حوصلة اختبارات جذر الوحدة مع التطبيق على معطيات السلاسل الزمنية المتعلقة بسعر مؤشر سوق قطر المالي (دراسة تطبيقية)

Unit root tests with application to time series data related to the Qatar Financial Market index price (applied study)

د. حكوم ليلى [1] / دكتور مولاي الطاهر (الجزائر –سعيدة)، leila.hakkoum20@yahoo.com

د. دربال امينة / دكتور مولاي الطاهر (الجزائر –سعيدة)، *mankour.mouna@yahoo.fr*

تاريخ الاستلام: 2025-06-20 تاريخ القبول: 2025-12-04 تاريخ النشر: 2025-12-29

ملخص

تهدف هذه الدراسة الى اماطة اللثام عن سيرورة سعر مؤشر سوق قطر المالي باستخدام اختبارات جذر الوحدة واختبار جذر الوحدة الهيكلي حيث تبين نتائج الدراسة ان تحليل الصدمات الهيكلية باستخدام النموذج GARCH(1.1) المقدر يبقى مقبولا، وخصوصا أن البيانات يومية بمؤشر سوق قطر المالي اعطى نتيجة مرضية الى حد ما لكن ارتأينا تحليل التغيرات الهيكلية بناء على المتغيرات الصورية للحصار DYMMY فأعطيت قيمة 0 من تاريخ2010-01-04الى غاية 2017-01-04 وإعطاء قيمة 1 من تاريخ 2017-01-05الى غاية 2021-01-04 اما الفترة 2021-01-05الى غاية 13-10-2023. حيث أعطت نتائج أكثر توضيحا لسيرورة السلسلة ووجود تغيرات هيكلية في 2017.

الكلمات المفتاحية: اختبار جذرالوحدة، المؤشر، نماذج التنبؤ

تصنيف JEL : C22 ؛ C32 ؛ C51.

Abstract:

This study aims to uncover the price dynamics of the Qatar Financial Market Index using unit root tests and structural unit root tests. The results of the study show that the analysis of structural shocks using the estimated GARCH (1.1) model remains acceptable, especially since the daily data for the Qatar Financial Market Index yielded somewhat satisfactory results. However, we decided to analyze structural changes based on the dummy variables of the blockade (DYMMY) A value of 0 was assigned from January 4, 2010, to January 4, 2017, and a value of 1 was assigned from January 5, 2017, to January 4, 2021, while the value of 1 was assigned from January 5, 2021, to October 13, 2023. These results provide more clarity on the series' progression and the presence of structural changes in 2017.

Keywords: *Unit root test, index, forecasting models*

Jel Classification Codes : *C22.C32.C51*

[1] المؤلف المرسل: حكوم ليلى ، الإيميل: leila.hakkoum20@yahoo.com

I - تمهيد :

تعتبر الأسواق المالية من أهم ركائز الاقتصاد في أي بلد من بلدان العالم، فان كفاءة الأسواق المالية تعتمد على سلوك أسعار الأسهم، وعشوائية حركة أسعارها، ومدى تطور أنظمة التداول، والوصول إلى القيمة العادلة لأسعار الأسهم، ولكي يكون السوق كفؤا فعالا لا بد من توفر مجموعة من الشروط، كالإفصاح والشفافية وتوفير السيولة للأوراق المالية المتداولة، حيث يعد من أهمها توفير السيولة للورقة المالية، أي أن يكون في وسع المستثمرين والمتعاملين في تلك السوق التداول بالسعر العادل حيث يعد خطر السوق وتقلبات أسعار الاصول من أهم المخاطر المؤثرة على الأسواق المالية. وقد تطور ميدان المخاطر خلال القرن العشرين بشكل كبير اشتمل على ظهور أنواع كثيرة من المخاطر، مما تطلب إيجاد اليات وادارتها بالشكل الذي يحقق أهداف الشركات. كما تطورت الأسواق المالية بشكل كبير وتقنيات جديدة لقياسيا وأصبح تحميل التغيرات التي تطرا عليها جزءا أساسيا من الصورة التي تعكس تطور نشاط قطاع الأعمال في كل دولة.

كما تطور التعامل مع بيانات هذه الأسواق، فقد أدت مختلف الأبحاث التي تناولت بيانات الأسواق المالية وتطبيقات النماذج الإحصائية عليها إلى الوصول إلى مجموعة من الخصائص التي تتمتع بها معظم السلاسل الزمنية. ولكي نحصل على نماذج تنبّؤ لبيانات السّلسلة الزّمنيّة يكون لها المقدرة على تصوير الواقع ودقّة عالية في التّنبّؤات المستقبليّة، يجب أن تأخذ هذه النّماذج كلّ الاعتبارات المتعلّقة بالبيانات من خطّيّة وغير خطّيّة ونوعية البيانات والتّأثيرات المختلفة وغيرها من العوامل الأخرى المتعلّقة بالبيانات.

1.I- إشكالية البحث :

ماهي الخصائص البنيوية لسلسلة عوائد المؤشر المالي لسوق قطر خلال فترة الدارسة؟

2.I - فرضيات البحث :

سوف نحاول فهم بنية اهم المتغيرات الاقتصادية مستندين في ذلك على مقارنة اختبارات المقطع الهيكلي الوحيد والتغيرات الهيكلية المتعددة للسلسلة محل الدراسة.

-احتواء سلسلة عوائد المؤشر المالي لسوق قطر خلال فترة الدارسة على الأقل تغير هيكلي.

-خلو سلسلة عوائد المؤشر المالي لسوق قطر خلال فترة الدارسة من أي تغير هيكلي .

4.I. - أهمية البحث :

- ❖ تنبع أهمّيّة الدّراسة في طريقة تناولها للموضوع من خلال المعالجة الكمّيّة لعوائد مؤشّرات الأسواق الماليّة باستعمال الأساليب التّنبؤيّة ممّا يساعد المستثمر على اتّخاذ قرار الاستثمار المناسب.
- ❖ صياغة الجوانب الفكريّة للأسباب الحديثة والاستفادة منها في تطوير مفاهيم ومعايير التّنبّؤ بمؤشّرات الأسواق الماليّة.
- ❖ تحديد العوامل المؤثرة على أداء الأسواق المالية وتحليل تأثير هذه العوامل على سلوك المستثمرين

تمكن من تحسين صنع القرارات الاستثمارية

5.I. - الدراسات السابقة:

دراسة(2017) رملاوي عبد القادر وبشرول فيصل بعنوان:

"مؤشرات الاسواق المالية كوسيلة للوقاية من الازمات المالية –التنبؤ بحركة مؤشر داوجونز الصناعي باستخدام منهجية بوكس –جينكس في تحليل السلاسل الزمنية"

تهدف الدراسة الى تحليل تطور مؤشر داوجونز الصناعي لبورصة نيويورك خلال الفترة الممتدة من شهر جانفي 2006الى فبراير 2014قصد معرفة اتجاه تغيرات هذا المؤشر والتنبؤ بقيمته المستقبلية.

وتوصلت الدراسة الى النتائج التالية:

- ان تحليل مؤشر داوجونز من اجل التعرف على النموذج المناسب لحركة هذا المؤشر الذي يسمح لنا بالتنبؤ بالقيم المستقبلية له قصد التقليل من المخاطر المالية التي تؤدي الى وقوع الازمات المالية.

وان منهجية بوكس –جينكز سمحت لنا بمعرفة النموذج المناسب لمؤشر داوجونز، اذ تمثل النموذج(1.1) ARIMAاي ان هذا المؤشر يتأثر بدرجة كبيرة بقيمته المتأخرة السابقة وقيمة الاخطاء المقدرة للفترة السابقة وتم تطبيق بعض الاختبارات الاحصائية قصد معايرة النموذج المقدر وفحص البواقي.

دراسة (2022) عبد الله العياشي ومحمد العيد تيجاني بعنوان:

"استخدام النماذج الهجينة ARIMA-GARCH للتنبؤ بعوائد مؤشر الاسواق المالية دراسة حالة السوق المالي السعودي خلال الفترة 2009-2019".

