دراسة محددات معدل الفائدة على القروض في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1988 -2018)

Studying the Determinants of Lending Rate in the Egyptian Economy during the Period (1988-2018)

د. عبير شعبان عبده عبد الحفيظ
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية
جامعة الاسكندرية

مستخلص البحث:

يهدف هذا البحث الى دراسة محددات معدل الفائدة على القروض في الاقتصاد المصري باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية خلال الفترة (1988-2018). وقد اعتمدت الدراسة على تحليل التكامل المشترك مدخل الحدود Cointegration Analysis– ARDL Bound Approach لبحث محددات معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل والأجل القصير.

وطبقا لنتائج العلاقة طويلة الأجل ARDL، وجد أن معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي له تأثير عكسي معنوي على معدل الفائدة على القروض، ووُجد أيضا أن كمية النقود ومعدل التضخم ومعدل الفائدة الأجنبي مقاس بمعدل الفائدة على أذون الخزانة الامريكية لهم تأثير طردي معنوي على معدل الفائدة على الاقراض. بالإضافة الى ذلك، تشير نتائج العلاقة قصيرة الأجل الى أن معدل الفائدة على الاقراض يتحدد في الأجل القصير بمعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وبكمية النقود وبسعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي، حيث ان النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وكمية النقود يؤثران عكسيا على معدل الفائدة على الاقراض، وسعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي يؤثران طرديا على معدل الفائدة على الاقراض. وتوصي الدراسة بأنه يجب على البنك المركزي ضبط كمية النقود وسعر الصرف ومعدل التضخم بما يضمن تحقيق الاستقرار في معدل الفائدة على القروض. أيضا يجب تحفيز النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي لتخفيض معدل الفائدة على القروض.

كلمات أساسية: معدل الفائدة على الاقراض، العرض النقدي، سعر الصرف، معدل التضخم، تحليل التكامل المشترك.

Abstract

This research aims to study the determinants of lending rate in Egyptian economy using annual time series data over the period 1988-2018. In this

study, we used Cointegration Analysis– ARDL Bound Approach to examine the determinants of lending rate in the long run and in the short run.

According to ARDL- long run relationship results, it is found that the real GDP growth rate has a significant negative impact on the lending rate. it is also found that money supply, inflation rate and foreign interest rate measured by American three-month treasury bill rate have a significant positive impact on the lending rate. In addition, ARDL- short run results show that the lending rate in the short-run is determined by real GDP growth rate, money supply, exchange rate and foreign interest rate. In the short-run, it is found that the real GDP growth rate and money supply negatively affect the lending rate; and exchange rate and foreign interest rate positively affect the lending rate. The study recommends that the Central bank should adjust the amount of money, the exchange rate and the inflation rate so that the lending rate can be stabilized. The growth in real GDP should also be stimulated to lower the lending rate.

Key Words: Lending Rate, Money Supply, Exchange Rate, Inflation Rate, Cointegration Analysis.

1- مقدمة

اتخذت مصر خطوات عديدة نحو التحرير الاقتصادي منذ نهاية الثمانينات وبداية التسعينات من القرن الماضي من خلال تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي والتعديل الهيكلي، حيث طبقت اجراءات عدة لتحرير الأسعار والايجارات ومعدل الفائدة، وازالة القيود على سوق الصرف الأجنبي، وتخفيض الرسوم الجمركية، واعادة هيكلة القطاع العام وتنفيذ برنامج للخصخصة وتشجيع القطاع الخاص (Korayem, 1997, P. 3-5). ولاشك أن تلك الاجراءات أثرت على سلوك معدل الفائدة وعلى الكيفية التي يتحدد بها، كما أثرت على سلوك باقي المتغيرات الاقتصادية مثل معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي والعرض النقدي ومعدل التضخم وسعر الصرف.

وبالنسبة لمعدلات الفائدة، حدث صعود في معدل الفائدة على القروض خلال الفترة من 1988 الى 1992 حتى وصل الى 20,3 % عام 1992، ثم أخذ في الانخفاض الى أن وصل الى 13% في عام 1998، ثم استقر نسبيا خلال الفترة (2000– 2005) حيث تراوحت قيمته ما بين 12% الى 13% ، ثم عاود الانخفاض مرة ثانية الى أن وصل الى 11% تقريبا عام 2011، ثم استقر نسبيا خلال الفترة (2012–2015) حيث تراوحت قيمته ما بين 11% الى 12%، ثم ارتفع مرة أخرى حتي وصلت قيمته الى 18,3% عام 2018 (جدول رقم (1–1) بالملحق 1، وشكل رقم (2–1) بالملحق 2). وحدثت أيضا تغيرات في معدل الفائدة على الودائع ولكن كانت أقل حدة، حيث ارتفع معدل الفائدة على الودائع خلال الفترة (1988–1993) من 11% في عام 1988 الى 12% عام 1993، لكن بعد ذلك أخذ في الانخفاض بشكل مستمر الى أن وصل الى 6,2% تقريبا عام 2010، ثم أخذ يتذبذب بين 6% الى 8% خلال الفترة (2011– 2016)، ثم ارتفع منذ عام 2017 الى مستوى أعلى من 12% (جدول رقم (1–2) بالملحق 1، وشكل رقم (2–1) بالملحق 2).

وقد صاحب تلك التغيرات في معدلات الفائدة تغيرات في العديد من المتغيرات الاقتصادية الأخرى، حيث حدثت تغيرات مشابه في معدل الخصم الذي ارتفع خلال الفترة (1988–1991) حتى وصل الى 20% عام 1991، ثم أخذ في الانخفاض بعد ذلك بشكل مستمر الى أن بلغ 8,5% عام 2010، ثم بدأ في الارتفاع حتى وصل الى 19,3% عام 2017، ثم انخفض الى 17,3% في عام 2018 (جدول رقم (1–2) بالملحق 1، وشكل رقم (2–1) بالملحق 2).

وشهد معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي تذبذبا كبيرا خلال الفترة (1988–2018)، حيث انخفض في بداية التسعينات الى أن وصل الى 1% تقريبا عام 1991 وربما يرجع ذلك الى الأثر الانكماشي لسياسات الاصلاح الاقتصادي، ثم أخذ معدل النمو في الارتفاع بعد ذلك خلال الفترة (1994–2000) حتى وصل الى 6,4% تقريبا في عام 2000، لكن انخفض في عامي 2001 و2002 الى أن وصل الى 2,4%، وربما يرجع ذلك الى أحداث 11 سبتمبر 2001. بعد ذلك زاد معدل النمو خلال الفترة (2003– 2008) حتى بلغ 7,2% في 2008، ثم انخفض مرة أخرى خلال الفترة (2009– 2011) وربما يرجع ذلك الى الأزمة المالية العالمية وأحداث ثورة 25 يناير 2011. ثم أعقب ذلك فترة تحسن حيث أخذ معدل النمو في GDP في الزيادة ولكن ببطء حتى وصل الى 5,3% في عام 2018 (جدول رقم (1–1) بالملحق 1، وشكل رقم (2–3) بالملحق 2).

وحدثت أيضا خلال الفترة (1988– 2018) زيادة كبيرة في كمية النقود M1 و M2، خاصة خلال الفترة (2006– 2018). كذلك حقق معدل النمو في M2 ارتفاعا كبيرا خاصة بعد عام 2011، حتى وصل الى 39,5% عام 2016، ثم انخفض خلال عامي 2017 و 2018 الى 20,5% و 13,3% على التوالي (جدول رقم (1–1) وجدول رقم (1–2) بالملحق 1، وشكل رقم (2–2) وشكل رقم (2–4) بالملحق 2).

كذلك حدثت تقلبات كبيرة في معدل التضخم خلال الفترة (1988– 2018)، حيث بلغ معدل التضخم 19% تقريبا في المتوسط خلال الفترة (1988–1991)، ثم أخذ في الانخفاض خلال الفترة من 1994 الى 2001 – باستثناء عام 1995– الى أن وصل الى 2,3% تقريبا في عام 2001، بعد ذلك بدأ في الارتفاع خلال الفترة (2002–2004) الى أن وصل الى 11,3%، وربما يفسر ذلك بالارتفاع الذي حدث في سعر الصرف في تلك الفترة، بعد ذلك انخفض معدل التضخم الى 5% تقريبا عام 2005، ثم عاود الارتفاع مرة ثانية الى أن وصل الى 18,3% في عام 2008، ثم انخفض الى أن وصل الى 7% تقريبا عام 2012، بعد ذلك واصل الارتفاع بشكل كبير حتى وصل معدل التضخم الى 29,5% عام 2017، وربما يرجع ذلك الى تحرير سعر الصرف بدءا من 2015، لكن معدل التضخم انخفض بعد ذلك الى 14,4% في 2018 (جدول رقم (1–1) بالملحق 1، وشكل رقم (2–5) بالملحق 2).

فضلا عن ذلك حقق سعر الصرف زيادة كبيرة ومستمرة خلال الفترة (1988– 2018)، حيث زاد خلال الفترة (1988–1991) من 70 قرشا للدولار في عام 1988 الى 3,14 جنيها للدولار عام 1991، ثم استقر حول 3,3 جنيها للدولار كمتوسط لسعر الصرف خلال الفترة (1991– 2000)، ثم

أخذ في الزيادة ابتداءً من عام 2001 الى أن وصل سعر الصرف الى 6,2 جنيها للدولار عام 2004، ثم استقرت قيمته حول 6 جنيهات للدولار كمتوسط للفترة (2004– 2012)، ثم أخذ في الارتفاع بعد ذلك الى أن وصل الى 10 جنيها للدولار في عام 2016، ثم الى 17,8 جنيها للدولار تقريبا عام 2018 (جدول رقم (1–1) بالملحق 1، وشكل رقم (2–6) بالملحق 2).

1–1: مشكلة البحث: اهتم الاقتصاديون –منذ زمن بعيد– بالبحث في محددات معدل الفائدة سواء على مستوى التنظير أو على مستوى الدراسات التطبيقية. وقد أشارت معظم النظريات الاقتصادية والدراسات التطبيقية الى أن معدلات الفائدة المحلية داخل أي اقتصاد تتأثر عادة بمجموعتين من العوامل: عوامل محلية وعوامل خارجية. وتتمثل أهم العوامل المحلية في الدخل القومي والتغيرات في كمية النقود ومعدل التضخم، وتتمثل أهم العوامل الخارجية في معدل الفائدة العالمي ومعدل التغير المتوقع في سعر صرف العملة المحلية في مواجهة العملات الأجنبية. وكما أشرنا سابقا، شهدت الفترة (1988– 2018) تقلبات كبيرة في معدلات الفائدة صاحبها تقلبات كبيرة في معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والعرض النقدي ومعدل التضخم وسعر الصرف. وبناءً عليه يسعى هذه البحث الى الاجابة على السؤال التالي: ما هي العوامل التي حددت سلوك معدل الفائدة علي القروض في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1988– 2018)؟ وهل التغيرات التي حدثت في معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والتغيرات في العرض النقدي ومعدل التضخم وسعر الصرف خلال الفترة (1988– 2018) يمكن أن تفسر سلوك معدل الفائدة على الاقراض خلال تلك الفترة؟

1–2: أهداف الدراسة: يهدف هذا البحث الى التعرف على أهم العوامل التي تحدد معدل الفائدة على القروض في الاقتصاد المصري وذلك باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية خلال الفترة من عام 1988 الى عام 2018.

1–3: أهمية الدراسة: يُعد معدل الفائدة من المتغيرات الاقتصادية المهمة التي تؤثر على معظم قرارات الوحدات الاقتصادية سواء على المستوى الاقتصاد الجزئي أو على مستوى الاقتصاد الكلي. فعلى مستوى الوحدات الاقتصادية يعتبر معدل الفائدة محددا أساسيا لقرارات الادخار والاستهلاك وقرارات الاستثمار الخاصة بالأفراد والمشروعات. وعلى المستوى الكلي يؤثر سلوك معدل الفائدة على متغيرات أساسية مثل النمو الاقتصادي من خلال تأثيره على قرارات الادخار والاستهلاك والاستثمار على المستوى الكلي وقرارات الانفاق الحكومي؛ ويؤثر أيضا على عدالة توزيع الدخول من خلال تأثيره على معدلات النمو الاقتصادي وعلى حجم الدخل من ايرادات الفوائد وعلى أسعار الأصول المالية والحقيقية. كذلك تؤثر التغيرات في معدلات الفائدة على سعر صرف العملة المحلية وعلى تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية. فضلا عن ذلك يعد معدل الفائدة من القنوات المهمة لنقل تأثير السياسات الاقتصادية الى المتغيرات الاقتصادية، ومن ثم يؤثر سلوك معدل الفائدة في فاعلية السياسات الاقتصادية في تحقيق النمو والاستقرار الاقتصادي. وسوف تركز الدراسة الحالية على دراسة محددات معدل الفائدة على الاقراض لأنه محدد لتكلفة التمويل وبالتالي قرارات الاستثمار، بالإضافة الى أن أثر التغيرات في السياسة النقدية وسعر الصرف عادة تمرر للاقتصاد من خلال التغيرات في معدل الفائدة على الاقراض،

فضلا عن أن معدل الفائدة على الاقراض له ارتباط طردي قوي بمعدل الفائدة على الايداع ومعدل الخصم، ويرتبط أيضا بمعدل الفائدة على أذون الخزانة، كما يتضح من جدول رقم (3-1) و جدول رقم (3-2) بالملحق 3.

