

أثار متغيرات الاقتصاد الكلي على مؤشر أسعار سوق الأوراق المالية

باستخدام نموذج VAR

دراسة تطبيقية على الاقتصاد المصري

د. عشري محمد على *

مختصر

هدف الدراسة إلى اختبار العلاقة طويلة الأجل بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلي (معدل التضخم و الناتج المحلي الإجمالي و سعر الصرف) وبين مؤشر أداء البورصة المصرية (*EGX30*) وذلك اعتماداً على نموذج متوجه الانحدار الذاتي (*VAR*) في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١، وقد توصلت الدراسة إلى عدم وجود علاقة ذات دلالة معنوية من الناحية الإحصائية بين هذه المتغيرات ومؤشر *EGX30* خلال فترة الدراسة، كما أظهرت الدراسة وجود علاقة أحادية الاتجاه من مؤشر أسعار الأسهم إلى الناتج المحلي الإجمالي وهو ما يعني أن التقلبات في مؤشر أسعار الأسهم لها تأثير على الناتج المحلي الإجمالي وهو ما يمكن معه الاستفادة من قدرة سوق الأسهم على التأثير في هذا المتغير في رسم وتوجيه السياسات الاقتصادية.

كلمات مفتاحية: مؤشر أسعار سوق الأوراق المالية، معدل التضخم، الناتج المحلي الإجمالي، سعر الصرف.

Abstract:

The study aimed at testing the long-term relationship between some macroeconomic variables (inflation rate, gross domestic product, and exchange rate) and the Egyptian Stock Exchange performance index (EGX30), based on the vector autoregressive (VAR) model during the period from 2001 to 2021. The study indicated that there was no statistically significant relationship between macroeconomic variables and the EGX30 index during the study period. The study also showed the existence of a unidirectional relationship from the stock price index to the gross domestic product, which means that fluctuations in the stock price index have an impact on the gross domestic product. This enables us to benefit from the ability of the stock market to influence the gross domestic product as a macroeconomic variable in formulating and directing economic policies.

Keywords: stock market price index, inflation rate, gross domestic product, exchange rate.

* مدرس بقسم العلوم التجارية - المعهد العالي للدراسات النوعية بالجيزة

• Email: ash.egypt2000@gmail.com

١- مقدمة:

تلعب الأسواق المالية دوراً فعالاً في تحريك عجلة النمو الاقتصادي بسبب ما تتوفره من رؤوس أموال للشركات العاملة في القطاعات الاقتصادية المختلفة والتي تتأثر أنشطتها بشكل مباشر بحالة النشاط الاقتصادي ومتغيراته وبالتالي تصبح العلاقة بين مختلف المتغيرات الاقتصادية وعوائد وأسعار أسهم هذه الشركات نظرياً علاقة منطقية ولكنها تحتاج إلى القياس.

١-١- مشكلة الدراسة:

على الاقتصاد المصري من أزمات اقتصادية خلال ٢٠ عام السابقة منها أحداث ١١ من سبتمبر عام ٢٠٠١ في الولايات المتحدة الأمريكية وما صاحبها من اضطرابات اقتصادية عالمية والأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ والاضطرابات الاقتصادية التي واجبت أحداث ٢٥ يناير عام ٢٠١١ وما بعدها، ثم صدمة تحرير سعر الصرف في عام ٢٠١٦، ثم الإغلاق الكبير بسبب فيروس كورونا ثم تداعيات حرب أوكرانيا وروسيا، كل ذلك صاحبه عدم استقرار في متغيرات الاقتصاد الكلي والتي لها انعكاسات على أسعار الأصول المالية وخاصة الأسهم في أسواق الأوراق المالية المصرية، لأن أي تغيير في متغيرات الاقتصاد الكلي سيؤثر في النهاية على ربحية الشركات وبالتالي على عوائد الأسهم ومن ثم أسعارها وبالتالي على مؤشر سوق الأوراق المالية الذي يعكس أسعار التعامل في سوق معينة سواء بالزيادة أو النقصان، ويعد مؤشر EGX30 من أقدمها وأهمها في البورصة المصرية.

وبالتالي يمكن صياغة المشكلة البحثية في السؤال الآتي:
إلى أي مدى تؤثر متغيرات الاقتصاد الكلي على مؤشر سوق الأوراق المالية المصرية ؟ EGX30

١-٣- فرضية الدراسة:

" تؤثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي (معدل التضخم/ الناتج المحلي الإجمالي / سعر الصرف) على مؤشر أسعار سوق الأوراق المالية المصرية EGX30 ."

١-٤- هدف الدراسة:

- تهدف الدراسة إلى التتحقق من صحة الفرضية من خلال الإجابة على السؤال الآتي:
إلى أي مدى تؤثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على مؤشر سوق الأوراق المالية المصرية ؟ EGX30

١-٤- أهمية الدراسة:

تعد الأسهم من أكثر الأوراق المالية تأثراً بظروف السوق سواء المحلية أو الدولية خاصة التي تعكس الاستقرار الاقتصادي، ومن هنا تأتي أهمية الدراسة الحالية في اختبار العلاقة طويلة الأجل بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلي (معدل التضخم و الناتج المحلي الإجمالي و سعر الصرف) وبين مؤشر أداء البورصة المصرية (EGX30) وذلك اعتماداً على نماذج الانحدار الذاتي.

١-٥-منهجية الدراسة:

تعتمد هذه الدراسة على استخدام منهج التحليل الوصفي عند صياغة وتحليل مشكلة الدراسة مع استخدام عدد من الأساليب القياسية لاستقصاء أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلى على مؤشر أسعار الأسهم EGX30 للبورصة المصرية خلال الفترة (٢٠٠١-٢٠٢١) وذلك باستخدام بيانات سنوية مصدرها البنك الدولي والبورصة المصرية ومركز الابحاث الأوروبي Bruegel.

مجتمع وعينة الدراسة: يقتصر مجتمع البحث على سوق الأوراق المالية في مصر وتمثلت مفردات عينة الدراسة في مؤشر EGX30 وسعير الصرف والناتج المحلي الإجمالي ومعدلات التضخم في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ أي حوالي ٢١ مشاهدة.

طبيعة التحليل: يعتمد البحث على التحليل الديناميكي والذي يأخذ بعين الاعتبار عنصر الزمن حيث يتم التطبيق على الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١.

نوع البيانات وطريقة الاحدار: يعتمد الإطار التطبيقي على بيانات السلسل الزمنية Data Series T، باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS وبالاعتماد على نموذج VAR.

١-٦-حدود الدراسة: تقتصر الدراسة سوق على الأوراق المالية المصرية في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١.

١-٧-خطة الدراسة:

وبناءً على ذلك تقسم الدراسة إلى خمسة أجزاء رئيسية، يتناول الجزء الأول الإطار النظري للعلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكل، وأسعار الأوراق المالية، ويتناول الجزء الثاني، عدد من الدراسات السابقة وما يمكن أن تساهم به الدراسة الحالية في ضوء الفجوة البحثية لهذه الدراسات، والجزء الثالث يتناول متغيرات هذه الدراسة وأهم ملامحها في السوق المصري، أما الجزء الرابع يتناول التحليل القياسي، وأخيراً الجزء الخامس يتضمن نتائج الدراسة و توصيتها.

٢-الأدبيات النظرية والتطبيقية

٣-الإطار، النظري للعلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكل، وأسعار، الأوراق المالية

تعكس، أسعار الأسهم في، سو، الأوراق، المالية، الكفاء، كافة المعلومات المتوفرة والمتعلقة بالسوق سواء في الماضي أو الحاضر أو المتوقعة في المستقبل ومنها المعلومات المتعلقة بالعوامل الاقتصادية وفقاً لفرضية كفاءة سوق الأوراق، المالية والتي قدمها فاما (Fama, 1981) والتي، قسم فيها سو، الأوراق، المالية الكفاء، الى، ثلاثة مستويات، سو، ذات كفاءة ضعيفة، والثانية، تعكس فيها أسعار الأصول المالية جميع المعلومات التاريخية المتاحة عنها فقط، وسو، ذات كفاءة شبه قوية، والثالث، تعكس فيها أسعار الأصول جميع المعلومات التاريخية والحالية المتاحة للجمهور، والمنشورة في، التقارير، والتحليلات عن الشؤون الدولية أو الظروف الاقتصادية في، الدولة أو الظروف الصناعية، وسوق ذات كفاءة قوية والتي تعكس فيها أسعار الأصول جميع المعلومات

التاريخية والحالية والخاصة المتاحة لفئة معينة منه مثل إدارة المنشأة المصدرة للأوراق المالية وكبار العاملين فيه (Stoian et al., 2020: 75).)

وبالتالي وجود علاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وأسعار الأوراق المالية قد يكون منطقي في ظل فرضية كفاءة السوق حيث يعتمد الارتباط غير المباشر لأسعار الأصول بمتغيرات الاقتصاد الكلي على التدفقات النقدية المتوقعة وأرباح الشركات وحيث أن أرباح الشركات تعكس سلوك متغيرات الاقتصاد الكلي، وبالتالي فإن حركة متغيرات الاقتصاد الكلي ستؤخذ في الاعتبار في أسعار الأصول المالية من خلال قيادة أرباح الشركات(Abbas et al., 2019).

لذلك من المهم تحديد العوامل الاقتصادية الرئيسية التي تتعكس على أسعار الأسهم ومنها ما يأتي:

٣-١-١- سعر الصرف : يمكن للتغيرات في أسعار الصرف وخاصة الحادة والمفاجئة أن تؤثر نظرياً على أسعار الأسهم إيجابياً أو سلبياً لأن التحركات في سعر الصرف تؤثر على القدرة التنافسية الدولية وتوازن الميزان التجاري والناتج الحقيقي، الذي يؤثر بدوره على التدفقات النقدية الحالية والمستقبلية للشركات، وهو ما يؤثر على قيمة أسهم هذه الشركات وعوائدها داخل السوق، (المغنى، ٢١: ٢٠٢٨) وفقاً للاتم، :

يمكن أن يؤدي انخفاض سعر الصرف إلى زيادة القدرة التنافسية الدولية للشركات المحلية وزيادة قدرتها على التصدير وبالتالي، تحقيق المزيد من الأرباح، ويؤدي ذلك إلى تحسين الميزان التجاري وتحفيز الاقتصاد الحقيقي، من خلال ربحية الشركات المحلية وزيادة أسعار أسهم هذه الشركات في سوق الأوراق المالية.

على العكس من ذلك يؤدي انخفاض سعر الصرف إلى زيادة تكلفة واردات مدخلات الإنتاج، وبالتالي التأثير على حجم مبيعات تلك الشركات وهو ما يؤدي إلى التأثير سلباً على عوائد المتوقعة من أسهم هذه الشركات وفيتها السوقية (Hock, 2019: 132).

خفض قيمة العملة يصاحب انخفاض في رغبة المستثمرين الأجانب في الاحتفاظ بالأصول المالية بهذه العملة خوفاً من استمرار عملية التخفيض وبالتالي انخفاض العوائد على استثماراتهم ومن ثم يحدث تحول إلى الأسواق المالية الأخرى ويبدا المستثمرون في التخلص من الأسهم في الأسواق المحلية فيزيداد المعروض منها وتختفي أسعارها(يعقوبي، 2018 ، صفحة 251).

