محددات معدل الصرف الحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩

د. محمد عباس محمد على إبراهيم
مدرس بقسم الاقتصاد – كلية التجارة – جامعة أسوان

ملخص

حظى موضوع معدل الصرف الحقيقي في مصر في الآونة الأخيرة باهتمام كثيف، وأثيرت التساؤلات حول العناصر أو المحددات التي يمكن أن تؤثر على معدل الصرف الحقيقي في الاقتصاد المصري. لذا، تم في هذه الدراسة تقدير المعلمات الحرجة لمحددات معدل الصرف الحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993). ويتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المستخدمة لتحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية.

وتظهر نتائج التقدير أن جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة، والتي تؤكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية وموجبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من عرض النقود بمعناه الواسع M2 ومعدل التضخم. كما توجد علاقة معنوية سالبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من الاحتياطيات الدولية، الاستثمار الأجنبي المباشر، تحويلات العاملين بالخارج. من ناحية أخرى، هناك علاقة سالبة، ولكن غير معنوية بين معدل الصرف الحقيقي ومعدل الفائدة على الإقراض.

الكلمات المفتاحية: معدل الصرف الاسمي، معدل الصرف الحقيقي، سوق الصرف الأجنبي، نظم الصرف الأجنبي، الاحتياطيات الدولية، الاستثمار الأجنبي المباشر، معدل التضخم، التكامل المشترك، تحليل المربعات الصغرى الديناميكية، الاقتصاد المصري.

Title: The Determinants of Real Exchange Rate in Egypt: 1991-2019

Abstract

This study empirically estimates the critical parameters of real exchange rate in Egypt for the period 19912019-2014 by using dynamic ordinary least squares (DOLS) approach of Stock and Watson (1993). Time series properties of the processes that generate the data be assessed to specify the order of integration for each series to satisfy the conditions of applying the DOLS procedure. The estimation results show that all variables have their expected theoretical sign, which confirms the existence of a significant and positive statistical relationship between the real exchange rate in Egypt and each of the broad money supply M2 and the inflation rate. There is also a negative significant relationship between the real exchange rate in Egypt and each of the international reserves, foreign direct investment, and remittances of workers abroad. On the other hand, there is a negative, but insignificant, relationship between the real exchange rate and the lending rate of interest.

Keywords: Nominal Exchange Rate, Real Exchange Rate, Foreign Exchange Market, Foreign Exchange Systems, International Reserves, Foreign Direct Investment, Inflation Rate, DOLS Analysis, Egyptian Economy.

١- مقدمة:

تهدف مصر كأحد الدول النامية إلى تحقيق أهداف متعددة من تنفيذ سياستها النقدية. ويعد البنك المركزي المصري الجهة المنوط بها تنفيذ السياسة النقدية والتي تستهدف استقرار الأسعار وتعزيز نمو الناتج واستقرار معدل الصرف، هذا فضلاً عن تصحيح الموازين الخارجية في الاقتصاد. ويعد سعر الصرف أحد أهم أدوات السياسة النقدية في مصر، ويشكل آلية فعالة يستخدمها البنك المركزي المصري في علاج الصدمات الداخلية والخارجية التي يتعرض لها الاقتصاد، حيث لعب معدل الصرف دوراً هاماً في زيادة تنافسية الاقتصاد وتحقيق التوازن الخارجي.

ويعرف معدل الصرف الاسمي بعدد وحدات العملة المحلية التي يتم استبدالها بوحدة واحدة من العملة الأجنبية. أما معدل الصرف الحقيقي فيشير إلى معدل الصرف الاسمي معدلاً بنسبة التضخم بين الدولتين (Bashir and Luqman, 2014). وبالتالي فإن ارتفاع معدل الصرف سواء الاسمي أو الحقيقي يعني تدهور قيمة العملة المحلية، والعكس صحيح.

اتسمت سوق الصرف الأجنبي في مصر قبل بدء برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي في علم ١٩٩١ بالانقسام إلى عدة أسواق، كما اتسمت بتعدد أسعار الصرف مع تحديدها بشكل إداري. ولم تفلح الإصلاحات الجزئية التي أدخلت على أسواق الصرف الأجنبي في الفترات السابقة في القضاء على تعدد أسعار الصرف.

وبالنظر إلى السياسة النقدية التي اتبعها البنك المركزي المصري قبل فترة تعويم معدل الصرف في مايو ١٩٩١، نجد أنه اتبع سياسة نقدية انكماشية لمنع الضغوط التضخمية في الاقتصاد. أما خلال فترة تعويم معدل الصرف بعد مايو ١٩٩١ لم تكن أولوية أهداف السياسة النقدية واضحة، حيث بدا وأن التفضيلات تتبدل بين استقرار الأسعار واستقرار معدل الصرف. حيث يتم الاتجاه إلى السياسة النقدية التوسعية عندما يكون التضخم تحت السيطرة وعندما تكون الحكومة غير قادرة على تقديم حوافز مالية. ولكن مع بلوغ معدل التضخم مستويات منخفضة بشكل كاف، يحاول البنك المركزي المصري

الإبقاء عليه من خلال تنفيذ سياسة نقدية انكماشية. لذا، يتلخص إطار السياسة النقدية في مصر في التركيز على السيطرة على معدل التضخم والذي له آثاره على نظام معدل الصرف. ومن هنا يمكن القول بأن تنافسية معدل الصرف مقابل استقرار الأسعار المحلية يحظى بتركيز خاص على صياغة السياسة النقدية في مصر. وتتطلب عملية تصميم سياسة نقدية جيدة أن يأخذ البنك المركزي المصري في حسبانه أثر عرض النقود وتدفقات رأس المال الدولي على معدل الصرف الأجنبي. هذا بالإضافة إلى المتغيرات الاقتصادية الأخرى المؤثرة على معدل الصرف الأجنبي وهو ما سيتم بحثه هذه الدراسة.

٢- مشكلة البحث:

حظي موضوع معدل الصرف الأجنبي وتحرير سوق الصرف الأجنبي في مصر في الآونة الأخيرة باهتمام كثيف، وأثيرت التساؤلات حول العناصر أو المحددات التي يمكن أن تؤثر على معدل الصرف الحقيقي في الاقتصاد المصري. حيث شهدت سياسة الصرف الأجنبي في مصر عدة إصلاحات، بدأ أهمها مع بداية تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي الذي تبنته مصر في عام ١٩٩١. ولما كانت سياسة الصرف الأجنبي أهم مكونات السياسات النقدية التي يطبقها البنك المركزي المصري لتحقيق الأهداف الاقتصادية للدولة المتمثلة في تحقيق الاستقرار الاقتصادي ونمو الإنتاج وتوازن ميزان المدفوعات، تصبح قضية التعرف على محددات معدل الصرف الحقيقي ذات أهمية بالغة في تحقيق هذه الأهداف. ومن هذا المنطلق تتمثل مشكلة البحث في التساؤل التالي: **ما هي محددات معدل الصرف الحقيقي في مصر؟**

٣- هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى التعرف على محددات معدل الصرف الأجنبي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993).

ويسعي البحث إلى التوصل إلى نتائج تمكن صانعى السياسة الاقتصادية من تصميم خطة ناجحة لإدارة معدل الصرف الأجنبي وتحقيق استقرار سوق الصرف الأجنبي، وتحقيق أهداف السياسة النقدية بالشكل الذي لا يعوق النمو الاقتصادي وتحقيق الاستدامة.

٤- فرضية البحث:

يمكن تقسيم فرضيات البحث إلى الفرضيات الأساسية التالية:

الفرضية الأولى: توجد علاقة طردية بين عرض النقود ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

الفرضية الثانية: توجد علاقة طردية بين معدل التضخم ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

الفرضية الثالثة: توجد علاقة عكسية بين الاحتياطيات الدولية ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

الفرضية الرابعة: توجد علاقة عكسية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

الفرضية الخامسة: توجد علاقة عكسية بين تحويلات العاملين بالخارج ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

الفرضية السادسة: توجد علاقة طردية عكسية بين معدل الفائدة على الإقراض ومعدل الصرف الحقيقي في مصر.

٥- خطة البحث:

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة، مشكلة وهدف وفرضيات وخطة البحث، ويلي ذلك الأدب الاقتصادي الذي يتناول الإطار النظري والتطبيقي لمعدل الصرف الأجنبي. كما يتناول البحث تطور الاقتصاد المصري في الفترة الأخيرة وسلوك معدل الصرف الأجنبي الاسمي والحقيقي، ثم منهجية الدراسة ونموذج التقدير فضلاً عن

المتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها ثم تقدير النموذج، وأخيراً الخلاصة والنتائج.

٦- الأدب الاقتصادي

حظي موضوع معدل الصرف ونظم الصرف الأجنبي باهتمام كبير في إطار الأدب الاقتصادي، حيث تعددت النظريات المفسرة لمعدل الصرف.

قدم كاسل (Cassel, 1916) نظرية تعادل القوة الشرائية والتي تقوم على فكرة أن سعر التعادل بين عملتين تتحدد بناء على القوة الشرائية لعملة كل دولة في السوق المحلي مع قوتها الشرائية في سوق دولة أجنبية. وذلك بعد تحويلها لعملة الدولة الأجنبية وفقاً لمعدل الصرف الذي يحقق هذا التعادل. وذهب كاسل أن التدهور في معدل صرف عملة ما يرجع إلى تدهور القوة الشرائية الناتجة عن التضخم.

