اختبار العلاقة التبادلية بين معدل الفائدة ومعدل الصرف فى الاقتصاد المصرى باستخدام نموذج الانحدار الذاتى للإبطاء الموزع ARDL

Testing the reciprocal relationship between the interest rate and the exchange rate in the Egyptian economy using ARDL Model

د/ عبدالله رمضان توفيق

أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة وإدارة الأعمال - جامعة حلوان
areco@gmail.com

مجلة الدراسات التجارية المعاصرة

كلية التجارة – جامعة كفر الشيخ
المجلد التاسع . العدد السادس عشر- الجزء الثاني
يوليو 2023م
رابط المجلة : https://csj.journals.ekb.eg

ملخص البحث:

يهدف هذا البحث إلى قياس العلاقة التبادلية بين معدل الفائدة ومعدل الصـرف فى مصـر خلال الفترة (1990-2022) بـالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتى للإبطـاء الموزع ARDL، وكذا اختبـار التكامل المشـــترك وفقاً لمنهجية جوهانســـن Johansen Co-Integration كما يقارن البحث نتائج الطريقة التقليدية للمربعات الصـــغري مع طريقة الانحدار الذاتى، مع اجراء الاختبارات الاحصـــائية اللازمة لفحص السلاسل الزمنية، بهدف الوصول إلى نتائج تتصف بالمقبولية والموثوقية.

وتوصلت الدراسـة إلى وجود علاقة طردية ومعنوية احصـائياً بين معدل الفائدة الاسـمى (كمتغير مسـتقل) وبين معدل الصـرف (كمتغير تابع)، كما تفيد نتائج القياس بعدم **معنوية معدل الفائدة الحقيقي فى التأثير على معدل الصرف خلال فترة الدراسة، وذلك فى جميع فترات الإبطاء.**

كما توصـلت الدراسـة إلى وجود علاقة طردية معنوية احصـائياً بين معدل الصـرف فى صـيغته الآنية والمبطأة (كمتغير مستقل)، وبين معدل الفائدة (كمتغير تابع) وهو ما يتفق مع فرضـية الدراسـة، وتتسق النتيجة السابقة مع اتباع السياسة النقدية من الأدوات التى من شأنها رفع معدل الفائدة كلما ارتفع معدل الصـــرف، وخاصـــة فى ظل مكافحة الدولرة فى ظل اختلاف معدل الصـــرف الاســمى عن معدل الصرف الفعلى فى السوق الموازية. وخلصت الدراسة إلى عدم فاعلية قنوات انتقال آثار السياسة النقدية فى التأثير على معدل الصرف.

الكلمات المفتاحية : معدل الفائدة، معدل الصرف، نموذج الانحدار الذاتى للفجوات الزمنية الموزعة.

Abstract:

This research aims to test the reciprocal relationship between the interest rate and the exchange rate in Egypt during the period (1990-2022) based on the autoregressive distributed lag (ARDL) model, as well as the cointegration test according to the Johansen Co-Integration. The research also compares the results of the traditional least squares method with ARDL, with the necessary statistical tests to examine time series, with the aim of arriving at results characterized by acceptability and reliability.

The study found that there is a positive and statistically significant relationship between the nominal interest rate (as an independent variable) and the exchange rate (as a dependent variable). The results also indicate that the real interest rate is not significant in affecting the exchange rate during the study period, in all time lags periods.

The study also found that there is a statistically significant positive relationship between the exchange rate in its instantaneous and lagged form (as an independent variable), and the interest rate (as a dependent variable), which is consistent with the hypothesis of the study, the previous result is consistent with apart of the Egyptian monetary policy which raise the interest rate as a response to increasing exchange rate, especially in case of dollarization and parallel market. The study concluded that the channels for transmitting the effects of monetary policy in influencing the exchange rate are ineffective.

Keywords, Interest rate, Foreign Exchange Rate, ARDL Model.

1/ مقدمة:

شهد الاقتصاد المصري تغيرات متلاحقة فى معدل الصرف، حيث انخفضت قيمة العملة المحلية بشكل كبير خلال الفترة (1990-2022) وذلك على الرغم من وجود فترات بينية اتسمت بالاستقرار النسبي، ونظراً للتأثيرات الهامة لارتفاع معدل الصرف على كافة المتغيرات الاقتصادية وبخاصة معدل التضخم، ومن ثم التأثير على مستوى الدخل الحقيقي وبالتالي مستوى الرفاهية، فإن دراسة المتغيرات المؤثرة على معدل الصرف بشكل عام تعتبر من الموضوعات الحيوية، ويتأثر معدل الصرف بالعديد من المتغيرات الاقتصادية لعل أهمها مكونات ميزان المدفوعات بشقيه ميزان المعاملات الجاري والرأسمالية وكذلك مستوى الدين العام الخارجي وحجم الاحتياطيات وغيرها من المتغيرات ذات الصلة.

ونظراً لأن معدل الصرف يعد انعكاساً للخلل الهيكلي فى مصادر العرض والطلب على الصرف الأجنبي، فقد اعتمد البنك المركزي على السياسة النقدية من خلال معدل الفائدة كوسيلة دفاعية عن معدل الصرف، حيث يلاحظ تزامن ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية مع الإجراءات المرتبطة بتخفيض قيمة العملة المحلية (ارتفاع معدل الصرف) وفى هذا الإطار يبدو التساؤل حول تأثير معدل الصرف كمتغير مستقل على معدل الفائدة كمتغير تابع.

ومن زاوية أخرى، فإن ارتفاع معدل الفائدة الاسمي على العملة المحلية من شأنه التأثير-على الأقل على المستوى النظري- على معدل الصرف، وذلك بافتراض ثبات العوامل الأخرى بما فيها معدل الفائدة على العملة الأجنبية، ومن ثم يتوقع أن يسُهم ارتفاع معدل الفائدة فى خفض معدل الصرف بسبب الزيادة فى الطلب على العملة المحلية، وهنا يثور التساؤل حول تأثير معدل الفائدة كمتغير مستقل على معدل الصرف كمتغير تابع، والجدير بالذكر أن هذه العلاقة التبادلية قد حظيت بجدل واسع على المستويين النظري والتطبيقي، مما جعل طبيعة العلاقة رهناً بالنتائج التطبيقية، ولذلك **يهدف البحث إلى** دراسة العلاقة التبادلية بين معدل الفائدة ومعدل الصرف فى مصر خلال الفترة (1990-2022)، مع الأخذ فى الاعتبار أن فترة الدراسة تضمنت تطبيق برامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي، والتى كان لها تأثير واضح على تغيرات معدل الصرف الأجنبي.

وتتمثل **مشكلة البحث** فى استخدام السياسة النقدية من خلال البنك المركزي لمعدل الفائدة كآلية دفاعية عن معدل الصرف، حيث شهد الاقتصاد المصري موجات من التخفيض فى قيمة الجنيه المصري أعوام (1991-2002-2004-2016-2022)، وقد استخدمت السياسة النقدية من خلال رفع معدل الفائدة بهدف زيادة الطلب على العملة المحلية، وكذلك لمحاربة ظاهرة الدولرة فى ظل انتشار السوق الموازية للصرف الأجنبي.

ومع ذلك لا يمكن الجزم بأن القاعدة العامة رفع معدل الفائدة مع كل ارتفاع فى معدل الصرف، فقد شهدت فترة التسعينات وبخاصة الفترة (1991-1999) استقرار نسبي لمعدل الصرف، حيث بلغ متوسط سعر الدولار نحو 3.36 جنيه خلال الفترة، وقد تزامن ذلك مع اتجاها نزولياً لمعدلات الفائدة الاسمية، وعلى النقيض من ذلك شهدت الفترة (2015-2022) ارتفاعاً كبيراً فى معدل الصرف، حيث تضاعف متوسط سعر الدولار من 7.6 جنيه فى المتوسط لعام 2015 إلى نحو 15.7 جنيه فى المتوسط لعام 2022، وهو ما تزامن مع ارتفاعات متتالية لمعدلات الفائدة الاسمية، فى ظل ارتفاع معدلات التضخم.

ويمكن تلخيص مشكلة البحث فى التساؤل التالي: "إلى أي مدى يؤثر رفع معدل الفائدة على زيادة قيمة العملة المحلية (خفض معدل الصرف الأجنبي) وكذلك هل يستتبع زيادة معدل الصرف زيادة فى معدل الفائدة الاسمي؟"

ويقوم البحث على **فرضـــية** مؤداها " توجد علاقة تبادلية بين معدل الفائدة ومعدل الصـــرف، بحيث تؤدى زيادة معدل الفائدة إلى انخفاض معدل الصرف للعملة الأجنبية، فى حين يؤدى ارتفاع معدل الصرف إلى ارتفاع معدل الفائدة"

وتعتمد **منهجية البحث** على كلاً من الأســلوب التحليلي، والأســلوب القياســي، بحيث يتناول البحث بالتحليل الحجج النظرية لقنوات انتقال الأثر ما بين معدلات الفائدة والصـرف، وكذلك تحليل لأهم الدراسـات السـابقة، تمهيداً لبناء نموذج قياسـي لاختبار فرضـية الدراسـة، وذلك بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL، وكذا اختبار التكامل المشـترك وفقاً لمنهجية جوهانسـن Johansen Co-Integrationكما يقارن البحث نتائج الطريقة التقليدية للمربعات الصغرى مع طريقة الانحدار الذاتي، مع إجراء الاختبارات الإحصائية اللازمة لفحص السلاسل الزمنية، بهدف الوصول إلى نتائج تتصف بالمقبولية والموثوقية.

