

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا
(كوفيد-19) على تطور عوائد مؤشرات البورصة المصرية
**Evaluation of the cumulative and short-term equilibrium
relationship of the effects of the Corona pandemic (COVID-
19) on the evolution of the returns of the Egyptian Stock
Exchange indices**

الدكتور / محمد محمد أحمد باغه

مدرس بقسم ادارة الأعمال- كلية التجارة – جامعة قناة السويس

ملخص البحث

استهدف البحث دراسة العلاقة التوازنية فى الأجلين التراكمى والقصير لتأثيرات جائحة كورونا أو ما يعرف باسم COVID-19 على عوائد المؤشرات القطاعية والمؤشر الرئيسى لبورصة الأوراق المالية فى مصر، وقد استخدمت الدراسة بيانات يومية لتطور حالات الإصابة اليومية الجديدة، وحالات الوفاة اليومية الجديدة للتعبير عن جائحة كورونا كمتغير مستقل وبيان مدى تأثيراتها على عوائد المؤشرات بسوق رأس المال المصرية خلال الفترة الزمنية الممتدة من 13 فبراير 2020 وحتى 15 ابريل 2021، بواقع 427 مشاهدة يومية.

وقد استخلصت الدراسة مجموعة من النتائج من أهمها: عدم وجود تأثير لجائحة كورونا على عوائد المؤشرات القطاعية عدا فقط وجود تأثير لبعدها حالات الوفاة اليومية الجديدة على عوائد مؤشر قطاع الورق ومواد التعبئة والتغليف، كذلك عدم وجود تأثير للجائحة على عوائد المؤشر الرئيسى، كذلك بينت الدراسة عدم وجود علاقة فى الأجلين الطويل والقصير لتأثيرات الجائحة على المؤشرات جميعها، عدا وجود علاقة تراكمية للجائحة لبعدها حالات الوفاة الجديدة اليومية على عوائد مؤشر قطاع الورق ومواد التعبئة والتغليف، وقد قدر الباحث فترات إعادة اختلال التوازن فى

السوق لعدد 17 قطاع مدرج بالبورصة المصرية بالإضافة إلى تقدير فترة إعادة اختلال التوازن الحادث في عوائد المؤشر الرئيسي EGX30.
الكلمات المفتاحية: جائحة كورونا، المؤشرات، العائد، الانحدار الذاتي موزع الإبطاء ، سوق المال

Abstract

This research aimed to study the equilibrium relationship in the cumulative and short terms of the effects of the Corona pandemic, or what is known as COVID-19, on the returns of sectoral indices and the main index of the stock exchange in Egypt. As an independent variable, and an indication of the extent of its effects on the returns of indicators in the Egyptian capital market during the time period from February 13, 2020 to April 15, 2021, with 427 daily Observations.

The study concluded a set of results, the most important of which are, the absence of an impact of the Corona pandemic on the returns of sectoral indicators, except for the presence of an effect of the dimension of new daily deaths on the returns of the paper and packaging materials sector index, as well as the absence of an effect of the pandemic on the returns of the main indicator. There is a relationship in the long and short terms of the effects of the pandemic on all indicators, except for the existence of a cumulative relationship of the pandemic to the dimension of daily new deaths on the returns of the paper and packaging materials sector index. The imbalance in the returns of the main index EGX30.

Keywords: Corona pandemic, indicators, yield, ARDL, money market.

مقدمة

تمارس سوق الأوراق المالية دورًا هامًا في سوق المال كونها أحد القنوات الحيوية التي تستهدف تمويل الاستثمارات، وحشد المدخرات نحو توظيف رؤوس الأموال في مجالات حيوية وقطاعات إنتاجية وخدمية تلبي احتياجات السوق، وتسهم بشكل كبير في تطور الأداء والنمو الاقتصادي ككل. على الرغم مما تشهده الأسواق المالية من تطورات ونهوض بالكفاءة الخاصة بها إلا أنها في المقابل تكون عرضة لكثير من الأزمات والارتباكات التي قد تتعرض لها بسبب عدد من العوامل الاقتصادية وغير الاقتصادية (Evans,2020).

شهد الربع الأول من عام 2020 أزمة صحية عالمية صنفها منظمة الصحة العالمية بتاريخ 11 مارس 2020 بأنها " جائحة " وتعد الأكبر من بين الأزمات الصحية العالمية التاريخية، على إثر ذلك اتخذت دول العالم من التدابير المعالجة والمانعة ما قد يَمَكّن من احتواء الفيروس التاجي COVID-19، إلا أن ذلك ألقى بظلاله على تباطؤ لمعدلات النمو الاقتصادي عالمياً، وشهدت الأسواق المالية ظاهرة كبرى من الانهيارات، والانخفاضات الحادة في مؤشراتنا بسبب حالة عدم اليقين التي سادت – ولازالت – تسود العالم، فقد هبط المؤشر الرئيسي للسوق الأمريكية S&P500 بنسبة 32%، ومؤشر سوق المال الفرنسي CAC بنسبة 38.6%، ومؤشر بورصة طوكيو بما يفوق 5% (تقرير الاستقرار المالي العالمي).

على مستوى سوق الأوراق المالية في مصر، فقد انخفض المؤشر الرئيسي على إثر الإعلان عن الجائحة بنسبة 20.07% ليصل إلى مستوى 11160 نقطة عام 2020 مقابل 13962 نقطة أواخر عام 2019، وقد استنزف رأس المال السوقي ليصل إلى 616.6 مليار جنيه بعدما وصل إلى 708.3 مليار جنيه أواخر عام 2019 (التقرير السنوي للبورصة المصرية،2020).

ما سبق عزز لدى الباحث إجراء الدراسة الحالية لفهم وقياس تأثير الأزمات غير الاقتصادية وغير المالية -ومنها جائحة كورونا- على أسواق المال وبخاصة سوق الأوراق المالية المصرية، كذلك استيضاح شكل العلاقة التوازنية التي تقع بين متغيرات الدراسة - إن وجدت - في الأجلين التراكمي وقصير المدى.

بناءً على ذلك قام الباحث بتقسيم البحث إلى ثلاثة أقسام أساسية فقد تناول القسم الأول الإطار العام للدراسة، واحتوى القسم الثاني على الدراسة القياسية واختبار الفرضيات، أما القسم الثالث فقد تناول الاستنتاجات والتوصيات والمقترحات البحثية المستقبلية.

القسم الأول: الإطار العام للدراسة

1. الدراسات السابقة

تشير نتائج دراسة (Wang and Enilov,2020) التي طبقت في الأسواق المالية لكبرى الدول الصناعية في العالم G7 لبيان تأثير جائحة كورونا على هذه الأسواق، وقد استعان الباحثان بمنهجية السببية Granger Causality والتي بينت وجود اتجاه سببي يتجه من مؤشرات ودلالات الجائحة إلى عوائد أسهم الأسواق المالية في كل من الولايات المتحدة الأمريكية، وألمانيا، وفرنسا، وإيطاليا، وكندا، وقد انتقت هذه العلاقة بالسوق المالية اليابانية ولم تظهر أي ملامح للعلاقة في السوق المالي الإنجليزي. وقد دلت النتائج أيضاً على وجود تأثير زمني قصير المدى على التحركات السعرية للأسهم في السوق المالية العالمية، وأكدت الدراسة على تأثير هذه الأسواق بالأزمات والعوامل غير الاقتصادية التي يمكن أن تحدث في العالم كانتشار الأمراض والأوبئة والأزمات الصحية العالمية.

تؤكد دراسة (Bahrini and Filfilan,2020) على استجابة سوق الأسهم بدول مجلس التعاون الخليجي السالبة إثر انتشار الجائحة التي بينتها الأرقام المتزايدة من حالات الوفاة الجديدة والتراكمية، خلال الفترة الزمنية بدءاً من الاول من ابريل 2020 وحتى السادس والعشرون من يونيو 2020، ونوهت الدراسة إلى أن استجابة هذه الأسواق المالية لعدد الحالات الجديدة من فيروس كورونا كانت أقل من استجابتها لحالات الوفيات الجديدة، كذلك أشارت نتائج الدراسة إلى التأثير الإيجابي الحادث في هذه الأسواق

لتحركات أسعار النفط الخام WTI، والتأثير السلبي الناجم عن تقلبات سوق النفط العالمي ويرى الباحثان أن هذه التقلبات لها من التأثير الكبير على دول مجلس التعاون الخليجي نظراً لاعتماد اقتصادياتها بشكل كبير على عوائد النفط.

اعتمدت دراسة (Baek, Mohanty et al.,2020) على نموذج Markov Switching AR عند اختبارها تأثير انتشار الجائحة على سوق المال الأمريكي، وقد تبين وجود تذبذبات قوية حادثة في السوق نتيجة التأثير الهائل بالأخبار عن حالات الإصابات الجديدة والتراكمية والوفيات، فقد ذكرت الدراسة الاهتمام المبالغ فيه بأخبار الجائحة لدرجة أن التقلبات جميعها باتت تتأثر بورود الأخبار عنها سلباً أو إيجاباً، إلا أن ورود الأخبار السلبية كان الأكثر تأثيراً على سوق المال، وأن البيانات المنشورة والمتعلقة بأعداد الوفيات كانت ضعف تأثير البيانات المنشورة والمتعلقة بحالات التعافي من الفيروس مما يدل على وجود تحيزات سلبية للأولى عن الثانية، وانتهت الدراسة إلى وجود عشوائية Random في السوق تتعلق برد الفعل سواء ناجم عن الأخبار الإيجابية أو السلبية.

توصلت الدراسة التي قام بها (Alber,2020) على عدد من الأسواق المالية الأوروبية خلال فترة 100 يوماً من الإغلاق الذي تبنته عدد من الدول الأوروبية على إثر انتشار الجائحة وهي (بلجيكا، ايطاليا، المانيا، فرنسا، إنجلترا، أسبانيا وهولندا) خلال الفترة الزمنية من 15 فبراير 2020 وحتى 24 مايو 2020، وقد استعان الباحث ببيانات الجائحة والمتمثلة في حالات الإصابة الجديدة، والحالات التراكمية، والوفيات الجديدة والوفيات التراكمية، وقد تم حساب العائد غير الطبيعي Abnormal من خلال نموذج السوق Market Model. وقد أشارت النتائج إلى حساسية الأسواق إلى حالات الإصابة الجديدة أكثر منها من حالات الوفيات الجديدة، وللحالات التراكمية أكثر منها من الإصابات الجديدة، كذلك أكدت الدراسة على التأثير السلبي الذي تعانيه الأسواق المالية المبحوثة نتيجة انتشار الجائحة.

تنفق دراسة (Prabheesh, Garg et al., 2020) مع ما توصلت إليه النتائج السابقة من وجود تأثيرات سلبية لانتشار الجائحة على أسواق الأسهم، فعند تطبيق الدراسة على

عدد عشر أسواق مالية لدول نفطية، تبين من خلال استخدام نموذج GARCH وجود تقلبات حادة في أسعار النفط بسبب انتشار الفيروس عالمياً، وتعزو هذه الحالة إلى حالة العزلة التي عاشتها دول العالم نتيجة قرارات الإغلاق الكامل أو الجزئي مما ترتب عليه ارتفاع التكلفة الناجمة عن تخزين المخزون النفطي لدى الدول محل الدراسة مما دفعها إلى التخلص منها ما تسبب في انهيار أسعار النفط إلى أقل مستوياتها عند 37.5 دولار للبرميل. وقد أكدت نتائج دراسة أخرى قام بها كلا من (Alber and Arafa,2020) على نفس النتيجة التي سردتها نتائج الدراسة السابقة فيما يتعلق بالتأثير السلبي لانتشار الجائحة وأداء السوق المالية، حيث أجريت الدراسة على دول شمال أفريقيا والشرق الأوسط MENA خلال الفترة من 1 مارس 2020 وحتى 24 يوليو 2020، وتمثلت مؤشرات قياس الجائحة في عدد الإصابات الجديدة والتراكمية، والوفيات الجديدة والتراكمية. وتوصلت إلى تأثير التحركات السعرية للأسهم بالأخبار السلبية الناجمة عن الوفيات التراكمية والوفيات الجديدة عنه بالإصابات الجديدة والتراكمية وهي نفس النتيجة التي توصلت إليها دراسة (Alber,2020) التي تمت في أسواق اوروبية.

تنضم نتائج دراسة (Topcu and Gulal,2020) إلى ما أشارت إليه النتائج السابقة من وجود تأثير عكسي لانتشار فيروس كورونا على أسعار الأوراق المالية المقيدة بالأسواق المالية الناشئة Emerging Markets خلال الفترة من 10 مارس 2020 وحتى 30 أبريل 2020، وقد شهدت الفترة من منتصف أبريل خلال فترة الدراسة أسوأ التراجعات التي مرت بها الأسواق المبحوثة نتيجة تفشي الوباء بشكل أكبر في دول آسيا بينما كان العكس في دول أوروبا خلال الفترة نتيجة حزمة الإجراءات والتدابير التي اتخذتها حكومات دول الاتحاد الأوروبي لحصار انتشار الفيروس وتصحيح مسار الأسواق.

وعلى مستوى السوق المالية المصرية قامت دراسة (Elsayed and A.Elrhim,2020) بدراسة مدى تأثير السوق المالية في مصر بانتشار فيروس كورونا خلال الفترة من 1 مارس 2020 وحتى 10 مايو 2020، وقد استخلصت الدراسة أن عوائد القطاعات ببورصة الأوراق المالية المصرية كانت أكثر حساسية

مؤشر الوفيات التراكمية من الوفيات الجديدة اليومية، وحالات الإصابة الجديدة بنسبة تفوق حالات الإصابة التراكمية الناجمة من الفيروس. وفي دراسة لاحقة قام بها (Alber and Refaat,2020) بنفس السوق المالية عند إختبار تأثير انتشار جائحة كورونا على سوق الأسهم في مصر خلال الفترة من 1 مارس 2020 وحتى 30 سبتمبر 2020 وباستخدام البيانات الزمنية المقطعية Panel Data أمكن للباحثين التأكد من وجود علاقة سالبة لقطاعات البنوك، الرعاية الصحية، الأدوية، التبغ (أكبر الخاسرين) ، وعلى نحو آخر وجود علاقة موجبة لقطاعات البناء والتشييد، الطاقة والاتصالات، الشحن والتوزيع (أكبر الربحين).

بناءً على ما سبق يمكن للباحث استخلاص الفرضية التالية:

توجد علاقة توازنية (المدى التراكمي والقصير) ذو دلالة إحصائية لانتشار جائحة كورونا (كوفيد-19) على عوائد مؤشرات البورصة المصرية

1/1 الفجوة البحثية ومساهمة الدراسة المحتملة

استزادت معرفة الباحث بتفاصيل متغيرات الدراسة من خلال اطلاعه على أدبياتها، سواء التي أجريت في أسواق متقدمة أو أسواق ناشئة، وقد ساهمت تلك الأدبيات بشكل كبير في بلورة مشكلة البحث واستخلاص مقاييس المتغيرات، وعلى الرغم من جهود الدراسات السابقة في وضع الأطر النظرية ومحاولاتها لقياس تأثيرات الجائحة سواء بالإيجاب أو السلب، إلا أن الباحث يعتقد أنها لم تفصح بشكل واضح عن مدى هذا التأثير من عدمه نظراً لقصر فترة السلاسل الزمنية المستخدمة، كذلك لم تبين الدراسات السابقة ما هي الفترات الزمنية التي فيها تتداعى فيها تأثيرات الجائحة على عوائد سوق المال سواء في المدى الزمني القصير أو المدى الزمني التراكمي ، كذلك لاحظ الباحث أن هناك فجوة كبيرة في الدراسات المحلية والدولية التي تمت بالاعتماد على مقاييس إحصائية تتلاءم وطبيعة القياس، والتأكد من خلو المتغيرات من مشكلات فنية قد تظهر النتائج بشكل مغاير للحقيقة، وهو ما دفع بالباحث لاستخدام منهجية عصرية تتغلب على تلك المشكلات ويتوقع منها دقة نتائجها وشمولية قياسها حيث أن هذه المنهجية تتلافى عقبات

قصر السلاسل الزمنية واستقرارية البيانات المستخدمة لتوظيفها وفق طبيعة البحث وأهدافه وهو ما لم يكن متاحًا في الدراسات التي سبقت هذه الدراسة.