كما قدم كل من باول ساموبلسون (Samuelson, 1964) وبيلا بالاسا (Balassa, 1964) نظرية فروق الإنتاجية، حيث يروا أن انتاجية العمال في الدول الفقيرة في السلع القابلة للاتجار (للتبادل) أقل من إنتاجية العمال في هذه السلع في الدول الغنية. في حين يعد الاختلاف في الإنتاجية في السلع غير القابلة للاتجار غير مهم أو يتم إهماله، وهذا سبب انخفاض الأسعار النسبية في السلع غير القابلة للاتجار بين الدولتين. فاذا افترضنا تعادل أسعار السلع القابلة للاتجار بين الدول الغنية والفقيرة، فان انخفاض الإنتاجية في الدول الفقيرة يفرض أجور ضعيفة وبالتالي أسعار منخفضة للسلع غير القابلة للاتجار. وفي الدول الغنية يكون الإنتاجية مرتفعة في السلع غير القابلة للاتجار، وبما أنها لا تتعادل بواسطة التجارة الدولية تظل الأسعار النسبية مرتفعة. لان الرقم القياسي للأسعار يشمل كل من السلع القابلة للاتجار وغير القابلة للاتجار، تصبح الأسعار النسبية مرتفعة في الدول الغنية عن الدول الفقيرة. وهذا ينعكس على سعر الصرف الحقيقي بين الدولتين (Asea and Corden, 1964).

أما نظرية ميزان المدفوعات أو نظرية الأرصدة فتذهب إلى أن قيمة العملة تتحدد وفقاً لرصيد ميزان المدفوعات سواء فائض أو عجز. ففي حالة الفائض ينخفض الطلب

على العملة الأجنبية ومع بقاء العوامل الأخرى على حالها، يؤدي إلى زيادة قيمة العملة الوطنية في سوق الصرف الأجنبي. في حين في حالة العجز يزداد الطلب على العملة الأجنبية ومع بقاء العوامل الأخرى على حالها تنخفض قيمة العملة الوطنية (Johnson, 1977).

كما تذهب نظرية فروق معدلات الفائدة إلى أن الفروق في معدلات الفائدة يتم تعويضها بالفروق في معدلات الصرف في أسواق الصرف الأجنبي الفورية والآجلة، وبالتالي لا يمكن للمستثمرين الحصول على عوائد مرتفعة في الخارج (Frankel, 1976).

وفي إطار نظرية كمية النقود يؤدي ارتفاع عرض النقود إلى ارتفاع أسعار السلع والخدمات المحلية وبالتالي ارتفاع أسعار الصادرات وانخفاض قدرتها على المنافسة، وزيادة الطلب على الواردات وبالتالي زيادة الطلب على العملة الأجنبية، الأمر الذي يقود إلى تدهور قيمة العملة المحلية. ويحدث العكس عند انخفاض عرض النقود (Frankel, 1976).

أما نظرية ماندل–فليمنج فتركز على أثر توازن ميزان المدفوعات على معدل الصرف ودورهما في تحقيق الاستقرار الاقتصادي في الاقتصاد المفتوح. حيث يؤدي انخفاض قيمة العملة الوطنية إلى زيادة صافي الصادرات في الاجل القصير، كما يتأثر تدفق رؤوس الأموال بالفرق بين معدلات الفائدة المحلية والأجنبية (Fleming, 1962).

وفي إطار الدراسات التطبيقية، ركز كتاب اقتصاديين ومؤسسات عدة على تحليل الموضوع من وجهة نظر الدول المتقدمة والنامية على حد سواء. وفي بعض الحالات تعالت الأصوات التي تنادي بأن المهم هو استقرار معدل الصرف للدولة، وان حالة عدم الاستقرار هي التي تعوق النمو الاقتصادي والتنمية، وتسبب الأزمات المالية (عبد العال، ٢٠٠٣). كما ركز عدد كبير من الدراسات على محددات معدل الصرف الأجنبي. وسوف نعرض فيما يلي أهم هذه الدراسات.

قام هيلر (Heller, 1978) بتحليل الخصائص الاقتصادية التي تؤثر على نظام سعر الصرف. وتناول البحث عدة عوامل مثل الحجم الكبير، قطاع التجارة الخارجية الصغير

نسبيًا، درجة التكامل المالي الدولي المرتفع، ومعدل التضخم الذي يختلف عن المتوسط العالمي، ونمط تجارة خارجية جيد التنوع.

كما حدد موديست (Modeste, 1994) محددات سعر الصرف الحقيقي التي تتأثر بسياسة معدل الصرف أو سياسة الدخل أو مزيج من كلا السياستين. واختبر فاروكي (Faruqee, 1995) أثر صافي الأصول الأجنبية كمحدد طويل الأجل، وعدد من العوامل الأخرى التي تؤثر على التدفقات التجارية، على معدل الصرف باستخدام بيانات ما بعد الحرب العالمية الثانية للولايات المتحدة واليابان.

قام آرون وآخرون (Aron et al., 1997) بدراسة محددات معدل الصرف الحقيقي في جنوب أفريقيا في الأجلين القصير والطويل باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة ١٩٧٠-١٩٩٥، وتوصلوا إلى وجود علاقة عكسية بين قيمة معدل الصرف الحقيقي وكل من شروط التجارة، والتعريفات الجمركية، وتدفقات رأس المال، وإجمالي احتياطيات البنوك، والإنفاق الحكومي.

كما حلل دراين ورولت (Drine and Rault, 2001) العوامل التي تؤثر على سعر الصرف الحقيقي في دول منطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا من خلال تطبيق اختبارات جذر لوحدة بيانات سلاسل زمنية مقطعية، واستخدام آلية التكامل المشترك للبيانات المقطعية. وتوصلت الدراسة إلى أن نصيب الفرد من الناتج والاستهلاك الحكومي وفروق معدل الفائدة الحقيقية والانفتاح التجاري لها تأثير معنوي على سعر الصرف الحقيقي.

قام مكيندا (Mkenda, 2001) بتحليل المحددات الرئيسية لمعدل الصرف الحقيقي في زامبيا بتقدير درجة الاختلال في معدل الصرف الحقيقي. وقام بتطبيق اختبار يوهانسن للتكامل المشترك على بيانات السلاسل الزمنية خلال الفترة من ١٩٧١-١٩٩٣. وكشفت الدراسة أن شروط التجارة والاستهلاك الحكومي تؤدي إلى تخفيض قيمة معدل الصرف الحقيقي بينما يؤدي نصيب الاستثمار ونمو الناتج المحلي

الإجمالي الحقيقي واحتياطيات البنك المركزي والضرائب التجارية إلى تعزيز قيمة معدل الصرف الحقيقي.

قام زالدويندو (Zalduendo, 2006) بفك الارتباط بين تأثيرات أسعار النفط والعوامل الأخرى الكامنة وراء توازن معدل الصرف الحقيقي في فنزويلا، واختبر دور ضوابط الصرف الأجنبي في دعم سعر الصرف الرسمي. وأشار في تحليله إلى أن كل من سعر نفط برنت البريطاني؛ والفروق في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي المعدل على أساس تعادل القوة الشرائية PPP، والفوارق في معدلات الفائدة الحقيقية تقوي من معدل الصرف الحقيقي. في حين يؤدي زيادة الإنفاق الحكومي إلى تدهور معدل الصرف الحقيقي.

كما قدر حيدر ومحبوب (Hyder and Mahboob, 2006) معادلة التوازن لمعدل الصرف الحقيقي الفعال، بقياس درجة اختلال معدل الصرف وقدموا توصيات لصانعي السياسات في كيفية تنفيذ سياسة معدل الصرف. وأوضحوا باستخدام البيانات السنوية للفترة ١٩٧٨ – ٢٠٠٥ أن شروط التجارة والاستثمار الحقيقي وتحويلات العاملين وفروق إنتاجية عوامل الإنتاج من الأسباب الرئيسية لانخفاض قيمة الروبية الباكستانية. في حين تؤدي زيادة درجة الانفتاح التجاري والإنفاق الحكومي ونسبة رأس المال إلى الناتج المحلي الإجمالي إلى دعم قيمة الروبية الباكستانية.

قام فرانكل (Frankel, 2007) بدراسة محددات معدل الصرف الحقيقي للراند الجنوب أفريقي بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية واستخدم بيانات ربع سنوية خلال الفترة ١٩٨١–٢٠٠٦. وخلص إلى أن مؤشر الأسعار الحقيقية المرجحة بأسعار المعادن والصناعة الاستخراجية وفروق أسعار الفائدة الحقيقية يقويان معدل الصرف الحقيقي.

قدم زكريا وآخرون (Zakaria et al., 2007) تقديرات لنموذج تحديد معدلات الصرف الاسمية الثنائية للروبية الباكستانية مقابل عملة اثني عشر من الشركاء التجاريين الرئيسيين لباكستان خلال الفترة باستخدام بيانات سلاسل زمنية للفترة ١٩٨٣–٢٠٠٤.

وتوصلوا إلى أن شروط التجارة والتقدم التكنولوجي وصافي تدفقات رأس المال واحتياطيات النقد الأجنبي هي من أسباب تدهور معدل الصرف الاسمي الثنائي للروبية الباكستانية مع تلك العملات. على الجانب الآخر، تزداد قيمة الروبية الباكستانية بزيادة السعر النسبي للسلع الأجنبية القابلة للتبادل التجاري والقيود التجارية وزيادة الائتمان المحلي.

قام كانديلون وآخرون (Candelon et al., 2007) بتقدير التوازن الثنائي لمعدلات الصرف الحقيقية في الدول الأوروبية. وكشفوا بشكل كبير الارتباط المعنوي بين كل من مستويات الإنتاجية، والانفتاح التجاري، ومعدل التضخم مع معدل الصرف الحقيقي.

واختبر كاريرا وريستوت (Carrera and Restout, 2008) سلوك معدلات الصرف الحقيقية في دول أمريكا اللاتينية خلال الفترة الزمنية ١٩٧٠-٢٠٠٦ باستخدام بيانات مقطعية زمنية. وتوصلوا أن سعر الصرف يتأثر بعوامل مختلفة على المدى الطويل مثل الإنفاق الحكومي، وشروط التبادل التجاري، ودرجة الانفتاح التجاري، وتدفقات رأس المال الأجنبي.