1-4: فروض الدراسة: يسعى البحث الى اختبار الفرض التالي:

" يوجد أثر معنوي لكل من معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وكمية النقود ومعدل التضخم وسعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي على معدل الفائدة على القروض في الأجل القصير والطويل".

1-5: منهج الدراسة: تستخدم الدراسة منهج الاستنباط والمنهج القياسي، حيث تعتمد على منهج الاستنباط الذي يستخدم المعلومات المستمدة من النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة في صياغة النموذج المستخدم في الدراسة، ثم تستخدم أدوات التحليل القياسي لتقدير النموذج وتقييم المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة وذلك باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews.

1-6: مصادر البيانات: تستخدم الدراسة بيانات سلسلة زمنية سنوية عن مصر خلال الفترة (1988-2018)، وقد تم الحصول على البيانات من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators، وقاعدة بيانات صندوق النقد الدولي International Financial Statistics، وبيانات البنك المركزي المصري، النشرة الاحصائية الشهرية. ويوضح الجدول رقم (1-1) والجدول رقم (1-2) بالملحق 1 بيانات الدراسة، كما يوضح جدول رقم (3-3) بالملحق 3 معاملات الارتباط بين متغيرات النموذج، وكذلك يوضح جدول رقم (3-4) بالملحق 3 الخصائص الاحصائية للمتغيرات خلال فترة الدراسة.

1-7: خطة الدراسة: بعد المقدمة تقسم الدراسة كالتالي: يشمل الجزء الثاني عرض النظريات الاقتصادية التي تناولت محددات معدل الفائدة، ويعرض الجزء الثالث نتائج الدراسات السابقة، ويتناول الجزء الرابع النموذج المستخدم في الدراسة، ويعرض الجزء الخامس نتائج تقدير النموذج المستخدم في الدراسة، ويتناول الجزء السادس والأخير من الدراسة أهم نتائج البحث والتوصيات.

2- محددات معدل الفائدة في النظرية الاقتصادية

2-1: نظرية الأرصدة القابلة للإقراض Loanable Fund Theory: ترى أن معدل الفائدة يتحدد بالطلب على الأرصدة القابلة للإقراض والذي يمثل استثمارا وعرض الأرصدة القابلة للإقراض والذي يمثل ادخارا، وبالتالي فان معدل الفائدة سوف يتحدد بالعوامل التي تؤثر في الادخار والاستثمار مثل الدخل القومي ومعدل التضخم وعجز الموازنة العامة (Asamoah and Adu, 2016, P. 383; Thomas, 2018, Pp. 64-68). ومن ثم وفقا لهذه النظرية يمكن كتابة أهم محددات معدل الفائدة على الصورة التالية:

$$i = i(Y, infl, BD) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث i معدل الفائدة الاسمي، و Y الدخل القومي الحقيقي، و infl معدل التضخم، و BD عجز الموازنة العامة. أثر الزيادة في الدخل الحقيقي على معدل الفائدة وفقا لنظرية الأرصدة القابلة للإقراض غير

محدد حيث ان زيادة الدخل من ناحية تزيد عرض المدخرات وبالتالي يقل معدل الفائدة ومن ناحية أخرى يزيد الاستثمار وفقا لنظرية المعجل مما يرفع معدل الفائدة. وبناءً عليه الزيادة في الدخل القومي الحقيقي سوف ترفع معدل الفائدة اذا أدت الى زيادة الاستثمار بمقدار أكبر من زيادة الادخار. كذلك التضخم يؤثر طرديا على معدل الفائدة حيث ان ارتفاع التضخم يقلل عرض المدخرات. ووفقا لنظرية الأرصدة القابلة للإقراض، زيادة عجز الموازنة العامة يترتب عليه زيادة الطلب على الأرصدة القابلة للإقراض وبالتالي يزيد معدل الفائدة مع ثبات العوامل الأخرى. ورغم ذلك اختلفت الدراسات حول تأثير عجز الموازنة العامة على معدل الفائدة حيث أشارت معظم الدراسات الى أن عجز الموازنة لا يؤثر على معدل الفائدة منها دراسة Evans (1987) ودراسة Darrat & Suliman (1991) ودراسة Kelikume (2016)، بينما أشارت بعض الدراسات الى أن عجز الموازنة العامة يرفع معدل الفائدة مثل دراسة Arora & Dua (1995) ودراسة Rani & Kumar, (2017)، وأشارت دراسات أخرى مثل دراسة Ajlouni (2018)، ودراسة Asamoah & Adu (2016) الى أن الزيادة في عجز الموازنة العامة يخفض معدل الفائدة.

2-2: مدخل تفضيل السيولة Liquidity Preference Approach: يرى أن معدل الفائدة يتحدد في سوق النقود بالطلب على النقود وعرض النقود. وحيث ان الطلب على النقود يتحدد بالدخل القومي الحقيقي والمستوى العام للأسعار ومعدل الفائدة، ويتحدد العرض النقدي من قبل البنك المركزي وفقا لأهداف السياسة النقدية، فان معدل الفائدة وفقا لمدخل السيولة يتحدد بالدخل القومي الحقيقي والمستوى العام للأسعار وكمية النقود (Froyen, 2013, Pp. 112-119; Asamoah & Adu, 2016, P. 383)، وبالتالي وفقا لمدخل تفضيل السيولة يمكن كتابة أهم محددات معدل الفائدة على الصورة التالية:

$$i = i(Y, P, M) \quad \ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

حيث أن P تشير الى المستوى العام للأسعار، و M تمثل كمية النقود. وتؤدي الزيادة في الدخل القومي والمستوي العام للأسعار الى زيادة الطلب على النقود ومن ثم زيادة معدل الفائدة الاسمي وفقا لمدخل تفضيل السيولة. ومن ناحية أخرى تؤدي الزيادة في كمية النقود الى انخفاض معدل الفائدة على الأقل في الأجل القصير. وكان الكينزيون يفترضون أن جانب الطلب على النقود مستقر نسبيا – على الأقل في الأجل القصير– وبالتالي اعتبروا أنه يمكن تحديد معدل الفائدة الاسمي من خلال التغيرات في كمية النقود، وأن مهمة السياسة النقدية هي المحافظة على معدل الفائدة الاسمي عند مستوى منخفض لتقليل عبء خدمة الدين العام على الموازنة العامة ولرفع أسعار السندات الحكومية.

لكن أثر السياسة النقدية على معدلات الفائدة من الأشياء التي أثارت جدلا واسعا بين الاقتصاديين حيث قلل النقديون من قدرة البنك المركزي على تحديد معدل الفائدة في الأجل القصير والأجل الطويل حيث كانوا يرون أن معدل الفائدة يتحدد بالتفضيل الزمني بين الاستهلاك والادخار، والانتاجية الحدية لرأس المال، وتوقعات التضخم والتي تتحدد بالنمو في العرض النقدي؛ في حين يرى الكينزيون الجدد Post Keynesian أن البنك المركزي يمكن أن يحدد معدل الفائدة الاسمي عند أي مستوى يرغبه اذا قبل التخلي عن الرقابة على النمو في العرض النقدي ومعدل التضخم وسعر الصرف؛

ويرى النيوكلاسيك أن البنك المركزي يمكن أن يحدد معدل الفائدة الاسمي ويمكن أن يحدد حتى معدل الفائدة الحقيقي في الأجل القصير لكن لا يستطيع تحديد معدل الفائدة الحقيقي في الأجل الطويل بسبب عدم القدرة على التنبؤ بالتضخم (Niggle, 1989, Pp. 815-816). ويرى Friedman أن السياسة النقدية لا تستطيع تثبيت معدلات الفائدة الا لفترات محدودة جدا، فالزيادة في العرض النقدي تؤدي الى تخفيض معدل الفائدة في البداية، لكن هذا الأثر لا يستمر طويلا حيث إن الزيادة في العرض النقدي يتبعها زيادة في الانفاق الاستثماري وزيادة في بنود الانفاق الأخرى التي تتأثر بمعدل الفائدة مما يزيد الدخل فيزيد الطلب على النقود، كذلك ارتفاع الأسعار يخفض القيمة الحقيقية للنقود. وتلك التغيرات يتبعها ارتفاع معدل الفائدة عائدا الى مستواه الأصلي وربما يرتفع عنه، وبالتالي زيادة كمية النقود ربما يصاحبها ارتفاع معدل الفائدة (Friedman, 1968, p. 6- 7). أي أن معظم الاقتصاديين يرون أن معدلات الفائدة تتحدد ولو جزئيا بالتغيرات في كمية النقود، كذلك خلصت معظم الدراسات الى أن التغيرات في أدوات السياسة النقدية لها تأثير على معدلات الفائدة داخل الاقتصاد. وعلى سبيل المثال، أشارت دراسة Fransso & Tysklind (2016) عن السويد خلال الفترة (2000– 2015) الى أن البنك المركزي يستطيع التحكم في كل معدلات الفائدة داخل الاقتصاد السويدي من خلال تغيير معدل الفائدة على اتفاقيات إعادة الشراء Repo Rate، حيث إن معظم معدلات الفائدة داخل الاقتصاد تتغير طرديا مع معدل الفائدة على اتفاقيات إعادة الشراء.

2-3: فرضية فيشر The Fisher Hypothesis: يرى Fisher (1930) أن معدل الفائدة الحقيقي هو معدل الفائدة الاسمي مطروحا منه معدل التضخم (Mishkin, 2016, P. 126; Cooray,2002, Pp. 202-203):

$$r = i - infl$$

$$i = r + infl \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث r هي معدل الفائدة الحقيقي، ويمكن أن نفترض أنه يأخذ الشكل التالي:

$$r = a + \varepsilon \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

وتشير معادلة رقم (4) الى أن معدل الفائدة الحقيقي له قيمة توازنية في الأجل الطويل وهي a، يمكن أن ينحرف عنها في الأجل القصير بقيمة عشوائية هي ε (Edwards & Khan, 1985, P. 6)، وبالتعويض من معادلة رقم (4) في معادلة رقم (3) نحصل على:

$$i = a + infl + \varepsilon \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

وتتضمن معادلة رقم (5) أن معدل الفائدة الاسمي يتحدد طرديا بمعدل التضخم، ووفقا لـ Fisher فان infl يمكن أن يكون معدل التضخم الفعلي أو المتوقع، وبالتالي معدل الفائدة الاسمي يتأثر بمعدل التضخم الفعلي والمتوقع على الشكل التالي:

$$i_t = i(inf_t, inf^e_t) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث تشير inf^e الى معدل التضخم المتوقع. تؤدي زيادة معدل التضخم الى زيادة معدل الفائدة الاسمي وذلك بسبب أن زيادة معدل التضخم الحالي أو المتوقع يخفض معدل العائد الحقيقي على السندات مما

يقلل الطلب عليها، ومن ناحية أخرى تقل التكلفة الحقيقية للاقتراض مما يزيد عرض السندات. ويؤدي كلا الأثرين الى انخفاض سعر السندات ورفع معدل الفائدة عليها (Mishkin, 2016, P. 143-144). ووفقا لـ Fisher زيادة معدل التضخم تؤدي الى زيادة معدل الفائدة الاسمي بنفس النسبة في الأجل الطويل (Cooray,2002, P. 203). كذلك وفقا لمعادلة فيشر توجد علاقة طردية بين كمية النقود وبين معدل الفائدة، حيث أن زيادة كمية النقود يترتب عليها ارتفاع معدل التضخم الحالي والتضخم المتوقع وبالتالي ارتفاع معدل الفائدة (Maitra, 2018, P. 266). وتوجد عديد من الدراسات تؤيد فرضية فيشر مثل Cooray (2002)، Benazić (2013)، Ozcan and Ari (2015).