2. الإطار النظري للدراسة

1/2 الأزمات العالمية غير الاقتصادية – فيروس كورونا المستجد نموذجًا

تشكل جائحة كورونا (كوفيد-19) تهديدًا واضحًا في كافة دول العالم وتلقي بآثارها على كافة القطاعات العاملة بهذه الدول، فقد انطلق الوباء من مدينة ووهان الصينية أواخر عام 2019، وبدأ في الانتشار في مختلف أرجاء العالم إذ وصلت أعداد الإصابات بالفيروس لأكثر من 10 مليون حالة، وبلغت أعداد الوفيات إلى أكثر من مليون حالة وفاة، ومع الانتشار غير المتوقع للفيروس عبر دول العالم سادت حالة من الهلع بين سكانه مما دفع بمنظمة الصحة العالمية إلى الإعلان الرسمي بتاريخ 11 مارس 2020 على تفاقم الوضع الصحي عالميًا نتيجة انتشار فيروس كورونا المستجد (WHO,2020)، حيث ترتب على ذلك تجمد معظم الأنشطة في المجالات المختلفة وخصوصًا في المجال الاقتصادي (Baldwin and Di Mauro,2020).

تعد الأزمات غير الاقتصادية من الأهمية بمكان لدراستها وبيان مدى تأثيراتها على أسواق المال، فجائحة كورونا لم تكن الأولى من نوعها فقد سبقتها عدة أزمات شهدها القرن المنصرم، ومنها انتشار الانفلونزا الإسبانية عام 1918، ثم الأنفلونزا الآسيوية عام 1957، وأنفلونزا هونج كونج عام 1968 (WHO,2020)، وقد شهد القرن الحالي عدد من الأزمات غير الاقتصادية خلال العقدين الأوليين منه تسببت في إصابة قطاعات التجارة والتنقل بالشلل التام، فمع تفاقم الوضع الصحي بشأن ظهور فيروس سارس عام 2002، وانكشاف وباء انفلونزا الطيور H1N1 عام 2009، واكتشاف متلازمة الشرق الأوسط التنفسية " ميرس " عام 2012، وصولاً إلى الكشف عن الإيبولا عام 2013، ومؤخرًا انتشار فيروس كورونا المستجد والمعروف علميًا باسم COVID-19 (Ashraf,2020).

ذكرت دراسات كلا من (Alber,2020 – Alber and Arafa, 2020) أن تأثير جائحة كورونا يعد الأشد ضررًا من بين الأزمات غير

الاقتصادية التي مر بها العالم، بسبب الزيادات الكبيرة في حالات الإصابة والوفاة الناجمة عن الفيروس، والضغط الهائلة التي تعرضت لها اقتصاديات الدول مما دفع بعضها إلى اتخاذ قرارات بالإغلاق الكامل ما أدى إلى إصابة القطاعات الاقتصادية بها بالشلل التام، ودول أخرى اتبعت أنظمة صارمة لتطبيق الإجراءات الاحترازية والتي أصابت قطاعاتها الاقتصادية أيضا بتوقف كبير في تقدم مؤشرات النمو خاصتها وتكبدتها لخسائر هائلة جراء التقييد.

2/2 تداعيات جائحة كورونا على عوائد سوق الأوراق المالية

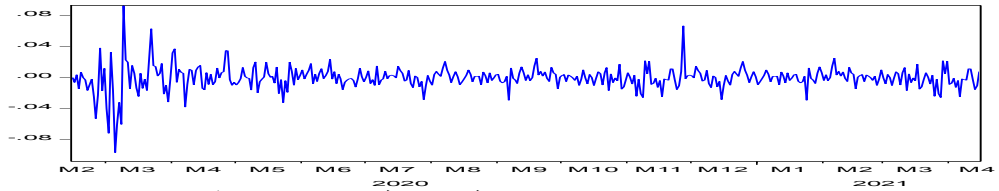
على مستوى مصر – كباقي دول العالم – تأثرت البورصة المصرية بشكل كبير نتيجة شيوع حالة الخوف والفرع من الجائحة، حيث هبط المؤشر الرئيسي EGX30 مع بداية ظهور الأزمة من مستوى 14000 نقطة إلى مستوى أقل من 9000 نقطة، وتعرضه وبقيّة المؤشرات لتقلبات حادة وقوية أثرت على عمليات التداول بشكل كبير وتحقيق خسائر في رأس المال السوقي (Elsayed AND A. Elrhim,2020). يشير الباحثان (Grima and Caruana,2017) إلى أن الأسواق المالية الناشئة تعاني بشكل أكثر من نظيراتها المتقدمة بسبب الأزمات العالمية، حيث تعاني الأولى من الهشاشة المالية وعدم جدارة الكفاءة بها، كذلك تصبح هذه الأسواق مستقبلة بشكل كبير للأزمات التي تتعرض لها كبرى الأسواق في العالم، ويتفق مع هذا (Kostas et al.,2017) حيث أشاروا إلى وجود تكامل اقتصادي و مستمر بين الأسواق – خصوصا المتشابهة- مما يدفع بسرعة انتشار الصدمات المالية في الأسواق وبالتالي التأثير على أسعار الأصول المالية و عوائدها قصيرة وطويلة الأجل.

يؤكد كلا من (Lin and Tsai,2019) على ردود أفعال الأسواق المالية تكون سببا لحدوث الصدمات، والتي غالبا ما يكون محدثها المستثمرون المتشائمون والذين لديهم تحفظ كبيرة تجاه المخاطر. وقد وجد كلا من (Haroon and - Beck, et al.,2020) (Baig, et al.,2020 - Rizvi,2020) تأثيرًا ضارًا لجائحة كورونا على الأسواق المالية من ناحية نقص السيولة وعدم اليقين، والتأثير على أداء القطاعات خصوصا في الأسواق المالية الناشئة لانخفاض ربحية الأعمال وتفاقم الديون.

3. الدراسة الاستطلاعية

1/3 تطور عوائد المؤشر الرئيسي EGX30

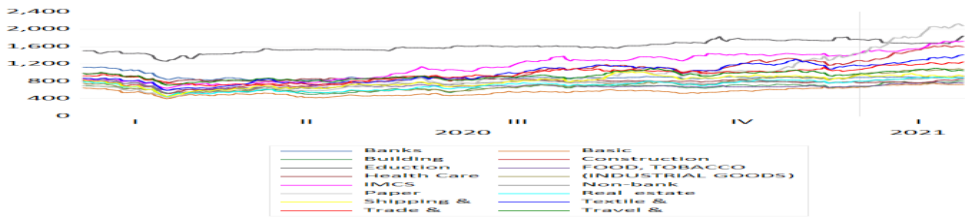
شهدت سوق الأوراق المالية المصرية حالة من التذبذبات العنيفة والحادة بينها الشكل الموضح رقم (1) حيث يتبين وجود تقلبات شديدة بعوائد المؤشر الرئيسي لبورصة الاوراق المالية EGX30 خلال الفترة من شهر فبراير 2020 وحتى أبريل 2021 وصل مدى التذبذب لذروته خلال الشهور الأولى منذ الإعلان عن الجائحة وقلت حدته خلال الأشهر التالية كما يوضحه الشكل التالي



شكل رقم (1) تطور عوائد المؤشر الرئيسي لبورصة المصرية خلال الفترة من فبراير 2020 وحتى ابريل 2021

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات بيانات الفترة باستخدام برنامج EViews V.10 يلاحظ من الشكل أن حدة التقلبات أخذت في التراجع خلال الأشهر من ابريل وحتى نوفمبر نتيجة مجموعة الإجراءات والتدابير الاحترازية التي اتخذتها الدولة المصرية خلال الفترة، ثم اخذت التقلبات في الارتفاع مرة أخرى أواخر شهر نوفمبر وما لبثت أن عادت مرة أخرى للتراجع.

2/3 تطوير عوائد المؤشرات القطاعية بالبورصة المصرية

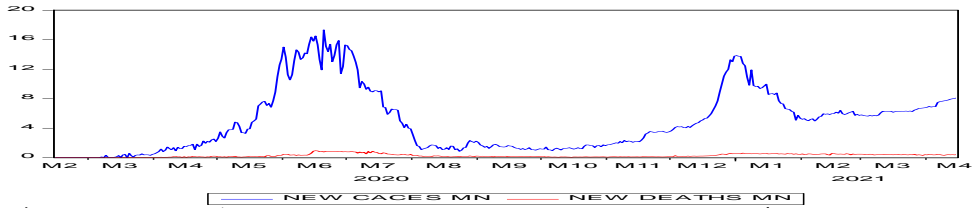


شكل رقم (2) تطور عوائد مؤشرات القطاعات المدرجة بالبورصة المصرية خلال الفترة

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات بيانات الفترة باستخدام برنامج EViews V.10

حيث يلاحظ من الشكل السابق أن التحركات السعرية للمؤشرات قد حققت تراجعاً ملحوظاً خلال الأشهر الأولى، ثم حققت استقراراً فتقدما خلال الفترات التالية ، ولعل هذا يرجع إلى حزمة الإجراءات التي اتخذتها الحكومة المصرية نحو التحوط ضد انهيار الأسعار نتيجة تخوف المستثمرين وتوقف التداول. ويلاحظ من الشكل تأثير بعض القطاعات بشكل ايجابي والآخر بشكل سلبي خلال الفترة ، مما يدفع الباحث إلى بيان هل للجائحة تأثير على قطاعات البورصة المصرية في تحقيق تطور للمؤشرات من عدمه.

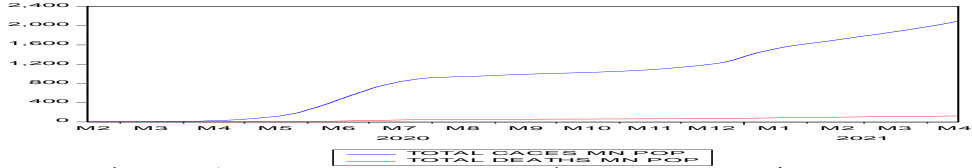
3/3 تطور معدلات الإصابة والوفيات الجديدة اليومية خلال الفترة



شكل رقم (3) تطور أعداد الإصابات الجديدة بفيروس كورونا، وعدد حالات الوفاة بالفيروس اليومية الجديدة خلال الفترة

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات بيانات الفترة باستخدام برنامج EViews V.10 يبين الشكل السابق تطور الحالات المصابة الجديدة من فيروس كورونا ، وكذلك تطور أعداد الوفيات نتيجة الإصابة خلال الفترة من شهر فبراير 2020 وحتى ابريل 2021، ويلاحظ من الخط الأعلى (الإصابات الجديدة) أن ذروة الإصابات كانت في تصاعد من شهر مارس 2020، وحتى بداية شهر اغسطس 2020، ثم تراجعت عند مستويات شبه ثابتة خلال الأشهر اغسطس- اكتوبر 2020 ، ثم بدأت في الارتفاع مرة أخرى منذ أواخر شهر أكتوبر 2020 وحتى أبريل 2021، ووصلت الذروة في الارتفاع الثانى خلال شهر ديسمبر وحتى نهاية يناير 2021. كذلك يلاحظ أن خط حالات الوفاة اليومية الجديدة (الخط الأسفل) كان عند مستويات مرتفعة خلال أواخر شهر مايو 2020 وحتى بداية أغسطس 2020 ، ثم أخذ في الاستقرار خلال الأشهر التالية إلى أن بدأ في الصعود مرة أخرى بدءاً من شهر ديسمبر 2020 وحتى نهاية ابريل 2021 (الفترة محل الدراسة).

4/3 تطور معدلات الإصابة والوفيات التراكمية خلال الفترة



شكل رقم (4) تطور أعداد الإصابات التراكمية بفيروس كورونا، وعدد حالات الوفاة التراكمية بالفيروس خلال الفترة

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات بيانات الفترة باستخدام برنامج EViews V.10

يلاحظ من الشكل السابق عدد الحالات التراكمية من الإصابة بفيروس كورونا المستجد (الخط الأعلى) أنه أخذ في التمدد في الارتفاع خلال الفترة جميعها كلها، كذلك يلاحظ أن عدد حالات الوفاة التراكمية نتيجة الإصابة بفيروس كورونا (الخط الأسفل) أنه أيضاً مستمر في الارتفاع خلال الفترة.

4. مشكلة الدراسة

بينت الدراسة الإستطلاعية وجود تراجع حادة في عوائد المؤشر الرئيسي للبورصة وتباين في عوائد المؤشرات القطاعات بين الصعود والهبوط خلال الفترة، مما يثير مجموعة من التساؤلات البحثية على النحو التالي:

- الى أي مدى تتأثر عوائد المؤشر الرئيسي ومؤشرات القطاعات بجائحة كورونا؟
- ما هي طبيعة التأثير الزمني الذي يمكن أن تحدثه الجائحة على عوائد مؤشرات البورصة المصرية؟
- ما هي أكثر القطاعات تأثراً سواء بالإيجاب أو بالسلب نتيجة للجائحة؟

5. أهداف الدراسة

ترتكز الدراسة على مجموعة من الأهداف التي تسعى إلى تحقيقها وهي:
1/5 قياس تأثير جائحة كورونا (COVID-19) على عوائد مؤشرات البورصة المصرية.

2/5 بيان التأثير الزمني قصير الأجل لجائحة كورونا على تطور عوائد المؤشرات بالبورصة المصرية (ان وجد).

3/5 بيان التأثير الزمني التراكمي لجائحة كورونا على تطورات العوائد بالمؤشرات المدرجة بالبورصة المصرية (إن وجد).

4/5 تقديم مجموعة من التوصيات حول تحوط البورصة المصرية ضد الأزمات غير الاقتصادية التي يمكن أن تصيب أداءها مستقبلاً.

6. فروض الدراسة

1/6 الفرض الرئيسي للبحث

توجد علاقة توازنية ذو دلالة إحصائية لانتشار جائحة كورونا على عوائد مؤشرات البورصة المصرية

وينقسم هذا الفرض إلى فرضين فرعيين

1/1/6 توجد علاقة توازنية ذو دلالة إحصائية لمعدل الحالات المصابة الجديدة اليومية على عوائد مؤشرات البورصة المصرية

2/1/6 توجد علاقة توازنية ذو دلالة إحصائية لمعدل حالات الوفيات الجديدة اليومية على عوائد مؤشرات البورصة المصرية

7. أهمية الدراسة

تتبع أهمية الدراسة كونها أحد الاتجاهات الأكاديمية الحديثة التي تتناول أحد الظواهر الصحية التي ظهرت مؤخراً ولاقت اهتماماً كبيراً وتأثيراً على كافة المجالات، فقد زاد التوجه نحو دراسة الجائحة من جوانبها المختلفة في سبيل إيجاد بدائل للتحوط مما يخلف عنها من آثار تلقينا على كافة الأنشطة وخصوصاً الصحية والإقتصادية، مما دفع الباحث الى الانضمام لكتيبة الباحثين في هذا الإطار كمحاولة بحثية لتزويد المكتبة العربية بتوصيف إطار نظري وتطبيقي لها .

وعلى مستوى الأهمية التطبيقية، فقد عانت أسواق المال ومنها مصر بشدة بسبب الجائحة، مما عزز لدى الباحث أهمية دراسة آثارها على سوق الأوراق المالية المصرية، وبيان نوع التأثير على مؤشرات وقطاعاتها المختلفة، في محاولة لتقديم

توصيات لجمهور المستثمرين وإدارة البورصة بشأن التعامل مع هذا النوع من الأزمات في أسواق المال.

