

محاولة تقييم كفاءة سوق الأوراق المالية السعودية عند المستوى الضعيف
للفترة 2010-2019

Attempting to evaluate the efficiency of the Saudi stock market At the weak
level for the period 2010-2019

ط/د سعيدة بن ثابت*	أ/د محمد قويدري
(مخبر العلوم الاقتصادية والتسيير)	(مخبر العلوم الاقتصادية والتسيير)
جامعة عمارثليجي الأغواط، الجزائر	جامعة عمارثليجي الأغواط، الجزائر
Saidabentabet@gmail.com	hm_kouidri@yahoo.fr
تاريخ الاستلام: 2020/04/16	تاريخ القبول: 2020/07/02

مستخلص: نهدف من خلال هذه الدراسة إلى إبراز اختبار مستوى الكفاءة في سوق الأوراق المالية السعودية، و ذلك عند المستوى الضعيف، وتم الاعتماد على اختبارات الاستقرار للسلاسل الزمنية، لسلسلة أسعار الأسهم المدرجة بسوق السعودية للأوراق المالية و المعبر عنها بمؤشر TASI خلال الفترة الممتدة من 2010/01/01 إلى غاية 2019/12/31. وقد تم هذا الاختبار عن طريق التمثيل البياني لدوال الارتباط الذاتي، اختبار الجذر الوحدوي و اختبار Dickey-Fuller و اختبار Phillips-perron من أجل ثبوت فرضية السير العشوائي، حيث خلصت الدراسة أن سوق السعودية للأوراق المالية تعد سوقا كفؤا عند المستوى الضعيف، وأن الأسعار تتحدد عشوائيا.

الكلمات المفتاحية: كفاءة الأسواق المالية؛ المستوى الضعيف؛ مؤشر TASI السعودي؛ استقرار السلسلة الزمنية.

تصنيف JEL: G11؛ G12؛ G15

Abstract: This study seeks to test the efficiency of the Saudi financial market on the weak level by relying on the time series test based on the TASI data for the period from 01/01/2010 to 12/31 / 2019; To achieve this goal, we used the following, Unit Root test, Dickey-Fuller, and Philips Test Byron. The study concluded that the Saudi market is efficient in its weak form, and this indicates that the investor cannot achieve extraordinary returns versus a specific risk strategy.

Keywords: Efficiency of financial markets; weak form; Saudi TASI Index; Stability of the time series.

Jel Classification Codes : G11 ; G12 ; G15

* المؤلف المراسل.

المقدمة: تعد سوق المال السعودي من الأسواق الناشئة، نظرا لإمكانية النمو الاقتصادي المتاحة للملكة و توفر مجموعة من العوامل التي ساهمت في تطور نشاط السوق المالية، كما تعتبر أيضا أهم سوق على مستوى المنطقة العربية، ذلك أنها أكبر الأسواق المالية في العالم العربي من حيث القيمة السوقية.

1- إشكالية الدراسة: شهدت العديد من الأسواق المالية في الدول المتقدمة أو النامية على حد سواء تطورات عديدة و متسارعة، إلا أن التركيز كان على مدى كفاءتها في أداء مهمتها و تحقيق التخصيص الكفاء للموارد المالية المتاحة للاستثمار. و وفقا لذلك، فإن تبني خيار التمويل عن طريق الأسواق المالية يتوقف على كفاءة هذه الأخيرة و دورها في ترشيد قرار المستثمر، إذ عمليا لا يمكن لهذه الأسواق أن تقوم بالدور المنوط لها إلا إذا توفرت على مقومات الكفاءة التي تساهم في التقييم الحقيقي للمؤسسات المدرجة، و لأوراقها المالية المتداولة.

و وفقا لمفهوم الكفاءة، يتوقع أن تستجيب أسعار الورقة المالية للتغيرات في المعلومات الواردة إلى السوق، بحيث تكون القيمة السوقية للأوراق المالية هي قيمة عادلة تعكس قيمتها الحقيقية، و تحدث هذه الاستجابة على وجه السرعة، بحيث لا تستطيع أي فئة من المستثمرين تحقيق مكاسب غير عادية على حساب فئة أخرى، إن كفاءة الأسواق و بكل ما تثيره من جدل و اهتمام، تفرض واقعا يرهن مسار التنمية في الدول النامية، و يطالها بضرورة الإسراع بإصلاح منظومتها المالية بما يضمن نشر المعلومات على مستوى من الإفصاح و الشفافية، ذلك أن التأخر في ذلك سيترتب عنه تكلفة لا مبرر لها، و هذا ما حدث في عقد التسعينات من القرن العشرين، عندما أخذت التدفقات الرأسمالية العالمية تنحى منحى تصاعدي باتجاه الأسواق المالية الكفوءة، نظرا للمزايا التنافسية التي تحظى بها، من منظومة مالية و تشريعية متطورة، و إفصاح مالي صارم.

من هذا المنطلق الذي خلف انطباعاً سائداً عند أغلب الدول و صناع القرار، سعت السلطات المالية في بعض الدول النامية إلى بناء قطاع مالي منظم يحاكي الساحة المالية الدولية، و في المنطقة العربية نجد المملكة العربية السعودية سارت على هذه الخطى من أجل تطوير سوقها المالي، حيث عرفت الساحة المالية للملكة تطورات تشريعية و تنظيمية عديدة، و في مطلع سنة 2003 صدر المرسوم الملكي للتأسيس الرسمي لسوق السعودية للأوراق المالية، و الذي عرف إقبالاً واسعاً من قبل عديد المستثمرين المحليين و الأجانب أفرادا و مؤسسات- على تنمية مدخراتهم من خلال القنوات الاستثمارية التي توفرها هذه المدخرات من خلال هذه الأسواق.