قام جوكلو (Guclu, 2008) بدراسة محددات أنظمة الصرف خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٦. وأثبتوا أن انخفاض قيمة معدل الصرف يرجع إلى الناتج المحلي الإجمالي، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والانفتاح التجاري، ونسبة رأس المال إلى الناتج المحلي الإجمالي، وشروط التجارة وقيود رأس المال. وأن معدل التضخم والتجارة الاقليمية ونمو النقود قد يعززان أو يخفضان معدل الصرف. على الجانب الآخر، قد تتسبب احتياطيات البنوك في انخفاض معدل الصرف.

يصف (Samara, 2009) العوامل التي تحدد توازن معدل الصرف الحقيقي وتقلباته. خلال الفترة ١٩٨٠-٢٠٠٩. خلصت الدراسة إلى أن فروق الإنتاجية والانفتاح التجاري وإجمالي التكوين الرأسمالي عوامل تخفض من قيمة معدل الصرف الحقيقي، في حين يعزز الإنفاق الحكومي من قيمة معدل الصرف في الاقتصاد السوري.

درس رحمان وآخرون (Rehman et al., 2010) تأثير تدفقات الصرف الأجنبي الداخلة على توازن معدل الصرف الحقيقي لباكستان خلال الفترة ١٩٩٣– ٢٠٠٩ من خلال المنهج السلوكي لسعر الصرف الحقيقي التوازني. وتوصلت الدراسة إلى أن الإنتاجية، والاستثمار الأجنبي المباشر، وتحويلات العاملين تزيد من معدل الصرف الحقيقي بينما يؤدي زيادة الانفتاح التجاري إلى تخفيض معدل الصرف الحقيقي في باكستان.

قام فيدا وآخرون (Fida et al., 2012) بتقدير معدل الصرف الحقيقي التوازني في الأجل الطويل في الاقتصاد الباكستاني خلال الفترة ١٩٨٣–٢٠١٠. وتوصلوا إلى أن شروط التجارة والإنفاق الحكومي والإنتاجية تعزز من قيمة الروبية الباكستانية في الأجل الطويل.

درس سعيد وآخرون (Saeed et al., 2012) محددات معدل صرف الروبية الباكستانية بالاعتماد على المنهج النقدي، ووجدوا أن عرض النقود والاحتياطيات الدولية والدين العام تخفض معدل الصرف.

درس (Ajao and Igbekoyi, 2013) محددات تقلبات معدل الصرف الحقيقي خلال الفترة ١٩٨١–٢٠٠٨. خلصت الدراسة إلى أن الانفتاح والإنفاق الحكومي ومعدل الفائدة ومعدل الصرف المبطأ من المحددات الرئيسية لمعدل الصرف الحقيقي.

تحدد إنساه وتشياره (Insah and Chiaraah, 2013) مصادر تقلب سعر الصرف في غانا باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag) (ARDL) خلال الفترة ١٩٨٠–٢٠١٢. وتوصلت الدراسة إلى أن الإنفاق الحكومي والدين المحلي والخارجي هي المحددات الرئيسية لتقلب سعر الصرف الحقيقي.

طور كيا (Kia, 2013) نموذجًا نقديًا لمعدل الصرف الحقيقي في كندا باستخدام بيانات ربع سنوية خلال الفترة١٩٧٢–٢٠١٠. ووجد أن عرض النقود الحقيقي على المدى الطويل، سعر الفائدة المحلي والأجنبي، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي،

الإنفاق الحكومي الحقيقي، نسبة عجز الموازنة إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الدين المحلي والأجنبي المستحق إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومعدل التضخم جميعها عوامل تؤثر في معدل الصرف الحقيقي.

وعلى ضوء الافتراضات النظرية والدراسات التطبيقية السابقة، سوف يتم في الدراسة الحالية التعرف على محددات سعر الصرف الحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩.

٧- التطور الاقتصادي في مصر وسلوك معدل الصرف الأجنبي

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام 2019 حوالي 3010 دولار (بالأسعار الثابتة لعام 2010)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام 2019 حوالي ١٠٠.٣ مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر متوسط معدل نمو بلغ نحو ٤.٤٨٪ خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩ (بالأسعار الثابتة لعام 2010)، كما بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في عام ٢٠١٩ حوالي ٩.٠١ مليار دولار والذي مثل حوالي ٢.٩٧٪ من الناتج المحلي الإجمالي (World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/).

وحتى تصل مصر لهذه النتائج، اتخذت عدة خطوات في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي الذي تبنته منذ عام ١٩٩١. فعلى الرغم من تطبيق سياسة الانفتاح الاقتصادي عام ١٩٧٤ إلا أن إدارة الاقتصاد المصري ظلت تعتمد على أسلوب التوجيه المركزي وضعف الاعتماد على قوى السوق ومؤشراته في تسيير الاقتصاد القومي، والاستناد إلى ملكية الدولة لمعظم وسائل وأدوات الإنتاج في مختلف الأنشطة الاقتصادية، وجمود أسواق النقد والمال وأسواق الائتمان والبعد عن التخصيص الكفء للموارد الاقتصادية نتيجة لعدم الاعتماد على قوى السوق والمؤشرات السعرية، هذا فضلاً عن مزاحمة الحكومة للقطاع الخاص في التمويل واستمر ذلك حتى نهاية عقد الثمانينات.

وفي نهاية عقد الثمانينيات أجمع الاقتصاديون في مصر على معاناة الاقتصاد من اختلالات هيكلية متعددة داخلياً وخارجياً. وتجلت الاختلالات الهيكلية الداخلية في زيادة الطلب المحلي عن القدرات الانتاجية المحلية، والذي انعكس بدوره على القطاع الخارجي في صورة اختلال في ميزان العمليات الجارية وميزان المدفوعات. كما انعكست الاختلالات المحلية على معدل التضخم السنوي الذي تغذيه مختلف مصادر التمويل بالعجز وهي مصادر غير حقيقية، ومن هذا المنطلق نادي الاقتصاديون بضرورة اللجوء إلى قوى السوق في مختلف الأسواق المالية بما فيها سوق الصرف الأجنبي الذي عانى من اختلالات عميقة ومستمرة على الرغم من محاولات الإصلاح الجزئية التي تم تطبيقها.

واعتمدت فلسفة الإصلاح الاقتصادي على ضرورة احتواء الطلب المحلي بناء على قوى السوق، وتقليل درجة التدخل الحكومي في النشاط الاقتصادي من خلال تطبيق برنامج مركز لخصخصة الملكية العامة لأدوات الإنتاج، وتطوير أسلوب إدارة المالية العامة للدولة وآليات تمويل عجز الموازنة العامة للدولة.

وفي سبيل تحقيق هذا الهدف أصبح من الضروري أن تقوم الدولة بتحرير أسواق المال وأسواق السلع من التشوهات، فتم تحرير أسواق النقد والصرف الأجنبي، وتحرير أسعار السلع والخدمات، وفتح المجال أمام مشاركة القطاع الخاص في مختلف أوجه النشاط الاقتصادي. وسوف نتعرض فيما يلي بإيجاز للإصلاحات الجوهرية التي أدخلت على سوق الصرف الأجنبي.

في مايو عام ١٩٩١ عزمت الحكومة المصرية على توقيع اتفاق رسمي مع صندوق النقد الدولي يقضي بإدخال تعديلات جوهرية على نظام معدل الصرف الأجنبي، بحيث يتحدد معدل الصرف في إطار السوق الحر وفقاً لنظام التعويم المدار، بربط الجنيه المصري بالدولار الأمريكي مع تحديد سعر الجنيه مقابل العملات الأخرى وفقاً لسعره أمام الدولار وسعر تلك العملات أمام الدولار في السوق الدولي، على أن يقتصر تدخل السلطات النقدية في سوق الصرف الأجنبي وفقاً لمجموعة من المؤشرات الاقتصادية

كالتغير في رصيد ميزان المدفوعات واحتياطيات الصرف الأجنبي، ووفقاً لظروف العرض والطلب (مرسي، ٢٠١٧).

مع تعرض الاقتصاد المصري لعدة صدمات في أواخر عام ١٩٩٧ مثل حادث الأقصر الإرهابي وكذلك صدمات خارجية كانخفاض أسعار البترول عالمياً حتى وصلت إلى ١٠ دولارات، هذا فضلاً عن حدوث الأزمة المالية الآسيوية، اضطر البنك المركزي المصري للتدخل بيعاً وشراءً للدولار الأمر الذي استنزف احتياطيات النقد الأجنبي حتى وصلت إلى حوالي ١٣ مليار دولار في عام ٢٠٠٠. وخلال الفترة ٢٠٠١-٢٠٠٣ حدد البنك المركزي المصري عدة مرات أسعار صرف للجنيه مقابل الدولار وهامش تحرك صعوداً وهبوطا إلى أن وقعت أحداث الحادي عشر من سبتمبر عام ٢٠٠١. حيث انخفضت إيرادات الدولة من الصرف الأجنبي لتدهور قطاع السياحة وارتفاع تكاليف الاستيراد والوفاء بالتزامات مصر تجاه نادي باريس حيث أدت كل تلك الضغوط إلى عودة السوق الموازية مرة أخرى (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متفرقة).