8. منهجية الدراسة

1/8 بيانات الدراسة

اعتمد الباحث على البيانات الثانوية للتعبير عن متغيرات الدراسة، حيث تم الحصول على بيانات المتغير المستقل والذي يشار إليه بجائحة كورونا وتم التعبير عنها من خلال عدد الإصابات اليومية الجديدة، وعدد حالات الوفاة الجديدة اليومية، وقد تم الحصول على البيانات اليومية لأبعاد المتغير المستقل من خلال الموقع الرسمي لمركز معلومات فيروس كورونا بجامعة جونز هوبكنز

Johns Hopkins University of Medicine Coronavirus Resource Center ، وقد تم استخدام البيانات اليومية لعوائد مؤشرات البورصة المصرية (المؤشر الثلاثيني EGX30 ومؤشرات القطاعات وعددها 17 قطاع) من خلال الموقع الرسمي للبورصة المصرية

<https://www.egx.com.eg/ar/Indices.aspx>

2/8 مجتمع وعينة الدراسة

1/2/8 مجتمع الدراسة: يتمثل مجتمع الدراسة في المؤشرات المدرجة بالبورصة المصرية، وهي المؤشر الرئيسي EGX30، والمؤشرات القطاعية لعدد 17 قطاع خلال الفترة الزمنية الخاصة بالدراسة وهي كما يوضحها الجدول التالي:

جدول رقم (1) القطاعات الواردة بالدراسة وترميزها

م	المؤشر	دلالته	المؤشر	دلالته
1	السوق الرئيسي	EGX30	10	الرعاية صحية وأدوية
2	الاتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات	rcom	11	السياحة والترفيهية
3	الإغذية والمشروبات والتبغ	rfood	12	الطاقة والخدمات المساندة

4	البنوك	rbanks	13	العقارات	rrealstat
5	التجارة والموزعون	rdist	14	المقاولات والانشاءات الهندسية	rcontracting
6	النقل والشحن	rtrans	15	المنسوجات والسلع المعمرة	rtextiles
7	الخدمات التعليمية	redu	16	مواد البناء	rmaterials
8	الخدمات المالية غير المصرفية	rnonfin	17	الموارد الأساسية	rresources
9	خدمات ومنتجات صناعية وسيارات	rcars	18	الورق ومواد التعبئة والتغليف	rpaper

المصدر: من اعداد الباحث بناء على مسميات البورصة المصرية بموقعها الرسمي <https://www.egx.com.eg/ar/Indices.aspx> ، ومدخلات الباحث لعملية التحليل الإحصائي.

2/2/8 عينة الدراسة : تمثل العينة سلسلة زمنية لبيانات يومية Daily Data لمجموعة المشاهدات التي شملتها الدراسة خلال الفترة الزمنية الممتدة من بداية الإعلان عن الجائحة رسمياً في مصر بتاريخ 14 فبراير 2020 ، وحتى 15 ابريل 2021 ، وقد بلغ حجم المشاهدات خلال الفترة نحو 427 مشاهدة يومية. وقد روعي عند اختيار العينة مجموعة الاعتبارات التالية وهي (أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات متساوية المدى – أن يكون تم التعامل على المؤشرات لفترة كافية أكثر من 30 يوم).

3/8 وصف نموذج الدراسة

بالنسبة للمتغير التابع بالدراسة : يمثل معدل التغير لعائد المؤشر (الرئيسي والقطاعات النوعية) ، والذي قام الباحث بحسابه من خلال المعادلة (Hua Zhao,2010) ، باغه،2019).

$$Y_{i,t} = \text{Ln} \left(\frac{p_i}{p_{i-1}} \right)$$

حيث تعبر i,t عن معدل عائد المؤشر خلال الفترة t ، p_i تمثل قيمة إغلاق المؤشر خلال الفترة t ، وتعبر p_{t-1} عن قيمة إغلاق المؤشر خلال الفترة $t-1$.

بالنسبة للمتغير المستقل : فقد تم التعبير عنه من خلال عدد الحالات الجديدة اليومية المصابة من الفيروس كما جاء بدراسات كلا من (Alber&Arafa,2020 ، 2020) ، (Bahrini and Filfilan,2020) ، وكذلك عدد الوفيات الجديدة اليومية نتيجة الإصابة بفيروس كورونا والتي ارتكزت عليها الدراسات (Bahrini and Filfilan,2020 ، Baek, Mohanty et al.,2020) .
ويوضح الجدول التالي مقاييس المتغيرات التي اعتمد عليها الباحث
جدول رقم (2) وصف متغيرات النموذج وطرق القياس لمتغيراته

No.	Variables	Symbol	How measured	Sources
1	Market Return(EGX30)	regx30	Ln of Δ of daily Market Close price	باغه، 2019 - Alber&Refaat,2020
2	Sector Return(17 se.)	r(for each sector)	Ln of Δ of daily Sector Close price	باغه، 2019- Alber&Refaat,2020
3	New COVID-19 Cases	NC	Ln of New Cases per mn	-Alber&Refaat,2020 - Alber,2020
4	New COVID-19 Deaths	ND	Ln of New Deaths per mn	Bahrini and Baek, - Filfilan,2020 Mohanty et al.,2020

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على أدبيات الدراسة

4/8 الأساليب الإحصائية المستخدمة بالدراسة

1/4/8 تحليل الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة ARDL

قدم العالمان (Pesaran and Shin,1995, 1998) نموذج التكامل المشترك وفق منهجية الانحدار الذاتي ذو فترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model والمعروف اختصارًا بنموذج ARDL؛ والتي تعد أحد أحدث طرق الاقتصاد القياسي التي يتم توظيفها لتوصيف العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية والمالية التي تكون درجة الإستقرارية لديها متباينة، وقد تطور النموذج من خلال (Pesaran et al.,2001) ليشتمل على اختبار الحدود Bound Test والذي

لا يشترط خلاله أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة عند نفس الدرجة، وتمثل أوجه الاستفادة من هذه المنهجية بيان العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة المستقلة والتابعة، حيث تم إدماج نماذج الإنحدار الذاتي ونماذج فترات الإبطاء الموزعة.

يعد نموذج ARDL الأكثر ملاءمة لاستخدامه عندما تكون العينات للسلاسل الزمنية قصيرة المدى، كذلك يتيح استخدامه التغلب على مشكلة تباين مستوى سكون المتغيرات محل الدراسة بشرط أن لا تتعدى مستوى التكامل من الدرجة الأولى (1) I (Gujarati,2003). ووفق منهجية ARDL فإن الباحث سيقوم ببناء النماذج على ثلاث مراحل كما يلي (Emeka and Kelvin,2016):

المرحلة الأولى: ويتعين فيها إجراء اختبار التكامل المشترك Co-integration Test وذلك في إطار متجه تصحيح الخطأ ECM والذي يعبر عنه بالمعادلة التالية بين المتغير التابع والمتغير المستقل:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^n \theta_i \Delta X_{t-1} + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 X_{t-1} + \eta_t$$

حيث تشير المعلمات : π_1, π_2 إلى معاملات العلاقة طويلة الأجل ، θ, β الى العلاقة في المدى الزمنى القصير، Δ إلى الفروق الأولى للمتغيرات ، m and n إلى فترات الإبطاء الزمنى *Lags* للمتغيرات، η الى حد الخطأ العشوائي ذو الوسط الحسابي المساوي للصفر، وثبات التباين ومنعدم الارتباط الذاتي المتسلسل.

ويتم التحقق من العلاقة في الأجل الطويل Long-Run Relationship بين المتغيرات من خلال الاستعانة بنموذج الحدود Bound Test (Pesaran et al.,2001)؛ حيث تظهر قيمة F (Wald test) الذي يبين فرضية عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات مقابل وجود تكامل مشترك لبيان العلاقة التوازنية بين المتغيرات في الاجل الطويل ، ويتم إجراء اختبار التكامل حسب الفرضية العدمية بعدم وجود تكامل مشترك حيث أن: $Ho: \pi_1 = \pi_2 = 0$. حيث تتم مقارنة قيمة F المحسوبة بالقيمة الجدولية ضمن الحدود الحرجة Critical Bound العليا والدنيا المقترحة من قبل (Pesaran et al.,2001) ، فإذا كانت القيمة الخاصة F المحسوبة

أكبر من قيمة الحد الأعلى فإنه يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات والعكس صحيح. المرحلة الثانية: تبدأ بعد التأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وتتضمن تقدير المعادلة التالية في الأجل الطويل كما يلي:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \vartheta_i X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث تشير ϑ , δ إلى معاملات المتغيرات، p, q إلى فترات الإبطاء لهذه المتغيرات، ε إلى حد الخطأ العشوائي. جدير بالذكر أنه يتم اختبار رتبة الإبطاء في نموذج *ARDL* من خلال معيار *AIC* أو معيار *SBC* قبل تقدير النموذج المستهدف بطريقة المربعات الصغرى *OLS* بهدف التغلب على مشكلة الارتباط التسلسلي *Serial Correlation* في البواقي.

المرحلة الثالثة: يتم فيها استخلاص مقدرات النموذج المستهدف في الأجل القصير من خلال بناء نموذج تصحيح الخطأ "*ECM*" على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta X_{t-1} + \omega ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن ECT_{t-1} حد تصحيح الخطأ، وكل معاملات المدى الزمني قصير الأجل هي معاملات تتعلق بتوازن النموذج، وتمثل ω معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة المواءمة التي يتم بها تعديل الاختلال التوازني في الأجل القصير في اتجاه التوازن في الأجل الطويل.

على هذا النحو يمكن للباحث صياغة نموذج الدراسة كما يلي :

$$\text{Returns} = \alpha + \beta_1 \text{NCC} + \beta_2 \text{DCC} + \varepsilon_t \quad "t=1,2,\dots,N$$

حيث أن t تعبر عن الفترة الزمنية، N عدد المشاهدات الزمنية، Returns المتغير التابع وهو العوائد، NCC المتغير المستقل الذي يعبر عن حالات الإصابة اليومية الجديدة، DCC المتغير المستقل المعبر عن حالات الوفاة الجديدة اليومية، ε البواقي، α الحد الثابت، β المعاملات.

القسم الثاني : الدراسة القياسية واختبار فرضية الدراسة

أولا : الاحصاء الوصفي

جدول (3) وصف متغيرات الدراسة المستقلة والتابعة

Kurtosis	Skewness	Std. Dev.	Min	Max	Mean	المتغير	No.
3.072928	.9496972	4.236548	0	17.335	4.873609	NC	1
2.918646	.7942722	.2236295	0	.948	.2876581	ND	2
3.80616	-1.44965	.0180344	-1.47248	.0517592	.0014848	rcom	3
6.904367	-.8930508	.0133222	-.0689853	.0495623	-.0004883	rfood	4
3.46983	1.680171	.011399	-.0694123	.1154041	-.0007503	rbanks	5
4.117267	-.3641135	.017522	-.0642143	.0526041	.0004772	rdist	6
5.83257	3.668653	.0282826	-.0928434	.3392548	.0001384	rtrans	7
2.30511	-1.840314	.0132893	-.123115	.0499386	.0004878	redu	8
6.511134	-1.262791	.0151989	-.0817509	.0484806	-.0001077	rnonfin	9
5.40972	-1.325139	.0231692	-.1675939	.0688323	.0006018	rcars	10
4.90181	3.231764	.01603	-.0722825	.1866007	-.0007557	rmedical	11
61.718	2.264095	.0234688	-.0649309	.2963372	-.0002242	rtourism	12
4.872775	.1348208	.0170995	-.0615971	.0656404	.0006828	renergy	13
6.108404	-.9224558	.0190112	-.0846287	.0624147	7.54e-06	rrealstat	14
1.55302	-1.490691	.0218674	-.1662761	.0730712	.0014749	rcontracting	15
1.14303	1.298085	.0231525	-.0788427	.2118107	.0004946	rtextiles	16
3.759337	-.2817629	.0182551	-.0625846	.0541275	.0001297	rmaterials	17
5.818329	-.4969024	.0188313	-.0810343	.0645806	.0001159	rresources	18
123.735	-8.1786	.0383045	-.575499	.0775451	.0036867	rpaper	19
3.50697	-.3258957	.0149145	-.0964296	.0924675	-.000521	regx30	20

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

يشير الجدول السابق إلى الإحصاء الوصفي لبيانات الدراسة، حيث حققت متوسطات عوائد المؤشرات خلال الفترة قيماً موجبة في جميع القطاعات عدا قطاعات (الأغذية والمشروبات والتبغ - قطاع البنوك - قطاع الرعاية الصحية والادوية- قطاع الخدمات المالية غير المصرفية- قطاع السياحة) ، والذي يعتقد الباحث أن هذه القطاعات كانت الأكثر تأثراً في عوائدها بسبب قرارات الإغلاق التي تمت سواءً على المستوى القومي أو على المستوى العالمي نتيجة للتدابير الاحترازية التي سعت الدول إلى تطبيقها لمحاصرة الوباء، كذلك يلاحظ من الجدول سلبية عوائد المؤشر الرئيسي للسوق المصرية EGX30 محققاً خسارة خلال الفترة تجاوزت معدل 0.05%.

بلغت أعلى معدلات للإصابات الجديدة خلال الفترة ما يفوق 17%، وعدد الوفيات ما يتجاوز 0.9%، وبطبيعة الحال فهي مؤشرات غير طيبة قد تعكس وضعاً صحياً مقلقاً ومن ثم ينعكس بأثاره على أسواق المال، وقد بينت قيم الالتواء أن البيانات موزعة توزيعاً طبيعياً كون القيم لم تتعد 3 ، وقيم التفرطح لم تتعد قيمة 7.

ثانياً اختبار فرضية الدراسة

1. اختبار تحديد النموذج والثقة في البيانات المستخدمة

1/1 تحليل الارتباط بين المتغيرات

أجرى الباحث تحليل الارتباط بين متغيرات الدراسة للوقوف على سلامة وضع البيانات من أجل استخدامها لأغراض التحليل القياسي على النحو المبين بالجدول رقم (4) التالي:

جدول رقم (4) معاملات الارتباط بين أبعاد متغيرات الدراسة

Variables	energy	renewable	nonrenewable	meat	fish	rice	oil	gas	coal	iron	steel	aluminum	chemicals	textiles	electronics	transportation	telecommunications	tourism	medical	education	housing	retail	food	clothing	entertainment	services	paper	energy
energy	1.000																											
renewable	0.754*	1.000																										
nonrenewable	0.049	0.049	1.000																									
meat	0.042	0.020	0.307*	1.000																								
fish	0.056	0.071	0.188*	0.577*	1.000																							
rice	0.062	0.062	0.442*	0.325*	0.344*	1.000																						
oil	0.052	0.052	0.224*	0.557*	0.699*	0.355*	1.000																					
gas	0.003	0.003	0.330*	0.077	-0.098	0.060	-0.166*	1.000																				
coal	0.042	0.042	0.511*	0.606*	0.619*	0.471*	0.530*	0.214*	1.000																			
iron	0.079	0.079	0.388*	0.458*	0.344*	0.360*	0.285*	0.306*	0.732*	1.000																		
steel	-0.005	-0.005	0.151*	0.540*	0.684*	0.320*	0.705*	-0.098	0.497*	0.258*	1.000																	
aluminum	0.049	0.049	0.132*	0.322*	0.696*	0.405*	0.783*	-	0.479*	0.255*	0.702*	1.000																
chemicals													0.170*															
textiles														1.000														
electronics															1.000													
transportation																1.000												
telecommunications																	1.000											
tourism																		1.000										
medical																			1.000									
education																				1.000								
housing																					1.000							
retail																						1.000						
food																							1.000					
clothing																								1.000				
entertainment																									1.000			
services																										1.000		
paper																											1.000	
energy																												1.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

المصدر : من عداد البحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V.15

يلاحظ من الجدول السابق أن قيم معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة كانت في حدود مقبولة لم تتعد نسبة 80% ومن ثم يمكن للباحث الاطمئنان إلى عدم معاناة بيانات الدراسة من مشكلة التعددية الخطية Multicollinarity، وبالتالي يتم الوثوق في البيانات المستخدمة في البحث من أجل استكمال باقى التحليلات التي تحقق هدف الدراسة.

