أثر مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية على معدلات النمو الاقتصادي المصري خلال الفترة (1991-2017)

د. هانى السيد وجدى *

مستخلص

استهدف هذه البحث قياس أثر مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية كمتغيرات مستقلة على التغير في معدل النمو الاقتصادي المصري كمتغير تابع خلال الفترة (1991- 2017) ، وقد دلت نتائج البحث على وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه (شبه تبادلية) تتجه من مؤشر نسبة قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (X_1) كأحد المتغيرات المستقلة إلى النمو الاقتصادي كمتغير تابع ، بمعنى أن التغيرات التي تحدث للمؤشر (X_1) تساعد في تفسير تغيرات النمو الاقتصادي بنسبة كبيرة مقارنة بالمتغيرات المستقلة الأخرى وليس العكس ، فضلاً عن أن مؤشر نسبة قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (X_1) كأحد المتغيرات المستقلة من أهم محددات النمو الاقتصادي (Y) في الأجلين القصير والطويل ، فنجد أن المتغير (X_1) من أكثر المتغيرات المستقلة التي تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) وكذلك في تقدير دوال استجابة النبضة للمتغير التابع (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير ، بالإضافة إلى محدودية تأثير مؤشر معدل دوران الأسهم (X2) و مؤشر عدد الشركات المسجلة في البورصة (X_3) كمتغيرين مستقلين على إحداث النمو الاقتصادي المصري كمتغير تابع .

كلمات مفتاحية : بورصة الأوراق المالية – النمو الاقتصادي – معدل دوران الأسهم – الشركات المسجلة في البورصة .

مقدمـــة

تعمل بورصة الأوراق المالية على زيادة الاستثمارات من خلال تعبئة المدخرات المحلية والأجنبية وتنويع الأصول المالية المتاحة للاستثمار والتخصيص الأمثل للموارد وتحفيز التقدم التكنولوجي للمشروعات والشركات، وتضمن إمكانية استرداد الاستثمار في أي لحظة ، نتيجة لذلك فقد أصبح هناك اتجاه داعم للدور الذي يمكن أن تُسهم به بورصة الأوراق المالية في دفع

* مدرس بقسم الاقتصاد - المعهد العالي للتسويق والتجارة ونظم المعلومات بالقاهرة .

نمو الاستثمارات الوطنية ، إذا توافرت لها السُبل الممكنة التي تحقق لها الكفاءة والفاعلية ، وبالتبعية تحقيق معدلات نمو اقتصادي إيجابية تعمل على تلبية احتياجات أفراد المجتمع ورفع مستوى معيشتهم ، وسوف يتناول هذا البحث الدور الاقتصادي المنتظر من بورصة الأوراق المالية في مصر في تحقيق النمو الاقتصادي ، من خلال إظهار العلاقة السببية بين أهم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية كمتغيرات تفسيرية على معدلات النمو الاقتصادي كمتغير تابع .

أولاً- مشكلة البحث :

يثير موضوع البحث جدلاً يتعلق باستمرارية بورصة الأوارق المالية المصرية بكفاءة وفاعلية في ظل اتجاه الاقتصاد المصري إلى تطبيق برامج صندوق النقد والبنك الدوليين ، وما يتضمنها من سياسات التحرير الاقتصادي وبخاصة المالية منها ، بالإضافة إلى الجدل المثار حول قدرة الآليات الوطنية على معالجة المشكلات وأوجه القصور وعدم الاستقرار التي تنجم عن التحرير المالي الداخلي والخارجي للأسواق المالية .

ثانيًا- أهمية البحث :

يتسم موضوع البحث ، بأهمية واضحة على المستوى النظري و العملي ، فأهميته النظرية تعود إلى أهمية بورصة الأوراق المالية كإحدى الأدوات الهامة في تحقيق التنمية الاقتصادية ، من خلال حشد الموارد المحلية والأجنبية من خلال أدوات مالية متنوعة الأشكال والآجال والمخاطر ، وتخصيصها لمشاريع وبرامج استثمارية منتجة ومربحة ، فهي تسهم في تحقيق النمو الاقتصادي من خلال توزيع المخاطر ، وتحسين إدارة الشركات بتحقيق الانضباط في الأسواق ، وتسهيل عملية إتمام الصفقات من خلال تحسين الخدمات المالية المقدّمة .

فقد ارتبط اندماج الأسواق المالية لأغلب الدول النامية ومنها مصر في الأسواق المالية العالمية بتطبيق برامج صندوق النقد والبنك الدوليين ، والتي كانت لها انعكاسات اقتصادية واجتماعية سلبية على معظم الدول نتيجة لتفاقم أزمة ديونها الخارجية ، واضطرارها لطلب إعادة جدولتها طبقًا لشروط سداد نادي باريس (ديون حكومية) ، ونادي لندن (ديون المصارف التجارية) ، وهي الشروط التي رُبطت إما بشكل مباشر أو غير مباشر بين حرية انسياب رؤوس الأموال عبر حدودها والانفتاح على أسواق المال العالمية من ناحية ، وبين إعادة الجدولة والحصول على القروض الجديدة من ناحية أخرى ، أما الأهمية العملية للموضوع فترجع بالأساس إلى ما شهدته الدول النامية وتحديدًا مصر في الثلاثة عقود الأخيرة بدايةً من العقد الأخير من القرن20 وحتى القرن21 من تحولات اقتصادية عالمية كبيرة كانت لها انعكاسات سلبية في معظم الأحيان على النظم المالية لتلك الدول ، ولم تكن بورصة الأوراق المالية

المصرية بعيدة عن التأثر بهذه التحولات .

ثالثًا – أهداف البحث :

يهدف البحث إلى معرفة أهم مؤشرات الأداء لبورصة الأوراق المالية ومدى تأثيرها على معدلات النمو الاقتصادي المصري في ظل تغيرات البيئة الاقتصادية العالمية ، بالإضافة إلى استخلاص النتائج ووضع بعض التوصيات التي من شأنها أن تساعد كل المعنيين والمشاركين في البورصة على تنشيطها وتطويرها .

رابعًا- فروض البحث :

يقوم البحث على فرض أساسي سوف يتم اختباره ، ويتلخص في أن مؤشرات أداء بورصة الأوراق المالية تمارس تأثيرًا إيجابيًا على زيادة معدلات النمو الاقتصادي المصري .

خامسًا- الإطار النظري للبحث :

1- الدراسات السابقة :

أ-أظهرت دراسة (تومليسون ، 2007) (Tomlinson , 2007) أهم الأدوار التي يمكن أن تُسهم بها الأسواق والمؤسسات المالية في توفير المعلومات بتكاليف منخفضة من قِبل الوسطاء الماليين ، وتخفيف حدة التفاوت في المعلومات بين المدخرين والمستثمرين ، ومراقبة الشركات وتحسين إدارتها ، وإبرام الصفقات بتكاليف ومخاطر منخفضة ، وتسهيل تبادل المنتجات ، كما عرضت الدراسة أيضًا أهم النتائج التي يمكن أن تُفضي إليها الأحجام الصغيرة للأسواق المالية على النحو التالي : –

(1) قلة عدد المشاركين في الأسواق المالية الصغيرة يجعلها أقل قدرة على المنافسة، مما سيؤدي إلى ارتفاع أسعار أوراقها المالية وقلة الطلب عليها ، وبالتالي قلة الحصول على التمويل .

(2) البنية التحتية والتنظيمية للأسواق المالية الصغيرة أعلى تكلفة وأقل جودة وكفاءة لتحقيق وفورات الحجم ، مما يجعل من الصعوبة توفير بعض الخدمات المالية التي يحتاج إليها العملاء .

(3) الأسواق المالية الصغيرة أقل استقرارًا وقدرة على تنويع محافظها الاستثمارية و تحمل مخاطرها التشغيلية من الأسواق المالية الكبيرة ، نتيجة محدودية المنتجات وقلة العملاء و نقص المهارات والقدرات اللازمة لتلبية احتياجات الخدمات المالية الحديثة و ضيق النطاق الجغرافي لها .

ب- أظهرت دراسة (ليڤين ، 1996) (Levine , 1996) وجود علاقة إيجابية بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي ، فالنظام المالي يتأثر بالعديد من التطورات المتمثلة في

التقدم التكنولوجي في الاتصالات والمعلومات الذي من شأنه يخفّض من تكاليف المعاملات ويؤثر على الترتيبات والاتفاقات المالية ، التغيرات الهيكلية المرتبطة بمؤسسات النظام المالي ، النمو الاقتصادي الذي يؤثر على نوعية الخدمات المالية ويُغير من استعداد المدخرين والمستثمرين لدفع التكاليف المرتبطة بالمشاركة في النظام المالي (تكاليف الحصول على المعلومات وعقد الصفقات) ، السياسات النقدية والمالية لها تأثير على الضرائب المفروضة على الوسطاء الماليين وبالتالي على توفير الخدمات المالية ، النظم القانونية التي تؤثر في النظم المالية ، وأخيرًا وليس آخرًا ، التغيرات السياسية التي تؤثر بشكل قاطع في عملية التنمية المالية .

