اختبار العلاقة السببية بين عجز الموازنة العامة ومعدل الفائدة في مصر (١٩٨١-٢٠١٨)

د. حسن أمين محمد محمود

مدرس الاقتصاد - كلية التجارة - جامعة أسوان

الملخص:

هدفت الدراسة إلى تحديد طبيعة العلاقة السببية بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة في مصر خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١٨)، وذلك عن طريق تحليل بيانات سنوية باستخدام منهجية سببية جرنجر في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM)، وفق أربعة مراحل هي اختبار جذر الوحدة باستخدام ADF، واختبار التوازن طويل الأجل بين بيانات السلاسل باستخدام اختبار التكامل المشترك لجوهانسين Johansen ، واختبار سببية جرانجر في الأجل القصير، ومعلمات تصحيح الأخطاء لتحديد اتجاه العلاقة في الأجل الطويل.

دلت النتائج على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج FD ومعدلات الفائدة الحقيقية RINT ، وأن العلاقة سببية وثنائية الاتجاه في الأجلين القصير والطويل. كذلك، فإن التقديرات تدعم العلاقة سببية ثنائية الاتجاه بعد ادخال متغيري عرض النقود MS ومعدل التضخم INFD في النموذج المقدر. وتوصي الدراسة بأنه من الضروري السعي إلى تقليص عجز الموازنة بقدر الإمكان، بما يجنب الاقتصاد المصري تأثيراته على معدلات الفائدة في الأجل الطويل، من خلال زيادة الإيرادات الضريبية، بالقضاء على التهرب الضريبي ورفع كفاءة تحصيل الضرائب.

الكلمات الدالة: عجز الموازنة، معدل الفائدة، اختبار سببية جرنجر، VECM ، مصر.

Abstract :

The study aimed at determining the nature of the causal relationship between budget deficit and interest rates in Egypt during the period (1981-2018), by analyzing annual data using the Cranger causation methodology within the framework of the Vector Error Correction Model (VECM), according to four stages: Unit root testing using ADF, a long-term balance test between two series data using Engel Granger, Granger test for causality in the short term, and Error Correction Model to determine the direction of the relationship in the long term.

The results indicated that there is a Co-integration relationship between budget deficit (%GDP) (FD) and interest rates(RINT), and the Granger causality test reveals bi-directional relationship between them. Also, the estimates support the bi-directional causal relationship after inserting money supply MS and inflation INFD variables into the estimated model. The study recommends that it is necessary to strive to reduce budget deficit as much as possible, so that the Egyptian economy avoids its effects on interest rates in the long term, by increasing tax revenues, by eliminating tax evasion and the efficiency of tax collection.

١/ المقدمة :

يعتبر معدل الفائدة أحد المتغيرات الإقتصادية الكلية الهامة ، حيث أنه أحد محددات صنع القرار الاستثماري، فهو معيار المفاضلة بين الاستثمار والادخار، وكذا محدد لطبيعة العلاقة بين وحدات العجز ووحدات الفائض المالي. كما يلعب معدل الفائدة دورا في تحديد حجم وتوجهات الادخار المحلي، حيث أن ارتفاع معدل الفائدة علي الودائع بالعملات المحلية، يحفز الأفراد على المزيد من الادخار المحلي نتيجة زيادة حجم العائد على الادخار، والعكس صحيح. الأمر الذي يقلل من دافعية الأفراد أصحاب الفوائض ناحية الاستثمار. ومن ناحية أخري، فإن انخفاض معدل الفائدة على القروض، يدفع الأفراد للمزيد من الاقتراض وتوجيه الأموال تجاه الاستثمار وتأسيس المشروعات.

وينال معدل الفائدة أهمية خاصة في السياسة النقدية، ومن ثم التأثير على الحالة الاقتصادية للدول، حيث أصبح بمثابة الأداة النقدية غير المباشرة للمحافظة على استقرار أسعار الصرف، فضلا عن التأثير على تخصيص رؤوس الأموال المتاحة للاستثمارات الأعلى مردودا.

أما عجز الموازنة العامة، يعتبر من أبرز المتغيرات التي يتم الاعتماد عليها لقياس الأداء المالي للدول، فكلما تمكنت السلطات من تخفيض عجز الموازنة كلما أعطت مؤشرا لسيرها بشكل صحيح نحو إصلاح المالية العامة للدولة. ولا يعني ذلك اتجاه أي دولة لانهاء هذا العجز، ولكن على الأقل ضمان تقليصه، بحيث يصبح الاقتصاد قادرا على النمو بدون مشاكل تضخمية.

وينال عجز الموازنة العامة أهمية خاصة لما له من تأثير علي العديد من المؤشرات الاقتصادية، والتي من أهمها معدل الفائدة، وخاصة أنه إذا كانت الدولة تعاني من عجز متتالي في الموازنة العامة، فإنها يجب أن تدخل كمقترض من السوق النقدية، بشكل قد يؤدي إلى زيادة الطلب على الأموال القابلة للاقراض، الأمر الذي قد يدفع معدلات الفائدة للارتفاع.

ونظرا لأن مصر تعتبر من الاقتصاديات التي تعاني من عجز متتالي في الموازنة العامة، ونظرا لتوجه مصر لدفع وتحفيز الاستثمار، فإنه من الأهمية اختبار العلاقة السببية بين عجز الموازنة العامة ومعدلات الفائدة في مصر.

١/١ مشكلة الدراسة :

تتمثل مشكلة الدراسة في وجود عجز متتالي في الموازنة الحكومية بمصر. ورغم التحسن النسبي للأداء المالي، إلا إن وجود عجز كبير في الموازنة العامة لا يزال أمرا مستمرا، حيث وصل لمستوى ٤٢٩.٦ مليار جنيه في عام ٢٠١٩/١٨ أو ما نسبته حوالي ٨.٢% من الناتج المحلي الإجمالي. وهذا العجز يترك تداعياته على بعض المؤشرات الاقتصادية، كما أنه يمكن أن يتأثر ببعض من هذه المؤشرات.

وتسعى الدراسة بجانب مساهمات الدراسات السابقة، لبحث العلاقة السببية بين عجز الموازنة العامة ومعدل الفائدة بمصر خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١٨).

وتتجلي أهمية هذه الفترة في أنها تتضمن بيانات عن فترات مهمة سبقت وتلت تطبيق برامج الإصلاح الاقتصادية المتعددة التي طبقتها الحكومة المصرية، والتي من أهمها برنامج الإصلاح الاقتصادي الأخير الذي جرى تنفيذه بالتعاون مع صندوق النقد الدولي بدءا من أغسطس ٢٠١٦، والذي كان أحد أهم أهدافه الضبط التدريجي لعجز الموازنة العامة.

ومن المهم اختبار طبيعة العلاقة السببية بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة، لتحديد من يؤثر في الآخر، وهل العلاقة أحادية الاتجاه أم تسير في الاتجاهين؟ وما هو شكل وطبيعة العلاقة في الأجلين القصير والطويل؟.

٢/١ الهدف من الدراسة :

يكمن الهدف من الدراسة في اختبار طبيعة العلاقة السببية بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة في مصر. وتتمثل فرضية الدراسة في : "أنه يوجد هناك اتجاهان لعلاقة سببية بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة في كل من الأجلين القصير والطويل خلال

الفترة (١٩٨١-٢٠١٨)". لذا، تسعى الدراسة لاختبار الفرضيتين الفرعيتين التاليتين : ١) أن عجز الموازنة لا يسبب معدل الفائدة، ٢) أن معدل الفائدة لا يسبب عجز الموازنة.

٣/١ أهمية الدراسة :

تكمن أهمية الدراسة في اختبار طبيعة العلاقات السببية عجز الموازنة ومعدل الفائدة والتعرَّف على الأدوار التي يلعبها معدل الفائدة في السياسة النقدية كأحد أهم الأدوات التي تستخدمها الحكومة في التأثير على النشاط الاقتصادي في مصر.

فضلا عن السعي للتعرف على التأثيرات الاقتصادية لعجز الموازنة في مصر، فضلا عن ندرة الدراسات التطبيقية التي تعرضت لاختبار أثر عجز الموازنة على معدلات الفائدة في مصر- حسب علم الباحثين- الأمر الذي تبدو معه هذه الدراسة هامة للباحثين وصانعي القرار الاقتصادي على حدٍ سواء.

ورغم أهمية اختبار سببية معدل الفائدة في التأثير على عجز الموازنة، توجد أهمية خاصة لاختبار سببية عجز الموازنة في التأثير على معدل الفائدة، حيث أن هذا العجز يؤدي في كثير من الأحيان إلي دخول الدولة كمقترض في السوق النقدي، مما يستدعى التعرف على مدى امكانية حدوث المزاحمة للاستثمار الخاص Crowding Out Effect في الاقتصاد المصري.

٢/ الإطار النظري ومراجعة الأدبيات السابقة :

يستعرض هذا الجزء مراجعة للأدبيات السابقة فيما يتعلق بالعلاقة بين عجز الميزانية ومعدلات الفائدة. وتركز في جزء كبير منها على تأثير العجز المالي على مزاحمة الاستثمار الخاص، حيث يتبع هيكل مراجعة الأدبيات التي يؤثر من خلالها العجز في تمويل الائتمان الخاص، وبشكل رئيسي من خلال معدلات الفائدة.

ويوجد هناك العديد من الدراسات التي تطرقت لدراسة عجز الموازنة العامة في مصر، ولكن ذلك من خلال أثرها على الاقتصاد المصري بشكل عام. في المقابل،

ركزت غالبية الدراسات السابقة على بحث تأثير عجز الموازنة علي متغيرات بعينها، كان من أهمها التضخم، كدراسة (Obaid, 2011)[١]، والتي بحثت في أثر عجز الموازنة العامة على التضخم خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠١٠).