ولاختبار فرضـية الدراسـة يتم الاعتماد على نموذجين، يوضـح النموذج الأول أثر معدل الفائدة على معدل الصـــرف من خلال إدراج معدل الفائدة كأحد المتغيرات المفســـرة فى دالة لمحددات معدل الصـرف، أما النموذج الثانى فيسـتهدف قياس أثر معدل الصـرف كأحد محددات معدل الفائدة، والجدير بالذكر أن البحث لا يســتهدف بحث العلاقة الســببية فقط، ولذلك لن يتم الاعتماد على اختبار ســببية جرانجر، وسوف يتم الاعتماد على اختبارات الحدود والتكامل المشترك لبيان مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

وتشتمل **خطة البحث** على ما يلي:

1/ المقدمة، والتي تحتوى على مشكلة البحث، وأهميته، وهدفه، وفرضيته ومنهجيته.

2/ الإطار النظري والدراسات السابقة.

3/ تطور معدلات الفائدة والصرف خلال الفترة 1990-2022.

4/ قياس النموذج

5/ النتائج والتوصيات

2/ الإطار النظري والدراسات السابقة.

تتعدد النماذج المفسرة لطبيعة العلاقة بين معدل الفائدة ومعدل الصرف، وذلك بحسب قنوات انتقال الأثر التى يعتمد عليها كل نموذج وتقليدياً يمكن القول بوجود علاقة عكسية بين معدل الفائدة (كمتغير مستقل) ومعدل الصرف (كمتغير تابع) بافتراض ثبات العوامل الأخرى، وتفسير ذلك أن ارتفاع معدل الفائدة فى ظل ثبات معدل التضخم وحرية انتقال رؤوس الأموال، يجعل من معدل الفائدة الحقيقي جاذباً للتدفقات المالية الداخلة للدولة، مما يؤدى إلى زيادة الطلب على العملة المحلية، وبالتالي خفض معدل الصرف للعملة الأجنبية.

وتقدم فرضية فيشر (أثر فيشرFisher Effect) تأسيساً نظرياً للعلاقة بين معدلات الفائدة والصرف، حيث تفترض أن التفاوت بيم معدلات الصرف فى دولتين يكون مساوياً للفرق بين معدلات الفائدة الاسمية فى كلا الدولتين، وأن التغير فى معدلات الفائدة الاسمية يعتمد على التضخم المتوقع، ويؤدى ارتفاع التضخم المتوقع إلى ارتفاع معدل الفائدة الاسمية، وبالتالي انخفاض معدل الصرف، ويمكن القول أن هذه الفرضية تتشابه مع فرضية تعادل القوى الشرائية (Power Purchasing Parity) والتى تعود أصولها لأعمال ريكاردو، حيث تفترض أنه فى ظل توافر شروط المنافسة الكاملة يمكن تفسير معدل الصرف بين دولتين باختلاف مستوى الأسعار النسبية بين الدولتين[1].

ومما سبق، يمكن القول بأن التضخم يعتبر من بين القنوات الناقلة للأثر بين معدل الفائدة ومعدل الصرف، حيث يعتمد معدل الفائدة الاسمي على معدل التضخم المتوقع، كما أن معدل الصرف الاسمي يعتمد على المعدلات النسبية لكلاً من التضخم المحلى والمستورد، بسبب تأثيره على الأسعار النسبية للصادرات والواردات، وبالتالي فإن صدمات التضخم Inflation Shocks تؤثر على كلاً من معدل الفائدة ومعدل الصرف[2]، فعلي سبيل المثال تؤدى الصدمة التضخمية إلى زيادة معدل الفائدة الاسمي، وفى حالة تخطى التضخم المحلى التضخم المستورد، فإنه من المتوقع انخفاض قيمة العملة المحلية (ارتفاع معدل الصرف الأجنبي) وهو ما يفسر باختلاف الأسعار النسبية للمنتجات الداخلة فى التجارة وتأثيرها على ميزان التجارة السلعية.

ويشير (Mundell,1963)[3] إلى أن تأثير السياسة النقدية على معدل الصرف من خلال آلية انتقال الأثر التالية، يفترض أنه فى ظل نظام صرف مرن، يؤدى استخدام السياسة النقدية التوسعية القائمة على زيادة عرض النقود من خلال أدواتها كسعر الخصم وعمليات السوق المفتوحة والاحتياطي القانوني،

---

[1] Salas O. Andrea, GomezM. Rodrigo, (2015),"Finding International Fisher Effect to determine the Exchange Rate through the Purchasing Power Parity Theory: the Case of Mexico During the Period 1996-2012", **Applied Econometrics and International Development,** Vol. 15-1,pp.97-98

[2] Craig S. Hakkio (1986), " Interest Rates and Exchange Rates- What is the Relationship?", **Economic Review**, Vol.71, Issue,Nov,pp. 37-38

3 R.A Mundell (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", **The Canadian Journal of Economics and Political Science**, Vol. 29, No. 4,p.477

يؤدى إلى انخفاض معدل الفائدة، مما يترتب عليه -بافتراض ثبات العوامل الأخرى- حدوث تدفقات مالية خارجة، الأمر الذى يؤدى إلى خفض الطلب على العملة المحلية، وبالتالي ارتفاع معدل الصرف الأجنبي.

والجدير بالذكر أن هذه الفرضية مرتبطة بمجموعة من الفروض، لعل أهمها المرونة الكاملة لتحركات رؤوس الأموال؛ كمال الأسواق؛ مرونة كلاً من الصادرات والواردات للتغيرات الشعرية، ويشير الواقع العملي إلى وجود العديد من العوامل الأخرى التى لها القدرة على إلغاء أو على الأقل التخفيف من الآثار السابقة.

وتلعب الفروق بين أسعار الفائدة المحلية والأجنبية دوراً فى تحديد التغير فى معدل الصرف كما تشير فرضية تعادل أسعار الفائدة المغطاة (Covered Interest Rate Parity)، والتى تفترض أنه فى ظل توافر شرط الحرية الكاملة لحركة رؤوس الأموال، فإن العلاوة المستقبلية فى معدل الصرف تساوى الفرق بين معدلات الفائدة على الأصول المالية المحلية والأجنبية، حيث تتم عمليات المراجحة الشرائية للأصول المحلية والأجنبية على أساس المفاضلة بين فروق معدلات الفائدة وفروق معدلات الصرف[4].

وبينما أشار التحليل السابق إلى تأثير التغير فى معدلات الفائدة على معدلات الصرف، فإنه يمكن القول أيضاً بوجود آليات لانتقال الأثر عكسياً، حيث تؤثر التغيرات فى معدل الصرف على معدل الفائدة عبر آليتين، تشير الأولى إلى أن معدل الفائدة يتأثر بالتدفقات المالية فى أسواق رأس المال والتى بدورها تعتمد على معدلات الصرف، وتشير الآلية الثانية إلى احتمال استخدام معدل الفائدة كأداة للسياسة النقدية للتأثير على معدل الصرف أو لاستهداف التضخم[5].

وكما اختلفت التفسيرات النظرية لطبيعة العلاقة من حيث آليات انتقال الأثر، واتجاه السببية بين معدل الفائدة ومعدل الصرف، فإن الدراسات التطبيقية المتعددة شهدت جدلاً وتفاوتاً من حيث النتائج ومناهج التطبيق، فقد توصلت مجموعة من الدراسات التطبيقية إلى **عدم وجود علاقة بين معدلى الفائدة والصرف**، ومن بينها **دراسة** (Kisaka,et.al, 2014)[6]، والتى قامت ببحث العلاقة السببية بين المعدلات الاسمية للفائدة والصرف في كينيا، خلال الفترة (1993-2006)، وقد اعتمدت على نموذج تصحيح الخطأ ECM واختبار السببية لجرانجر والتكامل المشترك ، وقد توصلت الدراسة إلى أن معدلات الصرف **لا تفسر** التغيرات فى معدل الفائدة، وأرجعت الدراسة ذلك إلى وجود متغيرات خارج النموذج تحدد كلاً من معدلات الفائدة والصرف.

