تأثير الصدمات النقدية على سعر الصرف في جمهورية مصر العربية

د. إيمان علي محفوظ العجوزة(*)

مقدِّمة:

يُعَدُّ سعر الصرف أحد أهداف السياسة النقدية والتي يتم من خلالها ضمان الاستقرار الاقتصادي للبلاد تجاه العالم الخارجي. وحيث إن السياسة النقدية تُستخدم أداة للتحكم في سعر الصرف فإن أية صدمة ستواجهها المتغيرات النقدية من شأنها التأثير على تقلُّبات سعر الصرف في الآجال المختلفة.

وقد أسهمت تقلُّبات العملات العالمية الرئيسة في فترة ما بعد عصر بريتون وودز لسعر الصرف في لفت الانتباه الكبير للاقتصاديين والسلطات النقدية والسوق، وقد شرع الاقتصاديون في تقديم تفسيرات نظرية لهذه الظاهرة. وبالتالي فإن الاقتصاد الدولي على مدى العقود الأربعة الماضية، شهد نمو عدد كبير في النظريات الاقتصادية لسعر الصرف. وقد اختبر عدد كبير من الدراسات البحثية التجريبية، ما إذا كانت التغيرات في سعر الصرف الاسمي والفعلي ناتجة عن صدمات متوقعة أو غير متوقعة في البلدان المعنية.

ومما لا شك فيه فقد أصبحت مشكلة الصدمات الاقتصادية بصورة عامة والصدمات النقدية بصورة خاصة في الوقت الحاضر مشكلة عالمية تشترك فيها الدول، سواء كانت دولًا نامية أم متقدمة. ويقصد بالصدمة في الاقتصاد بالحدث الذي يتولد عنه انخفاض في رفاهية المجتمع أو منطقة معينة كنتيجة لأزمة

(*) مدرس الاقتصاد – كلية السياسة والاقتصاد – جامعة قناة السويس، جمهورية مصر العربية.

تعرض لها الاقتصاد الكلِّي[1].

ويعد الحد من أثر الصدمات النقدية مؤشرًا على كفاءة السياسة النقدية وفاعليتها لدى واضعي السياسة النقدية،حيث يستطيع واضعو السياسة النقدية التحكم في العديد من المتغيرات النقدية، بهدف تحقيق التوازن النقدي. كما يعد عدم القدرة على تحقيق هذا الهدف مؤشرًا على خلل السياسة النقدية، وقد تلجأ الإدارة النقدية إلى التعمد بإحداث صدمات عندما تهدف إلى تحقيق هدف بعينه، كعلاج البِطالة أو التضخم، وتشمل الخدمات النقدية العديد من الأنواع، منها صدمات الطلب على النقود، صدمات العرض النقدي، صدمات أسعار الصرف، وصدمات أسعار الفائدة.

وتتمثل القضية الرئيسة في أهمية فَرْضية تعادل القوة الشرائية (PPP) كتقريب تجريبي لتحركات سعر الصرف الحقيقي، مما يعني أن سعر الصرف الحقيقي سيتقلب حول مستوى ثابت.

ومع ذلك يلحظ ديكسون (1999)[2] أن الاستنتاج الرئيس للعديد من الدراسات التي تناولت هذا الموضوع بالبحث في أن أسعار الصرف الحقيقية تتراجع، ولكن حجم هذا التراجع يكون بشكل بطيء للغاية، بحيث لا يتسق مع الشكل التقليدي من تعادلات القوة الشرائية. هذا الاستنتاج يعني أن الصدمات قد يكون لها تأثيرات شديدة (إن لم تكن دائمة) على أسعار الصرف الحقيقية، وأن أسعار الصرف الحقيقية المتوازنة يجب أن تصاغ على أنها متغيرة

(1) "Definition and types of shocks and strategies to Be monitored", Angelo King Institute for Economic and Business Studies, PEP- CBMS Network coordinating team, Technical Workshop on "Monitoring Household Coping Strategies during Complex Crises", Summerset Millennium Hotel, March 21,2011, p 2.

(2) Dixon, H. (1999). “Controversy: Exchange Rates and Fundamentals.” The Economic Journal 109: 652–654.

مع الوقت. وهذا يتفق مع الرأي القائل بأن تقلب سعر الصرف الحقيقي يعكس بشكل رئيس الصدمات الحقيقية، كما هي الحال في ستوكمان 1980[1]، حيث تميل أسعار الصرف الحقيقية إلى الانحراف عن تعادل القوة الشرائية مع مرور الوقت.

ومما سبق يظهر اختلاف أثر الصدمات النقدية باختلاف نظام سعر الصرف المتبع. وسوف يتناول هذا البحث كون الاختلافات في سعر الصرف في ظل النظام القائم على السوق ترتبط بصدمات غير متوقعة ولدت من خلال عملية عرض النقود وإنتاج الناتج، وذلك من خلال دراسة الصدمات النقدية وتأثيرها على سعر الصرف الحقيقي بالتطبيق على جمهورية مصر العربية.

فرضية البحث: تباين تأثير الصدمة النقدية على أسعار الصرف المتبعة.

منهجية البحث: يعتمد البحث على المنهج التحليلي الواقعي والقياسي في بيان أثر الصدمات النقدية على سعر الصرف الحقيقي في جمهورية مصر العربية، بالاعتماد على بيانات للفترة 1980-2018.

إشكالية البحث: بما أن أثر الصدمات النقدية يتباين على سعر الصرف الحقيقي وما لذلك من آثار على الاقتصاد الكلِّي، تنبع إشكالية البحث في دراسة أثر الصدمة النقدية على سعر الصرف الحقيقي في ضوء السياسة النقدية في جمهورية مصر العربية.

أهداف البحث: تبعًا لهذا يهدف البحث إلى تحقيق الأهداف التالية:

1- التعرف إلى الصدمة النقدية وأنواعها.

2- بيان مصادر الصدمات المؤثرة على سعر الصرف.

3- بيان أثر الصدمة النقدية على سعر الصرف.

(1) Stockman, A.C. (1980), "Theory of Exchange Rate Determination." Journal of Political Economy 88(4): 673-698.

أولاً- تعريف الصدمات النقدية:

تمثل الصدمات النقدية أحد أشكال الصدمات الاقتصادية ذات المصدر الداخلي، والتي تتولد نتيجة صدمات خارجية. وغالبًا ما تظهر الصدمات النقدية في شكل زيادة أو تراجع في الطلب على النقود بالنسبة إلى المعروض منها، وقد تظهر من خلال سياسات البنك المركزي، وذلك عن طريق التدخل في عرض النقود بواسطة عمليات السوق المفتوحة[1].

وفي ضوء ما سبق تقاس فاعلية السياسة النقدية بالحد من ظهور الصدمات النقدية[2]، والتي تعرف بأنها: «التغير المقصود وغير المقصود في أحد المتغيرات النقدية، مثل عرض النقود والطلب عليها، أسعار الفائدة، سعر الصرف وما لذلك من آثار على المتغيرات الاقتصادية مباشرة وغير مباشرة».

كما يقصد بالصدمات النقدية المقصودة[3] أنها: «تغيرات غير متوقعة على متوسط الأرصدة النقدية الحقيقية، تحدث عندما يقوم البنك المركزي بشكل مفاجئ بشراء قدر كبير من السندات الحكومية، مما يسهم بارتفاع أسعارها وقيام حائزيها ببيعها والإفادة من ارتفاع أسعارها، وهو ما ينجم عنه ارتفاع الأرصدة النقدية التي يمتلكونها وانخفاض أسعار السندات، كما يتولد عن ذلك ارتفاع الاحتياطيات النقدية الإضافية للبنوك والتي تقوم بشراء السندات من خلال السوق المفتوحة، وتقديم قروض ميسرة لشراء السلع».

---

(1) عبد الحسين جليل عبد الحسن الغالبي، سعر الصرف وإدارته في ظل الصدمات الاقتصادية نظرية وتطبيقات، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر، عمان، 2011، ص11.

(2) Lawrence J. Ghristiano, Martin Eichenbaum and Charles L. Evans, (1998) "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to what End?", P.P.7-8. htte://www.nber.org.; http://www.papers.ssrn.com.

(3) سيجلباري، النقود والبنوك والاقتصاد، ترجمة طه عبد الله منصور وآخرون، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية، 1986، ص489.

أما الصدمات النقدية غير المقصودة فتعد: «تغيرات غير متوقعة في أحد المتغيرات النقدية، كما يحدث في تذبذبات العرض النقدي والمتولدة عن السياسة النقدية أو الناجمة عن اختلال الطلب النقدي نتيجة تغير السلوك الفردي لأفراد المجتمع المتعاملين في الأسواق، والذين يهدفون إلى تغيير ممتلكاتهم من الأرصدة النقدية». وتنجم الصدمات النقدية غير المقصودة عن تقلُّبات أسعار الصرف المتولدة من تقلُّبات العرض والطلب على رؤوس الأموال، سواء كان محليًّا أو أجنبيًّا.

ثانيًا- مصادر الصدمات النقدية:

تتولد الصدمات النقدية نتيجة لعوامل عشوائية عديدة[1] غير مقصودة، من شأنها التأثير على قرارات واضعي السياسة النقدية، فالاختلاف في الرؤى لهم، فضلًا عن الآثار المتولدة عن المتغيرات السياسية للدولة والعوامل الفنية الممثلة في أخطاء القياس في استخدام البيانات المتوفرة من قِبَل واضعي السياسة، تعد المصدر الأساس للصدمات.

ويمكن إدراج بعض المصادر[2] التي تتسبب في حدوث الصدمات النقدية في النقاط الآتية:

1- قد تتولد الصدمات النقدية نتيجة قيام البنوك المركزية باستخدام مقاييس لا تتسم بالدقة، خاصة عند الاعتماد على القياس الكمي؛ لكونها مقاييس تقليدية، بقيامه بوضع أسعار فائدة لا تتسم بالدقة[3].

(1) Martin Eichencharlesi, Charles Evans, (2011) "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", Quarterly Journal of Economics, 2011, p. 978.

(2) Romer and Romer, (2004), "A new Measure of Monetary Shocks. Derivation and Implication" the American Economic Review Vol. 4. No.4. 2004. pp (1064-1068).

(3) Petra M.Geraats, and others, (2006) "Does Central Bank Transparency Reduce Interest Rates?" University of Oxford and at the CEPR/Bancode Espana European Summer Symposium in International Macroeconomics (ESSIM) in Tarragona for helpful commentsy Faculty of Economics United Kingdom. April 2006 p.1.

2- قد يلجأ البنك المركزي إلى اتباع إجراءات غير مناسبة قد لا تُظهر وجود علاقة بين المتغيرات الاقتصادية والسياسة النقدية أو تظهر علاقة لا تتضمن علاقة سببية صحيحة.

3- قد تنشأ الصدمات لعيوب في المقاييس التقليدية للسياسة النقدية، منها احتمال تحرك المعروض النقدي فيتجه للارتفاع نتيجة لارتفاع المضاعَف النقدي.

4- هناك مشكلة أخرى تتولد عن المقاييس التقليدية، وهي أنها تحتوي على تحركات لتجنب مشكلة النمو الداخلي. كما يمكن استخدام هدف مجلس الاحتياطي الاتحادي لبعض المتغيرات، مثل سعر الفائدة على الأموال، أو الاحتياطيات غير المقترضة كمقياس للسياسة النقدية، مما أدى إلى قيام البنك المركزي باستخدام أدواته للحفاظ على التذبذبات الحادثة في أسعار الفائدة ضمن مدى محدد. وقد يؤدي استخدام أسعار الفائدة كهدف إلى حركات غير متوقَّعة وعكسية في الاحتياطيات والمجاميع النقدية[1].

5- يعد وضع البنك المركزي وسمعته من العوامل التي من شأنها أن تمارس دورًا مهمًّا في عملية نجاح أو فشل أدوات السياسة النقدية، فعندما يكون البنك المركزي ذا مصداقية وسمعة جيدة، فإنه سيكون قادرًا على تحديد الأسواق كما تتزايد ثقة المستهلكين والشركات في واضعي السياسة النقدية بأنهم ملتزمون بخفض التضخم، وعليه فسوف يتوقعون بان الأسعار المستقبلية سوف تكون أقل. أما إذا كان البنك المركزي يفتقد السمعة الجيدة والمصداقية في قراراته، فإن السياسة النقدية تتراجع قدرتها في تحقيق التأثير المطلوب، وقد تفشل وتكون عرضة للصدمات المختلفة[2].