2. تحديد فترات الإبطاء المثلى ، واختبارات الإستقرارية لمتغيرات الدراسة

قام الباحث بالتحقق من مدى اتباع السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة لشرط الإستقرارية، من خلال إجراء اختبار ديكي فيلر المطور (ADF) والذي يقوم على اختبار الفرضية الصفرية $H_0: \beta = 1$ ؛ والتي تقترض أن السلسلة الزمنية تحتوي على جذر وحدة Unit Root، أما الفرضية البديلة تكون عندما $H_1: \beta < 1$ والذي يدل على توافر خاصية السكون في السلسلة الزمنية أي أنه لا يوجد جذر وحدة.

جدير بالذكر أن منهجية ARDL لا تركز على ما إذا كانت المتغيرات مستقرة من عدمه، ولكن سعى الباحث لإجراء اختبار الإستقرارية يكمن في إجراء اختبار الحدود الذى يتطلب أن تكون متغيرات الدراسة مستقرة عند المستوى $I(0)$ ، أو $I(1)$.

جدول رقم (5) اختبارات جذر الوحدة ، وتحديد فترات الإبطاء المثلى لبناء النموذج

Optimal Lags	استقرارية السلسلة الزمنية	ADF Test			المتغيرات	NO.
		p-value	Critical Value 5%	Z(t)		
1	I(1)	0.0000	-2.873	-16.312	NC	1
2	I(1)	0.0000	-2.873	-14.766	ND	2
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.608	rcom	3
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.590	rfood	4
1	I(0)	0.0000	-2.873	-14.249	rbanks	5
2	I(0)	0.0000	-2.873	-12.154	rdist	6
1	I(0)	0.0000	-2.873	-14.397	rtrans	7

0	I(0)	0.0000	-2.873	-18.974	redu	8
1	I(0)	0.0000	-2.873	-12.435	rnonfin	9
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.297	rcars	10
0	I(0)	0.0000	-2.873	-18.412	rmedical	11
1	I(0)	0.0000	-2.873	-14.245	rtourism	12
1	I(0)	0.0000	-2.873	-12.748	renergy	13
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.839	rrealstat	14
1	I(0)	0.0000	-2.873	-12.713	rcontracting	15
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.747	rtextiles	16
2	I(0)	0.0000	-2.873	-10.522	rmaterials	17
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.002	rresources	18
0	I(0)	0.0000	-2.873	-18.668	rpaper	19
1	I(0)	0.0000	-2.873	-13.467	regx30	20

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يشير الجدول السابق الى نتائج اختبارات الإستقرارية لمتغيرات الدراسة المستقلة والتابعة، فقد دلت نتائج اختبار ديكي فيلر الموسع ADF للسلاسل الزمنية لكل متغير أنها جميعا مستقرة عند $I(0)$ ، ما عدا متغيرات الدراسة المستقلة NC، ND فقد تم أخذ الفرق الأول لكل بعد حتى تصبح السلسلة الزمنية مستقرة. كذلك تم تحديد فترات الإبطاء المثلثي لكل متغير كما هو موضح بالجدول أعلاه من أجل إجراء اختبار الحدود Bounds Test كما سيوضحه الباحث فيما بعد عند تقدير نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL.

3. تقدير نماذج ARDL

1/3 اختبار الحدود Bounds Test

قام الباحث بعد التأكد من استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بإجراء اختبار الحدود للكشف عن مدى وجود تكامل مشترك من عدمه على النحو المبين بالجدول التالي:

جدول رقم (6) اختبار الحدود Bounds Test

t-statistic Critical values			F-statistic Critical values			Result	variables	No.
T VALUE	Lower bound (I (0))	Upper bound (I (1))	F VALUE	Lower bound (I (0))	Upper bound (I (1))			
-16.060	-2.86	-3.53	85.979	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rcom	1
-17.576	-2.86	-3.53	103.191	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rfood	2
-17.088	-2.86	-3.53	97.449	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rbanks	3
-15.597	-2.86	-3.53	81.275	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rdist	4
-17.386	-2.86	-3.53	100.777	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rtrans	5
-18.921	-2.86	-3.53	119.475	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	redu	6
-15.386	-2.86	-3.53	78.913	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rnonfin	7
-17.360	-2.86	-3.53	100.455	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rcars	8
-18.365	-2.86	-3.53	112.476	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rmedical	9
-17.113	-2.86	-3.53	97.628	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rtourism	10

-15.663	-2.86	-3.53	81.791	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	renergy	11
-15.648	-2.86	-3.53	81.621	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rrealstat	12
-16.712	-2.86	-3.53	93.156	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rcontracting	13
-15.528	-2.86	-3.53	80.432	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rtextiles	14
-14.673	-2.86	-3.53	71.855	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rmaterials	15
-17.433	-2.86	-3.53	101.330	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rresources	16
-18.886	-2.86	-3.53	118.906	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	rpaper	17
-17.316	-2.86	-3.53	99.969	3.79	4.85	وجود تكامل مشترك	regx30	18

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

من الجدول السابق يتبين للباحث أن قيم F المحسوبة كانت أكبر من القيم الحرجة العليا والدنيا الجدولية، وبالتالي يمكن في هذه الحالة رفض الفرضية العدمية القائلة " بعدم وجود تكامل مشترك" ، ومن ثم قبول الفرضية البديلة ، وهو ما يوضحه الجدول السابق أنه يوجد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

2/3 تقدير نماذج التأثير التوازني بين المتغير التابع والمتغير المستقل

1/2/3 قطاع الاتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات

قام الباحث بقياس تأثير الجائحة على عوائد مؤشر قطاع الاتصالات وتكنولوجيا المعلومات من خلال تقدير طريقة المربعات الصغرى للنموذج كما يوضحه الجدول التالي:

جدول رقم (7) تقدير نموذج الانحدار بين عوائد مؤشر قطاع الاتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات وأبعاد المتغير المستقل

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.1457301	0.000	5.01	.0479331	.2399487	rdist L1.
-.2868202	0.000	-3.95	.048516	-.1914557	L2.
-.0006415	0.810	0.24	.000372	.0000897	NC
-.0103169	0.612	0.51	.007075	.0035899	ND
-.0036646	0.455	-0.75	.0013503	-.0010103	_cons
425					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.0790					R-squared
0.0169					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

بتقدير طريقة المربعات الصغرى، يبين الجدول معنوية النموذج المستخدم في اشارة الى الاعتماد عليه حيث بلغت قيمة مستوى المعنوية مستوى أقل من 5% ، ويفسر المتغير المستقل ما نسبته 7.9% من التغيرات التي يمكن أن تحدث في المتغير التابع، وقد دلت النتائج أيضا على عدم معنوية التأثير الحادث من جانب المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع الاتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات، حيث كان مستوى الدلالة أكبر من قيمة مستوى المعنوية عند 0.05 مما يعني عدم معنوية التأثير.

1/1/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

يعد تقدير نموذج تصحيح الخطأ من أجل تحليل وتشخيص معاملات سرعة تعديل العلاقة ، حيث تشير الدراسات الى أن هذا المعامل يؤكد وجود علاقة للتكامل المشترك ما بين المتغيرات إذا توافر شرطان خاصان بسلبية ومعنوية المعامل كما يبينه الجدول التالي:

جدول رقم (8) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rdist
0.000	-15.60	.0610046	-.9515069	ADJ rdist L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.810	0.24	.0003911	.0000943	NC
0.611	0.51	.0074203	.0037729	ND
العلاقة في الاجل القصير				
0.455	-0.75	.0013503	-.0010103	cons_
1.959592				Durbin-Watson d-statistic
0.4024				white
0.1324				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

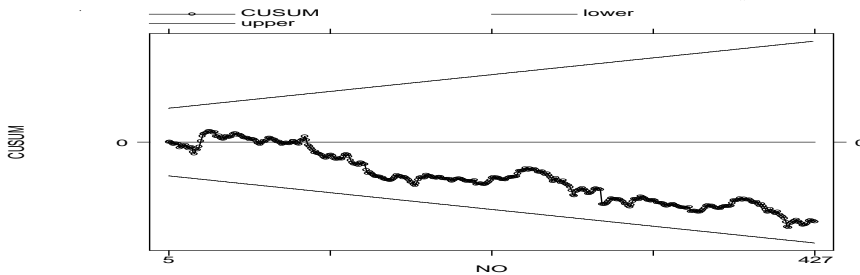
يلاحظ من الجدول السابق ان هناك تكامل مشترك بين المتغير المستقل وعوائد قطاع قطاع الإتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات تبينه معلمة تصحيح الخطأ عند (-.9515069) حيث ظهرت بقيم سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية أقل من 5% ، ومن هذا يمكن للباحث قياس سرعة تعديل اختلال التوازن الذي يتم تصحيحه خلال فترة 29 يوماً.

العلاقة في الأجل الطويل : تشير معلمات النموذج إلى عدم معنوية العلاقة بين المتغير المستقل والتابع حيث ظهرت قيمة المعنوية لأبعاد المتغير المستقل بقيم أكبر من مستوى الدلالة عند 5%، وبالتالي يمكن القول بعدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين المتغير المستقل والتابع، وقد يعزو ذلك إلى سيطرة هذا القطاع على كل مناحي الحياة في الوقت

الحالي، وكانت جائحة كورونا فرصة لتلخيص الضوء على نموه والعناية بتفوقه نظرا للأهمية البالغة التي كشفت عنها الأزمة لهذا القطاع.

العلاقة في الأجل القصير : تدل النتائج على عدم وجود علاقة في الأجل القصير نظرا لثبوت عدم معنوية التأثير بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

تشخيص النموذج: قام الباحث بإجراء اختبارات الكشف عن صحة النموذج المقدر وقد تبين من خلال استخدام اختبار Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation لفحص الارتباط التسلسلي او الذاتي للبقايا قبول الفرضية الأصلية بعدم وجود ارتباط تسلسلي ، كذلك قام الباحث بفحص التوزيع الطبيعي الذي تبين اتباع النموذج للتوزيع الطبيعي ، كذلك تم اجراء اختبار ثبات النموذج الذي يوضحه الشكل التالي:



شكل رقم (5) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الأول

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

يبين الشكل السابق نتائج اختبار الإستقرار الهيكلي للمعالم المقدره، والممثل في اختبار المجموع التراكمي للبقايا CUSUM ، واختبار مربع المجموع التراكمي للبقايا CUSUMSQ ، والذي تبين من خلال مثالية النموذج المستخدم لوقوعه بين الحدود العليا والدنيا كما يوضحه الشكل أعلاه.

2/2/3 قطاع الأغذية والمشروبات والتبغ

قام الباحث بتقدير طريقة المربعات الصغرى للنموذج المستهدف، وكانت النتائج على النحو التالي:

جدول رقم (9) تقدير نموذج الإنحدار بين عوائد قطاع الأغذية والمشروبات والتبغ وأبعاد المتغير المستقل

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0568561	0.002	3.14	.0482636	.1517232	Rfood L1.
-.0006989	0.661	-0.44	.0002907	-.0001276	NC
-.0068532	0.470	0.72	.0055184	.0039938	ND
-.0030058	0.371	-0.90	.0010503	-.0009413	_cons
426					Number of obs
0.0121					Prob > F
0.0255					R-squared
0.0132					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يشير الجدول السابق الى عدم معنوية التأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع، حيث ظهرت القيمة الاحتمالية للأبعاد بقيم اكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05 ، وبشكل عام يتضح أن النموذج المقدر معنوي عند مستوى معنوية أقل من مستوى الدلالة، وبلغت القدرة التفسيرية للنموذج ما نسبته 2.5% فقط لتفسير التغيرات التي يمكن أن يحدثها المتغير المستقل على المتغير التابع.

1/2/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

قام الباحث باستكمال تقدير نموذج ARDL على النحو المبين بالجدول التالي:

جدول رقم (10) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rfood
0.000	-17.58	.0482636	-.8482768	ADJ rfoodL1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.661	-0.44	.0003422	-.0001504	NC
0.468	0.73	.0064876	.0047082	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.371	-0.90	.0010503	-.0009413	cons_
1.992569				Durbin-Watson d-statistic
0.1027				white
0.6973				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

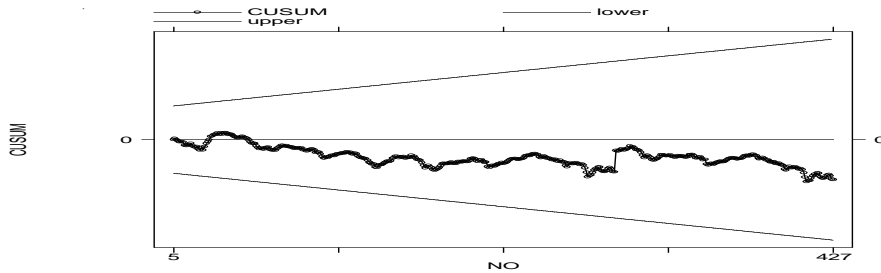
المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يبين الجدول السابق وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وقد ظهرت معلمة تصحيح الخطأ بقيمة سالبة ومعنوية وهذا يعتبر شرط جوهري للحكم على مدى وجود التكامل المشترك من عدمه حيث بلغت قيمة المعلمة (-.8482768) ، وقام الباحث بحساب سرعة تعديل اختلال التوازن الذي يمكن أن يتم تصحيحه خلال فترة 26 يومًا. العلاقة في الأجل الطويل : تبين معاملات النموذج الى عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين متغيراته، نظرًا لظهور قيم مستوى المعنوية اكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05.

العلاقة في الأجل القصير: يتبين أيضا عدم وجود علاقة في الأجل القصير نظرًا لوقوع القيمة الاحتمالية المحسوبة عند قيمة أكبر من مستوى المعنوية عند 5%. ويفسر الباحث هذا الأمر أن الجائحة لم تؤثر على هذا القطاع نظرا لزيادة الطلب عليه.

تشخيص النموذج: تبين من إجراء اختبار الارتباط الذاتي قبول الفرضية الأصلية لعدم وجود ارتباط ذاتي ، كذلك يبين اختبار التوزيع الطبيعي اتباع النموذج له، وتبين نتائج ثبات النموذج كما يوضحه الشكل التالي :



شكل رقم (6) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثاني

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

يمثل الشكل السابق نتائج الاستقرار الهيكلي للنموذج المقدر والذي يتضح منه وقوع الخط البياني المقدر لاختبار CUSUM (الخط العلوي والسفلي) عند مستوى معنوية 5%، وهو ما يعني مثالية النموذج المقدر والاعتماد على نتائجه.

3/2/3 قطاع البنوك

يبين الجدول التالي نتائج تقدير طريقة المربعات الصغرى OLS كما يلي :

جدول رقم (11) تقدير نموذج الإنحدار بين عوائد مؤشر قطاع البنوك وأبعاد المتغير المستقل

[95%Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0666561	0.001	2.13	.0555636	.3215232	Rbanks L1.
-.0003382	0.661	-0.33	.0003903	-.0003221	NC
-.0045332	0.272	0.72	.0045584	.0039232	ND
-.0040553	0.335	-0.90	.0050503	-.0004453	_cons
426					Number of obs
0.0121					Prob > F
0.0253					R-squared
0.0121					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يتضح من الجدول عدم معنوية التأثير بين الجائحة وعوائد مؤشر البنوك بالبورصة المصرية، حيث كانت القيمة الاحتمالية المقدره أعلى من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05 ، وبشكل عام كانت معنوية النموذج المقدر بشكل عام جيدة حيث كانت قيمة

الاحتمالية أقل من قيمة مستوى المعنوية عند 0.05، ويمكن للنموذج المقدر تفسير حوالي 2.55% من التغيرات التي تحدث للمتغير التابع في السوق المالي.