[4] Sifunjo E. Kisaka, Joseph W. Kithitu, Hellen M. Kamuti, (2014), " The Causal Relationship between Interest Rates and Foreign Exchange Rates in Kenya", Research **Journal of Finance and Accounting,** Vol.5, No.14,p.139

[5] Caroline Duburcq (2010), " The Impact of Exchange Rate Regime on Interest Rates in Latin America", **CUADERNOS DE ECONOMÍA**, VOL. 47, pp.91-92

[6] Sifunjo E. Kisaka, Joseph W. Kithitu, Hellen M. Kamuti, (2014), " The Causal ....**Op.ct.**

وكذلك **دراسة** (Gupta,et.al, 2000)[7]، والتى قامت باختبار العلاقة بين معدل الفائدة ومعدل الصرف وسوق الأسهم فى جاكرتا خلال الفترة (1993-1997)، وتوصلت إلى **عدم وجود** علاقة سببية بين متغيرات الدراسة فى اندونيسيا، كما قدمت **دراسة** (Kyophilavong,et.al, 2014)[8]، تحليلاً للعلاقة السببية بين ظاهرة الدولرة ومعدل الفائدة ومعدل الصرف بالتطبيق على دولة لاوس، بالاعتماد على نموذج ARDL والتكامل المشترك، وقد توصلت أيضاً إلى **عدم وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين فروق معدل الفائدة وتغيرات معدل الصرف**، وهو ما فسرته الدراسة بأنه على الرغم من تأثير تغير معدل الفائدة على تقليل ظاهرة الدولرة فى الأجل القصير، إلا أنه لم يكن كافياً للتأثير على معدل الصرف فى الأجل الطويل.

وعلى الجانب الآخر أكدت مجموعة أخرى من الدراسات على **وجود علاقة تأثير من معدل الفائدة إلى معدل الصرف** ، ومن بينها **دراسة** (Yung, 2017)[9]، وناقشت هذه الدراسة دور مخاطر معدل الفائدة بالنسبة لعوائد الاستثمار على تغيرات معدلات الصرف على مجموعة من الدول خلال الفترة (1980-2016)، وقد توصلت إلى أنه فى ظل حرية حركة رؤوس الأموال، **يؤثر تغير معدل الفائدة على معدل الصرف**. وكذلك **دراسة** (Ulm , Hambuckers, 2022)[10] والتى توصلت إلى **وجود تأثير معنوي لفروق معدلات الفائدة لصالح المعدلات المحلية، على تغير معدلات الصرف لصالح قيمة العملة المحلية،** وذلك بالتطبيق على عينة من عملات الدول المتقدمة (الدولار الأمريكى؛ الفرنك السويسري؛ اليورو؛ الين اليابانى، والجنيه الاسترلينى) وذلك خلال الفترة (1999-2017)، كما أشارت الدراسة إلى أن تأثير فروق معدلات الفائدة على معدل الصرف باتت أكثر قوة بعد الأزمة المالية العالمية 2008.

أما **دراسة** (Hacker, et.al,**2010**)[11]، والتى قامت باختبار تأثير التغير فى معدلات الفائدة الاسمية على أساس شهري على تغير معدل صرف الكرونا السويدي، أمام العملات الدولية، وذلك اعتماداً على اختبار سببية جرانجر، ودالة الاستجابة، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وأن التغير فى معدلات الفائدة الاسمية يرتبط عكسياً بمعدل الصرف الأجنبي للكرونا فى الأجل القصير، **وهو على خلاف الافتراض النظري بالتأثير الايجابي لزيادة معدل الفائدة على قيمة العملة المحلية، والتأثير العكسي على معدل الصرف للعملة الأجنبية.**

---

7 Jyoti Gubta, Alan Chevalier and Fran Sayecti (2000), "The Causality Between Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price in Emerging Markets: The Case of the Jakarta Stock Exchange", **Fuzzy Sets in Management, Economics and Marketing**, SSRN Electronic Journal.

8 P. Kyophilavong, A. K. Tiwari, B. Kim and S. Phoyduangsy, (2018)," The causality of dollarization, interest rate and exchange rate: evidence from Laos", ***Global Business and Economics Review***, Vol. 20, No. 1

9 Julieta Yung (2017), "Can Interest Rate Factos Explain Exchange Rate Fluctuations?",Federal Reserve Bank of Dallas, **Globalization and Monetary Policy Institute**, Working Paper,No.207

10 M. Ulm , J. Hambuckers (2022),"Do interest rate differentials drive the volatility of exchange rates? Evidence from an extended stochastic volatility model", **Journal of Empirical Finance**, Volume 65.

11 R. Scott Hacker, Huynjoo Kim and Kristofer Månsson (2010), " An Investigation of the Causal Relations between Exchange Rates and Interest Rates Differentials using Wavelets ", **CESIS Electronic Working Paper Series**, No.215.

وبالإضافة إلى ما سبق، توصلت بعض الدراسات إلى **نتائج غير قاطعة** ، فعلى سبيل المثال **دراسة (Belke, et.al,2004)[12]**، والتى تناولت تحليل العلاقة بين تقلبات معدلات الفائدة والصرف بالتطبيق على دول الميركسور خلال لفترة (1970-2001)، وتوصلت الدراسة إلى أنه على الرغم من وجود تزامن بين تقلبات معدلات الفائدة والصرف، إلا أن معدلات الصرف تتأثر بشكل أكبر بالعوامل السياسية. وبطريقة مشابهة توصلت **دراسة** (Khan, **2010**)[13] والتى قامت باختبار تأثير معدل الفائدة على معدل الصرف فى باكستان بالنسبة للدولار الأمريكي بالاعتماد على بيانات شهرية، إلى **وجود تزامن ايجابي لكلا المتغيرين، على الرغم من عدم معنوية تأثير فروق الفائدة على تغيرات معدل الصرف**.

أما **دراسة** (Tafa, 2015)[14]، وقد تناولت اختبار تأثير معدل الفائدة على تقلبات معدل صرف العملات الأجنبية الدولار واليورو مقابل العملة المحلية (الليك الألباني ALL)، وذلك اعتماداً على فرضية التأثير الطردي المتوقع لرفع معدل الفائدة على قيمة العملة المحلية والتأثير العكسي على قيمة العملات الأجنبية، وذلك بالتطبيق على بيانات الفترة (2002-2014)، **وقد توصلت الدراسة إلى نتائج متضاربة،** حيث توجد علاقة طردية بين ارتفاع معدل الفائدة وارتفاع معدل صرف الدولار، عكس فرضية الدارسة، وعلاقة عكسية بين معدل الفائدة ومعدل صرف اليورو وهو ما اتفق مع فرضية الدراسة.

وكذلك **دراسة** (Kui, et.al,2018)[15]، والتى قامت باختبار التزامن والسببية بين معدلات الصرف وفروق معدلات الفائدة بالتطبيق على دول البريكس خلال الفترة (1996-2015)، وقد توصلت الدراسة إلى وجود تزامن بين معدلات الصرف والفائدة فى الأجل القصير فى جميع دول البريكس، أما فى الأجل الطويل تؤثر معدلات الفائدة على معدلات الصرف فى كلاً من روسيا وجنوب أفريقيا، فى حين ينقلب اتجاه السببية فى دول الصين والهند والبرازيل، حيث تؤثر معدلات الصرف على معدلات الفائدة، كما توصلت الدراسة إلى وجود سببية ذات اتجاهين فى بعض الفترات البينية.

وكما اختلفت نتائج الاختبارات التطبيقية للعلاقة بين معدل الفائدة ومعدل الصرف باختلاف المدى الزمنى، فقد اختلفت النتائج أيضاً باختلاف العينة من العملات الأجنبية أمام العملة المحلية، حيث توصلت دراسة (De-Simone, Razzak, 1999)[16] والتى قامت باختبار العلاقة بين معدلات الفائدة

12 Ansgar Belke, Kai Geisslreither and Daniel Gros (2004), "On the Relationship between Exchange Rates and Interest Rates:Evidence from the Southern Cone", **Cuadernos de Economía**, Vol.41, No.122

13 Shahid Ahmed Khan, (2010)," Empirical Study on Impact of Interest Rate on Exchange Rate ", **International Finance Electronic Journal**, SSRN: https://ssrn.com/abstract=1625492.

14 Jonada Tafa (2015), "Relationship between Exchange Rates and Interest Rates: Case of Albania",Federal Reserve Bank of Dallas, **Mediterranean Journal of Social Sciences,** Vol.6,No.4

15 Deng-Kui, Xiao-Lin, Tsangyao Chang and Lu Bai (2018), "Co-movement and Causality between Nominal Exchange Rates and Interest Rate Differentials in BRICS Countries: A Wavelet Analysis", **Romanian Journal of Economic Forecasting,** XXI (1)

16 Francisco N. De-Simone, W.A. Razzak (1999), "Nominal Exchange rates and Nominal Inteerst rate differentials", **IMF Working Paper**, 99/141.

الاسمية ومعدلات الصرف بالتطبيق على العلاقة بين الدولار الأمريكى وكلاً من العملات التالية (المارك الألمانى؛ الجنيه الاسترلينى؛ الين اليابانى، والدولار الكندى) خلال الفترة (1980-1997)، وقد توصلت الدراسة إلى أن معدل صرف الدولار الأمريكى وكلاً من المارك الألمانى والجنيه الاسترلينى، يعتمد على فروق معدلات الفائدة.