ج- أبرزت دراسة (باتريك وثورستن ، 2007) (Patrick & Thorsten , 2007) أهم أولويات السياسات الاقتصادية اللازمة لتحسين كفاءة وفعالية القطاعات المالية في الدول النامية ، وتتمثل فيما يلي : –

(1) النمو الاقتصادي يعمل على تخفيض كبير ومتواصل في مستوى الفقر من خلال تحسين فرص وصول الأسر ذات الدخل المنخفض وأصحاب المشاريع الصغيرة للخدمات المالية الأساسية .

(2) استقرار الاقتصاد الكلي ، التأكد من تنفيذ العقود ، وتوافر المعلومات ووضوحها وشمولها ودقتها .

(3) إمكانيات أكبر لإدارة المخاطر ، والمزيد من شفافية الأسعار ، وتحسين تسويق الأوراق المالية .

د- أشارت دراسة (نانديني وكاثي ، 2008) (Nandini and Kathy , 2008) إلى مدى تأثير تحرير بورصة الأوراق المالية على زيادة تنوع مصادر التمويل وسهولة حركة رؤوس الأموال ، بالإضافة إلى نمو القطاع الصناعي وخصوصًا الأكثر اعتمادًا على استيراد احتياجاته من الخارج ، و يرجع هذا النمو إلى التوسع في حجم الشركات القائمة بشكل أكبر من دخول شركات جديدة قد تواجه قيودًا بعد التحرير .

هـ- خلُصت دراسة (فري ، 1997) (Fry , 1997) إلى أن بورصات الأوراق المالية للدول النامية تساهم بدور غير مؤثر في عملية الوساطة المالية ، وأغلب المعاملات تتم بغرض المضاربة التي تستند إلى تحقيق الأرباح السريعة ، مما أدى إلى إعاقة تحقيق التنمية الاقتصادية في تلك الدول .

و- بيّنت دراسة (جيرت وكامبل وكريستن ، 2003) (Geert , Campbell & Christian , 2003) أن تحرير بورصة الأوراق المالية من قيود التعامل والسماح لها

بالتعامل في الأوراق المالية المحلية والأجنبية ، وبالتزامن مع تطبيق إصلاحات في السياسات الاقتصادية الكلية قد يؤدي إلى زيادة في متوسط نصيب الفرد من الدخل الحقيقي بمقدار 1٪ سنويًا خلال خمس سنوات ، وترجع هذه الزيادة جزئيًا إلى انخفاض تكلفة الحصول على رؤوس الأموال ، وزيادة إنتاجية عوامل الإنتاج .

ز- خلصت دراسة (مهتدي وأجارول ، 2001) (Mohtadi & Agarwal , 2001) إلى أن تنمية بورصة الأوراق المالية تؤثر إيجابيًا على النمو الاقتصادي من خلال عينة مكونة من 21 بلدًا منهم أربع دول من أفريقيا (مصر، نيجيريا ، جنوب أفريقيا ، زيمبابوي) خلال الفترة (1977–1997) ، وقد بيّنت الدراسة أن معدل دوران الأسهم كأحد المؤشرات الدالة على سيولة السوق قد تكون مضلّلة في البلدان النامية وخصوصًا الأفريقية منها ، حيث إن تلك البورصات تتميز بتقلبات كبيرة في أسعار أوراقها المالية .

ح- خلصت دراسة (هنري ، 2003) (Henry, 2003) إلى أن تحرير بورصة الأوراق المالية سوف ينعكس على انخفاض تكلفة الحصول على رؤوس الأموال وازدهار الاستثمار وزيادة إنتاجية عوامل الإنتاج .

ط- أشارت دراسة للبنك الدولي (2000/1999) (World Development Report (1999/2000إلى أهمية تنمية أسواق الأوراق المالية كمصادر بديلة للتمويل ، رغم أن استثمارات الحافظة الأجنبية لا توفر نفس الفرص التي يوفرها الاستثمار الأجنبي المباشر ، إلا أن فتح سوق الأوراق المالية أمام المشاركة الأجنبية سوف يزيد من سيولة وعمق تلك الأسواق ، ويعود بالفائدة على القطاعين المالي والإنتاجي .

ي- أظهرت دراسة (يارتي ، 2006) (Yartey , 2006) أن الشركات المدرجة في بورصة الأوراق المالية بالدول النامية أكثر استخدامًا للتمويل الخارجي عن مصادر التمويل الذاتية ، وأكثر إصدارًا للأسهم الجديدة لتمويل توسعاتها الاستثمارية في عناصر الأصول المختلفة وذلك لزيادة الطلب عليها ، وبالتالي انخفضت تكلفتها وارتفعت أسعارها مقارنة بمصادر التمويل الأخرى كالاقتراض مثلاً .

ك- خلصت دراسة (فيلر ، هانوسك ، و كامبوس ، 1999) (Filer , Hanousek & Campos , 1999) المرتبطة بمعرفة العلاقة بين أسواق الأسهم والنمو الاقتصادي من خلال عينة مكونة من 69 دولةً عبر العالم خلال الفترة (1985–1997) ، إلى ما يلي:

(1) يوجد أثر لزيادة نشاط أسواق الأسهم على النمو الاقتصادي في أسواق الدول الأكثر تقدمًا نتيجة لكفاءة تلك الأسواق ، فمعدلات النمو في أسعار الأسهم قد انعكس على نمو الأرباح و زيادة قيمة رأس المال السوقي وبالتالي إلى حدوث النمو الاقتصادي .

(2) لا يوجد أثر لزيادة نشاط أسواق الأسهم على النمو الاقتصادي بالنسبة لأسواق الدول الأقل نموًا بسبب افتقارها إلى إطار مؤسسي سليم (الفساد المفرط ، التدخل الحكومي) ، الأمر الذي أدى إلى إضعاف قدرة تلك الأسواق على أداء وظيفتها التنموية بكفاءة .

2- متغيرات الدراسة (التجربة المصرية) :

سوف يتم عرض أهم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية المصرية ، بالإضافة إلى عرض المتغير المتمثل في النمو الاقتصادي ، في محاولة لمعرفة العلاقة السببية بينهم جميعًا ، وتتمثل المتغيرات في التالي : -

أ- مؤشر عدد الشركات المدرجة في البورصة : يقيس هذا المؤشر الحجم النسبي للسوق الثانوي (البورصة) [1] ، حيث يؤدي ارتفاع عدد الشركات المدرجة في البورصة والتي يتم تأسيسها محليًا وتكون أسهمها مدرجة في بورصة الأوراق المالية في البلد المعني في نهاية السنة إلى زيادة اتساع حجم السوق ، بمعنى أن تكون المشاركة العامة فيها واسعة ، ويرد إليها عدد كبير من أوامر البيع والشراء بشكل يحقق الاستقرار لأسعار الأوراق المالية المتداولة فيها ، ويتضح من بيانات الجدول رقم (1) اتجاه هذا المؤشر نحو الانخفاض بنسبة 59,8٪ خلال الأعوام (1991-2017) ، وهذا ربما يعكس وجود مشاكل قد تواجه الشركات القائمة أو الجديدة .[2]

الجدول رقم (1)

التغير السنوي في بعض مؤشرات أداء بورصة الأوراق المالية والنمو الاقتصادي لجمهورية مصر العربية خلال الأعوام (1991- 2017)

المؤشر / السنة	معدل النمو الاقتصادي (٪) (Y)	نسبة إجمالي قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (٪) (X_1)	معدل دوران الأسهم (٪) (X_2)	عدد الشركات المسجلة في البورصة (X_3)
1991	1.07	7.1	6.2	627
1992	4.4	7.7	6.1	656
1993	2.9	8	4.8	674
1994	3.9	8.2	18.7	700
1995	4.6	13.4	10.9	746
1996	4.9	20.9	22.2	649
1997	5.4	27.6	33.5	654
1998	4.03	29.5	22.3	861
1999	6.1	36.8	31.6	1033
2000	5.3	28.7	34.7	1076
2001	3.5	30	14.1	1110
2002	2.3	29	9.5	1151
2003	3.1	35	11.5	978
2004	4.08	43	14.2	795
2005	4.4	74	31.1	744
2006	6.8	80	48.7	595
2007	7.09	106.7	44.1	435
2008	7.1	52.8	111.4	373
2009	4.6	48.2	81.5	312
2010	5.1	38.5	44.1	227
2011	1.7	20.6	32.5	231
2012	2.2	21.1	28.8	234
2013	2.1	21.3	20.6	235
2014	2.9	22.9	37.7	246
2015	4.3	16.5	26.7	250
2016	4.3	10	39.2	251
2017	4.1	19.7	30.7	252

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى المراجع التالية :

- Cairo & Alexandria Stock Exchange (CASE) , CASE Year book 2006 (Cairo , Egypt : CASE , 2006) , p.44 .