جاءت هاته الدراسة الى معاجلة اشكالية تقلبات مؤشرات الاسواق المالية في ظل المتغيرات الاقتصادية والازمات المالية الغير مستقرة، من خلال التنبؤ باتجاهات المستقبلية لعوائد مؤشرات السوق المالي في السعودية، وذلك باستخدام النمذجة القياسية لبيانات اسبوعية للفترة الممتدة من 04/01/2009 الى غاية 01/12/2019، بواقع 570 مشاهدة .وتهدف الدراسة الى معرفة النموذج الامثل من نماذج GARCH-ARIMA الهجينة للتنبؤ بعوائد مؤشر السوق المالي السعودي خلال فترة الدراسة المذكورة سابقا، وما مدى قدرته على تقدير وتفسر تقلبات عوائد مؤشر السوق المالي السعوديTADAWUL .

43-دراسة (2022)Miklesh Prasad Yadav&Anisha Goyal&Aastha Khera بعنوان:

« Capturing the stock market volatility: a study ofsectoral indices in India using symmetric GARCHmodels ».

تم استخدام نماذج GARCH-in-mean للتنبؤ بتقلبات مختلفة المؤشرات القطاعية. أسعار الإغلاق اليومية لـ 11 مؤشرًا خلال السنوات الست الماضية هي تعتبرعينة للدراسة. مدة ست سنوات تبدأ من 1 يناير 2014حتى 31 ديسمبر 2019 يتم تغطيتها لهذه الدراسة. وقد وجد أن خمسة أظهرت الفهارس وجود تأثير ARCH. ثم GARCH متماثل يتم تطبيق النماذج على هذه المؤشرات الخمسة وهي Nifty Auto وNifty It وNiftyالمعادن، و Nifty Media، وNifty Realty. معاملات ARCH وGARCH

وقد أصبحت ذات أهمية بعد تطبيق نموذج(1.1) GARCH. وعموما يعد استمرار الصدمة هو الأكبر في عوائد أسهم Nifty Media والأدنى في حالة يعود سهم Nifty Realty حيث أن مجموع معلماته هو الأعلى والأدنى على التوالي.

هذه الدراسة، هناك نموذجان متماثلان تم استخدام نموذج (1.1) GARCH، وGARCH-in-meang لتقييم التقلبات من المؤشرات القطاعية واختبار تجريبيا وجود مقايضات المخاطر والعائد في هذه السلسلة الزمنية المالية.

II- مفاهيم عامة حول السلاسل الزمنية

تعريف السلسلة الزمنية: تعرف السلسلة الزمنية على انها مجموعة من المشاهدات التي تتولد على التوالي خلال الزمن، وتتميز أية سلسلة زمنية ببيناتها مرتبة بالنسبة للزمن، وان المشاهدات المتتالية عادة ما تكون غير مستقلة، أو تعتمد على بعضها بعضا. وتتكون من:

السيرورة العشوائية:

يمكن تعريف السَيرورة العشوائية رياضيا بأنها مجموعة المتغيرات العشوائية المسجلة عبر الزمن والتي يرمز لها بالرمز **Xt** . وحيث **T€ t**.

عند الحديث عن السلسة الزمنية يجب التطرق إلى السَيرورة العشوائية والعلاقة التي تربط بينهما، كذلك كلاهما يتحدد بمتغير مشَترك ألا وهو الزمن. **(Michaud & .M, 1989, p. 9.)**

السيرورة العشوائية المستقرة:

نقول أن السَيرورة **Xt** مستقرة تماما إذ كانت بنية الاحتمال ثابتة عبر الزمن أي قانون الاحتمال **n** مشاهدة

Xt1 ; Xt2 ;...Xtn هو نفسه قانون الاحتمال **n** مشاهدة ل **Xt1+h ; Xt2+h ;...Xtn+h**.

وبالتالي تكون العزوم مستقلة عن الزمن:

$$E(Xt) = \mu \forall t$$

$$V(Xt) = \sigma^2 \forall t$$

$$COV(Xt, Xt+h) = V(h) \forall t, \forall h$$

قبل التطرق إلى دراسة تقلبات أي ظاهرة اقتصادية، من الضروري أولا دراسة استقرار السلاسل الزمنية، بمعنى التأكد من وجود اتجاه من عدمه، حيث نميز بين سلاسل زمنية خالية من اتجاه، أي أنه بالرغم من تغير مستويات السلسلة الزمنية خلال فترة زمنية طويلة نسبيا إلا أنه يبقى المتوسط فيها نفسه، ولا يوجد فيها اتجاه لا نحو الزيادة و لا نحو النقصان، و يعرف هذا النوع من السلاسل الزمنية بسلاسل مستقرة، وأما بالنسبة للسلاسل الزمنية غير المستقرة، فيكون المتوسط فيها متغير باستمرار نحو الزيادة أو النقصان (سلمان، محمد، و ابراهيم، 1995، صفحة 197).

حيث تعتبر دراسة استقراريه أحد الشروط المهمة عند دراسة السلاسل الزمنية، لان غيابها قد يسبب عدة مشاكل قياسية، ومن أجل تفادي ذلك يجب إرجاع استقراريه للسلاسل الغير مستقرة ومنه فقد عرفت طريقتين للكشف عن استقراريه أو عدم استقراريه المتغيرات (سلسلة زمنية) والأولى هي دراسة" **Correlogrames** " التي من خلالها يتم الكشف عن مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية والثانية هي اختبار استقراريه (اختبار الجذر الأحادي)

هناك من يفضل تحديد طبيعة السلسلة الزمنية عن طريق الرسم البياني، أو تقسيم السلسلة الزمنية إلى قسمين متساويين، ثم حساب المتوسط الحسابي لكل قسم، فإذا كان المتوسطان متساويان أو قريبان من بعضهما، نقول إنه لا يوجد اتجاه في السلسلة الزمنية، إلا أنه من أبرز الاختبارات المستعملة من قبل الباحثين في

العلوم الاقتصادية ومختلف العلوم التي تتطلب الاستدلال بالاختبارات القياسية، هي اختبارات جدر الوحدة الذي يعتبر الأداة الأكثر فعالية (شيخي، 2011، صفحة 206)..

اختبارات جدر الوحدة (Unit Root tests):

ا-اختبار ديكي-فولر (Dickey -Fuller Test):

يعتبر هذا الاختبار أول الاختبارات لجذر الوحدة التي قام بها ديكي & فولر سنة **1979**، حيث يستند هذا الاختبار على تحديد مركبة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية من أجل التأكد من في استقرارها أو عدمه، سواءا كانت المركبة تحديدية (**deterministic**) أو عشوائية (**stochastic**) (**(Ikeora, Igbodika, & Jessi, 2016, p. 127)** .

نفرض أنه **Yt** عبارة عن نموذج السير العشوائي حيث: **Yt = Yt-1 + μt**، وبالتالي تصبح معادلة الانحدار على النحو:

$$Yt = \rho Yt-1 + \mu t \dots (4)$$

وبطرح **Yt-1** من طرفي المساواة نحصل على ثلاثة معادلات كالتالي:

$$Yt - Yt-1 = \alpha 1 Yt-1 - Yt-1 + ut \dots\dots (4.1)$$

$$\Delta Yt = (\alpha - 1) Yt-1 + ut \dots\dots\dots\dots (4.2)$$

$$\Delta Yt = (\alpha - 1) Yt-1 + \alpha 2T + ut \dots (4.3)$$

حيث: **p=α-1**، **Δ** *عبارة* عن معامل الفرق الأول أو معامل التغير في **Yt**.

T مركبة الاتجاه العام، ***ut*** الخطأ العشوائي.