وظهرت دراسة قليلة خلال السنوات الأخيرة التي تعرضت لتحليل العلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة، على سبيل المثال، دراسة (Samah and Ahmed, 2014)[٢] التي سعت لاختبار أثر العجز المتزايد في الميزانية بمصر والاعتماد الكبير على تمويل العجز بالاقتراض من القطاع المصرفي على مزاحمة الائتمان الخاص. واعتمدت الدراسة على نموذج VAR باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (١٩٧٠-٢٠٠٩). وتوصلت الدراسة إلى أنه بينما تصدر الحكومة المزيد من أدوات الدين لتمويل عجزها، تميل البنوك بنهجها الكسول إلى التركيز على القروض قليلة المخاطر، نحو الائتمان العام أو أدوات الدين الحكومية. الأمر الذي يقلص توجهاتها لتقديم الائتمان للقطاع الخاص، وبالتالي تقليل الاستثمار الخاص، بما يؤثر سلبا على الاستثمار، وبالتالي يقلص معدلات النمو للناتج ككل. وتشير النتائج إلى أن النمو في الناتج المحلي يتأثر بشكل إيجابي لاستعداد القطاع المصرفي لتقديم المزيد من الائتمان لكل من الحكومة والقطاع الخاص.

ويعرف المنهج الذي يربط عجز الموازنة بمعدلات الفائدة بمنهج السعر Price Approach ، حيث يوجد رأيان متعارضان فيما يرتبط بتأثير عجز الموازنة الحكومية على معدلات الفائدة. وتعتبر النماذج الكينزية والنماذج النيوكلاسيكية بمثابة التحليل المعياري، حيث يعمل تأثير زيادة العجز على معدلات الفائدة من خلال آثار ارتفاع الإنفاق وزيادة الثروة على الطلب على رؤوس الأموال. أما في النموذج الريكاردي Ricardian Model ، فإن قيمة العجز الجديدة يُنظر إليها ببساطة على أنها القيمة الحالية للالتزامات الضريبية المستقبلية. وهذا يعني أن العجز الحكومي لا يُنظر إليه على أنه ثروة صافية، ولذلك لن يتأثر الطلب على النقود. وعليه، تظل معدلات الفائدة دون تغيير.[٣]

وقد توصلت دراسات عديدة [٤](Zahid , 1988) و [٥](Liargovas et al. , 1997) إلى أن العجز الكبير في الميزانية الحكومية يتسبب في ارتفاع معدلات الفائدة. علاوة على ذلك، حاولت بعض الدراسات (Hoelscher, 1986)[٦] اختبار الارتباط بين معدلات الفائدة الاسمية والعجز الأمريكي باستخدام بيانات ما بعد الحرب ، وتم التوصل إلى أن العجز الفيدرالي له تأثير إيجابي على معدلات الفائدة الاسمية طويلة الأجل ، مما يتسبب في مزاحمة الاستثمار الخاص.

أما دراسة (Knot and de Haan, 1999)[٧]، فقد توصلت أيضا إلى ثبوت العلاقة الايجابية بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة في ألمانيا خلال الفترة ١٩٨٧-١٩٩٣. وعزت تلك العلاقة الإيجابية إلى الخوف من أن يؤدي العجز الحكومي إلى مزاحمة الاستثمار الخاص. واختبرت دراسة (Vamvoukas, 2000)[٨] الارتباط بين عجز الميزانية ومعدلات الفائدة في اليونان للفترات ١٩٤٩-١٩٩٤ و ١٩٥٣-١٩٩٤ و١٩٥٧-١٩٩٤. من خلال منهجية تصحيح الخطأ ECM ، وتوصلت لنتائج تدعم فرضيات النموذج الكينزي لعلاقة معنوية وإيجابية بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة.

في المقابل، فقد توصلت دراسات [٩](Dalamagas, Evans, 1985), [١٠]Kulkarni and Lee, 1993 [١١],(1987)) إلى عدم وجود علاقة إيجابية بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة.

وتعرضت دراسة (Ganelli, 2003)[١٢] لتحليل النظرية النيوكلاسيكية للأموال القابلة لاقتراضThe Neoclassical Loanable Funds Theory بأن التوازن بين المدخرات والاستثمار يتحقق من خلال آلية معدل الفائدة. ويعود الاختلال أو التشغيل البطئ لهذه الآلية إلى الاختلافات على المدى القصير في متغيرات العمالة والناتج. ففي حالة زيادة الإنفاق الحكومي ، يجب أن ترتفع معدلات الفائدة لإحداث توازن في سوق رأس المال، مما يسهم في تخفيض الاستثمار الخاص.

أما دراسة (ابراهيم العُمر، وأخرون ، ٢٠١٣)[١٣] اتجهت إلى اختبار أثر عجز الموازنة علي معدل الفائدة بالاقتصاد الأردني، وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى، ولكن بعد إجراء الاختبارات اللازمة لاختبار سكون سلاسل الزمنية باجراء اختبار ADF، وإختبار التكامل المشترك (Cointegration) لاستقرار المزيج الخطي لمتغيرات النموذج، واختبارChow لاختبار الارتباط الذاتي. وقد توصلت الدراسة إلى أن عجز الموازنة العامة له أثر موجب على معدل الفائدة ولكن هذا الأثر لم يكن معنويا. الأمر الذي يدعم فكرة أن عمليات الحكومة من انفاق واقتراض لا تمارس أثر المزاحمة على القطاع الخاص. وبالتالي فإن عزوف القطاع الخاص أحيانا عن الاقتراض من البنوك التجارية قد يعزى إلى ظروف أخرى، مثل طبيعة الظروف الاقتصادية وتشدد البنوك في الاقتراض.

وقد ساد بعض الجدل حول تأثير عجز الموازنة على معدل الفائدة حسب وجهتي نظر، تبنت احداها منهج الخزانة، وتبنت الأخرى منهج الأموال القابلة للاقراض.

فحسب دراسة (Naveen, 2017)[١٤]، فإن نظرية الخزانة " Treasury View" ترى أنه في أي وقت في الاقتصاد يوجد قدر ثابت من المدخرات، وأن أي زيادة في الإنفاق الحكومي لا يمكن أبدا تؤدي إلى زيادة الإنتاج، كما أن أي زيادة في الإنتاج بسبب الإنفاق الحكومي بالضرورة ستزاحم بمقدار مساو معدل الفائدة للاستثمار الخاص.

أما دراسة (Ritu R. & Naresh K., 2017)[١٥]، فوضحت أن منهج الأموال القابلة للاقراض Loanable fund model يساعد في تحديد معدل الفائدة من خلال دراسة العلاقة بين العجز المالي المرتفع (يؤدي إلى زيادة القروض) ومعدل الفائدة في الاقتصاد. ومن المعروف أن هذا المنهج للأموال القابلة للإقراض ونموذج IS-LM هما وجهان لعملة واحدة ويحتوي على معلومات متطابقة حول الاقتصاد الكلي.

إن التغيير في معدل الفائدة يتأثر بالعجز المالي، وحسب نموذج IS-LM ، يؤثر العجز على مستوى سعر الفائدة. فالعجز لا يؤثر فقط علي تحفيز الطلب الكلي ورفع

الإنتاج، ولكن يحفز أيضا من مستوى الاستثمار الخاص. ومع ذلك، فإن تأثير زيادة معدلات الفائدة على المدى القصير يختلف تماما عن تأثيرها على المدى الطويل، نتيجة أثر مزاحمة رأس المال الخاص (Engen & Hubbard 2004)[١٦].

هذا ويوجد هناك العديد من المتغيرات بخلاف عجز الموازنة العامة التي يمكن أن تؤثر على تحديد معدلات الفائدة في أسواق الائتمان. ففي غالبية الدول النامية، تتدخل الحكومة في السوق لتحقيق الاستقرار في معدلات الفائدة عن طريق شراء وبيع الأوراق المالية الحكومية، حيث أن شراء الأوراق المالية الحكومية من السوق يزيد من عرض النقود، في المقابل فإن بيع الأوراق الحكومية يقلل من عرض النقود في الاقتصاديات الوطنية.

هذا ويعتبر التضخم أحد أهم العوامل التي تؤثر على معدلات الفائدة. فعندما يزداد معدل التضخم في أي دولة، ينفق الأفراد قيم أعلى، مما يؤدي إلى خفض دخولهم المتاحة وتخفيض معدلات الادخار المحلي. وللسيطرة على التضخم، تقلل الحكومة من عرض النقود من خلال زيادة معدل الفائدة.

ولكن الوضع قد يكون مختلفا في دولة كمصر، حيث أن التضخم يعود في الأساس كنتيجة للتراجع المتتالي في المعروض السلعي، الأمر الذي يدفع الحكومة إلى تقليص معدلات الفائدة من أجل تحسين المعروض من السلع والخدمات من خلال تحفيز القطاع الخاص على المزيد من الاستثمار. ويدفع تخفيض معدل الفائدة الأفراد لاقتراض المزيد من الأموال، بشكل يتيح للمستهلكين المزيد من الأموال للانفاق، بما يتسبب في مزيد من النمو والتضخم على حد سواء.

وقد سعت دراسة (Barro, 1992)[١٧] لاختبار التأثيرات المالية والنقدية لمتغيرات السياسة على توقعات معدلات الفائدة الحقيقية في عشرة من الاقتصادات المتقدمة الرئيسية. وباستخدام المنهج الهيكلي، توصلت الدراسة إلى أن سعر الفائدة العالمي يتحدد حسب الطلب على الاستثمار والادخار المحلي. واستنتجت أيضا أن

العجز المالي الحالي لا يلعب أي دور مهم في تحديد أسعار الفائدة الحقيقية المتوقعة في هذه الدول.

أما دراسة (Cebula, 1990 ,1997)[١٨]، فقد سعت لتفحص اتجاه العلاقة السببية بين معدلات الفائدة طويلة الأجل والعجز الهيكلي في الميزانية في الولايات المتحدة للفترة (١٩٧٣-١٩٩١). وتوصلت إلى أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين معدل الفائدة والعجز.

