

## تأثير سعر الفائدة على سعر صرف الجنيه المصري

أنور النقيب\*

### ملخص

تهدف الدراسة إلى إختبار تأثير سعر الفائدة على قيمة الجنيه المصري، وتم ذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتجهات (VAR)، والبيانات السنوية لمصر خلال الفترة (يونيو 1991 - يونيو 2020). وتم قياس الأثر من خلال نموذجين، الأول يضم متغيرات سعر الصرف الاسمي وسعر الفائدة المحلية وسعر الفائدة على الودائع الأجنبية ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع في مصر، أما النموذج الثاني فتم استخدام متغيرات سعر الصرف الاسمي، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع في مصر، وفرق سعر الفائدة (سعر الفائدة على الجنيه المصري - سعر الفائدة على الودائع الأجنبية). وتوصل النموذجين الى ان العلاقة بين سعر الفائدة (على العملة المحلية او الاجنبية) وسعر صرف الجنية المصري علاقة مستقلة، حيث لا يوجد تأثير لسلوك سعر الفائدة المحلية على الودائع بالجنيه المصري او الفوائد على الودائع بالعملة الأجنبية او فروق أسعار الفائدة على سعر الصرف الجنية المصري. كما لا توجد علاقة سببية من سعر الفائدة المحلي او فروق أسعار الفائدة إلى سعر الصرف.

## The effect of the interest rate on the exchange rate of the Egyptian pound

Anwar El Nakeeb

### Abstract

The study aims to test the effect of the interest rate on the value of the Egyptian pound, and the vectors self-regression model (VAR) was used, using the annual data for Egypt during the period (June 1991 - June 2020). The effect was measured through two models. The first model includes the variables of the nominal exchange rate, the domestic interest rate, the interest rate on foreign deposits and the ratio of foreign deposits to total deposits in Egypt. The second model includes the variables of the nominal exchange rate, the ratio of foreign deposits to total deposits in Egypt, and the difference Interest rate (the interest rate on the Egyptian pound - the interest rate on foreign deposits). The two models concluded that the relationship between the interest rate (on the local or foreign currency) and the Egyptian pound exchange rate is an independent relationship, as there is no effect of the behavior of the local interest rate on deposits in the Egyptian pound or interest on deposits in foreign currency or interest rate differences on the exchange rate of the Egyptian pound. There is also no causal relationship from the domestic interest rate or interest rate differentials to the exchange rate.

---

\* استاذ الاقتصاد المساعد، كلية العلوم الإدارية، اكااديمية السادات، جمهورية مصر العربية، البريد الالكتروني: anwar0015@gmail.com

## المقدمة

تتضمن السياسة دوراً هاماً لسعر الصرف، حيث يعتبر سعر الصرف هدفاً وسيطاً (Intermediate Target) للسياسة النقدية (Tee, O., 2013: 308)، ويستخدم كمحور ارتكاز اسمي Nominal Anchor لأهداف السياسة النقدية، حيث يتم تثبيت المتغيرات الاقتصادية الكلية، وربطها بمتغير معين له أهمية واضحة، هذا المتغير هو سعر الصرف الاسمي (عبدالخالق، جودة، 1998: 10). ويتحدد سعر الصرف بناءً على عدة متغيرات اقتصادية، أهمها الاداء الاقتصادي، وتنافسية الدولة، ومعدل التضخم، وفرق معدل التضخم بين الشركاء التجاريين، وشروط التجارة، وعجز الميزان الجاري والدين العام. وتعد العلاقة بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف محوراً رئيسياً للدراسات الاقتصادية سواء على مستوي النظرية أو التطبيق، وذات أهمية كبيرة ليس فقط للأكاديميين ولكن أيضاً لواقعي السياسات، حيث يعتبر سعر الفائدة، جزءاً مهماً من متغيرات السياسة النقدية للتعامل مع تقلبات سعر الصرف. وعلى الرغم من دراسة العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الفائدة / فروق أسعار الفائدة منذ فترة طويلة، لم يتم التوصل إلى توافق في الآراء بين العلماء وصانعي السياسات (Si, Deng-Kui., et al, 2019)، حيث تنتبأ معظم النماذج النظرية بأن أسعار الصرف تحددها الأسس الاقتصادية، وأحدها تلك الاسس هو فرق سعر الفائدة بين الداخل والخارج. إلا أن هناك بعض الدراسات التي فحصت العلاقة بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف إنتهت إلى نتائج مختلطة و / أو متضاربة، ويشير البعض إلى عدم وصول الدراسات التطبيقية إلى نتائج حاسمة بشأن تلك العلاقة (Hnatkovska, V., et al., 2008).

وتشير الحالة المصرية الي استخدام البنك المركزي المصري سياسة سعر الفائدة كآلية لدعم سياسة سعر الصرف منذ بداية الإصلاح الاقتصادي في أوائل التسعينات، حيث تزامن كل تخفيض لقيمة الجنيه المصري بواسطة البنك المركزي مع رفع سعر الفائدة على الجنيه المصري. ففي عام 1991 وعندما بلغت عملية إحلال العملة الأجنبية محل العملة المصرية ذروتها، حيث بلغت الودائع الأجنبية نحو 59% من إجمالي الودائع (World Bank, 2020)، تم تخفيض قيمة الجنيه المصري للنصف تقريباً من 1.6 جنيه/ دولار إلى 3.1 جنيه/ دولار في هذا العام، وفي الوقت نفسه تم رفع سعر الفائدة على الجنيه المصري من 12% إلى 19.7% (World Bank, 2020). وفي بداية عام 2003، تم تغيير نظام سعر الصرف، وارتفع سعر الصرف من 4.5 جنيه عام 2002 إلى 5.9 عام 2003. وقد تم تثبيت سعر الفائدة على الجنيه عند 10% تقريباً خلال الفترة من 2002 حتى 2015، ولكن تم استخدام سعر الفائدة على الدولار، حيث تم رفعها إلى أن وصلت ذروتها عام 2007، ثم بدأ تخفيضها بشدة بعد ذلك لرفع الفرق بين سعر الفائدة المحلي وسعر الفائدة على الدولار، والتي ظلت ثابتة عند حدود 8.1% إلى 9.5% من 2008 إلى 2015 World Bank, (2020). وفي نهاية العام 2016، اتجهت مصر إلى تطبيق برنامج جديد للإصلاح الاقتصادي، وترتب عليه تخفيض قيمة الجنيه من 10 جنيه نهاية عام 2016 إلى 17.8 جنيه عام 2017، كما تم رفع سعر الفائدة من 12.9% نهاية عام 2016 إلى 18.3% عام 2017، بالإضافة الي رفع

الفائدة على الودائع الدلارية، ثم بدأت رحلة تخفيض الفوائد بعد عام 2018، حيث انخفضت إلى 14.5% عام 2019 ثم إلى 9.75% في يونيو 2020 (CBE, 2018, 2020).

وتتمثل مشكلة الدراسة في أن تخفيض قيمة سعر الصرف الرسمي للجنيه يتم تحت ظروف اقتصادية ضاغطة نتيجة ضعف أداء الاقتصاد الحقيقي، وفي ظل ضعف الاقتصاد الحقيقي الدعم لقيمة العملة المصرية، يتم اللجوء الي دعم السياسات الاقتصادية (النقدية)، خاصة سياسة سعر الفائدة. حيث يعتمد البنك المركزي على سعر الفائدة لدعم قيمة العملة، وخاصة في السنوات الأولى من التخفيض. ومن ثم فإن التساؤل الرئيسي للدراسة هو؛ هل لسياسة سعر الفائدة تأثير فعال على سلوك سعر الصرف؟.. وستتم الدراسة من خلال عدة أسئلة فرعية، وهي؛ هل تتأثر قيمة العملة المصرية بسعر الفائدة على الجنيه المصري؟، هل تتأثر قيمة العملة المصرية بالفرق بين سعر الفائدة على الجنيه المصري وعلى الودائع بالعملة الأجنبية؟، هل تتأثر قيمة العملة المصرية بالودائع بالعملة الأجنبية؟، وأخيراً هل تتأثر الودائع الأجنبية بسعر الفائدة؟

وفي إطار المشكلة والأسئلة البحثية، تم صياغة فرضية الدراسة، وهي " سعر الفائدة على العملة المحلية ذات أثر موجب على قيمة الجنيه المصري" أي أن رفع الفائدة يؤدي إلى تخفيض سعر الصرف للجنيه مقابل العملات الأجنبية، أي ترتفع قيمة الجنيه. وتهدف الدراسة إلى الإجابة على أسئلة الدراسة واختبار فرضيتها وتحليل العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وسعر الفائدة في الاقتصاد المصري. وتأتي أهمية الدراسة من أن المعرفة الجيدة بالعلاقة بين تغيرات سعر الفائدة وتغيرات أسعار الصرف في الاقتصادات الناشئة مهمة للغاية من أجل فهم أوضح لآليات انتقال السياسة النقدية (Kohlscheen, E., 2014). حيث يمثل عدم وجود علاقة تطبيقية واضحة بين أسعار الفائدة وسعر الصرف إشكالية من منظور الممارسين وصانعي السياسات (M., 2008, Sánchez). فسعر الفائدة قصير الأجل هو أداة السياسة المعتادة التي يستخدمها صانعو السياسات للتأثير على قيم العملات. فإن لم تكن تلك الاداة فعالة، فلماذا يستمر صانعو السياسة في استخدام أداة سعر الفائدة للتأثير معدل سعر الصرف؟. كما توجد أهمية للدراسة في ضوء قلة الدراسات التطبيقية التي قامت بدراسة تلك العلاقة في مصر.

وتستخدم الدراسة منهج البحث الاستقرائي، وذلك بالاعتماد على البيانات الاحصائية للوصول إلى العلاقات بين متغيرات الدراسة، وهي سعر الصرف الاسمي للجنيه المصري مقابل الدولار<sup>(1)</sup>، وسعر الفائدة على الجنيه المصري، وسعر الفائدة على الودائع الأجنبية، والفرق بين سعر الفائدة على الجنيه المصري وعلى الودائع بالعملة الأجنبية، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع. وذلك من خلال نموذج الانحدار الذاتي للمتجهات (Vector Autoregressive (VAR،

(1) تم استخدام سعر الصرف الاسمي للجنيه المصري مقابل الدولار علي اساس ان الدولار هو العملة الرئيسية للتعاملات الخارجية للاقتصاد المصري

باستخدام البيانات السنوية لمصر خلال الفترة (يونيو 1991 - يونيو 2020) لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة. والذي يسمح باختبار التأثير المزدوج بين المتغيرات، حيث يعامل جميع المتغيرات على أنها متغيرات داخلية لا تُفرض عليها علاقة معينة بناءً على النظرية الاقتصادية. وتم تحديد فترة الدراسة الفترة حتى تشمل بداية التخفيض لسعر الصرف عام 1991، وتزامن تخفيض سعر الفائدة، وتخفيض سعر الصرف عام 2003، ثم التخفيض الأخير عام 2016. وتنقسم الدراسة إلى خمسة أجزاء رئيسية بخلاف المقدمة والخاتمة؛ وهي الإطار النظري للعلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف، والدراسات التطبيقية التي تناولت تلك العلاقة، وتطور متغيرات الدراسة، ثم توصيف النموذج، والقياس والتحليل.

## 1. الإطار الفكري لعلاقة سعر الفائدة بسعر الصرف

تُحدد أسعار الصرف من خلال المتغيرات الاقتصادية، ويعتبر فرق سعر الفائدة بين الداخل والخارج أحد أهم تلك المتغيرات الاقتصادية التي تؤثر على سعر الصرف، وتعتبر العلاقة بين سعر الصرف وفرق سعر الفائدة سالبة على المدى القصير وإيجابية على المدى الطويل، فعندما يكون التضخم ثابت في الأجل القصير فإن ارتفاع سعر الفائدة يؤدي إلى خفض سعر الصرف (رفع قيمة العملة)، كما أن الزيادة في سعر الفائدة في البلد الأصلي بالنسبة إلى السعر الأجنبي ستؤدي إلى تدفقات رأس المال المالي إلى البلد الأم، مما يؤدي إلى الضغط على عملة تلك البلد للارتفاع. ويمكن تفسير العلاقة الإيجابية طويلة المدى من خلال أن زيادة سعر الفائدة في البلد الأصلي بالنسبة إلى الأجنبي يعكس في كثير من الأحيان زيادة في ظروف التضخم الأعلى في البلد الأصلي مقارنة بالبلد الأجنبي، مما يؤدي أيضًا إلى الضغط على عملة الدولة وتخفيضها (Hacker, S. et al, 2010).

وهناك نماذج مختلفة تشرح الارتباطات المختلفة بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف. وتشير النظرية الكينزية إلى أنه في ظل صلاحية الأسعار الثابتة (التضخم)، فإن أسعار الفائدة المرتفعة في السوق الناتجة عن تشديد إجراءات السياسة النقدية تخلق بيئة جذابة لتدفقات رأس المال إلى البلد المضيف. وذلك لأن أسعار الفائدة المرتفعة في حالة عدم وجود زيادة في معدل التضخم، تؤدي إلى رفع سعر الفائدة الحقيقي الذي يمثل عائدًا حقيقيًا على العملة المحلية للأجانب. نتيجة لذلك، سيكون هناك ارتفاع في قيمة العملة المحلية بسبب زيادة الطلب. أي تتحرك أسعار الصرف بشكل عكسي مع أسعار الفائدة في ظل افتراض الأسعار الثابتة. كما أن تطوير النظام المالي العالمي يساهم في ظهور مثل هذه الآلية تُمكن المستثمرين من الاقتراض من حيث العملة ذات سعر الفائدة المنخفض والإقراض من حيث العملة التي تدفع فائدة أعلى (Sen, H., et al, 2019). وتشير نماذج موازنة المحفظة Portfolio إلى علاقة سلبية بين سعر الصرف وسعر الفائدة، حيث ستحدد التغييرات في سعر الفائدة عمليات إعادة تخصيص المحفظة، وتصبح الأصول المدرة للفائدة في بلد ما أكثر جاذبية في حالة زيادة أسعار الفائدة المحلية، مما يحفز المستثمرين على امتلاك المزيد من

الأصول في تلك الدولة، وسيؤدي ذلك إلى ارتفاع قيمة عملة ذلك البلد (Branson, W. H., 1983 & Branson, W. H., et al, 1977).

