE	0.021250	Schwarz criterion		-5.003970

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

نستنتج مما سبق ووفق نموذج $GJR-GARCH(p, q)$ اختلاف ردّة فعل مؤشرات القطاعات على صدمة سالبة، حيث لاحظنا أن مؤشرات قطاعات الطاقة والمرافق الخدمية، والتطوير العقاري، والصناعات البتروكيمياوية، والاستثمار الصناعي هي الأكثر تأثراً بالأزمة الاقتصادية العالمية (صدمة سالبة)، بينما عدّ كل من مؤشري قطاعي الاتصالات وتقنية المعلومات، والتأمين الأقل تأثراً بمخاطر الأزمة.

وسنختار نموذج ARCH غير المتناظر المولّد لتقلّبات العوائد بناءً على معيار تعظيم الإمكانية العظمى:



الشكل (١١٣): التباينات الشرطية المتولّدة

بوساطة نموذج $EGARCH(1,1)$

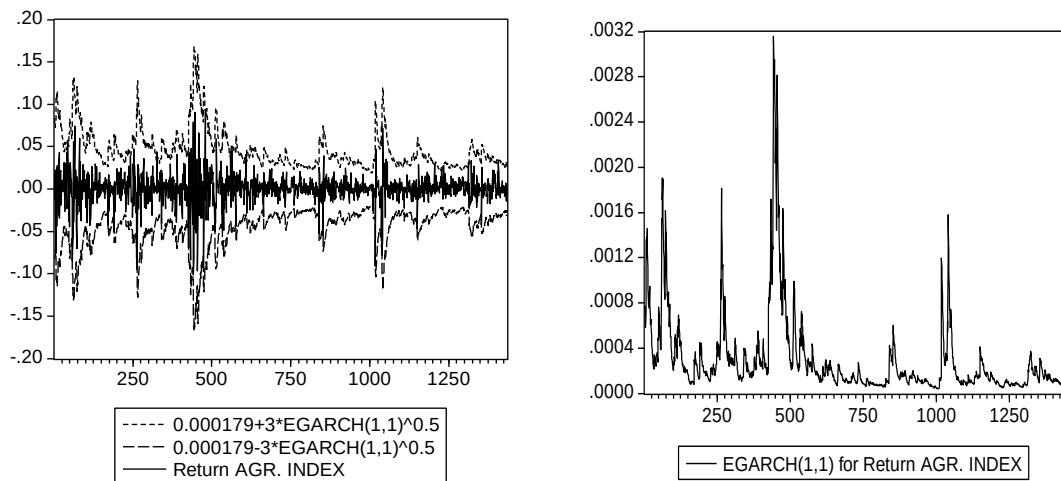
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (١١٢): الرسم البياني لعوائد المؤشر العام TASI

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج $EGARCH(1,1)$ استطاع مواكبة تقلّبات عوائد المؤشر العام تداول، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



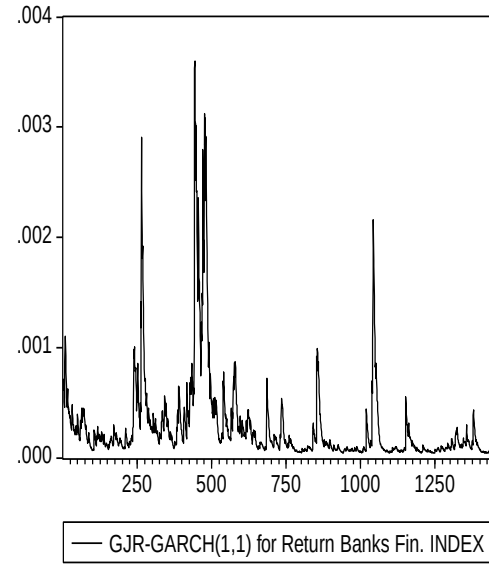
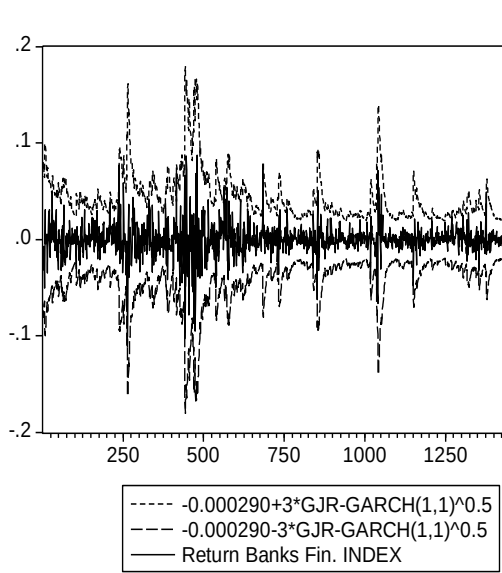
الشكل (١١٤): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (١١٥): التباينات الشرطية المتولّدة بواسطة نموذج EGARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج EGARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



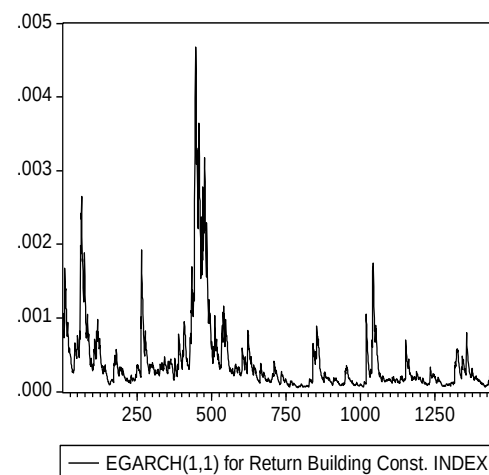
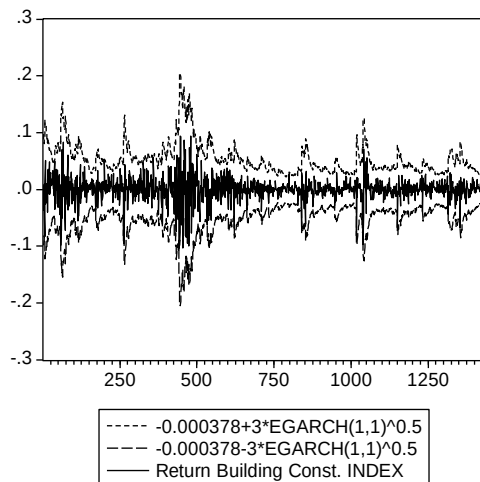
الشكل (١١٦): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (١١٧): التباينات الشرطية المتولّدة بواسطة نموذج GJR-GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GJR-GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



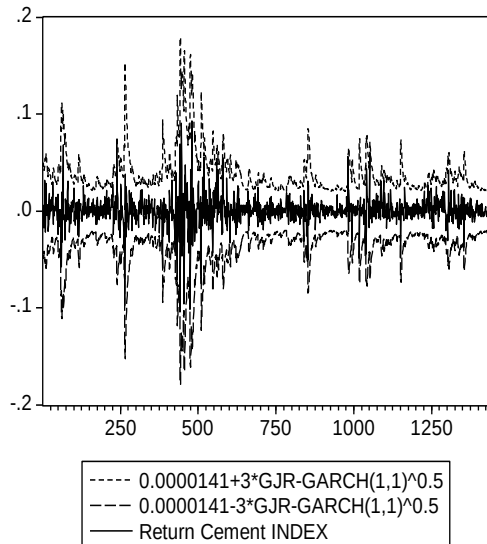
الشكل (١١٨): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

الشكل (١١٩): التباينات الشرطية المتولّدة بواسطة نموذج EGARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

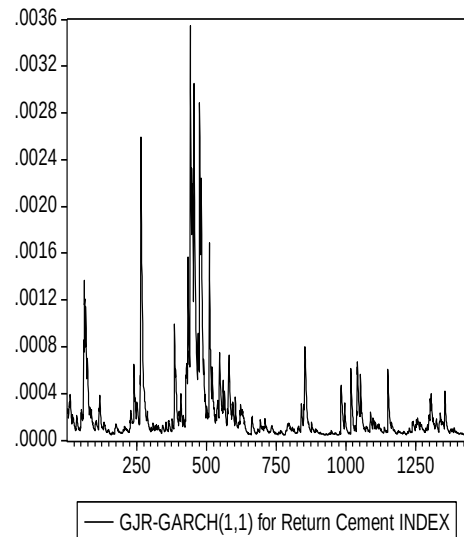
بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج EGARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء، وأعطى تنبّؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



الشكل (١٢١): التباينات الشرطيّة المتولّدة

بوساطة نموذج GJR-GARCH(1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

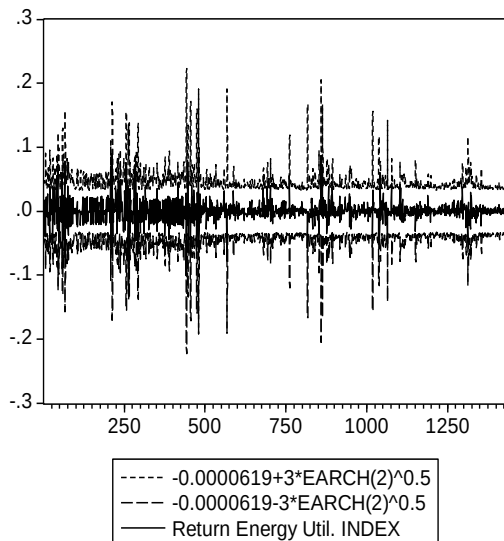


الشكل (١٢٠): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

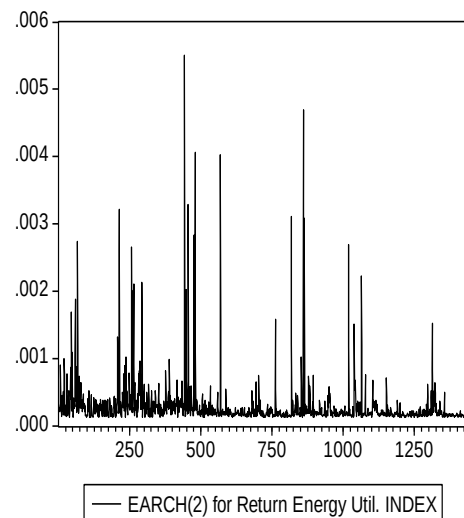
بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج GJR-GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الإسمنت، وأعطى تنبّؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



الشكل (١٢٣): التباينات الشرطيّة المتولّدة

بوساطة نموذج EARCH(2)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

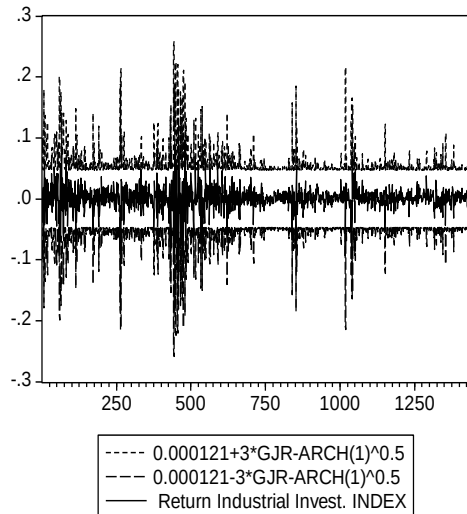


الشكل (١٢٢): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق

الخدمية مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج $EARCH(1)$ استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