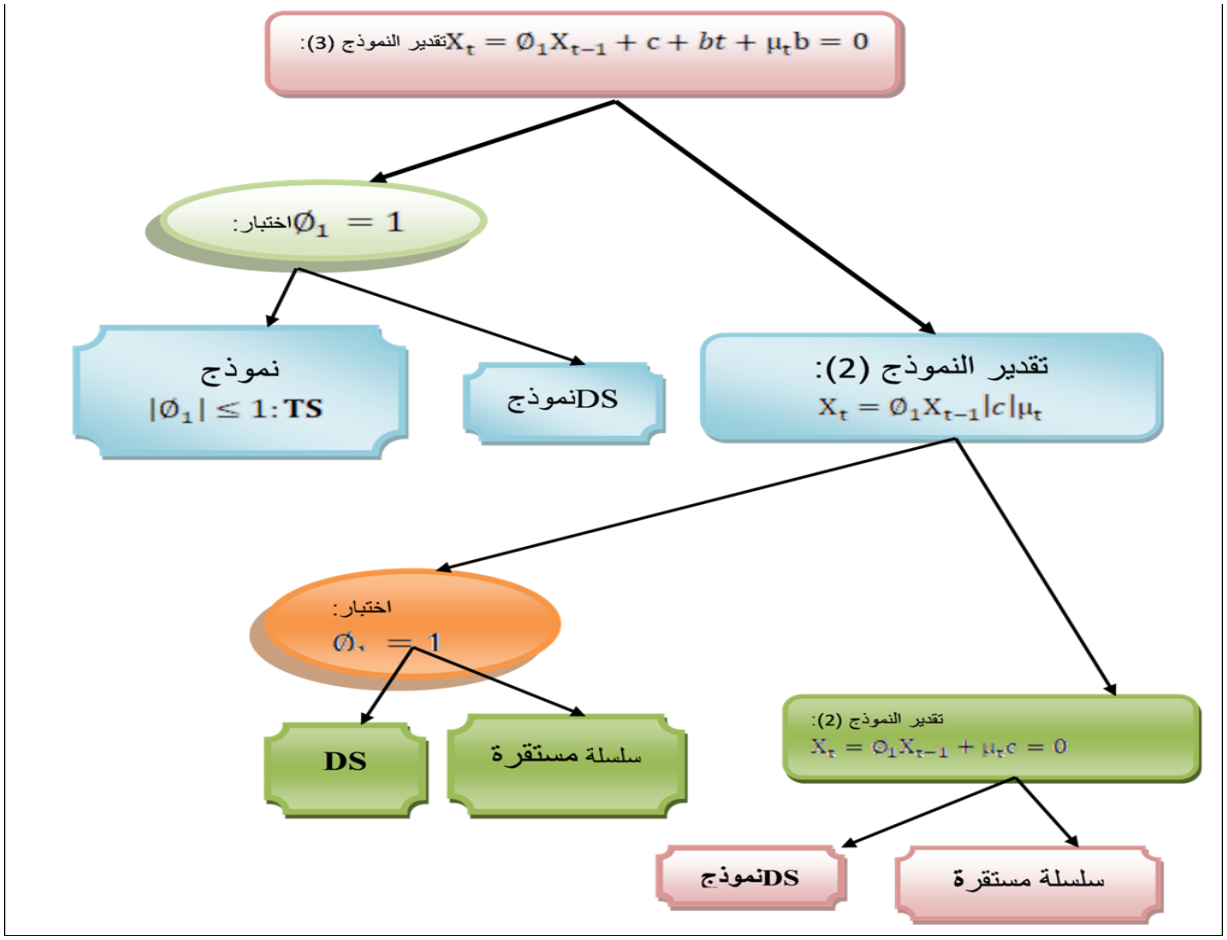
عند تطبيق اختبار ديكي-فولر تكون لدينا الفرضيتان التاليتان:

- الفرضية الصفرية: $H_0 : \alpha = 1$
- الفرضية البديلة: $H_0 : \alpha < 1$

حيث عند قبول الفرضية العدمية H_0 تكون السلسلة الزمنية تعاني من وجود جدر الوحدة، وبالتالي فهي غير مستقرة، أما في حالة قبول الفرضية البديلة H_1 تكون السلسلة الزمنية خالية من جدر وحدوي، وعليه نقول إنها مستقرة.

عند تطبيق اختبار ديكي-فولر (**Dickey-fuller test**) لدراسة استقرارية السلاسل الزمنية من خلال المعادلتان (4.2) و (4.3) يفترض أنه البواقي غير مرتبطة خطيا (**the error term are not correlated**)، لهذا عند وجود خاصية الارتباط الخطي يرجى تطبيق اختبار ديكي-فولر الموسع (**Augmented-Dickey-Fuller**).

الشكل 1-1-يوضح منهجية مبسطة اختبار الجذر



Source : Régis Bourbonnais.R ;Terraza.M « Analyse des séries temporelles en économie » presse universitaires de France (1998).p236.

ب-اختبار ديكي-فولر الموسع (Augmented-Dickey-Fuller):

نظرا للنقص الذي يعاني منه اختبار ديكي-فولر في عدم الأخذ بعين الاعتبار الارتباط الذاتي في الخطأ العشوائي، وبالتالي عدم كفاءة تقديرات المربعات الصغرى العادية (OLS)، قام العالم ديكي فولر (1981) بتطوير اختباره الأول (اختبار ديكي فولر الموسع)، وذلك بإضافة معاملات الفروق المتباطئة للمتغير التابع (Lagged difference term of the dependent variable) قصد للتخلص من الارتباط الذاتي (Sandrine Lardic, 2002, p. 148).

حيث نجد ثلاثة معادلات عند إجراء الاختبار هي، وهي كالتالي:

$$\Delta yt = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \alpha \Delta y_{t-j+1} + \mu_t \quad \ldots (5)$$

$$\Delta yt = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \alpha \Delta y_{t-j+1} + c + \mu_t \quad \ldots (6)$$

$$\Delta yt = \rho y_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \alpha \Delta y_{t-j+1} + c + bt + \mu_t \quad \ldots (7)$$

يجب الإشارة إلى اختلاف فرضيات كل معادلة حسب خصائص جوهرية، وهي الاتجاه الزمني والحد الثابت، حيث من خلال المعادلات الثلاثة أعلاه، نلاحظ أن:

- المعادلة (5) يوجد فيها اتجاه ولا حد ثابت.
- المعادلة (6) لا يوجد فيها اتجاه زمني لكن يوجد حد ثابت.
- أما المعادلة (7) يوجد فيها اتجاه زمني ويوجد حد ثابت.

ج-اختبار فيليب بيرون (Philips-Perron):

يلجأ اختبار فيليب -بيرن المطور سنة من طرف بيتر فيليب (**Peter Philips**)، وبيار بيرن (**Pierre Perron**) عام 1988 على الطريقة لا معلمية (**Non Parametric Adjustment**) في تصحيح الارتباط الذاتي (**Autocorrelation**) للبواقي عند اختبار استقرار السلاسل الزمنية، حيث يسمح الاختبار بعكس الطبيعة الحركية للسلسة عن طريق الأخذ بعين الاعتبار كل من الارتباط الذاتي للبواقي، وعدم ثبات التباين (دحماني، 2013، صفحة 119).

هذا الاختبار يعمد إلى تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي فولار، من أجل أخذ بعُين الاعتبار الأخطاء المرتبطة، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن مميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية حيث اعتمد فيلبس وبَيرن نفس التوزيعات المحدودة لاختباري DF و ADFويجري هذا الاختبار في أربعة مراحل :

1. التقدير بواسطة MCO النماذج الثلاثة القاعدية للاختبار ديكي فولار، مع حساب الاحصائيات المرافقة.
2. تقدير التباين المعطى الأجل القصَير.

تعطى احصائية مضاعف لاج رانج **Lagrange Multiplier** بالعلاقة التالية:

$$LM = \frac{\sum_{=1}^{T} St^2}{\hat{\sigma}S2}$$

على عكس اختبار ديكي فولر الموسع الذي يفترض أنه السلسلة الزمنية متولدة من انحدار ذاتي (**Auto-Regressive**) يفترض نموذج فيليب-بيرن أنه السلسلة الزمنية مولدة من خلال (**ARIMA**)[1] (**Phillips & Perron, 1988, p. 338**).