ويشير نموذج Mundell–Fleming، الذي يتضمن افتراضين أساسيين وهما حرية الحركة لرأس المال وأسعار محلية ثابتة، إلى أن أسعار الفائدة المرتفعة تؤدي إلى زيادة الطلب على الأصول المحلية، وبالتالي تؤدي إلى علاقة سلبية بين المتغيرين (Fleming, M., 1962; Mundell, R., 1963). حيث يتنبأ هذا النموذج بوجود علاقة سلبية بين سعر الفائدة وسعر الصرف. وعلى النقيض من ذلك، فإن النموذج النقدي المرن السعر (Frenkel, J., 1979)، الذي يفترض أن أسعار السلع مرنة تمامًا، يولد علاقة إيجابية تؤدي إلى انخفاض في الطلب على النقود وزيادة في الطلب على الاستهلاك بسبب ارتفاع التضخم المتوقع، بالنظر إلى زيادة خارجية في أسعار الفائدة (Si, Deng–Kui et al 2019). ووفقاً لنظرية تأثير فيشر الدولية (IFE) فإن عملة أي بلد ذات معدل فائدة أعلى نسبياً ستخفض لأن أسعار الفائدة الاسمية المرتفعة تعكس التضخم المتوقع (Shalishali, M. K., et al, 2002)، وتؤكد فرضية فيشر (1930)، على أن أي زيادة في التضخم المتوقع يجب أن تقابلها زيادة في سعر الفائدة الاسمي. كما أن سعر الفائدة في البلد الأصلي يرتفع بشكل خارجي، وليس بسبب اضطرابات سوق المال. ويمكن أن يؤدي ارتفاع مستويات الأسعار بسبب انخفاض الطلب على النقود إلى ارتفاع سعر الصرف. وفيما يتعلق بفرق سعر الفائدة، توجد علاقة سلبية في المدى القصير بين فرق سعر الفائدة وسعر الصرف. وفي المدى الطويل فإن الصدمات النقدية ليس لها أي تأثير على فرق سعر الفائدة، لذا لا يمكنها إحداث أي علاقة طويلة المدى بين فرق سعر الفائدة وسعر الصرف في ذلك النطاق الزمني.

وتتوقع نظرية تعادل القوة الشرائية (PPP) وجود علاقة إيجابية بين سعر الفائدة وسعر الصرف، حيث يعتمد هذا النموذج على مرونة السعر على المدى الطويل. أما النموذج الذي صاغه (Dornbusch, R. 1976) فهو مزيج من النموذجين المعاكسين المتطرفين. حيث يتضمن ثبات الأسعار في أسواق المنتجات كميزة قصيرة المدى. ويعد تعديل السعر على المدى الطويل -نحو توازنه الجديد- سمة من سمات النموذج النقدي للمعدل المرن. ويرتبط سعر الفائدة وسعر الصرف ارتباطاً سلبياً على المدى القصير نتيجة للصدمات النقدية، بينما يرتبطان ارتباطاً إيجابياً على المدى الطويل مما يتطلب تغيير الأسعار. (Hacker, R., et al, 2010, Hacker R., et al, 2014).

ويقدم (Frankel, J. A., et al, 2007) نهجين أساسيين في شرح الروابط بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف: أحدهما هو نهج سوق السلع الدولية، والآخر هو نهج سوق الأصول. وفقاً لذلك، يمكن ربط أسعار الفائدة بأسعار الصرف من خلال سوق الأصول. لأن أسعار الفائدة وأسعار الصرف قد تؤثر على أسعار الأصول العالمية بينما لا يرتبط سوق السلع الدولية مباشرة بأسعار الفائدة. فيما يتعلق بنهج سوق الأصول، وترى مدرسة شيكاغو أنه في ظل الأسعار المرنة تماماً، يتم تحديد التغيرات في أسعار الفائدة في السوق بشكل أساسي من خلال معدل التضخم المتوقع. أما إذا كانت أسعار الفائدة المحلية تميل إلى الزيادة مقارنة ببقية العالم، فمن المعتقد أن المشاركين

في السوق قد قاموا بالفعل بتسعير الزيادات في معدل التضخم المتوقع. في هذه الحالة، كما أنه من المتوقع أن تقعد العملة المحلية قيمتها بسبب تأثير انخفاض قيمة التضخم. لذلك، يرتفع سعر الصرف من حيث العملة المحلية (انخفاض) نظراً لانخفاض الطلب على العملة المحلية. وبالتالي، فإن هذا يشير إلى أن أسعار الصرف تتحرك في نفس الاتجاه مع أسعار الفائدة الاسمية. وقد تؤدي سياسة سعر الفائدة المرتفع إلى انخفاض الطلب على النقود وزيادة مستوى الأسعار لأن الزيادة في سعر الفائدة تعني زيادة في الدين الحكومي الذي سيتم تمويله عن طريق طباعة النقود. ونتيجة لذلك سيكون هناك انخفاض في سعر الصرف. وبالمثل، فإن زيادة سعر الفائدة قد تؤثر سلباً على أداء الصادرات في المستقبل مما يقلل من التدفق المستقبلي لاحتياجات النقد الأجنبي وبالتالي يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة (Sargent, T. J., et al, 1981).

ويجادل (Furman, J., et al, 1998) بأن هناك قناتين مهمتين من المحتمل أن تتأثر أسعار الصرف من خلالهما بزيادة أسعار الفائدة. الأولى هي مخاطر التخلف عن السداد والأخرى هي علاوة المخاطرة. نظراً لأن نظرية تعادل الفائدة غير المكشوفة The uncovered interest parity theory لا تقترض أي دور لكل من هاتين القناتين، فإن سعر الفائدة يمثل العائد المتوقع على الأصول المحلية، أي أن الفائدة الفعلية تساوي الفائدة الموعودة. ولكن في حالة ما بعد الأزمة، قد تؤدي سياسة سعر الفائدة المرتفع إلى تقليل احتمالية السداد وزيادة علاوة المخاطرة على الأصول المحلية بسبب تأثيرها السلبي على النشاط الاقتصادي المحلي من خلال تقليل ربحية الشركات المحلية وزيادة تكاليف الاقتراض. لذلك قد تؤدي الزيادة في سعر الفائدة إلى انخفاض سعر الصرف. وقد يكون هذا أقوى عندما يكون الوضع المالي للشركات والبنوك هشاً (Dash, P, 2012: 6). وعلى الرغم من أن الرأيين المذكورين أعلاه فيما يتعلق بتأثير سعر الفائدة على سعر الصرف يتعارضان مع بعضهما البعض، فإن التأثير الفعلي لسعر الفائدة على سعر الصرف يعتمد على بعض العوامل التي تعمل من خلالها آلية الانتقال The transmission Mmechanism Works.

وتقترض نظرية تكافؤ الفائدة المكشوفة The uncovered Interest Parity Theory التي بُنيت عليها النظرية التقليدية لتحديد سعر الصرف تحركاً كاملاً لرأس المال، وحيادية المخاطرة، وتوقعات منطقية. على الرغم من أن هذه الافتراضات ليست صحيحة في الحياة الواقعية، إلا أن العوائد المرتفعة الخاصة بالبلد بسبب ارتفاع أسعار الفائدة قد لا تسود على المدى الطويل لأن سعر الصرف ينخفض ببطء لموازنة العوائد المحلية مع العائدات الأجنبية. ولكن مع الاستقرار السياسي والمعلومات الكاملة حول أساسيات الاقتصاد، يمكن أن تؤدي الزيادة المؤقتة في سعر الفائدة إلى استقرار سعر الصرف وانخفاض التضخم، لأنها ستجعل المستثمرين يعتقدون أنه سيكون هناك ارتفاع متوقع في سعر الصرف، والذي بدوره لاحقاً يؤدي إلى تغيير في تقدير سعر الصرف الفوري حتى لو تم سحب سياسة سعر الفائدة المرتفع لاحقاً (Drazen, A. 2001). وتشير نظرية تعادل الفائدة المكشوفة إلى أن سعر الفائدة المحلي هو مجموع سعر الفائدة العالمي، والانخفاض المتوقع لقيمة العملة المحلية، بمعنى آخر، فرق سعر الفائدة بين البلد المحلي وبقية العالم يساوي التغيير المتوقع

في سعر الصرف المحلي. بافتراض أن سعر الفائدة العالمي (إذا) سيتم تحديده من الخارج، فإن العلاقة بين سعر الفائدة المحلي وسعر الصرف تعتمد على كيفية استجابة سعر الصرف المتوقع للتغيرات في أسعار الفائدة (Dash, P., 2010: 23) et al.

ولكن وفقاً لـ (Bensaid, B., et al 1997)، فإن قناة الإشارة Signaling Channel لزيادة سعر الفائدة للدفاع عن العملة، عندما يكون الاقتصاد المحلي ضعيفاً، قد يكون له تأثير سلبي على سعر الصرف. ومع ذلك، على مدى فترة من الزمن، قد تنعكس تكلفة الدفاع عن سعر الفائدة في ظل الهشاشة المالية للبنوك والمؤسسات المالية، وتحديد المركز المالي للحكومة، وانخفاض حصة تصدير الدخل القومي، إلى انخفاض قيمة العملة. لذلك، حتى لو كانت الآراء التقليدية بشأن رفع سعر الصرف مقنعة، فإن التأثير السلبي لأسعار الفائدة المرتفعة قد يفوق فائدة رفع سعر الصرف (Peyavali, J., et al, 2014).

## 2. الدراسات التطبيقية

انتقل الجدول بشأن عدم حسم تأثير سعر الفائدة علي سعر الصرف من الاطار النظري الي الدراسات التطبيقية، حيث لم تصل تلك الدراسات الي نتائج متطابقة فيما يتعلق بتأثير سعر الفائدة علي سعر الصرف، فقد توصلت دراسة (Keminsky, G., et al, 1998) والتي قامت بفحص ارتباط السلاسل الزمنية بين أسعار الصرف اليومية وأسعار الفائدة في إندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين وتايلاند والصين باستخدام البيانات اليومية خلال النصف الثاني من عام 1997، الي أن هذه الارتباطات كانت غير مستقرة تماماً، وخلصت إلى أن أسعار الفائدة في تلك البلدان يجب ألا تكون متغيراً خارجياً. ومن ناحية أخرى، قام (Goldfajn, I., et al, 1998) بتحليل العلاقة بين أسعار الفائدة الاسمية وأسعار الصرف الاسمية في أعقاب أزمات العملة، مع التركيز بشكل خاص على الأزمة الآسيوية، ولم يجد أي دليل على تأثير إرتفاع أسعار الفائدة على سعر الصرف. وبفحص تأثير الزيادة في سعر الفائدة والتضخم والعديد من العوامل غير النقدية على سعر الصرف في 9 دول نامية (الأرجنتين، البرازيل، جمهورية التشيك، إكوادور، إندونيسيا، كوريا والمكسيك والفلبين وسلوفاكيا) تم ملاحظة أن ارتفاع سعر الفائدة كان مرتبطاً بانخفاضاً لاحقاً في سعر الصرف الاسمي، ولكن التأثير كان أكثر وضوحاً في البلدان ذات التضخم المنخفض عنه في البلدان ذات التضخم المرتفع (Furman, J., et al, 1998).

وقام (Kraay, A, 1998) بفحص فائدة ارتفاع أسعار الفائدة عبر هجمات المضاربة. ولم يصل إلى دليل لارتباط إيجابي أو سلبي قوي بين رفع أسعار الفائدة ونتائج هجوم المضاربة علي العملة. وبدراسة العلاقة المتزامنة بين سعر الفائدة وسعر الصرف في اربعة أسواق ناشئة (اندونيسيا، كوريا، تايلاند، المكسيك)، تتميز بأسعار فائدة "مرتفعة مؤقتاً". تبين أن حجم ومدة ارتفاع أسعار الفائدة يتزامن مع انخفاض سعر الصرف، وتم تفسير هذه النتيجة بأنها تجعل الفائدة من رفع أسعار الفائدة للدفاع عن سعر الصرف موضع شك. وبدراسة حالة تركيا لم يوجد أي دليل على أن أسعار

الفائدة المرتفعة تسبب ضعف سعر الصرف. وأشارت الدراسة إلى أن هذه النتيجة ليست دليلاً قاطعاً على تأثير أسعار الفائدة المرتفعة على القدرة على الدفاع عن سعر الصرف، ولكنها على الأقل تتساءل عن الافتراض القائل بأن زيادة أسعار الفائدة هي آلية فعالة للدفاع عن سعر الصرف (Basurto, G., et al, 2001). ودراسة العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف من خلال تحليل تأثير سعر الفائدة، وعلاوة المخاطر، واحتمالات التخلف عن السداد على أسعار الصرف في ستة بلدان (اندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين وتايلاند والمكسيك) تبين أن أسعار الصرف في هذه البلدان ذات ارتباط بهوامش الائتمان وأسعار الأسهم وليس أسعار الفائدة (Gould, D., et al, 2000).

وفقاً لنظرية تأثير فيشر الدولية (IFE) فإن عملة أي بلد ذات معدل فائدة أعلى نسبياً ستخفض لأن أسعار الفائدة الاسمية المرتفعة تعكس التضخم المتوقع. وتطبيق تحليل الانحدار على أسعار الصرف التاريخية وفروق الفائدة باختبار نظرية IFE في ثمانية بلدان (كندا، فرنسا، ألمانيا، اليابان، هولندا، السويد، سويسرا، والمملكة المتحدة). حيث تم استخدام كل منهما بالتبادل كبلد موطن، وكدولة أجنبية للتحقق من اتجاه التأثير، وكانت النتائج مختلطة. وبينما تنطبق النظرية على بعض البلدان، فإنها لا تنطبق على دول أخرى (Shalishali, M. K., et al, 2002).

واختبر (Cho, D., et al, 2003) بشكل تجريبي العلاقة لأزمات أسعار الصرف في كوريا والفلبين، ووجد أن الزيادة الخارجية في أسعار الفائدة تسببت في ارتفاع سعر الصرف في كوريا والفلبين، وانخفاض قيمة العملة في تايلاند، ومع ذلك، فقد حصلوا على نتائج مختلطة. بالنسبة للبلدان نفسها. كما وُجد أن أسعار الفائدة تتفاعل بشكل مختلف مع الصدمات اعتماداً على ما إذا كانت عمليات انخفاضات العملة توسعية أو انكماشية، حيث تم التوصل إلى أن العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الفائدة مشروطة خلال صدمة المخاطر العكسية فهي سلبية للانخفاضات التوسعية وإيجابية للانكماش (Sánchez, M., 2005). وقدمت دراسة (Kim, J. K., et al, 2006) دليلاً على أن الزيادة الحادة في سعر الفائدة تؤدي إلى فشل الأعمال التجارية، مما يزيد من تعميق أزمة سعر الصرف. ومن الناحية الفنية، ترتبط صدمات الانحراف المعياري في سعر الفائدة باستجابة ذات دلالة إحصائية (انخفاض) في سعر الصرف في تايلاند وكوريا والفلبين.

وتشير دراسة (Hnatkovska, V., et al., 2008) إلى أن العلاقة بين سعر الفائدة الاسمي وسعر الصرف الاسمي هي في الأساس علاقة غير رتيبة non-monotonic في نموذج اقتصادي صغير مفتوح. حيث تؤدي أسعار الفائدة المحلية المرتفعة أولاً إلى زيادة الطلب على الودائع، وبالتالي زيادة القاعدة النقدية. وثانياً، تحتاج الشركات إلى قروض بنكية لتمويل فاتورة الأجور، مما يقلل الإنتاج عندما ترتفع أسعار الفائدة المحلية. وأخيراً، يؤدي ارتفاع أسعار الفائدة إلى زيادة العبء المالي للحكومة، وبالتالي يمكن أن يؤدي إلى ارتفاع التضخم المتوقع. فبينما يميل التأثير الأول إلى رفع قيمة العملة، يميل التأثيران المتبقيان إلى انخفاض قيمتها، وتعتمد استجابة سعر الصرف على حجم

الزيادة في سعر الفائدة وعلى المستوى الأولي لسعر الفائدة. وبشكل خاص، تعتمد استجابة سعر الصرف على حجم زيادة سعر الفائدة وعلى المستوى الأولي لسعر الفائدة.

