العلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1989- 2019)[1]

د. عبير شعبان عبده

أستاذ الاقتصاد المساعد

كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية

جامعة الاسكندرية

جمهورية مصر العربية

Abeer.shaban@alexu.edu.eg

ملخص البحث

هدف هذا البحث الى دراسة العلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي في مصر باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية خلال الفترة (1989- 2019). واستخدم البحث اختبار جوهانسون، ونموذج تصحيح الخطأ متعدد المعادلات Vector Error Correction Model (VECM)، واختبار السببية لغرانجر Granger's Causality Test لتحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة. وخلصت الدراسة الى أن العرض النقدي وسعر الصرف الحقيقي لهما تأثير إيجابي ومعنوي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الأجل الطويل. بالإضافة الى أن الناتج المحلي الإجمالي له تأثير إيجابي على سعر الصرف الحقيقي، وأن العرض النقدي له تأثير سلبي على سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل. كذلك أظهرت نتائج تقدير نموذج VECM في الأجل القصير أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتأثر إيجابياً بقيمته في الفترة السابقة، وسلبياً بمعدل الفائدة على الإقراض. وأن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تسبب تحسناً في قيمة الجنيه المصري في الأجل القصير. أيضاً يؤثر معدل الفائدة على الإقراض إيجابياً على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير، بالإضافة الى أن معدل التضخم يؤثر سلبياً على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير. وأظهرت نتائج اختبار السببية أنه توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل. وتوجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير تتحرك من الناتج المحلي الإجمالي إلى سعر الصرف الحقيقي. وتوجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين كمية النقود والنمو الاقتصادي وسعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل تتحرك من كمية النقود في اتجاه الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي. وتوصي الدراسة بأنه يجب على البنك المركزي ضبط كمية النقود بما يضمن استقرار سعر الصرف الحقيقي وتحفيز النمو الاقتصادي. كذلك يجب على البنك المركزي مراعاة التأثير المتبادل بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عند صياغة السياسة النقدية وسياسة سعر الصرف.

الكلمات الدالة

النمو الاقتصادي، العرض النقدي، سعر الصرف، مصر، تحليل التكامل المشترك، اختبار جوهانسون، نموذج VECM، اختبار السببية لغرانجر.

[1] تم تقديم البحث في 2021/2/21، وتم قبوله للنشر في 2021/3/7.

(1) المقدمة

طبقت الحكومة المصرية منذ نهاية الثمانينات وبداية التسعينات من القرن الماضي برنامجاً للإصلاح الاقتصادي والتعديل الهيكلي، تضمن إجراءات عدة لتحرير الأسعار، وإزالة القيود على سوق الصرف الأجنبي، وإعادة هيكلة القطاع العام، وتنفيذ برنامج للخصخصة وتشجيع القطاع الخاص (Korayem, 1997) وقد شمل برنامج الإصلاح الاقتصادي والتعديل الهيكلي تغيرات عدة في أدوات وأهداف السياسة النقدية بغرض زيادة فاعليتها من أهمها: قيام البنك المركزي بتحرير معدل الفائدة وإلغاء السقوف على معدل الفائدة وعلى الائتمان المصرفي في عام 1991، وبالتالي أصبحت البنوك تمتلك الحرية في تحديد معدل الفائدة على الودائع وعلى القروض. فضلاً عن ذلك تم تغيير الهدف التشغيليoperational target للسياسة النقدية في 2005 من الاحتياطيات الزائدة إلى معدل الفائدة على المعاملات بين البنوك لمدة ليلة واحدةovernight interest rate. بالإضافة إلى ذلك اعتمد البنك المركزي على أدوات غير مباشرة لتنفيذ السياسة النقدية خلال فترة الإصلاح الاقتصادي مثل عمليات السوق المفتوحة open market operations، ومعدل الخصم discount rate، ومعدل الفائدة على أذون الخزانة "treasury bill rates (Shokr, et al., 2019,). كذلك اتخذت الحكومة إجراءات عدة خلال الفترة (1989- 2016) لتحرير سعر الصرف، حيث تم في نهاية الثمانينات تطبيق سعر صرف مرن على كافة المعاملات التي تتم في نطاق البنوك المعتمدة، ثم أنشئت السوق الحرة للتعامل في الصرف الأجنبي. وفي بداية التسعينات عملت الحكومة على تثبيت سعر الصرف على الرغم من أن النظام المعلن كان هو التعويم المدار، لكن محاولة التثبيت أدت الى استنزاف الاحتياطي الأجنبي مما اضطر الحكومة إلى إتباع نظام التعويم المدار في يناير 2001، حيث يترك سعر الصرف يتحدد وفقا لقوى السوق حتى يصل إلى الحد الأقصى المحدد من جانب السلطات النقدية، وفي يناير 2003 صدر قرار بتعويم سعر الصرف (مرسى، 2003). وفي إطار العمل على القضاء على السوق الموازية للصرف الأجنبي والحد من المضاربات على الدولار قرر البنك المركزي في نوفمبر 2016 تحرير سعر الصرف وترك الحرية للبنوك العاملة في مصر لتحديد سعر بيع وشراء النقد الأجنبي وفقا للطلب والعرض (البنك المركزي، 2016/2015). ولاشك أن تلك الإجراءات أثرت على سلوك المتغيرات الاقتصادية مثل العرض النقدي وسعر الصرف ومعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم.

فقد حدثت زيادة كبيرة في كمية النقود M1 و M2 خلال الفترة (1989-2019) خاصة بعد عام 2006 (شكل رقم (2-1) بملحق 2)[1]، هذا على الرغم من أن البنك المركزي كان يسعى دائماً لامتصاص السيولة من خلال عمليات السوق المفتوحة. فضلاً عن ذلك حقق سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي زيادة كبيرة ومستمرة خلال الفترة (1989- 2019)[2]، هذا في حين تقلب سعر الصرف الحقيقي بشكل كبير خلال تلك الفترة (شكل رقم

[1] تشير M1 الى العرض النقدي بالمفهوم الضيق، وتتكون من النقدية في التداول بالإضافة الى الودائع الجارية بالعملة المحلية لدي البنوك التجارية. وتشير M2 الى العرض النقدي بالمفهوم الواسع، وتضم مكونات M1 بالإضافة إلى أشباه النقود.

[2] يعرف سعر الصرف في الدراسة الحالية بأنه سعر العملة الأجنبية (الدولار الأمريكي) مقاس بوحدات العملة المحلية (الجنيه المصري)، وبالتالي الزيادة في سعر الصرف تعني انخفاضاً في قيمة العملة المحلية Depreciation، والانخفاض في سعر الصرف يعني تحسناً في قيمة العملة المحلية Appreciation.

(2-2) بملحق 2)[1]. وشهد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي زيادة خلال الفترة (1989-2019) إلا أن معدل النمو فيه شهد تقلباً كبيراً خلال نفس الفترة (شكل رقم (2-3) وشكل رقم (2-4) بملحق 2). كذلك على الرغم من أن الهدف النهائي للسياسة النقدية في مصر كان دائماً تحقيق الاستقرار في الأسعار إلا أن الفترة (1989- 2019) شهدت تقلبات كبيرة في معدل التضخم (جدول رقم (1-1) بملحق1).