الشكل (١٢٥): التباينات الشرطية المتولّدة

بوساطة نموذج $GJR-ARCH(1)$

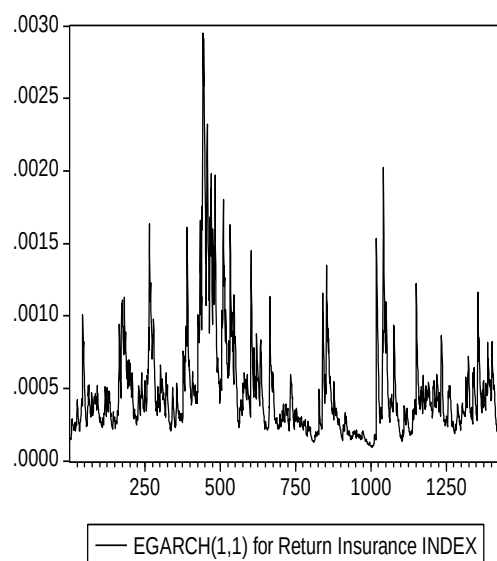
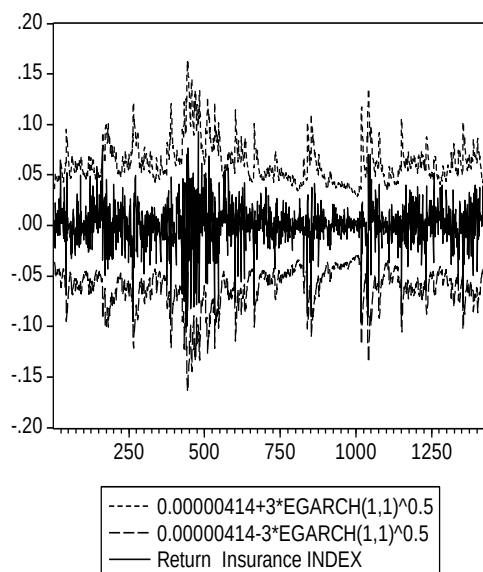
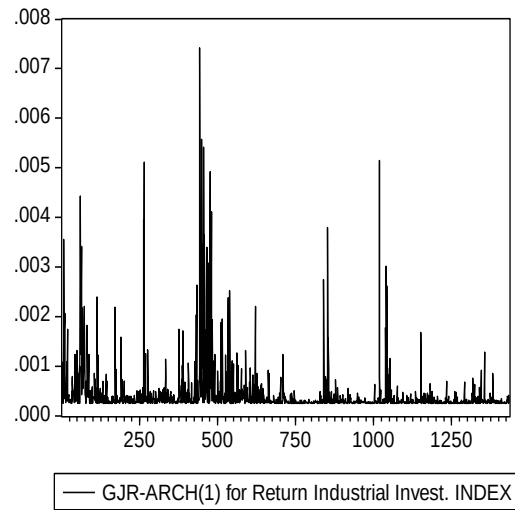
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج $GJR-ARCH(1)$ استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

الشكل (١٢٤): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي

مع حذّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

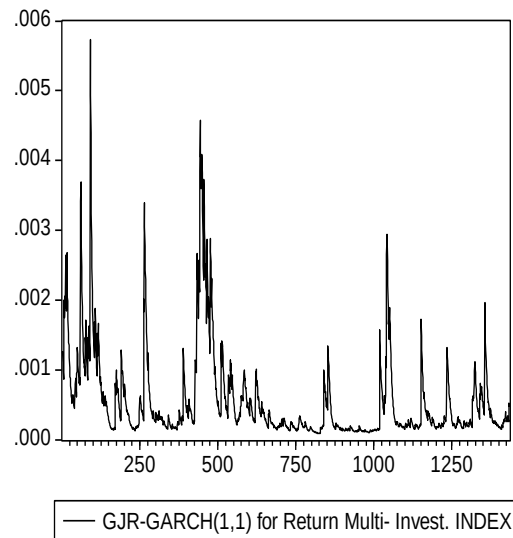
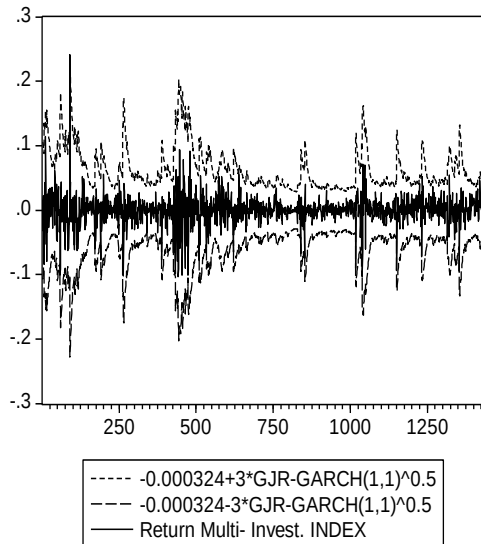


الشكل (١٢٦): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التأمين

مع حذي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج EGARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التأمين، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

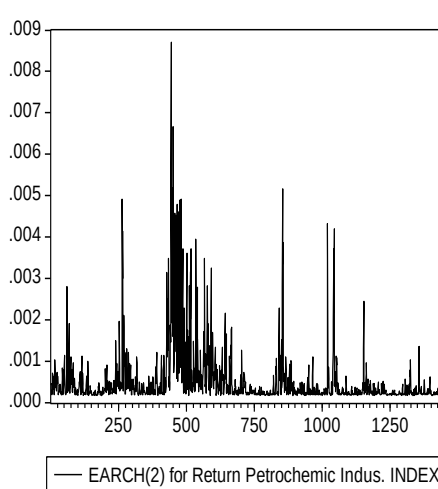
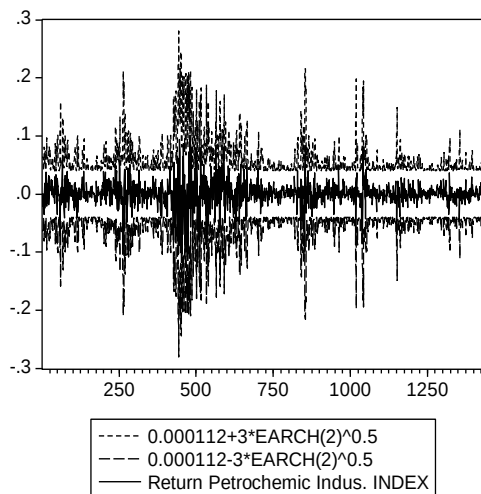


الشكل (١٢٨): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار

المتعدّد مع حذي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنّ نموذج GJR-GARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدّد، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



الشكل (١٣١): التباينات الشرطيّة المتولّدة

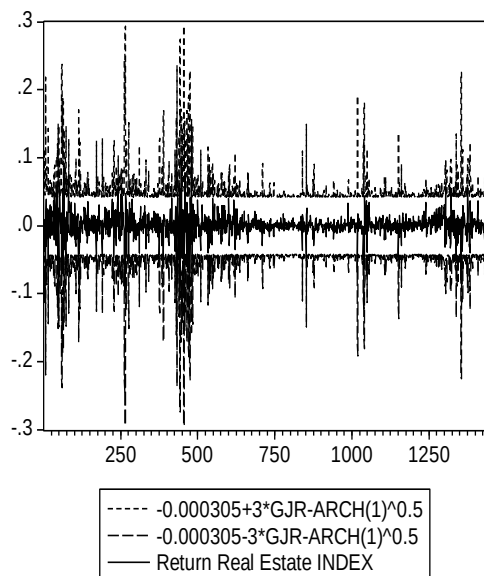
بوساطة نموذج EARCH(2)

الشكل (١٣٠): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية

مع حذي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج EARCH(2) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيماويّة، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

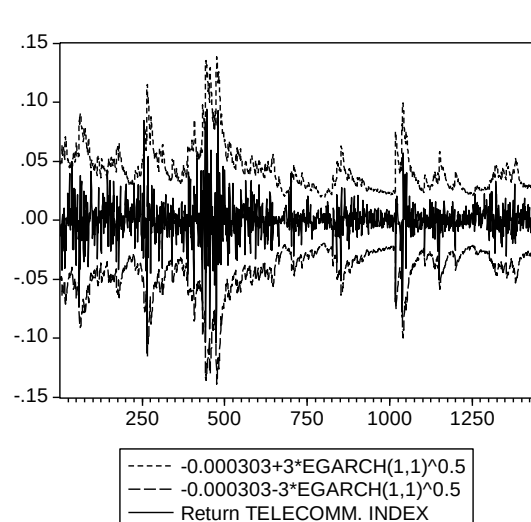


الشكل (١٣٣): التباينات الشرطيّة المتولّدة

بوساطة نموذج GJR-ARCH (1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج GJR-ARCH(1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

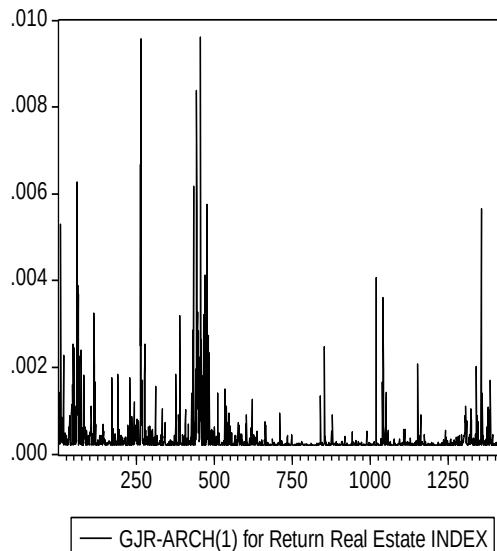


الشكل (١٣٥): التباينات الشرطيّة المتولّدة

بوساطة نموذج EGARCH (1,1)

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

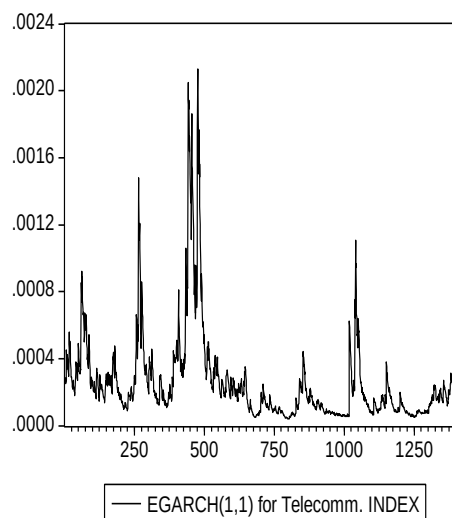
المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4



الشكل (١٣٢): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري

مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

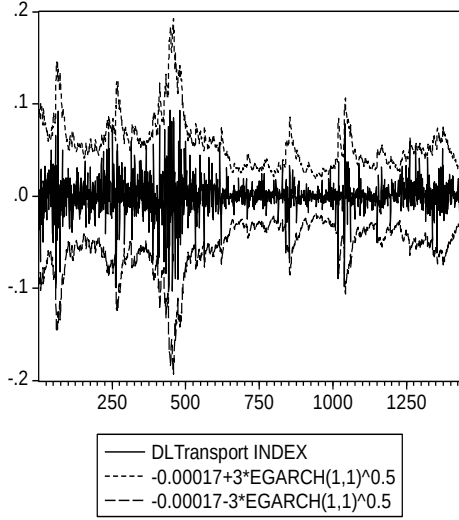


الشكل (١٣٤): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات و تقنية

المعلومات مع حدّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج EVIEWS. 4

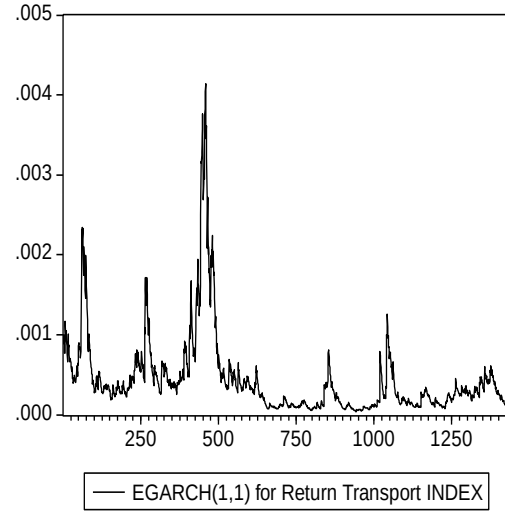
بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج EGARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنيّة المعلومات، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.