وتوصلت دراسة (Huang, P., et al. 2010) إلى وجود دليل على أن التأثير المباشر لسعر الفائدة على سعر الصرف في كوريا والتأثير غير المباشر في إندونيسيا وتايواند لهما سلوك متغير بمرور الوقت. وكشفت النتائج التجريبية التي حصلوا عليها أنه بالنسبة لجميع البلدان الثلاثة لا توجد قناة مباشرة يؤدي من خلالها ارتفاع سعر الفائدة إلى العملة وليس هناك دليل مهم يدعم وجهة النظر التقليدية. وقد اتجهت العلاقة بين سعر الصرف وفروق الفائدة إلى أن تكون سلبية في الأفق الزمنية القصيرة، بينما تميل إلى أن تكون إيجابية على المدى الطويل في السويد (Hacker, s., et al, 2010).

وتشير النتائج التجريبية الأخرى إلى أن هناك ارتباطاً بسيطاً بين أسعار الصرف وفروق أسعار الفائدة بين بنغلاديش والصين وبنجلاديش مع الهند، كما أن العلاقة بين المتغيرات ليست جديرة بالملاحظة بالنسبة لبنجلاديش (Alam, M. M., et al, 2011). ومن ناحية أخرى، تم التوصل إلى علاقة مستقلة بين سعر الفائدة وسعر الصرف من خلال تحليل النطاقات الزمنية المختلفة بين عامي 1990 و 2008 في الولايات المتحدة، وحيث أظهرت الدراسة أن العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف لا تختلف بشكل معنوي عن الصفر على جميع المستويات (Hamrita, M. E., et al, 2011). وفي كينيا، تم التوصل إلى أن الزيادة في سعر الفائدة ضرورية لتحقيق الاستقرار في انخفاض سعر الصرف (Okoth, M. N., 2013). ويستخدم بنك الاحتياطي الهندي سياسة أسعار الفائدة المرتفعة لاحتواء التقلب المفرط في أسعار الصرف في سوق الصرف الأجنبي. حيث تلجأ السلطات النقدية في العديد من البلدان إلى سياسة أسعار الفائدة المرتفعة عندما تكون العملة تحت ضغط وسياسة أسعار فائدة منخفضة عندما تكون العملة في حالة طبيعية (Bhunia, A., 2013).

كما كشفت نتائج دراسة عن نيجيريا بفحص العلاقة طويلة المدى بين سعر الصرف وسعر الفائدة والتضخم خلال الفترة 1971-2010 أن هناك علاقة سلبية بين سعر الفائدة وسعر الصرف (Ebiringa, O. T., et al, 2014). ولم تتمكن دراسة عن العلاقة بين سعر الصرف وسعر الفائدة في ناميبيا باستخدام البيانات ربع السنوية للفترة من 1993 إلى نهاية 2012 من اكتشاف علاقة منهجية واضحة بين أسعار الفائدة و سعر الصرف (Wilson, L., et al, 2014). وقد أظهرت العلامة الخاصة بالعلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف تمايزاً فيما يتعلق بالعملة نفسها، ففي حالة ألبانيا، أدت زيادة أسعار الفائدة على الودائع بالعملة الألبانية إلى زيادة سعر الصرف مقابل الدولار الأمريكي، مع ارتفاع تكلفة الدولار الأمريكي. في حين تحقق العكس مقابل اليورو (Tafa, J., 2015). وتعتبر سياسة سعر الفائدة المرتفع مهمة للتخفيف من انخفاض سعر الصرف وكبح الضغط التضخمي، وبالتالي يساعد على تجنب العديد من العواقب

الاقتصادية غير المرغوب فيها (Kumar, S., 2015) ولا يزال التأثير الضار لأسعار الفائدة المرتفعة على سعر الصرف لا يزال مسألة نظرية (Sarac, T. B., et al, 2015).

وفي دراسة عن رومانيا توصلت إلى حركة مشتركة قوية بين أسعار الصرف وأسعار الفائدة في حالة تغيرات السياسة وفترات الاضطراب كما أن هناك سلوك مختلف للعلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف على المدى القصير مقابل المدى الطويل. ففي المدى القصير، تكون العلاقة سلبية، مما يؤكد نماذج السعر الثابت، وعلى المدى الطويل، تكون العلاقة إيجابية، مما يؤكد نظرية تعادل القوة الشرائية (Andries, A. M., et al, 2017). ومن خلال فحص سلوك سعر الصرف مع أسعار الفائدة الاسمية السلبية باستخدام بيانات مقطعية عن 61 عملة من يناير 2010 حتى مايو 2016، تم التوصل إلى أن أسعار الفائدة السلبية تبدو بأنها ذات تأثير ضئيل على السلوك الملحوظ لسعر الصرف (Hameed, A., et al 2017). ومن خلال دراسة الحركة المشتركة والسببية بين أسعار الصرف وفروق أسعار الفائدة في دول البريكس. أشارت النتائج إلى أن الحركة المشتركة والسببية بين فروق أسعار الفائدة وأسعار الصرف تختلف عبر الترددات وتتطور بمرور الوقت، وغالبًا ما تتحرك أسعار الصرف وفروق أسعار الفائدة معًا على المدى القصير، في دول البريكس (SI, Deng-Kui., et al, 2018). ودعمت دراسة (Shodipe, T., 2018) عن تأثير سعر الفائدة الحقيقي على سعر الصرف الحقيقي في اليابان الأدلة النظرية والتجريبية للعلاقة الإيجابية بين سعر الفائدة الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي في اليابان.

وحاولت دراسة (Sen, H., 2019) إثبات إمكانية وجود علاقة طويلة المدى بين أسعار الفائدة والتضخم وأسعار الصرف في خمسة اقتصادات سوق ناشئة هشة (البرازيل، والهند، وإندونيسيا، وجنوب إفريقيا، وتركيا). وتوصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة تكامل مشتركة بين أسعار الفائدة وأسعار الصرف لثلاثة بلدان (البرازيل والهند وتركيا). ومع ذلك، على عكس التوقعات النظرية، فإن البيانات لا تؤكد وجود مثل هذه العلاقة في البلدان المتبقية (إندونيسيا وجنوب أفريقيا). ولا توجد علاقة سببية طويلة الأجل من فرق سعر الفائدة ومخاطر سعر الصرف إلى الدولار. ويوجد علاقة سببية أحادية الاتجاه من فرق سعر الفائدة الحقيقي إلى الدولار ومخاطر سعر الصرف على المدى القصير. كما تشير هذه النتيجة إلى أن فرق سعر الفائدة يقلل من الدولار على المدى القصير فقط. وبمقارنة العملة الصينية مقابل الدولار الأمريكي، يبدو أن أسعار الصرف تتمتع بحركة مشتركة أقوى وأكثر ثباتًا مع فروق أسعار الفائدة عندما ترتفع قيمة اليوان. وهناك تحركات مشتركة أكثر وضوحًا بين انخفاض سعر الصرف وفروق أسعار الفائدة الإيجابية، وبين ارتفاع سعر الصرف وفروق أسعار الفائدة السلبية. كما يتم ملاحظة أسعار الصرف في كثير من الأحيان على أنها تتحرك بشكل إيجابي مع فروق أسعار الفائدة (SI, Deng-Kui., et al, 2019).

وفي دراسة تجريبية حديثة (Karamelikli, H., et al, 2020) فحصت العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف في الاقتصاد التركي خلال الفترة من فبراير 2003 حتى ديسمبر

2016 ، أظهر التحليل أن العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف إيجابية، ولكنها ليست معنوية على المدى القصير. وفي الوقت نفسه، يوجد عدم تناسق على المدى الطويل مع ارتباط سلبي. وفقاً لذلك، يكون للزيادة في أسعار الفائدة المحلية تأثير قوي على سعر الصرف على المدى الطويل، في حين أن انخفاض سعر الفائدة يعتبر أقل فعالية. وأشارت النتائج إلى أن التأثير الإيجابي لسعر الفائدة المحلي أقوى من التأثير السلبي له على سعر الصرف.

وبالنسبة للدراسات عن مصر، أشارت دراسة (El-Erian, M., 1988) إلى أن الطلب المحلي على الاحتفاظ بالعملة الأجنبية حساس للعوائد الحقيقية المتوقعة للاحتفاظ بها والضغط التضخمي وتوقع انخفاض سعر الصرف. أما دراسة (Hussain, N., 1997) فوجدت أنه في ظروف ارتفاع السيولة النقدية، فإن سعر الفائدة الحقيقي ليس أداة التحرير المالي الأكثر أهمية. وتوصل (Alami, T., 2000) إلى أن المقيمين في مصر يحتفظون بالودائع بالعملة الأجنبية كمخزن للقيمة وليس كوسيلة للتبادل.

ويشير الإطار النظري والدراسات التطبيقية لتأثير سعر الفائدة على سعر الصرف، إلى عدم الوصول إلى نتائج حاسمة بشأن تأثير سعر الفائدة على سعر الصرف، ومن ثم سيتم قياس تلك العلاقة في مصر لتحديد ماهية العلاقة، وما هو تأثير سعر الفائدة على سعر الصرف، وهل هناك تأثير أم لا، وفي حالة وجود تأثير هل هو تأثير سلبي أم إيجابي. وخاصة في ضوء قلة الدراسات التي قامت بدراسة تلك العلاقة عن مصر.

### 3. سلوك متغيرات الدراسة

خلال فترة الدراسة (1991-2020)، تم اتخاذ قراراً رسمياً لتخفيض معدل صرف الجنيه المصري ثلاثة مرات، وبالتزامن مع ذلك تم استخدام/رفع معدل الفائدة أو فرق سعر الفائدة (سعر الفائدة على الجنيه المصري منقوصاً منه سعر الفائدة على العملات الأجنبية)، ويوضح الجزء التالي مراحل تخفيض سعر الصرف خلال فترة الدراسة:

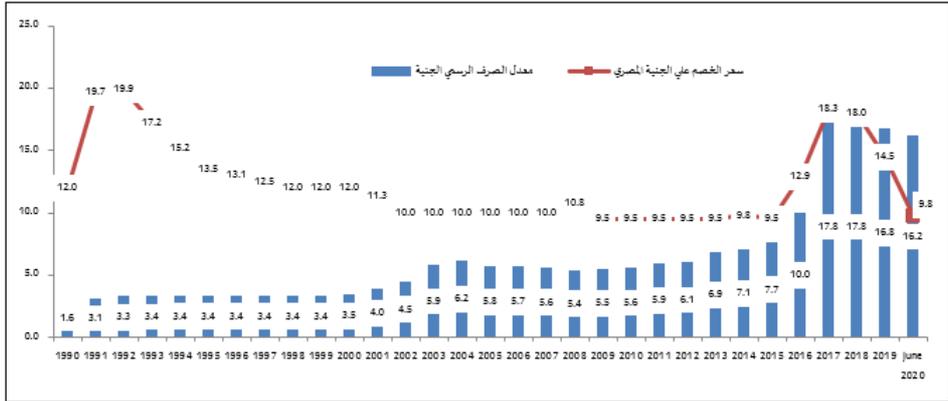
▪ **المرحلة الأولى- عام 1991؛** في عام 1991، بدأت مصر برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي (ERSAP)، بدعم من صندوق النقد الدولي والبنك الدولي، وهدف البرنامج إرساء أسس التوازن الخارجي والداخلي، متابعة المرساة الاسمية (أداة تثبيت سعر الصرف) لتحقيق الحد من التضخم، بناء إصلاحات هيكلية للتغلب على تشوهات الأسعار، ومعالجة إصلاحات العملة لتحقيق استقرار العملة (Subramanian, A. 1997)، وتضمن هذا البرنامج تحرير أسعار الفائدة، وتوحيد سعر الصرف. ففي فبراير 1991 تم إلغاء نظام سعر الصرف المتعدد واستبداله بنظام صرف مزدوج مؤقت. وكان الهدف الأساسي آنذاك للسلطة النقدية هو ضمان استقرار العملة المصرية (Riad, N., 208). وتم استخدام سعر الفائدة لدعم سعر الصرف، حيث كانت هناك كتلتان داعمتان لسعر الصرف. الأولى كانت تحرير القطاع المالي،

والتحول إلى سيطرة نقدية غير مباشرة بأسعار فائدة محددة من قبل السوق. في يناير 1991، تم رفع الحدود الرسمية لسعر الفائدة، وبدء مزادات لأذون الخزانة. تلا ذلك إلغاء حدود الإقراض للقطاعين العام والخاص في عامي 1992 و 1993 على التوالي، وكانت الكتلة الداعمة الثانية لاستقرار سعر الصرف هي تصحيح الاختلالات المالية (Subramanian, A. 1997) وتم بالفعل رفع سعر الصرف من 1.6 جنيه عام 1990 إلى 3.1 جنيه عام 1991، وفي نفس الفترة تم رفع سعر الفائدة من 12% إلى 19.7%. واستقر سعر الصرف خلال الفترة 1992-1999 عند 3.4 جنيه. وبدأت مرحلة تخفيض سعر الفائدة من عام 1992 إلى أن وصلت 10% عام 2000 (World bank, 2020).

■ المرحلة الثانية: عام 2003؛ في بداية 2003، تم إعادة تصنيف نظام سعر الصرف إلى فئة تعويم مُدار، وتم التخلي عن الربط بدون مسار مُعلن مسبقاً لسعر الصرف، وارتفع معدل الصرف من 4.5 جنيه عام 2002 إلى 5.9 عام 2003. وخلال تلك الفترة تم تثبيت سعر الفائدة على الجنيه عند 10% تقريباً خلال الفترة 2002 إلى 2015، وتم استخدام سعر الفائدة على الدولار، حيث تم رفعها إلى أن وصلت ذروتها عام 2007، ثم بدأ تخفيضها بشدة بعد ذلك لرفع الفرق بين سعر الفائدة المحلي وسعر الفائدة على الدولار، والتي ظلت ثابتة عند حدود 8.1% إلى 9.5% من 2008 إلى 2015 (CBE, 2005, 2010, 2015).