في هذا السياق و على اعتبار سوق السعودية للأوراق المالية من الأسواق الناشئة، ستعمل هذه الورقة البحثية على اختبار كفاءة هذا السوق عند المستوى الضعيف، للحكم على أدائها من

منظور النظرية التقليدية للتمويل عن طريق الأسواق المالية، و يمكن صياغة ما سبق في السؤال التالي: هل تتمتع سوق الأوراق المالية السعودية بالكفاءة عند المستوى الضعيف ؟

2- الدراسات السابقة: كان ولا مازال موضوع كفاءة الأسواق المالية محل اهتمام العديد من الدراسات لعل أهمها على حدود الباحث :

1.2- دراسة Fama سنة 1965 (Fama, 1965, p p :34-10): بعنوان " The Behavior of Stock Market Price", " سلوك سعر السهم السوقي " و هي من أهم الدراسة الرائدة التي عالجت الموضوع حيث قام Fama بدراسة سلوك أسعار الشركات المدرجة في سوق نيويورك لعينة مكونة من 30 مؤسسة مدرجة في NYSE في الفترة 1960-1961، و قام باستخدام التحليل الإحصائي من أجل اختبار السير العشوائي للأسعار، و توصل الباحث أن التغيرات في الأسعار تخضع للتوزيع الطبيعي و أن هذه التغيرات مستقلة عن بعضها البعض .

2-2- دراسة كل من Roll : Jensen : Fisher سنة 1969 (Fama & al FFJR 1969) بعنوان "The Adjustment of Stock Prices to New Information" (Pp: 1-21) " تعديل أسعار الأسهم بورود معلومات جديدة"، حيث قام الفريق البحثي بدراسة سلوك أسعار الأسهم في بورصة نيويورك للأوراق المالية قبل و بعد الإعلان عن توزيعات الأرباح، و كذا عملية اشتقاق الأسهم، و شملت الدراسة 940 اشتقاق و امتدت الدراسة بين سنتي 1927 و 1959 أي مدة 33 سنة، و خلصت الدراسة أن الأسعار تستجيب و بصفة فورية إلى المعلومات المتعلقة بالاشتقاق و توزيعات الأرباح و لا يمكن للمستثمر من أن يحقق أرباحا غير عادية على حساب الآخرين.

3-2- دراسة Bruno H. solnik سنة 1973: (H solnik,1973,pp:1151-1159) جاءت بعنوان "Walk for European Stock Prices Note on the the Validity of Random" " ملاحظة حول نموذج السير العشوائي لأسعار الأسهم الأوروبية"، و قد شملت العينة 234 ورقة مالية لثماني أسواق أوروبية (8 أسواق)، غطت البيانات من الفترة الممتدة بين سنتي 1966-1971، و قد استخدمت الأساليب الإحصائية، كمقياس التسلسل و الانحراف المعياري، حيث توصلت الدراسة أن أسعار الأسهم الأوروبية مستقلة و لا يمكن الاستعانة بالأسعار الماضية من أجل التنبؤ بالأسعار المستقبلية.

4-2- دراسة حمد بن عبد الله الغنام سنة 2003: (الغنام، 2003، ص: 26-03) جاءت بعنوان "تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية، باستخدام منهجية بوكس جينكينز" تهدف هذه الدراسة إلى تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم العام في المملكة العربية السعودية و ذلك من شهر مارس 1985 إلى شهر جوان 2002، حيث يتم التعرف

على نمط تغير المؤشر في الأجل القصير، وقد تم تطبيق الأساليب الإحصائية المتعلقة بالسلاسل الزمنية، حيث خلص إلى أهم النتائج في كون سلسلة المؤشر العام لأسعار الأسهم ساكنة عند الفرق الأول، كما بينت الدراسة أن مؤشر أسعار الأسهم العام لا يتأثر بدرجة كبيرة بالتغيرات الموسمية، ربما يكون السبب في ذلك حداثة سوق الأسهم مما يعني أن نمط التعامل في السوق لا يتأثر بعوامل محددة في فترات محددة من السنة أو أن التعاملات بالأسهم لم تتكيف بعد مع تلك العوامل.

5-2- دراسة Michel alboy سنة 2005: (Albouy,2005,pp:169-188) بعنوان "Financiers Peut-on encore croire a l'efficience des Marches" هل مازال الاعتقاد في كفاءة الأسواق المالية ؟ " حيث حاول صاحب المقال الحديث عن التشوهات الملاحظة في الأسواق المالية، و من ثم التشكيك في نظرية الكفاءة بعد عجزها عن تفسير بعض سلوكيات المستثمرين غير المبنية على أساس منطقي، و هذا عرض مفصل لمحتواها و من ثم طرح البديل السلوكي و اسهاماته في تفسير هذه التشوهات .