1/3/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

يوضح الجدول التالي معلمات تصحيح الخطأ على النحو التالي:

جدول رقم (12) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rfood
0.000	-14.53	.0682623	-.9187748	ADJ rfood L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.262	-0.45	.0006435	-.0002535	NC
0.238	0.33	.0044832	.0037054	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.254	-0.70	.0030503	-.0004413	cons_
1.365309				Durbin-Watson d-statistic
430.24				white
0.0573				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يشير الجدول السابق إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، يوضحه القيمة السالبة لمعلمة متجه الخطأ ومعنويتها عند مستوى معنوية أقل من 5%، وبالتالي يمكن للباحث تقدير سرعة التعديل بفترة تبلغ 28 يوم.

العلاقة في الأجل الطويل: ظهرت معلومات الأجل الطويل بالنموذج أنها غير معنوية حيث كانت قيمتها أعلى من قيمة مستوى الدلالة مما يدل على عدم وجود علاقة في الأجل الطويل.

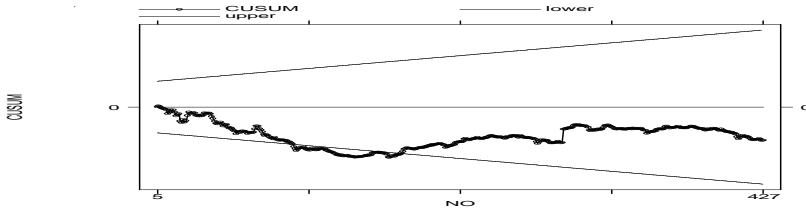
العلاقة في الأجل القصير: تبين من الجدول عدم معنوية معلمة الأجل القصير ، مما يعني عدم وجود استجابة بين المتغيرات.

تشخيص النموذج : تشير النتائج إلى تحقيق شروط النموذج المثالي حيث ظهرت معنوية اختبار الارتباط الذاتي بأنها أكبر من قيمة مستوى المعنوية عند 5 % مما

تقييم العلاقة التوازنية التراجعية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باهه

يعنى قبول الفرض الأصلي، كذلك أظهر اختبار التوزيع الطبيعي أن النموذج يتبعه ، وتم اجراء اختبار ثبات النموذج الذي يؤكد الشكل التالي:



شكل رقم (7) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثالث

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

حيث يقع الخط البياني بين الخطين الأعلى والأدنى لاختبار CUSUM مما يدل على ثبات النموذج المقدر إلى حد ما.

4/2/3 قطاع التجارة والموزعين

تم تقدير نموذج الإنحدار من خلال طريقة المربعات الصغرى لبيان تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع كما يلي:

جدول رقم (13) تقدير نموذج الإنحدار بين عوائد مؤشر قطاع التجارة والموزعون وأبعاد المتغير المستقل

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0568561	0.002	3.14	.0482636	.1517232	Rfood L1.
-.0006415	0.810	0.24	.000372	.0000897	NC
-.0103169	0.612	0.51	.007075	.0035899	ND
-.0036646	0.455	-0.75	.0010503	-.0010103	_cons
426					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.0790					R-squared
0.0169					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يتبين من الجدول عدم معنوية تأثير المتغير المستقل بأبعاده على المتغير التابع حيث ظهرت القيم الاحتمالية لأبعاد المتغير بقيم أكبر من قيمة مستوى الدلالة ، وقد اتضح أن النموذج معنوي بشكل عام وقدرته التفسيرية بلغت نحو 8 % تقريباً.

1/4/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

قام الباحث بتقدير العلاقة التوازنية في الأجلين الطويل والقصير ، بعدما حدد مدى وجود تكامل مشترك من عدمه كما هو مبين بالجدول التالي :

جدول رقم (14) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية للنموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rfood
0.000	-16.72	.0477198	-.797816	ADJ rfood L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.712	0.37	.0004736	.0001748	NC
0.848	0.19	.0089764	.0017207	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.610	-0.51	.0013658	-.000697	cons_
1.947307				Durbin-Watson d-statistic
0.7679				white
0.3496				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

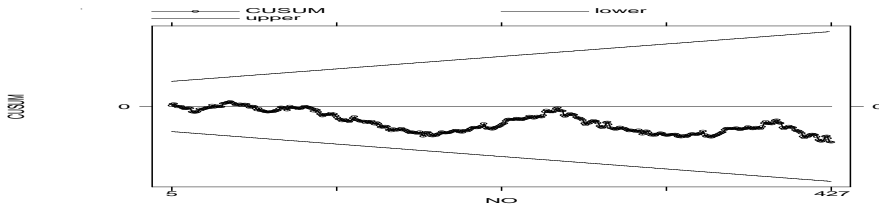
STATA V.15

حيث يظهر الجدول وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج أكدت عليه الإشارة السالبة والمعنوية لقيمة معلمة نموذج تصحيح الخطأ ، وبلغت سرعة تعديل اختلال التوازن نحو 24 يوماً.

كذلك أثبتت النتائج عدم وجود علاقة في الأجلين الطويل والقصير نظراً لعدم ثبوت معنوية القيم الاحتمالية الخاصة بها ، وقد تم اجراء الاختبارات التشخيصية للنموذج المقدر واتضح أنها عند الحدود المسموح بها من عدم وجود ارتباط ذاتي للبقايا ، واتباعها للتوزيع الطبيعي، وتحقيقها للاستقرار الهيكلي كما يبينه الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باحه



شكل رقم (8) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الرابع

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

5/2/3 قطاع خدمات النقل والشحن

أجرى الباحث اختبار المربعات الصغرى على النحو الذي يبينه الجدول التالي:
جدول رقم (15) تقدير نموذج الإنحدار بين عوائد مؤشر قطاع خدمات النقل والشحن وأبعاد المتغير المستقل

[95% Conf.]	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0707749	0.001	3.44	.0480178	.1651588	Rtrans L1.
-.0007624	0.469	0.73	.0006147	.0004458	NC
-.0263699	0.765	-0.30	.011643	-.0034844	ND
-.0054193	0.635	-0.47	.0022206	-.0010544	_cons
426					Number of obs
0.0048					Prob > F
0.0302					R-squared
0.0280					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يوضح الجدول عدم وجود تأثير لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع أظهرته القيمة الاحتمالية المتفوقة على قيمة مستوى المعنوية عند 5%، ولكن بشكل عام يتضح أن النموذج المقدر يمكن الإعتماد عليه لمعنوية، وقدرته على تفسير ما نسبته 3% من التغيرات التي تحدث في السوق للمتغير التابع بفعل عوامل المتغير المستقل.

1/5/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

أمكن للباحث تقدير معاملات متجه الخطأ وتقدير العلاقة التوازنية كما يبينها الجدول التالي :
جدول رقم (16) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rfood
0.000	-17.39	.0480178	-.8348412	ADJ Rtrans L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.468	0.73	.0007359	.000534	NC
0.765	-0.30	.0139474	-.0041737	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.635	-0.47	.0022206	-.0010544	cons_
1.970397				Durbin-Watson d-statistic
0.6744				white
0.0906				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يتضح من الجدول وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات نموذج الدراسة المقدر، يبين ذلك إشارة المعلمة السالبة ومعنوية القيمة الاحتمالية المقدر أنها أقل من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05، ويتضح للباحث أن سرعة التعديل لاختلال التوازن تتطلب فترة تقرب من 25 يومًا.

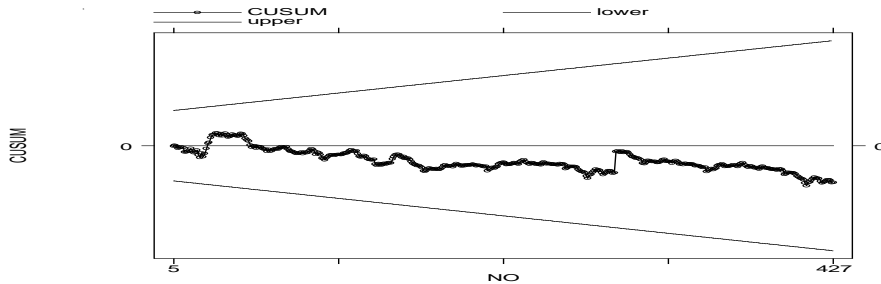
العلاقة في الأجل الطويل : يتضح من المعلمات المقدر انتفاء وجود علاقة في الأجل الطويل نظرا لوقوع القيمة الاحتمالية المقدر عند مستوى أكبر من مستوى الدلالة عند 5%.

العلاقة في الأجل القصير: تبين أيضا عدم وجود استجابة في الأجل القصير نظرا لأن قيمة مستوى المعنوية أكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 5%.

تشخيص النموذج: تبين أن النموذج المقدر مثالي ويكن الاعتماد على نتائج نظراً لعدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي حيث كانت قيمة مستوى المعنوية مؤكدة على قبول الفرض العدمي، كذلك يتبع النموذج التوزيع الطبيعي، وثبت من خلال إجراء اختبار استقرار النموذج هيكلياً أن النموذج يقع في الحدود المسموح بها كما يبينه الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باحه



شكل رقم (9) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الخامس

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

حيث يظهر الخط البياني بين الحدود العليا والحدود الدنيا لاختبار CUSUM مما يعني دقة نتائجه.

6/2/3 قطاع الخدمات التعليمية

تظهر طريقة المربعات الصغرى النتائج التالية للنموذج المقدر بين عوائد مؤشر قطاع الخدمات التعليمية، والمتغير المستقل بالدراسة

جدول رقم(17) تقدير نموذج الإنحدار بين عوائد مؤشر قطاع الخدمات التعليمية وأبعاد المتغير المستقل

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
-.0157042	0.101	1.64	.0486299	.0798827	Redu L1.
-.0006215	0.873	-0.16	.0002924	-.0000468	NC
-.0096146	0.818	0.23	.0055424	.0012796	ND
-.0017624	0.768	0.30	.0010554	.0003121	_cons
426					Number of obs
0.4253					Prob > F
0.0066					R-squared
0.0133					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يبين الجدول السابق عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع نظراً لأن القيمة الاحتمالية كانت أعلى من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05، ويظهر النموذج بشكل عام أنه غير معنوي لتقدير هذه العلاقة نظراً لأن قيمة مستوى الاحتمال أعلى من قيمة مستوى الدلالة عند 5%.

1/6/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

تظهر معلمة نموذج تصحيح الخطأ أنها مستوفية لشروطها في أنها سالبة وعند مستوى معنوية أقل من مستوى الدلالة كما يبينه الجدول التالي:

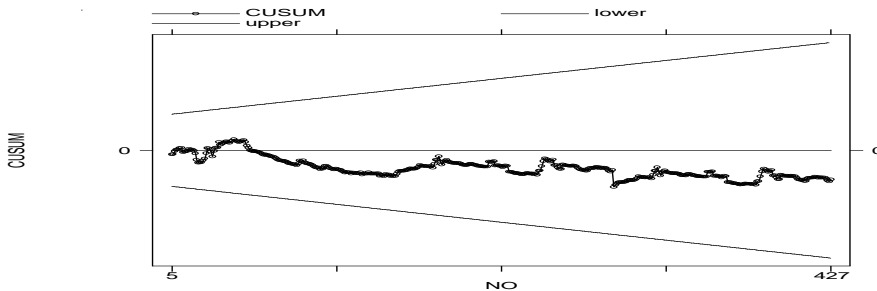
جدول رقم (18) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.redu
0.000	-18.92	.0486299	-.9201173	ADJ redu L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.873	-0.16	.0003177	-.0000508	NC
0.817	0.23	.0060208	.0013907	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.768	0.30	.0010554	.0003121	cons_
1.993564				Durbin-Watson d-statistic
0.2320				white
0.6323				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يمكن للباحث التأكيد على وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج ، وقد بلغت سرعة التعديل في السوق نحو 28 يوماً لإعادة ضبط الاختلال التوازني الحادث. العلاقة في الأجل الطويل: تبين النتائج عدم وجود علاقة في الأجل الطويل ، كذلك عدم وجود استجابة في الأجل القصير بين المتغيرات محل البحث. وقد قام الباحث بتشخيص النموذج على نحو فحص الارتباط الذاتي فوجد أنه يمكن قبول الفرض العدمي بعدم وجوده، وأن النموذج المقدر يتبع التوزيع الطبيعي.



شكل رقم (10) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج السادس

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

ويبين الشكل السابق تقدير ثبات النموذج الذي اتضح أن النموذج المقدر يتسم بالإستقرار الهيكلي لوقوع الخط البياني في المنطقة الأمانة بين الحد الأعلى والحد الأدنى لاختبار CUSUM.

7/2/3 قطاع الخدمات المالية غير المصرفية

يبين الجدول التالي نتائج تقدير طريقة المربعات الصغري للنموذج المقدر، على النحو كما يلي:

جدول رقم (19) تقدير نموذج الإحدار بين عوائد مؤشر قطاع الخدمات المالية غير المصرفية وأبعاد المتغير المستقل

[95%Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.189023	0.000	6.01	.046739	.2808932	Rnonfin L1.
-.0006601	0.929	-0.09	.0003213	-.0000286	NC
-.0090261	0.628	0.48	.0060937	.0029516	ND
-.0030732	0.498	-0.68	.0011621	-.0007889	_cons
426					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.0815					R-squared
0.0146					Root MSE

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يظهر الجدول السابق عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع، نظراً لكون القيمة الاحتمالية في موقع أعلى من قيمة مستوى الدلالة، وثبت من النتائج معنوية النموذج بشكل كامل وقدرته على تفسير حوالي 8% تقريباً من التغيرات التي يمكن أن تحدث في السوق بين المتغيرات محل الدراسة.

1/7/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

تشير معلمات الجدول التالي إلى متجه الخطأ حيث يتبين أنها حققت الشروط الواجبة للحكم على وجود تكامل مشترك كما يلي:

جدول رقم (20) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rnonfin
0.000	-15.39	.046739	-.7191068	ADJ Rnonfin L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.929	-0.09	.0004468	-.0000397	NC
0.628	0.48	.0084677	.0041046	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.498	-0.68	.0011621	-.0007889	cons_
1.987096				Durbin-Watson d-statistic
0.0000				white
0.6991				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

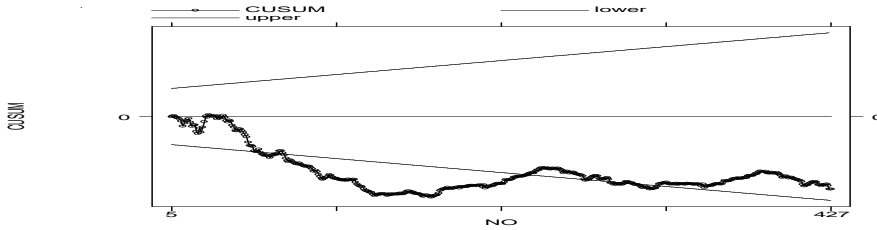
تؤكد نتائج التحليل على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات حيث ظهرت معلمة نموذج تصحيح الخطأ بقيمة سالبة ومعنوية عند (0.7191068) ، ويمكن حساب معدل التغيير وسرعته بأنها تصل إلى 22 يوماً .

ويبين الجدول أيضا عدم وجود علاقة في الأجل الطويل ، وانتفاء وجود استجابة في الأجل القصير نظرا لثبوت أن القيم الاحتمالية كانت غير معنوية

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باهه

وقد قام الباحث بتشخيص جودة النموذج وتبين أن النموذج المقدر لا يعاني من ارتباط تسلسلي فكانت القيمة الاحتمالية أعلى من قيمة مستوى الدلالة، إلا أنه يعاني من عدم التوزيع الطبيعي.



شكل رقم (11) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج السابع

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

ويمثل الشكل السابق جودة ثبات النموذج المقدر الذي يتضح وجود مشكله به تدل على عدم استقرار هيكله به.