(1) Richard T.Froyen, (2009) Macroeconomics Theories and Policies, Ninth Edition, Person Education, Inc., Upper saddle River, New Jersy, 2009. p1.

(2) Romer and Romer (2004), Anew Measure of Monetary shock Derivation and Implication the American Economic Review Vol.94.No.4 September, pp-1055.

6- إن انفتاح الاقتصادات المختلفة، من شأنه جعل القائمين على السياسة النقدية في تفاضل مستمر بين الأهداف المحلية، فعلى سبيل المثال الإنتاج والتضخم مقابل الأهداف الخارجية المتمثلة باستقرار المتغيرات الخارجية، وكذلك التبادل التجاري بوصفه أحد المتغيرات الخارجية، أو القيام بتقليص فجوة الطلب، مما يجعل واضعي السياسة النقدية تتجه اهتماماتهم لمعالجة اختلال الطلب، أو القيام بتصحيح الأسعار النسبية الدولية على حساب هدف التضخم، وهذا الأمر يجعل عمل السياسة النقدية من الصعوبة، مما يجعلها عرضة للصدمات.

ثالثًا- أنواع الصدمات النقدية:

تنقسم الصدمات النقدية إلى نوعين هما:

(أ) **صدمات نقدية كمية**: وهي صدمات ناجمة عن تغيرات غير المنتظمة في الكميات المطلوبة أو المعروضة من النقود.

(ب) **صدمات نقدية سعرية**: وهي صدمات تتولد عن التغير غير المنتظم في أسعار الصرف أو أسعار الفائدة.

وتسهم تلك الصدمات بشكل عام في انتقال منحنى الدالَّة بأكمله يمينًا أو يسارًا، وفيما يلي توضيح لكل نوع منها[1].

1- صدمات عرض النقد:

يقصد بصدمات عرض النقد: «تلك التغيرات غير المتوقعة في العروض النقدي الاسمي»[2]. وقد تكون لصدمات إيجابية أو سلبية، وتعرف الصدمة

(1) سي بول هالوود، رونالد ماكدونالد، النقود والتمويل الدولي، ترجمة: د. محمود حسن، دار المريخ السعودي، 2007، ص343.

(2) باري سيجل، النقود والبنوك والاقتصاد، ترجمة طه عبد الله منصور وآخرون، مصدر سابق، ص49.

النقدية الإيجابية أنها: «تلك الزيادة غير المتوقعة في المعروض النقدي». في حين تتولد الصدمة النقدية السلبية عن الانخفاض غير المتوقع في المعروض النقدي. ومما لا شك فيه أن للتغيرات في عرض النقود تأثير على المستوى العـام للأسعار ومعدل التضخم وسعر الصرف ودورة الأعمال[1].

هذا ويعد متغير العرض النقدي الاسمي (Ms) (متغيرًا خارجيًّا Exogenous) يتحدد وفقًا لقرارات وإجراءات البنك المركزي. وتتولد صدمة عرض النقد عندما يكون هناك تغير فجائي وغير متوقع في دالَّة عرض النقد، والتي يتولد عنها اختلال في التوازن بين الأرصدة النقدية الفعلية التي هي في حيازة الأفراد وتلك المرغوب في الاحتفاظ بها[2]. وينجم عن ذلك الاختلال تقلُّبات مفاجئة في نسب العوائد وأسعار الإقراض، مولِّدة بذلك تغيرات في الطلب على النقود[3].

ويمكن قياس صدمة العرض من خلال التغيرات التي تحدث في المتغير العشوائي. ونلحظ أن هذه التغيرات تعمل على نقل دالَّة عرض النقد يمينًا أو يسارًا، فإذا كانت التغيرات المتولدة إيجابية سوف تُنتقل دالَّة عرض النقود جهة اليمين لتمثل زيادة في كمية العرض النقدي، في حين تؤدي التغيرات السلبية إلى نقل دالَّة عرض النقود جهة اليسار؛ لتمثل تراجعًا في كمية العرض النقدي.

هذا وتمتاز صدمات العرض بعدم التماثل في التأثير، ويقصد بها: «التفاوت في استجابة النشاط الاقتصادي للتغيرات الحادثة في عرض النقود خلال الدورات الاقتصادية». وقد ظهر ذلك جليًّا خلال أزمة الكساد الكبير، عندما تم انتهاج

---

(1) The money supply, Federal Reserve Bank of New York. https://www.newyorkfed.org

(2) باري سيجل، النقود والبنوك والاقتصاد، مصدر سابق، ص486-487.

(3) Jack carr. Michaelr. Darby., (1980), The role of money supply shocks in the short-Run demand for money, Journal of Monetary Economic, working paper, No.524. 1980. p.12.

سياسة نقدية انكماشية دفعت الاقتصاد إلى سلسلة من التراجع لم تفلح السياسة النقدية التوسعية في تحريك عجلة النمو في الاقتصاد، وقد أثرت بالسلب تلك الصدمة على الناتج الاقتصادي بشكل كبير، مقارنة بالصدمات النقدية الإيجابية، والممثلة في زيادة عرض النقود بشكل يفوق احتياجات الاقتصاد.

ويرجع عدم التماثل في صدمات العرض النقدي إلى العديد من الأسباب التي تتم من خلال المقارنة بين الصدمة النقدية الإيجابية والسلبية، وتتمثل أهم تلك الأسباب في الآتي[1]:

1- التباين في المرونة السعرية: حيث يترتب على تعديل الأسعار كردة فعل لصدمات الإنفاق التي تتزامن مع ارتفاع معدل التضخم، أن تتحمل الشركات تكاليف باهظة، فصدمات الإنفاق الإيجابية من شأنها التأثير على تعديل الأسعار بصورة أكبر مقارنة بالصدمات السلبية، حيث تولد حافز لدى الشركات لدفع التكاليف المرتفعة، وتعمل على تعديل السعر الحقيقي (النسبي).

2- تتخذ دالَّة العرض شكلًا محدبًا، يمكن تحقيقه من خلال افتراض تفاوت مرونة الأسعار، أو حرف (L) إلى الخلف، وفي هذه الحالة تمارس الصدمة السلبية تأثيرًا على مؤشرات الاقتصاد الحقيقي، بينما لن يكون الأمر كذلك بالنسبة لصدمة النقد الإيجابية.

3- يتوقف الإقراض على الوضع الاقتصادي ومركز دورة الأعمال، فانتهاج سياسة نقدية انكماشية قائمة على رفع سعر الفائدة في ظل تحقق نمو اقتصادي وطلب متزايد على القروض، من شأنه أن يؤدي إلى إضعاف القدرة على الحصول على قروض، فضلًا عن زيادة احتمالية إفلاس بعض المقترضين، في حين تعمل

(1) Karras, Georgios & Stokes, Houston H., (1999), "Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment," Journal of Macroeconomics, Elsevier, vol. 21(4), pages 713-727.

السياسة النقدية التوسعية القائمة على خفض أسعار الفائدة خلال فترات الكساد الاقتصادي، مع وجود ضعف في الطلب على القروض، وليس لها تأثير؛ إذ إن ذلك يحجب المقترضين عن التوسع في القروض، مما يسهم في تقلص النشاط الاقتصادي، وفي إطار ذلك يمكن القول: إن القيود على القروض من شأنها تحقيق عدم التماثل النقدي.

4- يتوقف عدم التماثل النقدي على توقعات المستهلكين والمنتجين خلال مسار دورة الأعمال، فإذا تزامنت التوقعات المتشائمة مع سريان حالة الركود الاقتصادي، فإن ذلك لن يسهم في تحقيق السياسة النقدية التوسعية أهدافها، في حين أن التوقعات المتفائلة تعمل على الحد من أثر السياسة النقدية الانكماشية خلال فترات الانتعاش الاقتصادي.ويظهر عدم التماثل إذا فاقت النظرة التشاؤمية في فترة الكساد بدرجة أكبر من التفاؤل خلال فترة الرواج.

2- صدمات طلب النقد:

تعرف صدمات طلب النقد بأنها: «تلك التغيرات العشوائية في الطلب على النقود نتيجة للتغيرات في طلب الأفراد والمؤسسات والقطاع الحكومي والقطاع الخارجي على النقود، والمتولدة عن العديد من العوامل مثل: تغيرات الدخل، سعر الفائدة، والمستوى العام للأسعار». فعلى سبيل المثال يتولد عن ارتفاع المستوى العام للأسعار زيادة في الطلب على النقود، من أجل تعويض تراجع القوة الشرائية لها، ويحدث العكس في حالة تراجع المستوى العام للأسعار.

كما يترتب على ارتفاع الدخول زيادة نسبة الاحتفاظ بالنقود، أي إن ذلك يسهم في زيادة الطلب على النقود، كما يعد سعر الفائدة عاملًا رئيسًا في التأثير على الطلب النقدي؛ إذ إنه يرتبط بعَلاقة عكسية مع الطلب النقدي؛ فارتفاع سعر الفائدة يعمل على تراجع الطلب النقدي، حيث يستثمر الأفراد والشركات

أرصدتهم النقدية في سندات قصيرة الأجل من أجل الحصول على عائد مرتفع، في حين يترتب على انخفاض سعر الفائدة تراجع الطلب النقدي[1]. وقد تتولد صدمات إيجابية أو سلبية، وتتمثل الصدمة النقدية الإيجابية في الزيادة غير المتوقعة في الطلب النقدي، أما الصدمة النقدية السلبية فهي تتمثل في الانخفاض غير المتوقع في الطلب النقدي.

3- صدمات سعر الفائدة:

تعد صدمة سعر الفائدة صدمة نقدية سعرية، تتولد نتيجة التغيرات العشوائية التي تحدث في دالّة سعر الفائدة، والتي من شأنها التأثير على مستوى النشاط الاقتصادي، وتنجم عن سياسة البنك المركزي بتحديد سعر فائدة لا يتوافق مع الحالة الاقتصادية السائدة، والتي تعتمد في تحديده على قاعدة النِّسب البسيطة، والتي تتضمن فجوة الناتج ونِسب التضخم، فالعشوائية في تحديد فجوة الناتج ونسب التضخم، تؤدي إلى تبني سعر فائدة غير دقيق، مما يترتب عليه نتائج عكسية لا تسعى إلى تحقيقها السلطات النقدية، وقد تكون هذه الصدمات إيجابية أو سلبية، فالصدمة النقدية الإيجابية هي زيادة غير متوقعة في سعر الفائدة أما الصدمة النقدية السلبية فتتمثل في الانخفاض غير المتوقع في سعر الفائدة، وسعر الفائدة ومقدار الفائدة في فترة محددة كنسبة مئوية من المبلغ الأصلي التي تدفع لاقتراض النقود[2].

ويعد سعر الفائدة أحد الأدوات الحيوية للسياسة النقدية، خاصة عند التعامل مع متغيرات مثل الاستثمار والتضخم والبِطالة، وتميل البنوك المركزية

(1) Lawernce J. Ghristiano, Martin Eichenbaum and Charles L.Evans, (1998) "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to what End?", 1998, p20.

(2) J.Bradford Delong, Martha L.Olney, (2006), "Macroeconomics", Second Edition, McGraw Hill, Americas, New York, 2006, p284.

للدول إلى تخفيض معدلات الفائدة عندما تهدف إلى زيادة الاستثمار والاستهلاك في اقتصاد البلاد. ومع ذلك فإن اتباع سياسة اقتصادية قائمة على انخفاض سعر الفائدة كسياسة يمكن أن يكون محفوفًا بالمخاطر[1]، حيث ينجم عن تدخُّل البنك المركزي بوضع سعر فائدة لا ينسجم مع الوضع الاقتصادي السائد والذي يعود أحيانًا إلى أن أغلب البنوك المركزية تعتمد في وضع سعر فائدة على قاعدة نِسب الفائدة البسيطة المتضمنة فجوة في الناتج ونسبًا في التضخم، فإذا كان تحديد فجوة الناتج لا يتسم بالدقة، فإن ذلك يؤدي إلى انحراف فجوة الناتج عن الفجوة الفعلية. كذلك فإن العشوائية في تحديد نسب التضخم كلها تؤدي إلى اتباع سعر فائدة لا يتسم بالدقة، وهو ما يؤدي إلى نتائج عكسية لا ترغب السلطات النقدية تحققها[2].