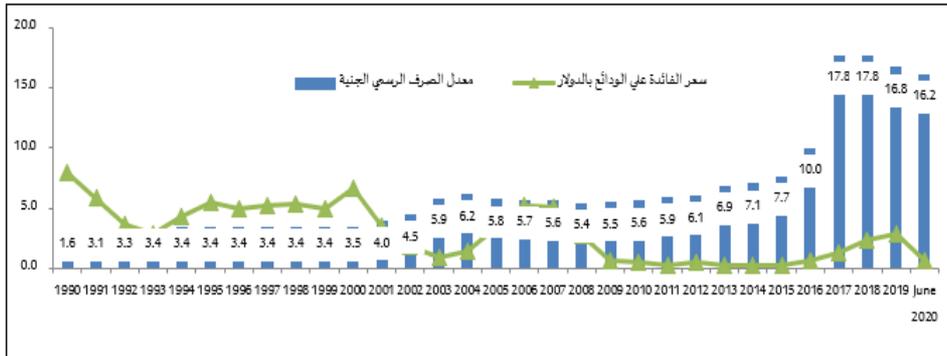
■ المرحلة الثالثة عام 2016: في نوفمبر 2016 وقعت مصر اتفاقية مع صندوق النقد الدولي مدتها ثلاث سنوات في إطار تسهيل الصندوق الممدد (EFF) Extended Fund Facility، لدعم برنامج الإصلاح الاقتصادي من أجل تعزيز النمو الشامل واستعادة استقرار الاقتصاد الكلي، حيث كان تخفيض معدل صرف الجنيه من أهم بنود حزمة سياسات برنامج الإصلاح الاقتصادي (IMF, 2017). وتم بالفعل تخفيض قيمة الجنيه من 10 جنيه نهاية عام 2016 إلى 17.8 جنيه عام 2017، تم رفع سعر الفائدة أيضاً من 12.9% نهاية عام 2016 إلى 18.3% عام 2017، كما تم رفع الفائدة على الودائع الدولارية، ثم بدأت رحلة تخفيض الفوائد بعد عام 2018، حيث انخفضت إلى 14.5% عام 2019 ثم إلى 9.75% في يونيو 2020 (CBE, 2020)

شكل رقم (1) : تطور معدل الخصم على الجنيه المصري وسعر الصرف (يونيو 1990-يونيو 2020)



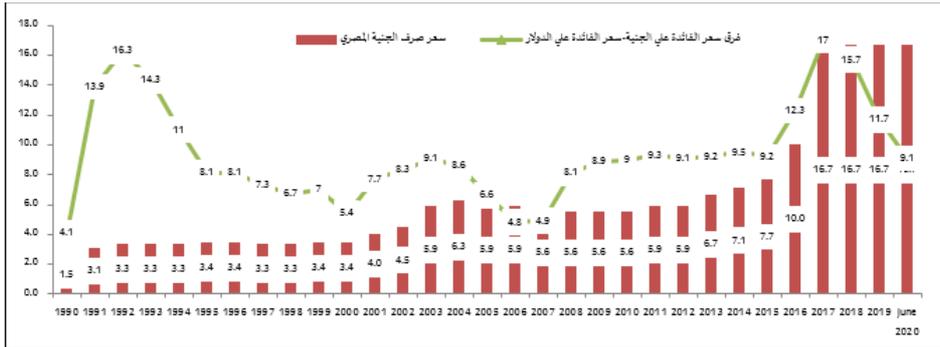
Source: World Bank data set, 2020

شكل رقم (2): تطور سعر الفائدة على الودائع بالدولار وسعر صرف الجنيه المصري (يونيو 1990-يونيو 2020)



Source: World Bank data set, 2020

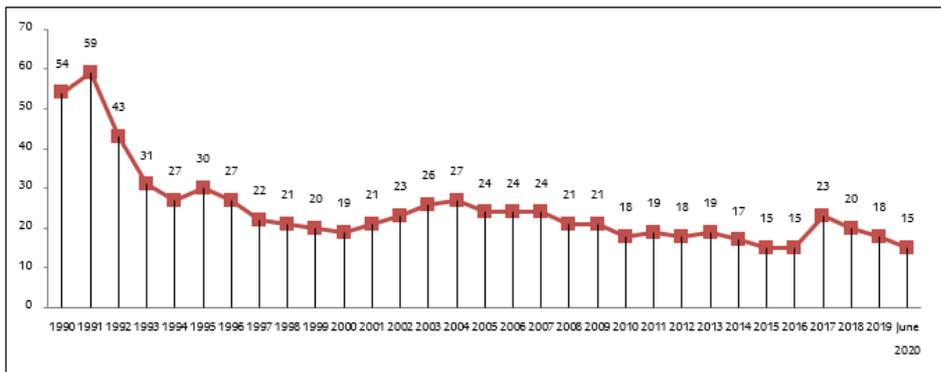
شكل رقم (3): تطور فرق سعر الفائدة وسعر الصرف للجنيه المصري (1990- يونيو 2020)



Source: World Band data set, 2020

وبخصوص الودائع الأجنبية، فمع وصول عملية إحلال العملة ذروتها عام 1991، حيث بلغت نسبة الودائع بالعملة الأجنبية إلى إجمالي الودائع إلى نحو 59%. ولكن مع تخفيض سعر الصرف ورفع سعر الفائدة على الودائع بالجنيه عام 1991، بدأت عملية إحلال العملة تتناقص، إلى أن وصلت إلى أدنى مستوي لها عام 2000، ثم عاودت الارتفاع مرة أخرى عام 2001، إلا أنها بلغت أقصى قيمة لها 2004، حيث بلغت 27%، ثم بدأت في الانخفاض مرة أخرى إلى أقل قيمة لها عامي 2015 و 2016 (15%)، ثم عاودت في الارتفاع عام 2017، ثم انخفضت في يونيو 2020. ويلاحظ أنه في عام 2003 وهو عام تخفيض سعر الصرف- ارتفاع عملية إحلال العملة، وبلغت أقصى قيمة لها في العام التالي، 2004، قبل بداية الانخفاض. وتكرر نفس السلوك، عند تخفيض قيمة العملة عام 2016، حيث بلغت أقصى قيمة لها في العام التالي لعملية التخفيض، عام 2017، ثم بدأت بالانخفاض بعد ذلك، إلى أن وصلت إلى 15% في يونيو 2020.

شكل رقم (4): نسبة الودائع بالعملة الأجنبية إلى إجمالي الودائع



Source: World Band data set, 2020

#### 4. توصيف النموذج

ستطبق الورقة نموذج VAR باستخدام البيانات السنوية لمصر خلال الفترة 1991-2020 لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة. حيث اعتمدت معظم الدراسات السابقة على نموذج الانحدار الذاتي للمجهات (vector autoregressive (VAR)، وأهمها Goldfajn I, et al, 1998, Dash, P., et al, 2010, Peyavali J, et al, 2014, Basurto, G., Ghosh, A., 2001, Dekle, Hsiao, and Wang (1999), Berument, (2006), Kim, J. K. & ratti, R. A. (2007)، H.، ويسمح نموذج VAR باختبار التأثير المزدوج بين المتغيرات. حيث يعامل جميع المتغيرات على أنها متغيرات داخلية لا تفرض عليها علاقة معينة بناءً على النظرية الاقتصادية، مما يجعل من الأنسب دراسة العلاقة المتبادلة بين سعر الصرف، وسعر الفائدة المحلية، وسعر الفائدة على الودائع الأجنبية في مصر، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع. وتم تطوير هذا النموذج بواسطة Sims، لتقدير العلاقة بين المتغيرات في النموذج، إلى جانب الاعتماد المتبادل بين السلاسل الزمنية المتعددة. تتضمن تقنية VAR المتجه والانحدار الذاتي. حيث تعني كلمة متجه أننا نتعامل مع متجه من المتغيرات (متغيران أو أكثر)، وتعني كلمة الانحدار التلقائي أنه على الجانب الأيمن ستظهر قيم الابطاء للمتغير التابع (Merza, 47-48: 2007، E.). ويعتمد النهج الهيكلي التقليدي في نمذجة متغيرات الاقتصاد الكلي على النظريات الاقتصادية في تحديد العلاقة بين المتغيرات. ومع ذلك، غالبًا ما تنقر النظريات الاقتصادية إلى أدلة كافية لتقديم مواصفات ديناميكية تحدد كل هذه العلاقات. أيضًا، يصعب تحليل الاستدلال والتقدير بسبب ظهور المتغيرات الداخلية على جانبي المعادلات الأيمن والأيسر. لذلك، تم إنشاء مناهج غير هيكلية مثل الانحدار التلقائي للمتجه (VAR) وتصحيح خطأ المتجه (VEC) لنمذجة العلاقة بين العديد من المتغيرات (E Views 8 User's Guide II, 2013: 553). وعادةً ما يتم استخدام VAR لتقدير أنظمة السلاسل الزمنية المترابطة وفحص التأثير الديناميكي للاضطرابات العشوائية على نظام المتغيرات. وفي حالة VAR ليست هناك حاجة للنمذجة الهيكلية لأنه يعالج كل متغير داخلي في النظام كدالة للقيم المتأخرة للمتغيرات الداخلية في النظام.

وتم استخدام سعر الصرف الاسمي Nominal Exchange Rate-NER وليس الحقيقي (Hnatkovska, V., Lahiri, A. & Vegh, C. A., 2008). وذلك بسبب ان الدراسة ستقيس أثر سعر الفائدة على سعر الصرف (متغير تابع)، ويستخدم سعر الصرف الحقيقي عندما يتم قياس أثر سعر الصرف على المتغيرات الاخرى (اي ان سعر الصرف متغير مستقل). وتم استخدام سعر الفائدة المحلي والاجنبي (Ebiringa & Anyaogu, 2014)، (Wilson & Sheefeni, (Hameed & Rose, 2017), (Hamrita & Trifi, 2011) (Basurto & Ghosh, 2001)، (Karamelikli & Karimi, 2020) 2014)، كما تم استخدام فروق أسعار الفائدة (Hacker, et al., 2018)، (SI, et al., 2019)، (SI, et al., 2011) (Alam, et al., 2011)، (Shalishali & Ho, 2002) .al., 2010)، كما تم استخدام نسبة

الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع. وبناءً على ما سبق تتم الدراسة على نموذجين لاختبار فرضية الدراسة:

1- النموذج الأول ويتكون من سعر الصرف (EX)، وسعر الفائدة المحلي (INT (d)) ، وسعر الفائدة الأجنبية (INT (f))، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع (DEP (f) / DEP (t)).

2- وفي النموذج الثاني، تم استبدال سعر الفائدة المحلي والأجنبي بفروق أسعار الفائدة. لذلك، يتضمن النموذج الثاني سعر الصرف (EX)، فرق سعر الفائدة (الفائدة المحلية - الفائدة الأجنبية) (INT (d) - INT (f))، والودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع (DEP (f) / DEP (t)).

وتتبنى هذه الورقة مواصفات النموذج المستخدمة من قبل (Hacker, R. K., et al, 2010) ولكن تم تعديلها لتلائم أهداف الدراسة وتتبع نهج ناقل الانحدار التلقائي (VAR):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t$$

حيث  $y_t$  هو  $k$  متجة للمتغيرات الداخلية،  $x_t$  هي  $d$  متجه للمتغيرات الخارجية،  $A_1, A_p, \dots$ ،  $B$  and هي مصفوفات المعاملات المطلوب تقديرها، و  $\varepsilon_t$  هو متجه للصدمات العشوائية غير المرتبطة بقيمتها المتأخرة  $its$  lagged values وجميع المتغيرات على الجانب الأيمن، ولكن قد تكون مرتبطة بشكل متزامن. وفي نموذج VAR، كل متغير داخلي هو دالة للقيم المتأخرة لجميع المتغيرات الداخلية حتى المتغير التابع نفسه. لذلك، على الجانب الأيمن من المعادلة، تظهر فقط القيم المتأخرة للمتغير الداخلي، مما يتجنب مشكلة التزامن ويعطي OLS تقديرات متسقة (E Views User's Guide II، 8، 553: 2013).

## 5- منهجية ونتائج الدراسة

### 5-1 النموذج الأول

يحدد النموذج الأول الشكل الوظيفي التالي للعلاقة بين تقلبات أسعار الصرف (EX) ، وسعر الفائدة المحلي (INT(d))، وسعر الفائدة على الودائع الأجنبية والودائع الأجنبية في مصر (INT(f))، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع (DEP(f)/DEP(t)). ويمكن وصف الشكل المصغر غير المقيد لنموذج VAR على النحو التالي:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث

$y_t = \{EX, INT(d), INT(f), DEP(f)/DEP(t)\}$  is a  $(n \times 1)$  vector containing each of the  $n$  variables included in the VAR. –  $A_0 = (n \times 1)$  vector of intercept terms –  $A_i = (n \times n)$  matrices of coefficients–  $\varepsilon_t = (n \times 1)$  vector of error terms

ويتم استخدام المتغيرات في شكل لوغاريتمي طبيعي. ويجب التأكيد على سعر الصرف المستخدم هو معدل العملة الأجنبية للعملة المحلية، أي؟ % دولار = 1 جنيه مصري. ومن ثم فإن الزيادة في EX تعني ارتفاع قيمة الجنيه المصري وانخفاض قيمة EX يعني انخفاض قيمة الجنيه المصري.

### 1- 1-5 اختبار جذر الوحدة Unit Root Test

تعتبر الأدبيات الاقتصادية القياسية أن السلاسل الزمنية غير المستقرة Non Stationary عقبة تؤدي إلى نتائج "رائفة" وغير مؤكدة. وذلك لأن المتغيرات غير المستقرة ليس لديها ميل للعودة إلى مستوى توازنها على المدى الطويل. لذلك، من أجل ضمان موثوقية تقدير نموذج VAR والتنبؤ بالقيم المستقبلية المعقولة، يجب فحص استقرار متغيرات النموذج، والسلسلة المستقرة هي سلسلة لها متوسط وتغاير تلقائي لا يتغير مع الوقت (ثابت مع الوقت). وإذا كانت السلسلة المستقرة عند الفروق، فيقال إنها متكاملة من الترتيب  $d$  ويُشار إليها بالرمز  $I(d)$ ، حيث  $d$  هو عدد اختبارات جذر الوحدة المضمنة في السلسلة، أو عدد العمليات المختلفة التي تتطلبها سلسلة مستقرة. وتم اختبار للسلاسل الزمنية خلال الفترة 1991 إلى 2020، باستخدام اختبار Augmented Dickey–Fuller Test ، وثبت أن السلاسل الزمنية لسعر الفائدة المحلي وسعر الفائدة الاجنبي والودائع الأجنبية تتسم بالسكون عند المستوي (0)  $I(0)$ ، أما متغير سعر الصرف فهو غير ساكن عند المستوي، ومن ثم تم اجراء الاختبار عند الفروق الأولى First differences وكانت النتيجة أن سعر الصرف اصبح ساكن عند الفروق الاولي  $I(1)$

جدول رقم (1): نتائج اختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للمستويات والفروق الأولى ADF-test – النموذج الاول

ADF at level				
Variables	Intercept		Trend and Intercept	
LnEX	0.731171	[0]	-2.221215	[1]
LnINT(d)	-3.477115	[1] **	-3.779440	[1] **
LnINT(f)	-1.871799	[1]	-4.264688	[2] **
LnDEP(f)/Dep(t)	-3.769786	[0] *	-4.096994	[0] **
ADF at first difference				
LnEX	-3.507735	[0] **	-3.632706	[0] **
(1) The results of second column are based on assuming the existence of a constant in the regressions, while the results of third column are based on assuming the existence of a constant and a time trend in the regressions. (2) The * indicates rejection the null hypothesis of unit root at 1% significant level. (3) The ** indicates rejection the null hypothesis of unit root at 5% significant level. (4) The *** indicates rejection the null hypothesis of unit root at 10% significant level. (5) The lag length of the ADF regression is specified in brackets [ ]. (6) The lag length of the ADF regression is based on the Schwarz Information Criterion (SIC) for appropriate lag length. Source: Authors Analysis using eviews 10				

## 5-2-2 فترات الابطاء / التأخير lag Length

لتقدير نموذج VAR ، من المهم تحديد طول فترة الابطاء/التأخر المثلي، حيث سيكون لها تأثير كبير على النتائج. ويمكن تقديم نتائج متحيزة عند إجراء اختيار غير مناسب لطول الابطاء. لذلك، لتجنب المشكلة، من الضروري الحصول على معلومات دقيقة حول ترتيب الابطاء في السلسلة. الحد الأقصى لطول الفاصل الزمني الذي اقترحه العلماء هو 2 سنة ، حيث أننا نتعامل مع البيانات السنوية (18: 2016, Ahmad, F., et al). وسيتم اختبار طول الابطاء الأمثل باستخدام خمسة معايير مختلفة، وهي Akaike Information Criteria (AIC), Likelihood Ratio Tests (LR), Schwarz Bayesian Information Criteria (SBIC), Hannan–Quinn Information Criteria (HQIC), and Final Prediction Error (FPE). ويعتمد العدد الأمثل لاختيار طول الفاصل الزمني على توصية كل معيار والتأخر مع أدنى قيمة ممكنة هو الموصى به. وتم تحديد فترات الابطاء بناءً على جميع معايير اختيار الابطاء. والتي توصلت جميعها – باستثناء SC – الي ان فترة الابطاء سنين تأخير في النموذج. لذلك، قام الباحث بتشغيل النموذج وفقاً لذلك. ويوضح الجدول 2 نتائج اختيار فترات الابطاء. وتحديد فترة الابطاء.