الشكل (١٣٧): التباينات الشرطيّة المتولّدة

بوساطة نموذج EGARCH (1,1)

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS



الشكل (١٣٦): الرسم البياني لعوائد مؤشر قطاع النقل

مع حذّي الثقة باستخدام الانحراف المعياري الشرطي

المصدر: مخرجات برنامج 4. EVIEWS

بمشاهدة الشكلين السابقين نجد أنَّ نموذج EGARCH(1,1) استطاع مواكبة تقلّبات عوائد مؤشر قطاع النقل، وأعطى تنبؤات جيّدة لها خلال فترة الدراسة.

النماذج المولّدة للعوائد وتقلّباتها في السوق الماليّة السعوديّة :

مع وجود ظاهرة عدم تناظر تأثير الصدمات على تقلّبات العوائد في السوق الماليّة السعوديّة سنختار نماذج ARCH غير المتناظرة، الّتي اخترناها وفقاً لمعيار لوغاريتم الإمكانية العظمى، وهي:

- نموذج EGARCH (1,1) - ARMA (1,1) المولد لسلسلة عوائد المؤشر العام تداول TASI وتقلّباتها :

$$(\Delta LTASI)_t = 0.9(\Delta LTASI)_{t-1} + \varepsilon_t + 0.77 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -4.9 - 0.17 Z_{t-1} + 0.24 |Z_{t-1}| + 0.96 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0,1)$$

- نموذج EGARCH(1,1) - MA(1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائيّة وتقلّباتها:

$$(\Delta LAGR.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.08 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -0.45 - 0.11 Z_{t-1} + 0.19 |Z_{t-1}| + 0.96 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0,1)$$

- نموذج (1,1) GJR- GARCH - MA(2) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها :

$$(\Delta BANKSFIN.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.14 \varepsilon_{t-1} - 0.07 \varepsilon_{t-2}$$

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

$$\sigma_t^2 = 0.11 |\varepsilon_{t-1}^+|^2 - 0.10 |\varepsilon_{t-1}^-|^2 + 0.83 \sigma_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^-$$

$$\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$$

$$\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$$

- نموذج (1.1) EGARCH - AR(1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها :

$$(\Delta BUILDINGCONST.INDEX)_t = 0.11(\Delta BUILDINGCONST.INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -0.50 - 0.08 Z_{t-1} + 0.22 |Z_{t-1}| + 0.96 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0,1)$$

- نموذج (1,1) GJR- GARCH - MA(1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلباتها :

$$(\Delta LCEMENT.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\sigma_t^2 = 0.11 \left| \varepsilon_{t-1}^+ \right|^2 - 0.12 \left| \varepsilon_{t-1}^- \right|^2 + 0.8 \sigma_{t-1}^2$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^- \\ \varepsilon_t^+ &= \max(\varepsilon_t, 0) \\ \varepsilon_t^- &= \min(\varepsilon_t, 0) \end{aligned}$$

- نموذج AR(1) – EARCH(2) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية :

$$(\Delta ENERGYUTIL.INDEX)_t = -0.14(\Delta ENERGYUTIL.INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -9.01 - 0.05 Z_{t-1} + 0.60 |Z_{t-1}| - 0.08 Z_{t-1} + 0.38 |Z_{t-1}|$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0, 1)$$

- نموذج MA(3) – GJR – ARCH (1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقليباتها :

$$(\Delta LINDVSTRILINUEST.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.13 \varepsilon_{t-1} - 0.12 \varepsilon_{t-2} + 0.06 \varepsilon_{t-3}$$

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

$$\sigma_t^2 = 0.36 \left| \varepsilon_t^+ \right|^2 - 0.22 \left| \varepsilon_t^- \right|^2$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^- \\ \varepsilon_t^+ &= \max(\varepsilon_t, 0) \\ \varepsilon_t^- &= \min(\varepsilon_t, 0) \end{aligned}$$

- نموذج ARMA(1,1) – EGARCH (1,1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع التأمين وتقليباتها :

$$(\Delta LINSURANCE . INDEX)_t = 0.90 (\Delta LINSURANCE . INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t + 0.80 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -0.70 - 0.09 Z_{t-1} + 0.22 |Z_{t-1}| + 0.93 \log (\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0,1)$$

- نموذج MA(1) - GJR - GARCH(1,1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد وتقلباتها :

$$(\Delta MULTI - INVEST . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\sigma_t^2 = 0.08 |\varepsilon_t^+|^2 - 0.10 |\varepsilon_t^-|^2 + 0.85 \sigma_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^-$$

$$\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$$

$$\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$$

- نموذج MA(2) - EARCH(2) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلباتها :

$$(\Delta PETROCHEMEC . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.05 \varepsilon_{t-1} - 0.04 \varepsilon_{t-2}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -8.45 - 0.14 Z_{t-1} + 0.26 |Z_{t-1}| - 0.11 Z_{t-1} + 0.57 |Z_{t-1}|$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0,1)$$

- نموذج MA(1) – GJR – ARCH(1) المولد لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها :

$$(\Delta LREALESTATE.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.09 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\sigma_t^2 = 0.29 |\varepsilon_t^+|^2 - 0.52 |\varepsilon_t^-|^2$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^+ + \varepsilon_t^-$$

$$\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$$

$$\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$$

- نموذج MA(1) – EGARCH(1,1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها :

$$(\Delta LTELECOMM.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.09 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -0.45 - 0.07 Z_{t-1} + 0.19 |Z_{t-1}| + 0.96 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0, 1)$$

- نموذج MA(1) – EGARCH(1,1) المولد لسلسلة عوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها :

$$(\Delta LTRANSPORT.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.03 \varepsilon_{t-1}$$

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

$$\log \sigma_t^2 = -0.32 - 0.03 Z_{t-1} + 0.20 |Z_{t-1}| + 0.98 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \sim N(0, 1)$$

المبحث الثامن - اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية
السعودية باستخدام نموذج GARCH- M :

نتيجة للأزمة الاقتصادية العالمية التي ارتبطت بتذبذب العوائد أصبح موضوع المخاطر المالية اليوم محور اهتمام الجميع، ولذلك فإن فهم العلاقة المتبادلة بين العوائد والمخاطر أصبح يمثل أساس عدالة التسعير، وكذلك أساس إدارة المخاطر، والتي يجب أن تكون الأسواق المالية على دراية بها من أجل وضع خططها في إدارة المخاطر، وخاصة في مجال تسعير علاوة المخاطر بدقة.

تعددت الدراسات العملية عن طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في الأسواق المالية، فمنها ما توصل إلى إيجابية العلاقة بينهما، حيث تطلبت زيادة المخاطر زيادة في العوائد لتعويض المستثمر عن المخاطر التي يتعرض لها (Ghysel & al, 2005)، وعلى النقيض، فقد بينت دراسات أخرى أن هناك علاقة عكسية بين العائد والمخاطرة (Michael & Brandt & Kang, 2004)، في حين لم تتوصل دراسات أخرى إلى دليل حول العلاقة بينهما (Battilossi & Houpt, 2006).

بناءً على ما سبق سنختبر طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية للتأكد من فرضية إيجابية تسعير الأوراق المالية للمخاطر، التي يتعرض لها السوق في ظل الأزمة الاقتصادية العالمية. نلاحظ من الرسوم البيانية للسلاسل الزمنية للمؤشر العام للسوق TASI وللمؤشرات القطاعية أن جميع قطاعات السوق تأثرت بالأزمة الاقتصادية العالمية، وإن اختلفت فترة بدء تداعيات الأزمة وانعكاس أثرها من قطاع إلى آخر، ولذلك سنقوم باختبار إيجابية تسعير السوق للمخاطر في ظل هذه الأزمة لمعرفة هل ترجع حدة التذبذبات في العوائد خلال تلك الفترة والانخفاض الحاد في قيم المؤشرات للتأثر الفعلي بالأزمة المالية وانعكاس أثرها على الاقتصاد السعودي وعلى أداء الشركات الوطنية أم تعود إلى أسباب أخرى.

ولتحقيق هذا الهدف سنستخدم نموذج GARCH-M لاختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية من أجل كامل فترة الدراسة ومن أجل الفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية لكل من المؤشر العام للسوق و للمؤشرات القطاعية.

يعطى نموذج GARCH-M الخطي

$$\Phi(L)R_t = \Theta(L)\varepsilon_t + \delta\sigma_t^2 \quad \text{بالعلاقة:} \quad \blacksquare$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad R_t: \text{عائد المؤشر، } \sigma_t^2: \text{تقلب}$$

العوائد $\alpha_0, \alpha_i, \beta_j$: أعداد حقيقية، $\alpha_0 \geq 0$ ، $\beta_j \geq 0$ ، $\alpha_i \geq 0$.

يجري اختبار إيجابية تسعير السوق للمخاطر بواسطة معامل أثر التذبذب على العوائد δ .

وفيما يلي تظهر الجداول التالية معاملات نموذج * ARMA (p, q) – GARCH- M (p, q) لعوائد كل من المؤشر العام ومؤشرات القطاعات :

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta TASI)_t = 0.79 (\Delta TASI)_{t-1} + \varepsilon_t + 0.69 \varepsilon_t + 2.92 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.12 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٠): نموذج ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.923458	2.383162	1.226714	0.2199
AR(1)	0.785105	0.081146	9.675168	0.0000
MA(1)	-0.693247	0.093697	-7.398836	0.0000
Variance Equation				
C	4.26E-06	4.07E-07	10.46132	0.0000
ARCH(1)	0.121082	0.012837	9.432214	0.0000
GARCH(1)	0.864987	0.011520	75.08483	0.0000
Log likelihood	4249.139	Akaike info criterion		-5.917906
		Schwarz criterion		-5.895863

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في السوق المالية السعودية للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية :

$$(\Delta TASI)_t = 0.65 (\Delta TASI)_{t-1} + \varepsilon_t + 0.55 \varepsilon_{t-1} + 2.43 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.13 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦١): نموذج ARMA(1,1)-GARCH-M(1,1) لعوائد المؤشر العام تداول وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLTASI				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 257 1436				
Included observations: 1180				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.432833	2.481469	0.980400	0.3269
AR(1)	0.652673	0.146580	4.452680	0.0000
MA(1)	-0.550967	0.157228	-3.504258	0.0005
Variance Equation				
C	4.52E-06	4.49E-07	10.05195	0.0000
ARCH(1)	0.125010	0.013480	9.273787	0.0000
GARCH(1)	0.858274	0.012024	71.38119	0.0000

* حيث قمنا من أجل كل سلسلة زمنية بتجريب العديد من النماذج من خلال وضع صيغ موسعة لنماذج GARCH- M (p,q) ، وذلك بزيادة عدد المعاملات، ومن ثم تقليص هذا العدد بحذف المعاملات غير المعنوية وتحديد النموذج الأفضل، الذي يكون من أجله جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE) أقل ما يمكن .