- Standard & Poor's Financial Services , Emerging Stock Markets Factbook (New York : Standard & Poor's LLC , 2000) , p.211 .

- The World Bank , African Development Indicators 2008/09 (Washington , D. C. : WB , 2008/09) , p.30 .

- The World Bank , World Development Indicators 1991-2017, Online at : http://data.albankaldawli.org

ب- نسبة إجمالي قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي : من خلال هذه النسبة يمكن كذلك قياس وتقييم حجم السوق و معدل نموه ، ويتضح من بيانات الجدول رقم (1) أن هذه النسبة قد تزايدت بشكل إيجابي بمقدار 12,6 نقطة مئوية خلال الأعوام (1991-2017)[3] ، مما يعني أن الحجم النسبي للبورصة كبير وعميق نتيجة إقبال المستثمرين على الاستثمار في الأوراق المالية ، وربما يرجع ذلك إلى ارتفاع أسعار الأوراق المالية نتيجة تزايد معدلات النمو الاقتصادي بمقدار 3,03 نقطة مئوية خلال نفس الأعوام أو تزايد عمليات المضاربة في البورصة ، أو ربما يرجع ذلك إلى قيام الجهاز المصرفي بتوفير تسهيلات ائتمانية للمستثمرين ، فضلاً عن تسهيل الضمانات المطلوبة منهم مقابل تمويلهم . [4]

ج- معدل دوران الأسهم (نسبة إجمالي القيمة المتداولة للأوراق المالية إلى إجمالي قيمة رأس المال السوقي[*]) : تعكس سيولة الأوراق المالية المتداولة في البورصة إمكانية بيعها وشرائها بسهولة وفي وقت قصير وبتكاليف منخفضة دون أن يؤدي ذلك إلى تغير كبير في قيمتها السوقية ، وتقاس درجة سيولة السوق ومعدل نموها و شكل توزيع رؤوس الأموال في الاستخدامات الأكثر إنتاجية من خلال هذا المؤشر ، وتعكس بيانات الجدول رقم (1) الارتفاع الإيجابي لهذا المؤشر بمقدار 24,5 نقطة مئوية خلال الأعوام (1991- 2017) . [5]

سادسًا- الإطار التطبيقي للبحث (نموذج البحث) :

1- النموذج القياسي المقترح :

تبين من الدراسات الاقتصادية السابق عرضها أنها ركزت على مجموعات من الدول النامية والناشئة ، وأن بورصات الأوراق المالية بها تؤثر على النمو الاقتصادي ، وبناء على ما سبق ، سوف يقوم الباحث بتطبيق نموذج قياسي ، وذلك على النحو المبين أدناه : -

أ- النطاق المكاني والزماني : استخدام بيانات سنوية لأهم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية لجمهورية مصر العربية خلال الفترة (1991- 2017) .

ب- الهدف الرئيسي للنموذج : قياس العلاقة السببية بين أهم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية كمتغيرات تفسيرية من جانب ومدى تأثيرها على معدلات النمو الاقتصادي المصري كمتغير تابع من جانب آخر في الأجلين القصير والطويل .

ج- منهجية البحث: ارتكزت منهجية البحث على تقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي ينطوي على إمكانية تقدير العلاقة في الأجل القصير والطويل بين متغيرات النموذج من خلال اختبارالعلاقة السببية لجرانجر، وتجزئة تباين خطأ التنبؤ وتقديرات دوال استجابة النبضة، الأمر الذي يتطلب أولاً، التحقق من أن السلسلة الزمنية المستخدمة لمتغيرات النموذج غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده عن طريق اختبار مستوى جذر الوحدة، وثانيًا، التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج من خلال تطبيق اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج .

د-فروض النموذج :

يتمثل شكل الفرض العدمي (H_0) والفرض البديل (H_1) لهذا النموذج فيما يلي :

- الفرض العدمي (H_0) : مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية لا تُسبّب النمو الاقتصادي .
- الفرض البديل (H_1) : مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية تُسبّب النمو الاقتصادي .

هـ- بيانات النموذج المقترح :

تمكن الباحث من الحصول على بيانات متسقة لجمهورية مصر العلربية يوضحها الجدول رقم (1) خلال الفترة (1991-2017) ، وسوف ينصب التركيز في هذا النموذج المقترح على إدراج ثلاثة مؤشرات قيادية – وهي الأكثر استخدامًا وشيوعًا – تقيس الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية كمتغيرات تفسيرية وتأثيرها على معدلات النمو الاقتصادي (Y) كمتغير تابع يمثل أحد أهم المؤشرات المبدئية التي يستخدمها المستثمرون في اتخاذ قراراتهم الاستثمارية ، فقد كان السبب وراء ظهور مجموعة الاقتصادات الناشئة هو مقدرتها على تحقيق معدلات نمو اقتصادي مرتفعة والمحافظة عليها فترة طويلة نسبيًا ، وتتمثل تلك المؤشرات فيما يلي :-

(1) مؤشر نسبة قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (X_1) .

(2) مؤشر نسبة القيمة المتداولة للأوراق المالية إلى قيمة رأس المال السوقي (معدل دوران الأسهم) (X_2) .

(3) مؤشر عدد الشركات المسجلة في البورصة (X_3) .

كما سيتم تجميع كافة المشاهدات لإنشاء ما يطلق عليه بيانات السلسلة الزمنية المتوازنة (Balanced Panel Data) التي يتم تعديلها بأسلوب ديناميكي (Dynamic Panel Data)، وإجراء تحليل انحدار تجميعي (Pooled Regression) يمكننا من التغلب على

مشكلة قلة عدد درجات الحرية ، كما يضمن عدم وجود مشكلة الازدواج الخطي بين المتغيرات، ويعطي تقديرات أكثر كفاءة (أقل تباينًا) وأقل تحيزًا ، مما يمكننا من الحصول على نتائج أكثر تعميمًا .

و-القياس الاقتصادي (إجراء اختبارات النموذج) و تفريغ النتائج الإحصائية التجريبية :

سوف يتم إجراء كافة الاختبارات والتقديرات باستخدام حزمة من برامج الاقتصاد القياسي وهي (E. Views 10) على النحو التالي :

(1) اختبارات جذر الوحدة (The Unit Root Tests) :

تتسم البيانات الاقتصادية – غالبًا– بأن خصائصها (متوسطاتها وتباينها وتغايرها) تتغير عبر الزمن بشكل يؤثر في درجة سكون سلاسلها الزمنية ، لذا يعتبر تحديد درجة سكونها مهمًا ؛ لأن غياب صفة السكون قد يجعل نماذج الانحدار المقدرة زائفة ، ويتسبب في وجود مشاكل في التحليل والاستدلال القياسي (فارتفاع قيمة معامل التحديد (R^2) والمعنوية الإحصائية قد يقترن بوجود ظروف معينة تؤثر على المتغيرات لتجعلها تتغير باتجاه واحد مع انعدام العلاقة السببية الحقيقية فيما بين تلك المتغيرات) ، لذلك لابد من إخضاع كل متغير على حدة لاختبارات جذر الوحدة ، ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة ، إلا أننا سوف نستخدم اختبار (دكي – فولر) الموسع (Augmented Diky-Fuller) (ADF) [6] لاختبار استقرار السلاسل الزمنية ودرجة تكاملها ، و لتجاوز حدوث مشكلة الارتباط الذاتي في بواقي الانحدار (Residuals) الذي يمكن أن يُصحّح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأة .

يتضمن اختبار (دكي – فولر) الموسع (ADF) تقدير معادلة الانحدار الآتية :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 \sum_{i=1}^{K} \Delta Y_{t-i} + e_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث تشير الرموز التالية إلى : –

Y_t : القيم الفعلية للمتغير Y.

Y_{t-i} : المتغير Y ذو فترة إبطاء لسنة واحدة .

β_0 : متجه الحد الثابت .

t : المتجه الزمني للمتغير .

i : طول الفجوة الزمنية (i = 0 ,1 ,…, K) .

K : فترات الإبطاء أو التأخير المثلى التي تضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي (حد الخطأ) .

e_t : الخطأ العشوائي (البواقي) بمتوسط عشوائي يساوي الصفر وتباين ثابت .