2-4: نظرية تعادل معدل الفائدة The Theory of Interest Rate Parity: تتضمن أن معدل الفائدة يتأثر بالعوامل الخارجية والتي تتمثل في معدل الفائدة الاسمي العالمي والتغير المتوقع في سعر الصرف على النحو التالي (Aggarwal, 2013, P. 3):

$$i = i_t^* + s_{t+1} - s_t + \varepsilon_{t+1} \quad \ldots\ldots (7)$$

حيث i معدل الفائدة المحلي، i^* معدل الفائدة العالمي، s_{t+1} سعر الصرف المتوقع، s_t سعر الصرف الحالي Current Spot Rate، ε_{t+1} خطأ التنبؤ. ارتفاع سعر الصرف يعني انخفاض القيمة الخارجية للعملة المحلية، وبالتالي يتوقع زيادة الصادرات وانخفاض الواردات وبالتالي زيادة الدخل القومي الحقيقي، وزيادة الطلب على النقود، وارتفاع معدل الفائدة. كذلك زيادة معدل الفائدة العالمي مقارنة بمعدل الفائدة المحلي يترتب عليه زيادة الطلب على الأدوات المالية الأجنبية ويقل الطلب على الأدوات المالية المحلية وينخفض سعرها وبالتالي يرتفع معدل الفائدة المحلي. من ناحية أخرى زيادة معدل الفائدة العالمي مقارنة بمعدل الفائدة المحلي يترتب عليه تدفق رؤوس الأموال للخارج وبالتالي يرتفع سعر الصرف الأجنبي وتنخفض قيمة العملة المحلية وتزيد الصادرات وتقل الواردات ويزيد الدخل ويرتفع الطلب على النقود مما يرفع معدل الفائدة المحلي. كذلك أشارت بعض الدراسات الى وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين التضخم وسعر الصرف، ووجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين معدل التضخم ومعدل الفائدة (Darrat & Suliman,1991, p.78)، وبالتالي يمكن القول بأن ارتفاع سعر الصرف يرفع معدل التضخم وهذا يرفع معدل الفائدة. ومن ناحية أخرى أشارت دراسة Di Giovanni & Shambaugh (2008) الى أن الدول التي تتبع نظام سعر الصرف الثابت عادة يتغير فيها معدل الفائدة المحلي طرديا مع تغير معدل الفائدة الأجنبي، وأن معدل الفائدة المحلي يعد القناة الأساسية التي ينتقل من خلالها أثر التغيرات في معدل الفائدة الأجنبي الى الاقتصاد المحلي.

3- نتائج الدراسات السابقة

تندرج معظم الدراسات التي قدمت في مجال دراسة محددات معدل الفائدة تحت مجموعتين من الدراسات، اهتمت المجموعة الأولى منها بدراسة علاقة معدل الفائدة بأحد محدداته مثل دراسة أثر فيشر والذي يمثل علاقة معدل الفائدة بالتضخم أو دراسة أثر السيولة والذي يعكس علاقة معدل الفائدة بكمية النقود أو دراسة نظرية تعادل معدل الفائدة والذي يعكس علاقة معدل الفائدة بسعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي، أو دراسة أثر المزاحمة الذي يعكس أثر عجز الموازنة العامة على معدل الفائدة؛

واهتمت المجموعة الثانية بدراسة عدد من العوامل المحددة لمعدل الفائدة مجتمعة. وكانت دراسة Edwards & Khan (1985) من أولى تلك الدراسات في الدول النامية، وجاء بعدها العديد من الدراسات في هذا المجال. واستخدمت معظم الدراسات بيانات ربع سنوية، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل الحدود Cointegration Analysis– ARDL Bound Approach وتحليل VAR، وخلصت معظم الدراسات الى أن أهم محددات معدل الفائدة تتمثل في كمية النقود ومعدل التضخم والناتج المحلي الاجمالي ومعدل الفائدة الأجنبي معدل بالتغير المتوقع في سعر صرف العملة المحلية في مواجهة الدولار الامريكي، وسوف نعرض فيما يلي بعض تلك الدراسات:

– دراسة Edwards & Khan (1985) قامت بدراسة محددات معدل الفائدة في كل من كولمبيا وسنغافورة، حيث استخدمت بيانات ربع سنوية عن كولمبيا خلال الفترة (1968– 1982) وعن سنغافورة خلال الفترة (1976– 1983)، وقدرت نموذج انحدار متعدد باستخدام طريقة المربعات الصغرى، وخلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة الاسمي في كولمبيا يتأثر بكل من العوامل الخارجية ممثلة في معدل الفائدة العالمي معدل بالتغير في سعر الصرف والعوامل المحلية ممثلة في التغيرات في كمية النقود والدخل القومي ومعدل التضخم المتوقع، أما بالنسبة لسنغافورة وجدت الدراسة أن معدل الفائدة الاسمي يتحدد أكثر بالعوامل الخارجية بينما كان تأثير العوامل المحلية ضعيفا. وأرجعت الدراسة الاختلاف بين كولمبيا وسنغافورة في الأهمية النسبية لتأثير العوامل المحلية والخارجية على معدل الفائدة المحلي الى أن سنغافورة كانت اقتصاد أكثر انفتاحا على العالم الخارجي، حيث أن القيود على حركات رؤوس الأموال وسوق الصرف الأجنبي والرسوم الجمركية كانت أقل في سنغافورة مقارنة بكولمبيا.

– دراسة Darrat & Suliman (1991) استخدمت بيانات ربع سنوية عن كندا خلال الفترة (1960– 1987)، واعتمدت على نموذج VAR في التحليل، وخلصت الى أن عجز الموازنة العامة لا يسبب تغيرات في معدل الفائدة في حين أن التغيرات في القاعدة النقدية تسبب تغيرات في معدل الفائدة، بالإضافة الى وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين معدل التضخم ومعدل الفائدة.

– دراسة Ahn (1994) استخدمت بيانات ربع سنوية عن كوريا وسنغافورة خلال الفترة (1970– 1993)، واستخدمت طريقة المربعات الصغرى في التقدير، وخلصت الى أن معدل الفائدة في كوريا يتحدد بمستواه في الفترة السابقة وبالتغيرات في العرض النقدي لكن لا يتأثر بمعدل الفائدة الأجنبي ولا بمعدل التغير المتوقع في سعر الصرف، وأرجعت الدراسة ذلك الى أن تحرير تحركات رؤوس الأموال في كوريا كان محدودا. وبالنسبة لسنغافورة وجدت الدراسة أن التغير في العرض النقدي ومعدل الفائدة العالمي والتغير في سعر الصرف لهم دور أساسي في تحديد معدل الفائدة، وأرجع الباحث ذلك الى أن درجة تحرير رأس المال أعلى في حالة سنغافورة بسبب ازالة كل القيود القانونية على حركات رؤوس الأموال، لكن مازالت حركية رؤوس الأموال غير كاملة بسبب قيود غير قانونية مثل تكاليف المعاملات وعدم التأكد حول معدلات العائد الحقيقي.

– دراسة Jankee (2003) استخدمت بيانات ربع سنوية عن موريتانيا خلال الفترة (1988–2002)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل Johansen، وخلصت الى أن معدل الفائدة يتأثر

بالعوامل المحلية مثل الناتج المحلي الاجمالي وكمية النقود أكثر من تأثره بالعوامل الخارجية مثل معدل الفائدة الأجنبي معدل بالتغير المتوقع في سعر الصرف، كما أن أثر فيشر لا يتحقق في حالة موريتانيا.

- دراسة Duburcq (2010) استخدمت بيانات شهرية خلال الفترة (1998- 2009) عن ثماني دول في أمريكا اللاتينية هي: الارجنتين، البرازيل، كولمبيا، الاكوادور، المكسيك، بنما، بيرو، فنزويلا، واعتمدت على تحليل VECOM. بالنسبة للدول التي تثبت سعر الصرف مثل بنما والاكوادور والارجنتين، وجدت الدراسة أن معدل الفائدة في كل من بنما والاكوادور تأثر أكثر بالعوامل الخارجية مثل معدل الفائدة والعرض النقدي في USA، في حين وجد أن العرض النقدي المحلي هو المحدد الأساسي لمعدل الفائدة في الارجنتين. أما في باقي الدول والتي تتبع الرقابة على الصرف الأجنبي خلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة في تلك الدول يتحدد بالعوامل المحلية مثل سعر الصرف والعرض النقدي المحلي والدخل المحلي، والعوامل الأجنبية مثل العرض النقدي ومعدل الفائدة والدخل المحلي في USA، حيث يؤثر سعر الصرف والدخل المحلي لتلك الدول طرديا على معدلات الفائدة بها، ويؤثر العرض النقدي المحلي عكسيا على معدلات الفائدة، كذلك يؤثر معدل الفائدة في USA طرديا على معدلات الفائدة في تلك الدول في أغلب الحالات.

- دراسة Crowder (2012) استخدمت بيانات شهرية عن الولايات المتحدة الامريكية خلال الفترة (1960- 2007)، واعتمدت على أسلوب Cointegrated Structural VAR وذلك لاختبار أثر السيولة في الولايات المتحدة، ووجدت الدراسة أن معدل النمو في كمية النقود M1 ومعدل التضخم ومعدل الفائدة الاسمي بينهم علاقة طردية في الأجل الطويل، وأن معدل الفائدة الحقيقي لا يتغير في الأجل الطويل. كذلك خلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة الاسمي والحقيقي يتأثران عكسيا بالصدمات المؤقتة في كمية النقود في الأجل القصير، وأن هذا الأثر يستمر لفترة تتراوح بين 25 الى 60 شهرا.

- دراسة Peiris & Jayasinghe (2015) استخدمت بيانات ربع سنوية عن سيرلانكا خلال الفترة (2001 - 2012) واعتمدت على نفس النموذج الذي صاغه Edwards & Khan (1985) تقريبا، مع استخدام تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ARDL Bound Test Approach. وخلصت الدراسة الى أنه لا توجد علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، وتشير نتائج الأجل القصير الى أن معدل الفائدة الاسمي في سيرلانكا لا يتأثر بالتغيرات في العوامل المحلية مثل الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والعرض النقدي والتضخم المتوقع والأصول الأجنبية، في حين أنه يتأثر بمعدل الفائدة الأجنبي معدل بالتغير المتوقع في سعر الصرف.

- دراسة Asamoah & Adu (2016) استخدمت بيانات سنوية عن غانا خلال الفترة (1970- 2013)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ARDL Bound Test Approach. وخلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة على الاقراض من جانب البنوك التجارية في غانا يتأثر في الأجل الطويل طرديا بسعر الصرف وبمعدل السياسة النقدية، ويتأثر عكسيا بالناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والتضخم والعجز في الموازنة العامة، في حين لا يتأثر بالتغيرات في كمية النقود، وفي الأجل القصير يتأثر معدل الفائدة على الاقراض طرديا بسعر الصرف وبمعدل السياسة النقدية.

– دراسة Kelikume (2016) استخدمت بيانات سنوية عن 18 دولة من دول افريقيا جنوب الصحراء خلال الفترة من 2000 الى 2014، واعتمدت على أسلوب VAR وقامت بتقدير دوال الاستجابة Impulse Function وتجزئة التباين Variance Decomposition واختبار السببية VAR Causality، وخلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة يتأثر طرديا بالتغيرات في سعر الصرف ومعدل التضخم والعرض النقدي، ولا يتأثر بالعجز في الموازنة العامة.

– دراسة Rani & Kumar (2017) استخدمت بيانات سنوية عن الهند خلال الفترة (1981/80–2014/13)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ARDL Bound Test Approach، وخلصت الى أن نتائج الأجل الطويل تشير الى أن زيادة العجز في الموازنة العامة بنسبة 1% يرفع معدل الفائدة الحقيقي بنسبة 0,33%، وأن زيادة في العرض النقدي ومعدل التضخم بنسبة 1% تخفض معدل الفائدة الحقيقي بنسبة 0,18% و 0,73% على التوالي. وفي الأجل القصير وجد أيضا أن معدل الفائدة الحقيقي يتغير طرديا مع عجز الموازنة ومعدل التضخم وعكسيا مع كمية النقود.

– دراسة Ajlouni (2018) عن الأردن خلال الفترة (1990–2015) اعتمدت على تحليل التكامل المشترك وخلصت الى أن عجز الموازنة العامة ومعدل الفائدة الخالي من المخاطر قصير الأجل وتدفقات رأس المال والعرض النقدي ومعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي GDP محددات طويلة الاجل لمعدل الفائدة الحقيقي في الاردن، وأن عجز الموازنة العامة ومعدل الفائدة الخالي من المخاطر قصير الأجل والعرض النقدي ومعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي GDP لها تأثير عكسي على معدل الفائدة الحقيقي، وتدفقات رأس المال لها تأثير طردي.