4- صدمات سعر الصرف:

تمثل صدمة سعر الصرف إحدى الصدمات النقدية السعرية، حيث تعرف بأنها: «التغيرات العشوائية وغير العشوائية التي تحدث في دالَّة سعر الصرف». وتؤثر التذبذبات الكبيرة الحادثة في سعر الصرف الأجنبي مقابل العملة المحلية، على مستوى النشاط الاقتصادي. ولا يقتصر تأثره بهذا المتغير فحسب بل بتقلُّبات أسعار الصرف الشركاء التِّجاريين، وتتوقف درجة هذا التأثير على طبيعة تلك الاقتصادات، فيزيد التأثير كلما زادت درجة الانفتاح الاقتصادي، ويكون تأثيرها محدودًا في الاقتصادات المغلقة نسبيًّا[3].

(1) Richard T.Froyen, (2009), Macroeconomics Theories and Policies, Ninth Edition, Person Education, Inc., Upper saddle River, New Jersey, 2009, p.60.

(2) Eric mayer, Johann scharler. Noisy information interest rate shocks and the Great moderation, 2010, p.5.

(3) Elke Hahn,(2007), "The Impact of Exchang Rate shock on Sectoral Activity and prices in the Euro Area", European Central Bank, NO.796.2007, p12.

ويمكن توضيح تأثير التغير في سعر الصرف على المتغيرات كما يلي:

1/4- انتقال رؤوس الأموال: إن اضطرابات الطلب والعرض الناتجة عن تغيرات سعر الصرف، من شأنها أن تؤثر على الاحتياطيات الدولية لدى البنك المركزي والتدفُّقات الاستثمارية الأجنبية لديه، ويمكن التوصل لتأثير سعر الصرف على الأوضاع النقدية لبلد ما، من خلال العلاقات التالية:

1- تدفُّق الطلب على النقود، ويمكن توضيحه من خلال دالَّة الطلب على النقود التالية بافتراض اقتصاد مفتوح

$$\Delta m_t^d=\theta\Delta Y_t- Br_1 -\delta\Delta ex_t+\sum_t \text{----------(1)}$$

2- توضح المعادلة التالية عرض النقود الوارد بميزانية البنك المركزي والتي توضح الاحتياطيات الدولية والأصول المحلية على التوالي (DA_t,R_t)

$$\Delta m^s_t=\Delta DA_t+\Delta R_t \text{----------(2)}$$

حيث تساوي δ ، θ ، B نسبة الفائدة الحقيقية، ويعبَّر عنها بالفرق بين سعر الفائدة الاسمي ومعدل التضخم المتوقع ($i-\pi^e$)، وتكون قيمها موجَبة.

π^e التضخم المتوقع.

i سعر الفائدة الاسمي.

Σt تعبر عن صدمة الطلب النقدي.

y تعبر عن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

ex تعبر عن سعر الصرف.

r تعبر عن سعر الفائدة الحقيقي.

$$\Delta m^s_t=\Delta m_t^d$$

$$\Delta DAt+\Delta Rt=\theta\Delta Yt- Br1 -\delta\Delta ext+\sum t \text{----------(3)}$$

$$\Delta DAt=\theta\Delta Yt- Br1 -\delta\Delta ext+\sum t -\Delta Rt \text{----------(4)}$$

وتوضح المعادلة (4) العلاقة العكسية بين الأصول المحلية بسعر الصرف الثابت والاحتياطيات الدولية؛ إذ يلجأ البنك المركزي إلى الحد من تدفُّقات رأس المال من أجل إبقاء العرض النقدي ثابتًا، وذلك في ظل ثبات سعر الصرف. في حين أنه إذا تميز سعر الصرف بالمرونة فمن المتوقع أن تمارس تغيرات سعر الصرف تأثيرًا على سياسة النقدية المتبعة، كما قد يسهم ذلك في ظاهرة الدولرة، حيث يحتفظ السكان المحليون بالعملة الأجنبية من أجل القيام بعملية التبادل والاحتياط، وذلك في ظل وجود تضخم محلي، وهو ما يسفر عنه انخفاض أرصدة النقد الحقيقية.

2/4- الواردات والصادرات: يطلق على انتقال آثار سعر الصرف مصطلح (Exchange Rate Pass-Through)، ويقصد به النسبة المئوية من التغيير في أسعار الصادرات والواردات بالعملة المحلية الناتجة عن تغير نسبة 1٪ في سعر الصرف[1].

ويؤثر انتقال أثر سعر الصرف على الإنفاق في السوق المحلية، من خلال الأسعار النسبية للسلع المستوردة، بالإضافة إلى السلع المنتجة محليًّا؛ إذ إن رفع سعر الصرف (تخفيض قيمة العملة) من شأنه التأثير على أسعار الواردات والصادرات في المدى القصير، فتخفيض أسعار الصادرات بما ينعكس على رفع أسعار الواردات، سوف يولد تأثيرًا سلبيًّا على ميزان الحساب الجاري، خاصة أن قيمة المرونات تكون أقل من واحد، ولا تحقق شرط مارشال ليرنر، والذي يوضح أن تخفيض قيمة العملة يسهم في تحسين ميزان الحساب الجاري إذا كان مجموع مرونات الأسعار للطلب المحلي والأجنبي على الواردات أكبر من الواحد[2].

(1) Duasa, Jarita, (2008), "Impact of Exchange Rate Shock on Prices of Imports and Exports", Munich personal REPEC Archine,(MPRA), No.11624, posted 18, 2008, P.5

(2) هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلّي، الطبعة الأولى، دار الصفاء للنشر، عمان، الأردن، 2005، ص334.

ويتم الحصول على معامل انتقال آثر سعر الصرف بناء على الصيغة الرياضية التالية، حيث يتركز الأثر الفوري للتغير في سعر الصرف في أسعار الواردات والصادرات والذي ينتقل أثره إلى الأسعار المحلية.

$$at = \frac{\Delta Pt\ /Pt}{\Delta eP*/eP*}$$

a_t توضح معامل انتقال الآثار بالنسبة للدولة j.

Pt تمثل أسعار المستهلك للبلد j في الزمن t.

e تعبر عن سعر الصرف الاسمي للبلد j.

*P الأسعار الأجنبية.

ويتحقق انتقال الآثار بشكل كامل عندما تكون at=1 ، في حين أنه إذا كان الانتقال غير تامٍّ فتقع قيمة at بين الصفر والواحد.

أما في الأجل الطويل فينتقل تأثير سعر الصرف إلى الصادرات والواردات من خلال انخفاض قيمة العملة، حيث يرتفع حجم الصادرات نتيجة لانخفاض أسعارها من وجهة نظر المستورد الأجنبي، في حين تتراجع الواردات نتيجة ارتفاع أسعارها من وجهة نظر المستورد المحلي، والذي تكون محصلته تحسُّن الحساب الجاري. ويتحقق العكس في حالة ارتفاع قيمة العملة.

ويحسب الأثر التراكمي لهذه التغيرات من خلال الصيغة التالية.

$$\mathrm{EPRT} = \frac{\sum_{t=1}^{t+1} \Delta imPt}{\sum_{t=1}^{t+1} \Delta \mathrm{neert}}$$

إذًا يترتب على الإفراط في الإصدار النقدي (زيادة عرض النقود) بشكل فجائي في دولة ما إلى انخفاض قيمتها، مما يدفع الإفراد إلى بيع عُمْلتهم المحلية، مما يترتب عليه سلسلة من الانخفاضات في قيمة العملة ويسمى هذا الأثر بـ«التسويغ الذاتي»[1].

(1) موردخاي كرياتين، الاقتصاد الدولي مدخل السياسات، تعريب: محمد إبراهيم منصور، علي مسعود، دار المريخ للنشر، السعودية، الرياض، 2007، ص266.

رابعًا- الإطار النظري للصدمات النقدية:

تناول Dornbusch (1976)[1] بالشرح كيفية قيام سعر الصرف بإجراء تعديل ديناميكي على الصدمة النقدية غير المتوقعة؛ إذ إن حدوث زيادة غير متوقعة في حجم العرض النقدي المحلي، يؤدي إلى تحقيق ارتفاع في سعر الصرف، أي إن التوسع النقدي يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة المحلية. بعد تطبيق النهج النقدي لـ Dornbusch، كانت مسلَّمات (MAER) في تحديد سعر الصرف تعني أن سعر الصرف يرتبط سلبًا بنمو عرض النقود (الأموال المحلية).

ووفقًا لـ (MAER) فإن الاعتماد على أن توفر حركة كافية لرأس المال مع تحقق مستوى عام للأسعار مرنٍ، يجعل سوق الأصول قادرةً على تحمل الصدمة (غير المتوقعة) كاملة والمنقولة من خلال القناة النقدية.

وبشكل أكثر دقة، فإن تحقق زيادة غير متوقعة في عرض النقود المحلي، من شأنه أن يؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة، مما يؤدي إلى تراجع تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالمال. وعليه فإن بيع السندات المحلية والأرصدة النقدية وشراء السندات الأجنبية، الذي ينتج عن زيادة الطلب على العملات الأجنبية والتوسع النقدي، يترتب عليه انخفاض فوري وكبير في قيمة العملة المحلية.

وقدَّم مايترا (2010)[2] نظرية تقوم على أن الصدمات غير المتوقعة الناتجة عن عملية العرض النقدي في الاقتصاد المحلي، من شأنها التأثير على تغيرات

(1) Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics," Journal of Political Economy, 84(6), 1161-1176; Maitra, B., and C.K. Mukhopadhyay (2010), "Causal Relation Between Money Supply and Exchange Rate in India under Basket Peg and Market Determination Regimes: A Time Series Analysis," The IUP Journal of Applied Economics, 10(2), 40-56.

(2) Maitra, B. (2010), "Unanticipated Monetary Shocks and Exchange Rate Variations in Sri Lanka," The Indian Economic Journal, 58(1), 112-133.

سعر الصرف، ويستند هذا الاستنتاج النظري على رأي النقديين Monetarists الذي يقوم على أنه في المدى القصير يمكن إدارة سعر الصرف من خلال إدخال مفاجآت نقدية، بشرط عدم قدرة وكلاء السوق على توقُّع هذه المفاجآت، حيث يرون أن المفاجآت النقدية ستكون فاعلة لإدارة سعر الصرف، إذا اختفت أية اختلافات هيكلية، وأيضًا اختفى التغاير اللاإرادي المشروط (ARCH) من عملية عرض النقود.

وبصرف النظر عن صدمة عرض النقود غير المتوقعة، يتناول البحث كيفية تأثير الصدمات غير المتوقعة الناتجة عن عرض النقود في الاقتصاد المحلي، على تغيرات سعر الصرف.