(1-1) مشكلة الدراسة

يُعد العرض النقدي وسعر الصرف من المتغيرات الاقتصادية المهمة التي تؤثر في النمو الاقتصادي، لذلك تُستخدم السياسة النقدية وسياسة سعر الصرف من قبل البنك المركزي في معظم الدول لتحقيق الاستقرار الاقتصادي وتحفيز النمو الاقتصادي. لكن بالرجوع إلى النظرية الاقتصادية يلاحظ أن العرض النقدي وسعر الصرف كلاهما يؤثر في الأخر وكلاهما يؤثر ويتأثر بالنمو الاقتصادي. فمن ناحية يلجأ البنك المركزي إلى تغيير العرض النقدي للتأثير في النمو الاقتصادي وضبط معدلات التضخم، ومن ناحية أخرى الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يرفع الطلب على النقود، ولتحقيق الاستقرار في سوق النقود يجب زيادة العرض النقدي بما يتناسب مع النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. أيضاً زيادة العرض النقدي يمكن أن تؤثر على سعر صرف العملة المحلية من خلال تغيرات سعر الفائدة والمستوى العام للأسعار وفقا لشرط تعادل معدل الفائدة Interest Rate Parity، وتعادل القوة الشرائية Purchasing Power Parity (PPP). وفي نفس الوقت التغيرات في سعر الصرف يمكن أن يتبعها تغيرات في العرض النقدي من خلال عمليات بيع وشراء الصرف الأجنبي التي يقوم بها البنك المركزي لتجنب حدوث تغيرات كبيرة في سعر الصرف، خاصة في ظل اتباع نظام سعر الصرف الثابت أو حتى نظام التعويم المدار. فضلاً عن ذلك التغيرات في سعر الصرف تؤثر وتتأثر بالنمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، حيث إن زيادة سعر الصرف يشجع على التصدير وبالتالي يشجع النمو الاقتصادي. لكن من ناحية أخري أشار جزء كبير من الدراسات الاقتصادية الى أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تؤدي إلى تحسن قيمة العملة Appreciation، ومن ثم انخفاض سعر الصرف. وفي مصر شهدت الفترة (1989- 2019) زيادة كبيرة في العرض النقدي وسعر الصرف وصاحبها تقلبات كبيرة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل النمو فيه، كما أشرنا سابقاً. كما يوضح جدول رقم (3-1) بملحق 3 وجود ارتباط طردي قوي بين العرض النقدي وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. وبناءً عليه يسعى هذه البحث الى الإجابة على السؤال التالي: هل توجد علاقة سببية بين العرض النقدي وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي؟ وما هو اتجاه هذه العلاقة السببية؟

(1-2) أهداف الدراسة

يهدف هذا البحث إلى تحديد العلاقة الكمية والسببية بين العرض النقدي وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي- كمقياس للنمو الاقتصادي- في مصر وذلك باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية خلال الفترة من عام 1989 الى عام 2019.

---

[1] تم حساب سعر الصرف الحقيقي من خلال العلاقة التالية: $RE = E \frac{P^*}{P}$

حيث RE سعر الصرف الحقيقي، و E سعر الصرف الإسمي، وP^* المستوى العام للأسعار في الولايات المتحدة الأمريكية، وP المستوى العام للأسعار في مصر.

(1-3) أهمية الدراسة

في ضوء العلاقات المتبادلة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي كما أشرنا سابقاً، وفي ضوء الأهمية الكبيرة للسياسة النقدية ولسياسة سعر الصرف في تحقيق الاستقرار والنمو الاقتصادي، فمن المهم تحديد العلاقات الكمية والسببية بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي، حيث إن ذلك يساعد البنك المركزي في صياغة سياسة نقدية صحيحة.

(1-4) فروض الدراسة

تسعى الدراسة إلى اختبار الفروض التالية:

(1-4-1) توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين العرض النقدي وسعر الصرف في مصر.

(1-4-2) توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين العرض النقدي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر.

(1-4-3) توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر.

(1-5) منهج الدراسة

استخدم البحث منهجي الاستنباط والقياس، حيث اعتمد على منهج الاستنباط الذي يستخدم المعلومات المستمدة من النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة في صياغة العلاقات بين متغيرات الدراسة وتفسير نتائج تقدير تلك العلاقات. واستخدم البحث أدوات التحليل القياسي لتقدير العلاقات الكمية بين المتغيرات محل الدراسة وتقييم المعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة وقياس علاقات السببية وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews. واعتمد البحث على تحليل التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسون Johansen test، وقام بتقدير نموذج تصحيح الخطأ متعدد المعادلات **Vector Error Correction Model (VECM)**، وإجراء اختبار السببية لغرانجر Granger's Causality Test.

(1-6)مصادر البيانات

استخدمت الدراسة بيانات سلسلة زمنية سنوية عن مصر خلال الفترة (1989-2019). وتم اختيار تلك الفترة لأنها الفترة التي شملت إصلاحات عدة في أهداف وأدوات السياسة النقدية وفي نظام سعر الصرف في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي. وقد تم الحصول على البيانات من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators، وقاعدة بيانات صندوق النقد الدولي International Financial Statistics، وبيانات البنك المركزي المصري، النشرة الإحصائية الشهرية. ويوضح الجدول رقم (1-1) بملحق 1بيانات الدراسة، كما يوضح جدول رقم (2-3) بملحق 3 الخصائص الإحصائية للمتغيرات خلال فترة الدراسة.

(1-7)خطة الدراسة

قُسم البحث بعد المقدمة كالتالي: يشمل الجزء الثاني الأساس النظري للعلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي، ويعرض الجزء الثالث نتائج الدراسات السابقة، ويتناول الجزء الرابع النموذج المستخدم في الدراسة وطرق التقدير، ويعرض الجزء الخامس نتائج تقدير النموذج المستخدم في الدراسة، ويتناول الجزء السادس والأخير من الدراسة أهم نتائج البحث والتوصيات.

(2) الأساس النظري للعلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي

(2-1)العرض النقدي وسعر الصرف

وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية (PPP) purchasing power parity يعرف سعر الصرف الحقيقي من خلال العلاقة التالية (Dornbusch, et al., 2011):

$$RE = E\ \frac{P^*}{P} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث تشير RE إلى سعر الصرف الحقيقي، و E سعر الصرف الإسمي مقاس بعدد وحدات العملة المحلية المطلوبة لشراء وحدة واحدة من العملة الأجنبية. وتشير P^* إلى المستوى العام للأسعار في الدولة الأجنبية، وP المستوى العام للأسعار في الاقتصاد المحلي. ويقيس سعر الصرف الحقيقي القدرة التنافسية للاقتصاد المحلى حيث يقيس أسعار السلع الأجنبية بالنسبة لأسعار السلع المحلية. وارتفاع سعر الصرف الحقيقي معناه انخفاض حقيقي في قيمة العملة المحلية real Depreciation، بمعنى أخر انخفاض أسعار السلع المحلية مقارنة بأسعار السلع الأجنبية. والعكس صحيح في حالة انخفاض RE الذي يعنى تحسناً حقيقياً في قيمة العملة المحلية real Appreciation، ويشير إلى ارتفاع أسعار السلع المحلية مقارنة بأسعار السلع الأجنبية. ويمكن أن يرجع التغير في سعر الصرف الحقيقي إلى تغير سعر الصرف الإسمي E أو تغير الأسعار النسبية P^*/P ، أو كلاهما.