– دراسة Maitra (2018) استخدمت بيانات ربع سنوية عن الهند خلال الفترة (1997/1996–2016/2015)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك، وخلصت الدراسة الى أن معدل الفائدة على أذون الخزانة يتأثر عكسيا بزيادة كمية النقود وطرديا بزيادة الدخل وزيادة سعر الصرف.

– دراسة Liu (2019) استخدمت بيانات ربع سنوية عن الصين خلال الفترة (2008– 2019)، وقامت بدراسة أثر معدل الفائدة المرتبط بالسياسة النقدية the Policy Rate مقاس بمعدل الفائدة على اتفاقات اعادة الشراء التي أجلها 7 أيام the Fixed 7-day Repurchase Rate على معدل الفائدة على الاقراض Lending Rate. واعتمدت الدراسة على تحليل التكامل المشترك، وخلصت الى أن معدل السياسة له تأثير ايجابي على معدل الاقراض وأن هذا الأثر كان أوضح بعد تحرير معدل الفائدة في الصين في أكتوبر 2015.

وتركز الدراسة الحالية على دراسة محددات معدل الفائدة على الاقراض في مصر لأنه توجد ندرة في الأبحاث في هذا المجال، حيث إن معظم الدراسات السابق عرضها ركزت بصفة أساسية على دراسة محددات معدل الفائدة على أذون الخزانة، كذلك طبقت على دول ليس من بينها مصر.

4– النموذج المستخدم وطريقة التقدير

بناءً على النظرية الاقتصادية وبناءً على نتائج العديد من الدراسات السابقة مثل Edwards & Khan (1985)، Ahn (1994)، Duburcq (2010)، Peiris & Jayasinghe (2015)،

Asamoah & Adu (2016)، Maitra (2018)، نجد أن أهم محددات معدل الفائدة تتمثل في النمو في الدخل القومي الحقيقي والعرض النقدي ومعدل التضخم وسعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي، وبالتالي يمكن صياغة نموذج الدراسة الحالية على الشكل التالي:

$$Lenr_t = f(GDPG_t, M1_t, Infl1_t, E_t, Tre\_b\_us_t)$$

$$\ln lenr_t = \beta_0 + \beta_1 GDPG_t + \beta_2 \ln M1_t + \beta_3 \ln Infl1_t + \beta_4 \ln E_t + \beta_5 \ln Tre\_b\_us_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

حيث يشير Lenr الى معدل الفائدة على الاقراض، ويمثل GDPG معدل النمو في الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي، و M1 كمية النقود بالمفهوم الضيق، وInfl1 معدل التضخم مقاس بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك، و E سعر صرف الجنيه مقابل الدولار الامريكي مقاس بعدد الجنيهات المصرية المطلوبة لشراء دولار امريكي، و Tre_b_us معدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية كمتغير نائب عن معدل الفائدة العالمي، وتشير ε الى حد الخطأ العشوائي، وتشير ln الى اللوغاريتم. وبالنسبة للإشارات المتوقعة لمعلمات النموذج فهي كالتالي:

- اشارة β_1 غير محددة، حيث قد تكون موجبة أو سالبة، اشارة β_1 موجبة وفقا لمدخل تفضيل السيولة حيث إن النمو في الناتج المحلي الاجمالي يزيد الطلب على النقود ويرفع معدل الفائدة، وتكون غير محددة وفقا لمدخل الطلب على الأرصدة القابلة للإقراض– كما أشرنا سابقا.
- اشارة β_2 غير محددة، حيث قد تكون موجبة أو سالبة، فوفقا لأثر السيولة زيادة العرض النقدي تخفض معدل الفائدة في الأجل القصير، لكن في الأجل الطويل يمكن أن يزيد معدل الفائدة ويرجع الى مستواه الأصلي وربما الى مستوى أعلى وفقا لـ Friedman– كما أشرنا سابقا.
- اشارة β_3 موجبة، وفقا لـ Fisher معدل التضخم الفعلي أو المتوقع يرفع معدل الفائدة.
- اشارة β_4 ، و β_5 موجبة، وفقا لمدخل تعادل معدل الفائدة فان ارتفاع سعر الصرف ومعدل الفائدة الأجنبي يؤديان الى ارتفاع معدل الفائدة المحلي– كما أشرنا سابقا.

سوف تعتمد الدراسة الحالية على تحليل التكامل المشترك Cointegration، والذي يستخدم لاختبار مدى وجود علاقة مستقرة أو علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية. ويوجد أكثر من مدخل لتحليل التكامل المشترك وصياغة نموذج تصحيح الخطأ، منها– على سبيل المثال– مدخل Engle- Granger، ومدخل Johansen. لكن تلك المداخل تتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى أي أن جميع السلاسل الزمنية المستخدمة في التقدير تتبع I(1)، أي أنها غير ساكنة وتتحول الى سلاسل ساكنة بعد أخذ الفروق من الدرجة الأولى، كما أنها تستخدم في حالة عدم وجود تحديد واضح للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة (Enders, 2015, Pp. 360-393). فضلا عن ذلك يوجد مدخل أخر لاختبار التكامل المشترك يمكن أن يستخدم في حالة اذا كان بعض المتغيرات في النموذج ساكنه أي تتبع I(0) والبعض الأخر غير ساكن ويتبع I(1). هذه الطريقة أدخلها Pesaran et al (2001)، وتعرف بمدخل اختبار الحدود ARDL-Bound Test Approach. وفقا لهذا المدخل تمثل المعادلة رقم (8) العلاقة طويلة الأجل بين معدل الفائدة ومحدداته. ولإجراء اختبار الحدود

يجب تحويل المعادلة رقم (8) للصيغة المناسبة لاختبار التكامل المشترك وتضمينها الأثار قصيرة الأجل، وبالتالي يصبح نموذج الاختبار على الشكل التالي:

$$\Delta(\ln Lenr)_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{q} \theta_i \Delta(\ln Lenr)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p1} \beta_{1i} \Delta (GDPG)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \beta_{2i} \Delta(\ln M1)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \beta_{3i} \Delta(\ln Infl1)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p4} \beta_{4i} \Delta(\ln E)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p5} \beta_{5i} \Delta(\ln Tre\_b\_us)_{t-i} + \delta_0 \ln Lenr_{t-1} + \delta_1 GDPG_{t-1} + \delta_2 \ln M1_{t-1} + \delta_3 \ln Infl1_{t-1} + \delta_4 \ln E_{t-1} + \delta_5 (ln\, Tre\_b\_us)_{t-1} + \omega_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9)$$

لاختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات أو وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يستخدم اختبار F لاختبار فرض العدم $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ مقابل الفرض البديل $H_1: \delta_0 \neq \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$. ويتضمن رفض فرض العدم وجود التكامل المشترك بين المتغيرات أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين جميع المتغيرات. ولرفض فرض العدم يجب أن تكون قيمة احصائية F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة لـ F (الحد الأعلى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع I(1)، والحد الأدنى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع I(0)) (Pesaran et al., 2001). ويتميز تحليل التكامل المشترك مدخل ARDL بأنه يفرق بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية وبالتالي يتجنب مشكلة الـ Endogeneity، كذلك يقدر الأثار طويلة الأجل والأثار قصيرة الأجل آنيا، ومن ثم يتجنب المشاكل المرتبطة بحذف بعض المتغيرات ووجود الارتباط الذاتي، ولذلك عادة تكون المعلمات المقدرة غير متحيزة وكفء (Rehman & Afzal, 2003, P. 48).

5- نتائج تقدير النموذج

يتضمن تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ARDL Bound Test عدة خطوات، **أولها** تطبيق اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests على متغيرات الدراسة وهي: لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض ln Lenr، ومعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG، ولوغاريتم كمية النقود ln M1، ولوغاريتم معدل التضخم ln Infl1 ، ولوغاريتم سعر الصرف ln E ، ولوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية ln Tre_b_us. واعتمدت الدراسة على اختبار Augmented Dickey–Fuller (ADF) لاختبار درجة تكامل المتغيرات الداخلة في النموذج (Enders, 2015, Pp. 206-208). ويوضح الجدول رقم (1) نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ADF في ظل وجود حد ثابت، وفي ظل وجود حد ثابت واتجاه زمنى خطي. وتشير النتائج– بصفة عامة– الى أن السلاسل الزمنية الخاصة بلوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض ln Lenr، ولوغاريتم كمية النقود ln M1، ولوغاريتم معدل التضخم ln Infl1، ولوغاريتم سعر الصرف ln E،

ولوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية ln Tre_b_us غير ساكنة Non-stationary وتتحول الى سلاسل زمنية ساكنة Stationary بأخذ الفروق من الدرجة الأولى، وبالتالي تكون متكاملة من الدرجة الأولى أي تتبع (1)I، بينما تشير نتائج اختبار ADF بالنسبة لمعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG الى أنه يتبع I(0).

جدول رقم (1): نتائج تطبيق اختبار جذر الوحدة على متغيرات الدراسة

الاختبار ADF Test: H_0: There is a unit root						
المتغير						
Tre_b_us	E	Infl1	M1	GDPG	Lenr	
-2.04 (0.26)	-1.58 (0.47)	-2.01 (0.28)	2.08 (0.99)	-3.68 (0.01)	-2.15 (0.22)	Constant
-2.78 (0.21)	-3.60 (0.046)	-1.94 (0.60)	-0.52 (0.97)	-3.72 (0.037)	-1.07 (0.91)	Constant &Trend
الفروق من الدرجة الأولى						
D(Tre_b_us)	D(E)	D(Infl1)	D(M1)	D(GDPG)	D(Lenr)	
-3.10 (0.00)	-2.83 (0.01)	-6.74 (0.00)	0.21 (0.74)	---	-2.31 (0.02)	None
-3.04 (0.04)	-3.32 (0.02)	-6.62 (0.00)	-5.49 (0.00)	---	-2.29 (0.17)	Constant
-4.50 (0.01)	-3.30 (0.08)	-6.82 (0.00)	-6.40 (0.00)	---	-4.16 (0.01)	Constant &Trend
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	درجة التكامل

– كل المتغيرات في صورة لوغاريتم ماعدا معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG، ويشير حرف D الى الفروق من الدرجة الأولى، والقيم بين الأقواس تمثل الـ P-value.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1–1) بالملحق 1.

وتتمثل **الخطوة الثانية** في تحليل التكامل المشترك في اجراء اختبار الحدود Bound Test لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات من خلال تقدير المعادلة رقم (9) واختبار فرض العدم H_0: $\delta_0= \delta_1= \delta_2= \delta_3= \delta_4= \delta_5= 0$ باستخدام اختبار F. وقد تم تحديد عدد الفجوات الداخلة في النموذج تلقائيا باستخدام اختبار Akiake Information Criteria (AIC)، مع فرض حد أقصى للفجوات الزمنية يعادل فجوتين وذلك لصغر حجم العينة، وفي ظل اتجاه زمني خطي. وكان النموذج الأفضل ARDL(2, 1, 2, 0, 1, 1) حيث يتضمن النموذج فترتين ابطاء في المتغير التابع لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض ln Lenr، و فترات ابطاء في المتغيرات المستقلة على النحو التالي: فترة ابطاء واحدة في متغير معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG، وفترتان ابطاء في متغير لوغاريتم كمية النقود ln M1، وعدم وجود ابطاء زمني في متغير لوغاريتم معدل التضخم ln Infl1، وفترة ابطاء واحدة في متغير لوغاريتم سعر الصرف ln E، وفترة ابطاء واحدة في متغير لوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية ln Tre_b_us. ويوضح الجدول رقم (2) نتائج

اختبار الحدود، ووفقا للنتائج نجد أن قيمة احصائية F تعادل 12,54 تقريبا وهى أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة لـ F عند مستوى معنوية 1%، وبالتالي نستنتج أنه يوجد تكامل مشترك بين متغيرات النموذج بمعنى أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.

جدول رقم (2): نتائج تقدير اختبار التكامل المشترك مدخل الحدود ARDL- Bound Test

المتغير التابع: لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض ln Lenr

ARDL(2,1,2,0,1,1)	**Bound Test** **H_0 : No Levels Relationship**
12.54395 **I(0) I(1)** 2.49 3.38 2.81 3.76 3.50 4.63	**F- Statistic** القيمة الحرجة: 10 % 5 % 1 %
F- Statistic 1.25 (0.31)	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: **H_0 : No Autocorrelation**
F- Statistic 0.79 (0.66)	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey: **H_0 : No Hetroskedasticity**.
31	عدد المشاهدات

– القيمة بين الاقواس تمثل الـ P–value.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1–1) بالملحق 1، النتائج التفصيلية موجودة بجدول رقم (3–5) بالملحق 3.