6-2- دراسة Ray Ball سنة 2009: (Ray, 2009,p:23) بعنوان "Hypothesis The "Global Financial Crisis and the Efficient Market" الأزمة المالية العالمية و نظرية كفاءة الأسواق"، في هذه الدراسة حاول صاحب المقال مسك العصا من الوسط، و لو أن المقال لم يتناول دراسة تطبيقية، إلا أنه أشاد بذكر الدروس المستفادة من نظرية الكفاءة في أعقاب الأزمة، بعد تناوله للجانب النظري للكفاءة، اعتبر أن الاعتقاد في كفاءة الأسواق أمر مبالغ فيه، غير أنه لم ينغه مطلقا، و اعتبره أمراً نسبياً، فكان مقالا تناول فيه ما يجب تركه في نظرية كفاءة السوق.

7-2- دراسة Fama و French سنة 2013: (Fama,French,2013) بعنوان "A Five Factor Asset Pricing Model"، نموذج العوامل الخمسة لتسعير الأصول المالية"، قدم الباحثان الدراسة، ضمن سلسلة الأعمال الخاصة بهذا المجال، فطرحا نموذج الثلاث عوامل، ثم الأربعة عوامل، ثم تم هذا النموذج، حيث توصلا من خلاله أن اقتصار نموذج الأصول الرأسمالية يعتمد على معامل بيتا أحادي العامل لقياس أداء المحفظة الاستثمارية مقارنة بعوائد السوق، يفقد النموذج شيئا من قدرته التفسيرية، لذلك أضاف Fama و French ثلاثة عوامل لنموذج الانحدار للحصول على أفضل توليفة ممكنة، و قد عملا على تصنيف الأسهم ذات الأداء المرتفع إلى أسهم الشركات الصغيرة و أسهم القيمة، التي ترتفع قيمتها الدفترية إلى قيمتها السوقية، و من أجل انكشاف المحفظة للمخاطرة الناتجة عن حركة السوق بعين الاعتبار، اضافة عاملين آخرين

إلى نموذج تسعير الأصول الرأسمالية، و على هذا الأساس، قاما بقياس العوائد الإضافية لأسهم القيمة علاوة على عوائد أسهم النمو، و بالإفادة من تقنية الانحدار الخطي، توصلا إلى حساب معامل بيتا لكل فئة من فئات الأصول.

3- الطريقة والأدوات: يهدف هذا الجزء إلى إعطاء لمحة على أدوات فحص خواص السلسلة الزمنية و اختبار استقراريتها و التأكد من مدى سكونها و تحديد رتبة التكامل، و رغم تعدد اختبارات استقرارية، إلا أننا اعتمدنا في هذه الدراسة على ثلاثة اختبارات هي: الاختبار عن طريق التمثيل الباني لدوال الارتباط الذاتي، اختبار الجذر الوحدوي و اختبار ديكي-فلر-Dickey-Fuller، اختبار Philips-perron. و هذا لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة (عدم استقرارية السلسلة وثبوت فرضية السير العشوائي)، و تعتبر هذا الاختبارات من أكثر الأساليب استخداما في مجال السلاسل الزمنية عامة، و في الأسواق المالية بصفة خاصة، من أجل الحكم على مستوى كفاءتها من خلال تحديد طبيعة سيروية سلسلة الأسعار، و استقرارها من عدمه.

تمكننا هذا الاختبارات من معرفة نوع السيروية التي تخضع لها السلسلة إما نوع TS (مستقرة من حيث الاتجاه العام الثابت)، أو DS (مستقرة عن طريق الفروقات أي نوع الاتجاه العام هنا عشوائي) بالنسبة لاختبار ديكي- فيلر يعتبر معلما لأنه يعتمد على توزيع غير حر، فيكفي مقارنة إحصائية ديكي فيلر بالقيمة المطلقة مع القيمة الحرجة ل (Mackinnon)، فلا بد إذن التفريق بين النموذج الذي يحتوي على الاتجاه العام الثابت، أو النموذج الذي يحتوي الاتجاه العام و الثابت، و النموذج الذي لا يحتوي على الاتجاه العام و لا على الثابت.

إن اختبار ديكي فيلر لا يأخذ بعين الاعتبار مشكل عدم ثبات التباين فاقترح كل من فيليب و بيرن اختبارة لا معلما (حر) يعتمد على توزيع احتمالي حر يأخذ بعين الاعتبار عدم تجانس تباين الأخطاء، إذا كانت القيمة المحسوبة لفيليب و ييرون أقل تماما من القيم الحرجة فإننا نقبل الفرضية الصفريية (فرضية الجذر الوحدوي).

1-3 دالة الارتباط الذاتي ACF: تبين دالة الارتباط الذاتي مدى ارتباط قيم السلسلة المتجاورة، أي توضيح الارتباط الموجود بين المشاهدات لفترات مختلفة، و هي ذات أهمية بالغة في ابراز بعض لخصائص الهامة للسلسلة الزمنية. و تعرف دالة الارتباط الذاتي رياضيا بالعلاقة التالية

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}$$

و تتراوح قيمة معامل p بين القيمتين 1 ، -1 ، كأى معامل ارتباط آخر ، في حالة الاستقرار تكون قيمة الارتباط مساوية للصفر ($p=0$)

2-3 اختبار Dickey Fuller Augmentes: إن هذا الاختبار من أهم اختبارات السلاسل الزمنية، بالإضافة إلى ذلك فهو يمكن أن يدلنا على أبسط طريق لجعل السلسلة تستقر، و يعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية سلسلة المؤشر على النماذج الثلاثة التالية:

صيغة السلوك العشوائي البسيط

$$\Delta \text{Lindex}_t = \lambda \text{Lindex}_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج الأول:

صيغة السلوك العشوائي مع حد ثابت

$$\Delta \text{Lindex}_t = \lambda \text{Lindex}_{t-1} + C + \varepsilon_t$$

النموذج الثاني:

صيغة السلوك العشوائي مع حد ثابت واتجاه عام

$$\Delta \text{Lindex}_t = \lambda \text{Lindex}_{t-1} + C + bt + \varepsilon_t$$

النموذج الثالث :

3-3 اختبار Philips et Perron: يعتمد هذا الاختبار على التصحيح غير المعلي لإحصائيات ديكي - فولر و ذلك من أجل تجاوز مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، فهو يسمح بإلغاء التحيزات الناتجة عن المميزات الخاصة للتذبذبات العشوائية .

$$i = 4 \left(\frac{n}{100} \right)^{2/9}$$

وقبل التقدير يشترط حساب عدد التأخيرات i :

4- بيانات و منهجية الدراسة: قمنا باختبار كفاءة السوق السعودية للأسهم عند المستوى الضعيف، و ذلك بتطبيق مختلف الاختبارات الإحصائية المستخدمة في هذا المجال على سلسلة الأسعار اليومية الأسهم و المعبر عنها بمؤشر السوق TASI، حيث يهدف هذا الاختبار إلى التأكد من أن المؤشر لا يتبع التوزيع الطبيعي و أن السلسلة الزمنية المدروسة تتميز بعدم الاستقرار، و هو بطبيعة الحال ما يثبت تتبع حركة المشي العشوائي للأسعار، من خلال دراسة سلوك الأسعار اليومية لأسهم الشركات المدرجة في السوق، و المعبر عنها بمؤشر السوق، الجدير بالذكر أن فترة الدراسة امتدت من 2010/01/01 إلى 2019/12/31 ، مما يعطينا 2608 مشاهدة يومية.

5- النتائج و مناقشتها: تمثلت نتائج الدراسة القياسية التي أجريت على سلسلة الأسعار اليومية معبر عنها بمؤشر TASI كالآتي:

1-5 الدراسة الإحصائية الوصفية للسلسلة: تمتد سلسلة سعر السوق محل الدراسة من 2010/01/01 إلى 2019/12/31، حيث عرفت سنة 2014 أكبر قيمة للأسهم المتداولة خلال العشر سنوات الأخير (الشكل 01)، و باعتبار أيام الخميس و الجمعة و العيد أيام عطل نحصل على 2608 مشاهدة يومية، بمتوسط قدره 7468.351 نقطة حيث سجلنا أكبر قيمة 11149.360 نقطة ، و تشتت قيم السلسلة عن متوسط بانحراف معياري قدره 1156.703 نقطة أي نسبة تجانس مقدارها 15.94 %.

الشكل رقم(01):السلسلة الأصلية للمؤشر العام لأسعار الأسهم TASI



	TASI
Mean	7468.351
Median	7125.135
Maximum	11149.36
Minimum	5323.270
Std. Dev.	1156.703
Skewness	0.819592
Kurtosis	3.024569
Jarque-Bera	292.0447
Probability	0.000000
Sum	19477459
Sum Sq. Dev.	3.49E+09
Observations	2608

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات

الدراسة ومخرجات برنامج Eviews 7.0

نلاحظ من خلال الشكل أن منحنى المردودية يأخذ شكل متذبذب عبر الزمن – متزايد في الفترة الأولى و متناقص في الفترة الثانية، ليعاود الارتفاع في الفترة الثالثة و هذا يعطينا فكرة حول إمكانية عدم استقرار السلسلة و هذا ما سنحاول اختباره.

2-5 اختبار معنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة مؤشرة السوق السعودي: تكون السلسلة مستقرة إذا كانت معاملات دالة ارتباطها لا تختلف عن الصفر، و الشكل (02) يبين دالة الارتباط الذاتي و دالة الارتباط الجزئي للسلسلة في صورة لوغارتمية مع شكل الانتشار لهذه المعالم المقدرة.

الشكل رقم(02):دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الأسعار TASI

Correlogram of TASI

Date: 04/10/20 Time: 12:04
Sample: 10/1/2010 12/31/2019
Included observations: 2608

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.997	0.997	2595.5	0.000		
2	0.994	-0.078	5174.3	0.000		
3	0.990	-0.002	7736.2	0.000		
4	0.987	-0.009	10281.0	0.000		
5	0.983	-0.002	12808.0	0.000		
6	0.980	-0.011	15319.0	0.000		
7	0.976	0.013	17812.0	0.000		
8	0.973	0.032	20290.0	0.000		
9	0.970	0.009	22752.0	0.000		
10	0.966	-0.006	25199.0	0.000		
11	0.963	-0.013	27630.0	0.000		
12	0.960	0.004	30046.0	0.000		
13	0.957	-0.001	32446.0	0.000		
14	0.953	0.000	34832.0	0.000		
15	0.950	-0.019	37201.0	0.000		
16	0.947	0.004	39555.0	0.000		
17	0.943	0.010	41894.0	0.000		
18	0.940	0.013	44216.0	0.000		
19	0.937	0.006	46527.0	0.000		
20	0.934	-0.017	48822.0	0.000		
21	0.931	-0.008	51102.0	0.000		
22	0.928	-0.014	53366.0	0.000		
23	0.924	0.010	55616.0	0.000		
24	0.921	-0.013	57850.0	0.000		
25	0.917	-0.028	60068.0	0.000		
26	0.914	-0.020	62270.0	0.000		
27	0.910	-0.063	64454.0	0.000		
28	0.906	0.040	66620.0	0.000		
29	0.902	-0.011	68768.0	0.000		
30	0.898	0.008	70900.0	0.000		
31	0.895	-0.005	73014.0	0.000		
32	0.891	-0.011	75111.0	0.000		
33	0.887	0.038	77193.0	0.000		
34	0.884	0.003	79258.0	0.000		
35	0.880	0.004	81309.0	0.000		
36	0.877	-0.013	83343.0	0.000		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على المعطيات الدراسة و مخرجات برنامج Eviews 7.0