جدول رقم (2): فترات الابطاء - النموذج الاول

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	.654998	NA	9.65e-06	-0.196667	-0.004691	-0.139582
1	6.80553	114.3194	1.78e-07	-4.207817	-3.247938*	-3.922395
2	7.60360	27.73075*	1.36e-07*	-4.563230*	-2.835447	-4.049469*

- LR indicates the sequential modified LR test \* indicates the lag order selected by the criteria. statistic; FPE the final prediction error; AIC the Akaike information criterion; SC the Schwarz information criterion; and HQ the Hannan-Quinn information criterion.

Source: Authors Analysis using eviews 10.

### 5-1-3 نتائج تقدير النموذج

تم تقدير نموذج VAR من خلال فترة تأخير /ابطاء، ويتضمن أربعة متغيرات داخلية ثلاثية منها في شكل مستواها؛ وهي سعر الفائدة المحلي وسعر الفائدة الأجنبية ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع، بينما سعر الصرف في شكل الفرق الأول، بالإضافة إلى المقطع باستخدام البيانات السنوية عن الفترة يونيو 1991 - يونيو 2020. وكل المتغيرات في الشكل اللوغاريتمي الطبيعي. ويوضح الجدول 3 ملخص نتائج تقدير نموذج VAR، مع الانتباه إلى حقيقة أن تقديرات المعاملات المعنوية يتم تحديدها بعلامة نجمية أو اثنتين. وتشير النتائج إلى أن سعر الصرف لا يتأثر بسلوك سعر الفائدة المحلية او الأجنبية، ويتأثر ايجابياً بسلوكه في السنة الماضية، ويتأثر سلباً بسلوك الودائع الأجنبية في السنة الماضية. وتتأثر الودائع الأجنبية ايجابياً بسلوك معدل الصرف العام الماضي، ولا تتأثر بسلوكها ولا بسلوك سعر الفائدة الأجنبية ولا بسلوك سعر الفائدة المحلية.

جدول رقم (3): ملخص نتائج نموذج VAR- النموذج الاول

	LnINT(d)	LnINT(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
LnINT(d) (-1)	1.075481 * (0.39915) [0.0088]	0.617792 (2.04117) [0.7630]	-0.382443 (0.42876) [0.3754]	0.502004 (0.35012) [0.1560]
LnINT(d) (-2)	-0.464974 (0.31407) [0.1431]	-1.043998 (1.60610) [0.5177]	0.012341 (0.33737) [0.9709]	-0.257883 (0.27549) [0.3524]
LnINT(f) (-1)	0.045974 (0.05727) [0.4247]	1.105634 * (0.29284) [0.0003]	0.116877 (0.06151) [0.0614]	-0.075848 (0.05023) [0.1354]
LnINT(f) (-2)	-0.053705 (0.05207) [0.3058]	-0.357923 (0.26628) [0.1831]	-0.054950 (0.05593) [0.3292]	0.041252 (0.04567) [0.3694]
LnDEP(f)/DEP(t) (-1)	-0.266845 (0.32563) [0.4152]	0.420139 (1.66521) [0.8015]	0.157655 (0.34978) [0.6535]	0.874947 * (0.28563) [0.0031]
LnDEP(f)/DEP(t) (-2)	0.330266 (0.30508) [0.2826]	1.358033 (1.56012) [0.3869]	0.612426 (0.32771) [0.0657]	-0.525466 (0.26760) [0.0534]
D(LnEX(-1))	-0.474944 (0.47478) [0.3205]	-1.582056 (2.42794) [0.5167]	-1.114367 ** (0.51000) [0.0321]	1.131235 * (0.41646) [0.0083]
D(LnEX(-2))	0.144646 (0.23131) [0.5337]	-0.807931 (1.18287) [0.4968]	0.096074 (0.24847) [0.7001]	-0.018182 (0.20289) [0.9288]
C	0.718961 (0.60396) [0.2378]	-4.504463 (3.08851) [0.1491]	1.472142 ** (0.64875) [0.0263]	-1.625161 * (0.52976) [0.0030]
R-squared	0.778260	0.828787	0.721778	0.551033

	LnINT(d)	LnINT(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
Adj. R-squared	0.679708	0.752693	0.598124	0.351493
Sum sq. resid	0.222871	5.828317	0.257161	0.171477
S.E. equation	0.111273	0.569030	0.119527	0.097604
F-statistic	7.897003	10.89154	5.837082	2.761509
Log likelihood	26.44813	-17.61437	24.51620	29.98708
Akaike AIC	-1.292454	1.971435	-1.149348	-1.554598
Schwarz SC	-0.860508	2.403381	-0.717402	-1.122653
Mean dependent	2.429369	0.476375	3.039791	-0.059609
S.D. dependent	0.196616	1.144239	0.188547	0.121202
The standard errors are specified in brackets ()- The p-values are specified in brackets []- The * indicates a 1% significant level. - The ** indicates a 5% significant level.				
Source: Authors Analysis using eviews 10.				

وكان اختبار الارتباط التلقائي-*Auto-corelation* واختبار الحالة الطبيعية جميع الاختبارات التشخيصية التي أجريت على البواقي في النموذج لضمان تحديد النموذج بشكل صحيح. أظهرت النتائج عدم وجود ارتباط تسلسلي وأن المخلفات موزعة بشكل طبيعي. ولذلك، وفقاً (Hoffmaister, A. W., et al, 1996)، يصعب تفسير تقديرات VAR بشكل مباشر. نظراً لأن المتغيرات تتحرك معاً، يمكن لهذه الحركات المتزامنة تغيير هذه الميزات؛ لذلك فإن النظر إلى معاملات نموذج VAR قد يكون مضللاً. وبالتالي، ننقل إلى الاستجابات الاندفاعية *Impulse Response Function* للحصول على صورة كاملة لديناميكيات الاقتصاد. ما هو مهم في نموذج VAR، هو بناء تحليل محاسبة الابتكار لنموذج VAR، للحصول على الآثار وتقديم توصيات السياسة. لذلك، فإن الخطوة التالية هي تنفيذ دالة الاستجابة النبضية وتحلل التباين على نموذج VAR.

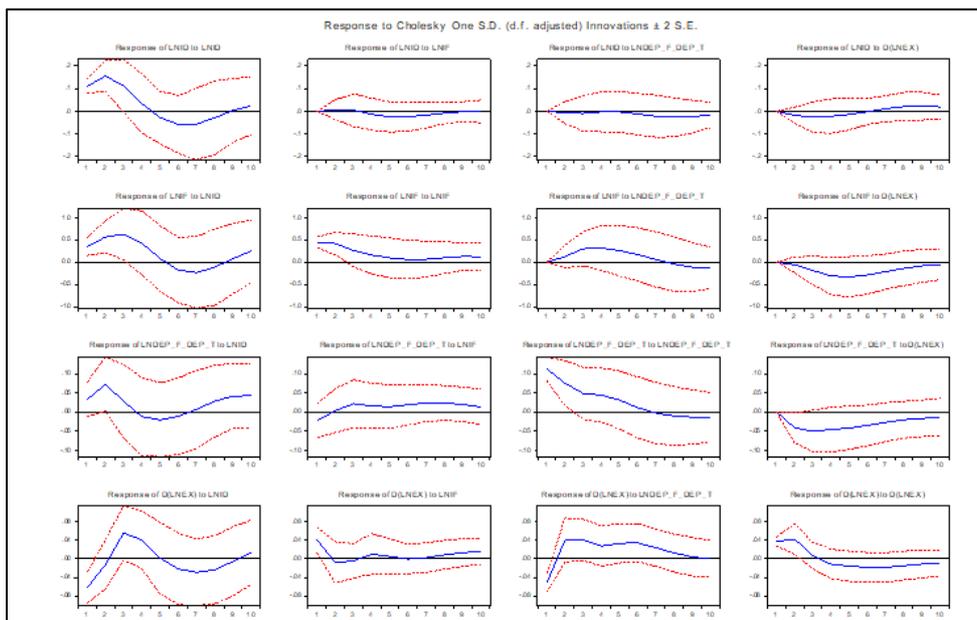
#### 5-1-4 دالة الاستجابة: *Impulse Response Function*

تقيس دالة الإستجابة (IRF) رد فعل أي نظام ديناميكي استجابة لأي صدمة عشوائية خارجية. من خلال الهيكل الديناميكي (lag) ل VAR، لا تؤثر الصدمة في متغير معين على هذا المتغير فحسب، بل تؤثر أيضاً على المتغيرات الداخلية الأخرى في النظام. دراسة IRF تأثير الصدمة لمرة واحدة على أحد الصدمات العشوائية على القيم الحالية والمستقبلية للمتغير الداخلي ( $E$ ). (Views & User's Guide II, 2013: 561) وقد يصعب تفسير المعاملات في نموذج VAR، لأننا نعلم أن جميع المتغيرات في نموذج VAR تعتمد على بعضها البعض، ولا توفر تقديرات

المعاملات الفردية سوى معلومات محدودة عن رد فعل النظام على الصدمة. لذلك، غالبًا ما يقدر الممارسون وظيفة الاستجابة النبضية من أجل الحصول على صورة أفضل للسلوك الديناميكي للنموذج. يتتبع استجابة المتغير التابع في VAR للصدمة في مصطلح الخطأ. يُظهر السلوك الديناميكي لمتغير كدالة في مساره الزمني، استجابةً للصدمة العشوائية الخارجية المعطاة له والمتغيرات الأخرى. هذا يجعل من الممكن مقارنة النظرية الاقتصادية بتنبؤات النموذج. يتطلب إجراء التحليل الهيكلي فرض ترتيب سببي على المتغيرات في VAR والتي يشار إليها باسم Cholesky decomposition لتحقيق IRF ، نحتاج إلى الاهتمام بالترتيب. يجب ترتيب المتغيرات بطريقة بحيث يتم وضع المتغير الخارجي أولاً، ثم المتغير الثاني حتى نصل إلى المتغير الأخير الذي تؤثر عليه جميع المتغيرات الأخرى.

يوضح الشكل 5 دوال الاستجابة النبضية (IRFs) لنموذج VAR لمدة 10 سنوات. تصور كل لوحة في الشكل التأثير الديناميكي لصدمة انحراف معياري واحد على كل من المتغيرات الأربعة. وتوضح دالة الاستجابة أن استجابة سعر الصرف لصدمة في سعر الفائدة المحلي متقلبة، في العامين الأولين كانت استجابة سعر الصرف للتغيرات في سعر الفائدة المحلي سلبية، مما يعني أن الزيادة في سعر الفائدة المحلي ستؤدي إلى انخفاض القيمة من الجنيه المصري. ومع ذلك، بعد عامين، كانت استجابة سعر الصرف إيجابية حتى السنة الخامسة عندما تتحول إلى السلبية مرة أخرى. يمكن تبرير هذه العلاقة بحقيقة أن صانعي السياسة في مصر يميلون في أوقات تخفيض قيمة العملة إلى زيادة سعر الفائدة لامتصاص الصدمة في العامين الأولين. وبعد ذلك يستقر سعر الصرف ويبدأون في خفض سعر الفائدة مرة أخرى. بينما كانت استجابة سعر الصرف للفائدة الأجنبية إيجابية خلال العامين الأولين وما بعدهما مستقرة نسبيًا. من ناحية أخرى، كانت استجابة سعر الصرف للودائع الأجنبية سلبية في أول عامين وتكون إيجابية بعد ذلك (أي عندما تزيد الودائع الأجنبية من المتوقع أن يرتفع الجنيه المصري). وكانت استجابة الودائع الأجنبية لسعر الفائدة المحلية إيجابية خلال السنوات الثلاث الأولى، ثم تتحول إلى سلبية حتى السنة السابعة ثم إيجابية مرة أخرى. كما ذكرنا من قبل، خلال فترات تخفيض قيمة العملة، يميل صانعو السياسة إلى زيادة سعر الفائدة من أجل مكافحة الدولار. هذه الزيادة في سعر الفائدة مصحوبة بانخفاض في الودائع الأجنبية. ومع ذلك، فإنه لا ينعكس في نسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع بسبب الزيادة في قيمة العملات الأجنبية فيما يتعلق بالعملة المحلية. لذلك، يبدو أن الزيادة في سعر الفائدة مصحوبة بزيادة في الودائع الأجنبية. كانت استجابة الودائع الأجنبية لسعر الفائدة الأجنبية سلبية خلال العامين الأولين ثم تتحول إلى إيجابية. كما أن استجابتها لسعر الصرف كانت سلبية خلال السنوات العشر، مما يعني أنه مع ارتفاع قيمة الجنيه، تنخفض الودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع والعكس صحيح.

شكل رقم(5): دوال الاستجابة- النموذج الأول



Source: Authors analysis using E-views 10

### 5-1-5 تحليل مكونات التباين Decompositions Variance:

بينما تظهر دالة IRF تأثير الصدمة على أحد المتغيرات الداخلية على المتغيرات الأخرى في VAR، يوضح تحليل التباين (VDC) لكل متغير نسبة الحركة في هذا المتغير بسبب صدماته الخاصة، وكذلك الصدمات في أخرى المتغيرات. ومن ثم، في حين تُظهر IRFs اتجاه الاستجابة الديناميكية للمتغيرات للابتكارات المختلفة، فإن VDCs توفر حجم الاستجابة للصدمات. لذلك، يعطي VDC معلومات حول الأهمية النسبية لكل ابتكار عشوائي يؤثر على المتغيرات في VAR، بينما يقدم IRF معلومات حول اتجاه استجابة متغير للابتكارات المختلفة (*E Views 8 Users Guide*، 2013: 564). // ويكشف تحليل اختلاف الخطأ المتوقع لكل متغير عن نسبة الحركة في هذا المتغير بسبب صدماته الخاصة، مقابل الصدمات في المتغيرات الأخرى في آفاق زمنية مختلفة. يتم الإبلاغ عن النتائج في الجدول 4 في آفاق توقع مختلفة على مدى فترة عشر سنوات. يعطي تحليل فرق الخطأ المتوقع للمتغيرات الأربعة المدرجة في VAR المقدر.