Log likelihood	3521.978	Akaike info criterion	-5.959285
		Schwarz criterion	-5.933489

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الزراعة والصناعات الغذائية لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta LAGR . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.08 \varepsilon_{t-1} + 2.85 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.10 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.87 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٢): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.847276	1.581980	1.799818	0.0719
MA(1)	0.079705	0.029197	2.729919	0.0063
Variance Equation				
C	6.98E-06	6.36E-07	10.97296	0.0000
ARCH(1)	0.100920	0.008942	11.28556	0.0000
GARCH(1)	0.873109	0.008480	102.9667	0.0000
Log likelihood	4063.369	Akaike info criterion		-5.656263
		Schwarz criterion		-5.637905

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الزراعة والصناعات الغذائية للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LAGR . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1} + 3.97 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.10 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٣): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLAGRINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 259 1436				
Included observations: 1178				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	3.970934	1.905985	2.083403	0.0372
MA(1)	0.072708	0.034924	2.081922	0.0373
Variance Equation				
C	7.39E-06	6.97E-07	10.61183	0.0000
ARCH(1)	0.103931	0.009579	10.85038	0.0000
GARCH(1)	0.863488	0.009279	93.06152	0.0000
Log likelihood	3418.499	Akaike info criterion		-5.795414
		Schwarz criterion		-5.773887

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع المصارف والخدمات المالية لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta BANKSFIN . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.14 \varepsilon_{t-1} - 0.08 \varepsilon_{t-1} + 0.72 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.16 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.83 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٤): نموذج MA(2)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.726670	1.938000	0.374959	0.7077
MA(1)	0.142383	0.029571	4.814909	0.0000
MA(2)	0.075410	0.028620	2.634922	0.0084
Variance Equation				
C	5.77E-06	7.20E-07	8.013242	0.0000
ARCH(1)	0.159081	0.012971	12.26390	0.0000
GARCH(1)	0.829848	0.011312	73.36015	0.0000
Log likelihood	4178.280	Akaike info criterion		-5.815024
		Schwarz criterion		-5.792994

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع المصارف والخدمات المالية للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta \text{LBANKSFIN} . \text{INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.11 \varepsilon_{t-1} - 0.07 \varepsilon_{t-2} + 0.50 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.17 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.82 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٥): نموذج MA(2)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLBANKSFININDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 244 1436				
Included observations: 1193				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.501623	2.027546	0.247404	0.8046
MA(1)	0.110325	0.033327	3.310400	0.0009
MA(2)	0.069829	0.031070	2.247476	0.0246
Variance Equation				
C	5.56E-06	7.20E-07	7.712360	0.0000
ARCH(1)	0.170628	0.013957	12.22529	0.0000
GARCH(1)	0.823527	0.011681	70.49944	0.0000
Log likelihood	3499.181	Akaike info criterion		-5.856129
		Schwarz criterion		-5.830559

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التشييد والبناء لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta \text{BUILDINGCONST} . \text{INDEX})_t = 0.11(\Delta \text{BUILDINGCONST} . \text{INDEX})_{t-1} + \varepsilon_t + 0.92 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.11 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٦): نموذج AR (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
--	--	--	--	--

Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.921877	1.433681	0.643014	0.5202
AR(1)	0.107209	0.030036	3.569394	0.0004
Variance Equation				
C	9.22E-06	1.05E-06	8.778927	0.0000
ARCH(1)	0.113432	0.012544	9.042623	0.0000
GARCH(1)	0.863030	0.012337	69.95696	0.0000
Log likelihood	3849.607	Akaike info criterion		-5.362074
		Schwarz criterion		-5.343705

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التشييد والبناء للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta BUILDINGCONST.INDEX)_t = 0.12(\Delta BUILDINGCONST.INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t - 0.06 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.11 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٧): نموذج AR (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLBUILDINGCONSTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 361 1436				
Included observations: 1076				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.063502	1.750972	-0.036267	0.9711
AR(1)	0.115154	0.034988	3.291253	0.0010
Variance Equation				
C	9.34E-06	1.17E-06	7.976710	0.0000
ARCH(1)	0.114588	0.014440	7.935266	0.0000
GARCH(1)	0.855552	0.014731	58.07980	0.0000
Log likelihood	2984.067	Akaike info criterion		-5.537300
		Schwarz criterion		-5.514154

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الإسمنت لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta CEMENT.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.05 \varepsilon_{t-1} + 2.87 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.18 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.80 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٨): نموذج MA (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.868312	1.827117	1.569857	0.1164
MA(1)	0.048857	0.029845	1.636988	0.1016
Variance Equation				
C	6.60E-06	6.51E-07	10.13411	0.0000

ARCH(1)	0.179646	0.013622	13.18748	0.0000
GARCH(1)	0.804105	0.013078	61.48759	0.0000
Log likelihood	4335.502	Akaike info criterion		-6.035542
		Schwarz criterion		-6.017184

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الإسمنت للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LCEMENT.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.04\varepsilon_{t-1} + 2.48\sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.16\varepsilon_{t-1}^2 + 0.82\sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٦٩): نموذج MA (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الإسمنت وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLCEMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 243 1436				
Included observations: 1194				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.483547	2.004403	1.239045	0.2153
MA(1)	0.043229	0.031640	1.366271	0.1719
Variance Equation				
C	6.10E-06	6.21E-07	9.828945	0.0000
ARCH(1)	0.163531	0.012811	12.76530	0.0000
GARCH(1)	0.819315	0.012349	66.34720	0.0000
Log likelihood	3614.561	Akaike info criterion		-6.046166
		Schwarz criterion		-6.024872

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الطاقة والمرافق الخدمية لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta LENERGYUTIL.INDEX)_t = -0.18(\Delta LENERGYUTIL.INDEX)_{t-1} + \varepsilon_t - 0.88\sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.10\varepsilon_{t-1}^2 + 0.89\sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٠): نموذج AR (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.882039	1.239127	-0.711823	0.4766
AR(1)	-0.184667	0.027034	-6.830871	0.0000
Variance Equation				
C	5.38E-06	5.77E-07	9.321055	0.0000
ARCH(1)	0.097651	0.008622	11.32640	0.0000
GARCH(1)	0.885878	0.009002	98.40716	0.0000
Log likelihood	4093.023	Akaike info criterion		-5.701566
		Schwarz criterion		-5.683197

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الطاقة والمرافق الخدمية للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta \text{LENERGYUTIL INDEX})_t = -0.15(\Delta \text{LENERGYUTIL INDEX})_{t-1} + \varepsilon_t - 1.27 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.09 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧١): نموذج AR (1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLENERGYUTILINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 262 1436				
Included observations: 1175				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-1.265958	1.595074	-0.793667	0.4274
AR(1)	-0.146842	0.029662	-4.950445	0.0000
Variance Equation				
C	5.16E-06	5.70E-07	9.052949	0.0000
ARCH(1)	0.085614	0.007765	11.02542	0.0000
GARCH(1)	0.892159	0.008805	101.3282	0.0000
Log likelihood	3447.399	Akaike info criterion		-5.859402
		Schwarz criterion		-5.837832

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الاستثمار الصناعي لكامل فترة الدراسة :

$$(\Delta \text{LINDUSTRIALINVEST INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.17 \varepsilon_{t-1} - 0.16 \varepsilon_{t-2} + 0.05 \varepsilon_{t-3} - 0.96 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.0002 + 0.52 \varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٢): نموذج MA (3)- ARCH-M(1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLINDUSTRIALINVESTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.956471	0.537075	-1.780890	0.0749
MA(1)	0.169996	0.018591	9.144061	0.0000
MA(2)	0.155555	0.014935	10.41549	0.0000
MA(3)	-0.050170	0.016054	-3.125159	0.0018
Variance Equation				
C	0.000240	7.04E-06	34.01255	0.0000
ARCH(1)	0.518119	0.042562	12.17338	0.0000
Log likelihood	3672.931	Akaike info criterion		-5.110705
		Schwarz criterion		-5.088675

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الاستثمار الصناعي للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta \text{LINDUSTRIALINVEST INDEX})_t = \varepsilon_t - 0.10 \varepsilon_{t-1} - 0.25 \varepsilon_{t-2} + 0.11 \varepsilon_{t-3} - 4.82 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.0002 + 0.78 \varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٣): نموذج MA (3)- ARCH-M(1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLINDUSTRIALINVESTINDEX				
---	--	--	--	--

Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 371 1436				
Included observations: 1066				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-4.821759	0.563141	-8.562261	0.0000
MA(1)	0.101578	0.014625	6.945358	0.0000
MA(2)	0.245035	0.013408	18.27572	0.0000
MA(3)	-0.107794	0.015099	-7.139003	0.0000
Variance Equation				
C	0.000174	5.40E-06	32.15383	0.0000
ARCH(1)	0.776048	0.059660	13.00778	0.0000
Log likelihood	2813.210	Akaike info criterion		-5.266811
		Schwarz criterion		-5.238828

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التأمين لكامل الفترة :

$$(\Delta \text{INSURANCE .INDEX})_t = 0.88 (\Delta \text{INSURANCE .INDEX})_{t-1} + \varepsilon_t + 0.80 \varepsilon_{t-1} + 2.60 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٤): نموذج ARMA (1,1)- GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 3 1436				
Included observations: 1434 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.596087	2.005137	1.294718	0.1954
AR(1)	0.875311	0.058607	14.93521	0.0000
MA(1)	-0.800776	0.073433	-10.90479	0.0000
Variance Equation				
C	1.51E-05	2.02E-06	7.490813	0.0000
ARCH(1)	0.077302	0.011157	6.928793	0.0000
GARCH(1)	0.890806	0.013592	65.54114	0.0000
Log likelihood	3570.130	Akaike info criterion		-4.970892
		Schwarz criterion		-4.948849

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التأمين للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta \text{INSURANCE .INDEX})_t = 0.87 (\Delta \text{INSURANCE .INDEX})_{t-1} + \varepsilon_t + 0.80 \varepsilon_{t-1} + 2.51 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٥): نموذج ARMA (1,1)- GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التأمين وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLINSURANCEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 171 1436				
Included observations: 1266				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.513510	2.083459	1.206412	0.2277
AR(1)	0.871202	0.066975	13.00779	0.0000
MA(1)	-0.801684	0.081914	-9.786881	0.0000
Variance Equation				

C	1.42E-05	1.91E-06	7.446255	0.0000
ARCH(1)	0.078096	0.011728	6.658679	0.0000
GARCH(1)	0.892060	0.013784	64.71695	0.0000
Log likelihood	3147.875	Akaike info criterion		-4.963468
		Schwarz criterion		-4.939091

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع شركات الاستثمار المتعدد لكامل الفترة :

$$(\Delta LMULTI - INVEST.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1} + 1.54 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.13 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.86 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٦): نموذج MA (1)- GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد وتقلباتها لكامل

الفترة.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	1.538022	0.857029	1.794597	0.0727
MA(1)	0.068547	0.032941	2.080890	0.0374
Variance Equation				
C	9.29E-06	9.27E-07	10.02247	0.0000
ARCH(1)	0.134375	0.013299	10.10400	0.0000
GARCH(1)	0.863271	0.010007	86.26939	0.0000
Log likelihood	3626.760	Akaike info criterion		-5.047749
		Schwarz criterion		-5.029390

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع شركات الاستثمار المتعدد للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LMULTI - INVEST.INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1} + 0.88 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.14 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.84 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٧): نموذج ARMA (1)- GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاستثمار المتعدد وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLMULTIINVESTMENTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 262 1436				
Included observations: 1175				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.881737	1.508913	0.584352	0.5590
MA(1)	0.067688	0.037909	1.785559	0.0742
Variance Equation				
C	1.24E-05	1.46E-06	8.486903	0.0000
ARCH(1)	0.137560	0.015937	8.631490	0.0000
GARCH(1)	0.840095	0.014168	59.29705	0.0000
Log likelihood	3084.644	Akaike info criterion		-5.241947
		Schwarz criterion		-5.220376

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الصناعات البتروكيمياوية لكامل الفترة :

$$(\Delta LPETROCHEMIC . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.04\varepsilon_{t-1} - 0.13\varepsilon_{t-2} + 4.81\sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.0003 + 0.49\varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٨): نموذج ARCH-M(1)- MA (2) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلباتها لكامل

الفترة.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	4.814876	0.779648	6.175705	0.0000
MA(1)	0.043943	0.023873	1.840685	0.0657
MA(2)	0.125664	0.014028	8.957832	0.0000
Variance Equation				
C	0.000306	7.78E-06	39.32812	0.0000
ARCH(1)	0.489089	0.041220	11.86543	0.0000
Log likelihood	3521.749	Akaike info criterion		-4.901393
		Schwarz criterion		-4.883034

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الصناعات البتروكيمياوية للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LPETROCHEMIC . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06\varepsilon_{t-1} - 0.33\varepsilon_{t-2} + 2.83\sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.0003 + 1.08\varepsilon_{t-1}^2$$

الجدول (١٧٩): نموذج ARCH-M(1)- MA (2) لعوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLPETROCHEMICINDUSINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 374 1436				
Included observations: 1063				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	2.828115	0.252875	11.18387	0.0000
MA(1)	0.060216	0.010994	5.477200	0.0000
MA(2)	0.328789	0.008974	36.63670	0.0000
Variance Equation				
C	0.000213	9.11E-06	23.43064	0.0000
ARCH(1)	1.082819	0.071290	15.18899	0.0000
Log likelihood	2600.141	Akaike info criterion		-4.882673
		Schwarz criterion		-4.859301