كما أنه يرى ذوي الاختصاص في علم الاقتصاد القياسي أنه عند تضارب نتائج اختبارات جدر الوحدة بالنسبة لنفس السلسلة الزمنية من الأجدر الأخذ باختبار فيليب بيرن عندما تكون عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيرة (**Russell & MacKinnon, 2004, p. 623**) .

- **اختيار فترات الإبطاء المثلى:**

تتم عملية اختيار فترة الإبطاء المثلى عن طريق أخذ أقل قيمة للمعايير الإحصائية الخمسة، وهي كالتالي:

- معيار خطأ التنبؤ النهائي (Final Prediction Error) 1969.
- معيار اكايك (AKAIKE) 1973.
- معيار شوارز (Schwarz) 1978.
- معيار حنان وكوين (Hannan & Quinn) 1979.
- معيار نسبة الإمكان الأعظم (likelihood ration test).

(The number of cointegration vectors من خلال اختبار جوهانسن (VAHID & ENGLE, 1993, p. 350).

اختبار جذر الوحدة بوجود تغيرات الهيكلية:

ا-التغيرات الهيكلية: يطلق على تغير سلسلة زمنية بشكل مفاجئ في وقت ما بالتغير الهيكلي، حيث يمكن أن تعكس هذه التغيرات الهيكلية التغير المؤسساتي أو التشريعي أو الفني، كما يمكن أن تعكس أيضا التغيرات في السياسات الاقتصادية أو الصدمات الاقتصادية الكبيرة، من المشكلات المحددة الشائعة عند التعامل مع النماذج التجريبية أن غالبا ما يكون للسلسلة الزمنية المستخدمة جذر وحدة واحد أو أكثر، لذا يقترح أنه قد يكون من الضروري عزل بعض الأحداث الاقتصادية المفردة ورؤيتها كتغيير دائم في نمط السلسلة الزمنية (perman, 2006, p. 2).

ب-جذر وحدة مع وجود تغير هيكلي: Unit root Testes with Structural Break

تميز أغلب متغيرات السلاسل الزمنية للاقتصاد الكلي بعدم الاستقرار، وهذا يعني أن التغير الهيكلي يمكن أن يكون له تأثير دائم على نمط السلسلة الزمنية، ومن ثم فإن اختبار جذر الوحدة المتضمن التغير الهيكلي له بعض المزايا، فهو يمنع نتائج الاختبار من أن تصبح متحيزة نحو جذر الوحدة، بالإضافة إلى أنه يمكن تحديد تاريخ أو زمن حدوث التغير الهيكلي في السلسلة. (Nilsson, 2009, p. 13)

❖ **التغير الهيكلي الخارجي:Exogenous Structural Break**

يمكن أن تؤثر التغيرات الهيكلية في السلاسل الزمنية على نتائج اختبارات جذر الوحدة، وفي هذا الصدد لقد بين Perronبأن الكثير من السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة عند استخدام اختبارات جذر الوحدة التقليدية في حالة وجود تغيرات هيكلية، ولكن في الحقيقة هي سلاسل مستقرة، أي تصبح هذه الاختبارات متحيزة إلى عدم رفض فرضية الاستقرارية (1989) Perron علاوة على ذلك، فإن معظم سلاسل الاقتصاد الكلي لا تظهر في الواقع جذر الوحدة. وهذا نتيجة الصدمات الكبيرة وغير المتكررة وتشير إلى عودة الاقتصاد إلى الاتجاه العام بعد الصدمات الصغيرة والمتكررة. لذلك قام Perron بتعديل اختبار ADF وهذا بتضمين متغيرات وهمية لتحديد انكسار خارجي (معروف) واحدا، حيث يسمح هذا الاختبار بحدوث انكسار ضمن الفرضية الصفرية والفرضية البديلة، وعندما يشير اختبار ADF إلى وجود جذر الوحدة فإنه ينبغي اعتبار أن هذا الأخير بمثابة تغير دائم واحد في جزء محدد من عملية مستقرة أو مستقرة باتجاه، قد اعتمد Perron على ثلاث نماذج للتغيرات الهيكلية

لاختبار جذر الوحدة، حيث يسمى النموذج الأول بـ**model Crash** ، ويتضمن هذا النموذج تغير في الثابت (**intercept**)للسلسلة الزمنية . **(Glynn, 2007, p. 68)**

هناك اختبار آخر للكشف عن التغير الهيكلي وهو اختبار**Chow** ، حيث يعتمد على تقسيم العينة إلى فترتين فرعيتين، وتقدير المعادلة لكل فترة فرعية بشكل منفصل، ثم يتم اختبار المساواة بين المجموعتين باستخدام اختبار **F** لمعرفة ما إذا كان هناك تغيير هيكلي بينً الفترتين قبل وبعد تاريخ الانكسار المختار خارجيا، حيث تنص الفرضية الصفرية على أن معامل الفترتين الفرعيتين متساوي ولا يوجد تغيير هيكلي بين الفترتين. **(Bruce, 2001, p. 118)**

❖ **التغير الهيكلي الداخلي: Endogenous Structural Break**

اقترح(1992) **Vogelsang and Perron** و(1997) **Perron** فئة من الاختبارات التي تسمح بنوعين مختلفين من الانكسار الهيكلي، يسمى الأول بنماذج **Additive Outlier (AO)** حيث يسمح نموذج **AO** بإجراء تغييرات سريعة في الميل، بينما تحدث التغييرات في نموذج **Innovational outlier IO** تدريجيا، ويسمح نموذج **IO** بانكسار في كل من الثابت والميل. ويفترض في كلا النموذجين عدم وجود انكسار تحت الفرضية الصفرية لجذر الوحدة.

يحول (1992) **Andrews and Zivot** اختبار جذر وحدة لـ **Perron** الذي يستند إلى تاريخ انكسار خارجي إلى اختبار جذر وحدة غير مشروط، أي بدال من التعامل مع تاريخ الانكسار باعتباره ثابتا (يتم تحديده مسبقا) يتم تقديره، يسمح هذا الاختبار بانكسار واحد في الثابت والميل للسلسلة. ويعد هذا الاختبار اختبارا تسلسليا **(Sequential test)**باستخدام العينة كاملة وأيضا باستخدام متغيرات وهمية لكل تاريخ انكسار محتمل، ويتم تحديد تاريخ الانكسار عندما تكون **ADF** عند أدنى قيمة لها1992 **Andrews & Zivot** .

❖ **التغيرات الهيكلي المتعدد:Multiple Structural break**

تشير العديد من الدراسات إلى أن وجود انكسار داخلي واحد غير كاف ويؤدي إلى فقدان المعلومات عند وجود أكثر من انكسار واحد في الواقع، قام (1998) **Perron an Montanes and Reyes Clémente** بتوسيع إحصاءات **Perron and vogelsang(1992)** لتشمل تغييرين في الميل **(Clemente, 1998, p. 175)**.

استخدام المتغيرات الصورية:DUMMY VARIABL

المتغير الصوري كقاطع:

المعادلة التالية تمثل انحدار لبيانات مقطعية:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

β_0 في المعادلة تمثل متوسط قيمة عندما تكون X تساوي صفر. نفترض في معادلة الانحدار ان قيمة β_0 ثابتة لكل المشاهدات في بيانات الدراسة. ولكن المعامل قد يختلف اعتمادا على اختلاف بيانات الدراسة السؤال كيف نحول هذه المعلومة الى معلومة رقمية لا دخالها في معادلة الانحدار واختبار صحة هذا الاختلاف؟ الجواب هو استخدام متغير من نوع خاص يسمى المتغير الصوري والذي يمكن ان يمثل التأثير النوعي وذلك باستخدام مؤشر رقمي لحصيلة النتائج الممكنة تخصيص القيم واحد او صفر للنتيجتين الممكنة. نستخدم المتغير **D** الذي يأخذ القيم التالية:

$$D = \begin{vmatrix} 1 & for \\ 0 & for \end{vmatrix}$$

ان اختيار القيمة واحد او صفر لأي من المجموعتين لا يؤثر على النتيجة لإدخال المتغير الصوري في المعادلة:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D_i + u_i$$

لمعرفة تأثير D في المعادلة باعتبار ان هناك نتيجتين اعتمادا على قيمةD وكيف تؤثر على تحديد المعادلة، اولا عندما تكون D=0 سنتحصل على التالي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D(0)_i X_{1t} + u_i$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$$

وفي حالة ان D=1 نتحصل على التالي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 D(1)_i + u_i$$

$$Y_i = (\beta_0 + \beta_2) + \beta_1) X_i + u_i$$

حيث تمثل $\beta_0 + \beta_2$ القاطع أي انه باستخدام المتغير الصوري فأن قيمة القاطع تتغير.