واكتشفت دراسة (Das, 2010)[١٩] أن هناك إمكانات كافية داخل النظام المصرفي للسيطرة على ارتفاع سعر الفائدة عن طريق تلبية الطلب المتزايد على السيولة من البنوك التجارية. ومن المعتقد أنه على نطاق واسع أن هناك دائما مفاضلة بين تمويل الإنفاق العام بالعجز وبين الاستثمارات الخاصة، لأن هناك مجموعة محدودة من الموارد المتاحة في الاقتصاد. وكنتيجة للسياسة المالية التوسعية، فإن الحكومة تسلب نسبة أكبر من هذا المجموع، مقابل نسبة أصغر سيتم تركها من قروض القطاع الخاص.

أما دراسة (Evans, 1985) ، فقد قامت بتحليل عجز الموازنة في الولايات المتحدة خلال أربع فترات رئيسية اعتبرتها الدراسة قياسية في تاريخ عجز الموازنة (١٨٦١-١٩٨٤). واعتمدت هذه الدراسة على النموذج الكينزي (LM-IS)، حيث تشير نتائج النموذج إلى وجود علاقة طردية بين معدل الفائدة الاسمي وكل من عجز الموازنة والإنفاق الحكومي. وقد استنتج التحليل التطبيقي أن العلاقة بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة في الولايات المتحدة خلال فترات الدراسة لم تكن ولو لمرة واحدة علاقة طردية كما توقع، بل كانت هناك علاقة عكسية ومعنوية في كافة فترات الدراسة. وانتهى التحليل إلي أنه لا يوجد مبرر كافي للاهتمام بتأثير عجز الموازنة على معدل الفائدة. ورغم كل هذه النتائج المحبطة، إلا إن الاهتمام بأثر عجز الموازنة على معدل الفائدة ظل سائدا ومتزايدا وخاصة في حالة الاقتصاد الأمريكي.

أما دراسة (Aisen and Hauner ٢٠٠٨)[٢٠]، فقد تعرضت لفحص أثر عجز الموازنة على معدلات الفائدة وذلك بإختبار حالات تطبيقية لنحو ٦٠ دول تنتمي لإقتصادات دول متقدمة وناشئة اعتمادا علي بيانات سلسلة زمنية للفترة (١٩٧٠-٢٠٠٦). وقد توصلت الاختبارات التطبيقية إلى أن هناك تأثير إيجابي ومعنوي احصائيا لعجز الموازنة على معدل الفائدة وهذا التأثير يختلف من دولة لأخرى ومن فترة زمنية إلى أخرى. فضلا عن أن السياسة المالية تكون أكثر فاعلية عندما ينخفض عجز الموازنة ومستوى الدين وعندما يزداد حجم الإنفتاح المالي والضغط المالي، ويرجع ذلك إلى أن تأثير عجز الموازنة على معدلات الفائدة يكون أقل، الأمر الذي يشير إلى وجود قدر أقل من أثر المزاحمة ومضاعف أثر عجز الموازنة العامة.

٣/ محددات معدل الفائدة :

نظرياً يتحدد معدل الفائدة في السوق في ضوء مجموعة من المتغيرات الإقتصادية، كما يلي:

أولا : مستوى الإدخار والإستثمار:

يتحدد معدل الفائدة في السوق في ضوء المستوى الكلي للإدخار، والمستوى الكلي للإستثمار. ويكون التغير في هذين العنصرين، إما تغيراً في عرض الأموال /الإدخار، أو الطلب عليها /الإستثمار، أو أي مزيج آخر بينهما، ويؤدي هذا التغير إلى تعديل في معدلات الفائدة السائدة في السوق. ومن هنا نلاحظ أن معدل الفائدة يتناسب طردياً مع الإدخار، في المقابل توجد علاقة عكسية بين حجم الاستثمار ومعدل الفائدة، فكلما إرتفع معدل الفائدة كلما إنخفض حجم الإستثمار والعكس صحيح.

ثانيا : مستوى التضخم :

إن التضخم يزيد من صعوبة التخطيط المستقبلي سواء على مستوى الأفراد أو على مستوى المشروعات، ففي ظل بيئة تضخمية فإنَّه من الصعب على الوحدات الإنتاجية تمويل القدر المناسب من الإستثمارات المستقبلية الأمر الذي قد يصيب

عمليات الإنتاج بالإرباك وعدم الإستقرار. كما يرغب المُدخرون دائماً في معدلات فوائد تعوضهم عن التدني الحالي أو المتوقَّع في القوة الشرائية لمدخراتهم. فإذا إرتفع معدل التضخم، زاد معدل الفائدة الذي يطالب به المدخرون. أي علاقة طردية بين معدل التضخم ومعدلات الفائدة.

ثالثا : عجز الموازنة العامة:

من المعروف أن عجز الموازنة العامة للدولة يطرح مسألة هامة بالنسبة للقطاع المالي. فإذا تم تمويل هذا العجز من قِبل البنك المركزي عبر إصدار العملة، فإن ذلك سيؤدي إلى التضخم، الأمر الذي يؤدي إلى معدلات فائدة حقيقية سلبية، مما يؤدِّي إلى هجرة الودائع من القطاع المصرفي إلى إستثمارات في قطاعات أخرى، مما يحرم القطاع المصرفي من الموارد. أي علاقة سلبية بين عجز الموازنة ومعدلاتل الفائدة.

أما إذا تم تمويل هذا العجز عبر إصدار سندات أو أذونات الخزينة، فإن زيادة الاقتراض عبر تلك الإصدارات سيؤدي إلى رفع معدلات الفائدة، إذ أن معدل الفائدة على سندات الخزينة يمثل معدل الفائدة الخالي من المخاطر وأي معدل فائدة يتقاضاه القطاع المصرفي أو يدفعه للمودعين هو أعلى من هذا المعدل. وبالرغم من أن المصارف هي بحاجة لسندات الخزينة لاستثمار جزء من فائض مواردها وإدارة سيولتها ومخاطرها، فإن زيادة اللجوء إلى سندات الخزينة لتمويل عجز متنامي في الموازنة العامة للدولة تؤدي إلى الضغط على الإستثمار الخاص، حيث ترتفع معدلات الفائدة وتكلفة الإقتراض على قطاع الأعمال، وبالتالي يمتنع هذا القطاع عن الاستدانة بسبب إرتفاع تكلفة الإقتراض وبالتالي حرمانه من الموارد المالية اللازمة لدعم استثماراته بالتمويل اللازم.

رابعا : عرض النقود :

يوجد هناك مفهومين لعرض النقود، عرض النقود بمفهومها الضيق أو نقد العمليات الجارية (m1)، ويدخل فيها العملات الورقية والمعدنية التي يتداولها الأشخاص في تعاملاتهم اليومية أي النقود المتداولة، ويضاف إليها أيضا حجم النقود

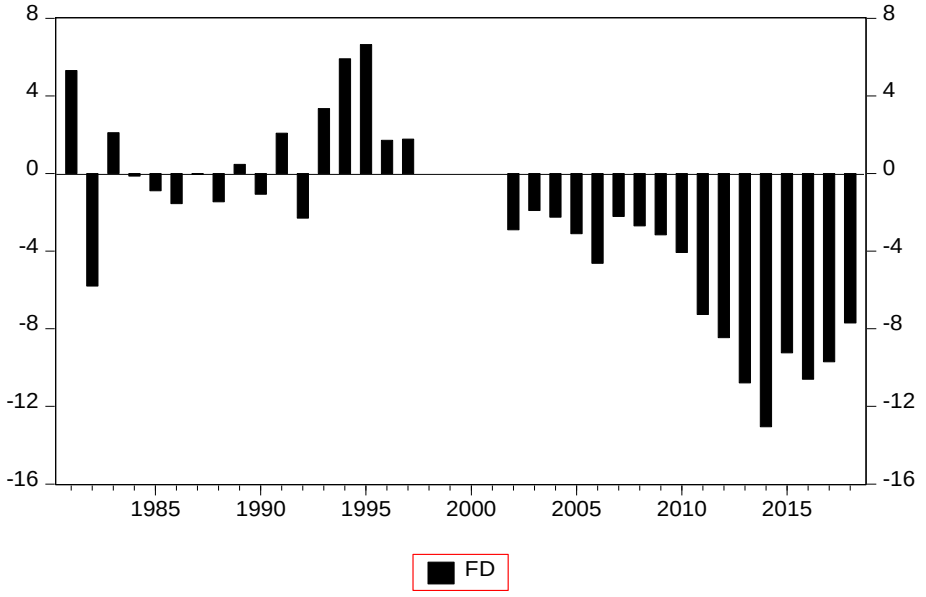
المحتفظة في الينوك على شكل حسابات جارية أو ودائع تحت الطلب. في المقابل، يوجد عرض النقود بمفهومها الواسع Broad Money، وهي عبارة النقود (M1) مضافا إليها الودائع لأجل وحسابات التوفير في البنوك، وهي تعرف بعرض النقود (M2).

ويشير التغير في عرض النقد إلى مدى التغيُّر في حجم السيولة المتاحة للإقتصاد القومي وأثر ذلك في النشاط الإقتصادي. هذا ويمكن النظر لأثر تغير عرض النقد في معدلات الفائدة من خلال الأثر المباشر لتغير عرض النقد أي أثر السيولة، ويتم ذلك بوجود عرض فائض من النقود لدى الجمهور يفوق الرغبة في حمله، وبالتالي يرتفع الطلب على السندات مع بقاء عرضها ثابتاً، وعليه ترتفع أسعار السندات لأن الطلب عليها يفوق العرض منها، مما يؤدي إلى إنخفاض معدل الفائدة. في المقابل، يوجد هناك أثر غير مباشر لتغير عرض النقود، والمتمثل في الدخل ومستوى الأسعار والتضخم المتوقع وتأثيرهم على معدل الفائدة.