## تأثير سعر الفائدة على سعر صرف الجنيه المصري

وكشف تحليل التباين في سعر الصرف أنه في السنة الأولى، يتم تفسير 14.45% من تباين الخطأ المتوقع في سعر الصرف من خلال المتغير نفسه، ويزداد مصدر التباين هذا بشكل طفيف على المدى الطويل حتى يصل إلى 17.28% بعد 10 سنوات. بعد ذلك، تعتبر التغييرات في سعر الفائدة المحلي هي أعلى مصدر للتغير في سعر الصرف على المدى القصير والمدى الطويل، حيث يبلغ تحلل التباين حوالي 40% على مدى السنوات العشر. ثاني أكبر مصدر للتغير في سعر الصرف هو التغييرات في الودائع الأجنبية، حيث تبدأ عند 28% في السنة الأولى وتزداد على المدى الطويل. ومع ذلك، فإن أصغر مصدر للتغير في سعر الصرف هو التغييرات في سعر الفائدة الأجنبية. ومن تحليل التباين لسعر الفائدة المحلي يمكننا أن نلاحظ أنه يعتبر المتغير الخارجي حيث أن التغييرات في المتغيرات الأخرى لا تفسر التغييرات في سعر الفائدة المحلي. ومع ذلك، فإن الاختلافات في المتغير نفسه تفسر التغييرات المستقبلية.

عند ملاحظة تحليل التباين للودائع الأجنبية، يمكننا أن نستنتج أن التغييرات في المتغير نفسه تعتبر ذات التأثير الأكبر في تفسير سلوكه المستقبلي. ومع ذلك، فإن التغييرات في سعر الفائدة المحلي تعتبر مصدراً كبيراً للتباين في الودائع الأجنبية، في المتوسط، تفسر التغييرات في سعر الفائدة المحلي حوالي 20% من التغييرات في الودائع الأجنبية. ومع ذلك، فإن التغييرات في سعر الصرف لا تفسر التغييرات في الودائع الأجنبية في السنة الأولى، ولكن على المدى الطويل يمكننا أن نرى زيادة تأثير التغييرات في سعر الصرف على الودائع الأجنبية. لكن التغييرات في سعر الفائدة الأجنبية تعتبر ذات أقل تأثير على التغييرات في الودائع الأجنبية.

جدول رقم (4): تحليل التباين- النموذج الاول

Variance Decomposition of LnINT(d)					
Period	S.E.	LnINT(d)	LnNTI(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
1	0.111273	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.193158	98.93347	0.154885	0.079283	0.832360
3	0.225073	97.74585	0.159397	0.229512	1.865243
4	0.229149	96.62447	0.450575	0.228792	2.696163
5	0.232479	95.25756	1.560629	0.232312	2.949502
6	0.241210	94.33310	2.453244	0.471681	2.741978
7	0.249348	93.25631	2.733139	1.218706	2.791841
8	0.253296	91.65119	2.741889	2.240043	3.366882
9	0.255456	90.13184	2.700297	3.056766	4.111094
10	0.257923	89.35093	2.649100	3.382632	4.617340
Variance Decomposition of LnINT(f):					
Period	S.E.	LnINT(d)	LnINT(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
1	0.569030	38.42238	61.57762	0.000000	0.000000
2	0.920145	53.17091	44.44732	1.974782	0.406988
3	1.200156	58.85338	30.87846	7.534667	2.733500
4	1.359261	56.02375	25.49985	11.25778	7.218614

يتبع ....

5	1.428451	51.06073	23.55577	13.45935	11.92415
6	1.478947	49.05770	22.13751	13.91759	14.88720
7	1.514632	49.09266	21.30049	13.42902	16.17783
8	1.529137	48.71262	21.33480	13.26452	16.68806
9	1.542701	48.13275	21.64171	13.55209	16.67345
10	1.573403	48.72500	21.43118	13.70710	16.13673
Variance Decomposition of LnDEP(f)/DEP(t):					
Period	S.E.	LnINT(d)	LnINT(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
1	0.119527	7.545854	3.676001	88.77815	0.000000
2	0.164466	23.71344	1.997749	67.96823	6.320574
3	0.182122	21.75246	3.048151	62.55304	12.64634
4	0.193960	19.55379	3.357155	60.40926	16.67979
5	0.202328	18.98141	3.554304	57.93536	19.52893
6	0.206841	18.45826	4.283383	55.74878	21.50958
7	0.210004	18.02490	5.424942	54.10080	22.44936
8	0.214411	19.03857	6.413749	52.13191	22.41577
9	0.220403	21.63407	6.891598	49.70294	21.77139
10	0.225650	24.12551	6.942787	47.77959	21.15210
Variance Decomposition of D(LnEX):					
Period	S.E.	LnINT(d)	LnINT(f)	LnDEP(f)/DEP(t)	D(LnEX)
1	0.097604	40.48279	16.87328	28.19231	14.45162
2	0.114494	30.59606	12.82184	32.63994	23.94216
3	0.133499	39.43571	9.551477	33.18417	17.82864
4	0.142890	42.42905	8.807758	32.52576	16.23744
5	0.147635	39.75257	8.349165	35.50280	16.39547
6	0.154237	38.46011	7.653861	37.36453	16.52150
7	0.159888	39.20063	7.141689	36.91159	16.74609
8	0.162953	39.80974	7.140240	36.06771	16.98231
9	0.164041	39.41546	7.683290	35.65123	17.25002
10	0.165660	39.36829	8.397862	34.95876	17.27509
Cholesky Ordering: LnId LnI f LnDEP(f)/DEP(t) D(LnEX)					
Source: Authors Analysis using Eviews 10					

### Causality Test: 6-1-5 اختبار السببية

إذا كانت هناك علاقة بين متغيرين  $X$  و  $Y$ ، سواء كانت علاقة سالبة أو موجبة، فهذا لا يعني أن  $X$  تسبب  $Y$ ، أو  $Y$  تسبب  $X$ ، أو أن كلا المتغيرين يسببان بعضهما البعض. ومع ذلك، إذا احتوت  $X$  على معلومات قيمة تمكننا من التنبؤ بـ  $Y$  بكفاءة، فإن  $X$  تسبب في  $Y$ . إذا كان من الممكن التنبؤ بمتغير ما بكفاءة باستخدام القيم السابقة والحالية لمتغير آخر. والهدف من اختبار السببية ليس تحديد العلاقة بين المتغيرات، بل إيجاد العلاقة السببية بينهما. على سبيل المثال، إذا كان سعر

الفائدة المحلي ((INT (d)) مرتبطاً بشكل إيجابي بسعر الصرف (EX)، فإننا نستخدم اختبار سببية Granger لمعرفة اتجاه السببية بينهما. ويحدد اختبار السببية ما إذا كانت السببية تمتد من سعر الفائدة المحلي إلى سعر الصرف، ومن سعر الصرف إلى سعر الفائدة، أو أن كلا منهما يسبب الآخر، أو لا توجد اي علاقة سببية بينهم (Granger, C. W., 1969: 428; Merza, E., 2007: 50).

في القسم السابق تم القيام بتحديد وتحليل العلاقة بين سعر الفائدة وسعر الصرف، ولكن وجود علاقة بين المتغيرات لا يعني أن أحدهما يسبب الآخر. لذلك، واستخدمت الدراسة اختبار جرانجر السببية، من أجل تحديد السببية بين المتغيرات المستهدفة قيد الدراسة. يلخص الجدول التالي نتائج السببية بين المتغيرات قيد التحقيق. من الجدول 5، وتوصلت دراسة السببية الي عدم رفض الفرضية الصفرية لاختبار جرانجر السببية، مشيرة إلى أنه لا توجد علاقة سببية تمتد من سعر الفائدة المحلي إلى سعر الصرف، ولا توجد علاقة سببية تمتد من سعر الصرف إلى سعر الفائدة المحلي

جدول رقم (5): اختبار السببية لجرانجر

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNID does not Granger Cause D(LNEX)	0.65856	0.5275
D(LNEX) does not Granger Cause LNID	0.08533	0.9185

## 2-5 اختبار النموذج الثاني

يحدد النموذج الثاني الشكل الوظيفي للعلاقة بين تقلبات أسعار الصرف، وفرق أسعار الفائدة (الفرق بين سعر الفائدة على الودائع بالجنية المصري وسعر الفائدة)، والودائع الأجنبية في مصر والودائع الأجنبية. يمكن وصف الشكل المصغر غير المقيد لنموذج VAR بأنه:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث

$y_t = \{EX, INT(d), INT(f), DEP(f)/DEP(t)\}$  is a  $(n \times 1)$  vector containing each of the  $n$  variables included in the VAR -  $A_0 = (n \times I)$  vector of intercept terms -  $A_i = (n \times n)$  matrices of coefficients -  $\varepsilon_t = (n \times I)$  vector of error terms

ويتم استخدام المتغيرات في شكل لوغاريتمي طبيعي

## 5-2-1 اختبار جذر الوحدة

توصل اختبار جذر الوحدة الي أن السلاسل الزمنية للفرق بين أسعار الفائدة والودئع الأجنبية تتسم بالسكون عند المستوي (0) ، اما متغير سعر الصرف فهو غير ساكن عند المستوي، ومن ثم تم اجراء الاختبار عند الفروق الاولي First differences وكانت النتيجة أن سعر الصرف أصبح ساكن عند الفروق الاولي (1) .

جدول رقم (6): اختبا جذر الوحدة- النموذج الثاني

ADF at level				
Variables	Intercept		Trend and Intercept	
EX	-0.429763	[1]	-3.352150	[2] ***
INT(d)_INT(f)	-3.871171	[1] *	-4.235119	[1] **
DEP(f)/Dep(t)	-7.313284	[0] *	-7.134702	[0] *
ADF at first difference				
EX	-3.375849	[0] **	-3.344173	[0] ***

(1) The results of second column are based on assuming the existence of a constant in the regressions, while the results of third column are based on assuming the existence of a constant and a time trend in the regressions. (2) The \* indicates rejection the null hypothesis of unit root at 1% significant level. (3) The \*\* indicates rejection the null hypothesis of unit root at 5% significant level. (4) The \*\*\* indicates rejection the null hypothesis of unit root at 10% significant level. (5) The lag length of the ADF regression is specified in brackets [ ]. (6) The lag length of the ADF regression is based on the Schwarz Information Criterion (SIC) for appropriate lag length.  
Source: Authors Analysis using eviews 10

## 5-2-2 فترة الإبطاء

تم تحديد فترة الإبطاء لمتغيرات الدراسة، وهي 2 سنة كفترة إبطاء في النموذج، قام الباحث بتشغيل النموذج وفقاً لذلك.

جدول رقم (7): فترات الإبطاء- النموذج الثاني

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-64.18399	NA	0.029102	4.976592	5.120573	5.019405
1	-18.06535	78.57249*	0.001873	2.227063	2.802990*	2.398316*
2	-8.494133	14.17958	0.001850*	2.184751*	3.192624	2.484444

(1) \* indicates the lag order selected by the criteria. (2) R indicates the sequential modified LR test statistic; FPE the final prediction error; AIC the Akaike information criterion; SC the Schwarz information criterion; and HQ the Hannan-Quinn information criterion.  
Source: Authors Analysis using eviews 10.

5-2-3 نتائج تقدير VAR

تم تقدير نموذج VAR من خلال فترة ابطاء 2 سنة، باستخدام فرق سعر الفائدة، والودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع عند المستوى، في حين أن سعر الصرف، في شكل الفرق الأول، باستخدام باستخدام البيانات السنوية عن الفترة يونيو 1991 - يونيو 2000. يتم الحصول على تقدير فعال باستخدام تقديرات OLS. يوضح الجدول 8 ملخص نتائج تقدير نموذج VAR ، مع الانتباه إلى حقيقة أن تقديرات المعاملات المعنوية يتم تحديدها بعلامة نجمية أو اثنتين. وتشير النتائج إلى أن سعر الصرف لا يتأثر بفرق سعر الفائدة، ويتأثر سعر الصرف سلبياً بسلوك الودائع الأجنبية العام الماضي، فزيادة الودائع الأجنبية تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة)، نتيجة زيادة الطلب على الودائع الأجنبية، وضعف الطلب على الجنيه المصري. كما يتأثر سعر الصرف بسلوكه خلال العام الماضي ايجابياً. أما بالنسبة للودائع الأجنبية فإنها لا تتأثر بفرق أسعار الفائدة ولا تتأثر بسلوكها، وتتأثر ايجابياً بسلوك سعر الصرف العام الماضي، بمعنى أنه عندما يرتفع سعر الصرف في مصر (ترتفع قيمة العملة) ترتفع الودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع.

جدول رقم (8): نتائج اختبارات VAR -النموذج الثاني

	INTd_INTf	DEP(f)/DEP(t)	D(EX)
INTd_INTf(-1)	1.012299* (0.22161) [0.0000]	-0.355414 (0.36528) [0.3345]	0.003187 (0.00189) [0.0977]
INTd_INTf(-2)	-0.344955 (0.19667) [0.0845]	0.099489 (0.32418) [0.7600]	-0.001308 (0.00168) [0.4394]
DEP(f)/DEP(t)(-1)	-0.164307 (0.14554) [0.2634]	0.447582 (0.23990) [0.0670]	0.003749* (0.00124) [0.0038]
DEP(f)/DEP(t)(-2)	0.003490 (0.11800) [0.9765]	0.273686 (0.19450) [0.1646]	-0.001650 (0.00101) [0.1071]
D(EX(-1))	-19.29938 (29.3581) [0.5135]	-116.4614** (48.3913) [0.0192]	0.743264** (0.25093) [0.0044]
D(EX(-2))	11.47413 (22.4480) [0.6111]	7.130796 (37.0012) [0.8478]	0.194601 (0.19187) [0.3145]
C	6.357991 (1.96254) [0.0020]	6.601600 (3.23487) [0.0457]	-0.061708 (0.01677) [0.0005]

يتبع .....