دفعت تلك الضغوط البنك المركزي المصري إلى إلغاء العمل بالسعر المركزي للدولار وجعل البنوك حرة في تحديد معدل صرف الدولار بيعاً وشراءً حيث وصل معدل صرف الجنيه مقابل الدولار ٦.١٥٣ جنيه في أواخر عام ٢٠٠٣. وفي نهاية عام ٢٠٠٤ سمح البنك المركزي المصري للبنوك ببيع وشراء الدولار فيما بينها في إطار آلية الانتربنك للدولار، وفي ٢٠٠٥ زاد من مرونة تعامل شركات الصرافة في سوق الصرف الأجنبي. وقد دفعت كل هذه الإجراءات إلى انخفاض معدل صرف الجنيه مقابل الدولار إلى أن حدثت الأزمة المالية العالمية عام ٢٠٠٨ والتي انعكست آثارها أيضاً على سوق الصرف الأجنبي في مصر (البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة).

استمر البنك المركزي المصري في السيطرة على سوق الصرف الأجنبي ومعدل التضخم حتى وقعت ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١. فتراجعت احتياطيات الصرف الأجنبي

بشكل كبير وانخفضت قيمة الجنيه المصري أمام الدولار حيث انخفض حجم الاحتياطيات الدولية من ٣٧.٠٣ مليار دولار إلى ١٨.٦٤ مليار دولار، بمعدل انخفاض بلغ نحو ٤٩.٦٦٪ في عام واحد. واستمر في اتجاهه النزولي نتيجة الظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج والصادرات السلعية حتى بلغ أدنى مستوى له في عام ٢٠١٤ حيث بلغ ١٤.٩٣ مليار دولار بمتوسط معدل نمو سالب خلال الفترة ٢٠١١-٢٠١٤ بلغ نحو ٧.١٣٪، وصاحب ذلك انخفاض قيمة الجنيه أمام الدولار ووضح حدود لسحب وايداع العملات الأجنبية في فبراير عام ٢٠١٥. إلا أنه تم إلغاؤها فيما بعد وفي مارس ٢٠١٦ خفض البنك المركزي قيمة الجنيه في العطاءات التي يقدمها للبنوك حيث بلغ المتوسط المرجح لها ٨.٨٥ جنيه للدولار (البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متفرقة).

في ٣ نوفمبر ٢٠١٦ أعلن البنك المركزي تعويم الجنيه المصري وانهاء السوق الموازية للصرف الأجنبي. وفى عام ٢٠١٩ استقر معدل صرف الجنيه إلى حوالي ١٧.٧٠ جنيه للدولار. وبذلك يمكن القول أنه خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩ تجسد نظام الصرف الأجنبي في مصر في نظام التعويم المدار والتعويم الكامل للجنيه (البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية، أعداد متفرقة).

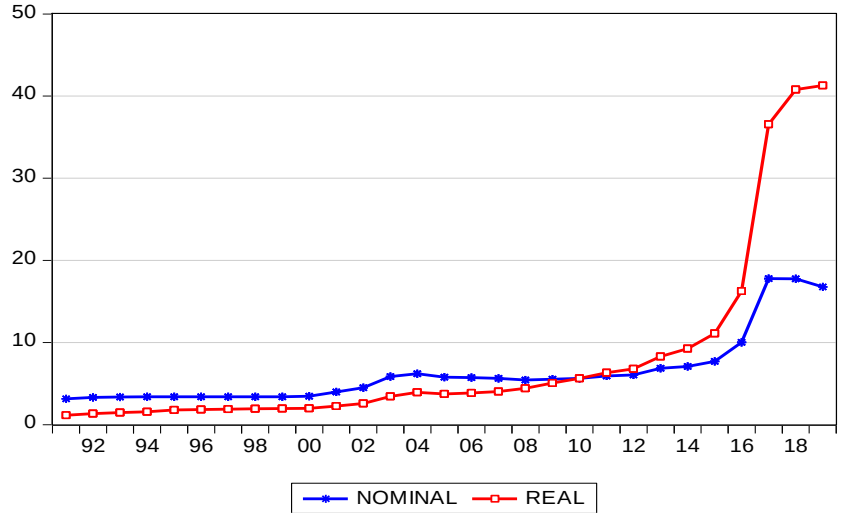
ويقاس معدل الصرف الحقيقي للجنيه مقابل الدولار، باستخدام المعادلة التالية:

معدل الصرف الحقيقي في مصر = (معدل الصرف الاسمي في مصر X معدل التضخم في مصر) / معدل التضخم في الولايات المتحدة الأمريكية

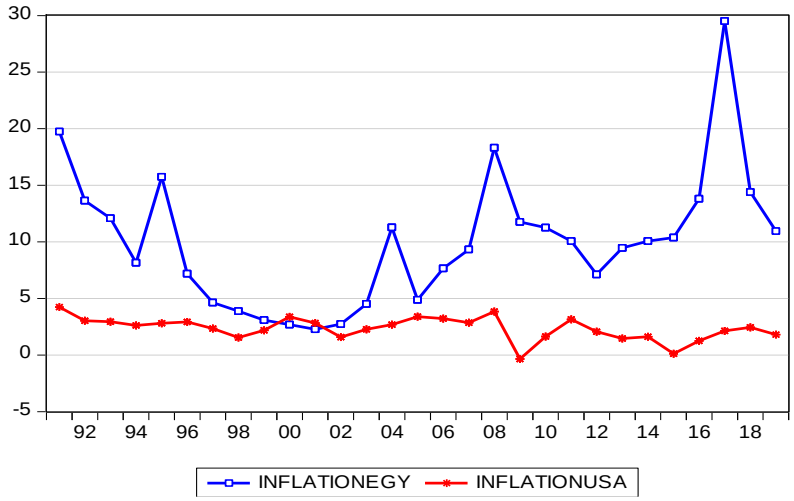
وفي هذا الصدد، يوضح الجدول رقم (م-١) بالملحق والشكل رقم (١) تطور معدل الصرف الاسمي والحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١- ٢٠١٩. ويلاحظ أن معدل الصرف الاسمي والحقيقي كانا متقاربين إلى حد كبير حتى عام ٢٠١١، والتي شهدت ثورة ٢٥ يناير، حيث بدأ كل من معدل الصرف الاسمي والحقيقي في الارتفاع، ويرجع هذا إلى حد بعيد للظروف السياسية غير المستقرة التي مرت بها البلاد وفقدان موارد

النقد الأجنبي من المصادر التقليدية كالسياحة وتحويلات العاملين من الخارج وانخفاض تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر. ومع تعويم الجنيه المصري بشكل كامل في ٣ نوفمبر ٢٠١٦، شهد معدل الصرف الاسمي في مصر ارتفاعا كبيراً وصل ذروته في عام ٢٠١٧ إلى ١٧.٧٨ جنيه للدولار، إلا أنه انخفض بعد ذلك إلى في عام ٢٠١٩ ليستقر عند حوالي ١٦.٧٧ جنيه لكل دولار. وقد صحب ذلك ارتفاع أكبر بكثير في معدل الصرف الحقيقي والذي وصل في عام ٢٠١٩ إلى حوالي ٤٠.٢٩ جنيه لكل دولار، وذلك لارتفاع معدل التضخم في مصر خلال هذه الفترة بشكل غير مسبوق كما هو موضح في الشكل رقم (٢) والذي يبين معدل التضخم في كل من مصر والولايات المتحدة الأمريكية. ويظهر الشكل أن معدل التضخم في مصر وصل ذروته في عام ٢٠١٧ بحوالي ٢٩.٥١٪ إلا أنه أخذ في الانخفاض حتى استقر عند ١٠.٩٥٪ في عام ٢٠١٩، هذا في الوقت الذي ظل فيه معدل التضخم في الولايات المتحدة الأمريكية عند مستوياته المنخفضة.

الشكل رقم (١) معدل الصرف الاسمي والحقيقي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



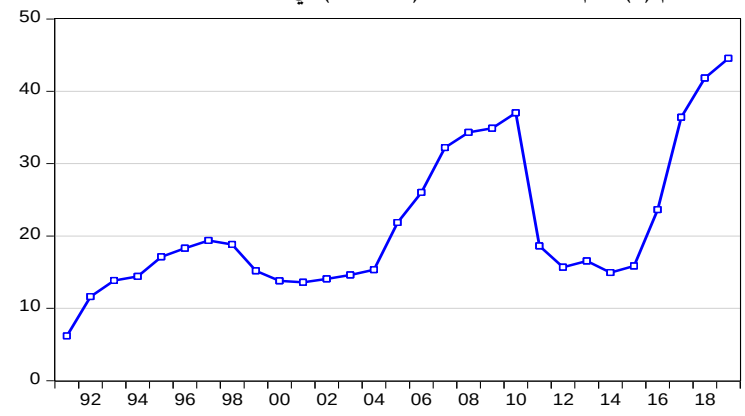
الشكل رقم (٢) معدل التضخم في مصر والولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/.

كما يوضح الشكل رقم (٣) تطور احتياطيات النقد الأجنبي خلال نفس الفترة، ويتبين من الشكل أن احتياطيات النقد الأجنبي انخفضت بشكل كبير إثر ثورة ٢٥ يناير واستقرت عند مستواها المنخفض حتى عام ٢٠١٦ وبعد تعويم الجنيه المصري في ٣ نوفمبر ٢٠١٦ أخذت في الارتفاع بشكل كبير حتى وصلت إلى ٤٤.٥٧ مليار دولار في عام ٢٠١٩. وقد يكون هذا التراكم في احتياطيات النقد الأجنبي هو أحد الأسباب في جعل معدل الصرف الاسمي يأخذ في الانخفاض ثم الاستقرار في عام ٢٠١٩.