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التطوير العقاري لكامل الفترة :

$$(\Delta PLEALESTATE . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06\varepsilon_{t-1} - 0.29\sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08\varepsilon_{t-1}^2 + 0.90\sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٨٠): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها لكامل

الفترة.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.289049	1.467277	-0.196997	0.8438
MA(1)	0.062226	0.029666	2.097581	0.0359
Variance Equation				
C	3.82E-06	4.73E-07	8.071108	0.0000
ARCH(1)	0.083030	0.008190	10.13784	0.0000
GARCH(1)	0.904983	0.008061	112.2644	0.0000
Log likelihood	4022.773	Akaike info criterion		-5.599683
		Schwarz criterion		-5.581325

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع التطوير العقاري للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LPLEALESTATE . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06 \varepsilon_t - 0.62 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.90 \sigma_t^2$$

الجدول (١٨١): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLREALESTATEINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 261 1436				
Included observations: 1176				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.619123	1.854444	-0.333859	0.7385
MA(1)	0.055616	0.033576	1.656437	0.0376
Variance Equation				
C	4.40E-06	5.48E-07	8.027916	0.0000
ARCH(1)	0.081113	0.008210	9.879369	0.0000
GARCH(1)	0.898865	0.008817	101.9458	0.0000
Log likelihood	3404.637	Akaike info criterion		-5.781695
		Schwarz criterion		-5.760139

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الاتصالات وتقنية المعلومات لكامل الفترة :

$$(\Delta LTELECOMM . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.09 \varepsilon_{t-1} + 0.81 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.09 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.89 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٨٢): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLTELECOMMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.

GARCH	0.810567	1.781787	0.454918	0.6492
MA(1)	0.093952	0.029303	3.206196	0.0013
Variance Equation				
C	4.73E-06	5.18E-07	9.133806	0.0000
ARCH(1)	0.090693	0.010197	8.894238	0.0000
GARCH(1)	0.890227	0.010612	83.88530	0.0000
Log likelihood	4148.467	Akaike info criterion		-5.774867
		Schwarz criterion		-5.756508

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع الاتصالات وتقنية المعلومات للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta TELECOMM . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.06 \varepsilon_{t-1} - 1.21 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.10 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.88 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٨٣): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLTELECOMMINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 246 1436				
Included observations: 1191				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	1.206169	1.888516	0.638686	0.5230
MA(1)	0.056429	0.032471	1.737839	0.0822
Variance Equation				
C	5.35E-06	5.94E-07	9.012012	0.0000
ARCH(1)	0.100281	0.012135	8.263529	0.0000
GARCH(1)	0.875304	0.012432	70.40596	0.0000
Log likelihood	3507.382	Akaike info criterion		-5.881414
		Schwarz criterion		-5.860077

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع النقل لكامل الفترة :

$$(\Delta TRANSPORT . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.07 \varepsilon_{t-1} - 0.34 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.91 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٨٤): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها لكامل الفترة.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample(adjusted): 2 1436				
Included observations: 1435 after adjusting endpoints				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.342949	1.308503	0.262093	0.7933
MA(1)	0.072356	0.029582	2.445950	0.0144
Variance Equation				
C	3.69E-06	5.35E-07	6.901784	0.0000
ARCH(1)	0.084404	0.009151	9.223615	0.0000
GARCH(1)	0.910364	0.008110	112.2466	0.0000
Log likelihood	3797.056	Akaike info criterion		-5.285096
		Schwarz criterion		-5.266737

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

- اختبار طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة لقطاع النقل للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية :

$$(\Delta LTRANSPORT . INDEX)_t = \varepsilon_t - 0.11 \varepsilon_{t-1} + 0.80 \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.08 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.91 \sigma_{t-1}^2$$

الجدول (١٨٥): نموذج MA(1)-GARCH-M(1,1) لعوائد مؤشر قطاع النقل وتقلباتها للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية.

Dependent Variable: DLTRANSPORTINDEX				
Method: ML - ARCH (Marquardt)				
Sample: 374 1436				
Included observations: 1063				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	0.795795	1.716805	0.463533	0.6430
MA(1)	0.110060	0.035152	3.130958	0.0017
Variance Equation				
C	3.70E-06	5.97E-07	6.192265	0.0000
ARCH(1)	0.081394	0.010470	7.773906	0.0000
GARCH(1)	0.910196	0.009709	93.75189	0.0000
Log likelihood	2925.200	Akaike info criterion		-5.494261
		Schwarz criterion		-5.470889

المصدر: مخرجات برنامج (EViews. 4).

نعمد على قيمة المعامل δ لاختبار طبيعة العلاقة بين العوائد والمخاطر .

- المؤشر العام تداول :

نظراً إلى الجدولين (161,160) نلاحظ أن العلاقة بين عوائد المؤشر العام للسوق تداول والمخاطر علاقة طردية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% لكامل الفترة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة المالية، هذا يعني أن السوق المالية السعودية لم تولد أثراً لعلو المخاطر ، وما حدث من هبوط حاد في قيم المؤشر يرجع إلى تأثرها بالأزمة الاقتصادية العالمية، التي لم تقلت منها بورصة متقدمة أو نامية أو ناشئة، وإن ذلك ليس لعب في أداء الشركات الوطنية في السعودية، ولا لخلل في الاقتصاد الوطني، أي إن السوق المالية لا تعكس الأوضاع الجيدة للاقتصاد الوطني .

- مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية:

يبين الجدول (162) وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع الزراعة والصناعات الغذائية و المخاطر وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 10% وذلك لكامل فترة الدراسة. كما يبين الجدول (163) وجود علاقة طردية بين عوائد هذا المؤشر و المخاطر وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، وذلك للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية. ومن ثم نستنتج أن الأزمة قد ولدت زيادة في عوائد هذا القطاع، وهذه نتيجة منطقية باعتبار شركات هذا القطاع شركات إنتاجية وتحقق عوائد جيدة.

- مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية:

من الجدولين (164,165) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع المصارف والخدمات المالية والمخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع التشييد والبناء:

من الجدول (166) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع التشييد والبناء و المخاطر لكامل فترة الدراسة، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية، أما للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية ومن الجدول (167) فقد كانت العلاقة عكسية بينهما، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع الإسمنت:

من خلال الجدولين (169,168) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع الإسمنت و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية:

من الجدولين (171,170) نلاحظ وجود علاقة عكسية بين عوائد مؤشر قطاع الطاقة والمرافق الخدمية و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي:

من الجدولين (173,172) نلاحظ وجود علاقة عكسية وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% بين عوائد مؤشر قطاع الاستثمار الصناعي و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية ومنه نستنتج أنه مع زيادة المخاطر انخفضت عوائد هذا القطاع، وهذه نتيجة منطقية باعتبار هذا القطاع وهمياً ومضارباً ولا يحقق إنتاجاً وعوائد على أرض الواقع.

- مؤشر قطاع التأمين:

من الجدولين (175,174) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع التأمين و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد:

يبين الجدول (176) وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع شركات الاستثمار المتعدد و المخاطر وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 10%، وذلك لكامل فترة الدراسة.

كما يبين الجدول (177) وجود علاقة طردية بين عوائد هذا المؤشر و المخاطر، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية، وذلك للفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية.

- مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية:

من الجدولين (179,178) نلاحظ وجود علاقة طردية وذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% بين عوائد مؤشر قطاع الصناعات البتروكيمياوية و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية.

ومن ثم نستنتج أن الأزمة قد ولدت زيادة في عوائد هذا القطاع، وهذه نتيجة منطقية باعتبار هذا القطاع من أهم القطاعات الإنتاجية المرتفعة العوائد في المملكة العربية السعودية.

- مؤشر قطاع التطوير العقاري:

من الجدولين (181,180) نلاحظ وجود علاقة عكسية بين عوائد مؤشر قطاع التطوير العقاري و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات:

من الجدولين (183,182) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

- مؤشر قطاع النقل:

من خلال الجدولين (183,182) نلاحظ وجود علاقة طردية بين عوائد مؤشر قطاع النقل و المخاطر لكامل فترة الدراسة وللفترة بعد بدء تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية، ولكنها لم تكن ذات دلالة إحصائية.

نستنتج مما سبق أنّ السوق المالية السعودية لا تتأثر مباشرة بما يحدث في السوق العالمية، عدا الشركات التي تعتمد على التصدير، فهي التي تأثرت بالأزمة الاقتصادية العالمية وولدت زيادة في العوائد نتيجة زيادة المخاطر مثل قطاع الزراعة والصناعات الغذائية و قطاع الصناعات البتروكيمياوية .

النتائج والتوصيات

فيما يلي سنستعرض أهم النتائج والتوصيات التي تم التوصل إليها خلال البحث :

أولاً- النتائج

توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

١- تتصف أسعار الأسهم في السوق المالية السعودية بالعشوائية، نظراً لتأثرها بعوامل متعددة منها ذاتية مثل المضاربات، والشائعات، و تسريب المعلومات، و تدني درجة الإفصاح، و منها موضوعية مثل تداعيات الأوضاع السياسية في المنطقة، و تقلبات أسواق المال الإقليمية و العالمية .

٢- لا تتصف السوق المالية السعودية بالكفاءة على المستوى الضعيف وذلك للأسباب التالية:

- المضاربات وما لها من أثار سلبية اقتصادية، تتمثل في تضخيم أسعار الأسهم أكثر من أسعارها السوقية العادلة، هذا يؤدي إلى عزل العلاقة بين الأداء الاقتصادي للشركة و سعر أسهمها في السوق المالية، ما يقود في نهاية الأمر إلى تدني كفاءة السوق بسبب تعويم أسعار الأسهم وفك ارتباطها عن أداء الشركة صاحبة الأسهم بفعل المضاربات الوهمية، هذا للأسف الشديد في المدى البعيد قد يولد ثقافة لدى المتداولين بأفضلية المضاربات العشوائية على أسهم الشركات، وعدم اهتمامهم بتبني خطط لاستثماراتهم وإدارتها وفق كفاءة السوق وأداء الشركات.

- تؤدي سيطرة بعض المضاربين (الهوامير) على حركة الأسعار واحتكارهم للمعلومات إلى زيادة مستوى الأخطار، حيث يدفع المضاربون أسعار بعض الأسهم إلى مستويات غير منطقية، لا تتلاءم مع أداء الشركات أو القيم الحقيقية لأصولها، لذلك نستطيع القول إن الأزمة الاقتصادية كان لها أثر إيجابي في تصحيح الأسعار المتضخمة بفعل المضاريات.

- تدني درجة الإفصاح (الشفافية) في التقارير المنشورة، سواء بالصحف أو الإنترنت .
- تولّد شعور بعدم الثقة في مصادر المعلومات المتوافرة نتيجة تسريب المعلومات المضلّة والشائعات، وهذا يدفع المستثمر إلى اعتماد خبرته الشخصية في اتخاذ قراراته الاستثمارية.
- تخلف الشركات السعودية عن مثيلاتها بالدول الغربية في إدراك مدى أهمية استخدام الإنترنت كقناة فعالة لنشر التقارير المالية وتوزيعها.
- قلّة الوعي الاستثماري وعدم وجود جهات مختصة ومحيدة، تنصح عن الأسعار العادلة لأسهم الشركات المدرجة.

٣- السلاسل الزمنية للعوائد لا تخضع للتوزيع الطبيعي.

٤- كفاءة المؤشر العامّ المبني على أساس الأسهم الحرة وقدرته على عكس واقع السوق الماليّة السعوديّة.