خفض قيمة العملة قد يصاحبه نظرة سلبية من المستثمر المحلي إلى الاحتفاظ بالأسهم في المحفظة المالية والتحول نحو الأصول الحقيقة نظراً لتوقعهم أن سبب التخفيض هو ارتفاع معدلات التضخم (kitati & al, 2015, p.240).

٣-١-٣- التضخم : من الناحية النظرية من المتوقع وجود علاقة بين التغيرات في معدلات التضخم وأسعار الأسهم وفقاً للعديد من الفرضيات منها :

فرضية فيشر (Fisher, 1930) والتي ترى أن هناك علاقة طردية بين التضخم وأسعار الأسهم فقد ميز بين سعر الفائدة الإسمى (الملاحظ في الواقع)، وسعر الفائدة

ال حقيقي الذي يعادل الفرق بين سعر الفائدة الإسمى ومعدل التضخم المتوقع وهو ما يعني أن معدل الفائدة الحقيقى ينخفض فى حال ارتفاع معدل التضخم المتوقع، مع بقاء معدل الفائدة الإسمى في المستوى ذاته وعليه فإن معدل الفائدة الحقيقى يرتبط عكسياً مع معدل التضخم السائد، وفي المقابل فإن الأسهم العادي تكون توزيعاتها متغيرة وإذا ارتفعت في فترات التضخم بمعدل يفوق (أو يساوي على الأقل) معدل التضخم ستتمكن حاملها من التحوط من مخاطر تأكل القيمة الحقيقة للدخول.

▪ فرضية فاما (Fama, 1981) والتي ترى أن هناك علاقة عكسية بين التضخم وأسعار الأسهم حيث أن أسعار الأسهم ترتبط بعلاقة طردية مع المتغيرات الحقيقة (الإنتاج والاستثمار والمعدل الحقيقي لعائد رأس المال) وفي حين أن التضخم يرتبط عكسياً بكل هذه المتغيرات هو ما يعني أن ارتفاع معدلات التضخم يخفض من النشاط الحقيقي وهو ما يؤثر سلباً على الأرباح المستقبلية وأسعار الأسهم.

٣-١-٣- الناتم المطلق الإجمالي: زيادة معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يعد مؤشر على زيادة الدخول والاستثمار وزيادة حجم السوق ويعكس احتمالات أكبر لزيادة الاستهلاك وزيادة الطلب على المنتجات الصناعية(أي زيادة في النشاط الاقتصادي) ويرتبط النشاط الاقتصادي وأسعار الأسهم ارتباط إيجابي حيث من المتوقع أن تؤدي زيادة النشاط الاقتصادي إلى زيادة أرباح الشركات، وبالتالي زيادة أسعار / عوائد الأسهم.

٣-٢- الأدبيات التطبيقية:

يوجد الكثير من الدراسات التي ناقشت تأثير متغيرات الاقتصاد الكلى على أسعار الأوراق المالية، ومع ذلك هناك نقاش في الأبحاث التي أجريت على الحالة المصرية ولذلك فإن هذا القسم سوف يلقي الضوء بشكل مختصر على بعض هذه الأبحاث كما يأتي:

▪ دراسة (Neifar, Malika, 2023) تحت عنوان **Macroeconomic Factors and UK Stock Market: Evidence through the Non-Linear ARDL** والتي حاولت قياس وتحليل العلاقة بين بعض مؤشرات الاقتصاد الكلى (معدل التضخم و سعر الفائدة و سعر الصرف) وتقلبات أسعار الأسهم في إنجلترا باستخدام نموذج NARDL خلال الفترة ٢٠٠٨ إلى ٢٠١٨ وتشير النتائج إلى وجود علاقة مستقرة طويلة المدى بين أسعار الأسهم و معدل التضخم، كما توجد علاقة سلبية بين أسعار الأسهم وكل من سعر الفائدة وسعر الصرف وأما على المدى القصير فإن سعر الفائدة فقط هو الذي له تأثير كبير على تعديل سعر السهم .

▪ دراسة(البطرنى، ٢٠٢٢) تحت عنوان **أثر المتغيرات الاقتصادية في مؤشر سوق الأوراق المالية-دراسة تطبيقية** والتي حاولت تحديد أثر المتغيرات الاقتصادية الكلية (معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، معدل التضخم، أسعار الفائدة) في أداء مؤشر سوق الأوراق المالية المصرية EGX30 خلال الفترة من ٢٠١٠ إلى ٢٠١٩ واعتمدت الدراسة على اختبار الانحدار الخطى المتعدد، وتوصلت الدراسة إلى وجود أثر إيجابي

ذو دلالة معنوية لأسعار الفائدة على الوداع في أداء مؤشر سوق الأوراق المالية وعدم وجود أثر ذو دلالة معنوية لمعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم في أداء مؤشر سوق الأوراق المالية المصرية EGX30.

▪ دراسة (Norazidah S. et al., 2021) تحت عنوان **Macroeconomic Variables Influence on Stock Market Performance** وتحليل العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (التضخم وعرض النقود وسعر الصرف الفعلي الحقيقي) ومؤشر عوائد الأسهم في دولة ماليزيا باستخدام العديد من تحليلات الانحدار واختبارات الاقتصاد القياسي باستخدام حزمة البرامج التفاعلية E-Views 11 خلال الفترة من ١٩٧٩ إلى ٢٠١٩، وتشير النتائج إلى وجود ارتباطاً سلبياً معنوي بين تطور سوق الأسهم الماليزي والتضخم وسعر الصرف الحقيقي الفعال، وارتباط إيجابي بعرض النقود.

▪ دراسة (Kingsley Onyekachi et al., 2020) تحت عنوان **Macroeconomic Policies and Stock Market Liquidity: Evidence from Nigeria**، بحثت هذه الدراسة في تأثير سياسات الاقتصاد الكلى على سيولة سوق الأوراق المالية في نيجيريا خلال الفترة من ١٩٨٦ إلى ٢٠١٨ باستخدام نموذج (ARDL) وتشير النتائج إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين أدوات السياسات المالية والنقدية، ونسبة دوران سوق الأسهم على المدى الطويل، ووجد أن الدين الحكومي كان له تأثير سلبي وهام على معدل دوران سوق الأوراق المالية بينما كان لمعنيرات السياسة النقدية مثل سعر الفائدة ونسبة الاحتياطي النقدي تأثير كبير على معدل دوران سوق الأوراق المالية، وعلى المدى القصير كانت جميع المتغيرات التوضيحية مهمة بصرف النظر عن سعر الفائدة الذي كان رغم ذلك مهمًا بعد فترة تأخير واحدة ونسبة السيولة التي لم تكن مهمة على أي مستوى، وأشارت نتائج ECM إلى أن سيولة سوق الأوراق المالية تأثرت بتفاعلات أدوات السياسات المالية والنقدية في نيجيريا.

▪ دراسة (Carlos Chavez, 2020) تحت عنوان **The Direct and Indirect Effects of Fiscal Policy on Stock Market in Developing Countries: A SVAR Model** والتي حاولت قياس الآثار المحتملة للسياسات المالية والنقدية على أداء سوق الأوراق المالية في كل من بيرو والمكسيك باستخدام نموذج SVAR خلال الفترة ١٩٩٨ إلى ٢٠١٨ وتشير النتائج إلى أن السياسة المالية تؤثر بشكل مباشر على سوق الأسهم وبشكل غير مباشر من خلال تأثيرها على سعر الفائدة وسعر الصرف حيث أن السياسة النقدية ليس لها تأثيرات مباشرة على سوق الأوراق المالية في كلا البلدين.

▪ دراسة (عبد الجود، ٢٠٢٠) تحت عنوان أثر سعر الصرف ومعدل التضخم على أداء سوق الأسهم في مصر والتي حاولت اختبار تأثير تغيرات سعر الصرف ومعدل التضخم على أداء سوق الأسهم في مصر، واعتمد الباحث خلالها على نموذج الانحدار الذاتي الموزع لفترات الابطاء الموزعة ARDL، بالإضافة إلى النموذج المعمم للانحدار الذاتي

د. عشري محمد على

المشروط بعدم ثبات تباين حد الخطأ، وباستخدام بيانات شهرية لمتغيرات الدراسة في الفترة (يناير ٢٠٠٠ - فبراير ٢٠٢٠)، وتشير النتائج إلى معنوية التأثير الموجب لكل من تغيرات سعر الصرف ومعدل التضخم ودرجة المخاطرة التي تتعرض لها سوق الأسهم المصرية على تقلبات عوائد هذه السوق.

▪ دراسة (Abbas, G., et al., 2019) . تحت عنوان **The return and volatility nexus among stock market and macroeconomic fundamentals for China** والتي حاولت قياس وتحليل العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (إنتاج الصناعي، ومبارات الفائدة، وشروط التجارة، والنقد السائنة، وعرض النقود، وسعر الفائدة (قصير الأجل وطويل الأجل)، والتضخم وسعر الصرف وأسعار الذهب وأسعار النفط) عوائد وتقلب سوق الأوراق المالية في الصين باستخدام نهج مؤشر The Diebold and Yilmaz (2012) غير المباشر في إطار VAR المعمم، خلال الفترة ١٩٩٥ إلى ٢٠١٥ ، وتشير النتائج إلى عدم وجود ارتباط معنوي بين متغيرات الاقتصاد الكلى والعوائد والتقلب في سوق الأوراق المالية للصين، كما أن العائد الاتجاهي وتأثير التقلبات غير المباشرة أقوى نسبياً من سوق الأسهم إلى متغيرات الاقتصاد الكلى.

▪ دراسة (Jawad Khan & Imran Khan, 2018) تحت عنوان **Study of Macroeconomic Variables on Stock Prices: A Case Study of Karachi Stock Exchange** والتي حاولت قياس وتحليل العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (سعر الصرف وسعر الفائدة، وعرض النقود) وأسعار الأسهم في بورصة كراتشي في باكستان باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة ٢٠٠٠ إلى ٢٠١٦ ، وتشير النتائج إلى أن عرض النقود يليه سعر الصرف ثم سعر الفائدة أكثر العوامل تأثيراً على أسعار الأسهم على المدى الطويل حيث ظهرت علاقات معنوية ذات دلالة إحصائية، أما على المدى القصير كل المتغيرات غير مهمة باستثناء سعر الصرف الذي يرتبط سلباً بأسعار الأسهم.

▪ دراسة (عازره و بطارسه، ٢٠١٧) تحت عنوان **العلاقة ما بين متغيرات الاقتصاد الكلى وعوائد مؤشر سوق عمان المالي والتي حاولت قياس وتحليل العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (التضخم/ أسعار الفائدة/ الناتج المحلي الإجمالي / عرض النقود/ تحويلات العاملين في الخارج) وعوائد مؤشر سوق عمان للأوراق المالية خلال الفترة من ١٩٩٣ إلى ٢٠١٢ وقد تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) ومنهجية عدم ثبات التباين المشروط بالارتباط المتسلسل المعتم (GARCH) لاختبار العلاقة ما بين المتغير التابع ومجموعة المتغيرات المستقلة، وقد خلصت الدراسة إلى وجود علاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية ما بين تحويلات العاملين وكذلك الرقم القياسي لأسعار المستهلك مع عوائد مؤشر سوق عمان المالي وعلاقة عكسية ذات دلالة إحصائية بين عرض النقود والوسط المرجح لأسعار الفائدة على القروض**

والسلف مع عوائد مؤشر سوق عمان المالي بينما الناتج المحلي الإجمالي لم يكن له دلالة إحصائية عند مستوى معنويه مقبول.