8/2/3 قطاع الخدمات والمنتجات الصناعية والسيارات

يبين الجدول التالي خصائص النموذج المقدر من خلال طريقة المربعات الصغرى كما يلي:

جدول رقم (21) تقدير نموذج الإنحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع الخدمات والمنتجات الصناعية والسيارات

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0718391	0.001	3.46	.0480287	.1662445	Rcars L1.
-.0010153	0.954	-0.06	.0005017	-.0000293	NC
-.0101165	0.367	0.90	.0095222	.0086004	ND
-.0054011	0.314	-1.01	.0018158	-.0018319	_cons
426					Number of obs
0.0013					Prob > F
0.0364					R-squared
0.0229					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يظهر من الجدول عدم وجود تأثير معنوي لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع ، حيث كانت القيمة الاحتمالية أكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 5%، ويمكن القول بأن النموذج المقدر معنوي ويمكنه تفسير ما نسبته 3.6% من التغيرات التي تحدث للمتغير التابع.

1/8/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

يشير الجدول التالي الي علاقة التكامل المشترك، والعلاقة التوازنية كما يلي:
جدول رقم (22) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

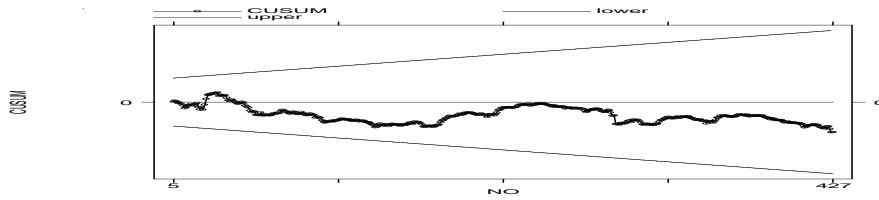
P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rcars
0.000	-17.36	.0480287	-.8337555	ADJ rcars L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.954	-0.06	.0006017	-.0000351	NC
0.366	0.90	.0114031	.0103152	ND
العلاقة في الاجل القصير				
0.314	-1.01	.0018158	-.0018319	cons_
1.989554				Durbin-Watson d-statistic
0.0199				white
0.6489				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

حيث تؤكد النتائج على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات نظرا لتحقق اشتراطاته من وجود معلمة سالبة ومعنوية، وكانت سرعة التعديل محققة 25 يوماً. كذلك تشير النتائج الى عدم وجود علاقة في الأجل الطويل، أو حتى استجابة على المدى الزمني القصير نظراً لظهور القيم الاحتمالية بأنها غير معنوية. وقد قدر الباحث جودة النموذج والتي تبين عدم وجود ارتباط تسلسلي، وتحققت استقرارية هيكلية للنموذج المقدر كما يوضحه الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باقمه



شكل رقم (12) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثامن

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

حيث يقع الخط البياني للنموذج في حدود المنطقة المقبولة لاختبار CUSUM.

9/2/3 قطاع الرعاية الصحية والأدوية

يبين الجدول التالي تقدير نموذج الانحدار بين المتغيرات، على النحو التالي:
جدول رقم (23) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد قطاع الرعاية الصحية والأدوية

[95%Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0156231	0.023	2.29	.0484188	.1107953	Rmedical L1.
-.0006748	0.964	0.05	.0003514	.000016	NC
-.013814	0.914	-0.11	.0066603	-.0007224	ND
-.0030427	0.667	-0.43	.0012699	-.0005466	_cons
426					Number of obs
0.1560					Prob > F
0.0123					R-squared
0.0160					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث تبين عدم معنوية التأثير الحاصل للمتغير المستقل على المتغير التابع، فقد ثبت تفوق القيمة الاحتمالية المقدره عن مستوى المعنوية عند 5%، كذلك تبين عدم معنوية النموذج المقدر.

1/9/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

قدر الباحث معاملات نموذج تصحيح الخطأ كما يوضحه الجدول التالي:

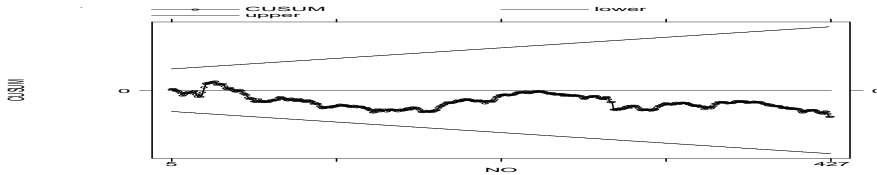
جدول رقم (24) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rmedical
0.000	-18.36	.0484188	-.8892047	ADJ rmedical L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.964	0.05	.0003952	.0000179	NC
0.914	-0.11	.007491	-.0008124	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.667	-0.43	.0012699	-.0005466	cons_
1.981337				Durbin-Watson d-statistic
0.4712				white
0.1020				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

تبين تحقق التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، وقد قدرت سرعة التعديل بفترة قاربت 27 يوماً، وتبين النتائج أيضاً عدم ثبوت العلاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وكذلك الاستجابة قصيرة الأجل نظراً لعدم معنوية القيم الاحتمالية المقدره. وقد دلت نتائج تشخيص النموذج المقدر على عدم وجود ارتباط تسلسلي، واتباعه للتوزيع الطبيعي، كذلك تحقق في النموذج شرط الإستقرار الهيكلي كما يوضحه الشكل التالي:



شكل رقم (13) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج التاسع

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

10/2/3 قطاع السياحة والترفيه

يشير الجدول التالي إلى نتائج تحليل الانحدار، وقد ظهرت النتائج التالية:

جدول رقم (25) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع السياحة والترفيه

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0864898	0.000	3.77	.0478826	.1806078	Rtourism L1.
-.0007957	0.689	0.40	.0005085	.0002039	NC
-.0184755	0.961	0.05	.0096383	.0004696	ND
-.0049315	0.474	-0.72	.0018388	-.0013171	_cons
426					Number of obs
0.0018					Prob > F
0.0350					R-squared
0.0232					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

حيث تبين عدم معنوية التأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع، وبشكل عام يمكن قبول النموذج على هيئته لثبوت معنويته، وقدرته على تفسير حوالي 3.5% من التغيرات التي تحدث للمتغير التابع.

1/10/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

يبين الجدول التالي العلاقات التوازنية بين المتغيرات على النحو المبين بالجدول التالي:

جدول رقم (26) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rmedical
0.000	-17.11	.0478826	-.8193922	ADJ rmedical L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.689	0.40	.0006206	.0002488	NC
0.961	0.05	.0117623	.0005731	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.474	-0.72	.0018388	-.0013171	cons_
1.968342				Durbin-Watson d-statistic
0.7498				white
0.0774				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

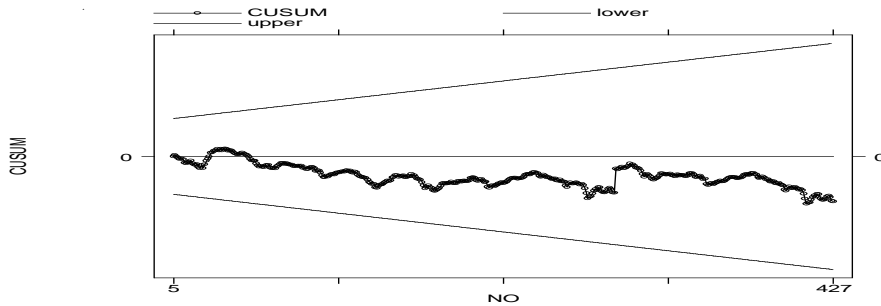
المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

ثبت وجود تكامل مشترك دلت عليها القيمة السالبة والمعنوية لمعلمة متجه الخطأ، وبلغت سرعة التعديل حوالي 25 يومًا. كذلك تبين عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين المتغيرات، وعدم ثبوت وجود استجابة قصيرة المدى كون القيم الاحتمالية كانت غير معنوية. دلت نتائج تشخيص النموذج على جودة من عدم وجود ارتباط تسلسلي، واتباعه للتوزيع الطبيعي ، وتحقيق شرط الثبات كما يظهره الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باحه



شكل رقم (14) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج العاشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

11/2/3 قطاع الطاقة والخدمات المساندة

يشير الجدول التالي إلى تقدير الانحدار لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع، على النحو التالي:

جدول رقم (27) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع الطاقة والخدمات المساندة

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.1719112	0.000	5.63	.0469732	.2642418	renergy L1.
-.0004327	0.438	0.78	.0003639	.0002826	NC
-.0175667	0.560	-0.58	.0068919	-.00402	ND
-.0022971	0.830	0.22	.0013123	.0002824	_cons
426					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.0424					R-squared
0.0165					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

تبيين من النتائج عدم تأثير أبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع، كذلك أثبتت النتائج معنوية النموذج ومن ثم الاطمئنان له ، وقد بلغت القدرة التفسيرية له حوالي 4.2%.

1/11/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM

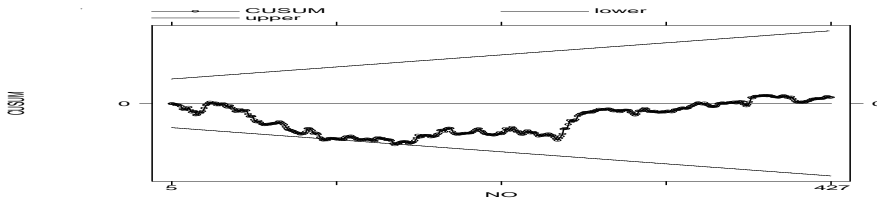
تم تقدير معاملات نموذج تصحيح الخطأ كما تبينه نتائج التحليل من خلال الجدول التالي
جدول رقم (28) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.renergy
0.000	-15.66	.0469732	-.7357582	ADJ renergy L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.437	0.78	.0004937	.0003841	NC
0.560	-0.58	.009357	-.0054638	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.830	0.22	.0013123	.0002824	cons_
1.985734				Durbin-Watson d-statistic
0.231				white
0.6517				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث ثبت وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، إذ ظهرت قيمة المعلمة لمتجه الخطأ قيمة سالبة معنوية قدرت بنحو 0.73 ، وعلى هذا النحو يمكن تقدير سرعة التعديل الخاصة باختلال التوازن للفترة بنحو 22 يوماً. وقد أشارت نتائج التحليل إلى عدم ثبوت العلاقة طويلة الأجل ، وعدم وجود استجابة في الأجل القصير بين المتغيرات، وقد أجرى الباحث الاختبارات التشخيصية للتأكد من سلامة النموذج وقد قدرت على نحو جيد يقبل الفرضية الأصلية لعدم وجود ارتباط تسلسلي، كذلك اتباع النموذج للتوزيع الطبيعي، وقد اتسم النموذج بالثبات الهيكلي كما هو موضح بالشكل التالي:



شكل رقم (15) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الحادى عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائى باستخدام برنامج STATA V. 15

12/2/3 قطاع العقارات

يوضح الجدول التالي نتائج تحليل الإنحدار بين متغيرات النموذج كما يلي:

جدول رقم (29) تقدير نموذج الإنحدار لتأثير ابعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع العقارات

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.1723931	0.000	5.63	.0469875	.2647517	rrealstat L1.
-.0006065	0.644	0.46	.0004035	.0001866	NC
-.0139709	0.890	0.14	.0076438	.0010537	ND
-.0040863	0.404	-0.83	.0014593	-.0012179	_cons
426					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.0749					R-squared
0.0184					Root MSE

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائى STATA V.15

حيث تبين النتائج انعدام تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، حيث كانت القيمة الاحتمالية للأبعاد أكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 0.05 ، كذلك ثبت معنوية النموذج ككل وبلغت قدرته التفسيرية نحو 7.4%.

1/12/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

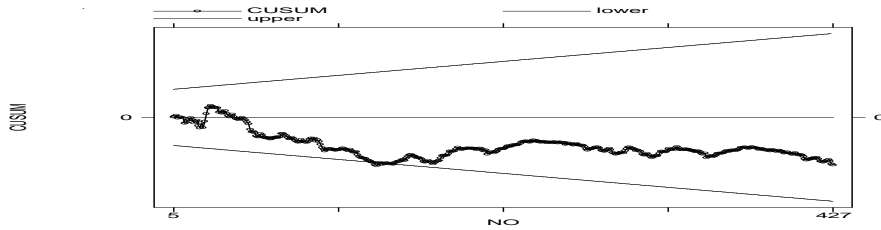
يبين الجدول التالي تقدير علاقة التكامل المشترك ، والعلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين متغيرات النموذج كما يلي :

جدول رقم (30) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rrealstat
0.000	-15.65	.0469875	-.7352483	ADJ rrealstat L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.644	0.46	.0005485	.0002539	NC
0.890	0.14	.0103957	.0014331	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.404	-0.83	.0014593	-.0012179	cons_
1.93737				Durbin-Watson d-statistic
0.2300				white
0.1174				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

يتضح من الجدول السابق سلبية ومعنوية معامل متجه الخطأ ، ومن ثم يمكن القول بوجود علاقة للتكامل المشترك بين متغيرات النموذج، إلا أنه لا توجد علاقة في الأجل الطويل نظراً لعدم ثبوت معنوية معامل العلاقة، كذلك تنعدم وجود استجابة في الأجل القصير كون القيمة الاحتمالية لمعامل العلاقة في الأجل القصير أكبر من مستوى الدلالة عند 5 % . وقد قدرت فترة إعادة التوازن بنحو 22 يوماً. وقد تثبت من اختبارات تشخيص النموذج المقدر سلامته، حيث لا يوجد ارتباط تسلسلي به، واتباعه للتوزيع الطبيعي ، ووقوع خطه البياني داخل الحدود المقررة بين الحدين الأعلى والأدنى لاختبار CUSUM كما يثبت الشكل التالي:



شكل رقم (16) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثاني عشر
المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج
STATA V. 15

13/2/3 قطاع المقاولات والإنشاءات الهندسية

أثبتت نتائج تحليل الانحدار عدم وجود تأثير لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع كما يبينه الجدول التالي:

جدول رقم (31) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع المقاولات والإنشاءات الهندسية

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.1086554	0.000	4.24	.0477233	.2024604	Rcontracting L1.
-.0008451	0.867	0.17	.00047	.0000787	NC
-.0111711	0.475	0.71	.0089276	.006377	ND
-.0043837	0.540	-0.61	.0016994	-.0010433	_cons
426					Number of obs
0.0001					Prob > F
0.0506					R-squared
0.0214					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي
STATA V.15

في حين كان النموذج ككل معنوي، وبلغت قدرته التفسيرية نحو 5% للتغيرات التي يمكن أن تحدث للمتغير التابع ، ومن ثم يمكن الاعتماد على هذا النموذج في التحليل

1/13/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

يبين الجدول التالي علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات على النحو الموضح كما يلي:

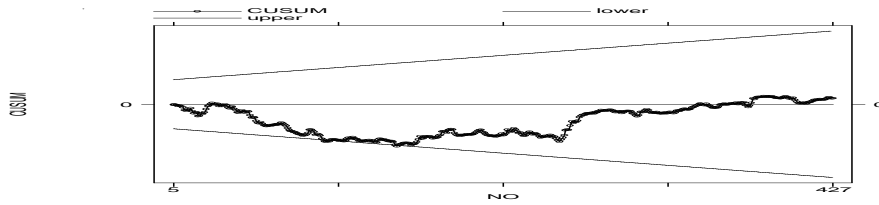
جدول رقم (32) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D. rcontracting
0.000	-16.71	.0477233	-.7975396	ADJ rcontracting L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.867	0.17	.0005894	.0000987	NC
0.475	0.72	.0111715	.0079958	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.540	-0.61	.0016994	-.0010433	cons_
2.002654				Durbin-Watson d-statistic
0.1442				white
0.8916				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

ظهرت معلمة نموذج تصحيح الخطأ بقيمة سالبة ومعنوية ، قدرت بنحو 0.79 ، ومن ثم يستطيع الباحث حساب سرعة تعديل الاختلال في التوازن بنحو 24 يومًا . وتبين النتائج انتفاء وجود علاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج لأن القيمة الاحتمالية لم يثبت معنويتها، كذلك عدم وجود استجابة في الاجل القصير كون القيمة الاحتمالية كانت أكبر من قيمة مستوى الدلالة . وتبين من تشخيص النموذج أنه يتوافق مع شروط الجودة من حيث خلوه من مشكلة الارتباط الذاتي ، واتباعه للتوزيع الطبيعي ، وتوافقه مع الاستقرار الهيكلي كما هو موضح بالشكل أدناه:



شكل رقم (17) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثالث عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

14/2/3 قطاع المنسوجات والسلع المعمرة

يظهر الجدول التالي نتائج تحليل الانحدار لمتغيرات النموذج، وقد أوضحت النتائج معنوية النموذج بشكل عام وقدرته على تفسير ما نسبته 7.8% من التغيرات التي يمكن أن تحدث في المتغير التابع.