وبعد رفض H_0 والقبول بوجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج تأتي **الخطوة الثالثة** في تحليل التكامل المشترك والتي تتمثل في تقدير العلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل. ويوضح جدول رقم (3) نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل، والتي تشير الى أن معدل الفائدة على الاقراض يتحدد في الأجل الطويل عكسيا بمعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وطرديا بكمية النقود M1 ومعدل التضخم وبمعدل الفائدة الأجنبي مقاس بمعدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية. حيث إن الزيادة في معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي بنقطة مئوية واحدة سنويا يخفض معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 5% تقريبا في المتوسط سنويا[1]. كذلك تؤدي الزيادة في كمية النقود بنسبة 1% الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,5% تقريبا في المتوسط في الأجل الطويل. وتؤدي الزيادة في معدل التضخم بنسبة 1% الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,08% تقريبا في المتوسط في

[1] جميع المعلمات المقدرة في النموذج تمثل المرونات ماعدا معلمة معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي فهي تمثل Semi-elasticity لان معدل النمو ليس في صيغة اللوغاريتم في حين أن المتغير التابع لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض، وبالتالي فان معلمة معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG بعد ضربها في 100 تعطي معدل النمو في معدل الفائدة على الاقراض نتيجة تغير معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي بوحدة واحدة (والتي تمثل نقطة مئوية واحدة)، وتحسب مرونة معدل الفائدة على الاقراض بالنسبة لمعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي كالتالي (Hill, 2011, Pp. 142-143):

$E_{Lenr\ GDPG} = 0.05 \times Average\ GDPG = 0.05 \times 4.4 = 0.22$.

أي أن الزيادة في معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي بنسبة 1% يخفض معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,22%.

الأجل الطويل. كما تؤدي الزيادة في معدل الفائدة على أذون الخزانة الامريكية الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,09 % تقريبا في المتوسط في الأجل الطويل.

جدول رقم (3): نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل ARDL

المتغير التابع: لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض ln Lenr

المتغيرات المستقلة	المعلمات المقدرة
@TREND	0,05 −
	(0,00)
معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي GDPG	0,05 −
	(0,00)
لوغاريتم كمية النقود ln M1	0,49
	(0,00)
لوغاريتم معدل التضخم ln Infl1	0,08
	(0,00)
لوغاريتم سعر الصرف ln E	0,04
	(0,44)
لوغاريتم معدل الفائدة على اذون الخزانة الامريكية ln Tre_b_us	0,09
	(0,00)
عدد المشاهدات	31

– القيمة بين الاقواس تمثل الـ P-value، كل المعلمات معنوية عند 1%، ماعدا معلمة سعر الصرف.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1−1) بالملحق 1، النتائج التفصيلية موجودة بجدول رقم (3−5) بالملحق 3.

ويتضح من نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل– الجدول رقم (3)– أن سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل يمكن أن يفسر بمدخل تفضيل السيولة ومدخل فيشر، لكن نجد أن المحدد الأساسي لمعدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل هو كمية النقود والنمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي أما التأثير الكمي للمحددات الاخرى فهو ضعيف رغم أنه معنوي احصائيا، وتلك النتائج تتفق مع العديد من الدراسات السابقة.

ويوضح جدول رقم (4) نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل، وتشير نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ أو العلاقة قصيرة الأجل الى أن معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير يتحدد عكسيا بالتغيرات في معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وعكسيا بالتغيرات في كمية النقود لكن بعد فترة ابطاء مقدارها عام، وهذا يتفق مع أثر السيولة والذي مفاده أن الزيادة في كمية النقود تؤدي الى انخفاض معدل الفائدة في الأجل القصير. كذلك تشير النتائج الى أن معدل الفائدة يتحدد طرديا

بالتغيرات في سعر الصرف ومعدل الفائدة على أذون الخزانة الامريكية، مما يعني أن نظرية تعادل معدل الفائدة لها دور واضح في تفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير. ونجد أن القيمة المقدرة لمعامل تصحيح الخطأ ECT سالبة ومعنوية عند 1% مما يؤيد نتائج اختبار الحدود بوجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج، فضلا عن ذلك تدل قيمة معامل التعديل على سرعة التعديل حيث ان 89 % من الانحراف عن العلاقة طويلة الأجل يتم تصفيته خلال سنة.

جدول رقم (4): نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل، نموذج تصحيح الخطأ ECM

المتغير التابع: الفروق من الدرجة الأولى في لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض D(LOG Lenr)

المتغيرات المستقلة	المعلمات المقدرة
الحد الثابت	$-1{,}77^{***}$ (0,00)
لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض D(LOG LENR(−1))	$0{,}29^{***}$ (0,00)
معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي D(GDPG)	$-0{,}02^{***}$ (0,00)
لوغاريتم كمية النقود D(LOG M1) D(LOG M1(−1))	 0,03 (0,64) $-0{,}42^{***}$ (0,00)
لوغاريتم سعر الصرف D(LOG E)	$0{,}13^{***}$ (0,00)
لوغاريتم معدل الفائدة على اذون الخزانة الامريكية D(LOG tre_b_us)	$0{,}04^{***}$ (0,00)
معامل التعديل ECT	$-0{,}89^{***}$ (0,00)
معامل التحديد R^2 معامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$	0,92 0,90
عدد المشاهدات	31

– تشير D الى الفروق من الدرجة الأولى، (−1) تشير الى الفجوة الزمنية الأولى، القيمة بين الاقواس تمثل الـ P−value، *** معنوية عند 1%.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1−1) بالملحق 1، النتائج التفصيلية موجودة بجدول رقم (3−5) بالملحق 3.

خلاصة نتائج التقدير في الأجل الطويل والأجل القصير تفيد بأن معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي له أثر سلبي ومعنوي على معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل والأجل القصير وهذا يتفق مع دراسة Asamoah & Adu (2016)، ودراسة Ajlouni (2018). وأن التغيرات في كمية النقود لها أثر سلبي ومعنوي على معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير وأثر ايجابي ومعنوي في الأجل الطويل وهذا يتفق مع دراسة Crowder (2012) ودراسة Kelikume (2016). وتفيد تلك النتائج بأن مدخل السيولة يصلح لتفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في مصر في الأجل القصير والأجل الطويل. كذلك وجد أن معدل التضخم له أثر ايجابي ومعنوي على معدل الفائدة في الأجل الطويل فقط مما يعني أن مدخل Fisher يصلح لتفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل فقط، وهذه النتيجة تتفق مع العديد من الدراسات مثل Cooray (2002)، Benazić (2013)، Ozcan & Ari (2015). وأيضا معدل الفائدة الأجنبي وسعر الصرف كانا لهما تأثير ايجابي ومعنوي على معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير لكن في الأجل الطويل كان التأثير فقط لمعدل الفائدة الأجنبي مما يعني أن مدخل تعادل معدل الفائدة يعد أكثر ملائمة لتفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير، وهذه النتيجة تتفق مع دراسة Peiris & Jayasinghe (2015). كذلك تشير النتائج أن كمية النقود يعد المحدد الأكثر أهمية لمعدل الفائدة على الاقراض من حيث حجم التأثير الكمي سواء في الأجل القصير أو الأجل الطويل، وهذا يتفق مع معظم الدراسات تقريبا، يليه في الأهمية سعر الصرف ولكن في الأجل القصير فقط.

6- النتائج والتوصيات

تناول البحث دراسة محددات معدل الفائدة على القروض في مصر باستخدام بيانات سنوية تغطي الفترة من 1988 الى 2018. وقد اعتمدت الدراسة على تحليل التكامل المشترك مدخل الحدود لبحث محددات معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل والأجل القصير، وتوصلت الدراسة الى عدد من النتائج أهمها:

- أن معدل الفائدة على الاقراض يتحدد في الأجل الطويل عكسيا بمعدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وطرديا بكمية النقود M1 ومعدل التضخم وبمعدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية كمقياس لمعدل الفائدة الأجنبي، في حين لا يوجد تأثير لسعر الصرف على معدل الفائدة في الأجل الطويل. وأن الزيادة في معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي بنقطة مئوية واحدة يخفض معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 5% تقريبا في المتوسط، كذلك تؤدي الزيادة في كمية النقود بنسبة 1% الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,5 % تقريبا في المتوسط. وتؤدي الزيادة في معدل التضخم بنسبة 1% الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,08% تقريبا في المتوسط. وتؤدي الزيادة في معدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية الى زيادة معدل الفائدة على الاقراض بنسبة 0,09% تقريبا في المتوسط.
- تشير نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل الى أن معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير يتحدد عكسيا بالتغيرات في معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي وعكسيا بالتغيرات

في كمية النقود. كذلك أن معدل الفائدة على الاقراض يتحدد في الأجل القصير طرديا بالتغيرات في سعر الصرف ومعدل الفائدة على أذون الخزانة الأمريكية.

- تفيد نتائج التقدير في الأجل الطويل والقصير أن معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي له أثر سلبي ومعنوي على معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل والأجل القصير، وأن التغيرات في كمية النقود لها أثر سلبي ومعنوي على معدل الفائدة في الأجل القصير وأثر ايجابي معنوي في الأجل الطويل، مما يعني أن مدخل تفضيل السيولة يصلح لتفسير سلوك معدل الفائدة على القروض في مصر في الأجلين القصير والطويل.
- أن معدل التضخم له أثر ايجابي ومعنوي على معدل الفائدة في الأجل الطويل فقط مما يعني أن مدخل فيشر يصلح لتفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل الطويل فقط.
- أن معدل الفائدة الأجنبي وسعر الصرف كانا لهما تأثير ايجابي ومعنوي على معدل الفائدة على القروض في الأجل القصير لكن في الأجل الطويل كان التأثير فقط لمعدل الفائدة الأجنبي مما يعني أن مدخل تعادل معدل الفائدة يعد أكثر ملائمة لتفسير سلوك معدل الفائدة على الاقراض في الأجل القصير.
- كذلك تعد كمية النقود المحدد الأكثر أهمية لمعدل الفائدة على الاقراض من حيث حجم التأثير الكمي في الأجل القصير والأجل الطويل، يليه في الأهمية من حيث التأثير الكمي سعر الصرف ولكن في الأجل القصير فقط.

بناءً على ما سبق توصي الدراسة بالآتي:

- ضرورة سعي البنك المركزي الى العمل على تحقيق الاستقرار في سعر الصرف ومعدل التضخم وكمية النقود حتى نضمن تحقيق الاستقرار في معدل الفائدة على القروض، مما يخفض تكلفة التمويل ويقلل ظروف عدم التأكد ويشجع على الاستثمار والاستهلاك.
- ضرورة العمل على تحفيز النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي مما يخفض معدل الفائدة على الاقراض وبالتالي نضمن المزيد من الاستثمار والمزيد من النمو الاقتصادي.

الدراسات المستقبلية:

ركزت الدراسة الحالية على المحددات الكلية لمعدل الفائدة على القروض، ولكن من الضروري اجراء أبحاث مستقبلية لدراسة المحددات الجزئية لمعدل الفائدة على الاقراض والتي تشمل خصائص الجهاز المصرفي، فضلا عن دراسة الفجوة بين معدل الفائدة على الاقراض ومعدل الفائدة على الودائع. وأيضا نحتاج الى دراسة أثر نشاط الحكومة الائتماني وحجم الدين العام على معدل الفائدة على الاقراض.