- دراسة (بدوى والجبالى، ٢٠١٦) تحت عنوان العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلى وعوائد الأسهم دراسة اختبارية لفرض كفاءة السوق ونظرية التسعير بالمراجعة على سوق الأسهم المصري خلال الفترة من ١٩٩٨ إلى ٢٠١٤، والتي حاولت دراسة العلاقة بين وعائد الأسهم وخمس متغيرات اقتصادية (معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي والمعروض النقدي وسعر الخصم ومعدل التضخم وسعر الصرف) وقد تم توظيف أساليب إحصائية حديثة ARDL و VAR و ECM.
- دراسة (حسن، ٢٠١٣) تحت عنوان العلاقة التفاعلية بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وأسعار الأسهم مع التطبيق على البورصة المصرية، وحاولت هذه الدراسة قياس وتحليل أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (سعر الفائدة، وسعر الصرف، وعرض النقود، والتضخم، وسعر الذهب، والناتج المحلي الإجمالي، ومؤشر ستاندرد آند بورز ٥٠٠) على مؤشر أداء سوق الأوراق المالية واستخدمت الدراسة اختبار جوهانسن للتكامل المشترك لتحديد العلاقات طويلة المدى، واختبار السبيبية جرانجر مع نموذج تصحيح الخطأ المتوجه لتحديد العلاقة السبيبية قصيرة المدى، وأخيراً اعتمدت الدراسة على نموذج GARCH لتحديد آثار التقلبات في متغيرات الاقتصاد الكلى على مؤشر EGX30، ومن أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات الاقتصادية ومؤشر سوق الأوراق المالية، وجود علاقة إيجابية طويلة المدى بين مؤشر سوق الأوراق المالية المصري (EGX30) وعرض النقد ومؤشر ستاندرد آند بورز ٥٠٠ وجود علاقة عكسية طويلة المدى بين المؤشر وسعر الفائدة والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

٣-٣- تعليق على الدراسات السابقة والجوة البحثية:

في ضوء الدراسات السابقة نجد أن هناك اختلاف في نتائج هذه الدراسات كما أن الدراسات التطبيقية على الحالة المصرية قليلة نسبياً، لذلك تحاول هذه الدراسة اختبار العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى ومؤشر أسعار سوق الأوراق المالية EGX30 في البورصة المصرية اعتماداً على بيانات سنوية في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ لتغطى الدراسة سلسة زمنية واسعة شهد فيها الاقتصاد المصري العديد من الأزمات منها أحداث ١١ من سبتمبر عام ٢٠٠١ في الولايات المتحدة الأمريكية وما صاحبها من اضطرابات اقتصادية عالمية و الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ و الأضطرابات الاقتصادية التي واكبت أحداث ٢٥ يناير عام ٢٠١١ وما بعدها، ثم صدمة تحرير سعر الصرف في ٢٠١٦ ثم الاغلاق الكبير بسبب فيروس كورونا ثم تداعيات حرب اوكرانيا، كل ذلك صاحبه عدم استقرار في متغيرات الاقتصاد الكلى، بالإضافة إلى أن الدراسة استخدمت بعض المتغيرات التي لم تستخدم عند التطبيق في بعض الدراسات السابقة على الحالة المصرية، كما أن الكثير من الدراسات السابقة تناولت العلاقة بين

أحد أو بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية ومؤشر سوق الأوراق المالية على أساس العلاقة الحالية أو الآتية دون الأخذ في الاعتبار العلاقات السببية في حين أن فحص العلاقات السببية يعطي رؤية أفضل عن طبيعة هذه العلاقة ويوضح ما إذا كانت متغيرات الاقتصاد الكلي هي السبب في تقلب مؤشر أسعار الأسواق المالية أم أن تقلب أسعار الأسهم التاريخي، هو السبب في، أحداث هذا التقلبات في، ظل فرضية كفاءة السوق، الضعيفة، والتي تعكس فيها أسعار الأصول المالية جميع المعلومات التاريخية المتاحة عنها فقط لذا تحاول هذه الدراسة فحص العلاقات السببية بين متغيرات الدراسة.

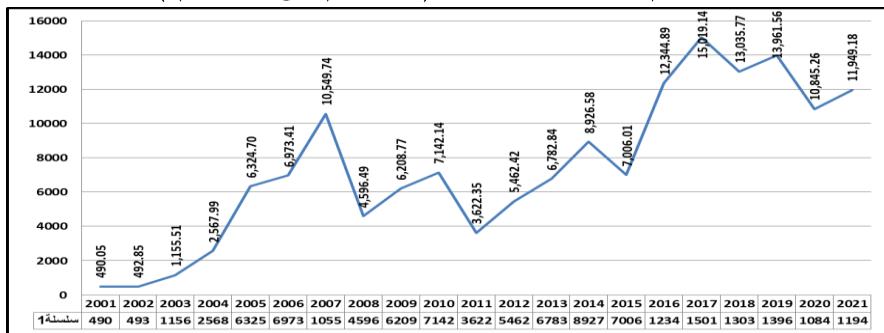
٣- أهم ملامح تطور مؤشر أسعار الأسهم في سوق الأوراق المالية المصرية وتغيرات سعر الصرف والتضخم والناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة من ٢٠١٣ إلى ٢٠٣١.

تعد سوق الأوراق المالية المصرية من أقدم الأسواق المالية في الشرق الأوسط حيث تم إنشاء بورصة الإسكندرية عام ١٨٨٣ ثم بورصة القاهرة عام ١٩٠٣، وقد تعرضت هذه السوق إلى العديد من الأحداث السياسية والاقتصادية التي كان لها تأثير على مؤشرات أدائها، منها أحداث سبتمبر ٢٠٠١ في الولايات المتحدة ثم حرب العراق في مارس ٢٠٠٣، ثم أحداث ثورة يناير في مصر ٢٠١١ والتي امتدت آثارها لسنوات حتى عاد الاستقرار السياسي إلى مصر، وقد انعكست هذه الأحداث على أداء البورصة المصرية كما شهدت هذه الفترة العديد من التغيرات الاقتصادية كان من أهمها الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ والتغيرات في أنظمة الصرف عام ٢٠١٦ ثمجائحة كورونا وما صاحبها من إغلاق كبير، كما شهدت هذه الفترة موجات من الارتفاع الملاحظ في معدلات التضخم.

٤-١- مؤشر EGX30

تعرض هذا المؤشر للعديد من الصدمات والذي يضم أعلى ٣٠ شركة من حيث التداول والسيطرة فقد تأثر بأحداث سبتمبر عام ٢٠٠١ ليختفي من ٦٥٨,٣٣ نقط في نهاية عام ٢٠٠٠ إلى ٤٩٠,٥ نقطة في نهاية عام ٢٠٠١، ثم بعد ذلك في التحسن ليبلغ ١٠٥٤٩,٧٤ نقطة في نهاية عام ٢٠٠٧ ليختفي بعد ذلك إلى ٤٥٩٦,٤٩ نقطة في نهاية عام ٢٠٠٨ تأثراً بالأزمة المالية العالمية، ثم بدأ في التحسن مرة أخرى ليبلغ ٧١٤٢,١٤ نقطة في نهاية عام ٢٠١٠، ليختفي بعد ذلك إلى ٣٦٢٢,٣٥ نقطة تأثر بأحداث ٢٥ يناير ليبدأ بعد ذلك في التحسن مع انتصاف أثار الأضطرابات ليصل إلى ٨٩٢٦,٥٨ نقطة في نهاية عام ٢٠١٤، ليختفي بعد ذلك إلى 7006.01 نقطة في نهاية ٢٠١٥ تأثراً بالاضطرابات السياسية واستمر هذه التدهور إلى نهاية عام ٢٠١٦، وبدأ التحسن بعد تحرير سعر الصرف وإجراءات الإصلاح الاقتصادي والاستقرار السياسي ليصل إلى ذروته في نهاية ٢٠١٧ ليصل إلى ١5019.14 نقطة، ليختفي بعد ذلك إلى ١٠٨٤٥,٢٦ نقطة في نهاية عام ٢٠٢٠ تأثراً بجائحة كورونا وما صاحبها من إغلاق كبير.

شكل رقم ١: مؤشر EGX30 (٢٠٠١ م إلى ٢٠٢١ م)

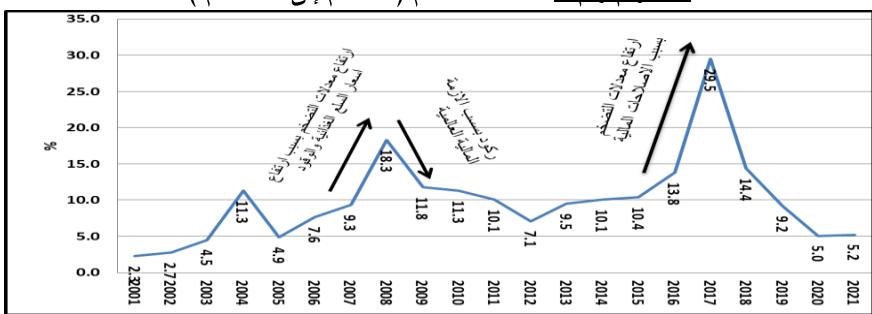


المصدر الموقع الإلكتروني للبورصة المصرية www.egx.com.eg

٣-٣-٢- معدلات التضخم

شهد معدلات التضخم مقاسة بالتغييرات في الرقم القياسي لأسعار المستهلك سلسلة من الارتفاعات خلال الفترة ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ ، وفي عام ٢٠٠٤ ارتفعت معدلات التضخم إلى ١١,٣٪ مقارنة ٤,٥٪ عام ٢٠٠٣ تأثراً بتحرير سعر الصرف في ذلك الوقت وفقد الجنيه قرابة ٢٠٪ من قيمته أمام الدولار الأمريكي، ثم حدثت فزفة في معدلات التضخم لتبلغ ١٨,٣٪ عام ٢٠٠٨ مقارنة ٩,٣٪ عام ٢٠٠٧ و ٧,٦٪ عام ٢٠٠٦ تأثراً بارتفاع أسعار السلع الغذائية والوقود عالمياً، ومع ظهور الاضطراب السياسي والاقتصادي بسبب أحداث ٢٥ يناير عام ٢٠١١ وما تلاها وظهور أزمة في النقد الأجنبي عاودت معدلات التضخم إلى الارتفاع لتحدث فزفة كبيرة في معدلات التضخم لتصل إلى ٢٩,٥٪ عام ٢٠١٧ بسبب الإصلاحات المالية وتحرير سعر الصرف في ٢٠١٦.