ويمكن للتغيرات في كمية النقود أن تغير معدل الفائدة والمستوى العام للأسعار وبالتالي تغير سعر الصرف الإسمي والحقيقي. فوفقا لشرط تعادل معدل الفائدة Interest parity Condition تكون العلاقة بين سعر الصرف الإسمي ومعدل الفائدة على النحو التالي (Blanchard, 2017, Pp. 413-415) :

$$E_t = \frac{1+i_t^*}{1+i_t}\ E_{t+1}^e \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (2)$$

وفقا للمعادلة رقم (2) يؤدي ارتفاع معدل الفائدة المحلي i مقارنة بمعدل الفائدة العالمي i^* إلى تدفق رؤوس الأموال للداخل capital inflows- وذلك بافتراض حركية رؤوس الأموال- مما يؤدي إلى تحسن قيمة العملة المحلية أي انخفاض سعر الصرف الإسمي E وانخفاض سعر الصرف الحقيقي بافتراض ثبات الأسعار النسبية (P^*/P). وبالتالي انخفاض كمية النقود وما يترتب عليه من ارتفاع معدل الفائدة المحلي مقارنة بمعدل الفائدة العالمي سوف يشجع على تدفق رؤوس الأموال للداخل مما يؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الإسمي والحقيقي وتحسن القيمة الخارجية للعملة المحلية. وعلى الجانب الأخر، زيادة كمية النقود وما يترتب عليها من انخفاض معدل الفائدة المحلي مقارنة بمعدل الفائدة العالمي يشجع على تدفق رؤوس الأموال للخارج capital outflows مما يؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الإسمي والحقيقي. وبالتالي توجد علاقة طردية بين كمية النقود وسعر الصرف الإسمي والحقيقي وفقا لشرط تعادل معدل الفائدة وبافتراض ثبات الأسعار النسبية، حيث إن زيادة كمية النقود ترفع سعر الصرف الإسمي والحقيقي، أي تحدث انخفاضاً في القيمة الخارجية للعملة المحلية Depreciation.

ومن ناحية أخرى وفقا لنظرية كمية النقود Quantity Theory of Money توجد علاقة طردية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار على النحو التالي (Froyen, 2013, Pp. 67-69):

M = K Y P

$$P = \frac{M}{K\,Y} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots . (3)$$

حيث تشير M الى كمية النقود، وK نسبة الرصيد النقدي من الدخل وهي عبارة عن مقلوب سرعة دوران النقود، وY الناتج الحقيقي. وبافتراض ثبات Y و K فان زيادة كمية النقود تؤدي إلى زيادة المستوى العام للأسعار. وبالتالي إذا صاحب زيادة كمية النقود - مع ثبات العوامل الأخرى- زيادة في المستوى العام للأسعار P فإن ذلك يترتب عليها انخفاض سعر الصرف الحقيقي أي تحسن حقيقي في قيمة العملة، وذلك بافتراض ثبات العوامل الأخرى بما في ذلك سعر الصرف الإسمي، وهذا يحدث عادة في ظل نظام سعر الصرف الثابت (Blanchard, 2017). لكن في ظل سعر الصرف المرن إذا صاحب زيادة كمية النقود زيادة في P وزيادة E فإن الأثر على سعر الصرف الحقيقي سوف يكون غير محدد. فوفقا لنظرية كمية النقود ونظرية تعادل القوة الشرائية عادة توجد علاقة تناسبية بين كمية النقود M والمستوى العام للأسعار P وسعر الصرف الإسمي E بافتراض ثبات العوامل الأخرى (De Grauwe & Grimaldi, 2001).

الخلاصة أنه في ظل نظام سعر الصرف المرن وافتراض حركية رؤوس الأموال تؤثر تغيرات كمية النقود على سعر الصرف الحقيقي من خلال قناتين، القناة الأولى أن زيادة كمية النقود تحدث انخفاضاً في معدل الفائدة، وبالتالي تدفق رؤوس الأموال للخارج، ومن ثم ارتفاع سعر الصرف الإسمي وفقا لشرط تعادل معدل الفائدة (معادلة رقم 2)، وهذا يتبعه ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بافتراض ثبات الأسعار النسبية p^*/p (معادلة رقم 1). والقناة الثانية أن زيادة كمية النقود قد تحدث ارتفاعاً في الأسعار خاصة في الأجل الطويل وبالتالي فان الأسعار النسبية تنخفض وسعر الصرف الحقيقي ينخفض بافتراض ثبات سعر الصرف الإسمي (معادلة رقم 1 ومعادلة رقم 3). لكن إذا ارتفع سعر الصرف الإسمي مع ارتفاع المستوي العام للأسعار المحلية فإنه في هذه الحالة يكون أثر زيادة كمية النقود على سعر الصرف الحقيقي غير محدد ويعتمد على مقدار الزيادة التي تحدث في سعر الصرف الإسمي والمستوى العام للأسعار مع زيادة كمية النقود. وبناءً عليه يمكن للبنك المركزي في ظل سعر الصرف المرن أن يؤثر على سعر الصرف الإسمي والحقيقي وبالتالي يؤثر على مكونات الطلب الكلي على السلع المحلية من خلال تغيير كمية النقود. أما في ظل سعر الصرف الثابت تكون التغيرات في كمية النقود تابعة endogenous لهدف الحفاظ على سعر الصرف ثابتاً وذلك بالحفاظ على معدل الفائدة المحلي قريباً من معدل الفائدة العالمي. لكن هذا لا يمنع أن تسبب زيادة كمية النقود انخفاض سعر الصرف الحقيقي حتى في ظل نظام سعر الصرف الثابت وذلك إذا تسببت زيادة كمية النقود في رفع المستوى العام للأسعار المحلية وبالتالي انخفاض السعر النسبي للسلع الأجنبية p^*/p (Dornbusch, et al., 2011). وعلى الجانب الأخر التغيرات في سعر الصرف يمكن أن يصاحبها تغيرات في العرض النقدي وفقا لأهداف البنك المركزي. فوفقا لقاعدة Taylor وبدءاً من التوازن عند مستوى الناتج المحتمل، التحسن الحقيقي في قيمة العملة real appreciation أي ارتفاع قيمة العملة عن مستواها الطبيعي يجب أن يتبعه سياسة نقدية توسعية أي زيادة في العرض النقدي لإلغاء الأثر الانكماشي على الاقتصاد المحلي (Taylor, 2001).

(2-2) العلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي

يمكن أن تؤدي زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي - مع ثبات العوامل الأخرى- إلى انخفاض سعر الصرف الإسمي E، أي يحدث تحسن في قيمة العملة Appreciation، وذلك من خلال أن زيادة النمو الاقتصادي يصاحبها تحسن في التكنولوجي وفي الإنتاجية وزيادة الصادرات، فضلاً عن أنها تؤدي إلى زيادة الدخول وبالتالي زيادة الطلب على العملة المحلية. ومن ثم يتوقع أن يصاحب النمو الاقتصادي زيادة في القيمة الخارجية للعملة المحلية أي انخفاض سعر الصرف الإسمي والحقيقي بافتراض ثبات الأسعار النسبية (p*/p) (Raza & Afshan, 2017). لكن من ناحية أخرى تعني زيادة النمو الاقتصادي زيادة في الدخول، وبالتالي زيادة في الطلب على السلع المحلية والأجنبية مما يترتب عليها زيادة الواردات وانخفاض الإنتاج المتاح للتصدير، وهذا ربما يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة ومن ثم ارتفاع سعر الصرف الإسمي والحقيقي. ومن ثم يكون الأثر النهائي للنمو الاقتصادي على سعر الصرف الإسمي والحقيقي محصلة كل تلك الأثار.