❖ **ميل المتغير الصوري:**

في الجزء السابق تم مراجعة تأثير المتغير الصوري على نموذج الانحدار وتم الوصول الى ان القاطع هو الذي يتغير. هذا يتم بافتراض ان العلاقة بين Y وX لا تتأثر بتضمن المتغير الصوري.

العلاقة بين Y وX تمثل بمشتقة او ميل الدالة في نموذج الانحدار البسيط. وباستخدام المشتقة الجزئية في الانحدار المتعدد احيانا قد يتأثر الميل بالفرق في المتغير الصوري.

مثال الانحدار البسيط كما يلي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + u_{1t}$$

ميل الانحدار β_1هو معطي بالتالي:

$$\frac{dy_t}{dx_{1t}} = \beta_1$$

❖ **تأثير القاطع والميل معا:**

عند استخدام المتغير الصوري يسمح بتأثير كل من القاطع والميل على سبيل المثال إذا كان لدينا المتغير الصوري الذي يتبع للتعريف التالي:

$$\begin{cases} for\ \ t = 1, \ldots\ldots, s \\ 1 \quad for\ t = s+1, \ldots, T \end{cases}_{0}$$

دراسة وصفية لسلسلة اسعار مؤشر سوق المالي ال قطري(QSI):

لتحليل أي سلسلة زمنية يجب البدء بالتمثيل البياني لمشاهدات تلك السلسلة مع الزمن لان الرسم البياني يظهر الملامح الوصفية للبيانات مثل الاتجاه العام، التغيرات الموسمية، وغيرها من الصفات العامة للبيانات، وفيما يلي شكل يوضح مؤشر الإغلاق لسلسلة سوق محل الدراسة.

شكل 2--التمثيل البياني لسلسة مؤشر سوق قطر المالي



المصدر: من إعداد الباحثتين بناء على مخرجات EVIEWS 13.

يبين الشكل أن بداية فترة الدراسة شاهدت تقلبات منخفضة تتبعها تقلب مرتفع ثم شهدت بقية الفترات تأرجحا بين الارتفاع والانخفاض حيث نجد التقلبات الحادة في فترات معينة يعقبها فترات أقل تقلبا وأيضا تتركز في فترات معينة أي أن التغيرات الكبيرة في قيم العوائد يعقبها التغيرات كبيرة أخرى مقابلة لها والتغيرات الضعيفة يعقبها التغيرات ضعيفة وهو ما يسمى في تحليل أسواق المال بتجمع التقلبات وبالتالي هنالك حالة من عدم الاستقرار في مؤشر السوق محل الدراسة خلال الفترة 2010/01/0الى2023/10/13 وهذا راجع للظروف ولأحداث التالية والتي نجملها فيما يلي:

تعزيز الوعي الاستثماري وترسيخ الثقافة الاستثمارية لدى جمهور المستثمرين وذلك من خلال عقد ندوات تدريبة ومؤتمرات مثل: الشرق الأوسط أوربا ونيويورك كما عقدت اجتماعات مشتركة في لندن وباريس مع ممثلي البنوك الاستثمارية عالمية رائدة في المجال وكان محور هذا الاجتماع ربط البورصة القطرية وأسواق العالمية لندن باريس ونيويورك من خلال شبكة عمل SFTIالقطرية وأسواق انضمت إلى مجموعة BTRADINZ CLOUD.

الربيع العربي الذي أخاف المستثمرين الا أن البورصة القطرية استطاعت إلى حد كبير تجاوز أثار هذه الأزمة بسبب قوة الاقتصاد القطري و تقه المستثمرين فيه ورغم كل هذه الأحداث احتلت قطر مكانة أفضل الأسواق و رفع تصنيف البورصة القطرية الى بورصة صاعدة لدى كل من مورجان ستالني" للأسواق ناشئة مؤشر "ستاندر انديورز" بالإضافة إلى حصولها على العضوية الكاملة في اتحاد البورصات العالمية WFE,وهذا ما فسره أقصى ارتفاع سنة 2014 حيث قدر ب 14350.50 نقطة وكان الأفضل من حيث مستويات الأداء منذ تأسيس سوق الدوحة للأوراق المالية.

رغم اقتصاد قطر القوي إلا إن في بداية سنة 2017 هوت مؤشرات الأسهم القطرية التأثير السلبي بسبب الشقاق الدبلوماسي في الخليج العربي (سعودية، مصر، إمارات، بحرين، يمن) وقطع علاقتها مع قطر ,كما خيرت السعودية الشركات العالمية بين تنفيذ أنشطتها في قطر أو السعودية .

كما شهد العام 2018 صعودا ملحوظا رغم الحصار المفروض وهذا مأكدته كما ان وكالة "بلومبرغ" الأمريكية كما أكدت من انخفاض مخاطر الائتمان من قطر رغم الحصار وارتفاع جميع المؤشرات.

شهدت نهاية عام 2019 بالخصوص 20نوفمبر2019هبوط معظم أسهم الخليج بفعل نزوح أموال بعد مراجعة اوزان ام.اس.سي.اي.

واجه مقاومة عديدة عند مستويات ما بين 10500و 10600 نقطة وفشل أكثر من مرة باختراقها، وتغلبت عليه هذه المرة أيضًا حيث أجبرته على الهبوط إلى مستويات 10318نقطة.

أقرب مستوى دعم للمؤشر هو مستوى 10252 وهو مستوى ضعيف أتوقع أنه لن يصمد كثيرًا أمام هذه الحركة الهابطة وسيفتح الباب بكل سهولة إلى مستويات 10000: 9900 كهدف أول و9700: 9500 كهدف ثاني.

ومن الضروري جدًا التماسك حول هذا المستوى والحفاظ عليه حيث انه في حالة كسره ربما نذهب إلى أهداف هبوطية بعيدة.

تقليص المستثمرين مراكزهم للاستثمار في طرح أرامكو وتتدهور أسواق الخليج عامة وقطر خاصة مع تأثر المعنويات العالمية بفيروس كورونا مع بوادر 2020.

رغم صعود اغلب بورصات الشرق الأوسط آلا أن قطر مستمرة في الهبوط في 14-01-2020.

وفي 27-01-2021تسجل قطر ارتفاع طفيف عند سعر الإغلاق ترتفع ب 1.3 % تزامنا مع تعافي الأسواق العربية، وكانت بورصة قطر قد نجت من الانهيار الذي لحق ببورصات الخليج بسبب الهلع من اتساع نطاق الإضرار التي خلقتها جائحة كورونا الجديد اوميكرون الذي انتقلت عدواه الى دول الخليج.

2022 شهد تباين أداء البورصات العربية في تداولات اذ ارتفع مؤشر بورصة قطر الى مستوى 12571نقطة بزيادة 0.23%ليصل إلى 12194نقطة بزيادة 28 نقطة.

تواصل ارتفاع إلى 0.9 %بدعم من ارتفاع سهم بنك قطر الوطني 2.5بالمئة بعد إعلانه تحقيق زيادة 10%في صافي الأرباح بدعم نمو القروض.

ومن هنا نلاحظ عدم تأثر بورصة قطر بفيروس كورونا لاعتمادها على المنصات الالكترونية والرقمنة في خدماتها.