ويستخلص مما سبق، أن العلاقة بين تغير معدل الفائدة ومعدل الصرف شهدت جدلاً على مستوى الأدبيات النظرية وكذا الدراسات التطبيقية، والتى اختلفت نتائجها بحسب العديد من العوامل لعل أهمها، اتجاه السببية، عينة التطبيق، نظم الصرف المستخدمة، العوامل السياسية، واختلاف فترة التحليل ما بين الأجل القصير والطويل، فضلاً عن تعدد النماذج القياسية المستخدمة فى التحليل، وبالتالى يظل الحسم التطبيقي للعلاقة بين معدل الفائدة ومعدل الصرف يتوقف على كل حالة وظروفها.

3/ تطور معدلات الفائدة والصرف خلال الفترة 1990-2022.

شـهدت فترة الدراسـة تطورات متلاحقة فى كلاً من معدل الفائدة والصـرف، وبشـكل عام يمكن القول بأن معدل الصـــرف قد حقق اتجاهاً عاماً متزايداً خلال الفترة الكلية للدراســـة، مع بعض فترات الاستقرار النسبي البينية، أما معدل الفائدة الاسمى، فقد شهد تقلبات خلال الفترة الكلية للدراسة، وفيما يلى نسـتعرض بإيجاز تطور كلا المعدلين اعتماداً على السـلاسـل الزمنية لقاعدة بيانات البنك الدولى، وبحيث يشـير معدل الفائدة إلى معدل الإقراض الاسـمى كمتوسـط سـنوى، ويشـير معدل الصـرف إلى المتوسـط السنوى لمعدل صرف الدولار الأمريكى. ويوضح الجدول رقم (1) تطور معلات الفائدة والصرف خلال عقد التسعينات من القرن العشرين، وهى الفترة التى شهدت تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادى والتكيف الهيكلى فى عام 1991، وتوحيد معدل الصـــرف بالاعتماد على نظام صـــرف مدار بواســـطة البنك المركزى.

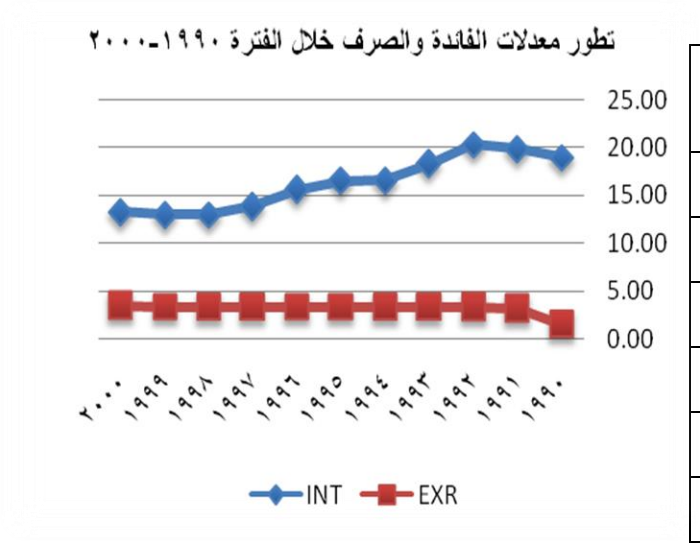
جدول رقم 1

معدلات الفائدة والصرف 1990-2000

السنة	معدل الفائدة	معدل الصرف
1990	**19.00**	**1.55**
1991	**19.85**	**3.14**
1992	**20.33**	**3.32**
1993	**18.30**	**3.35**
1994	**16.51**	**3.39**
1995	**16.47**	**3.39**
1996	**15.58**	**3.39**
1997	**13.79**	**3.39**
1998	**13.02**	**3.39**
1999	**12.97**	**3.40**
2000	**13.22**	**3.47**

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، والشكل من إعداد الباحث

شكل رقم 1



وقد شهد معدل الصرف فى مصر حالة من الاستقرار النسبى خلال فترة التسعينات كما يتضح من الشـكل رقم (1)، فى حين تراجعت معدلات الفائدة الاسـمية من نحو 19.8% عام 1991، 20.3% عام 1992 إلى حوالى 13.2% عام 2000، ويسـتعرض الجدول رقم (2) تطور كلاً من معل الفائدة والصرف خلال الفترة (2001-2011) وذلك على النحو التالى:

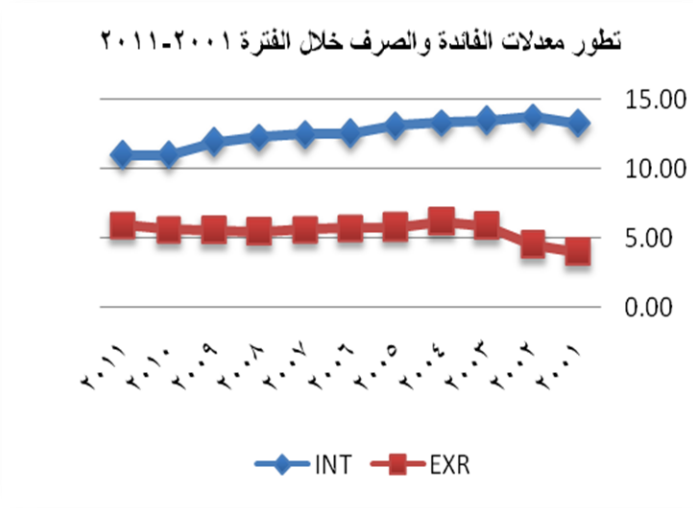
جدول رقم 2

معدلات الفائدة والصرف 2001-2011

السنة	معدل الفائدة	معدل الصرف
2001	13.29	3.97
2002	13.79	4.50
2003	13.53	5.85
2004	13.38	6.20
2005	13.14	5.78
2006	12.60	5.73
2007	12.51	5.64
2008	12.33	5.43
2009	11.98	5.54
2010	11.01	5.62
2011	11.03	5.93

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، والشكل من إعداد الباحث

شكل رقم 2



ويلاحظ من الشـكل رقم (2) ارتفاع معدل الصـرف فى الفترة (2002-2004) من 4.4 جنيه للدولار عام 2002، إلى 6.1 عام 2004، وقد شـهدت الفترة (2005-2011) اسـتقراراً لمعدل الصـرف بمتوسط 5.6 جنيه للدولار، أما بخصوص معدل الفائدة فقد شهد حالة من الاستقرار النسبي مقارنة بالفترة الأولى بمتوسط نحو 12.5% خلال الفترة (2001-2011). ويوضـح الجـدول رقم (3) تطور معدل الفائدة والصـرف خلال الفترة (2012-2022) وهى الفترة التى شـهدت تقلبات حادة فى كلا المعدلين، وذلك على النحو التنالى:

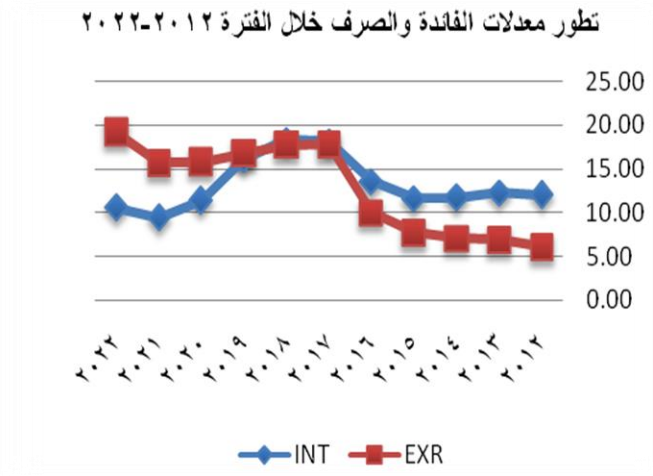
جدول رقم 3

معدلات الفائدة والصرف 2012-2022

السنة	معدل الفائدة	معدل الصرف
2012	12.00	6.06
2013	12.29	6.87
2014	11.71	7.08
2015	11.63	7.69
2016	13.60	10.03
2017	18.18	17.78
2018	18.32	17.77
2019	16.12	16.77
2020	11.37	15.76
2021	9.43	15.64
2022	10.58	19.16