٥- حرصنا على إيجاد أحسن نموذج قياسي يصف كلاً من عوائد المؤشر العامّ وعوائد مؤشرات القطاعات عينة البحث خلال فترة الدراسة، حيث درسنا عدّة صيغ رياضية مرشحة لنماذج ARMA مختلفة وفق (p, q) ، لنصل وبالإستعانة بالمعايير الإحصائية المعروفة في التفضيل إلى نموذج $ARMA(p, q)$ خاص بكل سلسلة من سلاسل العوائد، و التي أعطتنا أفضل تمثيل للسلاسل الزمنية للعوائد، إلّا أنّ اختبار ARCH أثبت لنا إمكان تمثيل أخطاء $ARMA(p, q)$ بنماذج ARCH، من أجل هذا ولتحديد الصيغة الرياضية التي تعرّف الارتباط الذاتي للأخطاء غير المتجانسة قارنًا بين عدّة نماذج محتملة وفق عدّة معايير، ووجدنا أنّ أفضل نماذج لتمثيل تقلّبات العوائد هي نماذج ARCH غير المتناظرة، وبعد تقدير هذا النماذج توصلنا إلى نتائج مرضية جداً، فيما يخصّ قوتها التنبؤية.

٦- توصلنا خلال البحث إلى توضيح الفرق بين نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة، ففي نماذج ARCH المتناظرة يكون تأثير أي صدمة -مهما كانت إشارتها- على التقلّب الحالي موجب دائماً، ومن ثم تأثير الصدمات يزداد بازدياد سعة الصدمة فقط، بناءً عليه فإنّ تأثير القيم السابقة للبواقي على التقلّب الحالي هو تابع فقط لسعة هذا التقلّب، أمّا نماذج ARCH غير المتناظرة فقد أثبتت أنّ السلاسل الزمنية الماليّة تتّصف بتباين شرطي متزايد كلّما كانت هناك صدمات سالبة مترافقة مع الأخبار السيئة، وهذا ما وجدناه خلال فترة الأزمة الاقتصادية العالمية، حيث زادت سرعة تقلّبات العوائد في السوق الماليّة السعوديّة.

٧- توصلنا خلال نماذج ARCH المتناظرة إلى أنّ أي صدمة قوية على التقلّب في الوقت الحالي سيكون لها تأثير مديد على القيم المستقبلية المتوقعة للتقلّب وهذا ما يعرف بالتأثير المديد للصدمات في السوق المالية السعودية، كما وجدنا أنّ المستثمرين يأخذون في الحسبان عند الاستثمار في السوق الماليّة الأخبار والمعلومات الحديثة أكثر من القديمة.

٨- أثبتت النماذج المعتمدة في وصف سلوك العوائد و تقلّباتها خلال فترة الدراسة قدرتها على تقديم تنبؤات ذات أخطاء ضئيلة (قيمة RMSE ضئيلة).

كما لاحظنا أنَّ نماذج ARCH غير المتناظرة المعتمدة لوصف تقلّبات العوائد استطاعت أن تثبت قوّتها التنبئية من خلال مواكبة تقلّبات العوائد الفعلية صعوداً وهبوطاً، وخاصة خلال فترة ظهور تداعيات الأزمة الاقتصادية العالمية وانتقال أثرها إلى السوق المالية السعودية، التي ازدادت فيها شدّة التقلّبات على نحو واضح. كما نجد أنّه من المفيد اعتماد هذه النماذج آخذين في الحسبان تحديث نتائج التنبؤ المقدّمة من هذه النماذج كلّما أصبحت البيانات المتوقّعة بيانات فعلية، أي يجب تحديث النتائج يومياً باعتبار البيانات التي لدينا يومية، وذلك للحصول على قيم تنبئية ليومين أو ثلاثة بعد ذلك وذلك وفق النموذج المقدم.

٩- لا يمكن التنبؤ فترة طويلة بوساطة هذه النماذج لأنها:

- تمتلك ذواكر ضعيفة: حيث تعتمد في معظمها على معلومات تابعة ليوم أو ليومين أو ثلاثة على الأكثر، أي كلّما تقدّم الزمن في المستقبل ضعفت قدرة البيانات المتعلّقة بالزمن الماضي على تقديم معلومات كافية وأساسية عن تقلّبات العوائد، وذلك من أجل تعديل مقدار التنبؤ عن آخر قيمة وصلت إليها.

- تتحكّم بالعوائد عوامل عشوائية لا يمكن توقّعها، فالتذبذب في العوائد يعود إلى ظروف وعوامل تتحرّك عشوائياً صعوداً وهبوطاً وليس هناك اتجاهات معيّنة تحكمها.

١٠- لم تتوصل الدراسة إلى دليل واضح حول العلاقة بين العائد والخطر في السوق المالية السعودية، حيث لم نتوصل باستخدام نموذج GARCH-M إلى وجود علاقة حاسمة نستطيع من خلالها الحكم على ايجابية تسعير السوق للمخاطر.

١١- وجود عوامل أخرى غير الأزمة الاقتصادية العالمية مسؤولة عن التغيّر في سلوك الأسعار، حيث يُعزى التراجع الحادّ في أسعار الأسهم الذي شهدته السوق إلى ردّة فعل نفسية غير مبرّرة على ما يحدث في الأسواق العالمية، فذلك الهبوط في أسعار الأسهم نابع من الخوف وعدم الثقة بالمناخ الاستثماري، والذي ليس له أي سبب على الصعيد الاقتصادي، ولا على صعيد أوضاع الشركات التي حقق قسم منها أرباحاً بعد الأزمة.

ثانياً - التوصيات

بناءً على النتائج السابقة فإننا نوصي بما يلي:

- ضرورة إعطاء الأهمية الكافية للدراسات القياسية والتنبئية بما يخصّ مختلف الظواهر الاقتصادية.
- ضرورة الاهتمام بالطرق الكمية لقياس المخاطر وتحليلها، هذا من شأنه أن يكون أرضية خصبة لاتخاذ القرارات المستقبلية الملائمة.
- يُنصح باستخدام نماذج ARCH لنمذجة التقلّبات في أسواق المال، إذ تعد مؤشراً هاماً وأساسياً، يمكننا من إدارة محفظة الأوراق المالية بالمفاضلة بين العائد المتوقّع الحصول عليه من الاستثمار والمخاطر المرتبطة به، بناءً عليه وبوساطة هذه النماذج يتمكّن المستثمر من اختيار أمثل لمحفظته من الأوراق المالية بالمفاضلة عائد/ مخاطرة، وذلك لأنّ قرار المستثمر لا يعتمد على تطوّر عوائد الأوراق المالية فقط، بل يعتمد على مخاطر التقلّب في تلك العوائد أيضاً.

- كما ننصح باستخدام نموذج $EGARCH(p, q)$ ، ليس على مستوى مؤشرات السوق فحسب، بل على مستوى الشركات المساهمة أيضاً، فمن خلال هذا النموذج يستطيع المستثمر تشكيل محافظته على نحو آمن، حيث يستطيع أن يحكم بوساطته أي الشركات أكثر تأثراً وحساسية للأخبار السيئة وأياً أقل حساسية.
- نشر إفصاحات الشركات المساهمة من هيئة الأوراق المالية، الأمر الذي يؤثر على قرار البيع والشراء في السوق، فامتناع الهيئة عن نشر الإفصاحات يؤدي إلى سريان حالة من الخوف وعدم الثقة بمهنية هذه المؤسسات ومسؤوليتها، ما يستدعي سحب أموال المستثمرين من البورصة والبحث عن مكان آمن ومستقر.
- توفير الشفافية العالية وسرعة الإعلان عن البيانات المالية، ما يعزز الثقة بالسوق المالية وبالشركات المدرجة فيه، ما يمكن كل الأطراف المعنية بالسوق المالية من تحديد مستوى المخاطر التي يقبلونها.
- يجب أن تشمل إدارة المخاطر تدابير وإجراءات احترازية على نحو يتيح للمستثمرين مواجهة أي نوع من المخاطر في المستقبل.
- ضرورة إلزام الشركات الإفصاح عن المعلومات الملائمة والكافية لترشيد قرارات الاستثمار في السوق المالية، فضلاً على ضرورة اتساق التقارير التي تنتج هذه المعلومات وتجانسها في هذه الشركات .
- لأنّ المضاربات وتسريب المعلومات يكون لمصلحة كبار المستثمرين والهوامير، فإنّ المتضرر منها هم صغار المستثمرين، لذلك ننصح بضرورة العمل على عودة الثقة لصغار المستثمرين بتدخل الحكومة لحمايتهم بفرض شروط جديدة على هيئة السوق وضوابط على شركات الوساطة المالية و السماسرة لتقديم دراسات علمية لجدوى الاستثمار والملاحقات القانونية بحق مروجي الشائعات وسيئي النية، على نحو يكون له الأثر الكبير في تدفق المعلومات الشفافة للسوق المالية، ما ينعكس إيجابياً على عودة الثقة لدى صغار المستثمرين بطريقة عمل السوق ومعلوماتها.
- يجب على الهيئة وضع لوائح عامة وتفصيلية تتلاءم ومعطيات سوق الأسهم، وذلك لتنظيم سوق الأسهم، والعمل على استقراره ومنع التجاوزات، ولا سيما المضاربات العشوائية على الأسهم، والتي تفاقم في الآونة الأخيرة، وأدت إلى خسائر تقدر بالمليارات.
- كما يجب أن تشجع هيئة السوق المالية عملية وجود شركات متخصصة بالتحليل المالي بحيث يتم الرجوع إليها لمعرفة الأسعار العادلة، شريطة أن تكون محايدة وبعيدة في تقاريرها عن أي مصلحة لها في السوق أو في أسهم الشركات التي تحللها.
- كما ننصح بقوة بمراقبة أداء الشركات المدرجة في السوق المالية، فإن لم تكن منتجة والهدف الأساسي منها تحقيق الربح بالمضاربة يجب إخراجها من السوق المالية والتعامل بحزم معها و مع أي شركة غير ناجحة وخاسرة مدرجة في السوق المالية للمضاربة الوهمية فقط.
- تسهيل الإجراءات المطلوبة على الشركات الناجحة والراغبة في الدخول إلى السوق.
- تعيين متحدث رسمي باسم الهيئة معني بالتحدث عن الأحداث اليومية والمستقبلية والخاصة بالسوق.
- يجب على هيئة السوق المالية أن تفعل القوانين الموجودة، وتصدر قوانين أخرى تقفز بمستوى الإفصاح إلى المستويات العالمية بالإرغام الفعلي لجميع الشركات حتى تقوم بنشر كل المعلومات الضرورية والمؤثرة في أسعار الأسهم في أسرع وقت ممكن، وعدم تسريبها لعدد محدود من الأشخاص قبل الجميع.

- ننصح بتكوين هيئة إقليمية لأسواق دول مجلس التعاون الخليجي للرقابة والتنسيق بين هذه الأسواق، حيث إنّ ازدياد التكامل المشترك بين بورصات دول مجلس التعاون وتأثر البورصات المحليّة بالمستجدات الإقليمية في دول المجلس يستدعي وجود جهة رقابية موحّدة لهذه الأسواق معنيّة بالإطار الرقابي والتنظيمي لبورصات دول مجلس التعاون.