ان استضافة قطر لكأس العالم 2022 أحدث آثارا إيجابية كبيرة انعكست على أداء البورصة والمتداولين في السوق وزاد من جرعة التفاؤل في أوساط المستثمرين بشكل كبير، خاصة مع النتائج الإيجابية الجيدة التي حققتها

الشركات والتي يتوقع أن تقر توزيعات جيدة للمستثمرين. وأضاف أن قوة الاقتصاد القطري من أهم العوامل التي جعلت من السوق القطري سوقا جاذبا، فضلا عن المبادرات التي تستهدف ترسيخ مكانة البورصة إقليميا وعالميا.

ومؤخرا أطلق جهاز قطر للاستثمار مبادرة صناعة السوق لتعزيز السيولة في سوق بورصة قطر كجزء من التزام جهاز قطر للاستثمار بدعم وتطوير البورصة والاقتصاد المحلي لدولة قطر.

وبموجب هذه المبادرة، سيتمكن صانعو السوق المرخصون من الوصول إلى جزء من حيازات الأسهم المملوكة لجهاز قطر للاستثمار وبرامج الحوافز من أجل دعم سيولة الأسهم المدرجة في بورصة قطر.

وأضاف أن ثقة المستثمرين وتفاؤلهم يعتبر محفزا كبيرا لانتعاش البورصة، وقد دفع المونديال 2022 الثقة إلى أعلى مستوى، ومن المتوقع أن تنعكس توقعات المستثمرين الإيجابية من خلال الاتجاه الصعودي لأسعار الأسهم. وقد أظهر مؤشر مديري المشتريات الصادر عن مركز قطر للمال تحسن ثقة الشركات القطرية مع اقتراب موعد انطلاق مونديال2022 كأس العالم لكرة القدم إلى أفضل مستوياتها في عامين في أكتوبر 2022.

2023-جاء المؤشر العام القطري بإغلاق أسبوعي جيّد مؤكدا بالفوليوم وبالهارمونيكا الإيجابي بالرغم من الاحداث التي وقعت بغزة المحتلة لم يتأثر السوق المالي القطري بالأحداث الجيوسياسية.

اختبار جذر الوحدة Unit root test:

هناك العديد من اختبارات جذر الوحدة إلا أننا سنعتمد في هذه الدراسة على اختبارADF والمعرف كما يلي:

دراسة اختبار ديكي فولر المطورADF:

الجدول (1) نتائج اختبارADF على سلسلة اسعار مؤشر سوق قطر المالي.

النماذج	قيمة ADF المحسوبة	قيمة ADF			القرار
		%1	5%	10%	
بدون اتجاه وثابت	0.29	-2.65	-1.94	-1.61	السلسلة غير مستقرة
يوجد ثابت	-1.96	-3.43	-2.86	-2.56	
بوجود ثابت واتجاه	-1.84	-3.96	-3.41	-3.12	

المصدر: من اعداد الباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13.

من خلال ملاحظة نتائج الجدول اعلاه وبعد مقارنة قيم ADF المحسوبة والمجدولة عند 1%، 5% و10% وبالنسبة للنماذج الثلاث (بوجود اتجاه وثابت، بوجود ثابت، وبدون اتجاه وثابت) تبين ان قيمة ADF المحسوبة أكبر من المجدولة وبالتالي السلسلة محل الدراسة غير مستقرة عند المستوى.

نجد أن سلسلة الفروق الأولى لمؤشر سوق قطر المالي متقاربة جدا وسلسلة العوائد ومستقرة لهذا تم الاعتماد على سلسلة العوائد في التنبؤ بمؤشر سوق قطر المالي، كما نجد أن جل الدراسات القياسية في هذا المجال تعتمد

على سلسلة العوائد والمعطاة بالعلاقة التالية: كون العوائد عبارة عن الفروقات من الدرجة الاولى سيتم الاعتماد عليها ويعطى بالصيغة التالية:

$$Rt = \frac{Pt - Pt-1}{Pt-1}$$

حيث: RT: العائد في الفترة t.

Pt : سعر مؤشر السوق في الفترة t.

Pt-1: سعر مؤشر السوق الفترة t-1.

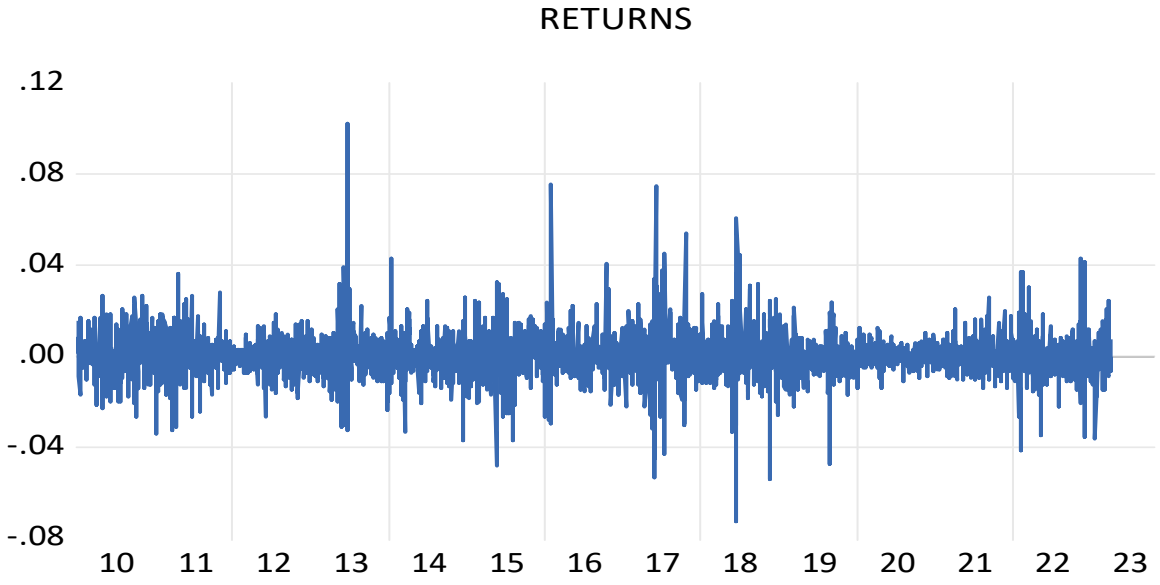
4.2.تطبيق منهجية بوكس-جينكز Box-jenkins

قبل التطرق لمنهجية بوكس-جينكينز لابد من دراسة استقرارية سلسلة عوائد مؤشر سوق قطر المالي.

1.4.2دراسة إستقرارية سلسلة عوائد مؤشر سوق قطر المالي

أ-بيانيا: في هذا الصدد يمكن الاستعانة بالتمثيل البياني لسلسلة العوائد خلال فترة الدراسة

الشكل 3-التمثيل البياني لسلسلة عوائد سوق قطر المالي



المصدر: من إعداد الباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13

يظهر من خلال الشكل أعلاه ان سلسلة عوائد سوق قطر المالي مستقرة عند المتوسط، لكنها ليست ثابتة في التباين وان هناك تقلبات واضحة في العوائد.

دراسة استقراريه سلسلة عوائد مؤشر سوق قطر المالي

الجدول (.2) نتائج اختبار ADF على سلسلة عوائد مؤشر سوق قطر المالي.

Null Hypothesis: RETURNS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=29)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-30.18612	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.565632	
	5% level	-1.940916	
	10% level	-1.616638	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURNS)
Method: Least Squares
Date: 11/20/23 Time: 23:05
Sample (adjusted): 1/08/2010 4/04/2023
Included observations: 3453 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURNS(-1)	-0.818191	0.027105	-30.18612	0.0000
D(RETURNS(-1))	-0.073134	0.022736	-3.216659	0.0013
D(RETURNS(-2))	-0.067624	0.016982	-3.982171	0.0001

R-squared	0.447101	Mean dependent var	1.65E-06
Adjusted R-squared	0.446780	S.D. dependent var	0.012804
S.E. of regression	0.009524	Akaike info criterion	-6.469213
Sum squared resid	0.312913	Schwarz criterion	-6.463872
Log likelihood	11172.10	Hannan-Quinn criter.	-6.467306
Durbin-Watson stat	1.999501		

المصدر: من إعداد الباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13

تبين من الجدول أعلاه أن قيمة الاحتمال المقابل ADF أقل من 0.05أي أنه لا يوجد جذر الوحدة، مما يؤكد استقرارية السلسلة.