و حيث أن القيمة الأولى للارتباط 0.997 قريبة من الواحد الصحيح و القيم التالية عند التباطؤات الأخرى أقل منها لكنها ما زالت مرتفعة فهذا يعني أن توجه السلسلة إلى مستواها الطبيعي بعد أي اضطراب ضئيل، فأى تحرك إلى الأعلى أو الأسفل سيستمر إلى فترة طويلة قبل الرجوع إلى الطبيعي، مما يعني أن السلسلة غير ساكنة حتى بعد تحويلها في صورة لوغاريتم، و يتضح جليا هذا في الشكل حيث يبدو أن معاملات الارتباط الذاتي البسيط كلها خارج مجال الثقة و المعبر عنه بالخطين المتقاطعين، و من ثمة يمكن القول أن السلسلة ليست عبارة عن تشويش أبيض أي أنها غير مستقرة.

3-5 اختبار Ljung-Box: نستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة

$$\begin{cases} H_0 : P_1 = P_2 = \dots = P_n \\ H_0 : \text{at least } P_i \neq 0 \end{cases} \quad \text{الارتباط الذاتي، حسب الفرضيتين التاليتين:}$$

من أجل ذلك نقارن LB المحسوبة بالقيمة المجدولة المستخرجة من جدول كاي تربيع بدرجة حرية 36 معنوية 5 %، حيث توافق احصائية الاختبار المحسوبة LB آخر قيمة في العمود Q-stat في الشكل أعلاه والتي تساوي 83343 و هي أكبر من القيمة المجدولة 50.998 (0.05.36) X^2 ، و منه نرفض فرضية العدم القائلة بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر و بالتالي فإن السلسلة غير مستقرة.

4-5 اختبار الجذر الحدودي: يقوم الاختبار على اختبار فرضية العدم و الفرضية البديلة
 التاليين:
 H_0 : Series has a unit root (non stationary),
 H_0 : series has not unit root (stationary).

حيث أن السلسلة الساكنة هي السلسلة التي تخلو من جذر الوحدة، توجد عدة طرق من أجل اختبار جذر الوحدة والهدف منها الكشف عن وجود اتجاه عام للسلسلة، و من ثم الحكم على استقرارية السلسلة أو لا، ولعل أهم الطرق هي اختبار Dickey Fuller Augmentes و اختبار Phillips et Perron

5-5 دراسة استقرارية السلسلة بواسطة ADF : نتائج تقدير النماذج ملخصة في الجدول التالي

الجدول رقم(01): نتائج اختبار ADF للسلسلة TADI

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة و مخرجات برنامج Eviews 7.0

Variable	Level				First Dference		
	2nd model				1st model		
	ADF Statistics	Significance	Critical values	Result	ADF Statistics	Critical values	Result
TASI	-2.088	%1	-3.432	Non	-45.585	-2.565	Stationary
		%5	-2.862	Non		-1.940	Stationary
		%10	-2.567	Non		-1.616	Stationary

عند تقدير النموذج الثالث وهو أطول نموذج، وجد أنه غير معنوي عند 10% لأن $0.1 > \text{prob} = 0.4435$ (الملحق:01)، مما استوجب التخفيض للنموذج الثاني، و هو معنوي عند 5% حيث أن $\text{prob} = 0.0328$ و مفسر معنويا حيث أن القيمة المطلقة لإحصائية ADF يساوي 2.088 و هي أقل من القيم الحرجة (الملحق:02)، و بذلك نقبل فرضية العدم و وجود جذر وحدوي في السلسلة مما يجعلها غير مستقرة، و لكي نتخلص من هذا الجذر، نقوم بإجراء الفرق الأول و نتأكد من عدم وجوده، و بالتالي جعل السلسلة تستقر.

عند إجراء الفرق الأول و اختبار النموذج الثالث، نحصل على $0.1 > \text{prob} = 0.903$ (الملحق:03)، إذن النموذج غير معنوي عند 10% ، مما يجعلنا نخفض في النموذج إلى النموذج الثاني، و هو بدوره غير معنوي ذلك أن $0.1 > \text{prob} = 0.639$ (الملحق:04)، مما يستوجب التخفيض إلى النموذج الأول، نحصل على $0.01 > \text{prob} = 0.0000$ (الملحق:05)، نقبل النموذج لأنه مفسر معنويا عند 1%، و حيث أن القيمة المطلقة لإحصائية ADF يساوي 45.585 و هي أكبر من

القيم الحرجة ، و بذلك نقبل الفرضية البديلة القائلة بخلو السلسلة من الجذر الواحدوي و بالتالي نحكم على أن السلسلة ساكنة عند الفرق الأول مما يجعلها مستقرة.