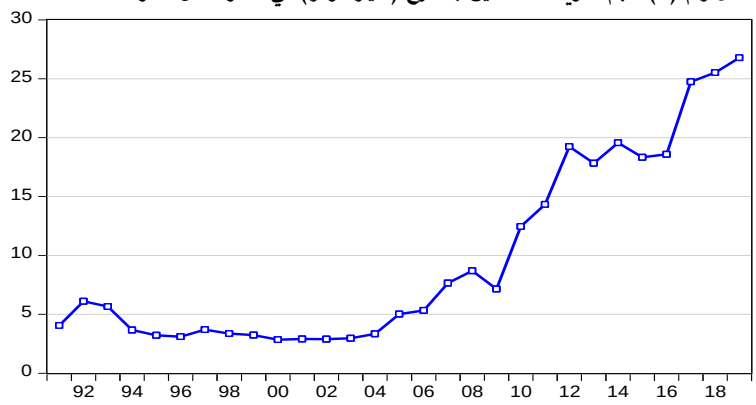
الشكل رقم (٣) حجم الاحتياطيات الدولية (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/.

يوضح الشكل رقم (٤) تطور تحويلات العاملين بالخارج خلال نفس الفترة، ويتبين من الشكل أن احتياطيات النقد الأجنبي تأثرت أيضاً بأحداث ثورة ٢٥ يناير إلا أنها عاودت الارتفاع مرة أخرى مع تعويم معدل الصرف في عام ٢٠١٦ حتى وصلت في عام ٢٠١٩ إلى ٢٦.٧٨ مليار دولار. ولعل هذا أيضاً قد يكون أحد الأسباب الرئيسية التي ساعدت في انخفاض معدل الصرف الاسمي في عام ٢٠١٩ إلى ١٦.٧٧ جنيه للدولار.

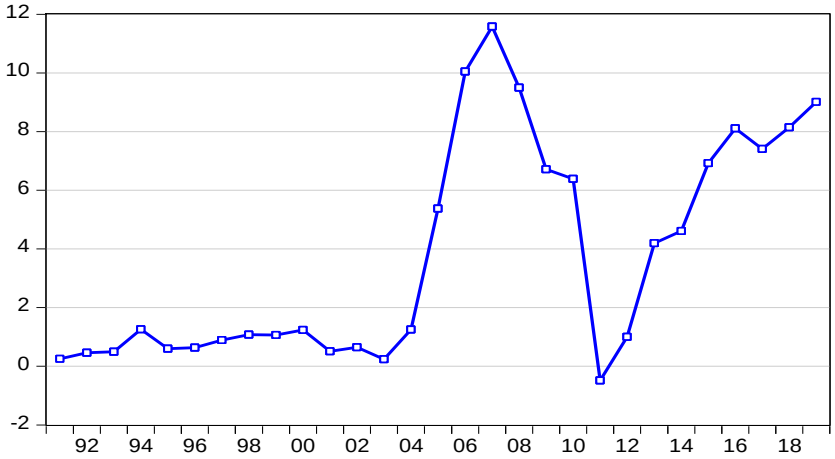
الشكل رقم (٤) حجم تحويلات العاملين بالخارج (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/.

كما يوضح الشكل رقم (٥) تطور الاستثمار الأجنبي المباشر خلال نفس الفترة، ويتبين من الشكل أن تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر انخفضت بشكل حاد إثر حدوث الأزمة المالية العالمية في عام ٢٠٠٨ واستمرت في الانخفاض حتى حدوث ثورة ٢٥ يناير ٢٠١١ حيث أدت الي هروب رأس المال الأجنبي المباشر الذي أصبح سلبياً. إلا أنها عاودت الارتفاع مرة أخرى منذ عام 2013 حتى وصلت في عام ٢٠١٩ إلى 9 مليار دولار. ولعل هذا أيضاً قد يكون أحد الأسباب الرئيسية التي ساعدت في انخفاض معدل الصرف الاسمي في عام ٢٠١٩ إلى ١٦.٧٧ جنيه للدولار. وذلك على الرغم من المستويات المنخفضة نسبياً عما تمتلكه مصر من مقومات الجذب الاستثماري والإصلاحات الاقتصادية الكبيرة التي تم تنفيذها.

الشكل رقم (٥) حجم الاستثمار الأجنبي المباشر (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/.

وسوف يتم في الجزء التالي تناول الأدب الاقتصادي النظري والتطبيقي فيما يخص معدل الصرف الأجنبي وسوق الصرف الأجنبي.

٧- منهجية ونموذج الدراسة:

تبحث هذه الدراسة محددات معدل الصرف الأجنبي في مصر خلال الفترة 1991-2019 باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) لستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993) . لذا، يعد البحث الحالي على قدر كبير من الأهمية كأحد الحالات الدراسية لأنه يضيف إلى مجال المعرفة مدى صحة نظريات معدل الصرف الأجنبي في حالة دولة نامية مثل مصر.

ويرجع اختيار هذه الفترة للأسباب التالية، أولهما يمثل عام ١٩٩١ بداية فترة تحرير معدل الصرف. وثانيهما توفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة. وثالثهما هو جودة السلاسل الزمنية وصلاحيتها للقياس وذلك باستيفائها شروط متطلبات النماذج التي سوف يتم تطبيقها. ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعوا

السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه سياسة معدل الصرف الأجنبي بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

١/٧ منهجية الدراسة

في الخطوة الأولى نستخدم اختبار جذر الوحدة Unit Roots Test لمعرفة مدى سكون وتكامل السلاسل الزمنية المستخدمة في القياس وتجنب النتائج الزائفة نتيجة لعدم سكونها وتكاملها، وذلك بتطبيق اختبار جذر الوحدة لديكي- فوللر المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF) لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة).

وفي الخطوة الثانية سوف يتم اختبار مدى سكون سلسلة بواقي الانحدار الناتج عن تقدير النموذج بالمتغيرات غير الساكنة والتي توضح العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرات. وإذا ما ثبت سكون بواقي الانحدار يتم وضع النموذج في إطار نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لطريقة انجل جرانجر ذات الخطوتين، وذلك للحصول على العلاقة التوازنية قصيرة الأجل.

كما سيتم إجراء اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسون_جوسيليوس Johansen-Juselius وذلك في حالة ثبوت سكون السلاسل الزمنية وبنفس الرتبة، للتأكد من مدى وجود متجهات تكامل مشترك بين المتغيرات.

١/١/٧ اختبار جذر الوحدة Unit Root Test:

يعد اختبار جذر الوحدة من الأساليب الحديثة لاختبار مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية، وتعتمد فكرته على المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t$$

وتمثل Y_t المتغير في الفترة (t) ، و ξ_t حد الازعاج أو الاضطراب ذو وسط حسابي يساوي صفر ($\mu=0$) وتباين ثابت ($\sigma^2=1$) وتغاير يساوي صفر $cov(\xi_t)=0$ وعندما تكون ($\rho=1$) مقبولة إحصائياً فإن ذلك يثبت أن السلسلة الزمنية غير ساكنة وأن البيانات تعاني من جذر الوحدة.

ويجب معالجة كل سلسلة زمنية غير ساكنة بأخذ الفروق، حيث يتم معالجة Y_t إذا كانت غير ساكنة بأخذ الفروق للدرجة (d , ... ,1,2,3) لجعلها ساكنة، وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة d ، ويرمز لها $Y_t \approx I(d)$. ويعد اختبار ديكي–فوللر المطور من أهم الطرق المستخدمة لاختبار البيانات التي تعاني من جذر الوحدة، ويعتمد هذا الاختبار على الآتي:

النموذج الأول: بدون مقطع بدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثاني: وجود مقطع وبدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثالث: وجود مقطع ووجود اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

حيث يمثل α المقطع وT الاتجاه الزمني ويتم حسابه كالتالي:

$$T = \left(t - 1 - \frac{1}{2} N \right) \quad , (t=2,3, \ldots\ldots\ldots N)$$

وتمثل K_{max} فترة التباطؤ الأعظم، ويتم تحديدها بناء على الصيغة التالية:

$$K_{\max} = \text{int}\{12(N/100)^{1/4}\} \quad , \quad \text{int=integr}$$

N حجم العينة

٣- يتم تحديد مستوى المعنوية للمقطع α في ظل الفرضين التاليين:

- الفرض الصفري

H_0: $\rho = 1$

- الفرض البديل

H_1: $\rho < 1$

فإذا كانت ρ تساوي واحد نقبل الفرض الصفري وفي هذه الحالة تعاني السلسلة الزمنية من جذر الوحدة أي أنها غير ساكنة، أما إذا كانت ρ أقل من الواحد الصحيح نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية خالية من جذر الوحدة وبالتالي تكون ساكنة.

$$\Delta Z_t = \chi + (\rho - 1)Z_{t-1} + \gamma T + \delta \Delta Z_{t-1} + e_{2t}$$

٢/١/٧ إختبار التكامل المشترك:

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صورة سلاسل زمنية غير ساكنة فمن الممكن أن تكون هذه العلاقة المقدرة زائفة، حتى وإن جاءت مؤشرات مثل R^2 وقيم t المحسوبة كبيرة، لأن التغير في هذه المتغيرات قد يرجع إلى متغير آخر وهو الزمن (t) والذي يؤثر فيهما جميعاً الأمر الذي يجعل العلاقة بينها متصاحبة، أي تربط بينها علاقة اقتران أو ارتباط وليس علاقة سببية. وعلى الرغم من أن أحد الحلول لعدم سكون السلسلة الزمنية هو أخذ الفرق، لكن على الجانب الآخر تقدير الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل متغير ليس بالحل المطلوب، لأنه قد يؤدي إلى فقدان خصائص الأجل الطويل. ومن هنا جاءت فكرة التكامل المشترك حيث تحمل خصائص الاجل القصير والطويل وتكون هذه النماذج ساكنة حتى وان كانت المتغيرات في الأصل غير ساكنة، وهي بداية فكرة التكامل المشترك. وبالتالي يمكن القول ان التكامل المشترك يشير الي طريقة الحصول على علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات ساكنة.