٤/ تحليل الاتجاه العام للتطور في عجز الموازنة العامة ومعدلات الفائدة(١٩٨١-٢٠١٨):

تستعرض الدراسة أهم التطورات التي طرأت علي أبرز المتغيرات الإقتصادية الداخلة في نموذج الدراسة التطبيقية (١٩٨١-٢٠١٨):

شكل (١) عجز الموازنة العامة بمصر (١٩٨١-٢٠١٨)



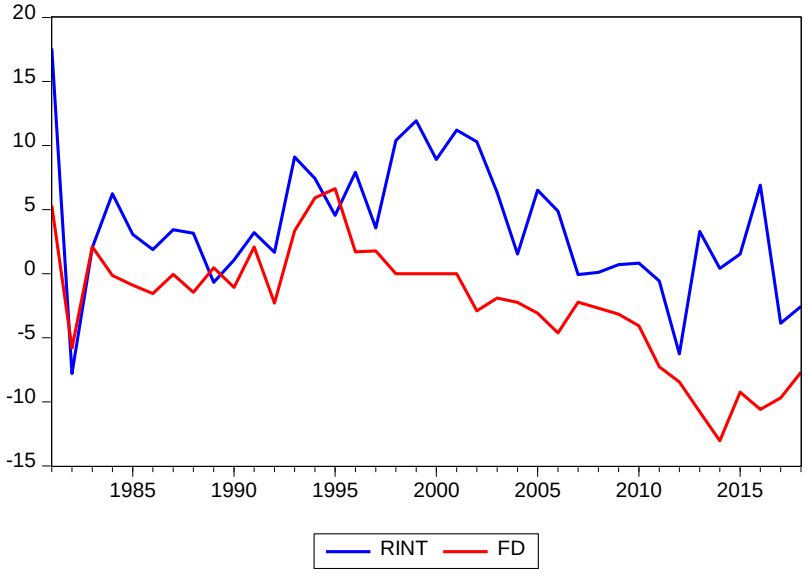
١/٤ عجز الموازنة العامة:

شهد عجز الموازنة العامة إرتفاعاً ملحوظاً خلال الفترة (٢٠٠٨-٢٠١٨)، وذلك نتيجة سرعة نمو الإنفاق الحكومي مقارنة مع التباطؤ في سرعة نمو الإيرادات العامة والمنح الخارجية، وذلك كما يُظهرها شكل (١). فقد شهدت النفقات العامة خلال كامل فترة الدراسة زيادة مستمرة في معدلات نموها بإستثناء عامي ١٩٨٧ و١٩٩٣، عندما ارتفعت بنسب طفيفة للغاية، وذلك نتيجة سياسة ترشيد الإستهلاك. وقد بلغت أكبر نسبة نمو للنفقات العامة ما نسبته ٥٨.٢% في عام ١٩٩٢. أما بالنسبة للإيرادات العامة، فقد شهدت نمواً متواصلاً خلال فترة الدراسة، بإستثناء السنوات ١٩٩٦، حيث شهدت الإيرادات المحلية إنخفاضاً بنسبة ٧.٣%.

وقد ترتب على تطورات الإنفاق الحكومي والإيرادات العامة تضاعف عجز الموازنة العامة حتى بلغ ١٠.٩ مليار جنيه في عام ٢٠٠٢، ثم ارتفع إلى ما قيمته ٤٢٨ مليار جنيه في عام ٢٠١٨.

ويوضح شكل (١) إلى أن عجز الموازنة كنسبة من GDP قد تحول إلى المنطقة السلبية تماما بعد عام ٢٠٠٢، ثم واصل ارتفاعه حت بلغ أعلى مستوى له في عام ٢٠١٤، وهو العام الأول الذي تلى الاضطرابات السياسية بمصر، وبدء الاصلاحات الاقتصادية.

شكل (٢) تطور عجز الموازنة ومعدلات الفائدة الحقيقية بمصر (١٩٨١-٢٠١٨)



٢/٤ التطور في عجز الموازنة العامة ومعدلات الفائدة (١٩٨١-٢٠١٨) :

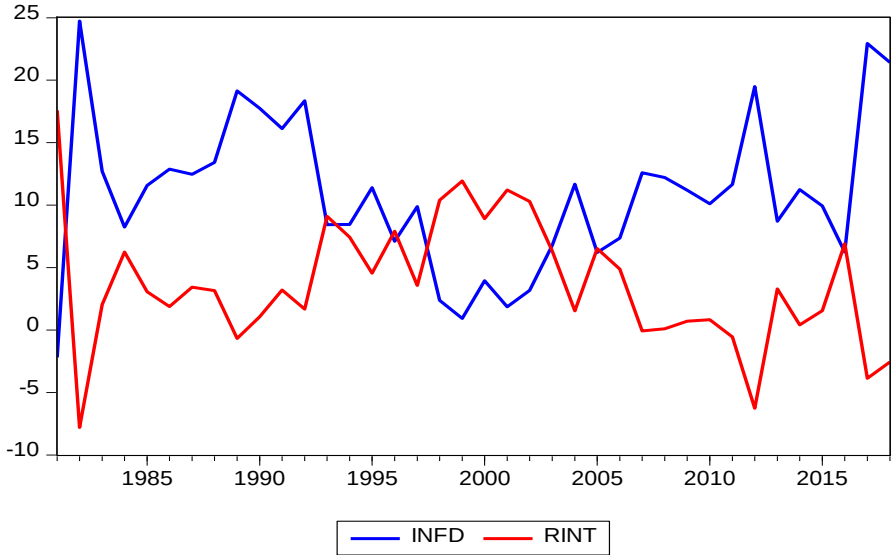
يوضح شكل (٢) مدى التزامن في التغييرات التي طرأت على عجز الموازنة ومعدلات الفائدة، حيث يتضح أنه بيانيا يبدو أن هناك بعض التزامن بين التغيرات في عجز الموازنة وبين معدلات الفائدة، إلا إن الشكل يبرز أيضا أن طبيعة العلاقة كانت

في بعض الفترات (حتى نهاية التسعينات) بمثابة علاقة طردية. إلا إنها تحولت لعلاقة عكسية خلال العقدين الأخيرين. إلا إنه بأي حال لا يمكن حسم هذه العلاقة سوى بالاختبار التطبيقي.

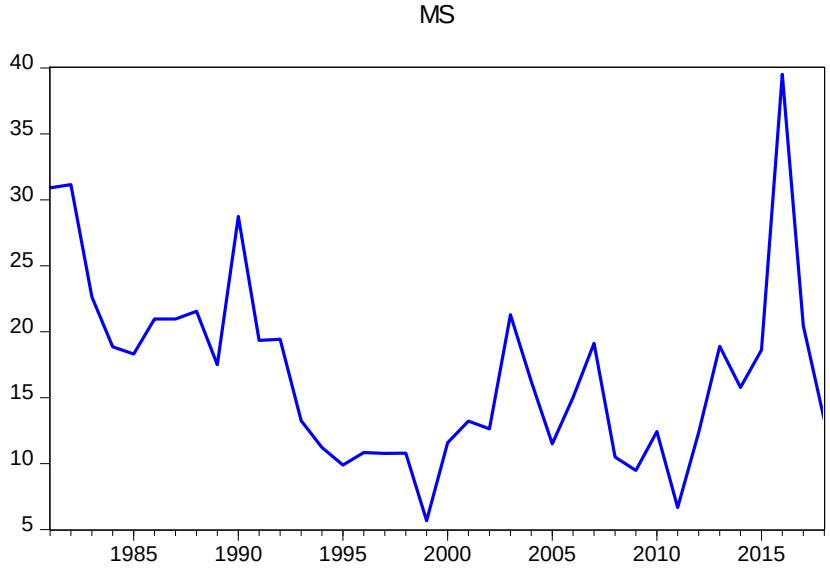
٣/٤ التطور في معدلات التضخم ومعدلات الفائدة (١٩٨١-٢٠١٨) :

يوضح شكل (٣) إلى أن هناك علاقة بين معدلات التضخم ومعدلات الفائدة، حيث تبدو كما لو كانت علاقة عكسية، حيث أن كل زيادة في معدلات التضخم كانت تؤدي إلى زيادة في معدلات الفائدة الحقيقية.

شكل (٣) تطور معدلات التضخم ومعدلات الفائدة الحقيقية بمصر (١٩٨١-٢٠١٨)



شكل (٤) تطور معدل النمو في عرض النقود بمصر (١٩٨١-٢٠١٨)



٤/٤ عرض النقود :

يلاحظ من الشكل (٤) الإتجاه الصعودي في معدلات النمو لعرض النقود، إلا إن هذا الصعود طرأت عليه حالة من التضاؤل خلال السنوات (١٩٩٩، ٢٠٠٩، ٢٠١١)، ويعود التراجع الأخير في ٢٠١١ لظروف الاضطراب السياسي. أما التراجع في عام ٢٠٠٩، فيعود لتأثير الأزمة المالية العالمية. أما تراجع عرض النقود في عام ١٩٩٩، فيمكن تفسيره بالتراجع في الاقتصاد المصري نتيجة تداعيات أزمة الأسواق المالية الناشئة في دول جنوب شرق أسيا خلال الفترة (١٩٩٥-١٩٩٩).

٥/ البيانات والمنهجية والنموذج :

١/٥ البيانات :

تم تجميع البيانات المستخدمة للفترة (١٩٨١-٢٠١٨) من إصدارات البنك المركزي المصري (CBE) (التقرير السنوي لسنوات متفرقة)، وقواعد بيانات

صندوق النقد الدولي (IMF)، وقواعد بيانات البنك الدولي (WB). وسوف يتم الاعتماد على معدلات الفائدة الحقيقية، تحتسب بناء على معدلات الفائدة الحقيقية على الاقتراض معدلة بمعدل التضخم مقاسا بمكمش الناتج. وسيتم الاعتماد علي التضخم (مكمش الناتج) والذي يعد المؤشر الأكثر دقة لقياس التضخم. أما متغير عرض النقود، فسوف يؤخذ كمعدل نمو سنوي.