ولتأكيد الإطار النظري الذي يأتي من النموذج النقدي لتحديد سعر الصرف الذي يدعو إلى زيادة الإنتاج المحلي لرفع قيمة العملة المحلية – تم البدء بنموذج نقدي لبلدين، حيث تم ذكر وظيفة الطلب على النقود في النموذج، بمعادلة كامبريدج (المعادلة الكَمية للنقود). كما توضحه المعادلات التالية[1]:

$$mi^d = kPY,\ k>0,\text{----------}(1)$$

$$m^d i = k_i P_i Y_i,$$

and

$$m^d{}_f = k_f P_f Y_f.$$

$$m\, i^s = m\, i^d,$$

and

$$m^s{}_f = m^d{}_f,$$

(1) Biswajit Maitra, Biswajit Maitra Monetary, Real Shocks and Exchange Rate Variations in India, Journal of Economic Development, Volume 41, Number 1, March 2016.

$$m^s_i = k_i P_i Y_i \text{----------(2)}$$

$$m^s_f = k_f P_f Y_f \text{----------(3)}$$

$$\frac{m_i}{m_f} = \frac{k_i}{k_f}\frac{P_i}{P_f}\frac{Y_i}{Y_f},$$

$$\frac{m^s_i}{m^s_f} = \frac{k_i}{k_f} s \frac{Y_i}{Y_f}$$

$$s = \frac{P_i}{P_f},$$

نفترض حدوث تعادل القوة الشرائية لسعر الصرف

$$\therefore s = \frac{k_f}{k_i}\frac{m^s_i}{m^s_f}\frac{Y_f}{Y_i},$$

حيث تعبر s عن سعر وحدة العملة المحلية مقوَّمة بالعملة الأجنبية

$$\log s = \log k_f - \log k_h + \log m^s_i - \log m^s_f + \log Y_f - \log Y_i.$$

وتوضح المعادلة السابقة نموذجًا لتحديد سعر الصرف، حيث يتضح أن هناك علاقة طردية بين العرض المحلي للنقود وسعر الصرف، وعلاقة سالبة بين مستوىٰ الإنتاج المحلي والمستوىٰ العام للأسعار.

ومن خلال التحليل النظري يتضح أن هناك وظائف إيجابية للتغيير غير المتوقع في عرض النقود المحلية، أو للصدمات النقدية غير المتوقعة، وهناك نتائج سلبية للتغيير غير المتوقع في الناتج المحلي أو غير المتوقع لصدمات الإنتاج. فضلًا عن ذلك، فإن معدل التغير في قيمة الخصم الآجل في أية فترة هو أيضًا تغيير غير متوقع في النقد المحلي والإنتاج المحلي.

خامسًا- استعراض الأدبيات:

لقد تناولت عدَّة دراسات تجريبية تأثير صدمات النقد وغيرها في الاختلافات في أسعار الصرف في بورصة بريتون وودز العائمة.

ومن بين هذه الدراسات الدراسة التي أعدها Lastrapes (1992)[1]، وتناول فيها بالتحليل المصادر الحقيقية والاسمية لتقلُّبات أسعار الصرف في الولايات المتحدة الأمريكية، وألمانيا، والمملكة المتحدة، واليابان، وإيطاليا، وكندا خلال الفترة من 1973 إلى 1989، باستخدام البيانات الشهرية. حيث وضح الآثار الديناميكية للصدمات الحقيقية والاسمية وأهميتها النسبية فيما يتعلق بأسعار الصرف. كما تعرضت الدراسة للتدليل على أن الصدمات الحقيقية تمثل الجزء الأكبر من التقلُّبات في كل من أسعار الصرف الاسمية والحقيقية على المديين القصير والطويل.

كما سعى Clarida and Gali (1994)[2] إلى تحديد مصادر تقلُّبات سعر الصرف الحقيقي في اليابان وألمانيا وبريطانيا وكندا خلال الفترة من 1973 حتى 1992. ووجدا أنه في حالتي اليابان وألمانيا، أن الصدمات الاسمية كانت السبب الكبير وراء الاختلافات في أسعار الصرف الحقيقية بين الدولار/دويتشه مارك والدولار/الين. ومع ذلك فإن الأدلة ضعيفة في حالتي بريطانيا وكندا.

وقد قام Chadha and Prasad (1997)[3] بدراسة العلاقة بين سعر الصرف ودورة العمل في اليابان، من خلال فترة سعر الصرف العائم في فترة ما بعد

(1) Lastrapes, W.D. (1992), "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates," The Review of Economics and Statistics, 74(3), 530-539.

(2) Clarida, R., and J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41(December), 1-56 (DOI: 10.1016/0167-2231(94)00012-3.

(3) Chadha, B., and E. Prasad (1997), "Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan," IMF Staff Papers, 44(3), 328-355.

بريتون وودز، وقاما بتطبيق نموذج الانحدار الذاتي، في محاولة لتحديد صدمات الاقتصاد الكلِّي، مثل: العرض، الطلب الحقيقي، والصدمات الاسمية وتأثيرها على الناتج، وسعر الصرف. ووجدا أن الصدمات النسبية الاسمية وصدمات الطلب الحقيقية تعد المحددات الرئيسة للاختلاف في التغيرات الحقيقية في سعر الصرف. فضلًا عن ذلك. واستنادًا إلى التحليل التاريخي ذكرا أن التقدير الحاد للينِّ الياباني في عامي 1993 و1995، يمكن أن يُعْزَى انخفاضه في وقت لاحق في المقام الأول إلى الصدمات الاسمية.

في حين تناول Thomas (1997)[1] بالدراسة محددات تحركات سعر الصرف الحقيقي في السويد خلال الفترة من يناير 1979 إلى إبريل 1995، بتمثيل نموذج مندل – فلمنج Mundell-Fleming model. ووجدت الدراسة أن الصدمات الحقيقية تمثل أكثر من 60٪ من تباين الخطأ المتوقع لمعدل التبادل الحقيقي. وكذلك تمثل صدمات الطلب جزءًا أعلى بكثير من الصدمات الحقيقية في السويد عن دول الاتحاد النقدي الأوروبي الأساسية.

وتناول كل من Bhundia and Gollschalk (2003)[2] بالدراسة تقلُّبات سعر صرف الراند/الدولار في جنوب أفريقيا من الربع الأول من عام 1998 إلى الربع الثاني من عام 2002 من خلال قيام الدراسة بتحديد الدراسة إجمالي العرض والطلب الكلِّي والاضطرابات الاسمية كمصادر محتملة لتقلُّبات أسعار الصرف.

في حين درس Wang (2005)[3] الأهمية النسبية للأنواع المختلفة من صدمات الاقتصاد الكلِّي والتقلُّبات في سعر الصرف الحقيقي في الصين بين عامي

(1) Thomas, A. (1997), "Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden," IMF Working Paper, 97/176, International Monetary Fund, Washington.
(2) Bhundia, A., and J. Gollschalk (2003), "Sources of Nominal Exchange Rate Fluctuations in South Africa," IMF Working paper, WP/03/252 (December, 2003).
(3) Wang, T. (2005), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in China," Journal of Comparative Economics, 33(4), 753-771.

1985 و2003 باستخدام الانحدار الذاتي. وبالتحليل التجريبي حدد أن الصدمات النسبية الحقيقية للطلب يُشكل أهم مصدر للتقلُّبات في سعر الصرف الحقيقي. بالإضافة إلى ذلك، تكشف الدراسة أن صدمات العرض مصدر مهمٌّ بالقدر نفسه للتغيرات الحقيقية في سعر الصرف.

وقام Maitra (2010)[1] ببحث تأثير الصدمات النقدية غير المتوقعة لحساب التغيرات في العملة السريلانكية مقابل الدولار الأمريكي، في ظل نظام تعويم مستقل لسعر الصرف. وعددت الدراسة الأدلة على أن الصدمات النقدية غير المتوقعة تلعب دورًا مهمًّا في توليد اختلافات في الروبية السريلانكية/سعر صرف الدولار.

وبالمثل وجد Maitra and Mukhopadhyay (2011)[2]، أن الصدمات النقدية غير المتوقعة تسبب اختلافات في سعر صرف الروبية / الدولار الأمريكي، في ظل نظام تعويم سعر الصرف الأخير في الهند. وهناك دراسات قليلة أخرى حاولت تحديد العوامل المحدِّدة لسعر الصرف وأسباب تقلُّبه في الهند.

وتساءل Moore and Pentecost (2006)[3] عن مدى إسهام الصدمات الاسمية والحقيقية للتغيرات في أسعار الصرف الاسمية والحقيقية للروبية الهندية مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة من مارس 1993 حتى يناير 2004. وبتطبيق تقنية VAR، وجدا الدليل على أنه في الاختلافات في كل من أسعار الصرف الاسمية والحقيقية، والصدمات الحقيقية، هي الأكثر معنوية. وبعض تلك

(1) Maitra, B. (2010), "Unanticipated Monetary Shocks and Exchange Rate Variations in Sri Lanka," The Indian Economic Journal, 58(1), 112-133.

(2) Maitra, B. (2011),"Monetary Shock and Currency Fluctuations: Evidence from High Frequency Dataset," International Economics and Finance Journal, 6(2), 121-138.

(3) Moore, T., and E.J. Pentecost (2006), "The Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in India," Indian Economic Review, 41(1), 9-23.

الاستنتاجات مستمَدَّة من دراسة Pattnaik, Kapur and Dhal (2003)[1] لسعر صرف الروبية الهندية/الدولار خلال الفترة من أبريل 1993 حتىٰ ديسمبر 2001.

واختبر Inoue and Hamori (2009)[2] مصادر التغيرات في أسعار الصرف الاسمية والحقيقية في الهند خلال الفترة من يناير 1999 حتىٰ فبراير 2009. وتوصلا إلىٰ أن الصدمات الحقيقية هي العوامل البارزة وراء التغيرات في كل من أسعار الصرف الحقيقية والاسمية.

وقد وجد Maitra and Mukhopadhyay (2010)[3] أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين عرض النقود وسعر الصرف في نظام سعر صرف المربوط، في حين أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه من العرض النقدي لسعر الصرف في ظل نظام سعر الصرف المعوَّم في الهند. وقد رأيا أن هذه النتائج تتفق مع اقتراح Mundell-Fleming model للاقتصاد الكلِّي في الاقتصاد المفتوح.

وفحص Bhanumurthy (2006)[4] الأهمية النسبية لمتغيرات الاقتصاد الجزئي في تحديد تحركات سعر الصرف علىٰ آفاق زمنية مختلفة، بمساعدة المعلومات الأولية التي تم جمعها من تجار العملات الأجنبية الهندية.

وتوصلت الدراسة إلىٰ أن المضاربة وتدخلات البنك المركزي هي المحددات الرئيسة للحركات اللحظية في سعر الصرف. ومن ناحية أخرىٰ، لعبت الأسس الاقتصادية دورًا رئيسًا في التباين في سعر الصرف، علىٰ المديين المتوسط والطويل.

---

(1) Pattnaik, R.K., M. Kapur, and S.C. Dhal (2003), "Exchange Rate Policy and Management: The Indian Experience," Economic & Political Weekly, 38(22), 2139-2154.

(2) Inoue, T., and S. Hamori (2009), "What Explains Real Exchange Rate Fluctuations? Evidence from SVAR Analysis for India," Economics Bulletin, 29(4), 1-11.

(3) Maitra, B. (2010), "Unanticipated Monetary Shocks and Exchange Rate Variations in Sri Lanka," The Indian Economic Journal, 58(1), 112-133.

(4) Bhanumurthy, N.R. (2006), "Macroeconomic Fundamentals and Exchange Rate Dynamics in India Some Survey Results," Economic & Political Weekly, 41(11), PP:1101-1107.

كما قام Kohli (2003)[1] بتحليل تأثير تدفُّقات رأس المال على التغيرات في أسعار الصرف الهندية. ووجد أن تدفُّق رأس المال الأجنبي يؤدي إلى ارتفاع حقيقي في سعر الصرف.

كما وجد كل من Dua and Sen (2009)[2] أن هناك زيادة في تدفُّقات رأس المال والتي تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف في الهند، وأن صافي تدفُّقات رأس المال وتذبذبها يفسر جزءًا كبيرًا من الاختلافات في سعر الصرف.

وقام كل من Dua and Ranjan (2011)[3] بمحاولة لتوقع سعر صرف الروبية الهندية أمام الدولار الأمريكي في ظل نظام سعر الصرف العائم المدار. وقد مدت الدراسة النموذج النقدي لسعر الصرف من خلال: إدراج العلاوة الآجلة، وتدفُّقات رأس المال، وتقلب تدفُّقات رأس المال، وتدفُّقات الطلبات وتدخلات البنك المركزي استنادًا إلى التحليل التجريبي، وقد توصلا إلى كفاءة النموذج النقدي.

ويتضح من العرض السابق للأدبيات أنها تناولت بالبحث العوامل المحدِّدة لتحركات سعر الصرف في مجموعة من الدول تنطوي على عدد من الأساسيات، والبيانات ذات الصلة، واستخدمت منهجيات مختلفة. ربما هذه الأسباب التي توصلت إليها الأوراق ليست موحدة، وليس هناك إجماع واضح حول أسباب الاختلافات في أسعار الصرف.