شكل رقم ٢: معدلات التضخم (٢٠٠١ م إلى ٢٠٢١ م)

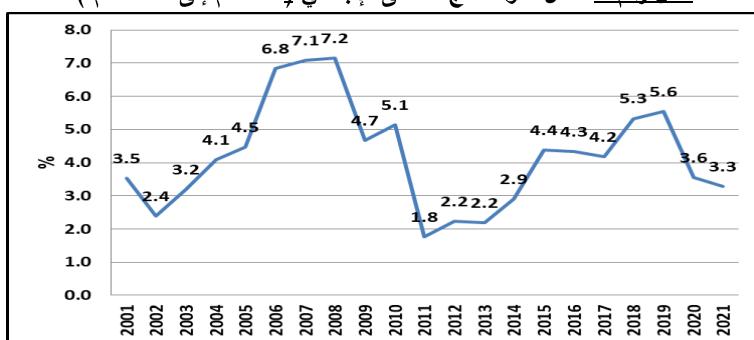


المصدر الموقع الإلكتروني للبنك الدولي www.worldbank.org

٣-٣- الناتج المحلي الإجمالي

شهدت معدلات النمو في الناتج المحلي الإجمالي تذبذبات كبيرة في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ فقد شهدت هذه المعدلات اتجاه نحو الصعود لتصل إلى ٧٪؎ عام ٢٠٠٨ مقارنة ٤٪؎ عام ٢٠٠٢ في ظل السياسات والإجراءات الليبرالية التي نفذتها الحكومة في ذلك الوقت بهدف تحرير الاقتصاد وتحرير السياسة النقدية والتجارية وتشجيع الاستثمار وإصلاح النظم الضريبية، ثم حدث تدهور ليهبط المعدل إلى ٤٪؎ عام ٢٠٠٩ بسبب تداعيات الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨، ثم تأثرت تداعيات ٢٥ يناير عام ٢٠١١ والتي صاحبها تدهور شديد مع معدلات نمو الناتج لتصل إلى ١٪؎ عام ٢٠١١، ويستمر ذلك التدهور إلى أن يبدأ التحسن مع استقرار الأوضاع السياسية والاقتصادية ليصل إلى ٤٪؎ عام ٢٠١٥ ثم يصل إلى ٦٪؎ عام ٢٠١٩ ثم يبدأ في التدهور من جديد تأثراً بالإغلاق الكبير بسبب فيروس كورونا.

شكل رقم ٣: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (٢٠٠١ م إلى ٢٠٢١ م)



المصدر: الموقع الإلكتروني للبنك الدولي www.worldbank.org

٣-٤- سعر الصرف الحقيقي الفعال

- شهد سعر الصرف الحقيقي الفعال اتجاه نحو الانخفاض من ١٤٨ عام ٢٠٠١ إلى ٨٥.٣ عام ٢٠٠٤ بمعدل تغير بلغ ٤٢.٥ -٪؎ متأثراً بتخفيض قيمة الجنيه أمام الدولار الأمريكي عام ٢٠٠١ لتصل قيمته إلى ٣.٨٥ جنيه للدولار ثم تخفيض آخر في ٢٠٠٢ ليصل إلى ٤.٥ جنيه للدولار واستمر التخفيض ليصل إلى ٤.٥ جنيه للدولار عام ٢٠٠٣ ثم تخفيض آخر عام ٤٠٠٤ ليصل إلى ٦.٣ جنيه للدولار.

- ثم بدأ سعر الصرف الحقيقي الفعال في الارتفاع الطفيف من ٩٥.٤ عام ٢٠٠٥ إلى ١٠٧ عام ٢٠٠٨ بمعدل تغير بلغ ٦٪؎ متأثراً بالثبات النسبي لقيمة الجنيه حيث أعلن البنك المركزي اعتماده نظام التضخم المستهدف كمثبت إسمى للسياسة النقدية في المدى المتوسط، وكانت استجابة سعر الصرف لهذه الخطوة سريعة نوعاً ما حيث ارتفعت قيمة الجنيه المصري من ٦.١ إلى ٥.٨ جنيه للدولار الواحد

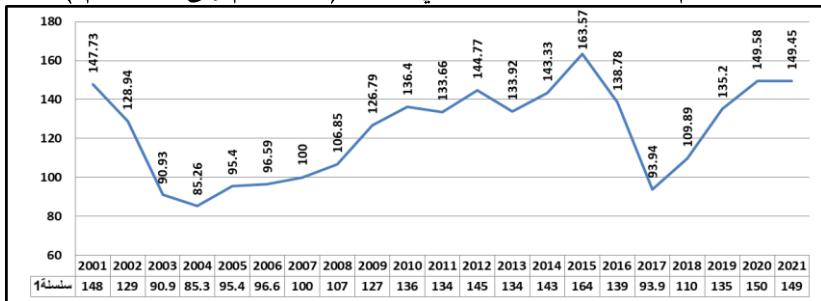
ومن ثم بدأ يتقلب في حدود ضيقه مقابل الدولار في الوقت الذي شهدت فيه معدلات التضخم ارتفاع من ٤,٩ % عام ٢٠٠٥ إلى ٢٠٠٨ % عام ٢٠٠٨.

▪ ثم حدث نوع من الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي الفعال بمعدلات كبيرة بين عامي ٢٠٠٩ إلى ٢٠١٥ من ١٣٦ إلى ١٦٤ بمعدل تغير بلغ ٢٠٠,٥ % وهو ما يعني تراجع كبير في القدرة التنافسية لل الاقتصاد المصري على الرغم من انخفاض قيمة الجنية أمام الدولار إلا أن معدلات التضخم ارتفعت من ٧,١ % عام ٢٠١٢ إلى ١٠,٤ % عام ٢٠١٥ وانخفضت معدلات النمو في تلك الفترة نتيجة التداعيات السلبية لأحداث ٢٥ يناير على الاقتصاد المصري.

▪ اتجه سعر الصرف الحقيقي الفعال نحو الانخفاض من ١٣٩ عام ٢٠١٦ إلى ٩٣,٩ عام ٢٠١٧ بمعدل تغير بلغ -٣١,٤ % متأثراً بانخفاض قيمة الجنيه أمام الدولار الأمريكي بنسبة بلغت ١٤,٣ % نتيجة تحرير سعر الصرف في عام ٢٠١٦.

▪ ثم شهد سعر الصرف الحقيقي الفعال اتجاه نحو الصعود من ١١٠ عام ٢٠١٨ إلى ١٥ عام ٢٠٢٠ بمعدل تغير ٣٦,٣ %. تأثراً بالإغلاق الكبير الذي واكب انتشار فيروس كورونا.

شكل رقم ٤: سعر الصرف الحقيقي الفعال (٢٠٠١ م إلى ٢٠٢١ م)



المصدر: الموقع الإلكتروني Bruegel

٤- نموذج لقياس أثار متغيرات الاقتصاد الكلي على مؤشر أسعار سوق الأوراق المالية خلال الفترة (٣٠٣١-٢٠٠١):

٤-١- توصيف النموذج:

٤-١-١- متغيرات الدراسة ومبررات اختيارها:

تم اختيار متغيرات الدراسة اعتماداً على كل من النظرية الاقتصادية والنماذج القياسية المستخدمة في الدراسات السابقة، وتم استخدام الصيغ اللوغاريتمية لتصحيح لا تجنس الممكن تواجده كما هو موضح في الجدول رقم (١) الآتي:

جدول رقم ١ : متغيرات الدراسة

المتغير	نوع المتغير	المتغير	م
البورصة المصرية	مؤشر الوكيل EGX30	تابع	١ اسعار سوق الأوراق المالية
البنك الدولي	الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CP I)	مستقل	٢ التضخم
البنك الدولي	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بالعملة المحلية (RGDP)	مستقل	٣ الناتج المحلي
مركز الابحاث Bruegel الأوروبي	سعر الصرف الحقيقي الفعال (REER)	مستقل	٤ سعر الصرف

المصدر : من اعداد الباحث

• المتغير التابع

أسعار سوق الأوراق المالية : يستخدم مؤشر سوق الأوراق المالية كوكيل عن هذا المتغير وهو عبارة عن رقم قياسي يقيس مستوى الأسعار في السوق ويعكس أسعار التعامل في سوق معينة سواءً بالزيادة أو النقصان وبالاستناد على عينة من أسهم الشركات التي يتم تداولها وهنا يستخدم مؤشر EGX30 كمؤشر وكيل عن هذا المتغير في حالة المصرية لأنه من أقدم مؤشرات أداء البورصة المصرية بما يوفر بيانات تغطي فترة الدراسة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ وهو مؤشر سعري يقيس أداء أعلى ٣٠ شركة من حيث السيولة والنشاط في البورصة المصرية ويتم ترجيح مؤشر EGX برأس المال السوقي ويتم تعديله بنسبة الأسهم الحرة إلى إجمالي الأسهم المتضمنة فيه، وقد تم استخدام بيانات سنوية لهذا المتغير للفترة محل الدراسة اعتماداً على الإحصاءات المالية المنشورة على موقع الإلكتروني للبورصة المصرية.

• المتغيرات المستقلة

عند المعالجة الإحصائية وجد أن تأثير كثير من متغيرات الاقتصاد الكلى مثل سعر الفائدة وأسعار النفط وعرض النقود وعجز الموازنة غير معنوي على المتغير التابع EGX30 فتم استبعادهم من النموذج الإحصائى والاكتفاء بالمتغيرات الآتى ذكرها و التي لها تأثير معنوي على المتغير التابع في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ :

- التضخم :** هو ارتفاع في المستوى العام لأسعار السلع والخدمات، يستخدم هنا الرقم القياسي للأسعار المستهلك (CPI) كوكيل عن هذا المتغير لأنه الأكثر شيوع واستخداماً، حيث يتتبع مستوى متوسط أسعار السلع والخدمات التي تستهلكها الأسرة فهو مقياس نسبي يقيس التغير في مستويات الأسعار بين فترتين زمنيتين الأولى تسمى فترة الأساس والثانية تسمى فترة المقارنة وقد تم استخدام بيانات سنوية لهذا المتغير للفترة محل الدراسة باعتبار أن سنة الأساس ٢٠١٠ اعتماداً على الإحصاءات المالية الدولية للبنك الدولي ومن المتوقع أن يكون لهذا المتغير نظرياً تأثير إيجابي

على أسعار سوق الأوراق المالية حسب فرضية Fisher أو تأثير سلبي حسب فرضية Fama.

• **الناتج المحلي الإجمالي:** يعرف الناتج المحلي الإجمالي على أنه إجمالي قيمة السلع والخدمات المنتجة والمسوقة داخل حدود دولة ما خلال فترة زمنية معينة (ثلاثة أشهر أو سنة) ويمثل أحد متغيرات الاقتصاد الكلي التي تعكس الحالة الاقتصادية للدولة، ولكن لا يعكس الناتج المحلي الإجمالي الإسمى (بالأسعار الجارية) التغير الحقيقي في الناتج لأنه عند حدوث تضخم في الأسعار سوف يرتفع الناتج المحلي الإجمالي بسبب الزيادة في الأسعار وليس بسبب زيادة ما تم إنتاجه محلياً من سلع وخدمات، لذلك تستخدم هذه الدراسة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) (والذى يتم تقديره بناء على سعر مرجعي يتم احتسابه وفقاً لسنة مرجعية يتم الاعتماد عليها لباقي السنوات) كوكيل عن هذا المتغير لأنه يعكس الكمية الحقيقة التي تم إنتاجها في أي دولة بدون تضليل ناتج عن تغيرات الأسعار، وقد تم استخدام بيانات سنوية لهذا المتغير للفترة محل الدراسة اعتماداً على الإحصاءات المالية الدولية للبنك الدولي ومن المتوقع أن يكون لهذا المتغير نظرياً تأثير إيجابي على أسعار سوق الأوراق المالية.