أما العجز المالي للموازنة الحكومية، سيتم حسابه كنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي. وقد تم تجميعه لفترة الدراسة من بيانات البنك المركزي المصري الدولي والبنك الدولي من خلال الفارق بين مجمل المصروفات ومجمل الإيرادات باستثناء المنح.

يعتمد النموذج المستخدم على دراسة العلاقة السببية من خلال تفاعل (٤) متغيرات، هي : معدلات الفائدة الحقيقية (RINT)، وعجز الموازنة كنسبة من GDP (FD))، وعرض النقود كمعدل نمو سنوي (MS)، والتضخم (مكمش الناتج) (INFD). وتم تحويل هذه الأرقام إلى قيم لوغاريتمية واعتبارها بيانات خام، وسوف يشار إلى البيانات بالرموز التالية طبقا لما هو يلي:

توصيف المتغيرات

لوغاريتم معدل الفائدة الحقيقي **%**	LnRINT
لوغاريتم عجز الموازنة (كنسبة من GDP)%	LnFD
لوغاريتم عرض النقود (معدل نمو سنوي)%	LnMS
لوغاريتم التضخم (مكمش الناتج السنوي)**%**	LnINFD

٢/٥ المنهجية المستخدمة لاختبار جرنجر للسببية في نموذج VECM :

من مراجعة الأدبيات السابقة يوجد بعض الجدل حول العلاقة السببية بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة الحقيقية. ويعتمد التحليل في هذه الدراسة على استخدام

اختبار سببية جرنجر في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM).

ويهدف اختبار سببية جرنجر Granger Causality Test بين متغيرين إلى تحديد اتجاه التأثير، وهل السببية Causality تسير فى اتجاه واحد؟ ، أى أن أحد المتغيرات يسبب الآخر وليس العكس؟ أم أن السببية تسير فى اتجاهين؟ وتقوم فكرة هذا الاختبار على معرفة معنوية أثر المعلومات الماضية فى متغير ما على القيم الحالية للمتغير الآخر.

فإذا كان لدينا متغيرين هما معدلات الفائدة الحقيقية LnRINT وعجز الموازنة LnFD، فيمكن اختبار سببية جرنجر Granger Causality باستخدام نموذج VAR ثنائى المتغيرات المبسط التالى (Engle and Granger, 1987)[٢١] :

$$LnR\text{int}_t = \sum_{j=1}^{p} a_i LnR\text{int}_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i LnFD_{t-j} + u_t \qquad (1)$$

$$LnFD_t = \sum_{i=1}^{p} a_i LnFD_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i LnR\text{int}_{t-j} + u_t \qquad (2)$$

حيث أن الفرض الصفري :

الأول : $H_0 : \beta_j = 0 \quad j = 1....p$

الثاني : $H_0 : \eta_j = 0 \quad j = 1....p$

حيث أن الفرض الصفري الأول $H_0 : \beta_j = 0$ يعنى أن عجز الموازنة LnFD لا يسبب معدلات الفائدة الحقيقيةLnRINT . أما الفرض الصفري الثاني $H_0 : \eta_j = 0$ يعنى أن معدلات الفائدة الحقيقية لا تسبب عجز الموزانة الحكومية.

وبعد تقدير النموذج السابق وحساب قيم *F-test statistics* المحسوبة ومقارنتها بالقيم المناظرة الجدولية عند درجات الحرية، نكون بصدد النتائج التالية :

١) عدم رفض الفرضين الأول والثاني، وهذا يعنى أن المتغيرين مستقلان عن بعضهما البعض.
٢) رفض الفرض الصفري الأول فقط، وهذا يعنى أن عجز الموازنة يسبب (سببية جرنجر) معدلات الفائدة.
٣) إذا تم رفض الفرض الصفري الثانى فقط، وهذا يعنى أن معدلات الفائدة يسبب عجز الموازنة.
٤) رفض الفرضين الأول والثاني معا، وهذا يعنى وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين المتغيرين اى أن كل من المتغيرين يؤثران ويتأثران ببعضهما البعض .

ويمكن قبول نتائج اختبار السببية السابق لقيم F-test statistics. بشرط أن تكون المتغيرات الأصلية ساكنة Stationary. ومن الناحية الإحصائية، فإن السلسلة الساكنة لا تشتمل على جذر الوحدة Unit Root، بمعنى أن هذه السلسلة إذا تأثرت بصدمة ما، فإن أثر هذه الصدمة سوف يختفى فى الأجل الطويل، بينما السلسلة غير الساكنة (والتى تشمل على جذر الوحدة) إذا أثرت فيها صدمة ما، فإنها ستبقى متأثرة بهذه الصدمة باستمرار.

وطبقا لنظرية التكامل المشترك التى قدمها (Engel and Granger 1987)، إذا كانت المتغيرات الأصلية غير ساكنة non-Stationary ، وان سكون هذه السلاسل لم يتحقق إلا بعد أخذ الفروق الأولىfirst difference لها، أى أن المتغيرات

متساوية التكامل ومن نفس الرتبة الأولى(I(1) ~ Integrated in order one)، وإذا أثبتت أيضا اختبارات التكامل المشترك أن المتغيرات بينها علاقة تكامل Cointegration.

فى ظل هذه الخصائص الإحصائية الثلاثة فان إحصائية F-statistics لن تصلح لأنها لن يكون لها التوزيع الطبيعي كشرط لانطباق نظرية الاستدلال الاحصائى، وبالتالي يجب تحويل نموذج جرنجر للسببية من الشكل البسيط السابق إلى نموذج تصحيح الخطأ التالي (Engle and Granger 1987):

$$\Delta LnR\text{int}_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta LnR\text{int}_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta LnFD_{t-j} + \phi_1 \varepsilon_{1t-1} + u_t \qquad (3)$$

$$\Delta LnFD_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta LnFD_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta LnR\text{int}_{t-j} + \phi_2 \varepsilon_{2t-1} + u_t \qquad (4)$$

حيث أن :

- Δ الفروق الأولى.
- ε_{1t-1} حد تصحيح الخطأ المبطأ لفترة واحدة الناتج من تقدير المعادلة :

$$LnR\text{int}_t = \omega_1 + \varphi_1 LnFD_t + \varepsilon_{1t}$$

- ε_{2t-1} حد تصحيح الخطأ المبطأ لفترة واحدة الناتج من تقدير المعادلة:

$$LnFD_t = \omega_2 + \varphi_2 LnR\text{int}_t + \varepsilon_{2t}$$

وحتى يمكن تقدير النموذج السابق لابد من التعرف على خصائص السكون للسلاسل الزمنية كفرادى باستخدام اختبارات جذر الوحدة *Unit Roots Test* ،

والتي تتضمن أختيار واحد أو أكثر من اختباراتها والتي من أهمها اختبار Augmented Dickey fuller (ADF)، حيث يختبر فرضية العدم بأن السلسلة (Yt) غير ساكنة من خلال حساب قيمة t-statistics للمعلمة $\beta=0$ في المعادلة التالية :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_2 \Delta y_i + e_t$$

فإذا كانت السلسلة ساكنة عند الرتبة الأولي I(1)، تكون انحداراتها عند فروقها الأولى. ومع ذلك، بأخذ الفروق الأولى نفقد العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، مما يعني ضرورة استخدام البيانات عند مستوياتها كلما أمكن.

يلي ذلك، اختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام *اختبار* Johansen. ويتم الاتجاه لاختبار وجود التكامل المشترك بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة، وتحديد مدى وجود توازن في الأجل الطويل حسب ما تشير معطيات النظرية. وفي حالة اكتشاف وجود تكامل بين عدد من السلاسل الزمنية X1, X2, X3,,,,,,,,Xn متكاملة من درجة (d) أي أن T~(d). أما إذا كانت العلاقة خطية بين هذه المتغيرات، متكامل من درجة أقل من درجة (d) أي أن T~(d)، حيث أن (d – b > o)، تكون السلاسل الزمنية متكاملة تكاملا مشتركا فيما بينها (Rao, 1994)[٢٢].

حيث أن الفرض الصفري هو عدم وجود تكامل مشترك بين المتغرين، مقابل الفرض البديل وجود علاقة تكامل مشترك واحدة أو أكثر وذلك استنادا الي احصائية التتبع والامكانات العظمى. ثم يتم البدء في بناء واختبار تصحيح الخطأ.

٦/ نتائج التقدير :

لاجراء اختبار السببية لجرنجر في سياق نموذج VECM يتم اتباع الخطوات التالية :

١/٦ نتائج سكون السلاسل الزمنية :

الخطوة الأولي هى اختبار سكون السلاسل الزمنية من خلال اختبار جذر الوحدة. ولذا يتم استخدام اختبارات Augmented Dickey-Fuller (ADF) ، وتظهر النتائج كما يلي:

جدول (١) نتائج اختبار جذر الوحدة Augmented Dickey-Fuller

المتغيرات	المستوى		الفرق الأول		الرتبة	الوصف
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه		
RINT	***-5.8343	***-5.7659	***-14.0862	***-7.5477	I(0)	ساكنة عند المستوي
MS	**-3.2736	*-3.2427	***-6.1847	***-5.1026	I(0)	ساكنة عند المستوي
INFD	**-3.6031	**-3.5658	***-9.2865	***-9.2242	I(0)	ساكنة عند المستوي
FD	-2.2775	-3.1039	***-9.2880	***-9.2155	I(1)	غير ساكنة عند المستوي ولكنها ساكنة عند الفرق الأول

-(***) -تشير إلى مستوى معنوية ١%، وتشير (**) إلى مستوى معنوية ٥%، في المقابل تشير(*) إلى مستوى معنوية ١٠%.