---

(1) Kohli, R. (2003), "Real Exchange Rate Stabilization and Managed Floating: Exchange Rate Policy in India 1993-2001," Journal of Asian Economics, 14(3), (DOI:10.1016/S1049-0078(03)00033-2)PP:369-387.

(2) Dua, P., and P. Sen (2009), "Capital Flow Volatility and Exchange Rates: The Case of India," in Macroeconomic Management and Government Finances", Asian Development Bank, Oxford University Pres.

(3) Dua, P., and R. Ranjan (2011), "Modeling and Forecasting the Indian RE/US Dollar Exchange Rate," CDE Working Paper, Delhi School of Economics, India.

سادسًا- قياس أثر الصدمة النقدية على سعر الصرف في جمهورية مصر العربية:

النموذج القياسي:

إن تشابك العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية يصعب من عملية تحديد اتجاه السَّببية؛ لذا يتم اللجوء إلى إجراء اختبار العلاقة السببية من أجل تحديد انتقال التأثير، ولتلافي عدم دقة نماذج الانحدار والذي يؤدي إلى الانحدار الزائف، مما يجعل النتائج المتحصَّل عليها غير دقيقة.

ويتحقق نموذج السببية باتباع ثلاث خطوات تتمثل في الآتي:

1- اختبار استقرارية البيانات Tests of Stationary.
2- اختبار التكامل المشترك Co Integration Test.
3- اختبار اتجاه العلاقة السببية Causality Test.

وتهدف الباحثة من هذا الجزء إلى عرض تحليل تطبيقي لدالَّة تربط أثر صدمة العرض النقدي في التغير في سعر الصرف في مصر خلال الفترة من 1990- 2018.

وتتمثل المتغيرات الاقتصادية فيما يلي:

الرمز	المتغير
INF	**التضخم**
M3	**العرض النقدي**
EX	**سعر الصرف**
It	**سعر الفائدة**
Yt	**الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي**

وفي هذا الإطار سيتم دراسة تأثير الصدمات النقدية على تغيرات سعر الصرف، من أجل اختبار فَرْضيات في محاولة للإجابة عن إشكالية الدراسة.

$$EX_t = c + \alpha \pi_t + \beta_0 gM2_t + \beta_1 {}_g it + \beta_2 gY_t$$

واعتمدت الباحثة على أخذ اللوغاريتم الطبيعي للبيانات الخاصة بجميع متغيرات البحث.

اختبار استقرار السلاسل الزمنية Time Series Stationary Test:

تتَّسم الكثير من السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية، بخاصية عدم الاستقرار Non-Stationary، وهي الحالة التي يكون فيها قيمة متوسط السلسلة أو التباين الخاص بها، أو التغاير بين أية قيمتين لمتغير السلسلة، يتغير تزايدًا أو تناقصًا مع الزمن، وبالتالي يجب في هذه الحالة القيام باختبارات الاستقرار لأية سلسلة زمنية قبل البدء في إجراءات الانحدار الخاصة بها، ومن أشهر هذه الاختبارات اختبار ديكي فولر Dickey-Fuller Test، واختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey-Fuller Test، لاختبار جَذْر الوحدة Unit-Root Test، ويتلخص اختبار ديكي فولر لاختبار استقرار السلسلة Y في إجراء الانحدار الآتي:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + e_t$$

حيث إن:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

ومن ثَمَّ فإن قبول الفَرْض العَدَمي يعني أن السلسلة غير مستقرة، في حين أن قبول الفرض البديل يعني بالضرورة العكس.

بينما يقوم اختبار ديكي فولر المعدل على افتراض وجود مشكلة ارتباط ذاتي لحد الخطأ العشوائي Serial Correlation، ويقوم الاختبار على جعْل صيغة الانحدار تأخذ الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i \Delta Y_{t-i} + e_t$$

وتم إدراج عدد من الفجوات الزمنية حتىٰ تختفي مشكلة الارتباط الذاتي، وتم اتباع الإجراءات نفسها الخاصة باختبار ديكي فولر. وتوسم السلاسل الزمنية المستقرة بأنها متكاملة من الدرجة «صفر».

اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة:

نتائج اختبار ديكي فولر الموسع

اختبار ديكي فولر الموسع								
		المتغيرات	INF	M3	EXF	M EXR	It	GDP
المستوىٰ الأول	A	t المحسوبة	-1,871098	-0,406764	0,765427	-0,855771	-1,683915	-1,344452
		t الجدولية 1٪	-3,621023	-3,626784	-2,630762	-3,632900	-3,626784	-3,626784
		t الجدولية 5٪	-2,943427	-2,945842	-1,950394	-2,948404	-2,945842	-2,945842
		t الجدولية 10٪	-2,610263	-2,611531	-1,611202	-2,612874	-2,611531	-2,611531
الفرق الأول	A	t المحسوبة	-7,321612	-3,423905	-3,783869	-3,340154	-1,734603	-2,699716
		t الجدولية 1٪	-3,626784	-3,626784	-2,630762	-3,626784	-2,630762	-3,626784
		t الجدولية 5٪	-2,945842	-2,945842	-1,950394	-2,945842	-1,950394	-2,945842
		t الجدولية 10٪	-2,611531	-2,611531	-1,611202	-2,611531	-1,611202	-2,611531

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد علىٰ البرنامج الإحصائي (Eviews.7)

لقد تبين من اختبار ADF أن جميع المتغيرات، وفقًا للمستوىٰ الأول، غير ساكنة، وتم ذلك من خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية، وتبين أن $t_c > t_T$ ، أي نقبل الفرض العدمي القائل بأن هناك جذر وحدة، أي إن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل البحث غير ساكنة، وبأخذ الفرق الأول لجميع المتغيرات وجد أنها استقرت، حيث إن $t_c > t_T$، ومعنىٰ ذلك أنها معنوية إحصائيًّا عند 5٪، وبالتالي نرفض الفرضية H_0، مما يسمح بتطبيق اختبار التكامل المشترك.

تحديد فترات الإبطاء:

نتائج اختبار Var Lag لتحديد فترات الإبطاء

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DLAGEXRATE DLOGINFLATION DLOGM3 DLOGRATE DLOGGDP
Exogenous variables: C DLAGEXMARKET
Date: 05/30/19 Time: 22:29
Sample: 1980 2017
Included observations: 33

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	197.0258	NA	8.23e-12	-11.33489	-10.88141*	-11.18231
1	239.0432	66.20933*	3.03e-12*	-12.36626	-10.77905	-11.83221*
2	261.5240	28.61196	4.06e-12	-12.21358	-9.492655	-11.29807
3	284.2952	22.08110	6.74e-12	-12.07850	-8.223855	-10.78153
4	331.6355	31.56022	4.01e-12	-13.43245*	-8.444096	-11.75402

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

واستنادًا إلى نتائج اختبار Var Lag نجد أن غالبية المعايير قد اتفقت على الاعتماد على أن فترة الإبطاء كانت واحدة فقط للنموذج المقترح.

التكامل المشترك Co Integration

وآلية تصحيح الخطأ Error Correction Mechanism

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صورة سلاسل زمنية غير مستقرة، من الممكن - كما سبق الإشارة - أن تكون علاقة الانحدار بينهما قوية، متمثلة في ارتفاع قيم معامل التحديد وقيم إحصاء t ، ولكنها زائفة، وذلك بسبب كون التغير المشترك لهذه المتغيرات قد يكون راجعًا لمتغير آخر يؤثر فيهم جميعًا، ومن ثَمَّ وجب في هذه الحالة تحقيق الاستقرار للسلاسل محل الدراسة أولًا قبل البدء في إجراء الانحدار، ويمكن تحقيق ذلك عن طريق أخذ الفروق للسلاسل حتى يتحقق لها الاستقرار، ويتم بعدها إجراء الانحدار على الفروق المستقرة للسلاسل عند الدرجة نفسها.

إلا أن هذا ليس بالحل الأمثل، فإجراء الانحدار على الفروق يجرد السلاسل من العلاقات التوازنية طويلة الأجل ولا يظهر غير العلاقة قصيرة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة. ومن هنا ظهرت فكرة التكامل المشترك، والتي تنبع من افتراض بسيط للغاية، وهو أنه لو كانت هناك سلسلتان غير مستقرتان، وتم تكوين معادلة انحدار بينهما، وكان حد الخطأ العشوائي الناتج من هذا الانحدار مستقرًّا، فثمة علاقة سببية طويلة الأجل بين هاتين السلسلتين، وهو ما يعرف باسم «التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين». إذًا يمكن القول: إن التكامل المشترك يشير إلى طريقة الحصول على توازن أو علاقة طويلة الأجل بين متغيرات غير مستقرة، أو بكلمات أخرى: يعني التكامل المشترك وجود آلية تمنع الخطأ العشوائي الناتج من معادلة انحدار المتغيرات من الانحراف، بعيدًا عن متوسطة طويل الأجل المساوي للصفر، وهي الآلية المعروفة باسم «آلية تصحيح الخطأ» Error Correction Mechanism.

تحديد عدد متجهات التكامل المشترك Trace:

لتحديد عدد متجهات التكامل بين المتغيرات محل البحث تم الاعتماد على اختبار Johansen، وهو يعتمد على طريقة الإمكان الأعظم Maximum Lkelihood، وهو اختبار يعد أكثر دقة، لا سيما في ظل وجود أكثر من متغيرين، وهو يقوم على حساب ما يعرف بـ«إحصاء الأثر» Trace Statistics و«إحصاء القيمة الذاتية» Eigenvalue Statistics، وبالتالي فهو يقوم على اختبارين فرعيين وليس على اختبار واحد، ومن ثَمَّ فإنه يكون أكثر دقة، ففرض العدم في ظل الـ Trace Statistics يقوم على أن عدد متَّجهات التكامل المشترك أقل من أو يساوي عددًا محددًا (1 أو 2 أو 3)، بينما يكون فرض العدم في ظل الـ Eigenvalue Statistics، على أن عدد متَّجهات التكامل المشترك يساوي عددًا محددًا هو (1 أو 2 أو 3).

وفي حالة التأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فسوف يكون المسار الزمني مرتبطًا بحيث يصحِّح المتغير التابع مساره تبعًا لمسار المتغير المستقل وتبعًا للخطأ العشوائي في الفترات السابقة، حيث شبهت Murray[1] الأمر - وتبعها العديد من الكتابات الإحصائية - بسيدة تسير بشكل عشوائي ويتبعها كلبها Drunk and her dog ، حيث يتبع الكلب مسار السيدة ويعدل من مساره وفقًا لانحراف المسافة التي بينهما، وبالتالي يجب في حال وجود تكامل بين سلسلتين أن يكون التغير في المتغير التابع مرتبطًا بالتغير في المتغير المستقل، ويكون مرتبطًا أيضًا بحدِّ الخطأ العشوائي السابق سلبًا.

ويتم الاختبار من خلال مقارنة Trac Statistics بقيمة t الجدولية عند مستوىٰ معنوية 5٪، فإذا كانت قيمة t < Trac Statistics نرفض وجود تكامل مشترك، والعكس صحيح، وهو ما يوضحه الجدول التالي.

التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن - جسليوس

Hypothesized القيمة الذاتية No. of CE(s) Eigenvalue	λtrace اختبار الأثر	% 0,05 λtrace Critical Value	λmax اختبار القيمة الذاتية العظمىٰ	0,05 Eigenvalue Critical Vale
$r = 0$ * None0,713036	122,7799	96,75366	44,94240	40,o7757
$r = 1$ *At most 1 $r = 1$ * 0,634437	77,83653	69,81889	36,22741	33,87687
$r = 2$At most 2 $r = 2$ 0,419833	41,60912	47,85613	19,59983	27,58434
$r = 3$At most 3 $r = 3$ 0,320651	22,00929	29,79707	13,91835	21,13162
$r = 4$At most 4 $r = 4$ 0,154775	8,0909427	15,49471	6,05348	14,26460
$r = 5$At most 5 $r = 5$ 0,055024	2,037461	3,841466	2,037461	3,8411466

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (Eviews.7).