المصطلحات العلميّة

A	
Augmented Dickey- Fuller Test	اختبار ديكي فوللر المطوّر
Autocorrelations Function	تابع الارتباط الذاتي
Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model	نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين
Autoregressive Integrated Moving Average Model	نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك التكاملي
Autoregressive Models	نماذج الانحدار الذاتي
B	
Backward Shift	عملية الانتقال التراجعي (الإزاحة للخلف)
Bear Market	السوق النزوليّة
Bearish	المضارب على الهبوط

Bonds	السندات
Bull Market	السوق الصاعدة
Bullish	المضارب على الصعود
C	
Callability	القابلية للاستدعاء
Common Stocks	الأسهم العادية
Convertibility	القابلية للتحويل
Criteria	المعايير
Criteria of Informations	معايير المعلومات
D	
Derivative Markets	الأسواق المشتقة
Detrending	عزل الاتجاه العام
Diagnostic Tests	اختبارات التشخيص
Dickey- Fuller Test	اختبار ديكي فولر
E	
Efficient Market	السوق الكفاء
Estimation of Parameters	تقدير المعلمات
Exponential Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model	نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين أسّي
F	
Filter Rule	قاعدة التصفية
Financial Market	السوق المالي
First- Order Autoregressive Model	نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى
First-Order Moving Average Model	نموذج المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى
Forecasting	التنبؤ
G	

Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model	نموذج تعميم انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين
Homoskedasticity	تجانس (ثبات) التباين
I	
Identification the Model	تعريف النموذج
Index	مؤشر
Innovations	التجديدات
Integrated Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model	نموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم تجانس التباين تكاملي
Invertibility Condition	شرط قابلية الانعكاس
K	
Kurtosis	معامل النقرطح
L	
Lagged Variables	متغيرات متباطئة
M	
Market Efficiency	كفاءة السوق
Mean Absolute Error	القيمة المطلقة لمتوسط الخطأ
Mixed Autoregressive Moving Average Models	نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة
Moving Average Models	نماذج المتوسط المتحرك
O	
Operational Efficiency	كفاءة التشغيل
Outside Unit Circle	خارج دائرة الوحدة
Ownership	حق الملكية
P	
Partial Autocorrelations Function	تابع الارتباط الذاتي الجزئي
Prediction Error	خطأ التنبؤ
Preferred Stocks	الأسهم الممتازة

Price Efficiency	كفاءة التسعير
Primary Market	السوق الأولي
Pseudo- Generalized Lest Square	طريقة المربعات الصغرى شبه المعممة
Pseudo-maximum likelihood Method (PML)	طريقة شبه الإمكانية العظمى
R	
Random Walk Model	نموذج السير العشوائي
Residuals	البواقي
Return	العائد
Risk	المخاطرة
Root Mean Squared Error	جذر متوسط مربع خطأ التنبؤ
S	
Secondary Market	السوق الثانوي
Security Offered	الضمانات المقدمة
Semi-Strong Efficient Market Hypothesis	فرضية الصيغة شبه القوية لكفاءة السوق
Skewness	معامل التناظر أو التماثل
Stationarity Condition	شرط الاستقرار
Stationary	الاستقرار
Stochastic Process	العملية العشوائية
Stocks	الأسهم
Strongly Efficient Market Hypothesis	فرضية الصيغة القوية لكفاءة السوق
Symmetric ARCH Models	نماذج ARCH المتناظرة
T	
The Condition of Weakly Stationary	شرط الاستقرار بصيغته الضعيفة
The impact of asymmetric	معامل تأثير عدم التناظر
The Unconditional Variance	التباين غير الشرطي

Two-steps Ordinary Least Squares Method	طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية على مرحلتين
U	
Unit Root	جذر وحدة
V	
Volatility	التقلب
W	
Weakly Efficient Market Hypothesis	فرضية الصيغة الضعيفة لكفاءة السوق
White Noise	الضجّة البيضاء

المراجع

المراجع العربيّة:

- 1 - عزام، عبد المرضي حامد؛ هارون، أحمد حسين، (1992)، السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس-جنكنز، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
- 2 - العرييد، عصام فهد، (2002)، بورصات الأوراق المالية (بين النظرية والتطبيق)، دار الرضا للنشر، دمشق، سورية.
- 3 - عبيد، سعيد توفيق، (2004)، الاستثمار في الأوراق المالية، مكتبة عين شمس، القاهرة، مصر، 2004.
- 4 - د.عريش، شفيق؛ د.نقار، عثمان؛ اسماعيل، رولى، (2010)، استخدام نماذج ARCH المتناظرة وغير المتناظرة لنمذجة تقلب العوائد في السوق المالي: حالة تطبيقية على المؤشر العام لسوق عمان المالي، بحث مقبول للنشر في مجلة جامعة تشرين، اللاذقية، سورية.
- 5 - د.عريش، شفيق؛ د.نقار، عثمان؛ اسماعيل، رولى، (2012)، تحليل طبيعة العلاقة بين العائد والمخاطرة في سوق عمان المالي باستخدام نموذج GARCH-M (تحليل سلاسل زمنية)، بحث مقبول للنشر في مجلة جامعة تشرين، اللاذقية، سورية.
- 6 - الزبيدي، حمزة محمود، (2001)، الاستثمار في الأوراق المالية، عمان، مؤسسة الوراق للنشر والتوزيع.

- 7 - الراجحي، محمد صالح، (1998)، دليل المستثمر في سوق الأسهم السعودي، مكتبة الشقري.
- 8 - حنفي، عبد الغفار ، (2007)، الاستثمار في الأوراق المالية (أسهم-سندات-وثائق الاستثمار)، قسم إدارة الأعمال، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية.
- 9 - حنفي، عبد الغفار؛ قرياقص، رسمية، (2007)، الاستثمار في الأوراق المالية، كلية التجارة- جامعة الإسكندرية، الدار الجامعية.
- ١٠ - المالكي، عبد الله، (نوفمبر، 2005)، سوق الأوراق المالية والأداء الاقتصادي في المملكة العربية السعودية، اللقاء السنوي الخامس عشر لجمعية الاقتصاد السعودية بالتعاون مع هيئة السوق المالية.

المراجع الفرنسية:

- 1- Audrey, D., (2008), "*La transmission de la volatilité et l'asymétrie des chocs financiers : le cas des marches boursiers européens*", Centre d'Etudes en Macroéconomie et Finance Internationale (CEMAFI), Nice.
- 2- Barreau, J.& Dalahaye, J., (2005), "*Gestion Financière*", 14ème édition, Dunod.
- 3- Foata, D. & Fuchs, A., (2004), "*Processus stochastiques, processus de poisson, processus de Markov et martingales*", DUNOD.
- 4- Gouriéroux, C. & Monfort, A., (1995), "*Séries temporelles et modèles dynamiques*", Economica.
- 5- Gouriéroux, C., (1992), "*Modèles ARCH et applications financières*", Economica.
- 6- Green, W., (2005), "*Econométrie*" Edition française dirigée par Didier Schlachter, Théophile Azomahou, Nicolas Couderc, Stéphanie Monjon, Phu Nguyen Van, Pearson Education.
- 7- Hommiya, K., (2006-2007), "*Cours d' Econométrie des séries temporelles*", Master II Recherche Finance et Econométrie, Université de Paris Panthéon Assas.
- 8- Hurlin, C. "*Econométrie pour la finance: Modèles ARCH, GARCH Univariés*", Master ESA. Econométrie et Statistique Appliquées, Université d'Orléans, October 2004, 10sept.2010. < http://www.dauphine.fr/eurisco/CH_Cours/Cours_Finance.pdf>.
- 9- Lardic, S. & Mignon, V., (2002), "*Econométrie des Séries temporelles macroéconomiques et financiers*", Economica.
- 10- Lubrano, M., (1999), "*Modélisation économique des séries temporelles non stationnaires*" GREQE-CNRS, Marseille.
- 11- Pirotte, A. & Bresson, G., (1995), "*Econométrie des séries temporelles*", Presses Universitaires de France.
- 12- Terraza, M. & Bourbonnais, R., (2008), "*Analyse des séries temporelles*", Dunod.
- 13- Terraza, M. & Darne, O., (2002), "*Les tests de non stationnarité des séries temporelles non saisonnières*", une revue de la littérature, Université de Montpellier.
- 14- Thionbiano, T. & Faso, H., (2008), "*Econométrie des séries temporelles, cours et exercices*" Economie.
- 15- Zakoian, J.M. & Franca, C., (2009), "*Modèles GARCH* ", 1ère édition, Economie.
- 16- Zakoian, J.M., (1992), "*Modèles GARCH* ", Journal de la société statistique de paris, 133(1), 40-57.

- 1- Aqil Mohammed, Hadi Hacen, "Construction of Stock Indices for the Newly Formed UAE Stock Market", Journal of the Gulf and Arabian Peninsula Studies, N° 107.
- 2-Awartani, B.M.A. ; Corradi, V., (2005), " Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: The role of asymmetries", International Journal of Forecasting, 21, 167-183.
- 3- Battilossi, S.; Hopt, S., (2006), " Risk ,Return and Volume in an Emerging Stock Market: The Bilbao Stock Exchange,1916-1936", XIV International Economic History Congress.
- 4- Beaver; William H., (Jan. 1981), " Market Efficiency", The Accounting Review, 23-37.
- 5-Bera, A. K.; Higgings, M. L., (1993), " ARCH Models: Properties, Estimation and Testing", Journal of Economic Surveys, Vol. 7, No. 4, 307-366.
- 6- Bollerslev, T.; Engle, R. F.; Nelson, D. B., (1994), "ARCH models", Handbook of Econometrics, Vol.IV, 2959-3038, Elsevier Science.
- 7- Box, G. E. P. ; Jenkins, G. M., (1976),"Time Series Analysis Forecasting And Control", Holden-Day Inc., USA.
- 8-Bougerol, P.; Picard, N., (1992), "Stationarity of GARCH processes and of some nonnegative time series ", Journal of Econometrics,52, 115-128.
- 9- Dahel, R., (2000), "Arab Stock Markets: Recent Trends and Performance", The Arab Planning Institute, Kuwait.
- 10- Elliot, G.; Rothenberg,T.J. & Stock,J.H., (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", Econometrica, 64, 813-836.
- 11-Engle, R., (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models with estimation of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, 50, 987-1007.
- 12-Engle, R.; Ng, V., (1998), " Measuring and testing the impact of news in volatility" Journal of Finance, 43, 1749-1778.
- 13- Engle, R.; Gallo, G. M., (2006), "A multiple indicators model for volatility using intra-daily data", Journal of Econometrics, 131, 3-27.
- 14- Fama, E. F., (1991) , " Efficient Capital Market II", Journal of Finance 46, 1575-1617.
- 15- Fama, Eugene, , (May, 1970), " Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, 383-417.
- 16- Ghani, E., (1992)," How Financial Markets Affect Long-Run Growth", Working Paper No. 843, Eastern Africa Department, The World Bank, Washington, DC.
- 17 - Ghysels, E.;Santa-Clara, P; Valkanov, R., (2005), " There is a risk-return trade-off after all", Journal of Financial Economics, Vol.67 , 509-548.
- 18- Lamoureux, G. C.& Lastrapes, W. D., (1990), "Heteroscedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects", Journal of Finance, 45, 221-229.
- 19- Levy, H.; Marshall,S., (1984), " Portfolio and investment selection: Theory and practice ", Prantice- Hall, Inc.
- 20- Li, J.; Yang, J.; Hsiao, C., (2003), "The relationship between stock returns and volatility in international stock markets", Working paper, Texas A&M university and university of southern California.

- 21- Melnish, Thomas, H. ; Doneld , J.; Pughisi, (1982), " *The efficiency of the international money markets*", Journal of Business Finance and Accounting, (Vol.9, No. 2), 167- 177.
- 22 - Michael, W.;Brandt, M; Kang, Q., (2004) " *There is a risk-return trade-off after all*", Journal of Financial Economics, Vol.72, 217-257.
- 23- Nelson, D.B., (1991), "*Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach*" Econometrica, 59, 347-370.
- 23 - Whitelaw, R., (2000), " *Stock market risk and return: An empirical approach*", Review of financial studies, Vol.13, 521-547.
- 24-Xiao,Z.,(2001),"*Testing the nul hypothesis of Stationarity against an autoregressive unit root alternative*", Journal of time series analysis,22(1),87-105.

المواقع الالكترونية:

١. صندوق النقد العربي www.amf.org.ae .
٢. مجلة الإحصاء الالكترونية
٣. <http://www.arabicstat.com> The Electronic Journal of Statistics
٤. ويكيبيديا, الموسوعة الحرة ar.wikipedia.org .
٥. السوق المالية السعودية - تداول <http://www.alaswaq.net/.com.sa> .
٦. المعهد العربي للتخطيط - الكويت <http://www.arab-api.org> .
٧. الأسواق المالية العربية http://www.alaswaq.net/financial_markets.html .
٨. هيئة السوق المالية السعودية <http://www.cma.org.sa> .
٩. مجلة الأخبار الاقتصادية الالكترونية <http://www.uaeec.com> .
٩. الاقتصادية الالكترونية <http://www.aleqt.com> .