ويتم اختبار فرض العدم ($H_0 : b_1 = 0$) الذي يفترض أن مستوى المتغير Y_t غير ساكن (بمعنى أن السلسلة الزمنية لهذا المتغير تحتوي على جذر الوحدة ، ويعني ذلك أيضًا أن متوسط وتباين وتغاير هذا المتغير غير مستقلين عن الزمن) ، فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية t المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة لإحصائية t (تاو) الحرجة ، يتم رفض فرض العدم ، وقبول الفرض البديل ($H1 : b1 < 1$) عندئذ يكون المتغير محل الاختبار ساكنًا في مستواه ، مما يعني خلو السلسلة الزمنية لهذا المتغير من جذر الوحدة ، وفي هذه الحالة يُقال إن السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة صفر In (0) ، أما إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية t المحسوبة أقل من القيمة المطلقة لإحصائية t الحرجة ، يتم قبول فرضية العدم القائلة بأن المتغير محل الاختبار غير ساكن في مستواه ، وبالتالي لا يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار(*) ، وفي هذه الحالة نكرر تطبيق اختبار (ADF) لاختبار سكون المتغير في الفروق الأولي (First Difference) لقيمه .

فإذا تم رفض فرض العدم فإن المتغير (Y_t) يكون ساكنًا في الفروق الأولى أو متكاملا من الرتبة الأولي In (1) ، أما إذا كانت الفروق الأولى لقيم المتغير تحتوي على جذر الوحدة ، فسوف نكرر تطبيق اختبار (ADF) لاختبار سكون المتغير في الفروق الثانية (Second Difference) لقيمه ، وإذا كان غير ساكن نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى وهكذا .

أظهرت نتائج اختبار(ADF) لسكون السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة الموضحة في الجدول رقم (2) أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الأربعة غير ساكنة (أو غيرمستقرة) عند المستوى ، مما يعني وجود جذر الوحدة لهذه المتغيرات، وعليه سوف يتم قبول فرضية العدم، في حين تشير النتائج أيضًا إلى خلو متغيرات السلاسل الزمنية من جذر الوحدة عند فروقها الأولى أي أنها ساكنة ، عندئذ يكون كل متغير على حده يعتبر متكامل من الدرجة الأولى ((In (1)، وعليه سوف يتم رفض فرض العدم عند مستوى معنوية قدره 1٪ ، وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ، ولكنها تصبح ساكنة في فروقها الأولى ، مع العلم بأن احتمالية كون السلاسل الزمنية محل الدراسة غير ساكنة لا يستدعي بالضرورة انحدارًا مقدرًا زائفًا إذا ما تمتعت تلك السلاسل بخاصية التكامل المشترك .

الجدول رقم (2)

نتائج اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار (دكي– فولر) الموسع

المتغيرات	إحصائية (دكي – فولر) الموسعة	القيمة الاحتمالية P-Value	القيم الحرجة (القيم الجدولية)		
			٪1	٪5	٪10
على أساس المستويات					
Y	3,168 –	0,0337	3,711 –	2,981 –	2,629 –
X_1	1,747 –	0,3970	3,711 –	2,981 –	2,629 –
X_2	2,385 –	0,1553	3,711 –	2,981 –	2,629 –
X_3	0,807 –	0,7972	3,769 –	3,004 –	2,642 –
على أساس الفروق الأولى					
Y	6,336 –	0,0000	3,724 –	2,986 –	2,632 –
X_1	5,054 –	0,0004	3,724 –	2,986 –	2,632 –
X_2	5,487 –	0,0001	3,724 –	2,986 –	2,632 –
X_3	2,324 –	0,1737	3,769 –	3,004 –	2,642 –

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) برنامج (E. Views 10) المرتبطة بتشغيل بيانات (مدخلات) الجدول رقم (1) .

(2) اختبار التكامل المشترك (Co-integration) متعدد المتغيرات :

يركز هذا الاختبار على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة في مستوياتها ، من خلال إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون من السلاسل الزمنية غير الساكنة ، والتي يمكن اعتبارها متكاملة من نفس الرتبة (أي أن بيانات بعض المتغيرات قد تتسم بعدم الاستقرار أو بالتذبذب العشوائي إذا ما أخذ كل منها على حدة ، ولكنها تكون مستقرة كمجموع بمرور الوقت) ، وبالتالي يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار ، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفًا ، كما يمكن استخدام التكامل المشترك لاختبار وجود التوازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير الساكنة في مستوياتها على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير .

من أهم اختبارات التكامل المشترك متعدد المتغيرات اختبار (جوهانسن– جوسليوس) (J-J) (Johansen and Juselius) (*) الذي يستخدم طريقة الإمكانات العظمى ذات المعلومات الكاملة (FIML) التي تعالج كل المتغيرات في النموذج كمتغيرات داخلية .

ولبيان هذا الاختبار يتم تقدير معادلة الانحدار رقم (2) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ ذي المتجه (VECM) – المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل

، وعليه ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجه لاختبار و تقدير العلاقة في الأجلين القصير والطويل بين متغيرات النموذج ، أما إذا كانت تلك المتغيرات لا تحقق التكامل المشترك ، فإنها سوف لا تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ ذي المتجه ، عندئذ يتم تقدير نموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه (VAR) – وذلك على النحو التالي :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_3 \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + e_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث تشير الرموز التالية إلى : –

Y_t : القيم الفعلية للمتغير المراد اختبار سكون سلسلته الزمنية .

β_0 : متجه الحد الثابت .

t : المتجه الزمني للمتغير .

$\sum \Gamma_i \Delta Y_{t-i}$: يشير إلى مكون (VAR) باستخدام قيم الفروق الأولى .

ΠY_{t-p} : يشير إلى مكون تصحيح الخطأ باستخدام القيم الأصلية للمتغيرات .

Y_{t-i} : المتغير Y ذو فترة إبطاء لسنة واحدة .

p : فترات الإبطاء أو التأخير المثلى التي تضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي (حد الخطأ) .

i : طول الفجوة الزمنية (i = 1 , 2 , ... , p-1) .

e_t : حد الخطأ العشوائي .

حيث تشير Π إلى مصفوفة المعاملات التي تمثل آثار المتغيرات في الأجل الطويل (nxn)، و يُشار لرتبة المصفوفة بالرمز r (تحدد عدد المتجهات المتكاملة r من خلال رتبة المصفوفة Π) ، ويتطلب وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية أن لا تكون المصفوفة Π ذات رتبة كاملة (0< r < n) ، إذ إن هذه المصفوفة تتكون من مصفوفتين هما : α ، β (أي أن : $\Pi = \alpha \beta$) . حيث تمثل β مصفوفة متجهات التكامل المشترك (nxr) ، وهي تقيس العلاقة بين متغيرات المتجه في الأجل الطويل ، التي يفترض أنها متكاملة من الرتبة الأولى ، أي I(1) ولهذا يتم استخدام قيم الفروق الأولى لهذه المتغيرات في نموذج VAR) ، بينما تمثل β المصفوفة المدورة المناظرة للمصفوفة (rxn) ، في حين تمثل α مصفوفة معاملات حد تصحيح الخطأ (nxr) ، وهي تقيس علاقة التكيف من الأجل القصير إلى الأجل الطويل .

يمكن اختبار عما إذا كان هناك تكامل مشترك فريد بين متغيرات الدراسة من عدمه وإيجاد عدد متجهات التكامل المشترك المعنوية إحصائيًا (r) باستخدام اختبارين مختلفين لنسبة الإمكان

(LR) (Likelihood Ratio) و يستخدمان في تحديد عدد متجهات التكامل المشترك ، وهما على النحو التالي : -

- اختبار الإثر (مجموع عناصر قطر المصفوفة) (λ_{Trace}) (Trace Test) ، حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك الفريدة يقل عن أو يساوي العدد (q) مقابل الفرضية البديلة بوجود (q= r) ويحسب بالصيغة الموضحة بالمعادلة رقم (3) على النحو التالي :

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

- اختبار القيم الذاتية العظمى (λ_{Max}) (Maximum Eigenvalues Test) ، حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن هناك متجه للتكامل المشترك (r) مقابل الفرضية البديلة بوجود متجه للتكامل المشترك (r+1) ، ويحسب بالصيغة الموضحة بالمعادلة رقم (4) على النحو التالي :

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

حيث تشير λ إلى القيم الذاتية العظمي المقدرة من Π .