• **سعر الصرف:** يشير هنا سعر الصرف الإسمى إلى عدد الوحدات من العملة المحلية (الجنيه المصري) مقابل وحدة واحدة من العملة الأجنبية (الدولار الأمريكي) ولكن في هذه الدراسة سوف نستخدم سعر الصرف الحقيقي الفعال (REER) كوكيل عن هذا المتغير لأن التقلبات التي تحدث في سعر الصرف الإسمى لا تعبر بشكل كامل عن مدى التغير في القدرة التنافسية للدولة، فإذا حدث انخفاض في القيمة الإسمية للعملة بمعدل أقل من نسبة ارتفاع مستوى الأسعار قياساً إلى الوضع خارجياً فإن القدرة التنافسية للدولة هنا قد تميل إلى الانخفاض بالرغم من حدوث انخفاض في سعر الصرف الإسمى لها، لذا يعتبر مفهوم سعر الصرف الحقيقي الفعال أكثر أهمية ودلالة للتعبير عن التقلبات التي تحدث في سوق الصرف الأجنبي (أحمد الشافعى وأخرون، ٢٠٢٣: ٩٨٣) لذلك يعتبر سعر الصرف الحقيقي الفعال (REER) من أحد متغيرات الاقتصاد الكلى التي تعكس القدرة التنافسية للدولة في الأسواق وهو يمثل ذلك المؤشر المرجح الذي يعمل على الجمع بين كل من تقلبات سعر الصرف الإسمى وتبالين معدلات التضخم، باعتبار أنه يأخذ في الحسبان التقلبات التي تطرأ على الأسعار الأجنبية وربطها بالمستوى العام للأسعار المحلية وبالتالي فهو يقيس القدرة على المنافسة التي ترتبط بعلاقة عكسية بسعر الصرف الحقيقي، فكل زيادة في سعر الصرف الحقيقي تؤدي إلى انخفاض في القدرة التنافسية للاقتصاد المحلي (يساوى سعر الصرف الفعلي الإسمى للبلد قيد الدراسة مضروباً في الرقم القياسي لأسعار المستهلك المحلي مقسوماً على متوسط المرجح هندسياً لمؤشرات الرقم القياسي لأسعار المستهلك للشركاء التجاريين).

كما يستخدم (REER) أيضا لتقدير القيمة التوازنية للعملة، فإذا كانت قيمة سعر الصرف الحقيقي الفعال أقل من 100 فيعني ذلك أن العملة الوطنية مقومة بأقل من قيمتها، وبالتالي تصبح الصادرات أكثر تكلفة من الواردات، مما يشير إلى وجود خسارة في المنافسة التجارية خلال هذه السنوات أما إذا كان سعر الصرف الحقيقي الفعال يساوي أو أكبر 100 ، فإن ذلك يعني أن قيمة العملة مقومة بأعلى من قيمتها (الوليد، ٢٠٢٢: ١٠)، وقد تم استخدام بيانات سنوية لهذا المتغير للفترة محل الدراسة اعتمادا على الإحصاءات المالية الدولية لمركز الابحاث الأوروبي Bruegel والذى اعتمد في تقديراته على بيانات سلسلة واسعة من الشركاء التجاريين بلغت ١٧٠ دولة ومن المتوقع ان يكون لهذا المتغير نظرياً تأثيراً إيجابياً في حال أدى تغيره إلى زيادة القدرة التنافسية للشركات وتأثير سلبياً في حال تسبب في زيادة تكلفة مدخلات الانتاج من الواردات .

وقد استخدمت الدراسة هنا صيغة اللوغاريتم الطبيعي لقيم هذه المتغيرات باستثناء متغير CPI لتحقيق فرضية خطية العلاقة بين متغيرات الدراسة ولنقليل الفروق بين قيمها ووحدات قياسها وبما يسمح أيضاً بأن تكون المعلمات المقدرة تمثل المروّنات أي التأثير النسبي لكل من التضخم والناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف على مؤشر أداء سوق الأسهم المصرية ولكن يرجع عدم ادخال تحويلة log على المتغير CPI لأن تحويلة log تسببت في ظهور مشكلة الارتباط الخطى بين log CPI وبين log .RGDP

٤-٣-١-الشكل الرياضي الملائم للنموذج:

في هذه المرحلة يتم التعبير عن النظرية الاقتصادية في صورة رياضية احتمالية ليصبح النموذج المقترن كالآتي:

$$EGX_t = \beta_0 + \beta_1 CPI_t + \beta_2 REER_t + \beta_3 RGDP_t + u_t$$

حيث أن:

تشير إلى الزمن	T	تشير إلى أسعار الأوراق المالية	EGX
الحد الثابت (ثابت الانحدار)	β_0	تشير إلى التضخم	CPI
معامل انحدار المتغيرات	B	تشير إلى سعر الصرف	REER
المتغيرات غير المشاهدة أو التي خارج قياس هذا النموذج	U	تشير إلى الناتج المحلي الإجمالي	RGDP

٤-٣-٢-تقدير النموذج:

٤-٣-٢-١-الإحصاء المصفى للمتغيرات

تضمن الاحصاءات الوصفية قيم كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري بالإضافة إلى معامل الاختلاف من خلال نسبة الانحراف المعياري إلى الوسط الحسابي فضلاً عن أكبر وأصغر قيمة.

جدول رقم ٢: بعض المقاييس الاحصائية الهامة الخاصة بمتغيرات الدراسة خلال الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١

	LOG_REER	LOG_RGDP	LOG_EGX_30	CPI
Mean	4.806667	28.64286	8.594762	137.9345
Median	4.900000	28.68000	8.850000	110.0649
Maximum	5.100000	29.05000	9.620000	318.9365
Minimum	4.450000	28.22000	6.190000	46.10000
Std. Dev.	0.199357	0.262014	1.004289	91.13850
Skewness	-0.420241	-0.144505	-1.380779	0.832626
Kurtosis	1.738474	1.871704	3.935361	2.306272
Jarque-Bera	2.010627	1.187006	7.438460	2.847533
Probability	0.365930	0.552389	0.024253	0.240805
Sum	100.9400	601.5000	180.4900	2896.624
Sum Sq. Dev.	0.794867	1.373029	20.17192	166124.5
Observations	21	21	21	21

E-views مخرجات برنامج

من الجدول رقم ٢ نستنتج ما يلي:

تم أخذ تحويلات اللوغاريتم لكل من متغيرات REER و RGDP و EGX_30 لنحصل على متغيرات متجانسة وبالتالي نجد أن قيم الانحراف والمتوسط لجميع متغيرات الدراسة متجانسة، ونجد أن الانتواء والتفرطح لجميع المتغيرات يقترب من التمايز.

٤-٣-٣- مصفوفة الارتباطات

هي أداة مفيدة لمعرفة كيفية ارتباط المتغيرات المختلفة بعضها البعض، وبالنظر إلى معاملات الارتباط بين متغيرين يمكننا معرفة كيفية ارتباطهما وكيف يمكن أن تؤثر التغييرات في أحد المتغيرات على المتغيرات الأخرى.

جدول رقم ٣: مصفوفة الارتباطات بين متغيرات الدراسة خلال الفترة من (2001 – 2021)

Correlation				
t-Statistic				
Probability	LOG_REER	LOG_RGDP	LOG_EGX_30	CPI
LOG_REER	1.000000			
LOG_RGDP	0.465880	1.000000		
	2.295000	-----		
	0.0333	-----		
LOG_EGX_30	0.059420	0.807165	1.000000	
	0.259465	5.960013	-----	
	0.7981	0.0000	-----	
CPI	0.381295	0.926460	0.660000	1.000000
	1.797850	10.72904	3.829373	-----
	0.0881	0.0000	0.0011	-----

المصدر: مخرجات برنامج E-views

من الجدول رقم ٣ نجد أن أكثر المتغيرات ارتباطا بالمتغير $\log(\text{EGX 30})$ هو المتغير (RGDP) بمعامل ارتباط بيرسون يساوي 0.807 وب يأتي بعده مباشرة المتغير CPI بمعامل ارتباط بيرسون يساوي 0.660 أما المتغير (REER) فلا يرتبط مع المتغير $\log(\text{EGX 30})$ ويمكن اعتباره متغير ضابط فيما بعد في نموذج الانحدار المقترن.

٤-٣-٣-التأكد من صحة الشروط الاحصائية الخاصة بالنموذج المقترن

- اختبارات صحة الشروط الاحصائية الخاصة بالنموذج المقترن**

فيما يلي سوف سنختبر مدى توافر شروط الطريقة المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار (طريقة المربيعات الصغرى العادية)، وتمثل أهم شروط هذه الطريقة في الاستقلال الذاتي لحد الباقي وثبات تباين الباقي واعتدالية التوزيع الاحتمالي للباقي (التوزيع الطبيعي) وعدم وجود ازدواج خطى بين المتغيرات المستقلة الداخلة في تكوين النموذج ويتم ذلك من خلال مجموعة من الاختبارات يمكن اختصار نتائجها وفقا للجدول رقم ٤، كما يلى:

جدول رقم ٤: اختبارات صحة الشروط الاحصائية الخاصة بالنموذج المقترن

الاختبار	القيمة	النتائج
اختبار الإرتباط الذاتي لحد الأخطاء	p-value=0.554	لا يوجد ارتباط ذاتي داخل حد الأخطاء (الاستقلال الذاتي لحد الباقي).
اختبار ثبات التباين لحد الأخطاء	P-value=0.076	يوجد ثبات في التباين داخل حد الأخطاء (يوجد ثبات تباين الباقي).
اختبار التوزيع الطبيعي للباقي	P-value=0.899	حد الباقي يخضع للتوزيع الطبيعي
اختبار متوسط حد الأخطاء يساوي صفر.	P-value=1	متوسط حد الأخطاء يساوي صفر.
اختبار وجود الارتجاج الخطى بين المتغيرات المستقلة	Centered Variable VIF	لا يوجد ارتجاج خطى بين المتغيرات المستقلة.
	CPI 7.223465 LOG_REER 1.307053 LOG_RGDP 7.884577	

المصدر: مخرجات برنامج E-views

أكّدت نتائج الاختبارات السابقة على توافر الشروط الخاصة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادلة في تقدير معلم نموذج الانحدار المقترن لدراسة متغيرات الدراسة وفقاً للجدول رقم ٥ كما يلى :

جدول رقم ٥: نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد

Dependent Variable: LOG_EGX_30

Method: Least Squares

Sample: 2001 2021

Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CPI	-0.008609	0.002648	-3.250607	0.0047
LOG_REER	-2.290152	0.515030	-4.446635	0.0004
LOG_RGDP	6.679947	0.962460	6.940493	0.0000
C	-170.5425	26.53109	-6.428026	0.0000
R-squared	0.864053	Mean dependent var	8.594762	
Adjusted R-squared	0.840063	S.D. dependent var	1.004289	
S.E. of regression	0.401637	Akaike info criterion	1.183105	
Sum squared resid	2.742303	Schwarz criterion	1.382062	
Log likelihood	-8.422603	Hannan-Quinn criter.	1.226284	
F-statistic	36.01639	Durbin-Watson stat	1.553590	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتضح من الجدول رقم ٥ أن قيمة p -value=0.0 و بالتالي نرفض الفرض العدمي القائل أن النموذج غير معنوي لصالح الفرض البديل القائل أن النموذج السابق معنوي وذلك عند مستوى معنوية 0.05. وهذا النموذج يعتبر نموذج مبدئي لدراسة العلاقة بين المتغيرات قبل تناول عامل الزمن وإستقرار السلسة الزمنية لمتغيرات الدراسة. ويمكن كتابة النموذج الموضح بالجدول السابق (نموذج رياضي) كالتالي:

$$\text{LOG_EGX_30} = -170.5425 - 0.0086 * \text{CPI} - 2.2901 * \text{LOG_REER} + 6.6799 * \text{LOG_RGDP}$$