وعلى الجانب الأخر، الزيادة في سعر الصرف الإسمي أو الحقيقي يمكن أن يكون لها تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي يمكن توضيحه باستخدام المعادلة التالية (Blanchard, 2017):

$$Y= C(Y-T) + G + I(R, Y) + NX(Y, Y^*, RE) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

يترتب على ارتفاع سعر الصرف الحقيقي - مع ثبات العوامل الأخرى- زيادة الأسعار النسبية للسلع الأجنبية، وبالتالي يتحول طلب المواطنين والأجانب لصالح السلع المحلية، ومن ثم تزيد الصادرات وتقل الواردات مما يرفع صافي الصادرات NX - بافتراض توافر شرط Marshall - Lerner[1]، وبالتالي يزيد الطلب الكلي ويزيد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (عبد الحفيظ، 2016). لكن على جانب العرض يمكن أن يترتب على ارتفاع سعر الصرف ارتفاع تكلفة المواد الخام والمدخلات المستوردة وبالتالي يرفع تكاليف الإنتاج مما يقلل النمو الاقتصادي. ويكون الأثر الصافي محصلة الأثرين (Kandel & Dincer, 2008).

(2-3) العرض النقدي والنمو الاقتصادي

كان الكلاسيك والنيوكلاسيك يؤمنون بحيادة النقود وأن التغيرات في العرض النقدي تؤدي إلى تغيرات في الطلب الكلي والأسعار ولا تؤثر على المتغيرات الحقيقية. فالسياسة النقدية التوسعية تنعكس في زيادة الأسعار دون التأثير على الناتج والتوظف. وبالنسبة لكينز كان يرى أن السياسة النقدية تؤثر على المتغيرات الحقيقية إذا كان الطلب على النقود قليل المرونة بالنسبة لمعدل الفائدة وإذا كان الاستثمار مرناً بالنسبة لمعدل الفائدة. أما إذا كانت دالة تفضيل السيولة أفقية – مصيدة السيولة - فإن معدل الفائدة لا ينخفض مع زيادة العرض النقدي، كذلك إذا كان الاستثمار لا يستجيب لتغيرات معدل الفائدة فإن السياسة النقدية لا تؤثر على النشاط الاقتصادي حتى لو انخفض معدل الفائدة، وبالتالي تُعد السياسة المالية أفضل في هذه الحالة من وجهة نظر الكينزيين. ويرى النقديون أن السياسة النقدية هي الأداة الفعالة في التأثير على النشاط الاقتصادي وذلك لأنهم كانوا يعتقدون في انخفاض مرونة الطلب على النقود بالنسبة لمعدل الفائدة وارتفاع مرونة الاستثمار بالنسبة لمعدل الفائدة، وبالتالي ينتج عن التغيرات في العرض النقدي تغيرات في معدل الفائدة وتغيرات في الاستثمار

[1] أن تكون مجموع القيم المطلقة لمرونات الطلب السعرية على الصادرات والواردات أكبر من واحد.

والطلب الكلي. لكن من ناحية اخرى اعتقد النقديون في أن السياسة النقدية يمكن أن تؤثر على المتغيرات الحقيقية في الأجل القصير فقط بينما ينصب تأثيرها في الأجل الطويل على المتغيرات الإسمية مثل المستوى العام للأسعار ومعدل الفائدة الإسمي والأجر النقدي (Froyen, 2013).

وبصفة عامة، ووفقا للمعادلة رقم (4) يلاحظ أنه يمكن للتغير في العرض النقدي أن يؤثر على النمو الاقتصادي من خلال التغيرات في معدل الفائدة وسعر الصرف. فالزيادة في العرض النقدي تؤدي إلى تخفيض سعر الفائدة وفقا لأثر السيولة، وهذا يؤدي إلى زيادة الاستثمار وبالتالي زيادة النمو الاقتصادي. ومن ناحية أخرى زيادة العرض النقدي - كما أشرنا سابقاً- تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف الإسمي والحقيقي بافتراض ثبات الأسعار النسبية وبالتالي زيادة الصادرات وانخفاض الواردات ومن ثم زيادة الناتج الكلي. ويعتمد تأثر السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي على مدى تأثيرها على كل من معدل الفائدة وسعر الصرف من ناحية وعلى مدى تأثير التغيرات في معدل الفائدة وسعر الصرف على مكونات الطلب الكلي من ناحية أخرى (Blanchard, 2017). على الجانب الأخر، وفقا لمعادلة التبادل - معادلة رقم (3)- نجد أنه توجد علاقة طردية مباشرة بين العرض النقدي والناتج الحقيقي في ظل ثبات العوامل الأخرى، حيث إن زيادة الدخل الحقيقي Y مع ثبات P و K قد يتبعه زيادة كمية النقود M للحفاظ على استقرار سوق النقود.

(3)نتائج الدراسات السابقة

تنقسم معظم الدراسات التطبيقية التي قدمت في مجال دراسة العلاقة بين كمية النقود وسعر الصرف والنمو الاقتصادي إلى ثلاث مجموعات، اهتمت المجموعة الأولى منها بدراسة أثر التغير في كمية النقود على سعر الصرف، وتناولت الثانية أثر التغير في كمية النقود على النمو الاقتصادي، واهتمت الثالثة بدراسة العلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي. واستخدمت معظم الدراسات بيانات سلاسل زمنية، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك، وتقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR، ونموذج تصحيح الخطأ متعدد المعادلات VECM، فضلاً عن تقدير دوال الاستجابة Impulse Response Function وتحليل مكونات التباين Variance Decomposition وإجراء اختبار السببية. وخلصت معظم الدراسات إلى أن زيادة كمية النقود تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وزيادة سعر الصرف مقاس بعدد وحدات العملة المحلية لكل وحدة من العملة الأجنبية، أي أن زيادة العرض النقدي تؤدي إلى انخفاض القيمة الخارجية للعملة المحلية. كذلك توصلت معظم الدراسات إلى أن ارتفاع سعر الصرف يرفع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وعلى الجانب الأخر تؤدي الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي إلى تحسن القيمة الخارجية للعملة المحلية أي تخفض سعر الصرف. وتوجد غالباً علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين كمية النقود وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، حيث إن تغير كمية النقود يسبب تغير سعر الصرف وتغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وليس العكس، في حين توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بمعنى أن كلاهما يسبب تغير الأخر. وسوف نعرض فيما يلي بعض تلك الدراسات:

- دراسة Ahn (1994) استخدمت بيانات ربع سنوية عن كوريا وسنغافورة خلال الفترة (1970- 1993)، واستخدمت طريقة المربعات الصغرى OLS في التقدير، وخلصت إلى أن سعر الصرف الإسمي في كوريا لا

يتحدد بالتغيرات في العرض النقدي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. ووجدت الدراسة بالنسبة لسنغافورة أن الزيادة في العرض النقدي ترفع سعر الصرف الإسمي، والزيادة في الناتج المحلي الإجمالي تخفضه، وأرجع الباحث ذلك إلى أن درجة تحرير رأس المال أعلى في حالة سنغافورة.