(1) Michael P Murray; "A Drunk And Her Dog: An Illustration of Cointegration and Error Correction", the American Statistician, Feb 1994, Vol 48. No 1, pp. 37-39

* تعني رفض فرضية العدم عند مستوىٰ 5٪.

ويتضح من الجدول السابق أنه توجد علاقة تكامل مشترك بين متغيرات البحث. وعليه، فإنه يتم رفض الفرض العدمي (r=0) بعدم وجود التكامل المتزامن عند مستوىٰ معنوية (5٪)، وهو ما يعني وجود علاقة تكامل مشترك طويل الأجل بين سعر الصرف الرسمي والتضخم، سعر الفائدة، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف السُّوقي. أو بتعبير آخر: إن ما يطرأ من تغيرات في سعر الصرف الرسمي يرجع للتغيرات في المتغيرات المفسرة، ومن ثَمَّ فإنه لا يمكن تطبيق نموذج الانحدار الذاتي (VAR)؛ لذا اعتمدت الباحثة علىٰ تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM).

تقدير نموذج تصحيح الخطأ العشوائي (VECM):

تتجه المتغيرات الاقتصادية المتصفة بالتكامل المشترك في المدىٰ الطويل إلىٰ الاستقرار، أو بعبارة أخرىٰ: إلىٰ التوازن؛ إذ إن بعض التغيرات المفاجئة تسببت في حدوث انحراف مؤقت لوضع المتغيرات علىٰ مسارها. ويتم استخدام نموذج تصحيح الخطأ بهدف التوفيق بين السلوكين للمتغيرات طويل وقصير الأجل للعلاقات الاقتصادية. حيث يعبر نموذج تصحيح الخطأ عن مسار تعديلي يسمح بإدخال التغيرات الناتجة في المدىٰ القصير في علاقة المدىٰ الطويل.

وبعد التأكد من أن السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج البحث هي متغيرات غير مستقرة في المستوىٰ وساكنة في الفرق الأول، ومن ثَمَّ التحقق من أنها لها عدد من متجهات التكامل المشتركة، ممثلة في متَّجهين اثنين، ولغرض الكشف عن علاقة توازنية طويلة الأمد بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف السُّوقي ومعدل الفائدة ومعدل التضخم، والعرض النقدي - ينبغي أن تحظىٰ هذه المتغيرات بتمثيل في نموذج تصحيح الخطأ Engle and Granger (1987) (ECM)، والذي يتضمن إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في المديَيْن القصير والطويل بين متغيرات النموذج، كما أنه يمكن تفادي المشكلات القياسية الناجمة عن الانحدار

الزائف (Spurious Regression).

وتمثلت نتائج نموذج تصحيح الخطأ في الجدول رقم (1) في الملحق.

النموذج الأول: معادلة سعر الصرف الاسمي

المعادلة الأولى: معادلة التكامل المشترك الأول

D(LOGEXRATE) =-1.877307 -1.261724 (LOGEXRATE(-1) + 1.161125*
(-8.54932) (-9.31834) (6.30445)
LOGM3(-1)-3.251023 LOGGDP(-1)-1.009974 LOGRATE(-1)+0.16454
(-6.92662) (-5.84335) (0.12425)
D(LOGEXRATE(-1))+0.01O457 D(LOGINFLATION(-1))+0.585419
(0.22827) (1.47977)
D(LOGM3(-1)) +2.001246D(LOGGDP(-1))+0.380862
(1.98004) (0.11763)
D(LOGRATE(-1))+1.208868 LOGEXMARKET
(1.28355) (0.11763)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (1.261724-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، وغير معنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -9.31834 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 83٪.

- ولدراسة معنوية النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

(F_{cal}= 17.19968 > $F_{tab(5,38)}$=2.45)

المعادلة الثانية: معادلة التضخم

D(LOGINFLATION)=-2.422004 -0.540382*(LOGEXRATE(-1)
(-2.83800) (-1.02687)
+1.161125* LOGM3(-1)-3.251023 LOGGDP(-1) -1.009974 LOGRATE(-1)
(6.30445) (-6.92662) (-5.84335)
-0.536710 D(LOGEXRATE(-1))-0.459480 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.04282) (-2.58070)
+5.648091 D(LOGM3(-1)) 6.60126D(LOGGDP(-1))
(3.67342) (1.68048)
-0.763008D(LOGRATE(-1))+0.899249 LOGEXMARKET
(-0.66163) (1.96705)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.540382-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، وغير معنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

(Tcal= -2.83800 < Ttab=1.943)

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 44٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

(F_{cal}= 2.708759 > $F_{tab(5,38)}$=2.45)

المعادلة الثالثة: معادلة العرض النقدي

D(LOGM3)=-0.213544 -0.145596 (LOGEXRATE(-1)
(-2.04754) (-2.26398)
+1.161125* LOGM3(-1)-3.251023 LOGGDP(-1) -1.009974 LOGRATE(-1)
(6.30445) (-6.92662) (-5.84335)
-0.083927 D(LOGEXRATE(-1))-0.005029 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.33438) (-0.23111)
+0.656691 D(LOGM3(-1))+0.067280 D(LOGGDP(-1))
(3.49492) (0.14015)
+0.019421 D(LOGIRATE(-1))+0.181752 LOGEXMARKET
(0.13781) (1.96705)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.14559-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، وغير معنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -2.83800 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 44٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 2.708759 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الرابعة: معادلة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

D(LOGGDP)=0.053085-0.003959 (LOGEXRATE(-1)
(2.41648) (-0.29227)
+1.161125* LOGM3(-1)-3.251023 LOGGDP(-1) -1.009974 LOGRATE(-1)
(6.30445) (-6.92662) (-5.84335)
-0.020565 D(LOGEXRATE(-1))-0.003524 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.55233) (-0.76893)
+0.109156 D(LOGM3(-1))+0.449941 D(LOGGDP(-1))
(2.75799) (4.44985)
+0. 038112 D(LOGRATE(-1))-0.029118 LOGEXMARKET
(1.288387) (-2.47443)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.003959-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ومعنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -2.41648 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 81٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 15.22644 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الخامسة: معادلة سعر الفائدة

D(LOGRATE)=-0.005721 -0.047901 (LOGEXRATE(-1)
(-0.03189) (0.433041)
+1.161125* LOGM3(-1)-3.251023 LOGGDP(-1) -1.009974 LOGRATE(-1)
(6.30445) (-6.92662) (-5.84335)
-0.179036 D(LOGEXRATE(-1))-0.012821 D(LOGINFLATION(-1))
(1.65495) (0.34259)
+0.391411 D(LOGM3(-1))+0.881957 D(LOGGDP(-1))
(1.211109) (1.06818)
+0.623846 D(LOGRATE(-1))-0.0070013 LOGEXMARKET
(2.57357) (-0.72860)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.047901)، موجب، ويشير ذلك إلى عدم وجود علاقة طويلة الأجل، كما أنه غير معنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= 0.43304 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 54٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 4.021714 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

النموذج الثاني: معادلة التكامل المشترك الثانية

المعادلة الأولى: معادلة سعر الصرف الاسمي

D(LOGEXRATE) =-1.877307 -0.95636(LOGINFLATION(-1)-13.4997
(-8.54932) (-3.67429) (-6.73992)
LOGM3(-1)+37.61720 LOGGDP(-1)-10.41412 LOGRATE(-1)+0.16454
(7.36894) (5.53969) (0.12425)
D(LOGEXRATE(-1))+0.010457 D(LOGINFLATION(-1))+0.585419
(0.22827) (1.47977)
D(LOGM3(-1)) +2.001246D(LOGGDP(-1))+0.380862
(1.98004) (0.11763)
D(LOGRATE(-1))+1.208868 LOGEXMARKET
(1.28355) (0.11763)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ وهو (0.095636-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ومعنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -3.67429 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 83.59٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 17.19968 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الثانية: معادلة التضخم

D(LOGINFLATION)=-2.422004 -0.002784(LOGINFLATION(-1)-13.4997
(-2.83800) (-0.02752) (-6.73992)
LOGM3(-1)+37.61720 LOGGDP(-1)-10.41412 LOGRATE(-1)-0.536710
(7.36894) (5.53969)
D(LOGEXRATE(-1))-0.459480 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.04282) (-2.58070)
+5.648091 D(LOGM3(-1)) 6.60126D(LOGGDP(-1))
(3.67342) (1.68048)
-0.763008D(LOGRATE(-1))+0.899249 LOGEXMARKET
(-0.66163) (1.96705)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.002784-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ولكنه غير معنوي، وذلك عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -2.83800 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 44,5٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 2.708759 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الثالثة: معادلة العرض النقدي

D(LOGM3)=-0.213544 -0.001399 (LOGINFLATION(-1)
(-2.04754) (-0.11318)
-13.49927 LOGM3(-1)+37.61720 LOGGDP(-1) -10.41412 LOGRATE(-1)
(-6.736884) (7.36884) (5.53969)
-0.083927 D(LOGEXRATE(-1))-0.005029 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.33438) (-0.23111)
+0.656691 D(LOGM3(-1))+0.067280 D(LOGGDP(-1))
(3.49492) (0.14015)
+0.019421 D(LOGRATE(-1))+0.181752 LOGEXMARKET
(0.13781) (3.25328)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.001399-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ولكنه غير معنوي، وذلك عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -2.04754 < T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 56,19٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 4.3295 > F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الرابعة: معادلة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي

D(LOGGDP)=0.053085-0.007431 (LOGINFLATION(-1)
(2.41648) (-2.85373.)

-13.4997 LOGM3(-1)+37.61720 LOGGDP(-1) -10.41412 LOGRATE(-1)
(-6.73892) (7,36884) (5.53969)
-0.020565 D(LOGEXRATE(-1))-0.003524 D(LOGINFLATION(-1))
(-1.55233) (-0.76893)
+0.109156 D(LOGM3(-1))+0.44991 D(LOGGDP(-1))
(2.75799) (4.44985)
+0. 038112 D(LOGRATE(-1))+0.029118 LOGEXMARKET
(1.288387) (-2.47443)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.007431-)، سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ومعنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية نجد أنها في معادلة سعر الصرف لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -2.41648 \ < \ T_{tab}=1.943)$$

- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 81.86٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 15.22644 \ > \ F_{tab(5,38)}=2.45)$$

المعادلة الخامسة: معادلة سعر الفائدة

D(LOGRATE)=-0.005721 -0.007361 (LOGINFLATION(-1)
(-0.03189) (-0.34619)
-13.4997 LOGM3(-1)+37.61720 LOGGDP(-1) -10.41412 LOGRATE(-1)
(-6.73892) (7,36884) (5.53969)
-0.179036 D(LOGEXRATE(-1))-0.012821 D(LOGINFLATION(-1))
(1.65495) (0.34259)
+0.391411 D(LOGM3(-1))+0.881957 D(LOGGDP(-1))
(1.211109) (1.06818)
+0.623846 D(LOGRATE(-1))-0.0070013 LOGEXMARKET
(2.57357) (-0.72860)

- معامل سرعة تصحيح الخطأ (0.007361)، معدل سالب، ويشير ذلك إلى وجود علاقة طويلة الأجل، ومعنوي عند مستوى دلالة أقل من 5٪، ومن خلال مقارنة t المحسوبة بـ t الجدولية، نجد أنها في معادلة سعر الصَّرف ليس لها دلالة إحصائية، حيث إن t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية.

$$(T_{cal}= -0.03189 \ \langle \ T_{tab}=1.943)$$

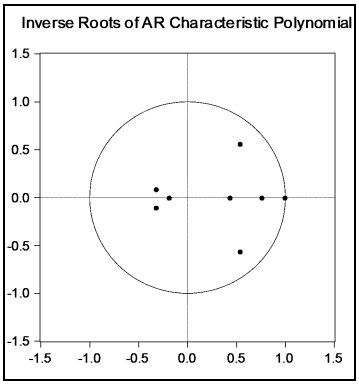
- هذه المعادلة مفسّرة بنسبة 54٪.