5-6 اختبار الاستقرار بواسطة pp :

و الجدول التالي يبين النتائج المتحصل عليها بعد تقدير النموذجين الثالث و الثاني

الجدول رقم(02): نتائج اختبار PP للسلسلة Lindex

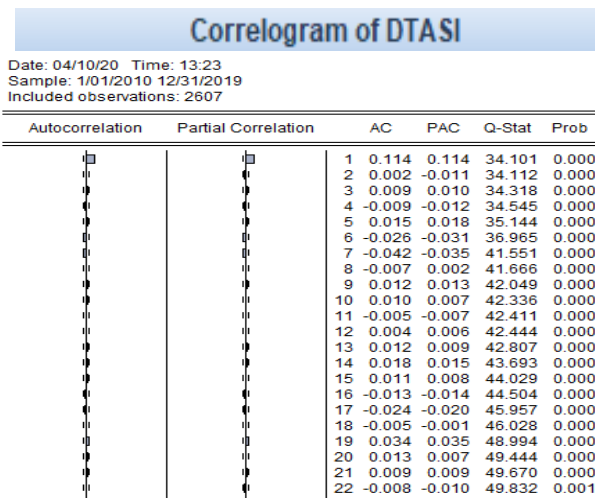
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة و مخرجات برنامج Eviews 7.0

Variable	Level				First Deference		
	2 nd model				1 st model		
	PP Statistics	significance	Critical values	Result	PP Statistics	Critical values	Result
TASI	-2.113	%1	-3.432	Non	-45.585	-2.565	Stationary
		%5	-2.862	Non		-1.940	Stationary
		%10	-2.567	Non		-1.616	Stationary

نلاحظ من الجدول السابق أن النتائج متوافقة مع اختبار ديكي فلور حيث أن الإحصائية المحسوبة أقل من القيم الحرجة في كل المستويات (الملحق:06، الملحق:07)، و هو ما يدعو إلى قبول فرضية وجود جذر أحادي للسلسلة مما يعني عدم استقرارها. و عليه تكون السلسلة غير مستقرة و هي من نوع DS و يمكننا جعلها تستقر عن طريق الفروقات.

5-7 اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى: من الواضح أيضا أن السلسلة أصبحت ساكنة حيث أن معاملات الارتباط الذاتي كلها داخل مجال الثقة المعبر عنها بالخطين المتوازيين، الشكل رقم (02)، و هذا ما يثبت اختبار Ljung-Box إذ أن LB المحسوبة تعادل 79.348 و هي أكبر من القيمة المجدولة.

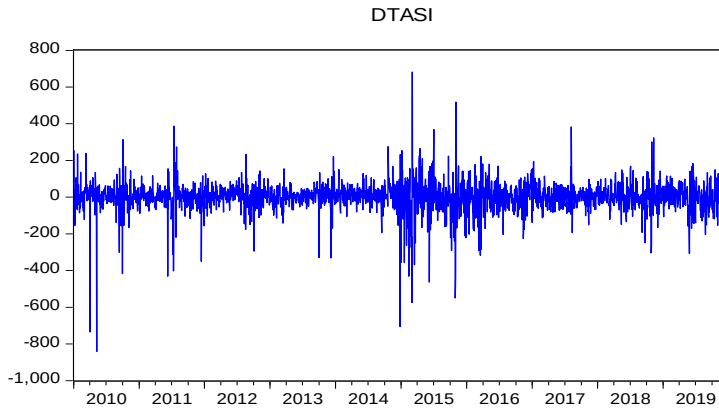
الشكل رقم(02): دالة الارتباط الذاتي البسيط



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة و مخرجات برنامج 7.0 Eviews

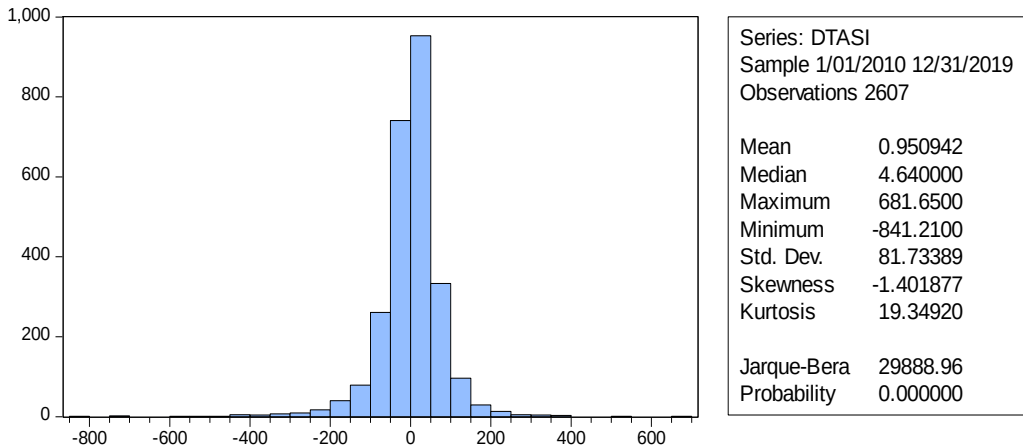
وفقا لهذه الصيغة يمكن أن نحسب 2607 مشاهدة للسلسلة DTASI و التمثيل البياني الموالي الشكل رقم (03)، يدعم استقرارية السلسلة الملاحظة بالعين المجردة، حيث نلاحظ من خلاله أن المنحنى يأخذ شكل شبه موازي لمحور الفواصل مما يبين غياب التغير المنتظم في الاتجاه لعام للسلسلة.