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، والشكل من إعداد الباحث

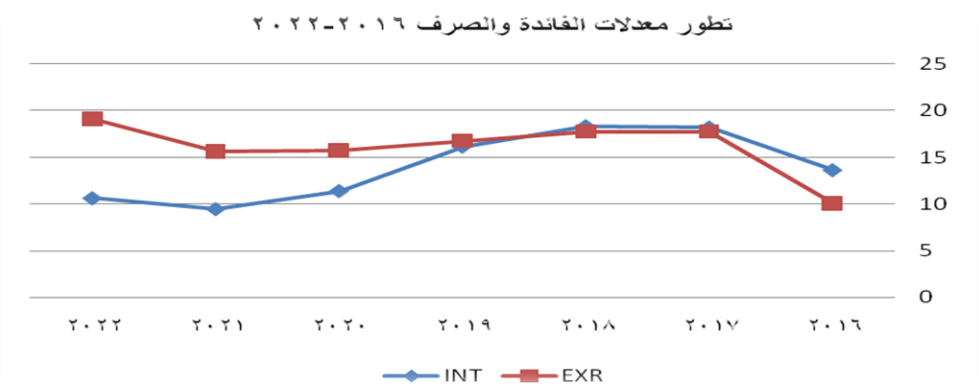
شكل رقم 3



ويتضح من الشكل رقم (3) تضاعف معدل الصرف خلال الفترة ثلاثة مرات، حيث بلغ متوسط معدل صرف الدولار لعام 2012 نحو 6.05 جنيه، وبلغ حوالى 19.6 عام 2022، أما بخصوص معدل الفائدة فيمكن القول بأن سلوك معدل الفائدة لم يتغير خلال الفترة (2012-2016)، فى حين شهد تقلبات حادة تزامنت مع تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادى عام 2016، حيث تم تخفيض قيمة الجنيه مقابل الدولار فى نوفمبر 2016، الأمر الذى أدى إلى ارتفاع معدل الصرف بنحو 70% فى المتوسط بين عامى 2016، 2017، وقد بلغ متوسط معدل الفائدة الاسمى لعام 2017 نحو 18.1%، وقد شهدت هذه الفترة مضاربة على معدل الصرف فى السوق الموازية، وبالتالى الاتجاه نحو الدولرة، مما أدى إلى لجوء

السياسة النقدية للاعتماد على رفع معدل الفائدة الاسمية، ويوضح الشكل رقم (4) تطور معدلات الفائدة والصرف خلال الفترة (2016-2022).

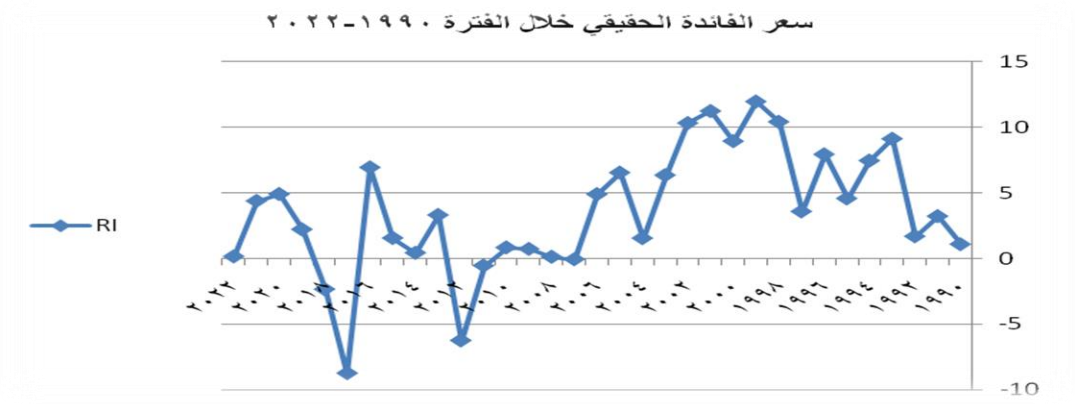
شكل رقم (4)



المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، والشكل من إعداد الباحث

والجدير بالذكر أنه على الرغم من تحقيق معدل الفائدة الاسمى لأعلى متوسط سنوى عام 2018 بنحو 18.01%، والذى لم تشهده مصر خلال الفترة (1993-2022)، إلا أن معدل الفائدة الحقيقي كان سالباً، إذ بلغ -2.3% لعام 2018، وهو ما يرجع للضغوط التضخمية الناجمة عن ارتفاع معدل الصرف، ويوضح الشكل رقم (5) تطور معدلات الفائدة الحقيقية خلال الفترة (1990-2022).

شكل رقم (5)



المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي، والشكل من إعداد الباحث

ويتضح من الشكل رقم (5)، أنه على الرغم من تقلب معدل الفائدة الحقيقي، إلا أنه حافظ علي القيم الموجبة خلال الفترة (1990-2006)، وأن أكبر قيمة سالبة لمعدل الفائدة الحقيقى خلال فترة الدراسة تحققت فى الفترة (2016-2018) وهى الفترة التى شهدت تخفيض قيمة الجنيه فى إطار برنامج الإصلاح الاقتصادى، وذلك على الرغم من أن تلك الفترة قد شهدت أعلى معدلات للفائدة الاسمية، لم تشهد مصر مثيل لها خلال الفترة (1993-2022)، كما يلاحظ أيضاً أن الفترة (2012-2022) شهدت بشكل عام انخفاض فى معدل الفائدة الحقيقي، حيث بلغت قيمته فى المتوسط نحو 0.5%.

وأخيراً فقد قررت لجنة السياسة النقدية للبنك المركزى المصري بتاريخ 30 مارس 2023 رفع سعر فائدة الإيداع والإقراض بواقع 200 نقطة أساس ليصل إلى 18.25%، 19.25% على الترتيب، وهو ما تزامن مع ارتفاع المتوسط المرجح لسعر صرف الدولار الأمريكى فى سوق الانتربنك ليسجل نحو 30.6 جنيه[17].

ويستخلص مما سبق، أن فترة التحليل شهدت ارتفاعات متلاحقة لمعدل الصرف، وقد ارتبطت هذه الارتفاعات بتعديل فى معدل الفائدة الاسمى من خلال زيادته، فى محاولة لاستخدامه كآلية دفاعية عن معدل الصرف.

4/ قياس النموذج

لاختبار فرضية الدراسة، تم بناء نموذج قياسي لاختبار أثر معدل الفائدة على معدل الصرف الاسمي خلال فترة الدراسة، وذلك بالاعتماد على نموذج AutoRegressive Distributed Lag[18] model (ARDL)، (نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع) وهو من النماذج القياسية التى تتعامل مع السلاسل الزمنية، وهو أحد الطرق المطورة لطريقة المربعات الصغرى OLS والتى تتسم بالقدرة على التعامل مع السلاسل الزمنية التى لا تتسم بالسكونNon Stationarity، ويعتمد النموذج على قياس انحدار جميع المتغيرات الواردة فيه على الصيغ المبطأة Lagged Forms للمتغير التابع، والمتغيرات المستقلة وذلك وفقاً لعدد فترات الإبطاء التى يتم تحديدها فى النموذج[19]، وتتعدد صيغ نموذج ARDL وسوف يتم الاعتماد على الصيغة المختزلة Reduced Form لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، وبناءاً على مراجعة الأدبيات والدراسات السابقة تم بناء النموذج التالي فى صيغته العامة وذلك تمهيداً لاختبار النتائج اعتماداً على طريقة المربعات الصغرى **كخطوة مبدئية**:

[17] **البنك المركزى المصري**(2023)، النشرة الاحصائية الشهرية، العدد رقم 312، ص.2

[18] M. R. Abonazel, , & , N.Elnabawy (2020). "Using the ARDL bound testing approach to study the inflation rate in Egypt",**. Economic consultant,** 31 (3), p.29

[19] Emeka Nkoro, Aham Kelvin Uko (2016), "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation ", **Journal of Statistical and Econometric Methods**, vol.5, no.4, p.64

$$Exr = \alpha + \beta_1 INT + \beta_2 INF + \beta_3 CAB + \beta_4 GDP\mu$$

حيث:

Exr	معدل الصرف، معبراً عنه بسعر صرف الدولار فى المتوسط على أساس سنوي.
INT	معدل الفائدة معبراً عنه بمعدل فائدة الإقراض كمتوسط سنوي.
INF	معدل التضخم، معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين على أساس سنوي.
CAB	رصيد الحساب الجاري كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى.
GDP	معدل النمو الاقتصادي، معدل النمو السنوي فى الناتج المحلى الاجمالى.
μ	حد الخطأ العشوائي

وقد تم الحصول على بيانات جميع المتغيرات من خلال قاعدة بيانات البنك الدولي، وقد تم تقدير النموذج باستخدام حزمة البرامج Eviews، وذلك بالتطبيق على بيانات الفترة (1991) وجاءت نتائج التحليل المبدئي بالاعتماد على طريقة المربعات الصغرى OLS على النحو التالي:

Dependent Variable: EXR
Method: Least Squares
Date: 02/14/23 Time: 00:20
Sample: 1 33
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.021363	5.047073	0.598637	0.5542
INT	0.138561	0.371458	0.373018	0.7119
INF	0.265873	0.146397	1.816113	0.0801
CAB	-0.888405	0.252009	-3.525293	0.0015
GDP	-0.175848	0.466497	-0.376955	0.7090

R-squared	0.436783	Mean dependent var	7.150890
Adjusted R-squared	0.356323	S.D. dependent var	5.089263
S.E. of regression	4.083089	Akaike info criterion	5.790312
Sum squared resid	466.8053	Schwarz criterion	6.017056
Log likelihood	-90.54015	Hannan-Quinn criter.	5.866604
F-statistic	5.428594	Durbin-Watson stat	0.308210
Prob(F-statistic)	0.002300		