R-squared	0.777417	0.704955	0.508313
Adj. R-squared	0.710642	0.616441	0.360806
Sum sq. resids	44.87002	121.9082	0.003278
S.E. equation	1.497832	2.468889	0.012802
F-statistic	11.64232	7.964378	3.446042
Log likelihood	-45.16843	-58.66167	83.40985
Akaike AIC	3.864328	4.863827	-5.659989
Schwarz SC	4.200286	5.199785	-5.324031
Mean dependent	8.951852	21.25926	-0.008889
S.D. dependent	2.784486	3.986444	0.016013

The standard errors are specified in brackets ( ) - The p-values are specified in brackets

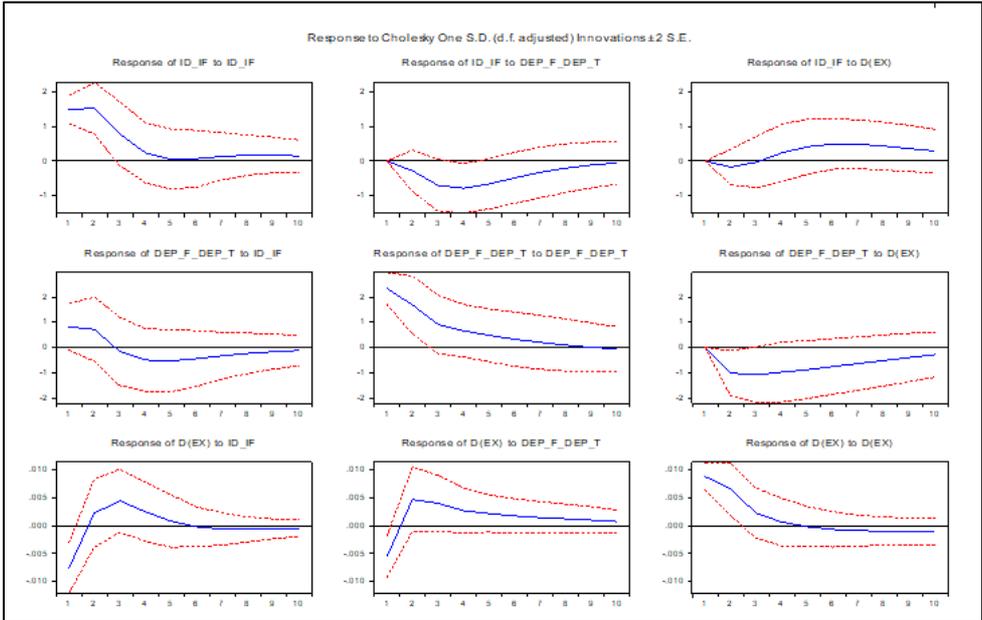
□ - The \* indicates a 1% significant level. - The \*\* indicates a 5% significant level.

Source: Authors Analysis using eviews 10.

### 5-2-4 دالة الاستجابة: Impulse Response Function

يوضح الشكل 2 وظائف الاستجابة النبضية (IRFs) لنموذج VAR لمدة 10 سنوات. وتشير دالة الاستجابة إلى أن استجابة سعر الصرف لصدمة في فرق سعر الفائدة في العامين الأولين سلبي، أي أن الزيادة في فرق سعر الفائدة يصاحبها انخفاض في قيمة الجنيه المصري. ومع ذلك، بعد عامين، كانت استجابة سعر الصرف إيجابية حتى السنة السادسة. تبين أنه مع زيادة فرق سعر الفائدة، يرتفع سعر الصرف. بعد ذلك يبدأ في الوصول إلى حالة مستقرة. من ناحية أخرى، كانت استجابة سعر الصرف للودائع الأجنبية سلبية في أول عامين وتكون إيجابية بعد ذلك (أي عندما تزيد الودائع الأجنبية من المتوقع أن يرتفع الجنيه المصري). كانت استجابة الودائع الأجنبية لفرق سعر الفائدة إيجابية خلال السنوات الثلاث الأولى، ثم تتحول بعد ذلك إلى سلبية تظهر أن صدمة إيجابية لتفاوت أسعار الفائدة ستؤدي إلى انخفاض الودائع الأجنبية بعد ثلاث سنوات. كانت استجابة الودائع الأجنبية لسعر الصرف سلبية خلال السنوات العشر، مما يعني أنه مع ارتفاع قيمة الجنيه، تنخفض الودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع والعكس صحيح.

شكل رقم (8): دالة الاستجابة - نموذج 2



Source: Authors Analysis using Eviews 10

### 5-2-5: تحليل مكونات التباين

يكشف تحليل اختلاف الخطأ المتوقع لكل متغير عن نسبة الحركة في هذا المتغير بسبب صدماته الخاصة، مقابل الصدمات في المتغيرات الأخرى في آفاق زمنية مختلفة. يتم الإبلاغ عن النتائج في الجدول 9 في آفاق توقع مختلفة على مدى فترة عشر سنوات. يعطي تحليل فرق الخطأ المتوقع للمتغيرات الثلاثة المدرجة في VAR المقدرة.

يكشف تحليل التباين في سعر الصرف أنه في السنة الأولى يتم تفسير 46.4% من تباين الخطأ المتوقع في سعر الصرف من خلال المتغير نفسه، ويزداد مصدر الاختلاف هذا قليلاً على المدى القصير بعد ذلك على المدى الطويل يبدأ في الانخفاض حتى يبدأ تصل إلى حوالي 42% بعد 10 سنوات. بعد التغييرات في فرق سعر الفائدة، اشرح حوالي 35.1% من التغيير في سعر الصرف في السنة الأولى بعد ذلك يبدأ في الانخفاض حتى يصل إلى 29.5% في السنة العاشرة. ومع ذلك، هناك مصدر آخر للتغير في سعر الصرف وهو التغييرات في الودائع الأجنبية، حيث تبدأ من 18.5% في السنة الأولى وتزداد على المدى الطويل. وعند النظر إلى تحلل التباين للودائع الأجنبية، يمكننا ملاحظة أن التغييرات في سعر الصرف ليس لها أي تأثير على التغييرات في

## أنور النقيب

الودائع الأجنبية في السنة الأولى. ومع ذلك، يزداد تحلل التباين بشكل كبير حتى يصل إلى 31% بحلول العام العاشر. كما لوحظ أن التغيرات في فرق أسعار الفائدة تفسر حوالي 11% من التغيرات في الودائع الأجنبية على مدى فترة العشر سنوات.

جدول رقم(9): تحليل التباين- النموذج الاول

Variance Decomposition of INTd_INTf:				
Period	S.E.	INTd_INTf	DEP(f)/DEP(t)	D(EX)
1	1.497832	100.0000	0.000000	0.000000
2	2.164390	97.76333	1.631967	0.604707
3	2.407461	89.69040	9.806787	0.502809
4	2.553341	80.60307	18.08986	1.307070
5	2.670945	73.70379	22.63250	3.663717
6	2.760308	69.07528	24.28074	6.643972
7	2.825110	66.17825	24.49177	9.329978
8	2.870814	64.46678	24.20194	11.33128
9	2.901188	63.48757	23.84620	12.66623
10	2.919776	62.93391	23.57239	13.49370
Variance Decomposition of DEP(f)/DEP(t):				
Period	S.E.	INTd_INTf	DEP(f)/DEP(t)	D(EX)
1	2.468889	10.92101	89.07899	0.000000
2	3.236935	11.24162	78.91314	9.845237
3	3.537655	9.617882	72.68991	17.69221
4	3.762950	10.27370	67.33599	22.39032
5	3.928512	11.21687	63.25665	25.52647
6	4.038052	11.81207	60.51278	27.67515

يتبع ....

7	4.105669	12.06804	58.77154	29.16042
8	4.145412	12.15983	57.69869	30.14148
9	4.167684	12.19392	57.08376	30.72232
10	4.179570	12.20699	56.77854	31.01447
Variance Decomposition of D(EX):				
Period	S.E.	INTd_INTf	DEP(f)/DEP(t)	D(EX)
1	0.012802	35.06196	18.53335	46.40469
2	0.015241	26.82022	22.34701	50.83276
3	0.016497	30.02722	24.85612	45.11665
4	0.016888	30.71553	26.10819	43.17628
5	0.017040	30.38061	27.19097	42.42842
6	0.017140	30.04544	27.85949	42.09506
7	0.017235	29.85813	28.22942	41.91245
8	0.017321	29.71969	28.42930	41.85101
9	0.017392	29.59546	28.50916	41.89539
10	0.017446	29.49394	28.50664	41.99942
Cholesky Ordering: INTd_INTf DEP(f)/DEP(t) D(EX)				
Source: Authors Analysis using Eviews 10				

### 5-1-6 اختبار السببية

توصلت دراسة السببية إلى أنه لا توجد علاقة سببية تمتد من فروق أسعار الفائدة إلى سعر الصرف، كما لا توجد علاقة سببية من سعر الصرف إلى فروق أسعار الفائدة.

جدول رقم (10): اختبار جرنجر للسببية- نموذج 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
ID_IF does not Granger Cause D(EX)	0.45904	0.6378
D(EX) does not Granger Cause ID_IF	0.47931	0.6255

وفي النهاية تشير نتائج الدراسة الي ان العلاقة بين سعر الفائدة (علي العملة المحلية او الاجنبية) وسع صرف الجنية المصري علاقة مستقلة، حيث لا يوجد تأثير لسلوك سعر الفائدة المحلية على الودائع الجنيه المصري أو الودائع بالعملة الأجنبية او بفروق سعر الفائدة علي سعر الصرف، وعدم وجود علاقة سببية تمتد من سعر الفائدة المحلي او من فروق أسعار الفائدة إلى سعر الصرف، وتتفق النتيجة السابقة مع بعض الدراسات التطبيقية التي، الا انها مخالفة لبعض النظريات و بعض الدراسات التطبيقية الأخرى والتي تؤكد وجود تأثير (ايجابي ام سلبي) لسعر الفائدة على سعر الصرف. ويمكن تفسير تلك النتائج بأن قيمة سعر صرف الجنية المصري تخضع لعوامل ادارية من خلال قرارات البنك المركزي، وكذلك التدخل المباشر للبنك المصري في دعم الجنية بصورة غير مباشرة من خلال ضخ عملات اجنبية وذلك من خلال زيادة سعر الفائدة على استثمارات الأجانب في أدون الخزانة التي تطرحها وزارة المالية (من خلال زيادة جاذبية وتنافسية السوق المصري مقارنةً بالأسواق المنافسة الأخرى مثل تركيا وغيرها)، حيث أن تلك الاستثمارات تعزز من احتياطات البنك المركزي من النقد الأجنبي (بشكل مباشر وغير مباشر)، بما يساعد على الحفاظ على استقرار سعر الصرف. ولعل خير دليل على ذلك هو خروج أكثر من 15 مليار دولار من تلك الاستثمارات الأجنبية في مصر خلال شهري مارس وإبريل 2020 نتيجة جائحة كوفيد 19 (CBE, 2020)، فلولا قيام السلطات المصرية باقتراض 13 مليار دولار (8 مليار من صندوق النقد الدولي و5 مليار من سوق السندات الدولية)، لكان من الصعوبة بمكان الحفاظ على استقرار سعر الصرف خلال عام 2020. كما يمكن تفسير عدم تأثر سعر الصرف بسلوك سعر الفائدة المحلية نتيجة ارتفاع التضخم المصاحب لرفع سعر الفائدة، والذي يعمل على ثبات او انخفاض سعر الفائدة الحقيقي.

ومن الناحية الأخرى فإن تأثر سعر الصرف يتأثر ايجابياً بسلوكه في السنة الماضية وفي نفس اتجاه التغير، يوضح الضغط لقيمة الجنية هذا العام على قيمته العام القادم، كما أن تأثر سعر الصرف سلباً بسلوك الودائع الأجنبية في السنة الماضية، أي أنه عند نسبة زيادة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع ينخفض سعر الصرف وتخفض قيمة الجنيه، وذلك نتيجة انخفاض الطلب على الجنيه المصري. وتتأثر الودائع الأجنبية إيجابياً بسلوك معدل الصرف العام الماضي، أي عندما يرتفع سعر الصرف في مصر (ترتفع قيمة العملة) ترتفع الودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع، ولا تتأثر الودائع الأجنبية بسلوكها ولا بسلوك بسعر الفائدة الأجنبية، ولا بسلوك سعر الفائدة المحلية

كما يظهر كلا النموذجين استجابة سعر الصرف لسعر الفائدة المحلي أو لفرق سعر الفائدة سلبياً في العامين الأولين ثم يتحول إلى إيجابي. ويمكن تبرير هذه العلاقة لأن صانعي السياسة في مصر في أوقات انخفاض قيمة العملة يميلون إلى زيادة سعر الفائدة، لامتناع الصدمة في العامين الأولين. وبعد ذلك يستقر سعر الصرف ويبدأون في خفض سعر الفائدة مرة أخرى. وينطبق الشيء نفسه على استجابة سعر الصرف للتغيرات في الودائع الأجنبية، مما يدل على أن الزيادة في الودائع الأجنبية تصاحبها زيادة في سعر الصرف (انخفاض قيمة العملة) بعد عامين. كما أن معدل الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع يُظهر استجابة سلبية متزايدة لصدمة إيجابية في أسعار الصرف في كلا النموذجين. مما يدل على أنه مع ارتفاع قيمة الجنيه تتخفض الودائع الأجنبية. من كلا النموذجين، كانت استجابة الودائع الأجنبية للصدمة سواء في سعر الفائدة المحلي أو فرق سعر الفائدة إيجابية في البداية ثم تحولت بعد ذلك إلى سلبية. وكما ذكرنا سابقاً، خلال فترات تخفيض قيمة العملة، يميل صانعو السياسة إلى زيادة سعر الفائدة من أجل مكافحة الدولار. هذه الزيادة في سعر الفائدة مصحوبة بانخفاض في الودائع الأجنبية. ومع ذلك، فإنه لا ينعكس في نسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع بسبب الزيادة في قيمة العملات الأجنبية فيما يتعلق بالعملة المحلية. لذلك، يبدو أن الزيادة في سعر الفائدة مصحوبة بزيادة في الودائع الأجنبية.

## الخاتمة والتوصيات

تتمثل مشكلة الدراسة في تخفيض قيمة سعر الصرف الرسمي للجنيه المصري تحت ظروف اقتصادية ضاغطة، وفي ظل ضعف الاقتصاد الحقيقي وعدم القدرة على الدعم لقيمة العملة المصرية، يتم اللجوء إلى الدعم من خلال السياسات النقدية، ومن تلك السياسات هي سياسة سعر الفائدة. وتحاول الدراسة الإجابة على تساؤل رئيسي يتعلق بمدى تأثير سعر الفائدة على سلوك سعر الصرف؟. وذلك من خلال اختبار فرضية "سعر الفائدة على العملة المحلية ذات أثر موجب على قيمة الجنيه المصري". وتهدف الدراسة إلى تحليل العلاقة بين تغيرات أسعار الصرف وسعر الفائدة في الاقتصاد المصري، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للمتجهات (VAR)، وبالاعتماد على البيانات السنوية لمصر خلال الفترة (يونيو 1991 - يونيو 2020) لقياس العلاقة بين متغيرات الدراسة. وتمت الدراسة من خلال نموذجين، يشمل النموذج الأول سعر الصرف الاسمي للجنية المصري، وسعر الفائدة المحلية، وسعر الفائدة على الودائع الأجنبية ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع في مصر. أما النموذج الثاني فتم استخدام متغيرات سعر الصرف، ونسبة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع في مصر، و فرق سعر الفائدة (سعر الفائدة على الجنيه المصري - سعر الفائدة على الودائع الأجنبية).