الشكل رقم (03): التمثيل البياني للسلسلة DIndex بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة و مخرجات برنامج 7.0 Eviews
سنحاول دراسة التوزيع الطبيعي للسلسلة DIndex عن طرق اختبار فرضتي التناظر و التسطح باستعمال معامل 'Skewness و معامل Kurtosis و Jarque- Bera

الشكل رقم (04): التوزيع الاحتمالي لسلسلة الفروقات من الدرجة الأولى



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات الدراسة و مخرجات برنامج Eviews 7.0 يتضح من الشكل أن دالة سلسلة الفروقات من الدرجة الأولى لا تأخذ شكل التوزيع الطبيعي، وهو ما تؤكدته إحصائية skewness (مقدار التواء التوزيع)، التي تختلف عن الصفر، وإحصائية kurtosis (تقيس التفرطح) التي تختلف عن 3، وإحصائية jarque-bera هي الأخرى أثبتت عدم

التوزيع الطبيعي حيث كانت أكبر من الإحصائية المجدولة $\chi^2_{0.05} = 5.99$.

استناداً إلى اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية المعتمدة، اختبار الجذر الوحدوي؛ اختبار دكي -فلر (Fuller Dickey-) و دوال الارتباط الذاتي، و اختبار Phillips-perron ، في الدراسة المطبقة على أسعار أسهم الشركات المدرجة في سوق السعودية للأوراق المالية و المعبر عنها بمؤشر السوق خلال الفترة من 2010/01/01 إلى 2019/12/31 تم التوصل إلى أن السلسلة غير مستقرة و هي من نوع DS مما يعني أن الأسعار تتحدد عشوائياً و منه سوق السعودية تعتبر سوقاً كفواً عند المستوى الضعيف.

الخاتمة: من خلال الدراسة التطبيقية لسوق تداول السعودي، وجدنا أن الأسعار تسير عشوائياً ذلك حسب الاختبارات المطبقة في ذلك على أسعار أسهم الشركات المدرجة في سوق الأسهم السعودي و المعبر عنها بمؤشر السوق خلال الفترة (2010-2019)، ثم توصلنا إلى أن سوق تداول كفاء عند المستوى الضعيف، و عليه فإن الأسعار تتحدد عشوائياً دون اللجوء إلى الأسعار التاريخية و الاعتماد عليها في التنبؤ بالأسعار المستقبلية.

و بالتالي فسعر السوق السعودي غير قابل للتنبؤ على المدى القصير، و بالتالي نقبل فرضية السير العشوائي، بمعنى أن المتعاملين في السوق لا يمكنهم التنبؤ بمردوديتهم في أفق قصير المدى حسب طرح وفروض النظرية التقليدية للتمويل.

إلا أن هذا لا يمنع بمتخذ القرار أن يعتمد على وسائل أخرى بعيدة عن التنبؤ بالأسعار في تشكيل محفظته، فالمستثمر الذي يرغب في بناء محفظة استثمارية يمكن أن يستعين بالمعايير الواردة في التحليل العائد المخاطرة فهذا يساعده على الوصول إلى محفظة أكثر كفاءة.

❖ المصادر والمراجع:

- حمد بن عبد الله الغنام، 2003، تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية، باستخدام منهجية بوكس جينكينز"، مجلة جامعة عبد العزيز، الاقتصاد و الإدارة، (17) 2، صص 03-26، المملكة العربية السعودية.

- Eugene Fama, 1965, The Behavior of Market Prices, Journal of Business, (38)1, Pp34-10, The University of Chicago, USA.

- Eugene Fama & al FFJR 1969, The Adjustment of Stock Prices to New Information, International Economic Review, pp: 1-21, University Of Pennsylvania and Osaka University
- Bruno H solnik,1973,Note on the the validity of the Random Walk for European Stock Prices, The Journal of finance,285, pp 1151-1159,USA
- Michel Albouy,2005, Peut-on croire à l'Efficiencie des Marchés Financiers , Revue Française de Gestion, N 9157 , P :169-188 ,France.
- Ball. Ray, 2009, The Global Financial Crisis and The Efficient Market Hypothesis What have we Learned, Journal of applied corporate finance. N°21,p:39,USA.
- Eugene Fama, R. French,2013, A Five Factor Asset Pricing Model, paper, Available at Social Science Research Network "SSRN."

الملاحق

الملحق رقم(01): تقدير النموذج الأول للسلسلة TASI - اختبار ADF

Null Hypothesis: TASI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.220757	0.4772
Test critical values: 1% level	-3.961565	
5% level	-3.411532	
10% level	-3.127629	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TASI)
Method: Least Squares
Date: 04/10/20 Time: 12:33
Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019
Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.003321	0.001495	-2.220757	0.0265
D(TASI(-1))	0.115900	0.019434	5.963733	0.0000
C	23.24718	10.47519	2.219261	0.0266
@TREND(1/01/2010)	0.001761	0.002297	0.766418	0.4435
R-squared	0.014987	Mean dependent var		0.853172
Adjusted R-squared	0.013851	S.D. dependent var		81.59696
S.E. of regression	81.02988	Akaike info criterion		11.62905
Sum squared resid	17084320	Schwarz criterion		11.63805
Log likelihood	-15148.65	Hannan-Quinn criter.		11.63231
F-statistic	13.19643	Durbin-Watson stat		1.993400

Prob(F-statistic) 0.000000

الملحق 02: تقدير النموذج الثاني للسلسلة TASI - اختبار ADF

Null Hypothesis: TASI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.088040	0.2497
Test critical values:		
1% level	-3.432666	
5% level	-2.862449	
10% level	-2.567299	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TASI)