جدول رقم (33) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع المنسوجات والسلع المعمرة

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.1802886	0.000	5.81	.0468586	.2723939	Rtextiles L1.
-.0005586	0.409	0.83	.0004905	.0004054	NC
-.0214336	0.733	-0.34	.0092912	-.0031708	ND
-.0041977	0.687	-0.40	.0017721	-.0007145	_cons
426					Number of obs
0.0001					Prob > F
0.0784					R-squared
0.0223					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي STATA V.15

على نحو متصل لم يثبت معنوية التأثير لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع حيث ظهرت قيمة مستوى الاحتمال أكبر من قيمة مستوى الدلالة عند 5%.

1/14/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

يبين الجدول التالي العلاقة التوازنية الحادثة بين متغيرات النموذج كما يلي:

جدول رقم (34) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D.rtextiles
0.000	-15.53	.0468586	-.7276061	ADJ rtextiles L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.409	0.83	.000674	.0005572	NC
0.733	-0.34	.0127743	-.0043579	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.687	-0.40	.0017721	-.0007145	cons_
1.939327				Durbin-Watson d-statistic
0.2883				white
0.0206				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

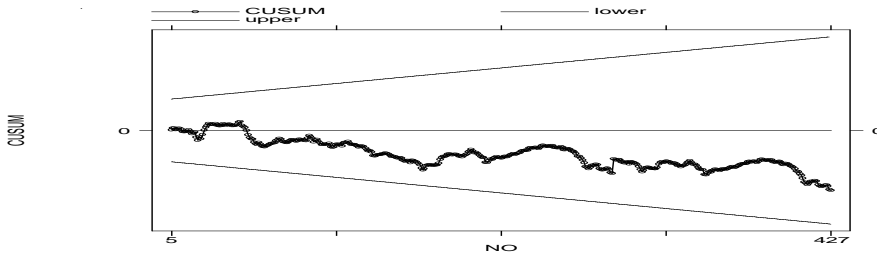
المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث يتضح وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج يعكسه القيمة السالبة والمعنوية لمعلمة نموذج تصحيح الخطأ عند قيمة 0.72 ، وقد بلغت سرعة التعديل لاختلال التوازن نحو 22 يوماً. على نحو آخر لم يثبت وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج في الأجل الطويل ، كذلك عدم وجود استجابة في الأجل القصير نظراً لأن القيم الاحتمالية كانت أكبر من قيمة مستوى الدلالة. وبإجراء الاختبارات التشخيصية تبين أن النموذج المقدر ذات جودة مناسبة بخلوه من مشكلة الارتباط الذاتي، واتباعه للتوزيع الطبيعي، وتحقيقه لاستقرار هيكلي وفق اختبار CUSUM كما يؤكد الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باقم



شكل رقم (18) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الرابع عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

15/2/3 قطاع مواد البناء

تبيين طريقة المربعات الصغرى نتائج تحليل الانحدار بين متغيرات النموذج كما يلي:

جدول رقم (35) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع مواد

البناء

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.2327545	0.000	7.01	.0461111	.3233905	Rmaterials L1.
-.0003862	0.343	0.95	.0003803	.0003614	NC
-.0176083	0.631	-0.48	.0071984	-.0034591	ND
-.0033845	0.619	-0.50	.0013743	-.0006831	_cons
426					Number of obs
0.0000					Prob > F
0.1102					R-squared
0.0173					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث لم يثبت وجود تأثير للمتغير المستقل بأبعاده على المتغير التابع نظرًا لأن قيمة الاحتمال كانت أكبر من مستوى المعنوية عند 5 % ، إلا أن النموذج بشكل عام اتصف بالمعنوية ، وبلغت قدرته التفسيرية نحو 11%.

1/15/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

استطاع الباحث تقدير التكامل المشترك وتحديد مدى وجود علاقة توازنية بين المتغيرات كما يبينه الجدول التالي:

جدول رقم (36) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D. rmaterials
0.000	-14.67	.0461111	-.6766095	ADJ rmaterials L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.342	0.95	.0005614	.0005341	NC
0.631	-0.48	.0106429	-.0051125	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.619	-0.50	.0013743	-.0006831	cons_
1.900657				Durbin-Watson d-statistic
0.6965				white
0.2016				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

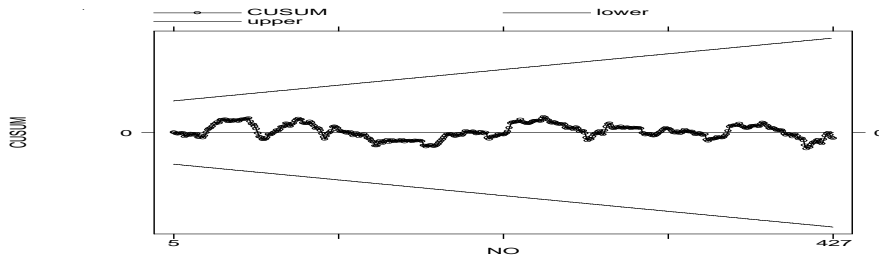
المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث تأكد وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج من خلال النظر الى قيمة معلمة نموذج تصحيح الخطأ التي ظهرت بقيمة سالبة ومعنوية ، وبلغت سرعة التعديل حوالي 20 يومًا. أثبتت النتائج عدم وجود علاقة في الأجل الطويل ، أو وجود استجابة في المدى قصير الأجل ، نظرًا لأن قيمة الاحتمال للمعلمات كانت أكبر من قيمة مستوى الدلالة. وقد أجرى الباحث التشخيص للنموذج وتبين خلوه من مشكلة الارتباط التسلسلي واتباعه للتوزيع الطبيعي، واستقراره هيكلية كما يظهره الشكل التالي:

تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-19)...

د/ محمد محمد أحمد باخه



شكل رقم (19) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الخامس عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

16/2/3 قطاع الموارد الأساسية

يوضح الجدول التالي نموذج الانحدار بين المتغيرات على النحو التالي:

جدول رقم (37) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع

الموارد الأساسية

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0671677	0.001	3.36	.0480881	.1616897	Rresources L1.
-.0006219	0.658	0.44	.0004083	.0001806	NC
-.0120942	0.687	0.40	.0077425	.0031244	ND
-.004595	0.254	-1.14	.0014787	-.0016884	_cons
426					Number of obs
0.0021					Prob > F
0.0341					R-squared
0.0186					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

تبين من النتائج عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع يؤكد عدم معنوية القيمة الاحتمالية ، لكن النموذج بشكل عام اتصف بالمعنوية وبلغت قدرته التفسيرية نحو 3.4%.

1/16/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM :

يبين الجدول التالي علاقة التكامل المشترك بين متغيرات النموذج كما يلي:

جدول رقم (38) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

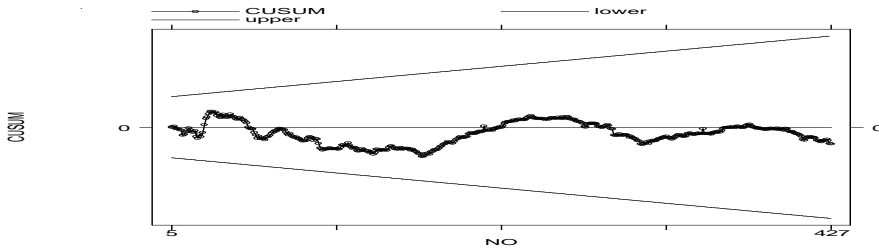
P> t	t	Std. Err.	Coef.	D. rresources
0.000	-17.43	.0480881	-.8383103	ADJ rresources L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.658	0.44	.000487	.0002154	NC
0.687	0.40	.0092298	.003727	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.254	-1.14	.0014787	-.0016884	cons_
1.999847				Durbin-Watson d-statistic
0.2300				white
0.8867				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث تؤكد النتائج على وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، أظهرته القيمة السالبة والمعنوية لمعلمة متجه الخطأ ، وكانت سرعة التعديل لاختلال التوازن تقدر بنحو 25 يوماً.

لم تدل النتائج على وجود علاقة في الأجل الطويل أو استجابة في الأجل القصير نظراً لعدم ثبوت معنوية معلمات الأجلين ، وقد ظهرت جودة النموذج على نحو يؤكد خلوه من مشكلة الارتباط التسلسلي ، وتوافر الاستقرار الهيكلي خلاله كما يبينه الشكل التالي:



شكل رقم (20) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج السادس عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

17/2/3 قطاع الورق ومواد التعبئة والتغليف

يظهر الجدول التالي نتائج تحليل الانحدار بين متغيرات النموذج كما يلي:

جدول رقم (39) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد المتغير المستقل على عوائد مؤشر قطاع

الورق ومواد التعبئة والتغليف

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
-.0114874	0.085	1.73	.0485083	.0838605	rpaper L1.
-.0031481	0.074	-1.79	.0008387	-.0014996	NC
.0053417	0.022	2.30	.0159388	.036671	ND
-.0058007	0.965	0.04	.0030184	.0001323	_cons
426					Number of obs
0.0248					Prob > F
0.0219					R-squared
0.0381					Root MSE

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

تظهر النتائج عدم وجود تأثير معنوي للحالات المصابة الجديدة واليومية على المتغير التابع، في حين بلغ التأثير بما نسبته 3% لبعده حالات الوفاة الجديدة اليومية نتيجة

الإصابة بالفيروس، حيث كان معامل التأثير معنوي ، وبشكل عام اتصف النموذج بالمعنوية وبلغت قدرته التفسيرية نحو 2%.

1/17/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

لإيجاد علاقة التكامل المشترك وتقدير العلاقة في الاجلين الطويل والقصير ، بينت النتائج ما يلي:

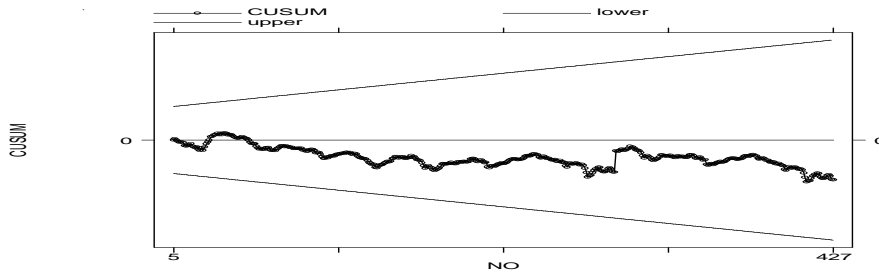
جدول رقم (40) تقدير العلاقة التوازنية ، ونتائج الاختبارات التشخيصية النموذج

P> t	t	Std. Err.	Coef.	D. rpaper
0.000	-18.89	.0485083	-.9161395	ADJ rpaper L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.073	-1.79	.0009121	-.0016369	NC
0.021	2.32	.0172854	.0400277	ND
العلاقة في الاجل القصير				
0.965	0.04	.0030184	.0001323	cons_
1.991184				Durbin-Watson d-statistic
0.6372				white
0.5161				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالاعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

تشير نتائج التحليل إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج تؤكد معلمة نموذج تصحيح الخطأ التي ظهرت بقيمة سالبة ومعنوية ، وقدرت سرعة تعديل اختلال التوازن بنحو 27 يوماً. كذلك لم تثبت النتائج وجود علاقة في الأجل الطويل بين بعد حالات الإصابة اليومية الجديدة والمتغير التابع، الا انها ظهرت بين بعد حالات الوفاة اليومية الجديدة وعوائد مؤشر قطاع الورق والتعبئة والتغليف، ولم تظهر أى استجابة في الأجل القصير بين المتغيرات محل الدراسة. وتبين الاختبارات التشخيصية للنموذج مدى جودته حيث لا يوجد ارتباط ذاتي، وتوافر شرط التوزيع الطبيعي ، وتحقيق شرط الاستقرار الهيكلي للبقاقي على النحو الموضح بالشكل التالي:



شكل رقم (21) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج السابع عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج

STATA V. 15

18/2/3 المؤشر الرئيسي لسوق الاوراق المالية EGX30

تم تقدير الانحدار بين متغيرات النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS، والتي مكنت الباحث من التعرف على مدى التأثير الحادث للمتغير المستقل على المتغير التابع كما يلي:

جدول رقم (41) تقدير نموذج الانحدار لتأثير أبعاد جائحة كورونا على عوائد المؤشر الرئيسي

EGX30

[95% Conf.	P>t	t	Std.Err.	Coef.	Var.
.0743728	0.000	3.51	.0480064	.1687342	regx30 L1.
-.0005154	0.708	0.37	.0003239	.0001213	NC
-.0118266	0.969	0.04	.0061398	.0002418	ND
-.0033978	0.351	-0.93	.0011723	-.0010936	_cons
426					Number of obs
0.0045					Prob > F
0.0304					R-squared
0.0148					Root MSE

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

يتبين من الجدول عدم معنوية التأثير لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع ، نظراً لأن القيم الاحتمالية كانت عند مستوى أكبر من مستوى المعنوية عند 5% ، كذلك أظهرت النتائج معنوية النموذج المقدر بشكل عام، حيث بلغت القدرة التفسيرية نحو 3% فقط لتفسير تغيرات المتغير التابع في السوق.

1/18/2/3 نموذج تصحيح الخطأ ECM:

قام الباحث بتقدير التكامل المشترك بين متغيرات النموذج ، وكذلك تقدير العلاقة طويلة وقصيرة الأجل على النحو المبين بالجدول التالي:

جدول رقم (42) العلاقة التوازنية بين المتغيرات وتشخيص النموذج المقدر

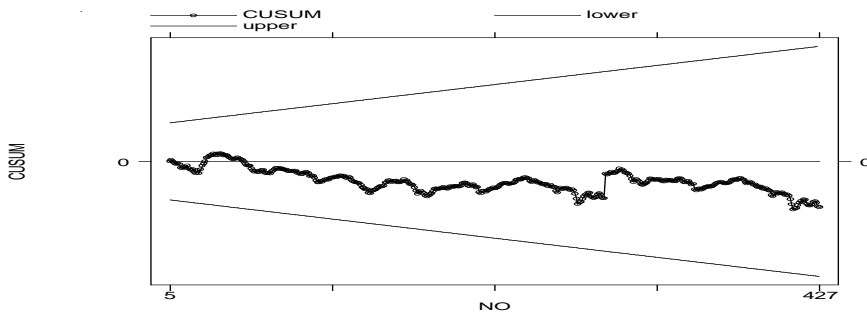
P> t	t	Std. Err.	Coef.	D. regx30
0.000	-17.32	.0480064	-.8312658	ADJ regx30 L1.
العلاقة في الأجل الطويل				
0.708	0.37	.0003897	.000146	NC
0.969	0.04	.0073858	.0002908	ND
العلاقة في الأجل القصير				
0.351	-0.93	.0011723	-.0010936	cons_
1.991741				Durbin-Watson d-statistic
0.0000				white
0.6679				Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

المصدر : من اعداد الباحث بالإعتماد على تحليل بيانات الدراسة باستخدام البرنامج الإحصائي

STATA V.15

حيث يظهر الجدول وجود تكامل مشترك بين المتغير المستقل والمتغير التابع المتمثل في عوائد المؤشر الرئيسي EGX30، إذ ثبت ذلك من خلال معلمة نموذج تصحيح الخطأ التي ظهرت بقيمة سالبة ومعنوية. على مستوى الأجل الطويل لم يثبت معنوية بعد حالات الإصابة اليومية الجديدة ، وثبت معنوية حالات الوفاة الجديدة اليومية حيث كانت القيمة الاحتمالية أقل من قيمة مستوى الدلالة، كذلك لم يثبت وجود استجابة في

الأجل القصير لأبعاد المتغير المستقل على المتغير التابع. بشكل عام تبين أن إعادة تصحيح اختلال التوازن في عوائد المؤشر يقدر بنحو 25 يومًا. وقد ثبت من اختبارات تشخيص النموذج ملائحته للتقدير ، حيث ثبت باجراء اختبار Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation عدم وجود ارتباط ذاتي للبواقي، وإتباع النموذج للتوزيع الطبيعي ، وتحقيق شرط الاستقرار الهيكلي الذي يوضحه الشكل التالي.