الجدول رقم (3):نتائج اختبار (جوهانسن- جوسليوس) للتكامل المشترك متعدد المتغيرات

اختبار القيم الذاتية العظمى λ_{Max}					
المتغيرات	إحصائية القيم الذاتية العظمى	القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٪5	القيمة الاحتمالية P-Value	الفرض العدمي	الفرض البديل
Y	39,61	27,58	0,0009	r = صفر	r = 1
X_1	14,31	21,13	0,3394	r ≤ 1	r = 2
X_2	11,43	14,26	0,1339	r ≤ 2	r = 3
X_3	7,57	3,84	0,0059	r ≤ 3	r = 4
اختبار الإثر λ_{Trace}					
المتغيرات	إحصائية الإثر	القيم الحرجة عند مستوى معنوية ٪5	القيمة الاحتمالية(**) P-Value	الفرض العدمي	الفرض البديل
Y	72,94	47,85	0,0001	r = صفر	r ≥ 1
X_1	33,33	29,79	0,0188	r ≤ 1	r ≥ 2
X_2	19,01	15,49	0,0141	r ≤ 2	r ≥ 3
X_3	7,57	3,84	0,0059	r ≤ 3	r ≥ 4

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) برنامج (E. Views 10) المرتبطة بتشغيل بيانات (مدخلات) الجدول رقم (1) .

يتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (صفر= r) بواسطة

مقارنة قيم إحصائيات الاختبار المحسوبة بقيم إحصائيات الاختبار الجدولية عند مستوي معنوية معين ، فإذا كانت قيمة إحصائيات الاختبار المحسوبة أكبر من قيمة إحصائيات الاختبار الجدولية يتم رفض فرضية العدم ، وقبول الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك واحد وفريد بين متغيرات النموذج (r =1) ، أي أن عدد معادلات التكامل المشترك هي معادلة واحدة ، مما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات ، وعليه فإن متغيرات النموذج سوف تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل بين معدل النمو الاقتصادي ومحدداته ، فقد دلّت نتائج اختبار (جوهانسن– جوسليوس) للتكامل المشترك متعدد المتغيرات في الجدول رقم (3) المبني على اختبار الإثر ، واختبار القيم الذاتية العظمى أن القيمة المحسوبة لإحصائية الاختبارين المستخدمين كانت أكبر من القيمة الحرجة لإحصائيتيهما ، وبذلك يتم رفض فرضية العدم ، وقبول الفرضية البديلة عند مستوى معنوية قدره 5٪ ، وهذا يعني أن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الاختبار لها علاقة توازنية في الأجل الطويل (أي أن الأخطاء سوف لن تتوسع في الأجل الطويل) ، وسوف تُحقق التكامل المشترك فيما بينها ، وبالتالي سوف تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجه باستخدام طريقة الخطوتين لأنجل وجرانجر والذي يأخذ في الاعتبار التفاعل الحركي في الأجل القصير والطويل لمتغيرات البحث .

(3) اختبارات العلاقة السببية لجرانجر (Granger Causality Test) [8] :

يقوم منهج أنجل وجرانجر على مرحلتين ، المرحلة الأولى تقوم على تقدير نموذج العلاقة التوازنية على الأجل الطويل ويسمى نموذج الانحدار الذاتي ذي المتجه (VAR) الذي يقوم بتفسير المتغير التابع بالقيم الماضية له والقيم السابقة للمتغيرات الأخرى المستخدمة في النموذج ، وبسبب إدخال المتغيرات باستخدام القيم السابقة لها و بتباطؤ زمني ، فإن معاملات هذه المتغيرات لن تكون معنوية إحصائيًا ، لذلك يتم الاعتماد على اختبار (F) للمعادلة ككل لتحديد قبول النتائج ، كذلك من الصعب تفسير وتحليل معاملات المتغيرات المستخدمة ، مما يوجب استخدام اختبار السببية لجرانجر على الفوارق الأولى للمتغيرات ذات الصلة (مما يتطلب تحديد الفجوات الزمنية الملائمة لتقدير نموذج السببية في المعادلتين) ، والمرحلة الثانية تقوم على تقدير نموذج تصحيح الخطأ ليعكس العلاقة أو التذبذب قصير الأجل حول اتجاه العلاقة في الأجل الطويل ، ويتم تقدير هذا النموذج القصير الأجل بإدخال البواقي المقدرة في انحدار الأجل الطويل كمتغير مستقل مبطأ لفترة واحدة ، يتم ذلك من خلال اختبار تجزئة تباين خطأ التنبؤ (VDCs) ، وتقديرات دوال استجابة النبضة (IRFs) لتوضيح العلاقة السببية واتجاهها في الأجل القصير للمتغيرات محل البحث .

سوف يقوم الباحث باستخدام اختبار السببية لجرانجر الذي يعتمد على نتائج نموذج

(VAR) ، كما يوضحه الجدول رقم (4) ، ويتمثل شكل الفرض العدمي (H_0) والفرض البديل (H_1) لهذا الاختبار في التالي : -

- الفرض العدمي (H_0) : مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية لا تُسبّب النمو الاقتصادي .

$(H_0) : B1 = B2 = B3 = 0$.

- الفرض البديل (H_1) : مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية تُسبّب النمو الاقتصادي .

$(H_1) : B1 \neq B2 \neq B3 \neq 0$.

تعتمد اختبارات جرانجر السببية على تقدير معادلتين من معادلات الانحدار الأساسية ، وهما على النحو الآتي :-

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{M} a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{M} b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{..... (5)}$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{M} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{M} d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad \text{..... (6)}$$

حيث تشير الرموز التالية إلى : -

X : مؤشرات أداء بورصة الأوراق المالية . Y : معدلات النمو الاقتصادي .

X_t , Y_t : القيم الفعلية لأحدث فترة زمنية .

X_{t-j} , Y_{t-j} : القيم الفعلية للفترة التي تسبق أحدث فترة j من الفترات .

a , b , c , d : معالم الميل للمتغير (X) و (Y) . α_0 , β_0 : الحد الثابت المشترك .

M : فترات الإبطاء المثلى التي تضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي (حد الخطأ) .

j : طول الفجوة الزمنية . $(j = 0 , 1 , \ldots , K)$. ε_t , η_t : الخطأ العشوائي (البواقي) .

يتم استخدام المعادلة رقم (5) إذا كان الموضوع هو قياس أثر الزيادة في معدلات النمو الاقتصادي (كمتغير مستقل) على قيم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية (كمتغير تابع) ، بينما يتم استخدام المعادلة رقم (6) إذا كان الموضوع هو قياس أثر زيادة قيم مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية (كمتغيرات مستقلة) على معدلات النمو الاقتصادي (كمتغير تابع) ، وتتضمن اختبارات جرانجر السببية نماذج المتباطئات الموزعة (إذا كان النموذج يتضمن

قيمًا متباطئة وحالية من المتغير المستقل والتابع) ، كما يستخدم لاختبار اتجاه العلاقة السببية للمتغيرات الاقتصادية ، ولكن لا نعرف أيًا منهما يسبب التغير في الآخر .

الجدول رقم (4)

نموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه (VAR) بشأن مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية ومعدل النمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية خلال الأعوام (1991 –2017)

المتغيرات	فترات الإبطاء	Y	X_1	X_2	X_3
Y	سنة واحدة	0,229 (1,170)	2,114– (0,716–)	2,157 (1,045)	22,166 (1,400)
	سنتان	0,227 (1,131)	2,008– (0,663–)	4,830 (2,282)	24,650 (1,519)
X_1	سنة واحدة	0,076 (4,221)	0,776 (2,851)	0,552 (2,898)	0,995– (0,681–)
	سنتان	0,069– (2,757–)	0,062– (0,165–)	0,220 (0,828)	0,805– (0,394–)
X_2	سنة واحدة	0,039 (1,750)	0,354 (1,031)	0,132– (0,552–)	1,291– (0,701–)
	سنتان	0,033– (2,556–)	0,188– (0,961–)	0,302– (2,198–)	0,361– (0,343–)
X_3	سنة واحدة	0,001 (0,606)	0,027– (0,726–)	0,010– (0,397–)	1,344 (6,503)
	سنتان	0,001– (0,739–)	0,051 (1,277)	0,033– (1,205–)	0,476– (2,212–)
خطأ ثابت		2,151 (2,706)	6,953 (0,581)	18,082 (2,163)	14,683– (0,229–)
معامل التحديد (R^2)		0,731	0,752	0,872	0,961
معامل التحديد المعدل (R^2)		0,597	0,629	0,808	0,942
إحصائية (F)		5,459	6,089	13,627	49,958

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) برنامج (E. Views 10) المرتبطة بتشغيل بيانات (مدخلات) الجدول رقم (1) .