المراجع

1. Aggarwal, S., (2013) " The Uncovered Interest Rate Parity Puzzle in the Foreign Exchange Market", New York University, http://web-docs.stern.nyu.edu/old_web/economics/docs/workingpapers/2013/Aggarwal_ParityPuzzle_May2013.pdf.
2. Ahn, B. C. (1994), " Monetary policy and the determination of the interest rate and exchange rate in a small open economy with increasing mobility", **working paper series**, No. 1994-024A, Federal Reserve Bank of ST. Louis, Washington, D.C. https://s3.amazonaws.com/real.stlouisfed.org/wp/1994/1994-024.pdf
3. Ajlouni, M. M. (2018) " Determinants of Real Interest Rates: The Case of Jordan Long-Fei", **Journal of Asian Finance, Economics and Business,** Vol 5, No 4, Pp 35-44.
4. Arora, H. K. and Dua, P., (1995), "Long-Run Equilibrium Between Budget Deficits and Long-Term Interest Rates", **International Advances in Economic Research**, Vol. 1, No. 1, Pp. 23-31.
5. Asamoah, L. A. and Adu, G. (2016) " An Empirical Analysis of the Determinants of Interest rates in Ghana", **Journal of African Business**, Vol. 17, No. 3, Pp. 377-396.
6. Benazić, M., (2013), " Testing the Fisher Effect in Croatia: An Empirical Investigation" , in The 6th International Conference, The Changing Economic Landscape: Issues, Implications and Policy Options, May 30th - June 1st 2013, **Economic Research**, Special Issue, 26:sup1, Pp.83-102
7. Cooray, A., (2002) " Interest Rates and Inflationary Expectations: Evidence on the Fisher Effect in Sri Lanka" **South Asia Economic Journal**, Vol. 3, No. 2, Pp. 201-216.
8. Crowder, W. J. (2012), " The liquidity effect: Evidence from the U.S.", **Economics Letters**, Vol. 117, Pp. 315-317.
9. Darrat, A. F., and Suliman, M. O. (1991) "Have Budget Deficits and Money Growth Caused Changes in Interest Rates and Exchange Rates in Canada?" **North American Review of Economics & Finance**, Vol. 2, issue 1, Pp. 69-82.
10. Di Giovanni, J. and Shambaugh, J.C., (2008), "The impact of foreign interest rates on the economy: The role of the exchange rate regime", **Journal of International Economics**, Vol. 74, Pp. 341–361.
11. Duburcq, C., (2010), " the impact of exchange rate regime on interest rates in Latin America", **Cuadernos DE Economia**, Vol. 47, PP. 91-124.
12. Edwards, S., and Khan, M. S. (1985) "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework", Cambridge, National Bureau of Economic Research, **Working Paper No**. 1531.
13. Enders, W., (2015), **Applied Econometrics Time Series,** New York, John Wiley& Sons Inc..

14. Evans, P., (1987), " Do Budget Deficits raise Nominal Interest Rates? Evidence From Six Countries", **Journal of Monetary Economics**, Vol. 20, Pp. 281-300.
15. Fransson, L. and Tysklind, O., (2016), "The effects of monetary policy on interest rates", **sveriges riksbank economic review**, No.1, Pp. 38-60.
16. Friedman, M., (1968), "The Role of Monetary Policy", ***The American Economic Review,*** Vol. 58, No. 1, Pp. 1-17, http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28196803%2958%3A1%3C1%3ATROMP%3E2.0.CO%3B2-6
17. Froyen, R. T., (2013), **Macroeconomics: Theories and Policy,** Pearson Education, London.
18. Hill, R. C., et al., (2011), **Principles of econometrics,** 4th edition, John Wiley & Sons, Inc., USA.
19. Jankee, K. C., (2003) " Interest Rate Determination in the Post Liberalisation Period in Mauritius", **Law, Management, and Social Sciences** – Research Journal – Volume 5, https://www.researchgate.net/publication/255636566.
20. Kelikume, I., (2016), " The Effect of Budget Deficit on Interest rates in the Countries of Sub-Saharan Africa: A Panel VAR Approach", **The Journal of Developing Areas**, Special Issue, Vol. 50, No. 6, Pp. 105-120.
21. Korayem. K., (1997), " Egypt's Economic Reform and Structural Adjustment (ERSA)", the Egyptian Center for Economic Studies, Working Paper No. 19.
22. Liu, K., (2019) " The determinants of China's lending rates and interest rates pass-through: A cointegration analysis", **Research in Economics**, vol. 73. Pp. 66-71. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1090944319300328
23. Maitra, B. (2018) " Determinants of Nominal Interest Rates in India", **J. Quant. Econ.** , vol. 16, Pp 265–288, https://doi.org/10.1007/s40953-017-0079-2
24. Mishkin, F. S., (2016), **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets,** Eleventh Edition, Pearson Education Limited, England.
25. Niggle, C. J., (1989), " Monetary Policy and Changes in Income Distribution", **Journal of Economic Issues,** Vol. XXIII, No. 3, Pp. 809-822.
26. Ozcan, B. and Ari, A., (2015) " Does the Fisher hypothesis hold for the G7? Evidence from the panel cointegration test" **Economic Research**, Vol. 28, No. 1, Pp. 271–283.
27. Peiris, H. and Jayasinghe, P. (2015) "Determinants of interest rates: the case of Sri Lanka", **Sri Lankan Journal of Business Economics,** Vol. 5. https://www.researchgate.net/publication/269169029_DETERMINANTS_OF_INTEREST_RATES_THE_CASE_OF_SRI_LANKA.

28. Pesaran, M. H., et al., (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" **Journal of Applied Econometrics**, vol. 16, Pp. 289 – 326.
29. Rani, R. and Kumar, N., (2017) " Does Fiscal Deficit Affect Interest Rate in India? An Empirical Investigation" **Jindal Journal of Business Research**, Vol. 5, No. 2, Pp.87–103.
30. Rehman, H. UR, and Afzal, M., (2003), " The J Curve Phenomenon: An Evidence from Pakistan" **Pakistan Economic and Social Review**, Vol. 41, No. 1/2, pp. 45-58. http://www.jstor.org/stable/25825244.
31. Thomas, D. G., (2018), **Creators of Inside Money: A New Monetary Theory**, registered company Springer International Publishing AG part of Springer Nature, Switzerland.

الملاحق الاحصائية

ملحق 1

بيانات الدراسة

جدول رقم (1-1): بيانات الدراسة خلال الفترة (1988- 2018)

	LENR %	RGDP مليون جنيه (أسعار 2017)	GDPG %	M1 مليون جنيه	INFL1 %	E جنيه لكل دولار	TRE_B__US %
1988	17	1006712.87	5.46	20579	17.66	0.70	6.67
1989	18.33	1056251.87	4.92	22471	21.26	0.86	8.11
1990	19.00	1116110.00	5.67	26205.1	16.75	1.55	7.51
1991	19.84	1128670.75	1.13	28337.2	19.74	3.14	5.41
1992	20.32	1179154.62	4.47	30831.9	13.63	3.32	3.46
1993	18.29	1213359.37	2.90	34571.3	12.08	3.35	3.02
1994	16.51	1261568.25	3.97	38274.8	8.15	3.38	4.27
1995	16.47	1320136.00	4.64	41539.8	15.74	3.39	5.51
1996	15.58	1385994.12	4.99	44521.2	7.18	3.39	5.02
1997	13.79	1462117.75	5.49	48707.9	4.62	3.39	5.07
1998	13.01	1543638.12	5.58	58577.1	3.87	3.39	4.82
1999	12.96	1637081.37	6.05	59065.5	3.08	3.39	4.65
2000	13.21	1741363.50	6.37	62194.9	2.68	3.47	5.84
2001	13.29	1802925.00	3.55	67077.5	2.27	3.97	3.45
2002	13.79	1846018.62	2.39	75781.3	2.7	4.50	1.61
2003	13.53	1904970.37	3.19	93520.1	4.50	5.85	1.01
2004	13.37	1982923.12	4.09	83989.55	11.27	6.20	1.37
2005	13.14	2071594.37	4.47	101135.82	4.87	5.78	3.15
2006	12.60	2213371.00	6.84	121341.83	7.64	5.73	4.72
2007	12.50	2370251.00	7.09	151800.10	9.32	5.63	4.41
2008	12.32	2539872.75	7.16	174460.2	18.31	5.43	1.46
2009	11.97	2658576.25	4.67	196973	11.76	5.54	0.16
2010	11.01	2795419.50	5.15	223456	11.26	5.62	0.13
2011	11.03	2844746.50	1.76	255581	10.06	5.93	0.06
2012	12.00	2908076.25	2.23	288139	7.11	6.05	0.09

2013	12.29	2971631.50	2.19	373624	9.47	6.87	0.06
2014	11.71	3058281.50	2.92	445733	10.07	7.08	0.04
2015	11.62	3191990.25	4.37	520592	10.37	7.69	0.05
2016	13.60	3330734.50	4.35	625670	13.81	10.03	0.32
2017	18.17	3470000.00	4.18	737469	29.50	17.78	0.93
2018	18.31	3654400.00	5.31	836045	14.40	17.77	1.93

- LENR: معدل الفائدة السنوي على الاقراض، نسبة مئوية %.
- RGDP: الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، مليون جنيه (بأسعار 2017، GDP Deflator 2017= 100).
- GDPG: معدل النمو السنوي في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، نسبة مئوية .
- M1: كمية النقود وفقا للمفهوم الضيق ، مليون جنيه.
- INFL1: معدل التضخم %، مقاس بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك.
- E: سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي، مقاس بعدد الجنيهات المصرية لكل دولار امريكي، متوسط سنوي.
- TRE_B_US: معدل الفائدة السنوي على أذون الخزانة الامريكية %، كمتغير نائب لسعر الفائدة الاجنبي.

المصدر :

- بيانات معدلات الفائدة لفترة الدراسة، وبيانات M1 خلال الفترة (1988-2007) مأخوذة من قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي International Financial Statistics، 2020، متاحة من خلال:
http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sId=1390030341854.
- بيانات M1 خلال الفترة (2008-2018) مأخوذة من قاعدة بيانات البنك المركزي المصري، 2020، متاحة من خلال:
https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Publications/Pages/MonthlyBulletinHistorical.aspx.
- باقي البيانات مأخوذة من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators، 2020، متاحة من خلال:
https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.PCAP.PP.CD&country=#

جدول رقم (1-2): بيانات الدراسة خلال الفترة (1988- 2018)

	معدل الفائدة على الودائع % DEPR	معدل الخصم % DISR	معدل الفائدة على أذون الخزانة % TRE_B	كمية النقود بالمعنى الواسع، مليون جنيه M2	معدل النمو السنوي في M2، % M2G
1988	11.00	13.00	--	54548.60	21.55
1989	11.66	14.00	--	64093.50	17.50
1990	12.00	14.00	--	82507.80	28.73
1991	12.00	20.00	--	98463.90	19.34
1992	12.00	18.40	--	117593.70	19.43
1993	12.00	16.50	--	133173.70	13.25
1994	11.83	14.00	--	148108.70	11.21
1995	10.92	13.50	--	162766.30	9.90
1996	10.54	13.00	--	180403.50	10.84
1997	9.84	12.25	9.12	199836.50	10.77
1998	9.36	12.00	8.80	221371.70	10.78
1999	9.22	12.00	8.83	233909.40	5.66
2000	9.46	12.00	9.03	260999.20	11.58
2001	9.46	11.00	8.73	295490.90	13.22
2002	9.33	10.00	6.89	332812.50	12.63
2003	8.23	10.00	8.93	403634.20	21.28
2004	7.735	10.00	9.73	469181.40	16.24
2005	7.23	10.00	9.43	523087.30	11.49
2006	6.02	9.00	8.86	601561.43	15.00
2007	6.10	9.00	7.54	716545.40	19.11
2008	6.58	11.50	9.48	791660.10	10.48
2009	6.49	8.50	10.16	866650.80	9.47
2010	6.23	8.50	9.64	974275.90	12.42
2011	6.74	9.50	11.99	1039210.31	6.66
2012	7.64	9.50	13.61	1167524.75	12.35
2013	7.68	8.75	12.28	1388078.63	18.89
2014	6.92	9.75	11.02	1606928.37	15.77
2015	6.91	9.75	11.23	1905896.87	18.60
2016	7.86	15.25	14.25	2658900.25	39.51

2017	12.09	19.25	19.44	3202658.50	20.45
2018	12.32	17.25	18.88	3628680.75	13.30

- DEPR: معدل الفائدة السنوي على الودائع، نسبة مئوية %.
- DISR: معدل الخصم السنوي، نسبة مئوية .
- TRE_B: معدل الفائدة السنوي على أذون الخزانة المصرية %.
- M2: كمية النقود وفقا للمفهوم الواسع ، مليون جنيه، M2 = M1 + أشباه النقود.
- M2G: معدل النمو السنوي في كمية النقود وفقا للمفهوم الواسع M2، %.