شكل رقم (22) اختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج الثامن عشر

المصدر : من إعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات التحليل الإحصائي باستخدام برنامج STATA V. 15

القسم الثالث: استنتاجات الدراسة، والتوصيات، والبحوث المستقبلية أولاً: استنتاجات الدراسة

تبين من النتائج تحقيق المؤشرات القطاعية المدرجة ببورصة الأوراق المالية في مصر لعوائد موجبة خلال فترة الدراسة، ما عدا مؤشرات قطاعات (الأغذية والمشروبات والتبغ، البنوك، الخدمات المالية غير المصرفية، قطاع الرعاية الصحية والأدوية، السياحة)، ويعتقد الباحث أن خسارة هذه القطاعات خلال الفترة راجعة إلى فترات الإغلاق التي شهدتها الأسواق وتأثر هذه القطاعات بها نتيجة تعطل النشاط أو توقفها كاملاً في أوقات معينة. كذلك حقق المؤشر الرئيسي خسارة خلال الفترة قدرت بمعدل 0.052 % ، وهي نتيجة اتفقت معها نتائج دراسة (Alber and Refaat,2020)

من وجود علاقة سالبة لقطاعات البنوك، الرعاية الصحية، الأدوية، التبغ (أكبر الخاسرين) إلا أن فترة الدراسة الحالية كانت أكبر من فترة دراسة (Alber and Refaat,2020) لذلك تبين وجود قطاعات أخرى تأثرت عوائدها بالسالب خلال الفترة. أوضحت نتائج الدراسة القياسية التي أجراها الباحث حول تأثيرات جائحة كورونا على عوائد مؤشرات القطاعات المدرجة بالبورصة المصرية ، ومؤشرها الرئيسي EGX30 عدد من النتائج ما يلي :

فيما يتعلق بتأثير الجائحة على عوائد مؤشرات القطاعات ، أثبتت النتائج عدم وجود تأثير للجائحة على جميع عوائد المؤشرات المدرجة وعددها (17) مؤشر قطاعي - خلال الفترة - ما عدا وجود تأثير جزئي لبعد " عدد الوفيات الجديدة اليومية " على عوائد مؤشر قطاع الورق ومواد التعبئة والتغليف. وعلى مستوى المؤشر الرئيسي للبورصة المصرية EGX30 أثبتت النتائج أن عوائد المؤشر لم تتأثر بجائحة كورونا ، لعل نتيجة هذه الدراسة تتفق مع ما توصلت إليه نتائج دراسة (Elsayed and A.Elrhim,2020) والتي طبقت في السوق المصرية.

كذلك بينت نتائج اختبار العلاقات التوازنية ، أنه لا توجد علاقة تراكمية أو قصيرة الأجل بين جائحة كورونا وعوائد مؤشرات القطاعات عدا قطاع الورق ومواد التعبئة والتغليف الذي أثبتت النتائج وجود علاقة تراكمية بين بعد " حالات الوفاة اليومية الجديدة وعوائد المؤشر " ، كذلك لم تبين النتائج وجود علاقة توازنية بين الجائحة وعوائد المؤشر الرئيسي بالبورصة المصرية ، تأتي هذه النتيجة متفقة ما توصلت إليه دراسة (Wang and Enilov,2020) بشأن السوق الياباني دوناً عن بقية الأسواق الأخرى التي شملتها الدراسة.

قام الباحث بقياس وتقدير فترة إعادة اختلال التوازن الذي قد يحدث للعوائد على النحو التالي:

جدول رقم (43) فترات اعادة توازن الاختلال في عوائد مؤشرات البورصة المصرية

م	المؤشر	دلالتة	فترة اعادة التوازن	المؤشر	دلالتة	فترة اعادة التوازن
1	السوق الرئيسي	EGX30	25 يوم	الرعاية صحية وأدوية	rmedical	27 يوم
2	الاتصالات والإعلام وتكنولوجيا المعلومات	rcom	29 يوم	السياحة والترفية	rtourism	25 يوم
3	الإغذية والمشروبات والتبغ	rfood	26 يوم	الطاقة والخدمات المساندة	renergy	22 يوم
4	البنوك	rbanks	28 يوم	العقارات	rrealstat	22 يوم
5	التجارة والموزعون	rdist	24 يوم	المقاولات والانشاءات الهندسية	rcontracting	24 يوم
6	النقل والشحن	rtrans	25 يوم	المنسوجات والسلع المعمرة	rtextiles	22 يوم
7	الخدمات التعليمية	redu	28 يوم	مواد البناء	rmaterials	20 يوم
8	الخدمات المالية غير المصرفية	rnonfin	22 يوم	الموارد الأساسية	rresources	25 يوم
9	خدمات ومنتجات صناعية وسيارات	rcars	25 يوم	الورق ومواد التعبئة والتغليف	rpaper	27 يوم

المصدر: من اعداد الباحث بالاعتماد على نتائج الدراسة القياسية

يلاحظ من الجدول السابق أن فترات إعادة التوازن والتصحيح التلقائي الذي يحدث في عوائد مؤشرات البورصة المصرية لم تتعدى فترة 30 يوم (شهر) ، وهذا ما يفسره الباحث بأن سرعة التعديل هذه قد تكون بسبب مجموعة الإجراءات والحزم الاقتصادية التي سارعت الحكومة المصرية بإتخاذها فور وقوع والإعلان عن الجائحة ويذكر الباحث منها ما يلي وتم نشره في تقارير رسمية (التقرير السنوى للبورصة المصرية، 2020) :

قامت ادارة البورصة المصرية بتقسيم فترة التعامل مع الأزمة من خلال ثلاث مراحل

وهي:

المرحلة الأولى: وهي مرحلة استمرار العمل (مرحلة الصمود)؛ وتم فيها اتباع وتشديد الإجراءات الإحترازية وتطبيق نظام التصويت الإلكتروني الأول في مصر والمعروف باسم E-magles لتمكين الشركات من عقد اجتماعاتها إلكترونياً، وتطوير أنظمة ربط القطاعات مع أطراف السوق لتعزيز العمل عن بعد، وإلغاء العمل بالية الإيقاف المؤقت للتداولات في حالة الصعود وذلك بالتماشى مع أفضل الممارسات العالمية في هذا الشأن، وتطوير الأنظمة المساعدة للتداول بما يسمح بتقديم خدمات عن بعد كنظام ادارة المستثمرين وتكويد العملاء وتفعيل نظام العضوية الإلكتروني ونظام الحسابات المجمعَة OMNI، كذلك التنسيق مع الهيئة العامة للرقابة المالية لتبسيط إجراءات شراء أسهم الخزينة وتعديلات قواعد القيد وإجراءاتها التنفيذية (تقرير البورصة المصرية، 2020).

المرحلة الثانية: وهي مرحلة التعافي؛ حيث استقر التداول والتي اشتملت على عدد من المبادرات الهامة ومنها مبادرة السيد رئيس الجمهورية والقرار بضخ 20 مليار جنيه بالبورصة لتعزيز السيولة، كذلك قرارى بنكي الأهلى المصرى ومصر بضخ نحو ثلاثة مليارات جنيه بالبورصة المصرية، وقد قامت إدارة البورصة كذلك بتخفيض قيمة ضريبة الدمغة على المقيمين إلى نصف فى الألف نزولاً من 1.5 فى الألف وتأجيل العمل بضريبة الأرباح الرأسمالية، الى جانب ذلك تم تسهيل اجراءات شراء الشركات لأسهم الخزينة.

المرحلة الثالثة: وتسمى بمرحلة الإصلاح؛ حيث تبنت هذه المرحلة تأسيس بورصة السلع فى شهر سبتمبر 2020 لتدشين سوق حاضرة للسلع. وعلى هذا الأساس يتبين لدى الباحث جودة القرارات التى اتخذتها الحكومة المصرية والجهات المعنية فى الحفاظ على توازن سوق الأوراق المالية خلال فترة الدراسة، رغم ماشهدته أسواق أخرى متقدمة وناشئة من انهيارات متتالية وسريعة بسبب الجائحة كما ذكرته دراسات (Bahrini and Filfilan,2020 ، Baek, Mohanty et al.,2020 ، Alber,2020).

ثانياً : التوصيات

تبيين من الإطار النظري للدراسة أن جائحة كورونا كأزمة غير اقتصادية قد خلفت مجموعة من الدروس المستفادة التي يجب أخذها في اعتبار المؤسسات والمتعاملين في سوق المال، بناء على ما استخلصه الباحث من نتائج دراسته، فإنه يمكن تقديم عدد من التوصيات على النحو التالي :

فيما يتعلق ببيئة التداول:

- ضرورة استمرار التحسين في بيئة التداول من خلال استكمال تطوير البنية التحتية والتكنولوجية وأنظمة التداول والأنظمة المساعدة لها.
- استحداث وتطوير اليات ومنتجات مالية جديدة تتماشى والمتغيرات الحادثة على المستوى الاقتصادي وغير الاقتصادي العالمي بغرض زيادة كفاءة السوق لتنوع الخيارات الاستثمارية.
- تدشين مؤشرات جديدة لاكتشاف وتطوير الفرص في السوق المصرية وفق أحدث الإتجاهات الدولية في هذا الإطار.

فيما يتعلق بجانب العرض

- تطوير سوق الشركات الصغيرة والمتوسطة وتنمية فرص المشروعات الصغيرة.
- تطوير منظومة الإفصاح وتحديث مضمونها.
- الدأب على الترويج وقيد الشركات الجديدة بالبورصة المصرية.
- الهيكلية الشاملة لقطاعات السوق.
- تيسير إجراءات قيد تعديلات وزيادة رؤوس الأموال.

فيما يتعلق بجانب الطلب

- زيادة مستويات الوعي والمعرفة بطرق الاستثمار في البورصة والتحفيز على زيادة أعداد المستثمرين بها.
- تعزيز السيولة وتنشيط التداولات من خلال ضبط الكفاءة التشغيلية للبورصة المصرية.

- العمل على تحسين كفاءة تسعير المنتجات المالية وحصر ظواهر التسعير بأكبر أو أقل من القيمة الحقيقية.

ثالثاً: البحوث المقترحة المستقبلية

- توسيع الفترة الزمنية وتقسيمها الى فترات وبيان تأثيرات الجائحة خلالها .
- استخدام منهجيات أخرى لبيان أثر انتشار فيروس كورونا على أداء الشركات بكل قطاع ومنها نماذج قياس التقلبات ARCH Family ، ومنهج دراسة الحدث . EVENT STUDY .
- يمكن تطبيق الدراسة على قطاعات أخرى فى الاقتصاد ومنها سوق النقد كقطاع المصرفي.
- ضرورة إدراج أبعاد أخرى للتعبير عن الجائحة كبيانات الإصابات والوفيات التراكمية وبيان تأثيراتها على العوائد.

المراجع

- Alber, N. (2020): Finance in the time of Corona virus during 100 Days of Isolation: The Case of the European Stock Markets, International Business Research 13(11):16.
- Alber, N. and A. Arafa (2020): The Impact of Coronavirus Pandemic on Stock Market Return: The Case of the MENA Region, International Journal of Economics and Finance, Volume 12, No.12,pp.100-106.
- Alber, Nader and Refaat, Abanob,(2020): The Effects of COVID-19 Spread on the Egyptian Exchange Sectors: Winners and Losers across Time (December 2, 2020). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3741179> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3741179>
- Ashraf, B. (2020): Stock Markets Reaction to COVID-19: Cases or Fatalities?, International Business and Finance, 101249, Electronic copy available at: <https://ssrn.com/abstract=3548174>.
- Baek, S., Mohanty, S. K. and Glambsky, M., (2020):COVID-19 and stock market volatility: An industry level analysis." Finance Research Letters, Vol. 37: 101748.
- Bahrini, R. and A. Filfilan (2020): Impact of the novel corona virus on stock market returns: evidence from GCC countries, Quantitative Finance and Economics, Volume 4, No.4, pp. 640-652.
- Baig, A.; Butt, H.A.; Haroon, O.; Rizvi, S.A.R,(2020): Deaths, panic, lockdowns and US equity markets: The case ofCOVID-19 pandemic. Financ. Res. Lett., 101701.
- Baldwin, R. and B. W. Di Mauro (2020): Economics in the time of COVID-19: A new eBook,VOX CEPR Policy Portal.
- Beck, T.; Flynn, B.; Homanen, M.(2020): COVID-19 in Emerging Markets: Firm-Survey Evidence. Available online:

- <https://voxeu.org/article/covid-19-emerging-markets-firm-survey-evidence> (accessed on 22 July 2020).
- Elsayed, A. and M. A. Elrhim (2020): The Effect Of COVID-19 Spread On Egyptian Stock Market Sectors, Available at SSRN 3608734, Electronic copy available at: <https://ssrn.com/abstract=3608734>.
- Emeka, N., Kelvin uko A.,(2016): Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique, Journal of Statistical and Econometric Methods, Vol. 5, No. 4, Pp. 78-79.
- Evans, O. (2020). Socio-economic impacts of novel corona virus: The policy solutions, BizEcons Quarterly, Volume 7, p 312.
- Grima ,S. and L. Caruana (2017): The Effect of the Financial Crisis on Emerging Markets: A comparative analysis of the stock market situation before and after, DIEM: Dubrovnik International Economic Meeting, Volume 3, No.1, pp.224-258.
- Gujarati. (2003). *Basic Econometric*, McGraw-Hill.
- Haroon, O.; Rizvi, S.A.R.(2020): Flatten the curve and stock market liquidity—An inquiry into emerging economies, Emerging Markets Finance Trade, Vol. 56, pp. 2151–2161.
- Hua Zhao, (2010): Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China, Research in International Business and Finance , Vol.24, June.
- Kostas A, Galariotis E, & Spyrou S,(2017): Contagion, volatility persistence and volatility spill-overs: The case of energy markets during the European financial crisis, Journal of Energy Economics, Vol. 66, pp 217-227.
- Lin W Y, & Tsai I-C, (2019): Black swan events in China's stock markets: Intraday price behaviors on days of volatility. International Review of Economics & Finance, Vol. 59, pp 395-411.

- Pesaran and Shin (1995): An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *IDAES Working papers*, Federal Reserve Bank of St Louis, United States .
- Pesaran, M H Shin, Y Smith, R J (2001): Bounds testing approaches to the analysis of level relationships Journal of applied econometrics, Volume 16, No. 3,pp. 289 326.
- Prabheesh, K., et al. (2020): Time-varying dependence between stock markets and oil prices during COVID-19: The case of net oil-exporting countries." *Economics Bulletin*, Volume 40, No.3,pp. 2408-2418.
- Wang, Wenzhao and Enilov, Martin (2020): The Global Impact of COVID-19 on Financial Markets (April 25, 2020). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3588021> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3588021>.

باغه، محمد محمد أحمد (2019): تحليل ديناميكية العلاقة بين تغيرات سعر الصرف وتقلبات عوائد أسهم المؤشرات الرئيسية والقطاعات النوعية في السوق المصرية للاوراق المالية، مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية، العدد الأول، المجلد السادس والخمسون، ص ص 1:32.

تقارير منشورة

- التقرير السنوى للبورصة المصرية، 2020.
- تقرير الإستقرار المالى العالمى، 2020.