ولكن كثير من السلسل الزمنية لل الاقتصاد الكلي ذات متجهه وبالتالي معظمها غير مستقر، و المشكلة مع البيانات الغير مستقرة أن طريقة المربيعات الصغرى العادلة تؤدي إلى نتائج غير صحيحة (مشكلة الانحراف الزائف) في هذه الحالات من الممكن الحصول على معاملا تحديد مرتفع R^2 وقيم مرتفعة من احصاء t احيانا يكون اعلى من ٤ بينما المتغيرات المستخدمة في التحليل لا تربطها أي علاقة وهو ما يتطلب ضرورة اختبار استقرار السلسل الزمنية ويمكن الاعتماد في ذلك على اختبار ديكى فولر المعدل فإذا ثبت عدم استقرار السلسل الزمنية في المستوى (هو ما يسمى بجذر الوحدة) لا يمكن الاعتماد على نتائج الانحدار في تفسير العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة وبالتالي ليس هناك إمكانية لحدث تكمال مشترك.

٤-٣-٤- اختبارات جذر الوحدة والتكميل المشترك

لتتجنب الوقوع في مشكلة الانحدار الزائف، حتى إن تحقق كل شروط الانحدار الكلاسيكية، يلزم التأكد أولاً من استقرار جميع المتغيرات من نفس الدرجة وجود بينهم تكمال مشترك:

٤-٣-٤-١- اختبارات جذر الوحدة

سوف نقوم باختبار ديكى فولر المعدل المستخدم لمعرفة وجود جذر وحدة لسلسلة الزمنية الخاصة بكل متغير على حدي.

<p>جدول رقم 7 اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير (<i>REER</i>)</p> <p>Null Hypothesis: LOG_REER has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; text-align: center;"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-3.797209</td> <td>0.0399</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-4.532598</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-3.673616</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-3.277364</td> <td></td> </tr> <tr> <td>*MacKinnon (1996) one-sided p-values</td> <td>E-views</td> <td>المصدر: مخرجه برنامج</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.797209	0.0399	Test critical values:			1% level	-4.532598		5% level	-3.673616		10% level	-3.277364		*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج	<p>جدول رقم 6 اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير (<i>EGX 30</i>)</p> <p>Null Hypothesis: D(LOG_EGX_30) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; text-align: center;"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-4.681278</td> <td>0.0075</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-4.532598</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-3.673616</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-3.277364</td> <td></td> </tr> <tr> <td>*MacKinnon (1996) one-sided p-values</td> <td>E-views</td> <td>المصدر: مخرجه برنامج</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.681278	0.0075	Test critical values:			1% level	-4.532598		5% level	-3.673616		10% level	-3.277364		*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج
	t-Statistic	Prob.*																																									
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.797209	0.0399																																									
Test critical values:																																											
1% level	-4.532598																																										
5% level	-3.673616																																										
10% level	-3.277364																																										
*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج																																									
	t-Statistic	Prob.*																																									
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.681278	0.0075																																									
Test critical values:																																											
1% level	-4.532598																																										
5% level	-3.673616																																										
10% level	-3.277364																																										
*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج																																									
<p>جدول رقم 9 اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير (<i>CPI</i>)</p> <p>Null Hypothesis: D(CPI,2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; text-align: center;"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-4.310748</td> <td>0.0162</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-4.571559</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-3.690814</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-3.286909</td> <td></td> </tr> <tr> <td>*MacKinnon (1996) one-sided p-values.</td> <td>E-views</td> <td>المصدر: مخرجه برنامج</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.310748	0.0162	Test critical values:			1% level	-4.571559		5% level	-3.690814		10% level	-3.286909		*MacKinnon (1996) one-sided p-values.	E-views	المصدر: مخرجه برنامج	<p>جدول رقم 8 اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير (<i>RGDP</i>)</p> <p>Null Hypothesis: LOG_RGDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; text-align: center;"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-4.132404</td> <td>0.0225</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-4.571559</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-3.690814</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-3.286909</td> <td></td> </tr> <tr> <td>*MacKinnon (1996) one-sided p-values</td> <td>E-views</td> <td>المصدر: مخرجه برنامج</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.132404	0.0225	Test critical values:			1% level	-4.571559		5% level	-3.690814		10% level	-3.286909		*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج
	t-Statistic	Prob.*																																									
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.310748	0.0162																																									
Test critical values:																																											
1% level	-4.571559																																										
5% level	-3.690814																																										
10% level	-3.286909																																										
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.	E-views	المصدر: مخرجه برنامج																																									
	t-Statistic	Prob.*																																									
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.132404	0.0225																																									
Test critical values:																																											
1% level	-4.571559																																										
5% level	-3.690814																																										
10% level	-3.286909																																										
*MacKinnon (1996) one-sided p-values	E-views	المصدر: مخرجه برنامج																																									

▪ اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(EGX\ 30)$

بإجراء اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(EGX\ 30)$ كما هو موضح في الجدول رقم 6، تبين أن السلسلة تستقر وتصل لحالة السكون بعدأخذ الفروق الاولى أي اننا نرفض الفرض العددي القائل بوجود جذر وحدة للسلسلة $\log(EGX\ 30)$ بعد أخذ الفروق الاولى لصالح الفرض البديل و ذلك عند مستوى معنوية 0.05.

▪ اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(REER)$

بإجراء اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(REER)$ كما هو موضح في الجدول رقم 7، وجد أن السلسلة تستقر و تصل لحالة السكون في المستوى أي اننا نرفض الفرض العددي القائل بوجود جذر وحدة للسلسلة $\log(REER)$ في المستوى لصالح الفرض البديل و ذلك عند مستوى معنوية 0.05.

• اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(RGDB)$

بإجراء اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير $\log(RGDB)$ كما هو موضح في الجدول رقم ٨، وجد أن السلسلة تستقر و تصل لحالة السكون في المستوى أي أنتا نرفض الفرض العدمي القائل بوجود جذر وحدة للسلسلة $\log(RGDB)$ في المستوى لصالح الفرض البديل و ذلك عند مستوى معنوية 0.05.

• اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير CPI

بإجراء اختبار جذر الوحدة على السلسلة الزمنية للمتغير CPI كما هو موضح في الجدول رقم ٩، وتبين أن السلسلة تستقر و تصل لحالة السكون بعدأخذ الفروق الثانية أي أنتا نرفض الفرض العدمي القائل بوجود جذر وحدة للسلسلة CPI بعدأخذ الفروق الثانية لصالح الفرض البديل و ذلك عند مستوى معنوية 0.05.

٤-٣-٣- اختبار التكامل المشترك

- يتضح من اختبارات جذر الوحدة لكل سلسلة من سلاسل متغيرات النموذج أنهم مختلفين في جذر الوحدة لذلك ليس هناك إمكانية لحدوث تكامل مشترك، وسوف نؤكد النتيجة السابقة بطريقة Engle-Granger وذلك من خلال حد الأخطاء كما هو موضح في الجدول رقم ١٠.

جدول رقم ١٠: اختبار التكامل المشترك (Engle-Granger)

Null Hypothesis: D(ERROR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.472492	0.0017
Test critical values:		
1% level	-4.532598	
5% level	-3.673616	
10% level	-3.277364	

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

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتضح من الجدول السابق أن سلسلة حد الأخطاء غير مستقرة في المستوى أي أنتا قبل الفرض العدمي القائل بوجود جذر وحدة لسلسلة حد الأخطاء وذلك عند مستوى معنوية 0.05 وبالتالي عدم استقرار السلاسل الزمنية معاً على المدى الطويل عند نفس مستوى.

٤-٣-٥- استخدام طريقة VAR لتقدير واختبار السببية (test)

يستخدم VAR في تقدير العلاقة بين المتغيرات في حال عدم استقرار السلاسل الزمنية داخل نموذج الانحدار من نفس الدرجة مع وجود فروق من الدرجة الثانية

وهو ما أثبتته الاختبارات السابقة على السلال الزمنية لمتغيرات الدراسة، وتم تقدير معادلات النموذج باستخدام طريقة VAR للمعادلات التي تستخدم لتفسير العلاقة الديناميكية بين متغيرات الدراسة إلى أربعة معادلات:

أولاً: النموذج الذي تمثله المعادلة:

$$\begin{aligned} \text{LOG_EGX_30} = & 0.444 * \text{LOG_EGX_30}(-1) + 0.024 * \text{LOG_EGX_30}(-2) - \\ & 2.017 * \text{LOG_RGDP}(-1) + 3.333 * \text{LOG_RGDP}(-2) - 0.995 * \text{LOG_REER}(-1) + \\ & 0.0705 * \text{LOG_REER}(-2) - 0.006 * \text{CPI}(-1) + 0.006 * \text{CPI}(-2) - 28.251 \end{aligned}$$

ويمثله جدول المخرجات رقم ١١

جدول رقم ١: نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد رقم ١

Observations: 19

R-squared	0.760986	Mean dependent var	8.847368
Adjusted R-squared	0.569774	S.D. dependent var	0.642986
S.E. of regression	0.421745	Sum squared resid	1.778690
Durbin-Watson stat	2.264601		

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتبين من الجدول السابق أن معامل جودة التوفيق لمدى ملائمة النموذج للبيانات بلغ قيمة 76.09 % وهي قيمة متوسطة، ونستطيع فحص معنوية النموذج من اختبار السببية الموضح في الجدول رقم ١٢ التالي:

جدول رقم ٢: نتائج سببية Granger لنموذج الانحدار المتعدد رقم ١

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/28/23 Time: 18:09

Sample: 2001 2021

Included observations: 19

Dependent variable: LOG_EGX_30

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG_RGDP	0.363916	2	0.8336
LOG_REER	0.528765	2	0.7677
CPI	0.097934	2	0.9522
All	1.381088	6	0.9670

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتبين من الجدول السابق أن قيمة p-value=0.967 و بالتالي لا نرفض الفرض العددي القائل أن النموذج غير معنوي وذلك عند مستوى معنوية 0.05، ومن جهة أخرى نلاحظ عدم معنوية تأثير المتغير CPI و المتغير log(RGDB) و المتغير log(REER) على المتغير التابع عند نفس مستوى المعنوية (اختبارات السببية بدون فجوات زمنية- نموذج ساكن).