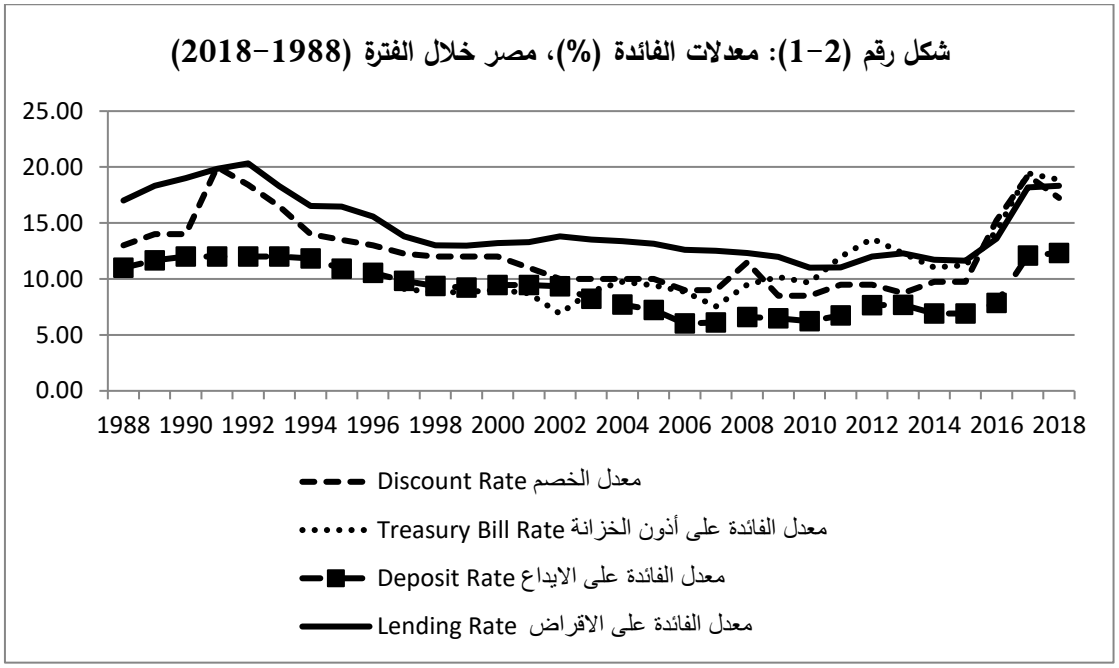
المصدر :

- بيانات معدلات الفائدة لفترة الدراسة ، وبياناتM2 خلال الفترة (1988-2007) مأخوذة من قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي International Financial Statistics 2020، متاحة من خلال:
http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sId=1390030341854.
- بياناتM2 خلال الفترة (2008-2018) مأخوذة من قاعدة بيانات البنك المركزي المصري 2020، متاحة من خلال:
https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Publications/Pages/MonthlyBulletinHistorical.aspx.
- باقي البيانات مأخوذة من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators، 2020، متاحة من خلال:
https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.PCAP.PP.CD&country=#

ملحق 2

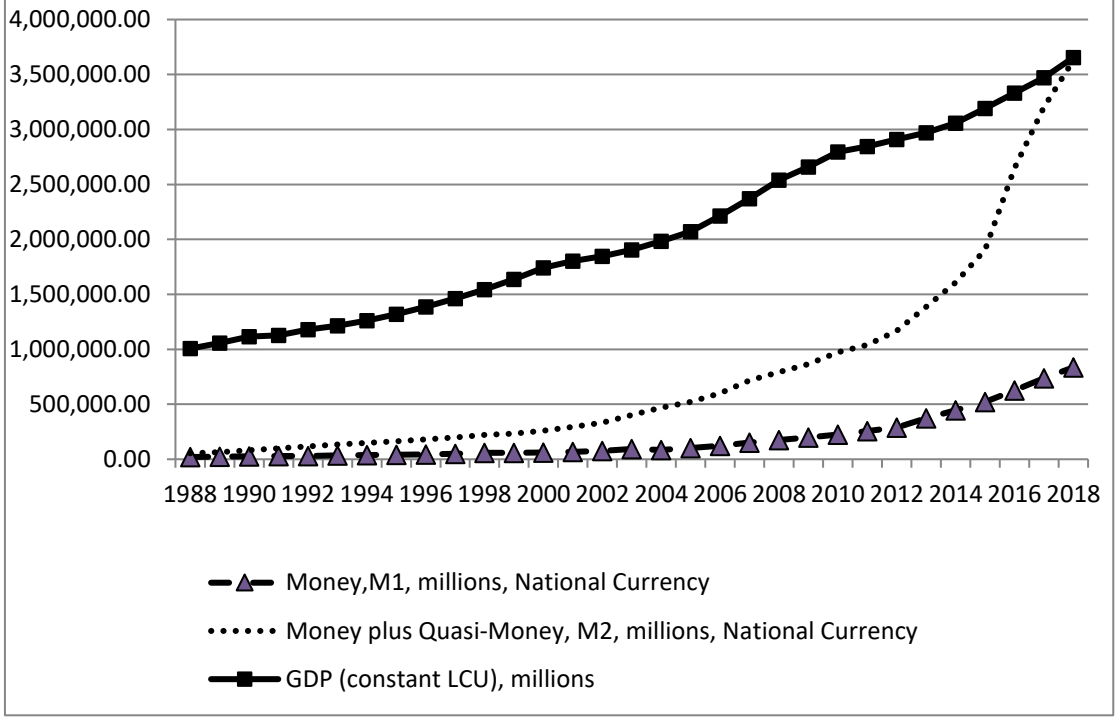
الاشكال البيانية

شكل رقم (2-1): معدلات الفائدة (%)، مصر خلال الفترة (1988-2018)



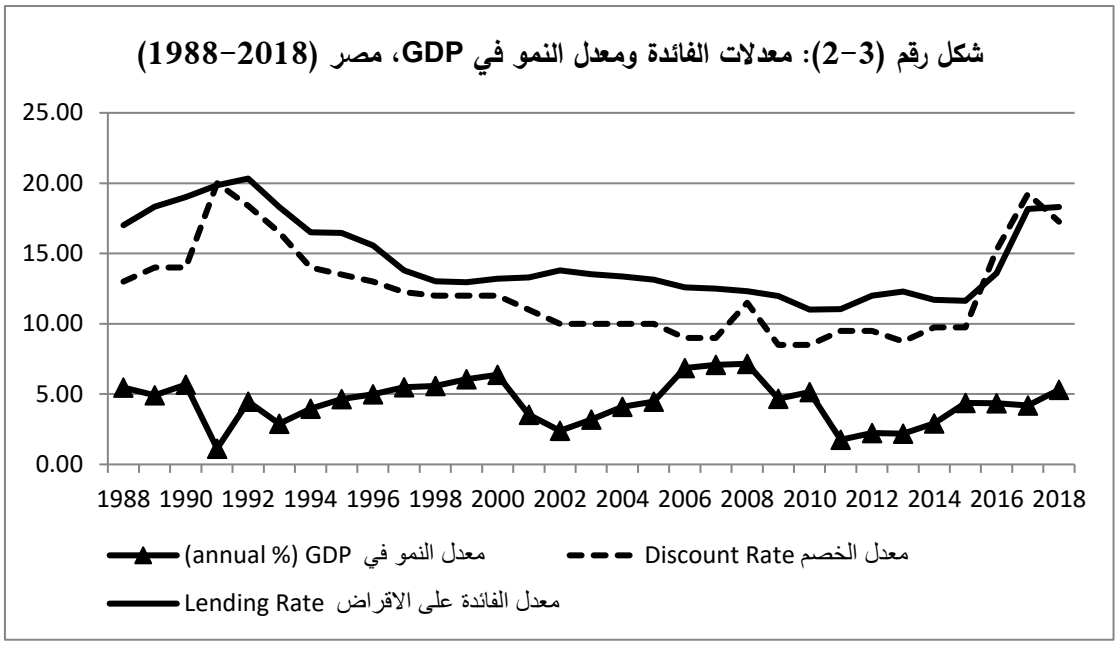
المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1) ، وجدول رقم (1-2).

شكل رقم (2-2): الناتج المحلي الاجمالي (بالاسعار الثابتة)، والعرض النقدي في مصر (1988-2018)، مليون جنيه



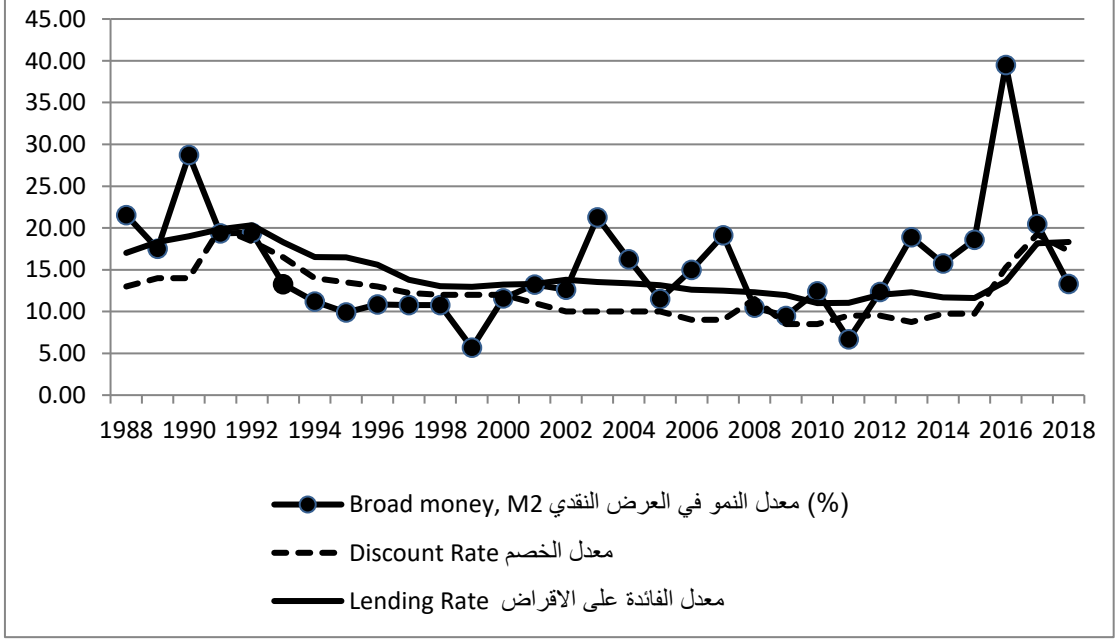
المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1) ، وجدول رقم (1-2).

شكل رقم (3-2): معدلات الفائدة ومعدل النمو في GDP، مصر (1988-2018)



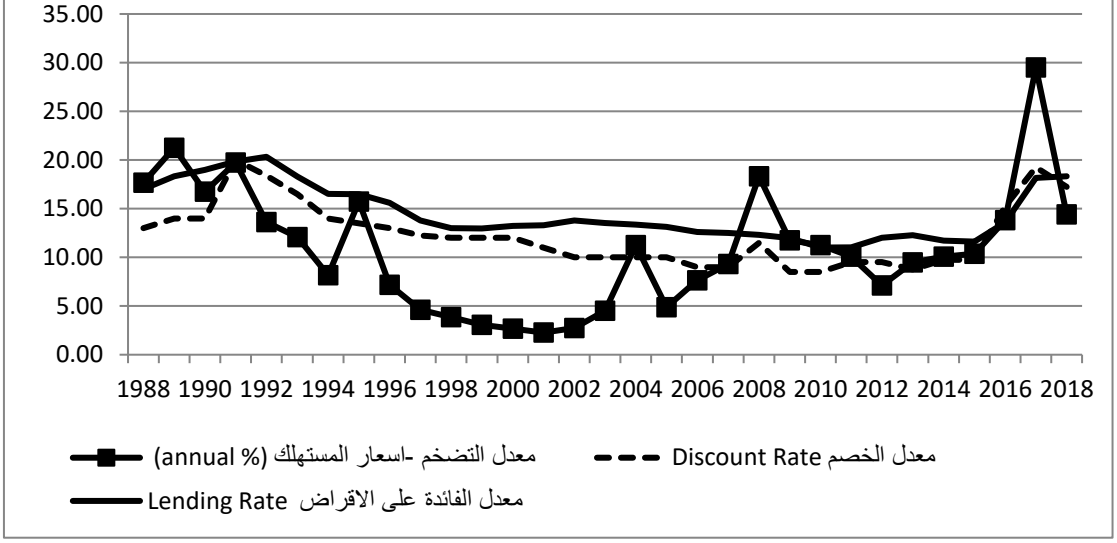
المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1) ، وجدول رقم (1-2).