يستخدم (F. Test) لمعرفة مدى تأثير المتغيرات المستقلة كوحدة واحدة على المتغير

التابع ، ونقبل أو نرفض وجود علاقة انحدارية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة من خلال الاستعانة بقيمة الاحتمال P-Value (Sig.) المرافقة لإحصائية (F. Test) والتي كلما اقتربت من الصفر دلّ ذلك على معنوية العلاقة ، بمعنى وجود علاقة انحدارية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، وعليه فقد أظهرت نتائج الجدول رقم (5) أن التغيرات في المتغير (X_1) تساعد في تفسير التغيرات في المتغير (Y) ، فنجد أن قيمة الاحتمال(P-Value (Sig.) قد بلغت 0,043 أي أقل من 0,05 وهي القيمة المرافقة لإحصائية (F. Test) والتي بلغت 4,549 ، مما يدل ذلك على معنوية العلاقة ، وعليه نرفض فرض العدم، في حين نجد أن قيمة الاحتمال-P Value (Sig.) لباقي متغيرات العلاقات السببية غير معنوية.

الجدول رقم (5)

اختبار العلاقة السببية لجرانجر بشأن مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية والنمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية خلال الأعوام (1991 –2017)

فـروض العـدم المـركبة	اختبار (ف) (F-Test)	قيمة الاحتمال P-Value (Sig.)	اختبار (ف) (F-Test)	قيمة الاحتمال P-Value (Sig.)
	عند المستوى		عند الفروق الأولى Δ	
(X_1) لا تسبب (Y) حسب اختبارات جرانجر	4,549	0,043 (*)	11,265	0,002 (***)
(Y) لا تسبب (X_1) حسب اختبارات جرانجر	0,053	0,819	0,426	0,520
(X_2) لا تسبب (Y) حسب اختبارات جرانجر	0,418	0,524	0,030	0,863
(Y) لا تسبب (X_2) حسب اختبارات جرانجر	4,574	0,043	1,208	0,283
(X_3) لا تسبب (Y) حسب اختبارات جرانجر	0,379	0,543	0,023	0,879
(Y) لا تسبب (X_3) حسب اختبارات جرانجر	0,064	0,801	0,000	0,988
(X_2) لا تسبب(X_1) حسب اختبارات جرانجر	0,439	0,513	1,003	0,327
(X_1) لا تسبب (X_2) حسب اختبارات جرانجر	23,566	7,05	15,287	0,000 (**)
(X_3) لا تسبب (X_1) حسب اختبارات جرانجر	2,435	0,132	0,000	0,975
(X_1) لا تسبب (X_3) حسب اختبارات جرانجر	5,444	0,028	0,048	0,827
(X_3) لا تسبب (X_2) حسب اختبارات جرانجر	0,410	0,528	0,932	0,344
(X_2) لا تسبب (X_3) حسب اختبارات جرانجر	0,726	0,402	0,055	0,816

ملاحظات : قد تم – بعد تجارب مبدئية – اختيار فترة الإبطاء المساوية للواحد الصحيح لأنها كانت متسقة مع جودة النموذج المستخدم أثناء إجراء اختبار العلاقة السببية لجرانجر .

(*) يُرفض فرض العدم عند مستوى دلالة قدره 1٪ .

(**) يُرفض فرض العدم عند مستوى دلالة قدره 5٪ .

(***) يُرفض فرض العدم عند مستوى دلالة قدره 15٪ .

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) برنامج (E. Views 10) المرتبطة بتشغيل بيانات (مدخلات) الجدول رقم (1) .

(4) اختبار تجزئة تباين خطأ التنبؤ (VDCs) كأحد اختبارات التحليل الديناميكي :

تقوم الدراسة بتوظيف اختبار تجزئة تباين خطأ التنبؤ بناءً على نتائج نموذج تصحيح الأخطاء ذي المتجه (VECM) ، وذلك للتأكد من تأثير كافة المتغيرات الداخلة في النموذج كل على حدة لاختبار مصادر التغير في المتغير التابع .

الجدول رقم (6)

تحليل تباين خطأ التنبؤ للنمو الاقتصادي الناتج من صدمات النمو الاقتصادي ذاته والمتغيرات المستقلة في جمهورية مصر العربية خلال عشر سنوات مستقبلية

(نسبة مئوية)

المتغيرات / الفترة الزمنية	الخطأ المعياري	(Y)	(X_1)	(X_2)	(X_3)
سنة واحدة	1,26	100,00	0,00	0,00	0,00
سنتان	2,10	80,08	17,07	1,97	0,869
ثلاث سنوات	2,66	78,35	18,23	2,79	0,62
أربع سنوات	3,41	74,06	22,57	2,88	0,47
خمس سنوات	3,91	72,42	23,16	4,02	0,38
ست سنوات	4,42	71,88	23,49	4,18	0,43
سبع سنوات	4,84	71,85	23,32	4,37	0,44
ثماني سنوات	5,25	71,51	23,45	4,56	0,45
تسع سنوات	5,61	71,56	23,25	4,71	0,46
عشر سنوات	5,96	71,56	23,22	4,73	0,47

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) الجدول رقم (4) .

يوضح الجدول رقم (6) نتائج تجزئة تباين خطأ التنبؤ (VDCs) للنمو الاقتصادي (Y) لفترة عشر سنوات مستقبلية والناتجة من صدمات النمو الاقتصادي ذاته والمتغيرات المستقلة الأخرى ، إذ يوضح الجدول إسهام التقلبات في كل متغير من متغيرات النموذج ، بما في ذلك التقلبات في النمو الاقتصادي ذاته في تفسير تلك التقلبات ، ولقد دلت نتائج هذا الاختبار على ما يلي :

(أ) يمثل العمود الثاني في الجدول رقم (6) الخطأ المعياري للتنبؤ بالمتغير التابع (Y) لفترة عشر سنوات مستقبلية ، حيث بلغ هذا الخطأ في فترة تنبؤ لسنة واحدة مستقبلية 1,26٪ ، ثم يزداد بمرور الزمن ليصل إلى نسبة 5,96٪ في فترة تنبؤ لعشر سنوات مستقبلية ، وترجع تلك الزيادة إلى أنها تشمل آثار عدم التأكد أو اليقين للتنبؤ للفترات الزمنية السابقة للمتغيرات المستقلة في النموذج .

(ب) تسهم التقلبات في المتغير التابع (Y) في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) ذاته بنسبة 100٪ في الأجل القصير (فترة تنبؤ لسنة واحدة مستقبلية) ، ثم تتراجع إلى أدنى مستوى لها لتصل إلى نسبة 71,56٪ في فترة تنبؤ لعشر سنوات مستقبلية ، وعليه ، فإن التقلبات في المتغير (Y) تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير التابع (Y) ذاته في الأجل القصير بشكل أكبر من الأجل الطويل .

(ج) في حين يحدث العكس تمامًا بالنسبة للمتغير (X_1) ، إذ يسهم هذا المتغير في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) بنسبة صفر٪ في فترة تنبؤ لسنة واحدة مستقبلية ، ثم تزداد هذه النسبة لتصل إلى نسبة 23,49٪ في فترة تنبؤ لست سنوات مستقبلية ، ثم تتراجع لتصل إلى نسبة 23,22٪ في فترة تنبؤ لعشر سنوات مستقبلية ، ورغم ذلك يمكن القول بأن التقلبات في المتغير (X_1) تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير .

(د) ومن جهة أخرى يسهم المتغير (X_2) في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) بنسبة صفر٪ في فترة تنبؤ لسنة واحدة مستقبلية ، ثم تزداد إلى أعلى مستوى لها لتصل إلى نسبة 4,73٪ في فترة تنبؤ لعشر سنوات مستقبلية ، وعليه ، فإن التقلبات في المتغير (X_2) تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير .

(هـ) وأخيرًا يسهم المتغير (X_3) في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) بنسبة صفر٪ في فترة تنبؤ لسنة واحدة مستقبلية ، ثم تزداد إلى أعلى مستوى لها لتصل إلى نسبة 0,86٪ في فترة تنبؤ مستقبلية تبلغ سنتين ، ثم تتراجع لتصل إلى نسبة 0,47٪ في فترة تنبؤ لعشر سنوات مستقبلية ، ورغم ذلك فإن التقلبات في المتغير (X_3) تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير .

ويتضح مما سبق أن المتغير (X_1) من أكثر المتغيرات الاقتصادية المستقلة التي تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من

الأجل القصير ، وهذا يتوافق مع نتائج الدراسات التطبيقية السابقة ، وكذلك مع نتائج اختبار العلاقة السببية لجرانجر في الجدول رقم (5) والتي تعطي أهمية كبيرة للمتغير (X_1) كأحد مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية في تقدير دالة المتغير التابع (Y) .