وتشير نتائج التقدير بوضوح لوجود مشكلة ارتباط ذاتي موجب لحدود الخطأ Positive Autocorrelation، حيث جاءت احصاءة ديربن -واتسون قريبة من الصفر D.W = 0.3، وهو ما يشير إلى عدم إمكانية الاعتماد على نتائج القياس لعدم مصداقيتها، سواء من حيث معنوية المتغيرات المستقلة، أو معنوية النموذج ككل، أو القدرة التفسيرية للنموذج، وكذلك الإشارات الخاصة بالمعلمات والدالة على اتجاه العلاقات، وغالباً ما يرتبط ذلك بظاهرة عدم سكون البيانات فى مستواها الأصلي، ويمكن التحقق من ذلك من خلال اختبار سكون بيانات السلاسل الزمنية اعتماداً على اختبارات جذر الوحدة Unit Root Test، وقد تم إجراء الاختبار من خلال حزمة برامج Eviews، **وبتطبيق اختبار ديكى فولر الموسعAugmented Dickey- ADF Fuller، على السلاسل الزمنية، جاءت نتيجة الاختبار على النحو التالي:**

جدول رقم (4)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test				
Variables	Levels		1st Difference	
	t- test	Prob	t- test	Prob
Exr	-0.476182	0.9831	-0.476182	0.0037
INT	-0.476182	0.0084	-4.221063	0.0026
INF	-3.204721	0.0290	-6.6876	0.000
CAB	-1.541455	0.5002	-4.760517	0.0006
GDP	-3.411785	0.0179	-7.591888	0.000

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات نتائج القياس باستخدام حزمة Eviews

ويتضح من نتائج الاختبار، أن سلسلة بيانات كلاً من معدل الصرف، والحساب الجاري تتسم بعدم الاستقرار نظراً لوجود جذر الوحدة، وهو ما يتضح من خلال قبول الفرض العدمى نظراً لانخفاض قيمة احصاءة t، كما أن جميع السلاسل تتسم بالاستقرار عند أخذ الفروق الأولى وبالتالي يصبح النموذج بعد التعديل على النحو التالي:

$$D(Exr)_t = \alpha_0 + \alpha_1 D(INT)_{-t} + \alpha_2 D(INF)_{-t} + \alpha_3 D(CAB)_{-t} + \\ + \alpha_4 D(GDP)_t + \varepsilon_t$$

وبتطبيق نموذج ARDL، على النموذج المعدل، وباختيار عدد فترات الإبطاء بأربعة فترات مما يعنى أن المتغير التابع (معدل الصرف عند الفروق الأولى) يكون دالة فى المتغير ذاته عند صيغه المبطأة لأربعة سنوات، وكذلك دالة فى المتغيرات المستقلة الأربعة الواردة فى النموذج بصيغتها العامة، وكذا الصيغ المبطأة، ويفيد هذا النموذج أيضاً فى تحديد فترة الإبطاء اللازمة لانتقال الأثر بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، فقد يكون المتغير غير معنوي التأثير آنياً، ومع ذلك تظهر آثاره المعنوية بحسب فترات الإبطاء، وبإعادة تقدير النموذج جاءت النتائج على النحو التالي:

Dependent Variable: D(EXR)
Method: ARDL
Date: 02/14/23 Time: 00:50
Sample (adjusted): 6 33
Included observations: 28 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): D(INT) D(INF) D(CAB) D(GDP)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 2500
Selected Model: ARDL(4, 1, 4, 4, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(EXR(-1))	-0.279086	0.224090	-1.245417	0.2414
D(EXR(-2))	-0.140292	0.142908	-0.981691	0.3494
D(EXR(-3))	0.602084	0.180973	3.326925	0.0077
D(EXR(-4))	0.574214	0.197787	2.903191	0.0157
D(INT)	1.292897	0.216952	**5.959369**	0.0001
D(INT(-1))	-0.417190	0.299300	-1.393886	0.1936
D(INF)	0.053789	0.042652	1.261104	0.2359
D(INF(-1))	0.127419	0.054200	2.350897	0.0406
D(INF(-2))	0.079604	0.043995	1.809400	0.1005

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(INF(-3))	0.129070	0.050575	2.552058	0.0288
D(INF(-4))	-0.037669	0.031715	-1.187740	0.2624
D(CAB)	0.472831	0.146446	3.228710	0.0090
D(CAB(-1))	-0.001371	0.103942	-0.013192	0.9897
D(CAB(-2))	0.142986	0.121487	1.176961	0.2665
D(CAB(-3))	-0.438744	0.140522	-3.122235	0.0108
D(CAB(-4))	-0.210186	0.104791	-2.005759	0.0727
D(GDP)	0.438529	0.165831	2.644439	0.0245
C	0.209661	0.197953	1.059149	0.3144
R-squared	0.944269	Mean dependent var		0.563404
Adjusted R-squared	0.849527	S.D. dependent var		1.667158
S.E. of regression	0.646704	Akaike info criterion		2.222239
Sum squared resid	4.182263	Schwarz criterion		3.078657
Log likelihood	-13.11135	Hannan-Quinn criter.		2.484055
F-statistic	9.966734	Durbin-Watson stat		2.275636
Prob(F-statistic)	0.000383			

والجدير بالذكر أنه تم إجراء القياس المبدئي بطريقة المربعات الصغرى، للمقارنة بين نتائج القياس فى حالة الاعتماد على نموذج ARDL، ويستخلص من مقارنة النتائج أنه نموذج ARDL تخلص من مشكلة الارتباط الذاتي لحدود الخطأ، مما يظهر من احصاءة ديربن- واتسون D.W = 2.2، وخاصة بعد اعتماد على السلاسل الزمنية فى صورة الفروق الأولى، والتى تتسم بالاستقرار حيث أشارت نتائج اختبارات جذر الوحدة إلى تكاملها من الدرجة الأولى، كما ازدادت معنوية النموذج ككل حيث بلغت قيمة احصاءة F=9.9، كما اختلفت قيمة معامل التحديد حيث بلغت $R^2 = 94\%$، ويمكن تلخيص أهم الاختلافات بين النتائج فى الجدول التالي:

جدول رقم (5)

مقارنة بين نتائج قياس طريقتي المربعات الصغرى ونموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع

المعيار	OLS	ARDL
المتغير المستقل	EXR	D(EXR)
المتغيرات التابعة	INT,INF,GDP,CAB عند المستويات الأصلية، وبشكل متزامن	INT,INF,GDP,CAB عند الفروق الأولى بفترات إبطاء
احصاءةD.W	D.W =0.3	D.W =2.2
معامل التحديدR^2	$R^2 = 43\%$	$R^2 = 94\%$
قيمة احصاءةF	F=5.4	F=9.9
معنوية المتغير المفسرINT	غير معنوي	معنوي (علاقة طردية)

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات نتائج القياس باستخدام حزمة Eviews

ولما كان الهدف الرئيسي هو بناء نموذج قياسي لتحديد أثر معدل الفائدة على معدل الصرف خلال الفترة (1990-2022)، فإن معنوية احصاءة t بالنسبة لمتغير معدل الفائدة (INT) تمثل الغاية النهائية من القياس بشرط موثوقية النتائج، **وتشير نتائج قياس نموذج ARDL إلى وجود علاقة طردية ومعنوية إحصائيا بين معدل الفائدة الاسمي (كمتغير مستقل) وبين معدل الصرف (كمتغير تابع)، وهو ما يخالف فرضية الدراسة جزئياً**، والتى تبنت الاعتماد على تفسير العلاقة النظرية بأن ارتفاع معدل الفائدة يؤدى إلى انخفاض معدل الصرف من خلال جذب التدفقات المالية الداخلة، وزيادة الطلب على العملة المحلية مما يؤدى إلى انخفاض معدل الصرف، وهو ما يرجع إلى وجود عوامل أخرى لها تأثير نسبي أكبر على معدل الصرف خلال فترة الدراسة.