الملاحق

الملحق (أ) التوزيع القطاعي للسوق

رمز تداول	الاسم المتداول	اسم الشركة	القطاع
1010	الرياض	بنك الرياض	قطاع المصارف والخدمات المالية
1020	الجزيرة	بنك الجزيرة	
1030	استثمار	البنك السعودي للاستثمار	
1040	السعودي الهولندي	البنك السعودي الهولندي	
1050	السعودي الفرنسي	البنك السعودي الفرنسي	
1060	ساب	البنك السعودي البريطاني	
1080	العربي الوطني	البنك العربي الوطني	
1090	سامبا	مجموعة سامبا المالية	

	مصرف الراجحي	الراجحي	1120
	بنك البلاد	البلاد	1140
	مصرف الإنماء	الإنماء	1150
قطاع الصناعات البتروكيماوية	شركة كيماويات الميثانول	كيماونول	2001
	الشركة الوطنية للبتروكيماويات	بتروكيم	2002
	الشركة السعودية للصناعات الأساسية	سابك	2010
	شركة الأسمدة العربية السعودية	سافكو	2020
	شركة التصنيع الوطنية	التصنيع	2060
	شركة اللجين	اللجين	2170
	شركة نماء للكيماويات	نماء للكيماويات	2210
	المجموعة السعودية للاستثمار الصناعي	المجموعة السعودية	2250
	شركة الصحراء للبتروكيماويات	الصحراء للبتروكيماويات	2260
	شركة ينبع الوطنية للبتروكيماويات	ينساب	2290
	الشركة السعودية العالمية للبتروكيماويات	سبكيم العالمية	2310
	الشركة المتقدمة للبتروكيماويات	المتقدمة	2330
	شركة كيان السعودية للبتروكيماويات	كيان السعودية	2350
	شركة رابغ للتكرير و البتروكيماويات	بترو رابغ	2380
قطاع الإسمنت	شركة إسمنت حائل	إسمنت حائل	3001
	شركة إسمنت نجران	إسمنت نجران	3002
	شركة الإسمنت العربية المحدودة	الإسمنت العربية	3010
	شركة إسمنت اليمامة السعودية المحدودة	إسمنت اليمامة	3020
	شركة الإسمنت السعودية	إسمنت السعويده	3030
	شركة إسمنت القصيم	إسمنت القصيم	3040
	شركة إسمنت المنطقة الجنوبية	إسمنت الجنوبيه	3050
	شركة إسمنت ينبع	إسمنت ينبع	3060
	شركة إسمنت المنطقة الشرقية	إسمنت الشرقية	3080
	شركة إسمنت تبوك	إسمنت تبوك	3090
	شركة إسمنت الجوف	إسمنت الجوف	3091

قطاع التجزئة	شركة أسواق عبدالله العثيم	أسواق العثيم	4001
	شركة المواساة للخدمات الطبية	المواساة	4002
	الشركة المتحدة للإلكترونيات	اكسترا	4003
	الشركة السعودية لخدمات السيارات	خدمات السيارات	4050
	الشركة الوطنية للتسويق الزراعي	ثمار	4160
	شركة أحمد حسن فتيحي	فتيحي	4180
	شركة جرير للتسويق	جرير	4190
	الدريس للخدمات البترولية والنقلات	الدريس	4200
	شركة فواز عبدالعزيز الحكير وشركاه	الحكير	4240
	شركة الخليج للتدريب والتعليم	الخليج للتدريب	4290
قطاع الطاقة والمرافق الخدمية	شركة الغاز والتصنيع الأهلية	الغاز والتصنيع	2080
	الشركة السعودية للكهرباء	كهرباء السعودية	5110
قطاع الزراعة والصناعات الغذائية	مجموعة صافولا	مجموعة صافولا	2050
	شركة المنتجات الغذائية	الغذائية	2100
	الشركة السعودية لمنتجات الألبان والأغذية	سدافكو	2270
	شركة المراعي	المراعي	2280
	شركة مجموعة أنعام الدولية القابضة	أنعام القابضة	4061
	حلواني إخوان	حلواني إخوان	6001
	شركة هرفي للخدمات الغذائية	هرفي للأغذية	6002
	شركة الخطوط السعودية للتموين	التموين	6004
	الشركة الوطنية للتنمية الزراعية	نادك	6010
	شركة القصيم الزراعية	القصيم الزراعية	6020
	شركة تبوك للتنمية الزراعية	تبوك الزراعية	6040
	الشركة السعودية للأسماك	الأسماك	6050
	شركة الشرقية الزراعية	الشرقية الزراعية	6060
	شركة الجوف الزراعية	الجوف الزراعية	6070
	شركة بيشة للتنمية الزراعية	بيشة الزراعية	6080
	شركة جازان للتنمية	جازان للتنمية	6090

قطاع الاتصالات وتقنية المعلومات	7010	الاتصالات	شركة الاتصالات السعودية
	7020	اتحاد اتصالات	شركة اتحاد اتصالات
	7030	زين السعودية	شركة الاتصالات المتنقلة السعودية
	7040	عذيب للاتصالات	شركة اتحاد عذيب للاتصالات
	7050	المتكاملة	الشركة السعودية للاتصالات المتكاملة
قطاع التأمين	8010	التعاونية	شركة التعاونية للتأمين
	8020	ملاذ للتأمين	شركة ملاذ للتأمين وإعادة التأمين
	8030	ميدغلف للتأمين	شركة المتوسط والخليج للتأمين وإعادة التأمين التعاوني
	8040	أليانز إس إف	شركة أليانز السعودي الفرنسي للتأمين التعاوني
	8050	سلامة	شركة أياك للتأمين التعاوني
	8060	ولاء للتأمين	الشركة السعودية المتحدة للتأمين التعاوني
	8070	الدرع العربي	الدرع العربي للتأمين
	8080	ساب تكافل	ساب تكافل
	8090	سند	شركة سند للتأمين وإعادة التأمين التعاوني
	8100	سايكو	الشركة العربية السعودية للتأمين التعاوني
	8110	وفا للتأمين	لشركة السعودية الهندية للتأمين التعاوني
	8120	اتحاد الخليج	شركة اتحاد الخليج للتأمين التعاوني
	8130	الأهلي للتكافل	شركة الأهلي للتكافل
	8140	الأهلية	الشركة الأهلية للتأمين التعاوني
	8150	أسيج	المجموعة المتحدة للتأمين التعاوني
	8160	التأمين العربية	شركة التأمين العربية التعاونية
	8170	الاتحاد التجاري	شركة الاتحاد التجاري للتأمين التعاوني
	8180	الصقر للتأمين	شركة الصقر للتأمين التعاوني
	8190	المتحدة للتأمين	الشركة المتحدة للتأمين التعاوني
	8200	إعادة	الشركة السعودية لإعادة التأمين "إعادة" التعاونية
	8210	بوبا العربية	بوبا العربية للتأمين التعاوني
	8220	وقاية للتكافل	شركة وقاية للتأمين و إعادة التأمين التكافلي

	شركة الراجحي للتأمين التعاوني	الراجحي للتأمين	8230
	شركة أيس العربية للتأمين التعاوني	أيس	8240
	شركة إكسا للتأمين التعاوني	إكسا - التعاونية	8250
	شركة الخليجية العامة للتأمين التعاوني	الخليجية العامة	8260
	شركة بروج للتأمين للتأمين التعاوني	بروج للتأمين	8270
	شركة العالمية للتأمين التعاوني	العالمية	8280
	شركة سوليدرتي السعودية للتكافل	سوليدرتي تكافل	8290
	شركة الوطنية للتأمين	الوطنية	8300
	شركة أمانة للتأمين للتأمين التعاوني	أمانة للتأمين	8310
	شركة عناية السعودية للتأمين التعاوني	عناية	8311
	الإنماء طوكيو مارين	الإنماء طوكيوم	8312
قطاع شركات الاستثمار المتعدد	شركة المصافي العربية السعودية	المصافي	2030
	الشركة السعودية للصناعات المتطورة	المتطورة	2120
	شركة الأحساء للتنمية	الأحساء للتنمية	2140
	الشركة السعودية للخدمات الصناعية	سيسكو	2190
	عسير للتجارة والسياحة والصناعة	عسير	4080
	شركة الباحة للاستثمار والتنمية	الباحة	4130
	شركة المملكة القابضة	المملكة	4280
قطاع الاستثمار الصناعي	شركة تكوين المتطورة للصناعات	تكوين	1201
	شركة الصناعات الكيميائية الأساسية	بي سي أي	1210
	شركة التعدين العربية السعودية	معادن	1211
	مجموعة أسترا الصناعية	أسترا الصناعية	1212
	مجموعة السريع التجارية الصناعية	مجموعة السريع	1213
	شركة الحسن غازي إبراهيم شاعر	شاعر	1214
	الشركة السعودية للصناعات الدوائية	الدوائية	2070
	شركة الصناعات الزجاجية الوطنية	زجاج	2150
	شركة تصنيع مواد التعبئة والتغليف	فييكو	2180
	الشركة الوطنية لتصنيع وسبك المعادن	معندية	2220
	الشركة الكيميائية السعودية	الكيميائية السعودية	2230

	الشركة السعودية لصناعة الورق	صناعة الورق	2300
	شركة عبداللطيف للاستثمار الصناعي	العبداللطيف	2340
	الشركة السعودية للصادرات الصناعية	الصادرات	4140
قطاع التشييد والبناء	شركة اتحاد مصانع الأسلاك	أسلاك	1301
	مجموعة محمد المعجل	مجموعة المعجل	1310
	الشركة السعودية لأنابيب الصلب	الأنابيب السعودية	1320
	شركة أبناء عبدالله عبدالمحسن الخضري	الخضري	1330
	شركة الخزف السعودي	الخزف	2040
	شركة الجبس الأهلية	الجبس	2090
	شركة الكابلات السعودية	الكابلات	2110
	الشركة السعودية للتنمية الصناعية	صديق	2130
	شركة إميانتيت العربية السعودية	إميانتيت	2160
	الشركة العربية للأنابيب	أنابيب	2200
	شركة الزامل للاستثمار الصناعي	الزامل للصناعة	2240
	شركة الباطين للطاقة والاتصالات	الباطين	2320
	الشركة السعودية لإنتاج الأنابيب الفخارية المحدودة	الفخارية	2360
	شرق الشرق الاوسط للكابلات المتخصصة(مسك)	مسك	2370
	شركة البحر الأحمر لخدمات الإسكان	البحر الأحمر	4230
قطاع التطوير العقاري	الشركة العقارية السعودية	العقارية	4020
	شركة طيبة للاستثمار	طيبة للاستثمار	4090
	شركة مكة للإنشاء والتعمير	مكة للإنشاء	4100
	شركة الرياض للتعمير	التعمير	4150
	إعمار المدينة الاقتصادية	إعمار	4220
	شركة جبل عمر	جبل عمر	4250
	شركة دار الأركان	دار الأركان	4300
	مدينة المعرفة الاقتصادية	مدينة المعرفة	4310

$$V_t \sim N(0, \sigma_v^2)$$

قطاع النقل	الشركة الوطنية للنقل البحري	البحري	4030
	الشركة السعودية للنقل الجماعي	النقل الجماعي	4040
	الشركة السعودية للنقل البري	مبرد	4110
	الشركة المتحدة الدولية للمواصلات	بدجت السعودية	4260
قطاع الإعلام والنشر	شركة تهامة للإعلان والعلاقات العامة	تهامه للإعلان	4070
	المجموعة السعودية للأبحاث والتسويق	الأبحاث و التسويق	4210
	الشركة السعودية للطباعة والتغليف	طباعة وتغليف	4270
قطاع الفنادق والسياحة	مجموعة الطيار للسفر	الطيار	1810
	الشركة السعودية للفنادق	الفنادق	4010
	شركة المشروعات السياحية	شمس	4170