من خلال ملاحظة التمثيل البياني السابق للسلسلة محل الدراسة تبين انها تحتوي على ارتفاعات وانخفاضات واضحة وهذا ما يحتمل وجود تغير هيكلي كما ان اختبارات جذر الوحدة الكلاسيكية السابقة لا تسمح بحدوث تلك التغيرات.

ولدراسة وجود تغيرات هيكلية في سلسلة مؤشر سوق قطر المالي ومدى تزامن هذه التغيرات مع الأزمات الاقتصادية، تم استخدام اختبار Chow تغير هيكلي، ثم اختبار محدد خارجي ZivoT-Andrewsالذي يفترض حدوث تغير داخلي واحد، وأخيرا استخدام اختبار Clemente ET AL لاختبار تغيرين هيكليين.

3.4.2اختبارات جذور الوحدة بوجود تغيرات هيكلية:

نتيجة اختبار جذر وحدة ADF مع تغير هيكلي على مؤشر بورصة قطر تشير سلسلة الأسعار إلى وجود جذر وحدة في السلسلة من خلال مقارنة القيم الحرجة عند 1٪، 5٪، 10٪، وإحصائيةADF ، وكذلك قيمة الاحتمال أكبر من 0.05، بالإضافة إلى وجود تغير هيكلي عند النقطة.

الجدول (3) يمثل اختبار جذر الوحدة مع وجود تغير الهيكلي لمؤشر سوق قطر المالي

Break Date: 17/12/2018

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

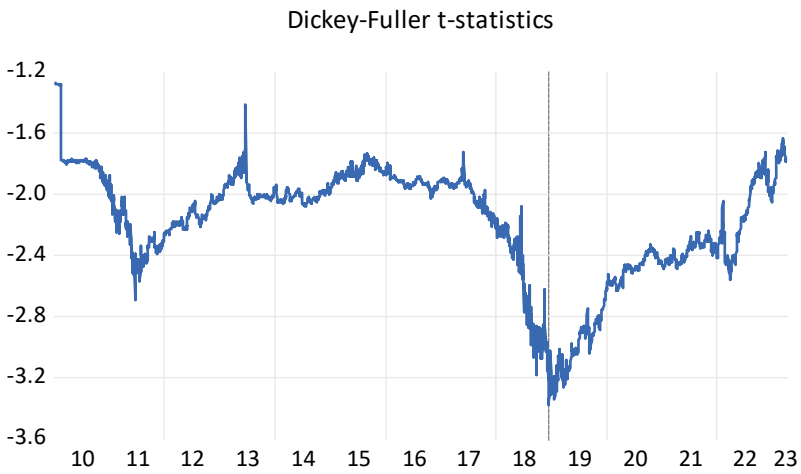
Lag Length: 3 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=29)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.384405	0.4516
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

المصدر: من إعداد الباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13.

نتيجة اختبار جذر وحدة ADF مع وجود تغير هيكلي على مؤشر بورصة قطر تشير سلسلة الأسعار إلى وجود جذر وحدة في السلسلة من خلال مقارنة القيم الحرجة عند1 ٪، 5٪، 10٪، وإحصائيةADF ، وكذلك قيمة الاحتمال أكبر من 0.05 بالإضافة إلى وجود تغير هيكلي عند النقطة 17-12-2018 كما هو موضح في الشكل التالي:

الشكل 4-اختبار ديكي - فولر بوجود لتغيرات الهيكلية:



المصدر: من إعداد االباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13.

اختبارات جذور الوحدة بوجود تغيرات الهيكلية متعدد

الجدول (4) اختبار جذر الوحدة مع تغير هيكلي متعدد لمؤشر سوق قطر المالي

Multiple breakpoint tests

Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:	4

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	2784.129	2784.129	8.58
1 vs. 2 *	796.8267	796.8267	10.13
2 vs. 3 *	1595.578	1595.578	11.14
3 vs. 4 *	60.88944	60.88944	11.83
4 vs. 5	0.000000	0.000000	12.25

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Sequential	Repartition

1	14/10/2019	20/02/2012
2	7/08/2017	4/11/2014
3	30/05/2012	25/07/2017
4	4/11/2014	1/08/2019

المصدر: من إعداد الباحثتين بناء على مخرجات برنامج EVIEWS 13.

من خلال جدول التالي نلاحظ ان هناك أربعة تغيرات هيكلية:

-خلال 20 فبراير2012 تم تسجيل 10858نقطة عند سعر الاغلاق وهو انخفاض اذا ما قارناه بالسنة الماضية 21فبراير 2011 ب 14018نقطة أي بنسبة 77.45 بالمئة شهد الوطن العربي بداية 2011 اضطرابات أمنية أطلق عليها مصطلح "الربيع العربي" بدأت من تونس في ديسمبر 2010 ثم مصر 25 جانفي 2011 ثم اليمن ،ليبيا وسوريا، وقد اندلعت هذه الثورات لعدة أسباب منها ذات الطابع الاقتصادي كتدني مستوى المعيشة، منها ذات الطابع الاجتماعي كعدم تكافؤ الفرص في هذه المجتمعات، زيادة البيروقراطية، الفساد، الرشوة، ومنها ذات الطابع السياسي كالاضطهاد السياسي، سياسة توريث الحكم ،الا ان بورصة قطر لن تتأثر بالأزمات الجيوسياسية التي تحوطها من قريب او بعيد .

وهذا راجع لانطلاق سوق أدوات الدين وادراج شريحة الأولى من اذونات الخزينة وكذلك تطبيق عملية التسليم مقابل الدفع DVPفي عام 2011 بينما أعلنت بورصة قطر في 2012 عن إطلاق سوق الشركات الناشئة المخصص لإدراج الشركات الصغيرة والمتوسطة.

كما أعلنت مجموعة QNB عن استكمال أول عملية إصدار سندات بقيمة مليار دولار أمريكي.

يليه احداث التغير الثاني في 04-11-2014 سجل مؤشر بورصة قطر خلال شهر نوفمبر 2014 م مقارنة بشهر أكتوبر 2014م انخفاضا بلغ 738.40 نقطة، أو ما نسبته 5.47 % ليغلق في نهاية الشهر عند 12,760.46 نقطة.

ارتفعت أحجام التداول بشكل كبير جدا نتيجة زيادة عدد الشركات المدرجة وارتفاع القيمة السوقية ا ويعكس هذا الارتفاع الظفرة الاقتصادية التي يتمتع بها الاقتصاد القطري حيث أصبحت بورصة قطر ناشئة في هذا العام كذلك تطور الأنظمة والقوانين وارتفاع أسعار الأصول.

شهد اليوم الأول من الحصار تراجعا في المؤشر العام لبورصة قطر وصل إلى حوالي 700 نقطة، وهو المستوى الأعلى له منذ عام 2014، توقعت معه دول الحصار أن تتحقق أمانيها في كسر عظم قطر من خلال ضرب الاقتصاد القطري والمالي في مقدمة قطاعاته الرئيسية المستهدفة بورصة قطر السوق المالي الأكثر قوة ومتانة وأمانا، والمعروفة بوضعها المتميز على صعيد المنطقة بل والعالم، حيث قامت المحافظ الاستثمارية لتلك الدول في خطوة ممنهجة بعمليات بيع واسعة بقصد تكبيد مقصورة التداولات خسائر قوية لا تستطيع أن تتماسك بعدها بورصة قطر أبدا.

التغير الهيكلي الثالث 2017: من هنا نرى أن بورصة قطر شهدت خلال بداية الحصار حدوث انخفاض في مؤشرها بسبب بيع بعض المحافظ وهو أمر طبيعي في مثل هذه الظروف، إلا أن هذه الأزمة سهلت أيضاً دخول العديد من المستثمرين الأجانب في استثمارات مباشرة بالبورصة وذلك نتيجة الاهتمام العالمي بالدخول في استثمارات ببورصة قطر خلال هذه الفترة نظراً لمتانة وقوة وتنوع الاقتصاد القطري ولوجود الفرص والأسعار المغرية كما أن الشركات القطرية سخية في توزيعات أرباحها وهذا يمثل عنصر جذب مثالي في مثل هذه المواقف.