ونظراً لأن فترة الدراسة شهدت تذبذباً لمعدل الفائدة الحقيقي بسبب معدلات التضخم المتغيرة، فقد تم إجراء إعادة القياس السابق، مع استبدال المتغير التابع بمعدل الفائدة الحقيقي Real Interest، وبتطبيق نموذج ARDL، جاءت النتائج على النحو التالي:

Dependent Variable: D(EXR)
Method: ARDL
Date: 02/15/23 Time: 18:37
Sample (adjusted): 1995 2022
Included observations: 28 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (4 lags, automatic): D(RI) D(INF) D(CAB) D(GDP)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 2500
Selected Model: ARDL(1, 4, 1, 0, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(EXR(-1))	0.383417	0.205710	1.863867	0.0797
D(RI)	0.007137	0.064443	0.110745	0.9131
D(RI(-1))	0.110001	0.072797	1.511073	0.1491
D(RI(-2))	0.075534	0.061365	1.230886	0.2351
D(RI(-3))	0.099481	0.059108	1.683051	0.1106
D(RI(-4))	0.114992	0.052814	2.177311	0.0438
D(INF)	0.170682	0.049342	3.459134	0.0030
D(INF(-1))	0.062648	0.051014	1.228036	0.2362
D(CAB)	0.075099	0.164195	0.457374	0.6532
D(GDP)	-0.068036	0.161094	-0.422337	0.6781
C	0.425845	0.227581	1.871178	0.0786

R-squared	0.743376	Mean dependent var	0.563404
Adjusted R-squared	0.592421	S.D. dependent var	1.667158
S.E. of regression	1.064346	Akaike info criterion	3.249322
Sum squared resid	19.25816	Schwarz criterion	3.772688
Log likelihood	-34.49050	Hannan-Quinn criter.	3.409320
F-statistic	4.924475	Durbin-Watson stat	1.883349
Prob(F-statistic)	0.002018		

وتفيد نتائج القياس بعدم **معنوية معدل الفائدة الحقيقي فى التأثير علي معدل الصرف خلال فترة الدراسة، وذلك فى جميع فترات الإبطاء والبالغة 4 فترات،** وهو ما يرجع إلى أن ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية تواكب فى بعض فترات الدراسة مع انخفاض المعدلات الحقيقية، **ويستخلص مما سبق، عدم تأثير سياسة معدل الفائدة فى التأثير على معدل الصرف.**

ونظراً لأن فرضية الدراسة احتوت أيضاً على احتمالية تأثير معدل الصرف على معدل الفائدة،، ولاختبار ذلك تم إعادة تقدير النموذج بشكل عكسي، بحيث تم إجراء انحدار معدل الفائدة (كمتغير تابع) على باقي المتغيرات المستقلة ومن بينها معدل الصرف، والجدير بالذكر وجود متغيرات أخرى مؤثرة

على معدل الفائدة (بخلاف المتغيرات المفسرة الواردة فى النموذج)، إلا أن النموذج بهذه الصيغة يعد كافياً، حيث أن الهدف هو تقدير العلاقة بين معدل الصرف كمفسر للتغيرات فى معدل الفائدة.

وقد تم صياغة النموذج على أساس السلاسل الزمنية فى صيغة الفروق الأولى، وبالاعتماد على فترات الإبطاء لنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL، وذلك على النحو التالي:

$$\begin{aligned} D(INT) = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{D}\big(\mathrm{INT}(-1)\big) + \alpha_2 \mathrm{D}\big(\mathrm{INT}(-2)\big) + \alpha_3 \mathrm{D}\big(\mathrm{INT}(-3)\big) + \\ & \alpha_4 \mathrm{D}(\mathrm{EXR}) + \alpha_5 \mathrm{D}\big(\mathrm{EXR}(-1)\big) + \alpha_6 \mathrm{D}\big(\mathrm{EXR}(-2)\big) + \\ & \alpha_7 \mathrm{D}\big(\mathrm{EXR}(-3)\big) + \alpha_8 \mathrm{D}(\mathrm{INF}) + \alpha_9 \mathrm{D}\big(\mathrm{INF}(-1)\big) + \\ & \alpha_{10} \mathrm{D}(\mathrm{CAB}) + \alpha_{11} \mathrm{D}\big(\mathrm{CAB}(-1)\big) + \alpha_{12} \mathrm{D}\big(\mathrm{CAB}(-2)\big) + \\ & \alpha_{13} \mathrm{D}\big(\mathrm{CAB}(-3)\big) + \alpha_{14} \mathrm{D}(\mathrm{GDP}) + \alpha_{15} \mathrm{D}\big(\mathrm{GDP}(-1)\big) + \\ & \alpha_{16} \mathrm{D}\big(\mathrm{GDP}(-2)\big) + \alpha_{17} \mathrm{D}\big(\mathrm{GDP}(-3)\big) + \\ & \alpha_{18} \mathrm{D}\big(\mathrm{GDP}(-4)\big) + \mu \end{aligned}$$

ويتضح من النموذج السابق، أن معدل الفائدة فى صيغة الفروق الأولى يعتمد على الصيغ المبطأة لنفسه، وكذلك على المتغيرات المستقلة، فى صيغها المتزامنة، وكذلك فى صيغها المبطأة، وقد تم التقدير وجاءت النتائج على النحو التالي:

Dependent Variable: D(INT)
Method: ARDL
Date: 02/14/23 Time: 01:25
Sample (adjusted): 6 33
Included observations: 28 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): D(EXR) D(INF) D(CAB) D(GDP)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 2500
Selected Model: ARDL(3, 3, 1, 3, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(INT(-1))	0.757384	0.187095	4.048133	0.0029
D(INT(-2))	-0.759571	0.237590	-3.196978	0.0109

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
D(INT(-3))	0.393321	0.287876	1.366289	0.2050
D(EXR)	0.355376	0.086709	**4.098480**	0.0027
D(EXR(-1))	0.235950	0.124155	**1.900449**	0.0898
D(EXR(-2))	0.290716	0.119498	**2.432805**	0.0378
D(EXR(-3))	-0.869527	0.208759	**-4.165227**	0.0024
D(INF)	0.022543	0.032200	0.700115	0.5016
D(INF(-1))	-0.121604	0.046377	-2.622091	0.0277
D(CAB)	-0.136427	0.091933	-1.483985	0.1720
D(CAB(-1))	0.123221	0.117072	1.052518	0.3200
D(CAB(-2))	-0.208764	0.084370	-2.474371	0.0353
D(CAB(-3))	0.344540	0.070234	4.905615	0.0008
D(GDP)	-0.387012	0.087546	-4.420666	0.0017
D(GDP(-1))	0.069871	0.107381	0.650682	0.5315
D(GDP(-2))	0.250277	0.102652	2.438119	0.0375
D(GDP(-3))	-0.157256	0.076264	-2.061995	0.0693
D(GDP(-4))	-0.177475	0.067347	-2.635240	0.0271
C	-0.059198	0.191373	-0.309333	0.7641
R-squared	0.978623	Mean dependent var		-0.211756
Adjusted R-squared	0.935870	S.D. dependent var		1.538849
S.E. of regression	0.389697	Akaike info criterion		1.175270
Sum squared resid	1.366776	Schwarz criterion		2.079266
Log likelihood	2.546222	Hannan-Quinn criter.		1.451630
F-statistic	22.88990	Durbin-Watson stat		2.551124
Prob(F-statistic)	0.000021			

وتشير نتائج القياس إلى وجود **علاقة طردية معنوية إحصائياً بين معدل الصرف فى صيغته الآنية والمبطأة (كمتغير مستقل)، وبين معدل الفائدة (كمتغير تابع)** وهو ما يتفق مع فرضية الدراسة.

وتتسق النتيجة السابقة مع إتباع السياسة النقدية من الأدوات التى من شأنها رفع معدل الفائدة كلما ارتفع معدل الصرف، وخاصة فى ظل مكافحة الدولرة فى ظل اختلاف معدل الصرف الاسمي عن معدل الصرف الفعلي فى السوق الموازية، وكذلك بهدف جذب المزيد من التدفقات المالية لمواجهة الارتفاع فى معدل الصرف، مما يعنى أن جزء من تغيرات معدل الفائدة كان بمثابة رد فعل للارتفاع فى معدل الصرف.

ولما كانت فترة الدراسة ما بين (1990-2022)، يمكن الاعتماد على اختبار الحدود Bound Test للتحقق من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع، والمتغيرات المستقلة الداخلة فى النموذج، بحيث يكون فرض العدم Null Hypothesis "عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات النموذج"، وجاءت نتائج الاختبار على النحو التالي:

ARDL Bounds Test
Date: 02/14/23 Time: 02:43
Sample: 6 33
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	9.288507	4

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

ويتضح من نتائج التحليل أن قيمة احصاءة F= 9.2، وبالتالي تكون أكبر من الحدود العليا للاختبار عند كافة مستويات المعنوية، بما يعنى رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة خلال الفترة (1990-2022).