- MacKinnon (1996) one-sided p-values

وقد اتضح بعد إجراء اختبار جذر الوحدة اختلاف رتب سكون المتغيرات بين I(1) و (0)، وذلك كما يوضح جدول (١) ، حيث يتضح أن بعض السلاسل جاءت غير ساكنة في المستوى، وسكنت بعد أخذ الفروق الأولى لها. مما يعنى رفض الفرض الصفرى بوجود جذر الوحدة فى سلسلة المتغيرين بعد أخذ الفروق الأولى وأنهما من نفس الرتبة الأولى I(1).

وفي ضوء نتائج جدول (١) (عدم سكون السلسلتين + تساوى التكامل بينها بعد أخذ الفروق الأولى) يمكن اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الأصلية (وليس بين الفروق الأولى Δ) باختبار الفرض الصفري القائل: بعدم وجود تكامل مشترك بين هذين المتغيرين.

وإذا تم قبول الفرض الصفري، معنى ذلك أن المعلمات المقدرة تعتبر معلمات زائفة وليس للعلاقة المقدرة أى مدلول اقتصادي. أما فى حالة رفض الفرض الصفرى (قبول الفرض البديل القائل: بوجود علاقة تكامل مشترك) بين المتغيرات، معنى ذلك وجود علاقة توزانية طويلة الأجل بين هذين المتغيرين.

٢/٦ نتائج اختبار Johansen لتحديد علاقات التكامل المشترك :

قدم جوهانسن (Johansen, 1991) منهجية لاختبار التكامل المشترك Johansen Cointegration Test فى إطار نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Autoregressions (VAR) غير المقيد، والذي يتكون من عدد من المعادلات، بحيث أن كل متغير داخلى له معادلة، أى أن عدد معادلات النموذج تساوى عدد المتغيرات الداخلة، وأن يعامل كل متغير داخلى على أنه دالة فى القيم المبطأة لكل المتغيرات الداخلة والقيم الأصلية للمتغيرات الخارجية (إن وجدت).

وعندما تكون المتغيرات غير ساكنة يمكن تحويل النموذج إلي شكل نموذج VAR، حيث يتم تكوين مصفوفة معلمات المتغيرات المبطأة الغير ساكنة والتى يتم إدخالها فى شكل الفروق الأولى مثل: Δyt-(k-1)…Δyt-2, yt-1). ويمكن صياغة نموذج VAR كما يلي:

$$\Delta y_t = \alpha(\beta(y_{t-1})) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + .. + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + \varepsilon_t$$

حيث أن :

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I, \qquad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

□□ تمثل مصفوفة معلمات المتغيرات الداخلية (لكن كمستويات مبطأة لفترة واحدة)، بحيث يمكن تقسيم المصفوفة إلى مصفوفتين: **ألفا** □ **وبيتا** □ لهما الرتبة k

x r بحيث أن $\Pi = \alpha \beta t$. وفي هذا الصيغة ($\Pi = \alpha \beta t$) فان المصفوفة β تتضمن معاملات r التى تمثل معادلات التكامل (رتبة التكامل) التى تجعل βtXt ساكنة رغم أن المتغيرات غير ساكنة، أما المعلمات فهى تتضمن معلمات سرعة التكيف فى الأجل القصير نحو التوازن فى الأجل الطويل فى نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction Model (VECM).

وتتحدد رتبة المصفوفة بعدد معادلات (علاقات التكامل المشترك) التى يمكن أن تشمل عليها العلاقة ويرمز لهذا العدد بالرمز r.

وهناك ثلاث نتائج يمكن الحصول عليها من اختبار التكامل المشترك :

١) إذا كانت رتبة المصفوفة مساوية لعدد المتغيرات n وهنا تكون (r) ساكنة (أي أن المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر).
٢) إذا كانت رتبة المصفوفة مساوية للصفر، تكون (r) غير مستقرة.
٣) إذا كانت رتبة المصفوفة مساوية لـ r لكنها أقل من n ، أي $rank\ (A) = r<n$ $.0 <$

وحيث أن نتائج اختبارات نموذج VAR حساسة لعدد فترات الإبطاء فى النموذج، فقد جرى اختيار عدد فترات الإبطاء باستخدام اختبار Lag stucture، والتى توصلت إلى أن: عدد فترات الإبطاء (١) فترة طبقا لمعيار Hannan- (HQ) Quinn information criterion، وفترتين طبقا لمعيار Akaike information criterion (AIC) ، وثلاثة فترات طبقار لمعيار Akaike information criterion (AIC).

جدول (٢) اختبار الابطاء الهيكلي Lag stucture

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
4.797199	4.913593	4.735839	0.001339	NA	-78.87718	0
3.957947	4.539914*	3.651144	0.000456	59.96942	-43.89501	1
4.232097	5.279638	3.679851	0.000488	23.02503	-28.3974	2
4.180224	**5.693338**	**3.382535***	**0.000402***	**26.65525***	**-7.194357**	**3**

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

ويوضح جدول (٣) أنه يمكن رفض الفرض الصفرى القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة ، مقابل قبول الفرض البديل بوجود معادلة تكامل مشترك طبقا لاختبار Johansen Cointegration test. فطبقا لإحصائية Trace، وإحصائية Max-eigenvalue يمكن قبول الفرض البديل القائل بأن عدد معادلات التكامل المشترك يبلغ معادلتين ، أى أن : r=2 فى العلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة.

جدول (٣) اختبارات التكامل المشترك Unrestricted Cointegration Rank Test

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0000	47.85613	80.26819	0.688738	None *
0.0042	29.79707	38.25187	0.541496	At most 1 *
0.2672	15.49471	10.17954	0.213549	At most 2
0.2159	3.841466	1.531466	0.041649	At most 3

		Max-Eigen Statistic		
0.0004	27.58434	42.01632	0.688738	None *
0.0045	21.13162	28.07233	0.541496	At most 1 *
0.3166	14.2646	8.648074	0.213549	At most 2
0.2159	3.841466	1.531466	0.041649	At most 3

- Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

المصدر : نتائج مستخرجة لاختبار (Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace, Max-Eigen **من برنامج** Eviews.10

وتدل النتائج في جدول (٣) على علاقة توازنية في الأجل الطويل بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة الحقيقية.

وبتقدير معلمات العلاقة بين عجز الموازنة LnFD ومعدلات الفائدة LnRINT في ضوء نموذج متجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction Estimates في ظل وجود عدد (٢) معادلة تكامل مشترك وفي ظل فترتي إبطاء، توضح المعادلة التالية نتائج التقدير للمعلمات في الأجل الطويل :

LnRINTt = 3.019 - 0.615*LnMSt + 0.476*LnFDt

t-statistics [-3.616] [4.934]

من المعادلة أعلاه ، يتضح ما يلي :

- أن تغيرا في الأجل الطويل نسبته ١% بالزيادة في عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP يؤدي إلى تغير طردي معدله ٠.٥% تقريبا في معدلات الفائدة الحقيقية خلال فترة الدراسة. أي أن العلاقة موجبة ومعنوية.

- أن تغيرا في الأجل الطويل نسبته ١% بالزيادة في عرض النقود يؤدي إلى تغير عكسي معدله ٠.٦% تقريبا في معدلات الفائدة الحقيقية خلال فترة الدراسة. أي أن العلاقة سالبة ومعنوية.
- بلغ معامل التكيف بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة (-٠.٨٣)، أي أن ٨٣% من الاختلالات يتم تصحيحها سنويا، وذلك كما يتضح من نتائج جدول (١) بالملحق.

أما في الأجل القصير، فتشير النتائج في جدول (١) بالملحق إلى أنه لم تثبت معنوية العلاقة بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة في كلا المعادلتين، باستثناء المعادلة الثانية بمعادلة الفروق (D(LnINFD(-2)) ، مما يعني أن أثر عجز الموازنة جاء محايدا في الأجل القصير ولا يؤثر إلا بعد مرور سنتين.

كما تشير النتائج إلى إثبات تأثير سالب وبمعنوية عالية لعرض النقود LnMS على معدلات الفائدة الحقيقية في الأجل الطويل، في مقابل تأثير محايد في الأجل القصير.

بصفة عامة، تشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى وجود علاقة توازنية (مستقرة) فى الأجل الطويل بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة الحقيقية فى مصر خلال فترة الدراسة. الأمر الذي تنتقل معه الي اختبار سببية جرنجر في إطار نموذج VECM.

٣/٦ نتائج اختبار السببية بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة :

يتم في هذه الخطوة اختبار سببية جرنجر للعلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة مع استبعاد المتغيرين الآخرين (عرض النقود ومعدل التضخم)، أملا في معرفة السببية بين العجز ومعدل الفائدة بشكل منعزل عن المتغيرات الأخرى.

في ضوء ما توصلت إليه الدراسة جدول (١) بعدم سكون السلاسل الزمنية وتساوي التكامل بينها بعد أخذ الفروق الأولى، وأيضا في ضوء نتائج جدول (٢) تأكد

وجود علاقتين توزانيتين في الأجل الطويل في اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات الأصلية، ينبغي إجراء اختبار سببية جرانجر بإضافة مكون تصحيح الخطأ بتقدير المعادلتين (٣)، (٤).

ويوضح الجدول (٥) نتائج تقدير قيم كاى تربيع χ^2 من اختبار Wald Test فى إطار نموذج تصحيح الخطأ Vector Error Correction فى ظل الافتراضات التالية :

- تقييد نموذج VAR بعدد $r=2$ أى معادلتي تكامل مشترك.
- التقدير فى ظل ٢ فترة إبطاء Lag=2 حيث أن تقدير نموذج تصحيح الخطأ يجب أن يتم فى ظل عدد فترات تقدير نموذج VAR غير المقيد (٣ فترات) مطروحا منها فترة إبطاء واحدة.