- ولدراسة النموذج ككل اعتمدنا على اختبار فيشر، فوجدنا أن النموذج مقبول إحصائيًّا.

$$(F_{cal}= 4.021714 \ > \ F_{tab(5,38)}=2.45)$$

اختبار استقرار النموذج ككل:

شكل (1) استقرار النموذج



يوضح الشكل رقم (1) أن نموذج تصحيح الخطأ العشوائي الذي تم تقديره يحقِّق شرط الاستقرار؛ ويرجع ذلك إلى أن جميع المعاملات أصغر من الواحد، وجميع الجذور تقع داخل الدائرة، وهو ما يعني استقرار النموذج ككل، حيث لا يعاني من مشكلة الارتباط بين الأخطاء، أو عدم ثبات التباين؛ ولأن الهدف الأساس من البحث هو التعرف إلى أثر الصدمات النقدية في سعر الصرف، فإنه يمكن القيام بذلك من خلال تقدير المعادلة التالية:

D(LOGEXRATE) = C(1)*(LOGEXRATE(-1) - 1.29517061516*LOGRATE(-1) - 4.12445464106*LOGGDP(-1) + 1.42015044815*LOGM3(-1) - 7.27404570397) + C(2)*(LOGINFLATION (-1) + 10.1232072197*LOGRATE(-1) + 32.9956251722*LOGGDP(-1) - 10.6973956334*LOGM3(-1) + 29.9339441567) + C(3)*D(LOGEXRATE (-1)) + C(4)*D(LOGEXRATE(-2)) + C(5)*D(LOGINFLATION(-1)) + C(6)*D(LOGINFLATION(-2)) + C(7)*D(LOGRATE(-1)) + C(8)*D(LOGRATE(-2)) + C(9)*D(LOGGDP(-1)) + C(10)*D(LOGGDP(-2)) + C(11)*D(LOGM3(-1)) + C(12)*D(LOGM3(-2)) + C(13) + C(14)*LOGEXMARKET

وتمثل تلك المعادلة أولى المعادلات عندما نقوم بعمل نموذج (make a system):

Dependent Variable: D(LOGEXRATE)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 06/02/19 Time: 14:17
Sample (adjusted): 1982 2017
Included observations: 36 after adjustments
D(LOGEXRATE) = C(1)*(LOGEXRATE(-1) + 1.16112459583*LOGM3(-1) - 3.25102328917*LOGGDP(-1) - 1.0099741648*LOGRATE(-1) - 7.03314230593) + C(2)*(LOGINFLATION(-1) - 13.4992725292 *LOGM3(-1) + 37.6171952358*LOGGDP(-1) + 10.4141196606 *LOGRATE(-1) + 70.8515180184) + C(3)*D(LOGEXRATE(-1)) + C(4) *D(LOGINFLATION(-1)) + C(5)*D(LOGM3(-1)) + C(6)*D(LOGGDP(-1) C(7)*D(LOGRATE(-1)) + C(8) + C(9)*LOGEXMARKET

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.261724	0.135402	-9.318340	0.0000
C(2)	-0.095636	0.026028	-3.674292	0.0010
C(3)	0.016454	0.132425	0.124254	0.9020
C(4)	0.010457	0.045811	0.228274	0.8212
C(5)	0.585419	0.395614	1.479772	0.1505
C(6)	2.001246	1.010708	1.980044	0.0580
C(7)	0.380862	0.296726	1.283548	0.2102
C(8)	-1.877307	0.219585	-8.549325	0.0000
C(9)	1.208868	0.117626	10.27718	0.0000

R-squared	0.835955	Mean dependent var	0.089697
Adjusted R-squared	0.787350	S.D. dependent var	0.198096
S.E. of regression	0.091350	Akaike info criterion	-1.735921
Sum squared resid	0.225310	Schwarz criterion	-1.340041
Log likelihood	40.24658	Hannan-Quinn criter.	-1.597748
F-statistic	17.19868	Durbin-Watson stat	1.809056
Prob(F-statistic)	0.000000		

ويتضح من النتائج السابقة ما يلي:

أولًا: إشارة C(1) سالبة، وكذلك معنوية، حيث إن Pvalue أقل من 5٪، مما يعني أنه توجد علاقة سببية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع في الأجل الطويل. وبصورة أخرى يمكن القول: إن سعر الصرف الرسمي تتأثر قيمته في الأجل الطويل بكل من (معدل التضخم، عرض النقود، الناتج المحلي الإجمالي، معدل الفائدة، وكذلك سعر الصرف السُّوقي).

ولتحديد ما إذا كانت توجد علاقة سببية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع في الأجل القصير، يمكن النظر مباشرة إلى قيم Pvalue الأخرى؛ وذلك لأنه لا يوجد إلا فترة إبطاء واحدة.

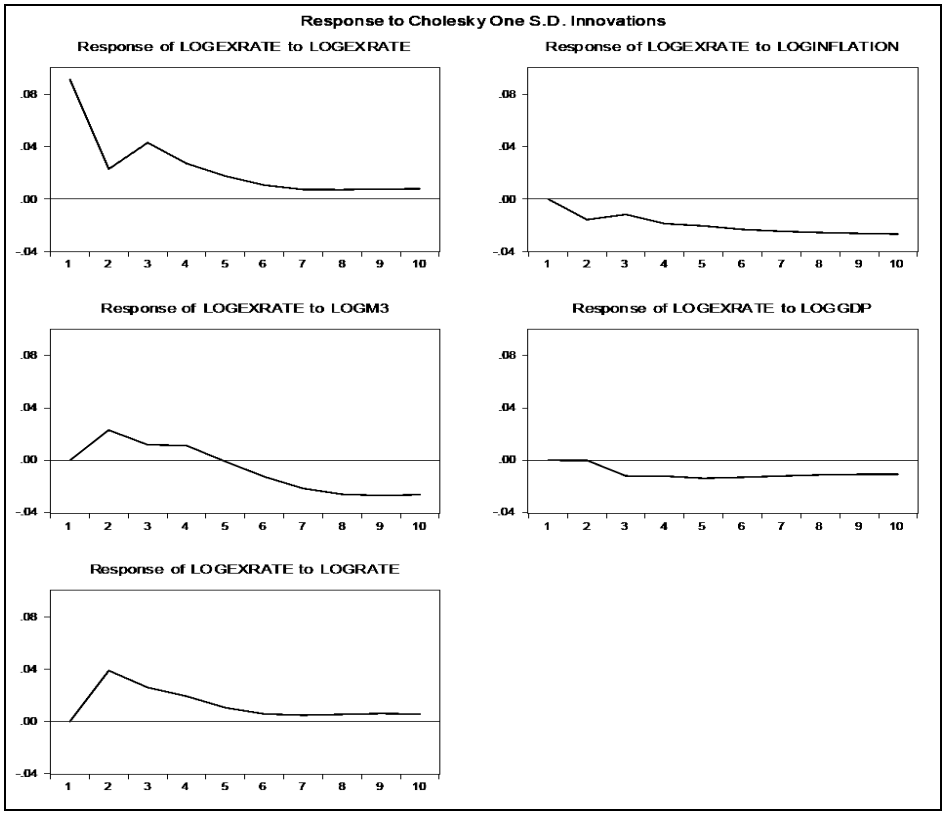
ومن خلال نتائج الجدول السابق يتضح أنه في الأجل القصير لا يتأثر سعر الصرف الرسمي إلا بكل من:

1- الناتج المحلي الإجمالي.

2- سعر الصرف السُّوقي.

سابعًا- تحليل أثر الصدمات النقدية على سعر الصرف:

شكل (2) أثر الصدمات النقدية على سعر الصرف



يتضح من الشكل السابق أن:

1- استجابة سعر الصرف الرسمي للتغير الحادث فيه، إستجابة إيجابية طول فترة التنبوء (10 سنوات)، بمعنىٰ أن ارتفاعًا بنسبة 1٪ في سعر الصرف الرسمي يؤدي إلىٰ زيادة متتالية، ولكن بنسبة أقل لمدة عشر سنوات.

2- استجابة سعر الصرف الرسمي لمعدل التضخم سلبي طول فترة التنبوء (10 سنوات)، بمعنىٰ أن ارتفاع معدل الضخم يؤدي إلىٰ انخفاض سعر الصرف الرسمي.

3- تباين ردة فعل سعر الصرف الرسمي للتغير الحادث في عرض النقود، حيث يتزايد سعر الصرف مع زيادة عرض النقود لمدة خمس سنوات، ثم يبدأ في الانخفاض في آخر 5 سنوات

4- لا يظهر تأثير التغير في الناتج المحلي الإجمالي علىٰ سعر الصرف الرسمي إلا بعد سنتين من التغير الحادث في الناتج، ويكون تأثيره سلبيًّا، حيث إن ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي يؤدي إلىٰ انخفاض سعر الصرف الرسمي، ولكن نلحظ أن التغير في سعر الصرف منخفض جدًّا ويقترب من الصفر.

5- يظهر أن تغير معدل الفائدة يؤثر إيجابيًّا في سعر الصرف الرسمي طول فترة التنبوء (10 سنوات)، بمعنىٰ أن ارتفاع معدل الفائدة يؤدي إلىٰ ارتفاع سعر الصرف الرسمي، وذلك لمدة 6 سنوات، ثم يصبح التغير في سعر الصرف نتيجة التغير في معدل الفائدة يقترب من الصفر.

النتائج والتوصيات

أولًا- النتائج:

- تعرَّض الاقتصاد المصري إلى العديد من الصدمات النقدية تارة إيجابية وتارة سلبية. ويتوقف تحديد سعر الصرف في الاقتصاد تبعًا لاستقراره، ففي ظل بيئة اقتصادية غير مستقرة يتعرض لصدمات نقدية يتم اختيار نظام الصرف وفقًا لطبيعة الصدمة النقدية التي يتعرض لها الاقتصاد، ويمكن توضيحها كالآتي:

الصدمة النقدية الداخلية: في ظل سعر صرف ثابت، وتعرض الاقتصاد لصدمة نقدية توسعية، يعتمد البنك المركزي على تخفيض أسعار الفائدة عن المستويات العالمية، مما يسهم في تدفُّق رؤوس الأموال إلى الخارج، مسببًا عجزًا في ميزان المدفوعات، وفي هذه الحالة يلجأ البنك المركزي لشراء عملته للحفاظ على سعر الصرف، وفي هذه الحالة تنخفض السيولة، ويعوض مستوى عرض النقود على ما كان عليه، وتتساوى أسعار الفائدة مع المستويات العالمية. في حين أنه إذا كان سعر الصرف مرنًا فإن تخفيض سعر الفائدة سيرتفع، وبالتالي يتحسن الحساب الجاري، مما يعمل على زيادة التوظف والدخل، وتستمر هذه العملية حتى يتحقق توازن جديد.

الصدمات الداخلية الحقيقية: عند تعرض الاقتصاد لصدمة مالية توسعية يلجأ البنك المركزي إلى رفع سعر الفائدة عن المستوى التوازني المساوي للسعر العالمي، والذي يشجع إلى تدفُّق رؤوس الأموال نحو الداخل، ويتولد عنها فائض في ميزان المدفوعات؛ مما يدعو البنك المركزي لبيع عملته للمحافظة على سعر الصرف الثابت، ويسهم في زيادة السيولة، وبالتالي يؤدي إلى زيادة الدخل والتوظف، وعدم استقرارهما في ظل نظام تثبيت سعر الصرف.

الصدمات الخارجية: إن العمل على استبعاد أثر الصدمات الخارجية يتطلب اتباع نظام صرف يتمتع بالمرونة الكافية؛ للحد من أثر هذه الصدمات على الاقتصاد المحلي، في حين أن اتباع نظام للصرف ثابت، من شأنه أن ينقل أثر تلك الصدمات إلى الاقتصاد المحلي، في حين يقف سعر الصرف المرن أمام تلك الصدمات بتغيره، مما يدفع أثرها أو جزءًا كبيرًا منه عن الاقتصاد المحلي.

- معاناة سوق الصرف الأجنبي في مصر من اختلالات عميقة.

- عدم قدرة أسعار الفائدة المحددة التي يقررها البنك المركزي، على مجاراة معدلات التضخم المرتفعة، ومحدودية فاعليتها في امتصاص الفائض النقدي في الاقتصاد.