(5) تقديرات دوال استجابة النبضة (IRFs) كأحد اختبارات التحليل الديناميكي :

على الرغم من أن تحليل تباين خطأ التنبؤ يفيد في تحديد الإسهام النسبي لكل متغير من متغيرات النموذج في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) ، إلا أنه لا يوضح اتجاه العلاقة بين متغيرات النموذج المستقلة والمتغير التابع ، ولذلك سوف يقوم الباحث بتقدير دوال استجابة النبضة (IRFs) لكي يتم تحديد سلوك متغيرات النموذج الديناميكي وتحديد اتجاه العلاقة ، والتي سوف يتم اشتقاقها من استخدام نموذج تصحيح الأخطاء ذي المتجه (VECM) .

الجدول رقم (7): تقديرات استجابة النبضة للنمو الاقتصادي في متغيرات النموذج واتجاه العلاقة والمستخرجة من نموذج تصحيح الأخطاء ذي المتجه في جمهورية مصر العربية خلال عشر سنوات مستقبلية (نسبة مئوية)

المتغيرات / الفترة الزمنية	(Y)	(X_1)	(X_2)	(X_3)
سنة واحدة	0,95	0,00	0,00	0,00
سنتان	0,68	0,77	0,29	0,10
ثلاث سنوات	0,44	0,37	- 0,03	- 0,14
أربع سنوات	0,24	0,40	- 0,08	- 0,12
خمس سنوات	- 0,11	0,001	0,03	- 0,05
ست سنوات	- 0,32	- 0,14	- 0,064	0,06
سبع سنوات	- 0,24	- 0,165	- 0,067	0,15
ثماني سنوات	- 0,14	- 0,164	0,009	0,20
تسع سنوات	- 0,009	- 0,10	- 0,005	0,19
عشر سنوات	0,13	- 0,01	- 0,008	0,14

المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى نتائج (مخرجات) الجدول رقم (4) .

يوضح الجدول رقم (7) والشكل رقم (1) تقديرات دوال استجابة النبضة للمتغير التابع (Y) المشتق من نموذج تصحيح الأخطاء ذي المتجه لتغير المتغير التابع والمتغيرات المستقلة بنسبة

1٪ ، وتحديد اتجاه العلاقة السببية (بمعنى هل التأثير بالزيادة أم بالنقصان) على النحو التالي :

(أ) بدايةً ، يؤدي التغير في المتغير(Y) بنسبة 1٪ إلى استجابة المتغير(Y) في الاتجاه الموجب بنسبة 0,95٪ في السنة الأولى ، لتصل إلى 0,24٪ في السنة الرابعة ، ثم تتجه العلاقة في الاتجاه السالب لتصل إلى – 0,009٪ في السنة التاسعة ، ثم تتغير هذه النسبة بالزيادة في الاتجاه الموجب حتى تصل إلى نسبة 0,13٪ في السنة العاشرة .

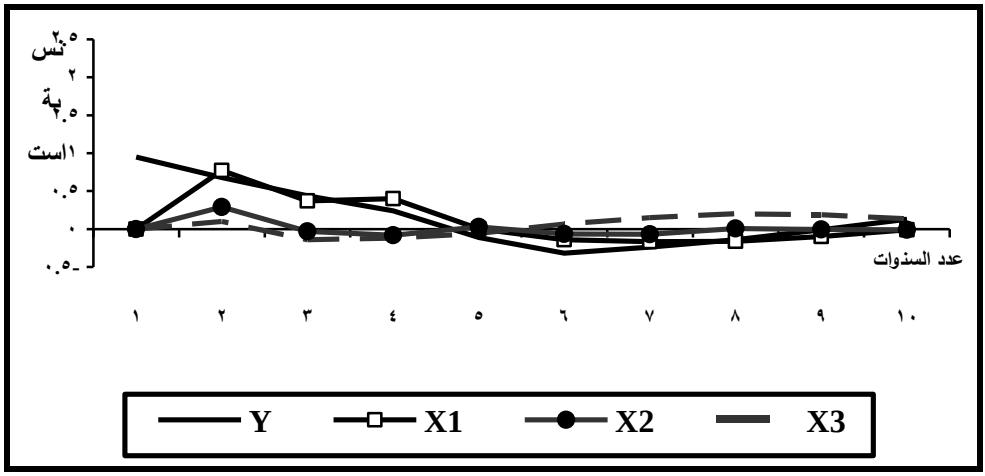
(ب) يؤدي التغير في المتغير (X_1) بنسبة 1٪ إلى عدم استجابة المتغير(Y) بنسبة صفر٪ في السنة الأولى ، بينما يستجيب المتغير(Y) بنسبة 0,77٪ في السنة الثانية ، ولكن العلاقة تصبح عكسية في السنة السادسة لتصل إلى نسبة – 0,14٪ ، ثم تتغير هذه النسبة بالزيادة والنقصان في الاتجاه السالب حتى تصل إلى نسبة – 0,01٪ في السنة العاشرة .

(ج) يؤدي التغير في المتغير (X_2) بنسبة 1٪ إلى عدم استجابة المتغير(Y) بنسبة صفر٪ في السنة الأولى ، بينما يستجيب المتغير(Y) بنسبة 0,29٪ في السنة الثانية ، ثم تتجه العلاقة في الاتجاه السالب لتصل إلى نسبة – 0,08٪ في السنة الرابعة ، ثم تتغير هذه النسبة بالزيادة والنقصان في الاتجاه الموجب والسالب حتى تصل إلى نسبة – 0,008٪ في السنة العاشرة .

(د) وأخيرًا ، يؤدي التغير في المتغير (X_3) بنسبة 1٪ إلى عدم استجابة المتغير(Y) بنسبة صفر٪ في السنة الأولى ، بينما يستجيب المتغير(Y) بنسبة 0,10٪ في السنة الثانية ، ثم تتجه العلاقة في الاتجاه السالب لتصل إلى نسبة – 0,14٪ في السنة الثالثة ، ثم يلاحظ عدم الاستقرار النسبي لاستجابة المتغير(Y) عندما يتغير المتغير (X_3) بنسبة 1٪ ، حيث تتغير هذه النسبة بالزيادة والنقصان في الاتجاه الموجب والسالب حتى تصل إلى نسبة 0,14٪ في السنة العاشرة ، وهذا يتوافق مع نتائج اختبار العلاقة السببية لجرانجر في الجدول رقم (5) .

الشكل رقم (1)

تقديرات دوال استجابة النبضة للنمو الاقتصادي للتغير بنسبة مئوية واحدة لكافة متغيرات النموذج في جمهورية مصر العربية خلال عشر سنوات مستقبلية



المصدر : من إعداد الباحث استنادًا إلى بيانات الجدول رقم (7) .

يتضح مما سبق أن التغير في المتغيرات (Y) ، (X_1) ، (X_2) ، (X_3) بنسبة 1٪ قد أدت إلى استجابة المتغير(Y) بنسبة 0,95٪ ، صفر٪ ، صفر٪ ، صفر٪ في السنة الأولى على التوالي ، بينما أدت إلى استجابة المتغير(Y) بنسبة 0,24٪ ، 0,40٪ ، – 08,0٪، – 0,12٪ في السنة الرابعة على التوالي ، مما يعني أن المتغير (X_1) من أكثر المتغيرات المستقلة التي تسهم في تقديرات دوال استجابة النبضة للمتغير التابع (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير ، حيث بلغت 0,40٪ في السنة الرابعة (في الأجل الطويل) في حين بلغت صفر٪ في السنة الأولى (الأجل القصير) .

ز-تقييم النتائج الإحصائية التجريبية والتعليق عليها :

في ضوء ما سبق توصّل البحث إلى مجموعة من النتائج يمكن تلخيصها على النحو التالي :

(1) وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه (شبه تبادلية) تتجه من مؤشر نسبة قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (X_1) كأحد المتغيرات المستقلة إلى معدل النمو الاقتصادي كمتغير تابع ، فتغيرات المؤشر (X_1) تساعد في تفسير تغيرات معدلات النمو الاقتصادي بنسبة كبيرة مقارنة بالمتغيرات المستقلة الأخرى وليس العكس .

(2) يعتبر مؤشر نسبة قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي (X_1) كأحد المتغيرات المستقلة من أهم محددات معدلات النمو الاقتصادي (Y) في الأجلين القصير

والطويل ، فنجد أن المتغير (X_1) من أكثر المتغيرات المستقلة التي تسهم في تفسير التباين في خطأ التنبؤ للمتغير (Y) وكذلك في تقدير دوال استجابة النبضة للمتغير التابع (Y) في الأجل الطويل بشكل أكبر من الأجل القصير .