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t وX_t في أنه إذا كانت هاتين السلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة (d) أي أن:

$$X_t \sim I(d)$$
$$Y_t \sim I(d)$$

ويوجد بين هذين المتغيرين العلاقة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$$

وأن هذه العلاقة متكاملة من الرتبة (b) حيث (b<d) ، ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنيتين Y_t وX_t من الرتبة (d,b) ويتم صياغتها كالتالي:

$$X_t \,.\, Y_t \sim CI(d.b)$$

وتسمى المعادلة $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ بمعادلة انحدار التكامل المشترك، ويمكن ان تعمم الفكرة لأكثر من متغيرين وفي هذه الحالة لا يطبق شرط تساوي السلاسل الزمنية في رتبة التكامل، ولكن يشترط أن تكون رتبة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز (أقل من أو تساوي) رتبة تكامل أي من المتغيرات المستقلة.

وتوجد عدة طرق لاختبار مدى وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية، ومن أهمها طريقة جوهانسون_جوسيليوس Johansen-Juselius ، ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترحا إجراء اختبارين (Johansen, 1988,1991) و (Johansen and Juseluis, 1990) ، والتي تعتمد على اختبارات نسب الأفضلية Likelihood Ratio Tests (LR) لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم العظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix.

أ- **اختبار الأثر** Trace of the Stochastic Matrix

وفق هذا الاختبار يتم اختبار فرضية أن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد $\gamma = q$ وتحسب إحصائية نسبة الامكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية:

$$\lambda_{trace}(\gamma) = -T \sum_{i=r+1}^{\rho} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

حيث أن T حجم العينة، γ عدد متجهات التكامل المشترك.

وأن $\lambda_{r+1}, \cdots, \lambda_{\rho}$ هي أصغر قيم المتجهات الذاتية $p - \gamma$ وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر γ أي أن عدد هذه المتجهات أقل من أو يساوي γ.

ب- اختبار القيم العظمي المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix

وتحسب إحصائية هذا الاختبار وفق المعادلة التالية:

$$\lambda_{\max}(\gamma, \gamma+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{\gamma+1})$$

ويتم اختبار فرض العدم الذي يقضي بوجود γ من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرض البديل الذي ينص على وجود $\gamma+1$ فاذا زادت القيمة المحسوبة لنسبة الأفضلية LR عن القيمة الحرجة بمستوى معنوية معين، فإننا نرفض فرض العدم الذي يشير الي عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك وإذا كانت أقل فإننا لا نستطيع رفض فرض العدم بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك.

٣/١/٧ طريقة التقدير

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة.

وفي الدراسة الحالية، وفي حالة انطباق شروط التطبيق، فسوف يتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية DOLS، وتعد من أحدث الطرق والأكثر قوة بسبب أدائها في العينات صغيرة الحجم، إذ تستخدم هذه الطريقة في تقدير العلاقة التوازنية في الاجل الطويل، للنماذج الذي تشتمل على متغيرات متكاملة من نفس الرتبة أو من رتب مختلفة لكنها ما زالت متكاملة تكاملاً مشتركاً. وهي طريقة اقترحها فيليبس (Phillips, 1988) ثم تم تطويرها من قبل سايكونين (Saikkonen, 1992)، وستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993) والتي تعتمد علي فترات الازاحة Leads والفترات المبطأة Lags للمتغيرات، وتتخذ معادلة الانحدار الشكل التالي(Montalvo, 1995) :

$$Y_t = \theta' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Pi'_j \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

$$\Delta X_t = \mu_t$$

$$Z_t = (1, X_t')'$$

$$\theta = (\beta_0, \beta_1)$$

ويمكن تعريف مقدر طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية على النحو التالي:

$$\widehat{\theta}_{dols} = \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \widetilde{Z}_t \widetilde{Z}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \widetilde{Z}_t \widetilde{Y}_t \right)$$

إذن $\widetilde{Z}$ و $\widetilde{Y}_t$ يمثلان حد خطأ الانحدار Z و Y_t

$$w_t = (u_{t+k}', \cdots, u_{t-k}')$$

$$\varepsilon_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Pi_j' u_{t-j} + \nu_t$$

$$\sum_{j=-\infty}^{\infty} \| \Pi_j \| < \infty$$

وبما أن ν_t غير مرتبط مع μ_{t-1} من المعادلة السابقة يمكن استنتاج أن:

$$\varepsilon_t = \nu_t + \sum_{|j|>k} \Pi_j' u_{t-j}$$

ويعد عدم ارتباط ν_t مع كل فترات الازاحة وفترات التباطؤ لـ μ_t خاصية مهمة لإثبات أن طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية DOLS نجحت في إزالة التحيز من الدرجة الثانية لطريقة المربعات الصغرى العادية OLS.

ويعبر عن التوزيع اللوغاريتمي التقاربي لهذه الطريقة:

$$D(\widehat{\theta}_{dols} - \theta) \to \left(\int_0^1 w_{2(r)} w_{2(r)}' d_r \right)^{-1} \int_0^1 w_{2(r)} w_{1.2(r)}$$

$$w_{1.2} = w_{11} \Omega_{22}^{-1} w_{21}$$

وسوف نقوم في الجزء التالي بتوصيف نموذج الدراسة.

٢/٧ نموذج الدراسة

وفقاً للنظرية الاقتصادية وما تم عرضه من دراسات سابقة، نقدم عددًا من الفرضيات المتعلقة بالعلاقة بين معدل الصرف الأجنبي والعوامل المحتملة التي تؤثر عليه، وبالتالي سيتم بناء نموذج محددات معدل الصرف الحقيقي في مصر على النحو التالي:

E=f (M, R, F, T, I, P)

حيث يمثل E معدل الصرف الحقيقي، M نسبة عرض النقود M2 إلى الناتج المحلى الاجمالي، R نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الناتج المحلى الاجمالي، F نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلى الاجمالي، T نسبة تحويلات العاملين بالخارج إلى الناتج المحلى الاجمالي، P الرقم القياسي لأسعار المستهلكين معبراً عن معدل التضخم، وأخيراً I معدل الفائدة على الإقراض.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين معدل الصرف في مصر وعدد من المتغيرات الاقتصادية التي من المحتمل أن تؤثر قيه. وبالنظر إلى مدى الحاجة إلى مثل هذه التقديرات لغرض التخطيط والتنمية الاقتصادية الوطنية، تصبح الدقة في التقدير ذات أهمية بالغة.

وسوف يتم دراسة محددات معدل الصرف في مصر للفترة ١٩٩١-٢٠١٩ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993). وسيتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة من أجل تحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية. وسوف يتم تقدير النموذج التالي:

$$Log(E) = \beta_0 + \beta_1 Log(M) + \beta_2 Log(R) + \beta_3 Log(F) + \beta_4 Log(T) + \beta_5 Log(I) + \beta_6 Log(P) + \varepsilon$$

حيث يمثل E معدل الصرف الحقيقي، M هو نسبة عرض النقود M2 إلى الناتج المحلى الاجمالي، R هو نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الناتج المحلى الاجمالي، F هو نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلى الاجمالي، T هو نسبة

تحويلات العاملين بالخارج إلى الناتج المحلى الاجمالي، I هو معدل الفائدة على الإقراض، وأخيراً P الرقم القياسي لأسعار المستهلكين معبراً عن معدل التضخم. وجميع المتغيرات في شكل لوغاريتمي طبيعي. و" ε "هو حد الخطأ.

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة ١٩٩١ إلى ٢٠١٩ في مصر. وقد تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي (World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/)، وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م –١) في الملحق.

٨/ النتائج التطبيقية

في هذه الدراسة تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بتطبيق اختبار جذر الوحدة لديكي– فوللر المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF) لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة). وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (٣).

وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى لكافة المتغيرات وهي E معدل الصرف الحقيقي، M نسبة عرض النقود M2 إلى الناتج المحلى الاجمالي، R نسبة الاحتياطيات الدولية إلى الناتج المحلى الاجمالي، F نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر إلى الناتج المحلى الاجمالي، T نسبة تحويلات العاملين بالخارج إلى الناتج المحلى الاجمالي، I معدل الفائدة على الإقراض، وأخيراً P الرقم القياسي لأسعار المستهلكين معبراً عن معدل التضخم، إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري لجميع المتغيرات في الفروق الأولى للسلاسل الزمنية، وبهذا يمكن القول بأن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى.

جدول رقم (٣) نتائج اختبار جذر الوحدة

		ADF
Log(E)	Level	-0.255321
	First Diff.	-3.657870[b]
Log(M)	Level	-2.601825
	First Diff.	-4.071138[a]
Log(R)	Level	-0.743085
	First Diff.	-2.929931[a]
Log(F)	Level	-1.187031
	First Diff.	-8.239757[a]
Log(T)	Level	-0.133374
	First Diff.	-4.698807[a]
Log(P)	Level	0.653326
	First Diff.	-2.907573[c]
Log(I)	Level	0.288689
	First Diff.	-3.714619[a]

Notes: ADF-Dickey DA, Fuller WA., (1979) unit root test with the Ho: Variables are I (1); a, b and c indicate significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

توصلنا فيما سبق إلى أن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولي، وبالتالي فإن الخطوة التالية هي اختبار عما إذا كانت تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الاجل وذلك بإجراء اختبارات التكامل المشترك.

ويوضح جدول رقم (٤) وجدول رقم (٥) نتائج اختبارات نسب الأفضلية Likelihood Ratio Tests لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم اعظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic

Matrix، وتشير نتائج الاختبارين إلى وجود على الأقل متجه تكامل مشترك واحد بين المتغيرات ، وبالتالي تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الأجل.