- عجز السلطات النقدية في تحديد العرض النقدي الأمثل، وهو ما عرَّض الاقتصاد لصدمات نقدية متتالية.

- ظهر من اختبار جوهانسن للتكامل المشترك أن هناك متَّجهين للتكامل المشترك بين متغيرات البحث، وذلك عند مستوى معنوية 5٪، وهو ما يدل على وجود علاقة طويلة بين سلاسل البيانات لمتغيرات البحث، أي إنها لا تتباعد عن بعضها البعض في الأجل الطويل.

- يؤثر سعر الصرف الرسمي السائد في قِيَمِه المستقبلية.

- العلاقة بين معدل التضخم وسعر الصرف الرسمي عكسية.

- تباين ردة فعل سعر الصرف الرسمي للتغير الحادث في عرض النقود، حيث يتزايد سعر الصرف مع زيادة عرض النقود، ثم يأخذ اتجاهًا معاكسًا لزيادة عرض النقود.

- لا يتأثر سعر الصرف بالناتج المحلي الإجمالي إلا بعد فترة من التغير

الحـادث في الناتج ويكون تأثيره سلبيًّا، حيث يؤدي ارتفـاع الناتج المحـلي الإجمالي إلى انخفاض سعر الصرف الرسمي.

- هناك علاقة طردية بين معدل الفائدة وسعر الصرف الرسمي.

- أسهم نظام سعر الصرف السائد في تولد العديد من الصدمات النقدية.

ثانيًا- التوصيات:

- العمـل على الحفـاظ على الاحتياطيات الأجنبيـة لدى البنـك المركزي وزيادتها.

- عدم الاعتماد في معالجة المشاكل الاقتصادية من خلال استخدام السياسة النقدية، على سعر الصرف.

- العمـل على الحـدِّ من الواردات الكمالية من أجل الحفـاظ على العمـلة الأجنبية.

- إلغاء تعدُّدية أسعار الصرف، مع إحكام الرقابة على سوق الصرف.

*

الملحق

نتائج اختبار تصحيح الخطأ

Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates
Date: 06/02/19 Time: 08:31
Sample (adjusted): 1982 2017
Included observations: 36 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LOGEXRATE(-1)	1.000000	0.000000
LOGINFLATION(-1)	0.000000	1.000000
LOGM3(-1)	1.161125 (0.18418) [6.30445]	-13.49927 (2.00318) [-6.73892]
LOGGDP(-1)	-3.251023 (0.46935) [-6.92662]	37.61720 (5.10490) [7.36884]
LOGRATE(-1)	-1.009974 (0.17284) [-5.84335]	10.41412 (1.87991) [5.53969]
C	-7.033142	70.85152

Error Correction:	D(LOGEXRAT	D(LOGINFLAT	D(LOGM3)	D(LOGGDP)	D(LOGRATE)
CointEq1	-1.261724 (0.13540) [-9.31834]	-0.540382 (0.52624) [-1.02687]	-0.145596 (0.06431) [-2.26398]	-0.003959 (0.01355) [-0.29227]	0.047901 (0.11061) [0.43304]
CointEq2	-0.095636 (0.02603) [-3.67429]	-0.002784 (0.10116) [-0.02752]	-0.001399 (0.01236) [-0.11318]	-0.007431 (0.00260) [-2.85373]	-0.007361 (0.02126) [-0.34619]
D(LOGEXRATE(-1))	0.016454 (0.13242) [0.12425]	-0.536710 (0.51467) [-1.04282]	-0.083927 (0.06290) [-1.33438]	-0.020565 (0.01325) [-1.55233]	0.179036 (0.10818) [1.65495]
D(LOGINFLATION(-1))	0.010457 (0.04581) [0.22827]	-0.459480 (0.17804) [-2.58070]	-0.005029 (0.02176) [-0.23111]	-0.003524 (0.00458) [-0.76893]	0.012821 (0.03742) [0.34259]
D(LOGM3(-1))	0.585419 (0.39561) [1.47977]	5.648091 (1.53756) [3.67342]	0.656691 (0.18790) [3.49492]	0.109156 (0.03958) [2.75799]	0.391411 (0.32319) [1.21109]
D(LOGGDP(-1))	2.001246 (1.01071) [1.98004]	6.601126 (3.92813) [1.68048]	0.067280 (0.48004) [0.14015]	0.449941 (0.10111) [4.44985]	0.881975 (0.82568) [1.06818]
D(LOGRATE(-1))	0.380862 (0.29673) [1.28355]	-0.763008 (1.15323) [-0.66163]	0.019421 (0.14093) [0.13781]	0.038112 (0.02969) [1.28387]	0.623846 (0.24241) [2.57357]
C	-1.877307 (0.21959) [-8.54932]	-2.422004 (0.85342) [-2.83800]	-0.213544 (0.10429) [-2.04754]	0.053085 (0.02197) [2.41648]	-0.005721 (0.17939) [-0.03189]
LOGEXMARKET	1.208868 (0.11763) [10.2772]	0.899249 (0.45716) [1.96705]	0.181752 (0.05587) [3.25328]	-0.029118 (0.01177) [-2.47443]	-0.070013 (0.09609) [-0.72860]

Vector Error Correction Estimates

R-squared	0.835955	0.445244	0.561948	0.818562	0.543716
Adj. R-squared	0.787350	0.280872	0.432155	0.764803	0.408521
Sum sq. resids	0.225310	3.403292	0.050826	0.002255	0.150367
S.E. equation	0.091350	0.355032	0.043387	0.009139	0.074627
F-statistic	17.19868	2.708759	4.329563	15.22644	4.021714
Log likelihood	40.24658	-8.623822	67.04982	123.1244	47.52575
Akaike AIC	-1.735921	0.979101	-3.224990	-6.340242	-2.140320
Schwarz SC	-1.340041	1.374981	-2.829110	-5.944362	-1.744440
Mean dependent	0.089697	0.029184	0.151783	0.044980	0.005276
S.D. dependent	0.198096	0.418663	0.057577	0.018844	0.097034

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.46E-13
Determinant resid covariance	5.83E-14
Log likelihood	293.1190
Akaike information criterion	-13.22884
Schwarz criterion	-10.80957

❊

المصادر والمراجع

أولًا- العربية:

- باري سيجل، النقود والبنوك والاقتصاد، ترجمة: طه عبد الله منصور وآخرون، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية، 1986.
- سي بول هالوود، رونالد ماكدونالد، النقود والتمويل الدولي، ترجمة: محمود حسن، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية، 2007.
- عبد الحسين جليل عبد الحسن الغالبي، سعر الصرف وإدارته في ظل الصدمات الاقتصادية - نظرية وتطبيقات، الطبعة الأولى، دار صفاء للنشر، عمان، الأردن، 2011.
- موردخاي كرياتين، الاقتصاد الدولي مدخل السياسات، تعريب: محمد إبراهيم منصور، علي مسعود، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية، 2007.
- هوشيار معروف، تحليل الاقتصاد الكلّي، الطبعة الأولى، دار الصفاء للنشر، عمان، الأردن، 2005.

ثانيًا- الأجنبية:

- Bhanumurthy, N.R. (2006), "Macroeconomic Fundamentals and Exchange Rate Dynamics in India Some Survey Results," Economic & Political Weekly, 41(11).
- Bhundia, A., and J. Gollschalk (2003), "Sources of Nominal Exchange Rate Fluctuations in South Africa," IMF Working paper, WP/03/252.
- Biswajit Maitra, Biswajit Maitra Monetary, Real Shocks and Exchange Rate Variations in India, Journal of Economic Development, Volume 41, Number 1, March 2016.
- Chadha, B., and E. Prasad (1997), "Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan," IMF Staff Papers, 44(3).
- Clarida, R., and J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41(December), 1-56 (DOI: 10.1016/0167-2231(94)00012-3.
- Definition and types of shocks and strategies to Be monitored, Angelo King Institute for Economic and Business Studies, PEP- CBMS Network coordinating team, Technical Workshop on "Monitoring Household Coping Strategies during Complex Crises", Summerset Millennium Hotel, March 21,2011.
- Dixon, H. (1999). "Controversy: Exchange Rates and Fundamentals." The Economic Journal 109.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics," Journal of Political Economy, 84(6), 1161-1176; Maitra, B., and C.K. Mukhopadhyay (2010), "Causal Relation Between Money Supply and Exchange Rate in India under Basket Peg and Market Determination Regimes: A Time Series Analysis," The IUP Journal of Applied Economics, 10(2).

- Dua, P., and P. Sen (2009), "Capital Flow Volatility and Exchange Rates: The Case of India," in Macroeconomic Management and Government Finances", Asian Development Bank, Oxford University Press.
- Dua, P., and R. Ranjan (2011), "Modeling and Forecasting the Indian RE/US Dollar Exchange Rate," CDE Working Paper, Delhi School of Economics, India.
- Duasa, Jarita, (2008), "Impact of Exchange Rate Shock on Prices of Imports and Exports", Munich personal REPEC Archine,(MPRA), No.11624, posted 18, 2008.
- Elke Hahn,(2007), "The Impact of Exchang Rate shock on Sectoral Activity and prices in the Euro Area", European Central Bank, NO.796.2007.
- Eric mayer, Johann scharler. Noisy information interest rate shocks and the Great moderation, 2010.
- Inoue, T., and S. Hamori (2009), "What Explains Real Exchange Rate Fluctuations? Evidence from SVAR Analysis for India," Economics Bulletin, 29(4).
- Jack carr. Michaelr. Darby., (1980), The role of money supply shocks in the short-Run demand for money, Journal of Monetary Economic, working paper, No.524. 1980.
- J.Bradford Delong, Martha L.Olney, (2006), "Macroeconomics", Second Edition, McGraw Hill, Americas, New York, 2006.
- Karras, Georgios & Stokes, Houston H., (1999), "Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment," Journal of Macroeconomics, Elsevier, vol. 21(4).
- Kohli, R. (2003), "Real Exchange Rate Stabilization and Managed Floating: Exchange Rate Policy in India 1993-2001," Journal of Asian Economics, 14(3).
- Lastrapes, W.D. (1992), "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates," The Review of Economics and Statistics, 74(3).
- Lawernce J. Ghristiano, Martin Eichenbaum and Charles L.Evans, (1998) "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to what End?", 1998.
- Maitra, B. (2010), "Unanticipated Monetary Shocks and Exchange Rate Variations in Sri Lanka," The Indian Economic Journal, 58(1).
- Maitra, B. (2011),"Monetary Shock and Currency Fluctuations: Evidence from High Frequency Dataset," International Economics and Finance Journal, 6(2).
- Martin Eichencharlesi, Charles Evans, (2011) "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", Quarterly Journal of Economics, 2011.
- Michael P Murray; "A Drunk And Her Dog: An Illustration of Cointegration and Error Correction", the American Statistician, Feb 1994, Vol 48. No 1.
- Moore, T., and E.J. Pentecost (2006), "The Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in India," Indian Economic Review, 41(1).
- Pattnaik, R.K., M. Kapur, and S.C. Dhal (2003), "Exchange Rate Policy and Management: The Indian Experience," Economic & Political Weekly, 38(22).
- Petra M.Geraats, and others, (2006) "Does Central Bank Transparency Reduce Interest Rates?" University of Oxford and at the CEPR/Bancode Espana European Summer Symposium in International Macroeconomics (ESSIM) in Tarragona for helpful commentsy Faculty of Economics United Kingdom. April 2006.
- Richard T.Froyen, (2009), Macroeconomics Theories and Policies, Ninth Edition, Person Education, Inc., Upper saddle River, New Jersy.

- Romer and Romer (2004), Anew Measure of Monetary shock Derivation and Implication the American Economic Review Vol.94.No.4.
- Stockman, A.C. (1980), "Theory of Exchange Rate Determination." Journal of Political Economy 88(4).
- Thomas, A. (1997), "Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden," IMF Working Paper, 97/176, International Monetary Fund, Washington.
- Wang, T. (2005), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in China," Journal of Comparative Economics, 33(4).

ثالثًا- المواقع الإلكترونية:

- htte://www.nber.org.
- http://www.papers.ssrn.com.
- https://www.newyorkfed.

● ○ ●