- دراسة (2001) De Grauwe & Grimaldi استخدمت بيانات عن 100 دولة خلال الفترة (1970-1999)، واعتمدت في التقدير على طريقة OLS وطريقة 2SLS، وخلصت إلى أن زيادة العرض النقدي تسبب انخفاضاً في القيمة الخارجية للعملة. كذلك يؤدي النمو في الناتج إلى تحسن القيمة الخارجية للعملة، وأن النمو في العرض النقدي له تأثير ضعيف على الناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل.
- دراسة (2008) Kandel& Dincer استخدمت بيانات عن مصر وتركيا خلال الفترة (1980-2005)، واعتمدت على طريقة المربعات الصغرى، وخلصت إلى أن التحسن المتوقع في القيمة الحقيقية للعملة المحلية له أثر سلبي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في تركيا حيث يخفض القدرة التنافسية ويخفض الصادرات، وله أثر إيجابي - لكن غير معنوي إحصائيا- على النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر لأنه يخفض تكلفة المدخلات المستوردة وبالتالي يرفع الناتج المعروض. كذلك يؤدي النمو في العرض النقدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي في كل من مصر وتركيا لكن مع وجود فترة ابطاء.
- دراسة (2010) Maitra استخدمت بيانات شهرية عن سيرلانكا خلال الفترة (2001-2008)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل Johansen، وتقدير نموذج VECM، وتقدير دوال الاستجابة، وتحليل مكونات التباين، وخلصت إلى وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين العرض النقدي وسعر الصرف حيث إن زيادة العرض النقدي تسبب انخفاض قيمة العملة، في حين أن التغيرات في سعر الصرف لا تؤثر على العرض النقدي. وفي دراسة اخرى (2015) Maitra استخدمت بيانات سنوية عن ماليزيا خلال الفترة (1971- 2012)، واعتمدت على نموذج ARDL، ونموذج VAR واختبار Wald Test. وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين العرض النقدي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والأسعار، وأن الزيادة في M1 تسبب زيادة الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير والأجل الطويل هذا في حين أن الزيادة في الناتج لا تسبب تغير M1.
- دراسة (2012) .Chaudhry et al استخدمت بيانات سنوية عن باكستان خلال الفترة (1972- 2010)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك Johansen& Juselius approuch، واختبار السببية لغرانجر. وخلصت الدراسة إلى وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وأن سعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يسببان زيادة العرض النقدي M2 كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
- دراسة (2012) Onyeiwu استخدمت بيانات سنوية عن نيجيريا خلال الفترة (1981-2008) واعتمدت على طريقة OLS، وخلصت إلى أن الزيادة في العرض النقدي لها أثر إيجابي على النمو في الناتج المحلي الإجمالي وميزان المدفوعات.
- كذلك دراسة (2014) Effiong استخدمت بيانات ربع سنوية عن نيجيريا خلال الفترة (1987-2011) واعتمدت على تحليل a cointegrated SVAR، وخلصت إلى أن الزيادة في العرض النقدي تؤدي إلى زيادة سعر

الصرف الإسمي أي انخفاض القيمة الخارجية للعملة المحلية، وأن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي تؤدي إلى خفض سعر الصرف الإسمي أي تحسن قيمة العملة المحلية، وذلك من خلال التحسن في القدرة التنافسية للدولة.

- دراسة (2014) Rashid & Jehan استخدمت بيانات ربع سنوية عن باكستان خلال الفترة (1980-2009)، واعتمدت على Johansen Test لإجراء اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة. وخلصت الدراسة إلى أن الزيادة في العرض النقدي لها أثر إيجابي على الناتج الصناعي، كما أن الزيادة في العرض النقدي تؤدي إلى تحسن في قيمة العملة Appreciation ثم يعقبه تدهور في قيمتها Depreciation.
- دراسة (2015) Dilmaghani & Tehranchian استخدمت بيانات سنوية عن 30 دولة نامية خلال الفترة (2001-2010)، واعتمدت في التقدير على طريقة Generalized Methods Moments (GMM) وخلصت إلى أن زيادة العرض النقدي تؤدي إلى ارتفاع سعر الصرف، أي انخفاض قيمة العملة المحلية، وأن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف أي تحسن قيمة العملة المحلية، وذلك بسبب زيادة الطلب على العملة المحلية مع زيادة GDP.
- دراسة (2016) .Ahmad et al استخدمت بيانات سنوية عن باكستان خلال الفترة (1973-2014)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك مدخل ARDL، وخلصت إلى أن الزيادة في العرض النقدي وسعر الصرف لهما أثر إيجابي على النمو الاقتصادي.
- دراسة (2016) .Anwar et al عن باكستان خلال الفترة (1972- 2011)، واعتمدت على طريقة OLS وخلصت إلى أن الناتج المحلي الإجمالي لا يتأثر بالتغيرات في العرض النقدي، لكنه يتأثر إيجابياً بالتغيرات في سعر الصرف الحقيقي وسلبياً بالتغيرات في سعر الفائدة.
- دراسة (2016) Alavinasab استخدمت بيانات سنوية عن إيران خلال الفترة (1971-2011)، واعتمدت على تحليل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ ECM، وخلصت إلى أن التغير في العرض النقدي وسعر الصرف لهما تأثير إيجابي ومعنوي على النمو الاقتصادي في الأجل القصير وفي الأجل الطويل.
- دراسة (2016) .Nwoko et al استخدم بيانات سنوية عن نيجيريا خلال الفترة (1980-2011) واعتمدت على طريقة OLS، وخلصت إلى أن الزيادة في العرض لنقدي ليس لها أثر معنوي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في حين أن سعر الفائدة له أثر سلبي ومعنوي على الناتج المحلي الإجمالي.
- دراسة (2017) Raza & Afshan استخدمت بيانات سنوية عن باكستان خلال الفترة (1972-2013) واعتمدت على تحليل التكامل المشترك، وخلصت الدراسة إلى أن زيادة معدل النمو الاقتصادي تخفض سعر الصرف الإسمي في حين أن زيادة كمية النقود ترفع سعر الصرف الإسمي، وأيضاً اشارت الدراسة إلى وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين معدل النمو الاقتصادي وسعر الصرف، ووجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين سعر الصرف والعرض النقدي حيث إن تغير كمية النقود تسبب تغير سعر الصرف.