ثانياً: النموذج التي تمثله المعادلة:

$$\text{LOG_RGDP} = 0.020*\text{LOG_EGX_30}(-1) + 0.007*\text{LOG_EGX_30}(-2) + \\ 0.882*\text{LOG_RGDP}(-1) - 0.118*\text{LOG_RGDP}(-2) + 0.044*\text{LOG_REER}(-1) + \\ 0.003*\text{LOG_REER}(-2) + 0.0008*\text{CPI}(-1) - 0.0006*\text{CPI}(-2) + 6.283$$

ويمثله جدول المخرجات رقم ١٢

جدول رقم ١٣: نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد رقم ٢

Observations: 19

R-squared	0.999105	Mean dependent var	28.68632
Adjusted R-squared	0.998390	S.D. dependent var	0.235235
S.E. of regression	0.009440	Sum squared resid	0.000891
Durbin-Watson stat	2.615202		

E-views: مخرجات برنامج

ويتبين من الجدول السابق أن معامل جودة التوفيق لمدى ملائمة النموذج للبيانات بلغ قيمة 99.91 % وهى قيمة مرتفعة، ونستطيع فحص معنوية النموذج من اختبار السببية الموضح في الجدول رقم ٤ التالي:

جدول رقم ٤: نتائج سببية Granger لنموذج الانحدار المتعدد رقم ٢

Dependent variable: LOG_RGDP

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG_EGX_30	10.90300	2	0.0043
LOG_REER	2.516282	2	0.2842
CPI	7.580833	2	0.0226
All	14.73141	6	0.0225

E-views: مخرجات برنامج

ويتبين من الجدول السابق أن قيمة $p\text{-value}=0.0225$ و بالتالي نرفض الفرض العدلي القائل أن النموذج غير معنوي لصالح الفرض البديل القائل أن النموذج السابق معنوي وذلك عند مستوى معنوية 0.05، ومن جهة أخرى نلاحظ عدم معنوية تأثير المتغير $\log(EGX\ 30)$ على المتغير التابع، ومعنوية كلا من المتغير $\log(REER)$ و CPI على المتغير التابع عند نفس مستوى المعنوية.

ثالثاً: النموذج الذي تمثله المعادلة:

$$\text{LOG_REER} = -0.162*\text{LOG_EGX_30}(-1) + 0.060*\text{LOG_EGX_30}(-2) - 1.228*\text{LOG_RGDP}(-1) + 3.038*\text{LOG_RGDP}(-2) + 0.162*\text{LOG_REER}(-1) - 0.599*\text{LOG_REER}(-2) - 0.004*\text{CPI}(-1) + 0.002*\text{CPI}(-2) - 43.593$$

ويتمثل جدول المخرجات رقم ١٥ التالي:

جدول رقم ١: نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد رقم ٣

Observations: 19

R-squared	0.856792	Mean dependent var	4.793684
Adjusted R-squared	0.742225	S.D. dependent var	0.204320
S.E. of regression	0.103736	Sum squared resid	0.107613
Durbin-Watson stat	2.194048		

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتبين من الجدول السابق أن معامل جودة التوفيق لمدى ملائمة النموذج للبيانات بلغ قيمة 85.67 % وهي قيمة مرتفعة، ونستطيع فحص معنوية النموذج من اختبار السببية الموضح في الجدول رقم ٦ التالي:

جدول رقم ٦: نتائج سببية Granger لنموذج الانحدار المتعدد رقم ٣

Dependent variable: LOG_REER

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG_EGX_30	4.550531	2	0.1028
LOG_RGDP	8.561498	2	0.0138
CPI	3.939855	2	0.1395
All	19.04918	6	0.0041

المصدر: مخرجات برنامج E-views

ويتبين من الجدول السابق أن قيمة $p\text{-value}=0.0041$ العدمي القائل أن النموذج غير معنوي لصالح الفرض البديل القائل أن النموذج السابق معنوي وذلك عند مستوى معنوية 0.05، ومن جهة أخرى نلاحظ عدم معنوية تأثير المتغير $\log(EGX\ 30)$ و CPI على المتغير التابع، ومعنوية المتغير $\log(RGDP)$ على المتغير التابع عند نفس مستوى المعنوية.

رابعاً: النموذج الذي تمثله المعادلة:

$$\text{CPI} = 12.068*\text{LOG_EGX_30}(-1) - 5.428*\text{LOG_EGX_30}(-2) + 176.456*\text{LOG_RGDP}(-1) - 193.002*\text{LOG_RGDP}(-2) + 7.019*\text{LOG_REER}(-1) + 37.437*\text{LOG_REER}(-2) + 1.464*\text{CPI}(-1) - 0.451*\text{CPI}(-2) + 201.065$$

ويتمثل جدول المخرجات رقم ٧ .

جدول رقم ١٧: نتائج تقدير نموذج الانحدار المتعدد رقم ٤

Observations: 19

R-squared	0.995769	Mean dependent var	147.5349
Adjusted R-squared	0.992384	S.D. dependent var	90.59568
S.E. of regression	7.906066	Sum squared resid	625.0588
Durbin-Watson stat	2.683771		

E-views المصدر: مخرجات برنامج

ويتضح من الجدول السابق أن معامل جودة التوفيق لمدى ملائمة النموذج للبيانات بلغ قيمة 99.57 % وهي قيمة مرتفعة، ونستطيع فحص معنوية النموذج من اختبار السببية الموضح في الجدول رقم ١٨ التالي:

جدول رقم ١٨: نتائج سببية Granger لنموذج الانحدار المتعدد رقم ٤

Dependent variable: CPI

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LOG_EGX_30	4.408320	2	0.1103
LOG_RGDP	1.276908	2	0.5281
LOG_REER	5.428732	2	0.0662
All	11.45282	6	0.0753

E-views المصدر: مخرجات برنامج

ويتضح من الجدول السابق أن قيمة $p\text{-value}=0.0753$ و بالتالي لا نرفض الفرض العدلي القائل أن النموذج غير معنوي وذلك عند مستوى معنوية 0.05، ومن جهة أخرى نلاحظ عدم معنوية تأثير المتغير ($\log(RGDP)$ و $\log(EGX_{30})$ و $\log(REER)$) على المتغير التابع عند نفس مستوى المعنوية.

٤-٣- تفسير النموذج

من مميزات نموذج VAR اعتباره كل المتغيرات داخلية سواء المستقلة والتابعة بفترات إبطاء متعددة واكتملت الدراسة بفترات إبطاء عام وعامين كما في، أغلب الدراسات السابقة وتشير نتائج النموذج إلى أن قيمة معامل التحديد- $R\text{-squared}$ - بلغت 0.760986 وهذه القيمة تعني أن متغيرات النموذج بفترات إبطاء عام وعامين تفسر 76.09 % من التغيرات في المتغير التابع، إلا أن اختبارات السببية بدون فترات إبطاء أكدت عدم معنوية كل متغيرات الاقتصاد الكلى محل الدراسة وهو ما يعني أن المتغير التابع EGX_{30} يتأثر بقيمه التاريخية فقط.

أظهرت الدراسة عدم وجود علاقة ارتباط ذات دلالة معنوية بين معدلات التضخم ومؤشر أسعار الأسهم في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ بما لا يتوافق مع فرضية فشر للعلاقة الطردية بين التضخم ومؤشر أسعار الأسهم وفرضية فاما للعلاقة العكسية بين التضخم وأسعار.

▪ أظهرت الدراسة عدم وجود علاقة ارتباط ذات دلالة معنوية بين الناتج المحلي الإجمالي ومؤشر أسعار الأسهم في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١.

▪ أظهرت الدراسة عدم وجود علاقة ارتباط ذات دلالة معنوية بين سعر الصرف ومؤشر أسعار الأوراق المالية في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١.

٥- النتائج والتوصيات

٥-١- النتائج:

حاولت الدراسة تحليل العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وأسعار الأوراق المالية في مصر خلال الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ و لعل من أهم النتائج التي تم التوصل إليها في هذه الدراسة ما يلي :

▪ فقاً للأدلة النظرية تعكس، أسعار الأسهم، سمة، الأداء، المالية الكفاءة كافية للمعلومات المتوفرة والمتعلقة بالسوق سواء في الماضي أو الحاضر أو المتوقعة في المستقبل ومنها المعلومات المتعلقة بالعوامل الاقتصادية وفقاً لفرضية كفاءة سوق الأوراق المالية، وبالتالي وجود علاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وأسعار الأوراق المالية قد يكون منطقي حيث يعتمد الارتباط غير المباشر لأسعار الأصول بمتغيرات الاقتصاد الكلي على التدفقات النقدية المتوقعة وأرباح الشركات وحيث أن أرباح الشركات تعكس سلوك متغيرات الاقتصاد الكلي وبالتالي فإن حركة متغيرات الاقتصاد الكلى ستؤخذ في الاعتبار في أسعار الأصول المالية من خلال قناة أرباح الشركات.

▪ وفقاً للأدبيات التطبيقية هناك تباين في نتائج الدراسات التجريبية على العديد من الدول والتي فحصت العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وأسعار الأوراق المالية كما أن الدراسات التطبيقية على الحالة المصرية قليلة نسبياً، لذلك حاولت هذه الدراسة اختبار العلاقة بين بعض متغيرات الاقتصاد الكلى ومؤشر أسعار سوق الأوراق المالية EGX30 في البورصة المصرية اعتماداً على بيانات سنوية في الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ لنغطي الدراسة سلسة زمنية واسعة شهد فيها الاقتصاد المصري العديد من الأزمات والاضرابات الاقتصادية والسياسية والتي كانت لها انعكاساتها على أسعار الأوراق المالية.

▪ تعرض سوق الأوراق المالية المصرية إلى العديد من الأحداث السياسية والاقتصادية التي كان لها تأثير على مؤشرات أدائها، منها أحداث سبتمبر ٢٠٠١ في الولايات المتحدة ثم حرب العراق في مارس ٢٠٠٣، ثم أحداث ثورة يناير في مصر ٢٠١١ والتي امتدت آثارها لسنوات حتى عاد الاستقرار السياسي إلى مصر، وقد انعكست هذه الأحداث على أداء البورصة المصرية كما شهدت هذه الفترة العديد من التغيرات الاقتصادية كان من أهمها الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ والتغيرات في أنظمة الصرف عام ٢٠١٦ ثمجائحة كورونا وما صاحبها من إغلاق كبير، كما شهدت هذه الفترة موجات من الارتفاع الملحوظ في معدلات التضخم.