شكل رقم (4-2): معدلات الفائدة ومعدل النمو في العرض النقدي M2، مصر (1988-2018)



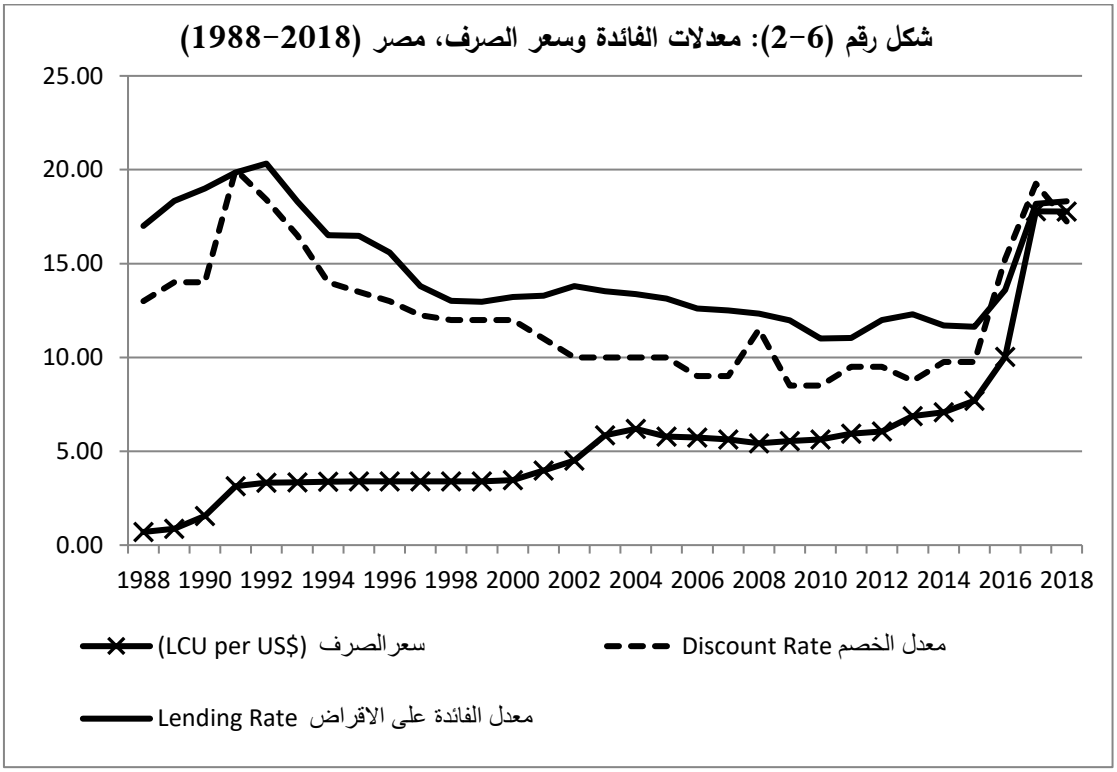
المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1) ، وجدول رقم (1-2).

شكل رقم (5-2): معدلات الفائدة ومعدل التضخم، مصر (1988-2018)



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1)، وجدول رقم (1-2).

شكل رقم (6-2): معدلات الفائدة وسعر الصرف، مصر (1988-2018)



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1)، وجدول رقم (1-2).

ملحق 3

نتائج التحليل القياسي باستخدام برنامج Eviews

جدول رقم (3-1): مصفوفة الارتباط بين معدلات الفائدة خلال الفترة (1988- 2018)

	لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض LOG(LENR)	لوغاريتم معدل الفائدة على الودائع LOG(DEPR)	لوغاريتم معدل الخصم LOG(DISR)
LOG(LENR)	1	0.90	0.89
LOG(DEPR)	0.90	1	0.86
LOG(DISR)	0.89	0.86	1

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1)، وجدول رقم (1-2).

جدول رقم (3-2): مصفوفة الارتباط بين معدلات الفائدة خلال الفترة (1997- 2018)

	لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض LOG(LENR)	لوغاريتم معدل الفائدة على الودائع LOG(DEPR)	لوغاريتم معدل الخصم LOG(DISR)	لوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة LOG(TRE_B)
LOG(LENR)	1	0.84	0.85	0.50
LOG(DEPR)	0.84	1	0.80	0.38
LOG(DISR)	0.85	0.80	1	0.61
LOG(TRE_B)	0.50	0.38	0.61	1

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1)، وجدول رقم (1-2).

جدول رقم (3-3): مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة خلال الفترة (1988- 2018)

	لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض LOG(LENR)	معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي GDPG	لوغاريتم كمية النقود LOG(M1)	لوغاريتم معدل التضخم LOG(INFL1)	لوغاريتم سعر الصرف LOG(E)	لوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة الامريكي LOG(TRE_B__US)
LOG(LENR)	1	-0.05	-0.50	0.45	-0.35	0.62
GDPG	-0.05	1	-0.11	-0.02	-0.15	0.46
LOG(M1)	-0.50	-0.11	1	0.13	0.87	-0.76
LOG(INFL1)	0.45	-0.02	0.13	1	-0.0005	-0.11
LOG(E)	-0.35	-0.15	0.87	-0.0005	1	-0.54
LOG(TRE_B__US)	0.62	0.46	-0.76	-0.11	-0.54	1

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1).

جدول رقم (3-4): الاحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1988- 2018)

	لوغاريتم معدل الفائدة على الاقراض LOG(LENR)	معدل النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDPG	لوغاريتم كمية النقود LOG(M1)	لوغاريتم معدل التضخم LOG(INFL1)	لوغاريتم سعر الصرف LOG(E)	لوغاريتم معدل الفائدة على أذون الخزانة الامريكي LOG(TRE_B__US)
Mean	2.659482	4.436826	11.55616	2.190432	1.498846	0.293770
Median	2.593387	4.472859	11.33845	2.309582	1.692399	1.147931
Maximum	3.012016	7.156283	13.63644	3.384614	2.878217	2.093611
Minimum	2.398653	1.125405	9.932026	0.819673	-0.356674	-3.352407
Std. Dev.	0.186251	1.561504	1.105705	0.668092	0.680858	1.754046
Skewness	0.507032	-0.223132	0.368372	-0.490470	-0.641224	-0.934242
Kurtosis	1.903845	2.422561	1.967042	2.383838	4.539908	2.355354
Jarque-Bera	2.880265	0.687926	2.079318	1.733288	5.187322	5.046281
Probability	0.236896	0.708955	0.353575	0.420360	0.074746	0.080207
Sum	82.44393	137.5416	358.2410	67.90338	46.46422	9.106865
Sum Sq. Dev.	1.040682	73.14886	36.67748	13.39041	13.90703	92.30035
Observations	31	31	31	31	31	31

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1).

جدول رقم (3-5): النتائج التفصيلية لتقدير النموذج القياسي

Dependent Variable: LOG(LENR)
Method: ARDL
Sample: 1988 2018
Included observations: 31
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): GDPG LOG(M1) LOG(INFL1) LOG(E) LOG(TRE_B__US)
Fixed regressors: C @TREND
Number of models evalulated: 486
Selected Model: ARDL(2, 1, 2, 0, 1, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LOG(LENR(-1))	0.391298	0.142258	2.750625	0.0137
LOG(LENR(-2))	-0.285777	0.187042	-1.527875	0.1449
GDPG	-0.019669	0.006512	-3.020131	0.0077
GDPG(-1)	-0.024738	0.007502	-3.297576	0.0043
LOG(M1)	0.031407	0.108774	0.288733	0.7763
LOG(M1(-1))	-0.015067	0.115873	-0.130034	0.8981
LOG(M1(-2))	0.420244	0.122878	3.420014	0.0033
LOG(INFL1)	0.075020	0.013858	5.413474	0.0000
LOG(E)	0.125374	0.044607	2.810599	0.0120
LOG(E(-1))	-0.087880	0.056581	-1.553180	0.1388
LOG(TRE_B__US)	0.038645	0.010395	3.717558	0.0017
LOG(TRE_B__US(-1))	0.038459	0.017931	2.144755	0.0467
C	-1.724847	0.606251	-2.845103	0.0112
@TREND	-0.052872	0.012482	-4.235957	0.0006

R-squared	0.986271	Mean dependent var	2.659482
Adjusted R-squared	0.975772	S.D. dependent var	0.186251
S.E. of regression	0.028991	Akaike info criterion	-3.941241
Sum squared resid	0.014288	Schwarz criterion	-3.293634
Log likelihood	75.08923	Hannan-Quinn criter.	-3.730137
F-statistic	93.94157	Durbin-Watson stat	1.894848
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.254407	Prob. F(2,15)	0.3135
Obs*R-squared	4.441948	Prob. Chi-Square(2)	0.1085

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.789616	Prob. F(13,17)	0.6626
Obs*R-squared	11.67120	Prob. Chi-Square(13)	0.5548
Scaled explained SS	1.842081	Prob. Chi-Square(13)	0.9999

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: DLOG(LENR)
Selected Model: ARDL(2, 1, 2, 0, 1, 1)
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend
Sample: 1988 2018
Included observations: 31

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.724847	0.606251	-2.845103	0.0112
@TREND	-0.052872	0.012482	-4.235957	0.0006
LOG(LENR(-1))*	-0.894479	0.150458	-5.945028	0.0000
GDPG(-1)	-0.044406	0.010475	-4.239216	0.0006
LOG(M1(-1))	0.436583	0.077752	5.615069	0.0000
LOG(INFL1)**	0.075020	0.013858	5.413474	0.0000
LOG(E(-1))	0.037493	0.052460	0.714708	0.4845
LOG(TRE_B__US(-1))	0.077103	0.016874	4.569358	0.0003
DLOG(LENR(-1))	0.285777	0.187042	1.527875	0.1449
D(GDPG)	-0.019669	0.006512	-3.020131	0.0077
DLOG(M1)	0.031407	0.108774	0.288733	0.7763
DLOG(M1(-1))	-0.420244	0.122878	-3.420014	0.0033
DLOG(E)	0.125374	0.044607	2.810599	0.0120
DLOG(TRE_B__US)	0.038645	0.010395	3.717558	0.0017

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPG	-0.049645	0.014882	-3.335869	0.0039
LOG(M1)	0.488086	0.079597	6.131989	0.0000
LOG(INFL1)	0.083870	0.015103	5.553187	0.0000
LOG(E)	0.041916	0.053337	0.785873	0.4428
LOG(TRE_B__US)	0.086199	0.025127	3.430573	0.0032
@TREND	-0.059109	0.007370	-8.020461	0.0000

EC = LOG(LENR) - (-0.0496*GDPG + 0.4881*LOG(M1) + 0.0839*LOG(INFL1)
+ 0.0419*LOG(E) + 0.0862*LOG(TRE_B__US) -0.0591*@TREND)

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	12.54395	10%	2.49	3.38
k	5	5%	2.81	3.76
		2.5%	3.11	4.13
		1%	3.5	4.63

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: DLOG(LENR)
Selected Model: ARDL(2, 1, 2, 0, 1, 1)
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend
Sample: 1988 2018
Included observations: 31

ECM Regression
Case 4: Unrestricted Constant and Restricted Trend

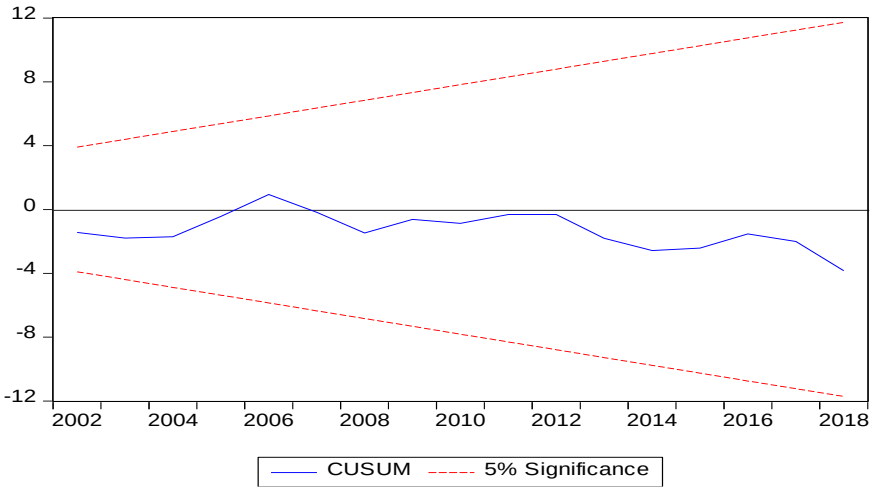
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.777719	0.160156	-11.09991	0.0000
DLOG(LENR(-1))	0.285777	0.063475	4.502229	0.0003
D(GDPG)	-0.019669	0.003818	-5.151139	0.0001
DLOG(M1)	0.031407	0.066914	0.469360	0.6448

DLOG(M1(-1))	-0.420244	0.085352	-4.923669	0.0001
DLOG(E)	0.125374	0.030198	4.151657	0.0007
DLOG(TRE_B__US)	0.038645	0.007503	5.150580	0.0001
CointEq(-1)*	-0.894479	0.082066	-10.89948	0.0000

R-squared	0.922745	Mean dependent var	0.003697
Adjusted R-squared	0.899232	S.D. dependent var	0.078516
S.E. of regression	0.024924	Akaike info criterion	-4.328338
Sum squared resid	0.014288	Schwarz criterion	-3.958276
Log likelihood	75.08923	Hannan-Quinn criter.	-4.207707
F-statistic	39.24499	Durbin-Watson stat	1.894848
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1).

شكل رقم (3-1): اختبار استقرار معلمات النموذج



المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5.، وبيانات جدول رقم (1-1).