(3) محدودية تأثير مؤشر معدل دوران الأسهم (X2) على إحداث النمو الاقتصادي (كمتغير تابع) ، وهو ما يتفق مع نتائج العديد من الدراسات السابق عرضها والمتمثلة في أنها :

- لا تعطي أهمية كبيرة لمؤشر معدل دوران الأسهم الدال على سيولة البورصة .
- أظهرت أن معدل دوران الأسهم كأحد المؤشرات الدالة على سيولة السوق قد تكون مضلّلة في بورصات البلدان النامية ، حيث إن تلك البورصات تتميز بتقلبات كبيرة في أسعار أوراقها المالية .
- الاستثمار غير المباشر في محافظ الأوراق المالية في معظم الدول النامية يتسم بعدم اليقين، والتقلب ، وعدم الاستقرار، ويكتنفه العديد من المحاذير ، وأكثر حساسية للاستقرار السياسي والاقتصادي .

ويرى الباحث أن انخفاض السيولة ربما يرجع إلى أسباب قد ترتبط بسلوك المستثمرين وعدم وعيهم الاستثماري ، الأمر الذي يتطلب نشر التوعية الاستثمارية ، والتعريف بأسواق رأس المال عمومًا من قِبل الجهات المعنية حتى نجعل تلك الأسواق تتميز بالعمق والاتساع وعدم الضحالة .

(4) محدودية تأثير مؤشر عدد الشركات المسجلة في البورصة (X_3) كأحد المتغيرات المستقلة المؤثرة على إحداث النمو الاقتصادي (كمتغير تابع) ، الذي يرجع ربما إلى غياب إطار مؤسسي سليم .

ح- أهم التوصيات :

(1) يمكن لصانعي القرار الاقتصادي استخدام المتغير (X_1) (نسبة إجمالي قيمة رأس المال السوقي إلى الناتج المحلي الإجمالي) في التنبؤ والتأثير على المتغير (Y) (النمو الاقتصادي)، فالتغيرات في معدلات النمو في أسعار الأسهم، سوف تنعكس على نمو الأرباح وبالتالي سوف يؤدي ذلك إلى زيادة قيمة رأس المال السوقي وبالتالي إلى حدوث النمو الاقتصادي ، والعمل على تقوية كفاءة وفاعلية في المتغير (X_2) (معدل دوران الأسهم) ، والمتغير(X_3) (عدد الشركات المسجلة في البورصة) .

(2) يستلزم تطبيق سياسات تكفل تنمية مؤشرات الأداء المالي لبورصة الأوراق المالية عدة عوامل أهمها [9] :

(أ) مؤسسات وطنية تتميز بسيادة حكم القانون ، ووجود لوائح تنظيمية داخلية مرنة ، الاستجابة المناسبة لطلبيات العملاء ، الحد من الفساد ، تقليل المخاطر المرتبطة بنزع الملكية ، تنفيذ العقود من قِبل الحكومة ، الامر الذي من شأنه أن يزيد الثقة في الشركات المسجلة بالبورصة، بحيث تنعكس هذه الثقة في توجيه رؤوس الأموال من قِبل المستثمرين إليها ، مما يزيد من معدل دوران الأسهم ، مما ينعكس بالإيجاب على قدرة البورصة على أداء وظيفتها التنموية بكفاءة .

(ب) تنمية الموارد البشرية من خلال تقديم برامج التدريب والتأهيل ، وتحسين المؤشرات الاجتماعية عمومًا في الأجل الطويل ، بغرض زيادة قدرتها على التعامل مع الظروف المتطورة لسوق الأوراق المالية .

(ج) خلق بيئة مواتية لسياسات الاقتصاد الكلي من خلال خفض مستويات المديونية الخارجية والاستهلاك الحكومي ، والحفاظ على مستويات ملائمة للاحتياطيات المالية الدولية ، العمل على تنويع القاعدة الاقتصادية من خلال الإصلاحات الهيكلية (إعادة هيكلة وخصخصة المؤسسات العامة، وتوسيع نطاق نشاط القطاع الخاص ، وتعزيز الكفاءة الاقتصادية والنمو الشامل)، وإصلاح القطاع المالي (لضمان المساءلة والاستقلال الكامل للمصارف المركزية، وتعميق الأسواق المالية، وإنشاء أو تعزيز المؤسسات المنوطة بالإشراف والرقابة على المصارف، وزيادة المنافسة في القطاع المصرفي، تطبيق أصلح الممارسات الدولية في إدارة المصارف)، وتحرير التجارة (تعزيز القدرة التنافسية للمنتجين المحليين، وسرعة الاندماج في الاقتصاد العالمي) وذلك للوصول إلى إنتاجية عالية للموارد الاقتصادية .

(د) يجب العمل على أن يكون الاستثمار في بورصة الأوراق المالية بمثابة وسيلة لتمويل التنمية المستدامة الطويلة الأجل وليس فقط وسيلة تمويلية قصيرة الأجل تُقلّل من رغبة المستثمرين في اتخاذ قراراتهم الاستثمارية طويلة الأجل ، وتُشجع بعضهم على السلوك الاستثماري المعتمد على المضاربة غير الرشيدة .

(3) وأخيرًا وليس آخرًا، ينبغي توفير سبل الإفصاح الحقيقي والكافي للمعلومات في التوقيت الملائم بما يقف حائلاً أمام تأثير الشائعات على تعاملات السوق ، وكذلك الحد من التقلبات السعرية الناجمة عن المضاربات غير الرشيدة لبعض المشاركين في تلك الأسواق .

هوامش الدراسة

(1) Randall K. , Filer , Jan Hanousek and Nauro F. Campos , " Do Stock Markets Promote Economic Growth ? " , **Working Paper** No.267 , Sep.1999 , p.4 , Online at : http://www.wdi.bus.umich.edu/ Working Papers/wp267.pdf
(2) Asli Demirgiiu-Kunt and Ross Levine , " Stock Market Development and Financial Intermediaries : Stylized Facts ", **Policy Research Working Paper** (Washington , D. C. : The World Bank , No.1828 , May1995) , pp.5-13 .
(3) Randall K. , Filer , Jan Hanousek and Nauro F. Campos , **Loc.Cit.**
(4) Asli Demirgiiu-Kunt and Ross Levine , **Loc.Cit.**
(*) قيمة جميع الأوراق المالية للشركة والمدرجة في البورصة بسعر السوق الجاري .
(5)- Idem.
(6) لمزيد من التفاصيل انظر في ذلك :
- David A. Dickey and Wayne A. Fuller ," Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root ", **Journal of the American Statistical Association** (USA : American Statistical Association , Vol.74 , No.366 , Jun.1979) , pp. 427-431.
- David A. Dickey and Wayne A. Fuller , " Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root " , **Econometrica** (New York : The Econometric Society , Vol.49 , No.4 , 1981) , pp.1057-1072 .
(*) باستخدام طريقة (إنجل وجرانجر) (Engle and Granger , 1987) يمكن تحويل السلاسل الزمنية غير الساكنة إلى أخرى ساكنة باستخدام الفروق في التقدير بدلاً من المتغيرات الأصلية ، وهنا تكون النتائج سليمة ، إلا أن ذلك يؤدي إلى فقد إمكانية تحليل العلاقات بين المتغيرات ، عندها يمكن إيجاد توليفة خطية من هذه المتغيرات غير الساكنة تجعل بواقي الانحدار من هذه المتغيرات ساكنة ، وهذا ما يسمى **بالتكامل المتناظر** . انظر في ذلك :
- Robert F. Engle and C. W. J. Granger , " Co-Integration and Error Correction : Representation , Estimation and Testing " , **Econometrica** , Vol.55 , No.2 , Mar.1987 , pp.1057-1072 .
(*) نظرًا لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم ، ويتعامل مع أكثر من متغيرين في النموذج المستخدم ، بالإضافة إلى أنه يكشف عما إذا كان هناك تكامل مشترك فريد (r) (أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة)، وفي حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد فإن العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين المتغيرات محل الاختبار تظل مثارًا للشك والتساؤل . انظر في ذلك :
- Soren Johansen and Juselius Katarina , " Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money " , **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** (Oxford : Blackwell Publishing Ltd. and the Department of Economics , University of Oxford , Vol.52 , Issue.2 , 1990) , pp.169-210 .
- C. W. J. Granger , " Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods ", (1)**Econometrica** , Vol.37 , No.3 , Aug.1969 , p.431 .
(1) انظر في ذلك :
- Amor Tahari , (et.al.) , " Sources of Growth in Sub-Saharan Africa " , **IMF Working Paper** , No.176 , Sep. 2004 , pp.8-9 .
- د. عماد صالح سلام، **إدارة الأزمات في بورصات الأوراق المالية العربية والعالمية والتنمية المتواصلة** (أبوظبي : د. عماد صالح سلام ، 2002)، ص ص453-462 .
- د. منى قاسم ، **دليل الاستثمار في البورصة المصرية والبورصات العربية** (القاهرة : الدار المصرية اللبنانية ، يناير 2007)، ص ص26-31.