- دراسة Akalpler & Duhok (2018) استخدمت بيانات سنوية عن ماليزيا خلال الفترة (1985-2014)، واعتمدت على طريقة المربعات الصغرى OLS، وخلصت إلى أن التغيرات في معدل النمو في M2 ومعدل الفائدة ومعدل التضخم يؤثرون إيجابياً على معدل النمو الاقتصادي في ماليزيا.
- دراسة Ahmad, et al. (2019) استخدمت بيانات سنوية عن الصين خلال الفترة (1981- 2013)، اعتمدت على تحليل التكامل المشترك ARDL، واختبار السببية لغرانجر، وخلصت إلى أن تخفيض القيمة الخارجية للعملة devaluation له أثر إيجابي على التنمية الاقتصادية، وأن النمو الاقتصادي الأعلى يحسن من قيمة العملة المحلية من خلال زيادة الكفاءة الإنتاجية والأثر الإيجابي على ميزان المدفوعات، وأنه توجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين الناتج المحلي الإجمالي وسعر الصرف حيث إن الناتج المحلي الإجمالي هو الذي يسبب تغير سعر الصرف.
- دراسة Shokr, et al. (2019) استخدمت بيانات ربع سنوية عن مصر خلال الفترة (1991-2011)، واعتمدت على نموذج Structural Vector Autoregressive (SVAR)، وخلصت الدراسة إلى أن الزيادة في العرض النقدي ترفع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والتضخم، في حين أنها تخفض سعر الصرف الحقيقي الفعال (محسوب بعدد وحدات العملة الأجنبية لكل جنيه مصري) أي أن العرض النقدي يسبب انخفاضاً في القيمة الخارجية للجنيه المصري.
- دراسة Rahman & Islam (2020) خلال الفترة (1977- 2015) اعتمدت على نموذج ARDL ونموذج VECM وخلصت إلى أن الزيادة في العرض النقدي والتحسن في القيمة الخارجية للعملة المحلية لهما أثر إيجابي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الهند.
- دراسة Hossain & Maitra (2020) استخدمت بيانات سنوية عن الهند خلال الفترة (1985- 2016)، واعتمدت على نموذج ARDL، وخلصت إلى أن التغير في العرض النقدي يسبب ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير والأجل الطويل، وأن الانخفاض في قيمة العملة له تأثير سلبي على الناتج المحلي الإجمالي بسبب انخفاض مرونة الطلب السعرية على الواردات والصادرات وارتفاع أسعار المدخلات المستوردة مما يرفع تكاليف الإنتاج.
- دراسة Jena & Sethi (2020) استخدمت بيانات سلسلة سنوية عن الهند خلال الفترة (1981-2017)، واعتمدت على نموذج ARDL، وخلصت الدراسة إلى أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يؤدي إلى تحسن سعر الصرف الحقيقي الفعال للعملة الهندية.

وركزت الدراسة الحالية على تحليل وقياس علاقة التداخل بين العرض النقدي وسعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر حيث توجد ندرة في الأبحاث في هذا المجال، وذلك لأن معظم الدراسات التطبيقية السابق عرضها ركزت بصفة أساسية على دراسة أثر كمية النقود على سعر الصرف وعلى النمو الاقتصادي والعلاقة بين سعر الصرف والنمو الاقتصادي، هذا فضلاً عن قلة الدراسات الخاصة بمصر في هذا المجال.

(4) النموذج المستخدم وطريقة التقدير

تستخدم معظم الدراسات التطبيقية نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive Model (VAR) لدراسة التداخل بين المتغيرات الاقتصادية ولتقدير دوال الاستجابة وتحليل مكونات التباين وإجراء اختبارات السببية. لكن يتطلب استخدام نموذج VAR أن تكون المتغيرات الداخلة في النموذج ساكنة Stationary. أما اذا كانت المتغيرات غير ساكنة nonstationary وتتبع I(1)، وفي نفس الوقت يوجد بينهما تكامل مشترك Cointegration فإنه لا يصلح استخدام نموذج VAR، حيث إنه لا يصلح تقدير نموذج VAR في صورة الفروق من الدرجة الأولى لأننا سوف نفقد المعلومات الموجودة في حد تصحيح الخطأ ECT، وإذا تم تقدير VAR في صورة الأحجام in level فإن نتائج اختبار F لا تكون ملائمة لإجراء اختبار السببية (Enders, 2015). لذلك في حالة المتغيرات التي بينها تكامل مشترك يتم الاعتماد على نموذج تصحيح الخطأ متعدد المعادلات **Vector Error Correction Model (VECM)** لتقدير العلاقات طويلة الأجل والعلاقات قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج، وكذلك تقدير دوال الاستجابة وتحليل مكونات التباين واجراء اختبارات السببية[1]. ويُعد نموذج VECM حالة خاصة من نموذج VAR يستخدم في حالة المتغيرات الاقتصادية التي تتبع I(1) وبينها تكامل مشترك، لذلك يسمى في بعض الحالات Cointegrated VAR (Hill et al., 2011).

ووفقا للدراسات السابقة، ووفقا للهدف من الدراسة الحالية يشمل نموذج VECM في الدراسة الحالية على ستة متغيرات على النحو التالي:

- لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ln RGDP كمتغير نائب عن النمو الاقتصادي.
- لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي ln RE، وقد تم حساب سعر الصرف الحقيقي وفقا للمعادلة رقم (1).
- لوغاريتم كمية النقود وفقا للمفهوم الضيق ln M1 كمؤشر للعرض النقدي.
- معدل الفائدة على الإقراض LENR كمؤشر لمعدل الفائدة الإسمي.
- معدل التضخم INFL مقاس بمعدل النمو في المكمش الضمني للناتج.
- متغير صوري dum يعكس سياسة تحرير سعر الصرف في 2016، حيث dum = صفر خلال الفترة (1989-2015)، و dum =1 خلال الفترة (2016-2019).

$$\text{Ln RGDP}_t = f(\ln \text{RE}_t, \ln \text{M1}_t, \text{LENR}_t, \text{Infl}_t, \text{dum}_t) \quad \text{.....(5)}$$

وحيث إن الهدف من الدراسة هو بحث التداخل والعلاقات السببية بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي فإن المتغيرات الداخلية Endogenous Variables في نموذج VECM تكون: لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ln RGDP، ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقي ln RE، ولوغاريتم كمية النقود ln M1. وتعامل باقي المتغيرات وتشمل معدل الفائدة على الإقراض LENR، ومعدل التضخم INFL، والمتغير الصوري

[1] توجد آراء كثيرة تؤيد استخدام نموذج VECM إذا كانت المتغيرات محل الدراسة غير ساكنة I(1) وبينها تكامل مشترك، حيث إن نموذج VECM هو صيغة مقيدة لنموذج VAR ويعطي مقدرات أكثر كفاءة في حالة المتغيرات الاقتصادية التي بينها تكامل مشترك، إلا أن البعض يرى أن التقديرات الناتجة من نموذج VECM في الأجل القصير قد تكون أقل دقة من التقديرات الناتجة من نموذج VAR (Farzanegan and Markwardt, 2009, p.139).

dum كمتغيرات خارجية Exogenous Variables في نموذج VECM. وبالتالي تكون العلاقات طويلة الأجل في نموذج VECM على الشكل التالي:

$$\ln \mathrm{RGDP}_t = a_{10} + a_{11} \ln \mathrm{RE}_t + a_{12} \ln \mathrm{M1}_t + \varepsilon_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

$$\ln RE_t = a_{20} + a_{21}\, ln\, RGDP_t + a_{22} \ln M1_t + \varepsilon_{2t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

$$\ln M1_t = a_{30} + a_{31}\, ln\, RGDP_t + a_{32} \ln RE_t + \varepsilon_{3t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8)$$

حيث يشير ε الى حد الخطأ العشوائي، وبالنسبة للإشارات المتوقعة لمعلمات النموذج فهي كالتالي:

- **معادلة النمو الاقتصادي- معادلة رقم (6):** من المتوقع أن تكون إشارة a_{11} موجبة حيث إن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يعني انخفاض الأسعار النسبية للسلع المحلية وبالتالي يؤدي إلى زيادة صافي الصادرات وزيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، كذلك من المتوقع أن تكون إشارة a_{12} موجبة لأن زيادة كمية النقود تؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة، وبالتالي زيادة الاستثمار وزيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي. ومن ناحية أخرى يمكن أن تؤدي زيادة كمية النقود إلى ارتفاع سعر الصرف مما يعني انخفاض القيمة الخارجية للعملة المحلية، وبالتالي يرفع صافي الصادرات ويرفع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، كما أشرنا سابقاً.
- **معادلة سعر الصرف- معادلة رقم (7):** من المتوقع أن تكون إشارة a_{21} غير محددة، حيث إن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يصاحبها زيادة القدرة على التصدير، وكذلك يترتب عليها زيادة في الواردات، وبالتالي الأثر على سعر الصرف الحقيقي يكون غير محدد. كذلك من المتوقع أن تكون إشارة a_{22} غير محددة حيث إن زيادة العرض النقدي – كما أشرنا سابقاً- قد يصاحبها انخفاض في القيمة الخارجية للعملة، أي ارتفاع سعر الصرف الإسمي وارتفاع المستوى العام للأسعار في حالة نظام سعر الصرف المرن، أما الأثر على سعر الصرف الحقيقي فهو غير محدد.
- **معادلة العرض النقدي- معادلة رقم (8):** من المتوقع أن تكون اشارة a_{31} موجبة، حيث إن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يصاحبها زيادة كمية النقود للمحافظة على توازن سوق النقود وفقا لمعادلة كمبردج (معادلة رقم 3). كذلك من المتوقع أن تكون إشارة a_{32} غير محددة، حيث إن ارتفاع سعر الصرف قد يصاحبها سياسة نقدية توسعية أو انكماشية وفقا لأهداف البنك المركزي.

وتكون الصيغة العامة لنموذج (VECM) في الأجل القصير كما يلي (Lütkepohl, 2005):

$$D(\ln \mathrm{RGDP}_t) = \sum^{P}_{i=1} \alpha_{1i}\, D(\ln \mathrm{RGDP}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \beta_{1i}\, D(\ln \mathrm{RE}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \gamma_{1i}\, D(\ln \mathrm{M1}_{t-i}) + \theta_1\, \mathrm{ECT1}_{t-1} + \pi_{11}\, \mathrm{LENR}_t + \pi_{12}\, \mathrm{INFL}_t + \pi_{13}\, \mathrm{dum}_t + u_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9)$$

$$D(\ln \mathrm{RE}_t) = \sum^{P}_{i=1} \alpha_{2i}\, D(\ln \mathrm{RGDP}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \beta_{2i}\, D(\ln \mathrm{RE}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \gamma_{2i}\, D(\ln \mathrm{M1}_{t-i}) + \theta_2\, \mathrm{ECT}_{2t-1} + \pi_{21}\, \mathrm{LENR}_t + \pi_{22}\, \mathrm{INFL}_t + \pi_{23}\, \mathrm{dum}_t + u_{2t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

$$D(\ln \mathrm{M1}_t) = \sum^{P}_{i=1} \alpha_{3i}\, D(\ln \mathrm{RGDP}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \beta_{3i}\, D(\ln \mathrm{RE}_{t-i}) + \sum^{P}_{i=1} \gamma_{3i}\, D(\ln \mathrm{M1}_{t-i}) + \theta_3\, \mathrm{ECT}_{3t-1} + \pi_{31}\, \mathrm{LENR}_t + \pi_{32}\, \mathrm{INFL}_t + \pi_{33}\, \mathrm{dum}_t + u_{3t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (11)$$

وتشير D إلى الفروق من الدرجة الأولى في المتغير، وتشير P إلى الحجم الأمثل لفترات الإبطاء الزمنية optimal lags، ويشير ECTإلى حد تصحيح الخطأ المشتق من العلاقة طويلة الأجل على النحو التالي:

$$ECT_{1t-1} = \varepsilon_{1t-1} = \ln RGDP_{t-1} - a_{10} - a_{11} \ln RE_{t-1} - a_{12} \ln M1_{t-1}$$

$$ECT_{2t-1} = \varepsilon_{2t-1} = \ln RE_{t-1} - a_{20} - a_{21} \ln RGDP_{t-1} - a_{22} \ln M1_{t-1}$$

$$ECT_{3t-1} = \varepsilon_{3t-1} = \ln M1_{t-1} - a_{30} - a_{31} \ln RGDP_{t-1} - a_{32} \ln RE_{t-1}$$

(5) نتائج تقدير النموذج

يتضمن تقدير نموذج VECM عدة خطوات على النحو التالي:

(5-1) اختبار درجة سكون متغيرات الدراسة

حيث تم تطبيق اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests على متغيرات الدراسة وهي: لوغاريتم الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي ln RGDP، ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقي ln RE، ولوغاريتم كمية النقود ln M1، ومعدل الفائدة على الاقراض LENR، ومعدل التضخم INFL. واعتمدت الدراسة على اختبار –Augmented Dickey Fuller (ADF) لاختبار درجة تكامل المتغيرات الداخلة في النموذج (Enders, 2015). ويوضح الجدول رقم (1) نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ADF بدون نقاط انكسار breaking point ومع وجود نقاط انكسار، وفي ظل وجود حد ثابت فقط، ثم إعادة الاختبار في ظل وجود حد ثابت واتجاه زمنى خطي. وتشير النتائج– بصفة عامة- إلى أن السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الدراسة غير ساكنة Non-stationary وتتحول إلى سلاسل زمنية ساكنة Stationary بأخذ الفروق من الدرجة الأولى، وبالتالي تكون متكاملة من الدرجة الأولى أي تتبع I(1).

(5-2) تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء الزمني

قد تم تحديد عدد الفجوات الزمنية lags الداخلة في النموذج باستخدام نموذج VAR ومعايير Information Criteria مثل معيار AIC ومعيار SIC. وتشير النتائج - كما يتضح من الجدول رقم (3-3) بملحق 3- إلى أن العدد الأمثل لفترات الإبطاء الزمني يعادل فترتين.

(5-3) إجراء اختبار التكامل المشترك Cointegration test

اعتمدت الدراسة على اختبار Johansen (1991) للتأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ولوغاريتم سعر الصرف ولوغاريتم كمية النقود. ويتكون اختبار Johansen من اختبارين Trace Test و Max-Eigen Test، ويتم تحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك بين متغيرات النموذج من خلال مقارنة إحصائية الاختبار مع القيمة الحرجة، حيث إذا كانت إحصائية الاختبار أكبر من القيمة الحرجة يتم رفض فرض العدم H_0 القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (Enders, 2015). ويوضح الجدول رقم (2) نتائج اختبار Johansen. وتفيد نتائج الاختبار - سواء باستخدام Trace Test أو Max-Eigen Test- برفض فرض العدم القائل بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج وقبول الفرض البديل القائل بوجود علاقة تكامل مشترك واحدة بين متغيرات النموذج.