جدول (٥) نتائج اختبار Wald Tests لسببية جرنجر بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة فى إطار نموذج تصحيح الخطأ

Dependent variable: D(LnRINT)*			
$\Delta LnR\text{int}_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta LnR\text{int}_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta LnFD_{t-j} + \phi_1 \varepsilon_{1t-1} + u_t$ (3)			
الفرض الصفرى الأول $H_0 : \beta_j = 0$	**Wald Tests χ^2**	**df**	**Prob.**
LnFD don't cause LnRINT	**7.49****	**2**	0.0237
Dependent variable: D(LnFD)			

$$\Delta LnFD_t = \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta LnFD_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} B_i \Delta LnR\,\mathrm{int}_{t-j} + \phi_2 \varepsilon_{2t-1} + u_t \qquad (4)$$

الفرض الصفري الثاني $H_0 : \eta_j = 0$	Wald Tests χ2	df	Prob.
LnRINT don't cause LnFD	**6.16****	**2**	0.049

-VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

**** يمكن رفض الفرض الصفرى.**

وتوضح النتائج أن الفرض الصفرى الأول $H_0 : \beta_j = 0$ يعنى أن عجز الموازنة LnFD لا يسبب معدلات الفائدة الحقيقية LnRINT، وأن قيم الاحتمالية (Prob. =0.02) من جدول (٣)، فيمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل بأن عجز الموازنة يؤثر في معدلات الفائدة.

كما أن الفرض الصفرى الثانى $H_0 : \eta_j = 0$ يعنى أن معدلات الفائدة LnRINTلا تسبب عجز الموازنة LnFD، وأن قيم الاحتمالية (Prob. = 0.05)، فيمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل بأن معدلات الفائدة يؤثر في عجز الموازنة.

من نتائج جدول (٥) يتضح أن العلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة في مصر ثنائية الاتجاه، حيث يتسبب عجز الموازنة في معدلات الفائدة، وتتسبب معدلات الفائدة في عجز الموازنة أيضا.

٥/٦ نتائج اختبار السببية بعد إدخال متغيري عرض النقود ومعدل التضخم :

يتم في هذه الخطوة اختبار سببية جرنجر للعلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة مع ادخال المتغيرين الآخرين. وتتم هذه الخطوة للتأكد من عدم وجود تحيز بسبب اهمال بعض المتغيرات الهامة، كعرض النقود ومعدل التضخم.

ويوضح جدول (٦) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج رباعي المتغيرات كما يلي :

جدول (٦) نتائج اختبار Wald Tests لسببية جرنجر بعد ادخال المتغيرات الأخرى فى إطار نموذج تصحيح الخطأ

	Wald Tests χ^2	df	Prob.
النتائج فى ظل ادخال عرض النقود LnMS **ومعدل التضخم** LNINFD **كمتغيرات خارجية**			
LnFD don't cause LnRINT	**10.17*** **	**2**	**0.006**
LnRINT don't cause LnFD	**10.77*** **	**2**	**0.005**

-VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

بعد ادخال متغيري عرض النقود LnMS ومعدل التضخم LNINFD ، تشير النتائج في جدول (٦) إلى تحسن نتائج التقدير في جدول (٥)، حيث جاءت قيم الاحتمالية أعلى وأكثر ثقة بين متغيري الدراسة الرئيسيين (عجز الموازنة ومعدلات الفائدة) وفي كلا الاتجاهين. مما يعني تأكيد نتيجة الدراسة القائلة بأن هناك علاقة ثنائية الاتجاه بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة في مصر خلال فترة الدراسة.

وبصفة عامة، تشير نتائج التقدير الموضحة في الجداول (٣ و٤ و٥ و٦) أن العلاقة بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة الحقيقية فى مصر هي علاقة ثنائية الاتجاه خلال فترة الدراسة. إلا إنها اختلفت طبيعتها ومعنوياتها في الأجل الطويل عنه في الأجل القصير.

في الأجل الطويل، تشير النتائج إلى ما يلي:

- أنه يوجد هناك علاقة موجبة ومعنوية بين عجز الميزانية كنسبة من الناتج (كمتغير مستقل) ومعدلات الفائدة الحقيقية (المتغير التابع).

- أن تغيرا بنسبة ١% في عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP يؤثر بنسبة ٠.٥% في ارتفاع معدلات الفائدة الحقيقية وذلك بمستوى معنوية ١% ، وهو الأمر الذي يدل على وجود تأثير المزاحمة للاستثمار الخاص بمصر، حيث أن كل زيادة في عجز الموازنة تتسبب في ارتفاع معدلات الفائدة الحقيقية، وحيث أن البنوك المحلية غالبا ما تفضل تقديم الائتمان للحكومة (لمعايير تكاسل البنوك وتفضيل المخاطر الأقل)، فإنها تبتعد نسبيا عن تقديم الائتمان للقطاع الخاص، بشكل يثبت أن هناك تأثير مزاحمة للاستثمار الخاص في مصر خلال فترة الدراسة.

أما في الأجل القصير فلم تثبت معنوية العلاقة بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة الحقيقية في كلا المعادلتين، باستثناء المعادلة الثانية بمعادلة الفروق (D(LnINFD(-2)) (كما يتضح من جدول (١) بالملحق)، مما يعني أن أثر عجز الموازنة جاء محايدا في الأجل القصير ولا يؤثر الا بعد مرور سنتين. الأمر الذي يعطي دلالة علي حيادية تأثير عجز الموازنة على معدلات الفائدة الحقيقية بمصر في الأجل القصير، وقد تكون هذه النتيجة ذات دلالة اقتصادية تتفق مع العديد من الدراسات السابقة، حيث أن عجز الموازنات الحكومية لا يؤثر بالسرعة المتوقعة على التغيرات في معدلات الفائدة التي تخضع لتأثير عناصر أخرى أكثر أهمية، من أبرزها عرض النقود. وهو ما أكدته نتائج التقديرات بأن عرض النقود كان يعتبر المتغير الأبرز من حيث مستويات المعنوية سواء في الأجل القصير أو الطويل.

٧/ الخلاصة والتوصيات :

هدفت الدراسة إلى اختبار طبيعة العلاقة السببية قصيرة وطويلة الأجل بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة في مصر اعتمادا على استخدام اختبار سببية جرنجر في إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١٨). لذلك، قد تخدم الدراسة بعض الأكاديميين وصانعي السياسات المهتمين بمجال التنمية الاقتصادية، من خلال تسليط الضوء على العلاقة السببية المحتملة في الأجل القصير والطويل بين عجز الموازنة ومعدل الفائدة مع مراعاة فترات الإبطاء المأخوذة عن المتغيرات المستقلة.

تم استخدام اختبار جذر الوحدة لاختبار المتغيرات الساكنة أو غير الساكنة، وأظهرت النتائج أن السلسلة الزمنية لكل من معدلات الفائدة الحقيقية ومعدلات التضخم وعرض النقود، كانت ساكنة المستوى I(0). أما متغير عجز الموازنة كان ساكنا عند الفرق الأول I(1) . وتم استخدام اختبار التكامل المشترك Johansen's Cointegration Test لاختبار إذا ما كان هناك توازن طويل المدى بين المتغيرات أم لا. وأظهرت النتائج الاحصائية (Trace Statistic and Maximum Eigen) أنه يوجد هناك معادلتي تكامل مشتركة بين المتغيرات عند مستوى أهمية ١%.

وبإجراء اختبار Granger Causality Test فى إطار نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM Vector Error Correction أمكن التوصل إلى أن العلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة ثنائية الاتجاه من عجز الموازنة إلى معدلات الفائدة، وأيضا من معدلات الفائدة إلى عجز الموازنة، وذلك في ضوء نتائج النموذجين المقدرين، سواء باستبعاد متغيري عرض النقود ومعدلات التضخم أو بعد إدخالهما. حيث تشير النتائج بعد ادخال هذين المتغيرين إلى تحسن معنوية النتائج، والتي تسبب وجود علاقة سببية بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة.

وبصفة عامة، تشير نتائج التقدير في الدراسة إلى أن العلاقة بين عجز الموازنة ومعدلات الفائدة فى مصر هي علاقة ثنائية الاتجاه خلال فترة الدراسة. إلا إنها اختلفت طبيعتها ومعنوياتها في الأجل الطويل عنه في الأجل القصير.

في الأجل الطويل، تشير النتائج إلى أنه يوجد هناك علاقة توزانية بين عجز الميزانية كنسبة من الناتجGDP (كمتغير مستقل) ومعدلات الفائدة الحقيقية (المتغير التابع). وجاءت بإشارة موجبة ومعنوية لعجز الموازنة على معدلات الفائدة، حيث أن الزيادة في عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP بنسبة ١% يؤدي إلى ارتفاع معدلات الفائدة الحقيقية بنسبة ٠.٥%. وجاءت معلمة عجز الموازنة معنوية بنسبة ١%. الأمر الذي يدل على وجود تأثير المزاحمة للاستثمار الخاص بمصر، حيث أن كل زيادة في عجز الموازنة تتسبب في ارتفاع معدلات الفائدة الحقيقية، وحيث أن البنوك المحلية غالبا ما تفضل تقديم الائتمان للحكومة (لمعايير تكاسل البنوك وتفضيل المخاطر الأقل)، فإنها تبتعد نسبيا عن تقديم الائتمان للقطاع الخاص، بشكل يثبت أن هناك تأثير مزاحمة للاستثمار الخاص في مصر خلال فترة الدراسة.