جدول رقم (٤) نتائج اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix وفقا لجوهانسن

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.919565	213.0691	125.6154	0.0000
At most 1 *	0.754255	139.9803	95.75366	0.0000
At most 2 *	0.722974	99.27996	69.81889	0.0000
At most 3 *	0.590654	62.05424	47.85613	0.0014
At most 4 *	0.530440	36.15163	29.79707	0.0081
At most 5	0.380268	14.22881	15.49471	0.0769
At most 6	0.012106	0.353227	3.841466	0.5523

Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

جدول رقم (٥) نتائج اختبار القيم العظمي المميزة Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix وفقا ليوهانسن

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.919565	73.08881	46.23142	0.0000
At most 1 *	0.754255	40.70036	40.07757	0.0425
At most 2 *	0.722974	37.22572	33.87687	0.0192
At most 3	0.590654	25.90261	27.58434	0.0808
At most 4 *	0.530440	21.92283	21.13162	0.0386
At most 5	0.380268	13.87558	14.26460	0.0575
At most 6	0.012106	0.353227	3.841466	0.5523

Max-eigenvalue 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

بما أن هناك علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، حينئذ يمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS). ويوضح جدول رقم (٦) نتائج تقدير النموذج في الاجل الطويل، وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2 =99.9).

$$Log(E) = -18.15 + 2.58\ Log(M) - 0.63\ Log(R) - 0.20\ \beta_3 Log(F) - 0.59\ \beta_4 Log(T) + 1.21\ Log(P) + 0.54\ \beta_6 Log(I) + \varepsilon$$

وتظهر نتائج التقدير أن جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة، والتي تؤكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية وموجبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من عرض النقود بمعناه الواسع M2 ومعدل التضخم. كما توجد علاقة معنوية سالبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من الاحتياطيات الدولية، الاستثمار الأجنبي المباشر، تحويلات العاملين بالخارج. من ناحية أخرى، هناك علاقة سالبة، ولكن غير معنوية بين معدل الصرف الحقيقي ومعدل الفائدة على الاقراض.

جدول رقم (٦): تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (١٩٩١-٢٠١٩)

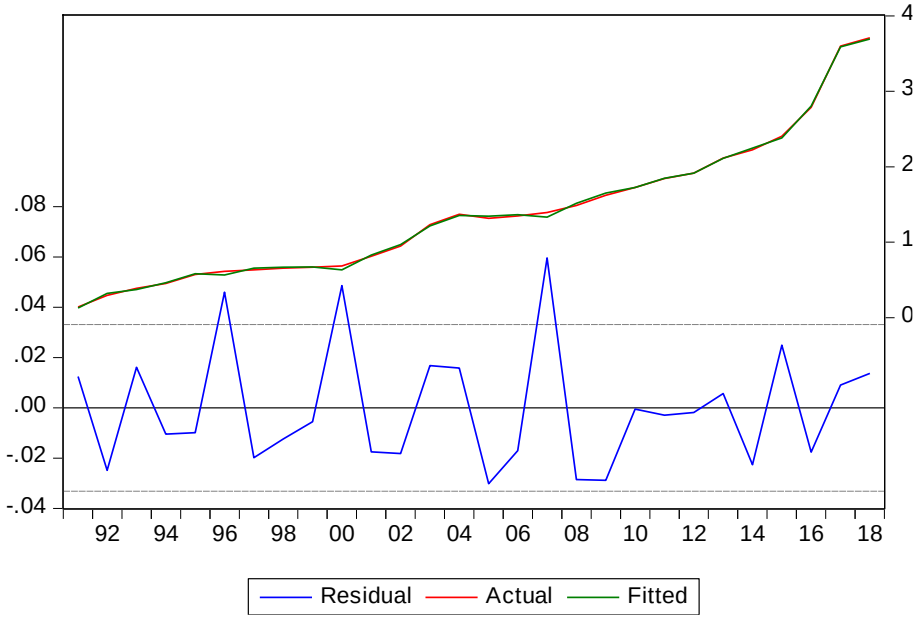
Variable	Coefficient
C	-20.65[a]
LOG(M)	2.58[b]
LOG(R)	- 0.63[b]
LOG(F)	-0.20[a]
LOG(T)	-0.59[b]
LOG(P)	1.24[a]
LOG(I)	0.54
	R^2 = 99.9

المصدر: جدول رقم (م-٢) بالملحق

a ، b تشير إلى مستوى المعنوية عند ١٪ ، ٥٪ على الترتيب.

ويوضح الشكل رقم (6) معدل الصرف الحقيقي الفعلي والمقدر والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التطابق الواضح بين معدل الصرف الحقيقي الفعلي والمقدر خلال فترة الدراسة.

شكل رقم (6) معدل الصرف الحقيقي الفعلي والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩



٩- الخلاصة والنتائج والتوصيات

تم في هذه الدراسة تقدير المعلمات الحرجة لمحددات معدل الصرف الأجنبي في مصر خلال الفترة ١٩٩١-٢٠١٩ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993). ويتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية

المستخدمة لتحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية.

وتظهر نتائج التقدير إلى صحة جميع فرضيات البحث، حيث جاءت جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة، والتي تؤكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية وموجبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من عرض النقود بمعناه الواسع M2 ومعدل التضخم وهذا يثبت صحة الفرضيتين الأولي والثانية للبحث. كما توجد علاقة معنوية سالبة بين معدل الصرف الحقيقي في مصر وكل من الاحتياطيات الدولية، الاستثمار الأجنبي المباشر، تحويلات العاملين بالخارج وهذا يثبت صحة الفرضيات الثالثة والرابعة والخامسة للبحث. من ناحية أخرى، هناك علاقة سالبة، ولكن غير معنوية بين معدل الصرف الحقيقي ومعدل الفائدة على الإقراض وهو يشير إلى عدم تحقق الفرضية السادسة للبحث.

وعلى ضوء ما سبق، وبناءً على ما تم التوصل إليه من نتائج، يمكن صياغة التوصيات التالية:

١- يقترح أيضاً أن يقوم البنك المركزي المصري بقدر الإمكان بالحد من زيادة المعروض النقدي M_2، حيث تربطه علاقة طردية بمعدل الصرف الحقيقي. فزيادة المعروض النقدي M_2 إلى الناتج المحلى الإجمالي بنسبة ١٪ من شأنه أن يؤدي إلى زيادة معدل الصرف الحقيقي بنسبة ٢.٥٨٪. وهو ما يعني انخفاض قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة ٢.٥٨٪.

٢- يقترح أن تقوم السلطات النقدية ممثلة في البنك المركزي المصري باتباع سياسة تعزيز الاحتياطيات الدولية، حيث وفقاً للنتائج التي تم التوصل إليها فإن زيادة الاحتياطيات الدولية تؤدي إلى انخفاض معدل الصرف الحقيقي وبالتالي زيادة قيمة العملة المحلية وهو الجنيه المصري مقابل الدولار. حيث أن زيادة الاحتياطيات الأجنبية كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي بنسبة ١٪

من شأنه أن يخفض معدل الصرف الحقيقي بنسبة ٠.٦٣٪، وهو ما يعني زيادة قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة ٠.٦٣٪.

٣- يجب اتباع سياسة تشجيع الاستثمار الأجنبي المباشر، فوفقاً للنتائج التي تم التوصل إليها فإن زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر تؤدي إلى انخفاض معدل الصرف الحقيقي. حيث يؤدي زيادة الاستثمار الأجنبي المباشر كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي بنسبة ١٪ إلى انخفاض معدل الصرف الحقيقي بنسبة ٠.٢٠٪، وهو ما يعني زيادة قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة ٠.٢٠٪. ومن هذا المنطلق يجب إزالة كافة العقبات التي تحول دون زيادة التدفقات الداخلة للاستثمار الأجنبي المباشر بتضافر جهود جميع الجهات الحكومية من الهيئة العامة للاستثمار ووزارة التخطيط وغيرها لتوفير المناخ الملائم للمستثمرين الأجانب والذي يشمل البيئة التشريعية والبنية التحتية وغيرها.

٤- يجب تسهيل سفر العمال المصريين للخارج واكسابهم المهارات التي تزيد من قدرتهم على المنافسة عالمياً، فوفقاً للنتائج التي تم التوصل إليها فإن زيادة تحويلات العاملين بالخارج تؤدي إلى انخفاض معدل الصرف الحقيقي. حيث يؤدي زيادة تحويلات العاملين بالخارج كنسبة من الناتج المحلي الاجمالي بنسبة ١٪ إلى انخفاض معدل الصرف الحقيقي بنسبة ٠.٥٩٪، وهو ما يعني زيادة قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة ٠.٢٥٩٠٪. ويقع العبء الأكبر في تنفيذ ذلك على وزارة العمل والهجرة في تقييم الإجراءات الحالية للسفر ووضع سياسة فعالة لتسهيل تلك الإجراءات.

٥- يقترح أيضاً أن يقوم البنك المركزي المصري بقدر الإمكان بالحد من معدل التضخم، حيث تربطه علاقة طردية بمعدل الصرف الحقيقي. فزيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بنسبة ١٪ من شأنه أن يؤدي إلى زيادة معدل

الصرف الحقيقي بنسبة ١.٢٤٪. وهو ما يعني انخفاض قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار بنسبة ١.٢٤٪.

قائمة المراجع:

[١] أبو العيون، محمود (٢٠٠٣)، تطورات السياسة النقدية في جمهورية مصر العربية والتوجهات المستقبلية، ***ورقة عمل رقم (٧٨)***، البنك المركزي المصري، القاهرة.

[٢] البنك المركزي المصري، ***التقرير السنوي***، أعداد متفرقة.

[٣] البنك المركزي المصري، ***المجلة الاقتصادية***، أعداد متفرقة.

[٤] عبد العال، ونيس فرج (٢٠٠٣)، أثر الأسواق المالية علي الاستقرار الاقتصادي، ***المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية***، كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان.