ويؤكد على النتيجة السابقة أيضاً استقرار السلسلة الخاصة ببواقى التقدير عند المستوى الأول، مما يشير إلى وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، كما يظهر من نتيجة اختبار سكون سلسلة البواقي اعتماداً على اختبار ADF كما يلي:

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.896277	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.699871	
	5% level	-2.976263	
	10% level	-2.627420	

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

ونظراً لاحتواء النموذج على عدد من المتغيرات المستقلة، فقد تم إجراء اختبار مدى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة اعتماداً على اختبار جوهانسن للتكامل المشترك Johansen Cointegration test ، وذلك على النحو التالي:

Date: 02/15/23 Time: 01:57
Sample (adjusted): 4 33
Included observations: 30 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: D(INF) D(EXR) D(INT) D(CAB) D(GDP)
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.705349	94.97656	69.81889	0.0002
At most 1 *	0.597296	58.31764	47.85613	0.0039
At most 2 *	0.446102	31.03101	29.79707	0.0359
At most 3	0.283236	13.30778	15.49471	0.1040
At most 4	0.104689	3.317534	3.841466	0.0685

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ويؤكد اختبار التكامل المشترك لجوهانسن على وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وذلك عند ثلاثة مستويات حيث تجاوزت قيمة احصاءة trace القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

وأخيراً فقد تم إجراء اختبار مدى تباين حدود الخطأ Hetroskedasticity، وذلك اعتماداً على اختبار ARCH وجاءت النتائج على النحو التالي:

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.561695	Prob. F(1,25)	0.1220
Obs*R-squared	2.509488	Prob. Chi-Square(1)	0.1132

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/14/23 Time: 22:43
Sample (adjusted): 7 33
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.106583	0.047368	2.250094	0.0335
RESID^2(-1)	0.304301	0.190125	1.600529	0.1220

R-squared	0.092944	Mean dependent var	0.151797
Adjusted R-squared	0.056662	S.D. dependent var	0.203415
S.E. of regression	0.197568	Akaike info criterion	-0.334279
Sum squared resid	0.975830	Schwarz criterion	-0.238291
Log likelihood	6.512765	Hannan-Quinn criter.	-0.305737
F-statistic	2.561695	Durbin-Watson stat	1.867834
Prob(F-statistic)	0.122044		

وتظهر النتائج عدم معنوية قيمة احصاءة F بما يعنى عدم وجود مشكلة تباين حد الخطأ، وبالتالي يمكن القول بعد إجراء أهم الاختبارات الخاصة بالسلاسل الزمنية محل الدراسة، وفى ضوء النتائج المتحصل عليها، بأن نتائج القياس تتسم بقدر كاف من المقبولية والموثوقية.

5/ النتائج والتوصيات

تحقيقاً لفرضية الدراسة المتمثلة فى وجود علاقة تبادلية بين معدل الفائدة ومعدل الصرف فى مصر، **تشير نتائج قياس نموذج ARDL إلى وجود علاقة طردية ومعنوية إحصائياً بين معدل الفائدة الاسمي (كمتغير مستقل) وبين معدل الصرف (كمتغير تابع)، وهو ما يخالف فرضية الدراسة جزئياً،** والتى تبنت الاعتماد على تفسير العلاقة النظرية بأن ارتفاع معدل الفائدة يؤدى إلى انخفاض معدل الصرف من خلال جذب التدفقات المالية الداخلة، وزيادة الطلب على العملة المحلية مما يؤدى إلى انخفاض معدل الصرف، وهو ما يرجع إلى وجود عوامل أخرى لها تأثير نسبي أكبر على معدل الصرف خلال فترة الدراسة.

كما تفيد نتائج القياس بعدم **معنوية معدل الفائدة الحقيقي فى التأثير علي معدل الصرف خلال فترة الدراسة، وذلك فى جميع فترات الإبطاء والبالغة 4 فترات،** وهو ما يرجع إلى أن ارتفاع معدلات الفائدة الاسمية تواكب فى بعض فترات الدراسة مع انخفاض المعدلات الحقيقية للفائدة كما أتضح من تحليل تطور معدلات الفائدة الحقيقية، ويستخلص مما سبق، **عدم تأثير سياسة معدل الفائدة فى التأثير على معدل الصرف.**

كما تشير نتائج القياس إلى وجود **علاقة طردية معنوية إحصائياً بين معدل الصرف فى صيغته الآنية والمبطأة (كمتغير مستقل)، وبين معدل الفائدة (كمتغير تابع)** وهو ما يتفق مع فرضية الدراسة، وتتسق النتيجة السابقة مع إتباع السياسة النقدية من الأدوات التى من شأنها رفع معدل الفائدة كلما ارتفع معدل الصرف، وخاصة فى ظل مكافحة الدولرة فى ظل اختلاف معدل الصرف الاسمي عن معدل الصرف الفعلي فى السوق الموازية، وكذلك بهدف جذب المزيد من التدفقات المالية لمواجهة الارتفاع فى معدل الصرف، مما يعنى أن جزء من تغيرات معدل الفائدة كان بمثابة رد فعل للارتفاع فى معدل الصرف، كما أكدت نتائج القياس على وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

ويستخلص من ذلك أن ارتفاع معدل الفائدة فى مصر لم يؤثر على تخفيض معدل الصرف، بل على العكس من ذلك ارتفع معدل الصرف خلال فترة الدراسة للعديد من الأسباب، والذى بدوره انعكس مرة أخرى على ارتفاع معدل الفائدة كإجراء علاجي، مما أدى إلى موجات متلاحقة من الزيادة فى كلا المعدلين، مما يشير إلى عدم فاعلية قنوات انتقال آثار السياسة النقدية فى التأثير على معدل الصرف، وبالتالي **يوصى الباحث** بضرورة معالجة الإختلالات الهيكلية فى مكونات ميزان المدفوعات متى كان الهدف التأثير على معدل الصرف، وذلك لعدم جدوى ارتفاع معدل الفائدة فى هذه الحالة.

6/ المراجـع:

1/6 المراجع باللغة العربية:

- البنك المركزى المصري، البيان السنوى، أعداد متفرقة.
- البنك المركزى المصري، النشرة الاحصائية الشهرية، أعداد متفرقة.
- قاعدة بيانات البنك الدولى.

2/6 المراجع باللغة الانجليزية:

- Abonazel M. R., , & , N.Elnabawy (2020). "Using the ARDL bound testing approach to study the inflation rate in Egypt",**. Economic consultant,** 31 (3).

- Belke Ansgar, Kai Geisslreither and Daniel Gros (2004), "On the Relationship between Exchange Rates and Interest Rates:Evidence from the Southern Cone", **Cuadernos de Economía**, Vol.41, No.122

- De-Simone Francisco N., W.A. Razzak (1999), "Nominal Exchange rates and Nominal Inteerst rate differentials", **IMF Working Paper**, 99/141.

- Duburcq Caroline (2010), " The Impact of Exchange Rate Regime on Interest Rates in Latin America", **CUADERNOS DE ECONOMÍA**, VOL. 47.

- Gubta Jyoti, Alan Chevalier and Fran Sayecti (2000), "The Causality Between Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price in Emerging Markets: The Case of the Jakarta Stock Exchange", **Fuzzy Sets in Management, Economics and Marketing,** SSRN Electronic Journal.

- Hacker R. Scott, Huynjoo Kim and Kristofer Månsson (2010), " An Investigation of the Causal Relations between Exchange Rates and Interest Rates Differentials using Wavelets ", **CESIS Electronic Working Paper Series**, No.215
- Hakkio Craig S. (1986), " Interest Rates and Exchange Rates- What is the Relationship?", **Economic Review**, Vol.71, Issue, Nov.

- Khan Shahid Ahmed , (2010)," Empirical Study on Impact of Interest Rate on Exchange Rate ", **International Finance Electronic Journal**, SSRN: https://ssrn.com/abstract=1625492

- Kisaka Sifunjo E., Joseph W. Kithitu, Hellen M. Kamuti, (2014), " The Causal Relationship between Interest Rates and Foreign Exchange Rates in Kenya", Research **Journal of Finance and Accounting,** Vol.5, No.14.

- Kui Deng-, Xiao-Lin, Tsangyao Chang and Lu Bai (2018), "Co-movement and Causality between Nominal Exchange Rates and Interest Rate Differentials in BRICS Countries: A Wavelet Analysis", **Romanian Journal of Economic Forecasting,** XXI (1)
- Kyophilavong P., A. K. Tiwari, B. Kim and S. Phoyduangsy, (2018)," The causality of dollarization, interest rate and exchange rate: evidence from Laos", ***Global Business and Economics Review***, Vol. 20.

- Mundell R.A (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", **The Canadian Journal of Economics and Political Science**, Vol. 29, No. 4.

- Nkoro Emeka, Aham Kelvin Uko (2016), "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation ", **Journal of Statistical and Econometric Methods**, vol.5, no.4.

- Salas O., Gomez M. Rodrigo, (2015),"Finding International Fisher Effect to determine the Exchange Rate through the Purchasing Power Parity Theory: the Case of Mexico During the Period 1996-2012", **Applied Econometrics and International Development,** Vol. 15-1.

- Tafa Jonada (2015), "Relationship between Exchange Rates and Interest Rates: Case of Albania",Federal Reserve Bank of Dallas, **Mediterranean Journal of Social Sciences,** Vol.6,No.4

- Ulm M. , J. Hambuckers (2022),"Do interest rate differentials drive the volatility of exchange rates? Evidence from an extended stochastic volatility model", Journal of Empirical Finance, Volume 65.

- Yung Julieta (2017), "Can Interest Rate Factos Explain Exchange Rate Fluctuations?",Federal Reserve Bank of Dallas, **Globalization and Monetary Policy Institute**, Working Paper,No.2**.**