أما في الأجل القصير، فلم تثبت معنوية العلاقة بين عجز الموازنة كنسبة من الناتج GDP ومعدلات الفائدة في كلا المعادلتين، باستثناء المعادلة الثانية بمعادلة الفروق (D(LnINFD(-2)، مما يعني أن أثر عجز الموازنة جاء محايدا في الأجل القصير ولا يؤثر الا بعد مرور سنتين. الأمر الذي يعطي دلالة علي حيادية تأثير عجز الموازنة على معدلات الفائدة بمصر في الأجل القصير، وقد تكون هذه النتيجة ذات دلالة اقتصادية تتفق مع العديد من الدراسات السابقة، حيث أن عجز الموازنات الحكومية لا يؤثر بالسرعة المتوقعة على التغيرات في معدلات الفائدة التي تخضع لتأثير عناصر أخرى أكثر أهمية، من أبرزها عرض النقود. وهو ما أكدته نتائج التقديرات بأن عرض النقود كان يعتبر المتغير الأبرز من حيث مستويات المعنوية سواء في الأجل القصير أو الطويل.

وتوصي الدراسة بأنه من الضروري السعي إلى تقليص عجز الموازنة بقدر الإمكان، بما يجنب الاقتصاد المصري تأثيراته على معدلات الفائدة في الأجل الطويل، من خلال زيادة الإيرادات الضريبية، من خلال القضاء على التهرب الضريبي ورفع كفاءة تحصيل الضرائب. وعلى الجانب الآخر، ينبغي اهتمام صانعي القرار الاقتصادي بتأثيرات معدلات الفائدة على عجز الموازنة بمصر. كما توصي هذه الدراسة ببحث سبل رفع كفاءة تحصيل الضرائب بمصر، وهو ما يتجه الباحث لدراسته في بحث جديد.

مراجع الدراسة :

1 Obaid, O., (2011), **" *Budget Deficit and Inflation in Egypt: A Causality Relationship (1975-2010)*",** Published in Sohag university periodical, 2011.

2 Samah S. and Ahmed K., (2014), "***Dose The Budget Crowd-Out Credit from The Banking Sector? The Case Of Egypt",*** Topics in Middle E astern and African Economies, Vol. 16, No. 2, September, PP:251-279.

3 Saleh, A. (2003), "***The Budget Deficit and Economic Performance: A survey***", Working Paper 03-12, Department of Economics, University of Wollongong

4 Zahid, K. H. (1988), "***Government Budget Deficits and Interest Rates: The Evidence since 1971 Using Alternate Deficit Measures***", Southern Economic Journal, 3, PP:725–731.

5 Liargovas, P., Manolas, G., and Papazoglou, C. (1997). The Relationship between Government Budget Deficits and Interest Rates in Greece, International Review of Economics and Business, 44(4), 807-17.

6 Hoelscher, G. P. (1986), "***New Evidence on Deficits and Interest Rates***", Journal of Money, Credit, and Banking, PP:1-17.

7 Knot, K. and de Haan, J., (1999), "***Deficit Announcement and Interest Rates: Evidence for Germany***", Journal of Policy Modelling, 21(5), PP:559-77.

8 Vamvoukas, G. A., (2000), "***Short- and Long-Run Effects of Budget Deficits on Interest Rates***", Spoudai, 50(1-2), PP:58-73.

9 Evans, P., (1985), "***Do Large Deficits Produce High Interest Rates***?", American Economic Review, 75(1), PP:68-87.

10 Dalamagas, B. A., (1987), "***Government Deficits, Crowding Out, and Inflation: Some International Evidence***", Public Finance, 42(1), PP: 65–84.

11 Kulkarni, K. G. and Lee, E. E., (1993), "***Is Crowding Out Hypothesis Evidence In LDCs? : A Case of India***", Prajenan, XXII (1), PP:11-23.

12 Ganelli, G., (2003), "***Useful Government Spending, Direct Crowding-Out and Fiscal Policy Interdependence***", Journal of International Money and Finance, 22, 87-103.

١٣ ابراهيم صالح العُمر، محمد عبدالهادي العلاوين وديانا بولس الحصري (٢٠١٣)، ***"أثر عجز الموازنة العامة على معدل الفائدة في الأردن (٢٠٠٨ - ١٩٩٦)"***، مجلة دراسات العلوم الإدارية، المجلّد ٤٠ ، العدد ١.

14 ***Naveen J. T.,* (2017), "*Impact of Fiscal Deficits on real Interest Rates*",** Journal of Business Thought, 7, April.

15 Ritu R. an Naresh K.,(2017), "***Does Fiscal Deficit Affect Interest Rate in India? An Empirical Investigation***", Jindal Journal of Business Research, 5(2), PP: 87–103.

16 Engen E., Hubbard R., (2004), " ***Federal government debt and interest rates***", NBER Macroecon Annu, 19, PP:83–138

17 Barro, Robert J. , (1989), "***The Ricaardian Approach to Budget Deficits***", Journal of Economic Perspective, 3 , pp: 37-54

18 Cebula, R. J., (1990), "***Government Borrowing and Interest Rates in United States: An Empirical Analysis Using IS–LM Framework***", Economia Internationale, 43(2), PP: 159– 64.

———-------, (1997), "***The Impact of Federal Budget Deficits on Long-Term Nominal Interest Rates in the US: New Evidence and an***

Updating Using Cointegration and Granger Causality Tests, 1973.2-1993.3.", Economia Internazionale, 50(1), PP: 49–60.

19 Das, S., (2010), "***On financing the fiscal deficit and availability of loanable funds in India***", Economic and Political Weekly, 45(15), PP:67–75.

20 **Aisen**, A. and **Hauner**, D., (2008), "**Budget Deficits** and **Interest Rates**: A Fresh Perspective", IMF Working Papers, Vol. , February **,** pp. 1-19.

21 Engle, R F.,and Granger, Clive W.J., (1987), ***"Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing",*** Econometrica .55, pp: 251-276.

22 Rao,B.(1994),Cointegration for the applied economicis, New Yourk, the Mac millan press. LTD.

الملحق :

جدول (١)

نتائج تقدير نموذج متجه تصحيح الخطأ في الأجلين القصير والطويل

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1984 2018
Included observations: 35 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

		CointEq2	CointEq1	Cointegrating Eq:
		0	1	LNRINT(-1)
		1	0	LNINFD(-1)
		-2.511204	0.615	LNMS(-1)
		-0.37759	-0.170	
		[-6.65068]	[3.61582]	
		0.339471	-0.476	LNFD(-1)
		-0.21423	-0.097	
		[1.58462]	[-4.93388]	
		3.826068	-3.020	C
D(LNFD)	D(LNMS)	D(LNINFD)	D(LNRINT)	Error Correction:
0.722751	0.081494	-0.023194	-0.829	CointEq1
-0.25775	-0.34411	-0.54193	-0.348	
[2.80406]	[0.23683]	[-0.04280]	[-2.37951]	
-0.132917	0.049599	-0.241878	-0.332	CointEq2
-0.11751	-0.15688	-0.24708	-0.159	
[-1.13108]	[0.31615]	[-0.97896]	[-2.08815]	
-0.498264	-0.047081	0.001867	-0.125	D(LNRINT(-1))
-0.17244	-0.23021	-0.36255	-0.233	

[-2.88957]	[-0.20451]	[0.00515]	[-0.53466]	
-0.075498	-0.021654	-0.128822	0.064	D(LNRINT(-2))
-0.11997	-0.16016	-0.25224	-0.162	
[-0.62932]	[-0.13520]	[-0.51072]	[0.39174]	
0.103535	-0.060617	-0.198849	-0.020	D(LNINFD(-1))
-0.11023	-0.14716	-0.23177	-0.149	
[0.93925]	[-0.41191]	[-0.85797]	[-0.13407]	
0.15845	-0.176105	-0.352815	0.130	D(LNINFD(-2))
-0.11369	-0.15178	-0.23904	-0.154	
[1.39368]	[-1.16024]	[-1.47596]	[0.84578]	
-0.942734	-0.200449	-0.377424	-0.004	D(LNMS(-1))
-0.19765	-0.26387	-0.41557	-0.267	
[-4.76967]	[-0.75964]	[-0.90821]	[-0.01345]	
-0.764833	-0.265544	0.183232	-0.327	D(LNMS(-2))
-0.19138	-0.2555	-0.40239	-0.259	
[-3.99634]	[-1.03930]	[0.45536]	[-1.26402]	
-0.483236	0.005444	-0.002762	-0.175	D(LNFD(-1))
-0.13969	-0.18649	-0.2937	-0.189	
[-3.45942]	[0.02919]	[-0.00941]	[-0.92835]	
-0.21384	-0.383407	0.40324	-0.550	D(LNFD(-2))
-0.12801	-0.1709	-0.26914	-0.173	
[-1.67052]	[-2.24352]	[1.49825]	[-3.17706]	
-0.035178	-0.027697	0.037146	-0.041	C
-0.04547	-0.0607	-0.0956	-0.061	
[-0.77370]	[-0.45629]	[0.38857]	[-0.67216]	
0.698242	0.395672	0.387741	0.583451	R-squared
0.57251	0.143868	0.132634	0.409889	Adj. R-squared

1.65048	**2.941677**	**7.296168**	**3.013737**	**Sum sq. resids**
0.26224	**0.3501**	**0.551368**	**0.354362**	**S.E. equation**
5.553405	**1.571351**	**1.519913**	**3.361625**	**F-statistic**
3.787087	**-6.326405**	**-22.22287**	**-6.74992**	**Log likelihood**
0.412166	**0.99008**	**1.89845**	**1.014281**	**Akaike AIC**
0.90099	**1.478904**	**2.387273**	**1.503105**	**Schwarz SC**
-0.026804	**-0.015176**	**0.014917**	**-0.015757**	**Mean dependent**
0.401085	**0.378374**	**0.592026**	**0.461296**	**S.D. dependent**
		9.59E-05		**Determinant resid covariance (dof adj.)**
		2.12E-05		**Determinant resid covariance**
		-10.32553		**Log likelihood**
		3.561459		**Akaike information criterion**
		5.872262		**Schwarz criterion**
		52		**Number of coefficients**