Method: Least Squares

Date: 04/10/20 Time: 12:38

Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019

Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.002867	0.001373	-2.088040	0.0369
D(TASI(-1))	0.115611	0.019429	5.950450	0.0000
C	22.15894	10.37769	2.135249	0.0328
R-squared	0.014765	Mean dependent var		0.853172
Adjusted R-squared	0.014008	S.D. dependent var		81.59696
S.E. of regression	81.02346	Akaike info criterion		11.62851
Sum squared resid	17088177	Schwarz criterion		11.63526
Log likelihood	-15148.94	Hannan-Quinn criter.		11.63095
F-statistic	19.50404	Durbin-Watson stat		1.993284
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق 03: تقدير النموذج الثالث للفرق الأول للسلسلة DTASI - اختبار ADF

Null Hypothesis: D(TASI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.57222	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.961565
	5% level	-3.411532
	10% level	-3.127629

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TASI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/10/20 Time: 12:42
 Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019
 Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TASI(-1))	-0.885708	0.019435	-45.57222	0.0000
C	1.080393	3.179898	0.339757	0.7341
@TREND(1/01/2010)	-0.000257	0.002112	-0.121800	0.9031
R-squared	0.443784	Mean dependent var		-0.094261
Adjusted R-squared	0.443357	S.D. dependent var		108.6887
S.E. of regression	81.09105	Akaike info criterion		11.63017
Sum squared resid	17116701	Schwarz criterion		11.63693
Log likelihood	-15151.12	Hannan-Quinn criter.		11.63262
F-statistic	1038.420	Durbin-Watson stat		1.993079
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق 04: تقدير النموذج الثاني للفرق الأول للسلسلة DTASI - اختبار ADF

Null Hypothesis: D(TASI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.58082	0.0001
Test critical values:		
	1% level	-3.432666
	5% level	-2.862449
	10% level	-2.567299

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TASI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/10/20 Time: 12:43
 Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019
 Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(TASI(-1))	-0.885696	0.019431	-45.58082	0.0000
C	0.744876	1.588301	0.468977	0.6391
R-squared	0.443781	Mean dependent var		-0.094261
Adjusted R-squared	0.443568	S.D. dependent var		108.6887
S.E. of regression	81.07571	Akaike info criterion		11.62941
Sum squared resid	17116799	Schwarz criterion		11.63391
Log likelihood	-15151.12	Hannan-Quinn criter.		11.63104
F-statistic	2077.611	Durbin-Watson stat		1.993092
Prob(F-statistic)	0.000000			

الملحق 05: تقدير النموذج الأول للفرق الأول للسلسلة DTASI - اختبار ADF

Null Hypothesis: D(TASI) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.58527	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.565850	
5% level	-1.940945	
10% level	-1.616618	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TASI,2)

Method: Least Squares

Date: 04/10/20 Time: 12:45

Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019

Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TASI(-1))	-0.885590	0.019427	-45.58527	0.0000
R-squared	0.443734	Mean dependent var		-0.094261
Adjusted R-squared	0.443734	S.D. dependent var		108.6887
S.E. of regression	81.06357	Akaike info criterion		11.62873
Sum squared resid	17118244	Schwarz criterion		11.63098
Log likelihood	-15151.23	Hannan-Quinn criter.		11.62954
Durbin-Watson stat	1.993132			

الملحق 06: تقدير النموذج الثاني للسلسلة TASI - اختبار PP

Null Hypothesis: TASI has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.113533	0.2394
Test critical values:		
1% level	-3.432665	
5% level	-2.862449	
10% level	-2.567299	

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

Residual variance (no correction)	6668.003
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7935.107

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TASI)

Method: Least Squares

Date: 04/10/20 Time: 12:55

Sample (adjusted): 1/04/2010 12/31/2019

Included observations: 2607 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASI(-1)	-0.002716	0.001383	-1.963098	0.0497
C	21.23113	10.45386	2.030937	0.0424
R-squared	0.001477	Mean dependent var		0.950942
Adjusted R-squared	0.001094	S.D. dependent var		81.73389
S.E. of regression	81.68918	Akaike info criterion		11.64449
Sum squared resid	17383483	Schwarz criterion		11.64899
Log likelihood	-15176.59	Hannan-Quinn criter.		11.64612
F-statistic	3.853754	Durbin-Watson stat		1.765463
Prob(F-statistic)	0.049741			

الملحق 07: تقدير النموذج الأول للفرق الأول للسلسلة DTASI - اختبار PP

Null Hypothesis: D(TASI) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-45.48148	0.0001

Test critical values:	1% level	-2.565850
	5% level	-1.940945
	10% level	-1.616618

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

Residual variance (no correction)	6568.781
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6273.159

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TASI,2)

Method: Least Squares

Date: 04/10/20 Time: 12:56

Sample (adjusted): 1/05/2010 12/31/2019

Included observations: 2606 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TASI(-1))	-0.885590	0.019427	-45.58527	0.0000
R-squared	0.443734	Mean dependent var		-0.094261
Adjusted R-squared	0.443734	S.D. dependent var		108.6887
S.E. of regression	81.06357	Akaike info criterion		11.62873
Sum squared resid	17118244	Schwarz criterion		11.63098
Log likelihood	-15151.23	Hannan-Quinn criter.		11.62954
Durbin-Watson stat	1.993132			