وتوصلت الدراسة إلى أن نتائج كلا النموذجين متماثلة، حيث توصل النموذجين إلى أن سعر الصرف لا يتأثر بسلوك سعر الفائدة المحلية على الودائع الجنيه المصري أو الودائع بالعملة

## أنور النقيب

الأجنبية، كما لا توجد علاقة سببية تمتد من سعر الفائدة المحلي إلى سعر الصرف (النموذج 1)، ولا يتأثر سعر الصرف بفروق سعر الفائدة، كما لا توجد علاقة سببية تمتد من فروق أسعار الفائدة إلى سعر الصرف (النموذج 2)، وهذا مخالف لبعض النظريات والدراسات التطبيقية التي تؤكد وجود تأثير (إيجابي ام سلبي) لسعر الفائدة على سعر الصرف. ولكن سعر الصرف يتأثر إيجابياً بسلوكه في السنة الماضية، أي يكون في نفس اتجاه التغير، كما أنه يتأثر سلباً بسلوك الودائع الأجنبية في السنة الماضية، أي أنه عند نسبة زيادة الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع ينخفض سعر الصرف وتتخفض قيمة الجنيه، نتيجة انخفاض الطلب على الجنيه المصري (النموذج 1 و2). وتتأثر الودائع الأجنبية إيجابياً بسلوك معدل الصرف العام الماضي، أي عندما يرتفع سعر الصرف في مصر (ترتفع قيمة العملة) ترتفع الودائع الأجنبية كنسبة مئوية من إجمالي الودائع، ولا تتأثر الودائع الأجنبية بسلوكها ولا بسلوك بسعر الفائدة الأجنبية، ولا بسلوك سعر الفائدة المحلية (النموذج 1 و2)..

ويظهر كلا النموذجين استجابة سعر الصرف لسعر الفائدة المحلي أو لفرق سعر الفائدة سلبياً في العامين الأولين ثم يتحول إلى إيجابي. كما أن معدل الودائع الأجنبية إلى إجمالي الودائع يُظهر استجابة سلبية متزايدة لصدمة إيجابية في أسعار الصرف في كلا النموذجين. وكانت استجابة الودائع الأجنبية للصدمة سواء في سعر الفائدة المحلي أو فرق سعر الفائدة إيجابية في البداية ثم تحولت بعد ذلك إلى سلبية. كما يوضح تحليل التباين أن نسبة صغيرة من التغيرات في الودائع الأجنبية يتم تفسيرها من خلال الاختلافات في سعر الفائدة الأجنبية. وبناءً على تلك النتائج، توصي الدراسة بعدم استخدام سياسة سعر الفائدة للدفاع عن قيمة الجنيه إلا في اضيق الحدود ولفترة محدودة، وخاصة في فترات تعرض العملة لهزات قوية كأحد السياسات التي يمكن ان تُدعم قيمة العملة وتمنع انخفاضها بشكل كبير بشرط المحافظة على معدلات التضخم، على ان تنتهي تلك السياسة بسرعة، وخاصة في ظل عدم وجود أي تأثير لزيادة سعر الفائدة على سعر الصرف، وخاصة إن كانت هناك آثار سلبية لرفع سعر الفائدة على الاستثمار والنمو الاقتصادي.

## المراجع العربية

عبد الخالق، جودة (1998) الاقتصاد المصري والدروس المستفادة من أزمة المكسيك، مصر المعاصرة. الجمعية المصرية للاقتصاد السياسي والتشريع.

## المراجع الإنجليزية

Ahmad, F., Draz, M. U., & Yang, S.-C. (2016). *The Nexus between Exchange Rate, Exports and Economic Growth: Further Evidence from Asia*. Retrieved from <http://ssrn.com/abstract=2758505>

Alam, M. M., Alam, K. A. & Shuvo, A., 2011. *An Empirical Evidence of International Fisher Effect in Bangladesh with India and China: A Time-Series Approach*. Elixir Finance, Volume 36, pp. 3078-3081.

Alami, T. (2000) *An Econometric Investigation of Dollarization in Egypt*, Journal of Development and Economic Policies, 2:2, 7-24.

Andrieş, Alin Marius & Căpraru, Bogdan & Ihnatov, Iulian & Tiwari, Aviral Kumar,(2017), *The Relationship between Exchange Rates and Interest Rates in a Small Open Emerging Economy: The case of Romania*, Economic Modelling, vol. 67, issue C, 261-274

Basurto, G. & Ghosh, A. (2001). *The interest rate – exchange rates nexus in currency crises*. IMF Staff Paper, 47, Special Issue, 99-120

Bensaid, B., and O. Jeanne. 1997. “*The Instability of Fixed Exchange Rate Systems When Raising the Nominal Interest Rate Is Costly*.” European Economic Review 41(8):1461-178.

Berument, H. (2007). *Measuring monetary policy for a small open economy: Turkey*. Journal of Macroeconomics, 29, 411-430.

Betts, C., Devereux, M.B., (2000). *Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market*. Journal of International Economics 50, 215-244.

Bhunia A (2013). “*Cointegration and Causal Relationship among Crude Price, Domestic Gold Price and Financial Variables-An Evidence of BSE and NSE*.” J. Contemp. Issues in Bus. Res. 2(1), 1-10.

Branson, W.H., (1983). *Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rates, in: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk*. Cambridge University Press, Cambridge. Branson, W.H.,

Branson, W.H., Halttunen, H., Masson, P., (1977). *Exchange Rates in the Short Run: The Dollar–Deutschemerk Rate*. European Economic Review 10, 303–324.

Calvo, G. and C. Reinhart, (2002), “*Fear of Floating,*” Quarterly Journal of Economics 117, 379–408.

Central bank of Egypt, Statistical Monthly Bulletin, different issues

Cho, D. & West, K. D. (2003). *Interest rates and exchange rates in the Korean, Philippine and Thai exchange rate crises*. In M. P. Dooley & J. A.

Dash, P., and Bhole L.M., (2010), *Does Interest Rate Differential Determine Exchange Rate in India?*, The Indian Economic Journal • Volume 57(4), January–March 2010

Dornbusch, R. 1976. *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. Journal of Political Economy, 84(6):1161–76

Drazen, A. (2001). *Interest Rate Defense against Speculative Attack As a Signal: A Primer*, University of Maryland, Department of Economics, College Park, Md.

Ebiringa, O. T. & Anyaogu, N. B., (2014). *Exchange Rate, Inflation and Interest Rates Relationships: An Autoregressive Distributed Lag Analysis*. Journal of Economics and Development Studies, 2(2), pp. 263–279.

Eichenbaum, M. and C. Evans, (1995), “*Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates,*” Quarterly Journal of Economics 110 (4), 975–1009

El-Erian, M. (1988) *Currency Substitution in Egypt and Yemen Arab Republic: A Comparative Quantitative Analysis*, International Monetary Fund Staff Papers, 35, 85–104.

Engel, C. . M., (1986). *On the correlation of exchange rates and interest rates*. Journal of International Money and Finance, Issue 5, pp. 125–128.

Frankel, J. (1979). *On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials*. American Economic Review, 69 (4), 610– 622.

- Frankel J. A., and Dooly M. P., (2007) (Eds.), *Managing currency crises in emerging markets*, University of Chicago Press, (pp. 11–35).
- Fleming, Marcus (1962) *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*, International Monetary Fund Staff Papers 9
- Furman, J. and Stiglitz J. E. (1998), “*Economic Crises: Evidence and Insights From East Asia*” Brooking Papers on Economic Activity, No. 2, Brooking Institution, Washington D.C.
- Goldfajn, I. & Baig, T. (1998). *Monetary policy in the aftermath of currency crises: the case of Asia*. IMF Working Paper, No. 98/170, Washington: International Monetary Fund.
- Goldfajn, I. and Gupta, P. (1999), “*Does Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate Following a Currency Crisis?*”, International Monetary Fund Working Paper, WP/99/42, Washington D. C.
- Gould, D. M. and Kamin, S. B. (2000), “*The Impact of Monetary Policy on Exchange Rates During Financial Crisis*”, International Finance Discussion Paper 669, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C.
- Granger, C. W. J. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Hacker, R., Kim, H., and Månsson, K. (2010). *The Relationship between Exchange Rate and Interest Rate Differentials*. CESIS Working Paper :127
- Hacker, R.S., Karlsson, H.K., Månsson, K., (2014). *An investigation of the causal relations between exchange rates and interest rate differentials using wavelets*. *International Review of Economics & Finance* 29, 321–329.
- Hacker, S., Kim, H. & Månsson, K.,(2010). *The Relationship between Exchange Rate and Interest Rate Differentials– a Wavelet approach*. Centre of Excellence for Science and Innovation Studies.
- Halttunen, H., (1979). *Asset-market determination of exchange rates: initial empirical and policy results*, in: *Martin, J.P., Smith, A. (Eds.), Trade and Payments Adjustment under Flexible Exchange Rates*. Macmillan, London.

Hameed, A. & Rose, A. K., (2017). *Exchange rate behavior with negative interest rates: Some early negative observations*. Asian Development Bank Institute, p. ADBI Working Paper 699 .

Hamrita, M. E. & Trifi, A., (2011). *The Relationship between Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price: A Wavelet Analysis*. International Journal of Economics and Financial Issues, 1(4), pp. 220–228.

Hnatkovska, V., Lahiri, A. & Vegh, C. A. (2013). *Interest rate and the exchange rate: A non-monotonic tale*. European Economic Review, 63, 68–93.

Hnatkovska, V., Lahiri, A. & Vegh, C. A., (2008). *Interest rates and the exchange rate: A non-monotonic tale. Federal Reserve Bank of New York*, HEC Montreal, Colorado–Boulder, UBC, the 2007 annual meetings of Midwest Macro.

Hoffmaister, A. W., & Carlos, V. A. (1996). *Disinflation and the Recession–Now–Versus–Recession–Later Hypothesis : Evidence from Uruguay*. IMF Staff Papers, 43(2), 335–394.

Huang, P., Hueng, J. M. & Yau, R. (2010). *Traditional view or revisionist view? The effects of monetary policy on exchange rates in Asia*. Applied Financial Economics, 20 (9), 753–760.

Hussain, M.N. (1997) *Financial Liberalization, Currency Substitution and Investment: The Case of Egypt, African*

International Monetary Fund (2017), Egypt; *Executive Board Completes First Review under the Extended Fund Facility (EFF)*

International Monetary Fund, (2001), International Financial Statistics, CD–Rom November.

Karamelikli, H. & Karimi, M. S., 2020. *Asymmetric relationship between interest rates and exchange rates: Evidence from Turkey*. Wiley, pp. 1–11.

Keminsky, G. and Schumukler, S. (1998), “*The Relationship Between Interest Rates and Exchange Rates in Six Asian Countries*” World Bank, Development Economics and Office of the Chief Economist, Washington, D.C.

Khim, V., & Liew, S. (2004). *Which Lag Length Criteria Should We Employ*, Economics Bulletin, 3(33), 1–9.

- Kim, J. K. & ratti, R. A. (2006). *Economic activity, foreign exchnage rate, and the interest rate during the Asian crisis*. Journal of Policy Modeling, 28, 387–402.
- Kohlscheen, E., (2014). *The impact of monetary policy on the exchange rate: A high frequency exchange rate puzzle in emerging economies*. Journal of International Money and Finance 44, 69–96
- Kraay, A. (1998), “*Do High Interest Rates Defend Currencies against Speculative Attacks?*”, Policy Research Working Paper 2267, World Bank, Development Research Group, Macroeconomics and Growth, Washington D.C.
- Kumar, S. (2015), investigating the causal relationship between interest rates structure, Global Journal of Commrce and management perspective, vol. 4(6) pp. 8–12
- Merza, E. (2007). *Oil Exports, Non-oil Exports and Economic Growth: Time Series Analysis For Kuwait (1970–2004)*. Kansas State University.
- Mundell, Robert 1963 *Capital Mobility and Stabilisation Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*, American Economic Review 53, 112–119
- Obstfeld, M., Rogoff, K., (1995). *Exchange Rate Dynamics Redux*. Journal of Political Economy 103, 624–660
- Okoth, M. N., (2013). *The Effect of Interest rate and Inflation rate on Exchange Rates in Kenya*. Research Project for The Award of Degree of Master of Science in Finance of The University of Nairobi.
- Peyavali J, et al, (2014), *The Relationship between Interest Rate and Exchange Rate in Namibia*, Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB) An Online International Monthly Journal Vol: 3 Issue 1
- Riad, N., (2008). "Exchange Rate Misalignment in Egypt", Faculty of the College of Arts and Sciences, American University in Cairo.
- Sánchez, M., (2005). *The Link Between Intrest Rates and Exchange Rates: Do Contractionary Depreciations Make a Difference?* A Working Paper Series No. 548. Eurpean Central Bank.
- Sanjib Kumar Pakira, (2015), *Investigating the causal relationship between interest rates structure*, G.J.C.M.P.,Vol.4(6):8–12

Sarac, T. B, and Karagoz K., (2015), *Impact of Short-term Interest Rate on Exchange Rate: The Case of Turkey*, Procedia Economics and Finance 38 ( 2016 ) 195 – 202

Sargent, T.J. and N. Wallace (1981). “*Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 5: 1–17, Fall.

Şen, Hüseyin & Ayşe Kaya & Savaş Kaptan & Metehan Cömert, (2019). "*Interest rates, inflation, and exchange rates in fragile EMEs: A fresh look at the long-run interrelationships*," Working Papers halshs-02095652, HAL.

Shalishali, M. K. & Ho, J. C., (2002). *Inflation, Interest Rate and Exchange Rate: What is The Relationship?*. Journal of Economics and Economic Education Research, 3(1), pp. 107–117.

SI, Deng-Kui; LI, Xiao-Lin; CHANG, Tsangyao; BAI, Lu, (2018). *Co-movement and causality between nominal exchange rates and interest rate differentials in BRICS countries: A wavelet analysis*. Romanian Journal of Economic Forecasting.

SI, Deng-Kui; LI, Xiao-Lin; Ge, Xinyu (2019). *On the link between the exchange rates and interest rate differentials in China: evidence from an asymmetric wavelet analysis*. Springer-Verlag GmbH Germany, part of Springer Nature 2019.

Subramanian, A, (1997), *The Egyptian Stablization Experience: An analytical Retrospective, IMF Staff papers* pp. 7–12.

Tafa, J., (2015). *Relationship between Exchange Rates and Interest Rates: Case of Albania*. Mediterranean Journal of Social Sciences, 6(4), pp. 163–170.

Tee, O. C., (2013), *An exchange-rate-centred monetary policy system: Singapore's experience*, BIS Papers No 73. 307–305

Tomiwa Shodipe, (2018), *The impact of real interest rate on real exchange rate: empirical evidence from Japan*, Eastern Illinois University, 2018 Awards for Excellence in Student Research and Creative Activity – Documents. 5.

Wilson, L. & Sheefeni, J. P. S.,( 2014). *The relationship between interest rate and exchange rate in Namibia*. Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB), 3(1), pp. 947–961.

World Band data set, 2020