▪ أثبت التحليل القياسي عدم صحة فرضية الدراسة والتي كانت تنص على وجود تأثير بعض متغيرات الاقتصاد الكلى (معدل التضخم/الناتج المحلي الإجمالي/ سعر الصرف) على مؤشر سوق الأوراق المالية المصرية EGX30 حيث لا توجد علاقة ذات دلالة

معنوية من الناحية الإحصائية بين هذه المتغيرات ومؤشر EGX30 خلال فترة الدراسة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ **وهو ما يمكن ارجاعه إلى الأسباب الآتية:**

- ربما يرجع ذلك إلى العديد من الأزمات التي تعرض لها الاقتصاد المصري والتي صاحبها موجة من عدم الاستقرار السياسي والاقتصادي خلال فترة الدراسة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٢١ منها أحداث ١١ من سبتمبر عام ٢٠٠١ في الولايات المتحدة الأمريكية وما صاحبها من اضطرابات سياسية واقتصادية عالمية و الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ ثم أحداث ٢٠١١ بنيار ٢٥ وما تلاها من فترات عدم استقرار سياسي واقتصادي ثم تحريك سعر الصرف في ٢٠١٦ ثم الإغلاق الكبير بسبب انتشار فيروس كورونا على مستوى العالم وهو ما أدى إلى سيادة عدم اليقين في سوق الأوراق المالية في مصر.
- عدم كفاءة السوق وهو ما يعني أن أسعار الأوراق المالية لا تعكس بالكامل كل المعلومات المتاحة في السوق بسرعة وبدقة، ولكن من ناحية أخرى قد يرجع التأثير المحدود لهذه المتغيرات إلى وجود متغيرات اقتصادية أخرى لم تؤخذ في الاعتبار في هذه الدراسة مثل سعر النفط وعرض النقود وعجز الموازنة و سعر الفائدة لأنه عند المعالجة الإحصائية المبدئية وجد أن تأثير كل من هذه المتغيرات غير معنوي على المتغير التابع EGX30 خلال فترة الدراسة فتم استبعادهم من التموزج الإحصائي، بالإضافة إلى أن هذا التأثير المحدود قد يرجع إلى عوامل أخرى تؤثر على أسعار الأسهم مثل التوزيعات أو معدل النمو في التوزيعات وأخذ هذه العوامل في الاعتبار قد يعطي فهم أفضل وأعمق لمحددات أسعار الأسهم في سوق الأوراق المالية في مصر.
- أظهرت الدراسة وجود علاقة أحادية الاتجاه من مؤشر أسعار الأسهم إلى الناتج المحلي الإجمالي وهو ما يعني أن التقلبات في مؤشر أسعار الأسهم لها تأثير على الناتج المحلي وهذا ما يفسره أهمية نسبة رأس المال السوقى للأسهم المقيدة في البورصة المصرية (القيمة السوقية للشركات المدرجة في البورصة) إلى الناتج المحلي الإجمالي والتي بلغت ١١,٥٪ عام ٢٠٢١ مقارنة ٤٤,٣٪ عام ٢٠١٦ و ٤٠٪ عام ٢٠١٠ (التقرير السنوي للبورصة المصرية) وإن كان ذلك التراجع يعبر أيضاً عن تراجع أهميتها النسبية محلياً وعالمياً.

٣-٥ - التوصيات:

بناءً على النتائج السابقة التي توصلت إليها الدراسة، يمكن توجيه عدد من التوصيات التي يتبعها متذبذبي القرار وصانعي السياسات الاقتصاديةأخذها في الاعتبار، ولعل من أهم هذه التوصيات ما يلي:

- العمل على خروج الاقتصاد المصري من حالة عدم الاستقرار الاقتصادي والتي أدت إلى سيادة حالة من عدم اليقين والتي انعكس على قرارات الاستثمار سواء الحقيقى أو المالى وهو ما انعكس على اداء بورصة الأوراق المالية في مصر.
- العمل على رفع كفاءة سوق الأوراق المالية المصرية في ظل نتائج الدراسة الحالية والتي أشارت إلى ضعف كفاءة هذه السوق استناداً إلى الفرضية الضعيفة لکفاءة

السوق والتي عكست أهمية البيانات التاريخية والتقلبات السابقة في تحديد عوائدها الحالية.

▪ الاستفادة من قدرة سوق الأسهم على التأثير على الناتج المحلي الإجمالي كمتغير من متغيرات الاقتصاد الكلي في رسم وتوجيه السياسات الاقتصادية.

٥-٣- الدراسات المستقبلية:

▪ توصي الدراسة الباحثين باستخدام أساليب إحصائية قياسية أخرى وتجربة هيكل بيانات مختلفة في أزمنة مختلفة وإضافة متغيرات اقتصادية أخرى مثل سعر النفط وعرض النقود وعجز الموازنة وسعر الفائدة والافتتاح التجاري والاستثمار الأجنبي المباشر لدراسة تأثيراتها المتداخلة على اسعار الاوراق المالية عند إجراء الدراسات المستقبلية.

▪ توصي الدراسة الباحثين بالتركيز على قطاعات الاستثمار داخل سوق الأوراق المالية بشكل جزئي (قطاع المقاولات - قطاع التكنولوجيا - قطاع البنوك... الخ) من أجل اختبار العلاقة ما بين أسعار و عوائد الاوراق المالية وكافة المتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى وفي ظل ظروف اقتصادية مختلفة سواء رواج أو كساد وفي ظل ظروف مختلفة لسوق الأسهم سواء صعود وهبوط من أجل تعزيز نتائج الدراسات السابقة.

٦- المراجع

٦/ مراجع باللغة العربية

١. الشافعي، احمد صلاح، وآخرون، (٢٠٢٣)، "محددات معدل الصرف الأجنبي الحقيقي الفعال في الاقتصاد المصري باستخدام أسلوب الشبكات العصبية"، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية، المجلد ٣٧، العدد الأول، ص. ٩٧٩-١٠١٧.
٢. البطرني، رنا، (٢٠٢١)، "أثر المتغيرات الاقتصادية في مؤشر سوق الأوراق المالية دراسة تطبيقية"، المجلة المصرية للتنمية والتخطيط، المجلد ٢٩ العدد الثاني، ص. ٤٥-٩٤.
٣. المغنى، هناء، (٢٠٢١)، "أثر تحرير سعر الصرف على عوائد ومخاطر الأسهم بالبورصة المصرية"، المجلة العربية للإدارة، المجلد ٤١ العدد رقم ١، ص. ١٢٧-١٤٤.
٤. بدوى، اشرف لطفى والجبالى، عاصم الدين، (٢٠١٦)، "العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلى وعوائد الأسهم دراسة اختيارية لفرض كفاءة السوق ونظرية التسعير بالمراجعة على سوق الأسهم المصري"، مجلة الادارة العامة، المجلد ٥٧، العدد ١، ص. ٨٨-١٣٧.
٥. حسن، سليمان سعيد، (٢٠١٣)، "العلاقة التفاعلية بين المتغيرات الاقتصادية الكلية واسعار الأسهم مع التطبيق على البورصة المصرية، رسالة دكتوراة، كلية التجارة- جامعة اسيوط.
٦. طحة، وليد احمد، (٢٠٢٢)، "سياسة تحرير الصرف في الدول العربية: بين النظرية والتطبيق، صندوق النقد العربي، دراسات اقتصادية، العدد ٩٩، ص. ١-٤٨.
٧. عبد الججاد، راضي السيد، (٢٠٢٠)، "تأثير سعر الصرف ومعدل التضخم على أداء سوق الأسهم في مصر" ،مجلة السياسة والاقتصاد، جامعة بنى سويف، ص. ٤١-٧١.
٨. عنازه، عز الدين نايف و بطارسه، عاطف عيسى، (٢٠١٧)، "العلاقة ما بين متغيرات الاقتصاد الكلى وعوائد مؤشر سوق عمان المالي" ، المجلة العربية للإدارة، العدد ٢٢، ص. ٩١-٩٠.

٩. يعقوبي، محمد، (٢٠١٨) ، " دراسة مقارنة لتأثير تغيرات سعر الصرف على المؤشرات المالية الإسلامية والتقليدية على مستوى الأسواق المالية الناشئة." **مجلة الأبحاث الاقتصادية**، العدد ١٨ ، ص.ص. ٢٤٧-٢٦٩ .
١٠. هيبة، إلهام ابراهيم،(٢٠١٧)،"تحليل قياسي لأثر سعر الصرف الحقيقي الفعال على النمو الاقتصادي في مصر" ، المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة، ص.ص. ٦٩ - ١٠٢ .

٦/٣ المراجع باللغة الانجليزية

- 1- Abbas, Ghulam & Bashir, Usman & Wang, Shouyang & Zebende, Gilney Figueira & Ishfaq, Muhammad (2019) , "The return and volatility nexus among stock market and macroeconomic fundamentals for China," **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, Elsevier, vol. 526(C).
- 2- Amith Vikram Megaravalli & Gabriele Sampognaro (2018), "Macroeconomic indicators and their impact on stock markets in ASIAN 3: A pooled mean group approach," **Cogent Economics & Finance**, vol. 6(1), pages 1-14.
- 3- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2016), "Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices?", **Global Finance Journal**, Vol. 31,), pages 57-72.
- 4- Carlos Chavez(20٢٠), " The Direct and Indirect Effects of Fiscal Policy on Stock Market in Developing Countries: A SVAR Model," **Journal of Management, Economics, and Industrial Organization**, Vol.4 No.3, pages 20-5.
- 5- Edward Kitatia, Evusa Zablomb , Henry Maithya(2015), " Effect of Macro-Economic Variables on Stock Market Prices for the Companies Quoted on the Nairobi Securities Exchange in Kenya", **International Journal of Sciences: Basic and Applied Research** , pages 235-263.
- 6- Fama, E. F. (1981), " Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", The American **Economic Review**, September 1981, P. 545- 565.
- 7- Fisher, I. (1930), " The Theory of Interest", New York: Macmillan.
- 8- Jana Šimáková (2017), "The Impact of Exchange Rate Movements on Firm Value in Visegrad Countries," **Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis**, Mendel University Press, vol. 65(6), pages 2105-2111.
- 9- Jawad Khan & Imran Khan(2018), "The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: A Case Study of Karachi Stock Exchange ",

Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.9, No.13,
pages 15-25.

- 10- Kingsley Onyekachi Onyele & Eberechi B. Ikwuagwu & Charity Onyekachi-Onyele (2020), "Macroeconomic Policies and Stock Market Liquidity: Evidence from Nigeria," **Economy, Asian Online Journal Publishing Group**, vol. 7(1), pages 25-35.
- 11- Kiran Kumar Kotha & Bhawna Sahu,(2016), "Macroeconomic Factors and the Indian Stock Market: Exploring Long and Short Run Relationships," **International Journal of Economics and Financial Issues**, Econjournals, vol. 6(3), pages 1081-1091.
- 12- Kitatia.E., & Zabloneb , E & Maithya.H. (2015)." Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Prices for the Companies Quoted on the Nairobi Securities Exchange in Kenya". **International Journal of Sciences: Basic and Applied Research** , 235-263.
- 13- Hock Tsen Wong (2019), "Volatility spillovers between real exchange rate returns and real stock price returns in Malaysia," **International Journal of Finance & Economics**, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 24(1), pages 131-149.
- 14- Ho, Sin-Yu & Odhiambo, Nicholas(2017), "Analysing the macroeconomic drivers of stock Market development in the Philippines," **Working Papers 23439, University of South Africa**, Department of Economics.
- 15- Neifar, Malika(2023), "Macroeconomic Factors and UK Stock Market: Evidence through the Non-Linear ARDL model," **MPRA Paper 116298**, University Library of Munich, Germany.
- 16- Norazidah Shamsudin, Mohd Izuan Rosmi, and Suhana Mohamed(2021), " Macroeconomic Variables Influence on Stock Market Performance", **International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences**, Vol. 11, No. 8, pages 1364-1376
- 17- Nurasyikin Jamaludin & Shahnaz Ismail & Syamimi Ab Manaf (2017), "Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Panel Analysis from Selected ASEAN Countries," **International Journal of Economics and Financial Issues**, Econjournals, vol. 7(1), pages 37-45.
- 18- Stoian, Andreea & Iorgulescu, Filip(2020), "**Fiscal policy and stock market efficiency: An ARDL Bounds Testing approach**," Economic Modelling, Elsevier, vol. 90(C), pages 406-416.