شهدت البورصة القطرية خلال فترة الحصار إدراج أسهم أول شركة عائلية للتداول، وقد جاء هذا الادراج ليؤكد متانة الاقتصاد القطري وقدرته على مواجهة التحديات التي فرضها الحصار.

وخلال شهر واحد تسجيل أكثر من 70 محفظة اجنبية جديدة قامت بفتح حسابات لدى البورصة لبدء التداول الاسهم القطرية التي يؤكد خبراء أنها تشكل فرصة مهمة للمستثمرين للمزايا التي تتوفر من خلالها .

التغير الهيكلي الرابع:2019 وأغلقت الأسهم القطرية مرتفعة 0.4% إلى 10497 نقطة، حيث فتح قطر لصناعة الألمنيوم على 18 ريالا، مرتفعا بذلك نحو 80% فوق سعر الطرح العام الأولي البالغ 10.10 ريالات ليكلل المسيرة الناجحة لأكبر إدراج أسهم في قطر هذا العام، وانخفض السهم لاحقا إلى 13.01 ريالا، كما زاد سهم صناعات قطر 0.9%.

في أبو ظبي تراجع المؤشر 0.6% عند 4831 نقطة متأثرا بعمليات بيع في سهم بنك أبو ظبي الأول الذي نزل 1% وانخفاض سهم الدار العقارية 3.7%.

وشهد المؤشر السعودي انخفاضا طفيفا بـ0.08% عند 7908 نقاط، لكن سهم زين السعودية صعد 5.8% بعد أن أعلنت الشركة أنها من بين ثلاث شركات توصلت إلى اتفاق مع الحكومة على تغيير في حساب رسوم الامتياز السنوية.

وفي الأسواق الخليجية الأخرى ارتفع مؤشر الكويت 0.4%، وتراجع مؤشر بورصة مسقط 0.7%، في حين استقر مؤشر بورصة البحرين.

نتائج الدراسة:

وقد تنوعت النتائج بين الأسواق المالية حسب درجة تطورها وقدرتها على استيعاب المعلومات وعكسها في عوائدها فكانت معظم الأسواق الناشئة ضعيفة الكفاءة التي تتبع السير العشوائي وتعاني سلاسلها الزمنية من تفلطح مما يجعل التنبؤ بأسعار الأسهم ممكن عبر توقعها من الأسعار السابقة.

اختبار صحة الفرضيات:

بعد القيام بالدراسة التطبيقية تم التأكد من الفرضيات المصاغة مسبقا على النحو التالي:

أظهرت الدراسة انها تتميز بسلسلة زمنية بها تغيرات هيكلية نظرا للظروف التي مرت بها السوق المالي القطري، بداية بالأزمة التي عرفتها بورصة قطر خاصة بعد انسحاب عديد الاستثمارات الاجنبية والانسحابات التي جاءت بعد الحصار العربي، واضطرت البورصة لغلق مؤشرها العام تفاديا لخسائر متوقعة من مجلس التعاون الخليجي وانه من خلال تحليل للظاهرة تبين مدى صلابة الاقتصاد القطري بالرغم من تضرر الذي لحق بظهور وباء كورونا لم يتأذى الاقتصاد القطري من تبعاته على غرار باقي بلدان العالم.

وبعد التحليل والتمكن من النتائج تبين ان هذه الصدمات التي مر بها السوق اعطته قوة ومناعة والتوجه نحو الأفضل بفضل صلابة الاقتصاد القطري واستراتيجيته المتطورة التي تعمل على تكنولوجيات حديثة.

وهذا نراه في أن معامل التفلطح (kurtosis) فقد كانت قيمته(2.678779) وهي أصغر من (3) مما يدل على ان التوزيع غير مدبب، يدل على ان البواقي له أطراف سميكة وتتسم بالتفلطح مما يدل على تشتتها وبالتالي يختلف عن التوزيع الطبيعي.

اتضح من خلال استخدام اختبار Augmented Dickey-fuller في الكشف عن جذر الوحدة عند ثلاثة مستويات (مع ثابت واتجاه عام، مع ثابت، دون ثابت واتجاه عام عدم وجود اتجاه عام) وأن السلسلة الزمنية لكل من عوائد مؤشر سوق قطر في الكشف عن جذر الوحدة استقرارية السلسلة خلال فترة الدراسة.

فبورصة قطر شهدت تقلبات مالية عديدة أثرت على الاستثمار فيها، وهذا رجع من خلال العوائد الضئيلة المحققة لاسهم الشركات المدرجة فيها والتي ارفقتها مخاطر عالية وهذا ما خالف القاعدة الاستثمارية التي تفيد بأن زيادة المخاطر يكون بزيادة العوائد الخاصة بالأسهم، الأمر الذي ما لم نلمسه من خلال دراسة الشركات المدرجة فيها.

تأكيدا للفرضية الثانية نماذجGARCH مناسبة لتقدير تقلبات عوائد المؤشرات المالية لسوق قطر المالي خلال فترة الدراسة.

افاق الباحث:

*العمل على اجراء دراسات تتناول العوامل الأخرى التي قد تؤثر على حجم التداول، كالإعلان على الأرباح وأسعار الصرف والحدود السعرية وغيرها من العوامل، فالبحث اقتصر على دراسة عنصر واحد وهو التقلبات السعرية لعوائد مؤشر الأسهم كونه من العوامل المهمة المؤثرة على مخاطر السوق المالي.

*اعطاء أهمية للنماذج الهجينة عند القيام بعملية التنبؤ في السوق المالي لاتخاذ قرارات استثمارية رشيدة

* ضرورة إعطاء أهمية للشبكات العصبونية الاصطناعية عند القيام بعملية التنبؤ لاتخاذ

القرارات الاستثمارية كرديف أساسي مقارنة بالنماذج القياسية.ARIMA-GARCH

*محاولة تطبيق نموذج هجين بين نماذج الانحدار الذاتي بعدم تجانس الأخطاء ونماذج الذاكرة الطويلة GARCH-ARFIMA.

V- الإحـــالات والمراجـــع :

:

.Michaud, & .M, D. (1989). *La prévision approche empirique d'une méthode statistique.* paris: masson.

Bruce, H. (2001). *"The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S.* Journal of Economic Perspectives.

Clemente, J. M. (1998). *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean.* Economics Letters ,.

Glynn, J. P. (2007). *Unit root tests and structural breaks: A survey.* Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa.

Ikeora, J. J., Igbodika, M. N., & Jessi, C. (2016). Financial Liberalization Economic And Growth in Nigeria . *Journal Of Humanities And Social Science, 21*(05), 123-132.

Nilsson, I. (2009). *Unit root Tests and Structural Breaks in the Swedish Electricity.* Department of Business Administration and Social Sciences: Lulea University of.

perman, B. a. (2006). *Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the .* Department of Economics,University of Glasgow .

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75*(02), 335-346.

Russell, D., & MacKinnon, J. G. (2004). Econometric theory and methods. *Oxford University Press*, 620-634.

Sandrine Lardic, V. M. (2002). Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières. *Economica*, 145-159.

VAHID, F., & ENGLE, R. (1993). Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, 335-358.

عبد الرحمان بن مُحَمَّد سلمان، أنور أحمد مُحَمَّد، و محمود مُحَمَّد ابراهيم. (1995). *لإحصاء التطبيقي*. الرياض: مطابع جامعة الملك سعود.

مُحَمَّد ادريوش دحماني. (2013). سلسلة محاضرات في مقياس الاقتصاد القياسي. *مطبوعة*. سيدي بلعباس، الجزائر: كلية العلوم الاقتصادية و التجاوية و علوم التسيير.

مُحَمَّد شيخي. (2011). *طرق الاقتصاد القياسي: محاضرات و تطبيقات*. الجزائر: دار الحامد.