[٥] مرسي، منال جابر (٢٠١٧)، تقييم فاعلية السياسة النقدية في تحقيق استقرار سعر الصرف في مصر خلال الفترة ١٩٩٠ – ٢٠١٧، ***المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة***، المجلد ٤٧، العدد ٤، ص ص: 550-485.

References:

[6] Aron, J., I. Elbadawi and B. Kahn, 1997, 'An Econometric Model of the Real Equilibrium Exchange Rate for South Africa', Centre for the Study of African Economies, Oxford University, mimeo.

[7] Asea, P. and Corden, W. (1964), The Balassa-Samuelson Model: An Overview , Review of International Economics (working paper 710) March.

[8] Bashir, F. and Luqman, A. (2014). Long run Determinants of Real Exchange Rate: An Econometric Analysis from Pakistan, Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences, 2014, Vol. 8 (2), 471- 484

[9] Balassa, Bela, (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," Journal of Political Economy, 72 : 584-96.

[10] Candelon, B., Kool, C., Raabe, K. and Veen, T. V. (2007). Long-run real exchange rate determinants: Evidence from eight new EU member states, 1993–2003. Journal of Comparative Economics, 35 (1), 87 – 107.

[11] Carrera, J. and Restout, R. (2008). Long Run Determinants of Real Exchange Rates in Latin America. Groupe d'Analyse et de Théorie Économique, W.P. 08 – 11.

[12] Cassel, G., "The Present Situation of the Foreign Exchanges," Economic Journal, Vol. 26 (March 1916), pp. 62-65.

[13] Drine, I. and Rault, C. (2003). On the long run determinants of real exchange rate for developing countries: Evidence from Africa, Latin America & Asia. William DavidsonInstitute Working Paper 571, 1 – 29.

[14] Fida, B. A., Khan, M. M. and Sohail, M. K. (2012). Analysis of Exchange rate fluctuations and external debt: Empirical evidence from Pakistan. African Journal of Business Management, 6(4), 1760 – 1768

[15] Fleming, J. M. (1962), "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rate," IMF Staff Paper, No.3.

[16] Frankel, J., (1976), "A monetary approach to exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence", Scandinavian Journal of Economics, 78, 255-276

[17] Guclu, M. (2008). Determinants of Exchange rate Regimes in Emerging Market Economies. International Conference on Emerging Economics, 1 – 15.

[18] Heller, R. (1978). Determinants of Exchange Rate Practices. *Journal of Money, Credit and Banking*, 10 (3), 308 – 321.

[19] Johnson, H. (1977). Money, Balance of Payment Theory, and The International Monetary Problem, Essays in International Finance, (124), November, Princeton University.

[20] Kia, A. (2013). Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 23, 163 – 178.

[21] Mkenda, B. K. (2001). Long run and Short run determinants of the real exchange rate in Zambia. Working Papers in Economics no. 40, Department of Economics, Goteborg University, 1 – 67.

[22] Modeste, N. (1994). The Determinants of the Real Exchange Rate: The Experience of Barbados. Social and Economic Studies, 43 (4), 183 – 196.

[23] Rehman, H., Jaffri, A. A. and Ahmad, I. (2010). Impact of foreign direct investment inflows on Equilibrium Real Exchange rate of Pakistan. South Asian Studies, A Research Journal of South Asian Studies, 25(1), 125 – 141.

[24] Saeed, A., Awan, R. U., Sial, M. H. and Sher, F. (2012). An econometric analysis of determinants of exchange rate in Pakistan. International Journal of Business and Social Sciences, 3(6), 184 – 196.

[25] Samara, M. A. (2009). The determinants of the Real Exchange rate volatility in the Syrian Economy. University Paris 1 – Sorbonne, 1 – 36.

[26] Samuelson, Paul, (1994). "Facets of Balassa-Samuelson Thirty Years Later" Review of International Economics, (2).

[27] Zakaria, M., Ahmad, E. and Iqbal, M. M. (2007). Nominal Exchange rate variability: A Case study of Pakistan. Journal of Economic Cooperation, 28(1), 73 – 98.

[28] Zalduendo, J. (2006). Determinants of Venezuela's equilibrium real exchange rate. IMF Working Paper, WP/06/74, 1 – 18.

[29] Hyder, Z. and Mahboob, A. (2006). Equilibrium Real Effective Exchange rates and Exchange rate Misalignment in Pakistan. SBP – Research Bulletin, 2(1), 237 – 263.

[30] Insah, B. and Chiaraah, A. (2013). Sources of real exchange rate volatility in the Ghanaian Economy. Journal of Economics and International Finance, 5 (6), 232 – 238.

[31] Frankel, J. (2007). On the Road: Determinants of the South African Exchange rate. NBER Working Paper Series, WP – 13050, 1 – 19.

[32] Johansen, S. and Juselius, K. (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, NO. 53, PP. 211-44.

[33] Montalvo, J. G. (1995), "Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some additional Monte Carlo results", ***Economics letters***, 48, pp. 229-234.

[34] Phillips, P. C. B. (1988), "Regression Theory for Near-Integrated Time Series," ***Econometrica***, Vol. 56, No. 5, pp. 1021–1043.

[35] Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. ***Biometrika***, NO. 75, PP. 335-346.

[36] Saikkonen, P. (1992), Estimating and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation, ***Econometric Theory***, Vol 8, pp. 1-27.

[37] Stock, J. and Watson, M. (1993). "A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". ***Econometrica***, VOL. 61, NO. 4, PP. 783-820.

[38] World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/

جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1991-2019

الفترة	معدل الصرف الاسمي (عدد جنيه مقابل واحد دولار)	معدل الصرف الحقيقي (عدد جنيه مقابل واحد دولار)	نسبة عرض النقود M2 الى الناتج المحلى الاجمالي	نسبة الاحتياطيات الدولية/ الناتج المحلى الاجمالي	نسبة الاستثمار الأجنبي المباشر / الناتج المحلى الاجمالي	نسبة تحويلات العاملين بالخارج/ الناتج المحلى الاجمالي	معدل الفائدة على الإقراض (%)	الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (٢٠١٠=١٠٠)
١٩٩١	3.14	0.14	87.52	0.17	0.007	0.108	23.73	22.93
١٩٩٢	3.32	0.30	84.54	0.28	0.011	0.146	19.48	26.06
١٩٩٣	3.35	0.39	85.81	0.30	0.011	0.122	19.85	29.21
١٩٩٤	3.39	0.45	84.63	0.28	0.024	0.071	20.63	31.59
١٩٩٥	3.39	0.57	79.79	0.28	0.010	0.054	20.15	36.56
١٩٩٦	3.39	0.61	78.64	0.27	0.009	0.046	18.13	39.19
١٩٩٧	3.39	0.64	75.15	0.25	0.011	0.047	17.56	41.00
١٩٩٨	3.39	0.66	77.03	0.22	0.013	0.040	21.50	42.59
١٩٩٩	3.40	0.67	76.04	0.17	0.012	0.036	21.62	43.90
٢٠٠٠	3.47	0.68	76.74	0.14	0.012	0.029	19.55	45.08
٢٠٠١	3.97	0.81	82.38	0.14	0.005	0.030	18.26	46.10
٢٠٠٢	4.50	0.95	87.84	0.17	0.008	0.034	18.00	47.36
٢٠٠٣	5.85	1.23	96.68	0.18	0.003	0.037	16.89	49.50
٢٠٠٤	6.20	1.37	96.68	0.19	0.016	0.042	16.94	55.08
٢٠٠٥	5.78	1.32	97.14	0.24	0.060	0.056	17.98	57.76
٢٠٠٦	5.73	1.35	97.39	0.24	0.093	0.050	18.73	62.17
٢٠٠٧	5.64	1.39	96.21	0.25	0.089	0.059	20.85	67.97
٢٠٠٨	5.43	1.49	88.40	0.21	0.058	0.053	22.39	80.42
٢٠٠٩	5.54	1.62	83.16	0.18	0.035	0.038	19.19	89.88
٢٠١٠	5.62	1.73	80.75	0.17	0.029	0.057	19.50	100.00
٢٠١١	5.93	1.85	75.79	0.08	0.000	0.061	17.10	110.06
٢٠١٢	6.06	1.91	69.72	0.06	0.004	0.069	16.03	117.89
٢٠١٣	6.87	2.12	74.61	0.06	0.015	0.062	14.21	129.06
٢٠١٤	7.08	2.23	75.44	0.05	0.015	0.064	13.64	142.05
٢٠١٦	7.69	2.41	77.99	0.05	0.021	0.056	14.29	156.78
٢٠١٧	10.03	2.79	98.14	0.07	0.024	0.056	15.04	178.44
٢٠١٨	17.78	3.60	92.30	0.15	0.031	0.105	15.27	231.09
٢٠١٩	17.77	3.71	81.77	0.17	0.033	0.102	16.66	264.38

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/

جدول رقم (م-٢) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS)

Dependent Variable: LOG(E)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 05/14/21 Time: 14:39
Sample (adjusted): 1991 2018
Included observations: 28 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(M)	2.582163	0.499591	5.168554	0.0141
LOG(R)	-0.633417	0.175254	-3.614291	0.0364
LOG(F)	-0.202409	0.029956	-6.756934	0.0066
LOG(T)	-0.589003	0.142693	-4.127754	0.0258
LOG(P)	1.241745	0.093343	13.30304	0.0009
LOG(I)	0.542901	0.297687	1.823733	0.1657
C	-20.65107	3.196296	-6.460936	0.0075

R-squared	0.999342	Mean dependent var	1.392110
Adjusted R-squared	0.994081	S.D. dependent var	0.937126
S.E. of regression	0.072099	Sum squared resid	0.015595
Long-run variance	0.001097		