جدول 1: نتائج تطبيق اختبار جذر الوحدة على متغيرات الدراسة

الاختبار: Augmented Dickey-Fuller test					
H_0: There is a unit root					
	المتغير				
	RGDP	**RE**	**M1**	**INFL**	**LENR**
حد ثابت	-0.29	-3.76	2.04	-3.03	-2.59
	(0.91)	(0.01)	(0.99)	(0.04)	(0.11)
حد ثابت & اتجاه زمني خطي	-3.09	-3.76	-0.77	-3.16	-.003
	(0.12)	(0.03)	(0.95)	(0.11)	(0.99)
	الفروق من الدرجة الأولى				
	D(RGDP)	D(RE)	D(M1)	D(INFL)	D(LENR)
حد ثابت	-3.57	--	-5.28	-5.82	-4.76
	(0.01)		(0.00)	(0.00)	(0.00)
حد ثابت & اتجاه زمني خطي	-3.49	--	-6.47	-6.44	-5.99
	(0.06)		(0.00)	(0.00)	(0.00)
درجة التكامل	I(1)	I (0)	I (1)	I (1)	I (1)
الاختبار: Breakpoint unit root test					
H_0: There is a unit root					
	المتغير				
	RGDP	**RE**	**M1**	**INFL**	**LENR**
حد ثابت	-2.18	-4.18	-1.09	-3.92	-3.41
	(0.96)	(0.104)	(>0.99)	(0.19)	(0.43)
حد ثابت & اتجاه زمني خطي	-6.58	-4.67	-2.23	-5.39	-3.91
	(< 0.01)	(0.17)	(>0.99)	(0.03)	(0.58)
	الفروق من الدرجة الأولى				
	D(RGDP)	**D(RE)**	**D(M1)**	**D(INFL)**	**D(LENR)**
حد ثابت	-4.57	-4.23	-7.62	-6.99	-6.32
	(0.036)	(0.09)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)
حد ثابت & اتجاه زمني خطي	----	-6.25	-7.45	-8.77	-5.96
		(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)	(< 0.01)
درجة التكامل	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)

- كل المتغيرات في صورة لوغاريتم ماعدا معدل التضخم INFL ومعدل الفائدة على القروض LENR، ويشير حرف D إلى الفروق من الدرجة الأولى، والقيم بين الأقواس تمثل الـ P-value.

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5 وبيانات جدول رقم (1-1) بملحق 1.

جدول 2: نتائج تقدير اختبار التكامل المشترك Johansen test

عدد علاقات التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة	Trace test			Max-Eigen test		
	إحصائية الاختبار Trace Statistic	القيمة الحرجة 0.05 Critical Value	Prob.	إحصائية الاختبار Max-Eigen Statistic	القيمة الحرجة 0.05 Critical Value	Prob.
لا يوجد H_0: None	41.38691	29.79707	0.0015	36.24896	21.13162	0.0002
بحد أقصى 1 H_0: At most 1	5.137959	15.49471	0.7940	4.252166	14.26460	0.8318
بحد اقصى 2 H_0: At most 2	0.885792	3.841466	0.3466	0.885792	3.841466	0.3466

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5 وبيانات جدول رقم (1-1) بملحق 1.

(4-5) تقدير العلاقات طويلة الأجل وقصيرة الأجل باستخدام نموذج VECM

بعد التأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، تم تقدير العلاقات الكمية طويلة الأجل وقصيرة الأجل بين متغيرات الدراسة باستخدام نموذج VECM، وكانت النتائج على النحو التالي:

(5-4-1) العلاقات طويلة الأجل: وتمثل نتائج تقدير المعادلات أرقام 6 و 7 و 8 باستخدام نموذج VECM وكانت نتائج التقدير كالتالي[1]:

$$\ln RGDP_t = 9.997 + 0.208\, ln\, RE_t + 0.353 \ln M1_t + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots\dots (6)$$
$$Se \qquad\qquad (0.036) \qquad (0.019)$$

$$\ln RE_t = -47.987 + 4.800\, ln\, RGDP_t - 1.696 \ln M1_t + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots\dots (7)$$
$$Se \qquad\qquad (0.800) \qquad (0.301)$$

$$\ln M1_t = -28.296 + 2.831\, ln\, RGDP_t - 0.590 \ln RE_t + \varepsilon_{3t} \dots\dots\dots\dots (8)$$
$$Se \qquad\qquad (0.142) \qquad (0.099)$$

وتمثل القيم بين الأقواس الأخطاء المعيارية (Se) Standard error، ونستنتج من المعادلات السابقة ما يلي:

- يتضح من معادلة النمو الاقتصادي (معادلة رقم 6) أن سعر الصرف الحقيقي وكمية النقود لهما تأثير إيجابي ومعنوي على النمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1989-2019)، حيث إن زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة 10% - أي حدوث انخفاض حقيقي في القيمة الخارجية للجنيه المصري بنسبة 10%- تؤدي إلى زيادة

[1] إعداد الباحثة من مخرجات تقدير النموذج باستخدام برنامج Eviews.9.5، والنتائج التفصيلية موجودة بجداول أرقام (3-4) و(3-5) و(3-6) بملحق 3.

الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 2% تقريباً. كذلك زيادة كمية النقود بنسبة 10% تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 3,5% تقريباً. وهذه النتيجة تتفق مع معظم الدراسات السابقة مثل دراسة Onyeiwu (2012)، و دراسة Rashid & Jehan (2014)، ودراسة Ahmad et al. (2016)، ودراسة Alavinasab (2016)، ودراسة Shokr, et al. (2019).

- يتضح من معادلة سعر الصرف الحقيقي (معادلة رقم 7) أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي له تأثير إيجابي ومعنوي على سعر الصرف الحقيقي، حيث إن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% تؤدي إلى زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة 4,8%، أي أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتبعها انخفاض حقيقي في قيمة الجنيه real depreciation. وربما يفسر ذلك بأن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر غالبا ترفع الواردات بدرجة أكبر من تنشيطها للصادرات. كذلك زيادة العرض النقدي لها تأثير عكسي ومعنوي على سعر الصرف الحقيقي في مصر خلال الفترة (1989-2019)، حيث إن زيادة كمية النقود بنسبة 1% تؤدي إلى انخفاض سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1,7% تقريباً، أي أن زيادة كمية النقود تؤدي إلى تحسن حقيقي في القيمة الخارجية للعملة المحلية real appreciation. وربما يفسر ذلك بأن زيادة كمية النقود ترفع الأسعار P بنسبة أكبر من الزيادة في سعر الصرف الإسمي E، خاصة أن مصر عادة تميل إلى اتباع نظام سعر الصرف الثابت أو التعويم المدار. وبالتالي تنخفض الأسعار النسبية (P*/P) بنسبة أكبر من ارتفاع سعر الصرف الإسمي المصاحب لزيادة كمية النقود مما يتبعه انخفاض سعر الصرف الحقيقي RE- كما يتضح من المعادلة رقم (1).

- يتضح من معادلة العرض النقدي (معادلة رقم 8) أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي له تأثير إيجابي ومعنوي على كمية النقود في مصر خلال الفترة (1989-2019)، حيث إن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% يصاحبها زيادة العرض النقدي بنسبة 2,8% تقريباً، وهذه النتيجة تتفق مع ما تتوقعه نظرية الكمية وفقا لمعادلة كمبردج. كذلك زيادة سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1% - أي حدوث انخفاض حقيقي في القيمة الخارجية للجنيه المصري بنسبة 1%- يصاحبها إنخفاض كمية النقود بنسبة 0,6% تقريباً.

(2-4-5) العلاقات قصيرة الأجل: يوضح جدول رقم (3) نتائج تقدير العلاقات قصيرة الأجل- المعادلات أرقام 9 و10 و11- باستخدام نموذج VECM. ويتضح من نتائج التقدير في الأجل القصير الآتي:

- أن حد تصحيح الخطأ ECT_{t-1} سالب ومعنوي في كل من معادلة النمو الاقتصادي ومعادلة سعر الصرف وسالب وغير معنوي في معادلة العرض النقدي.
- سرعة التعديل للانحراف عن العلاقة طويلة الأجل منخفضة، حيث إن 23% تقريباً من انحراف الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل يتم تصفيته خلال عام، أي أن انحراف الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عن العلاقة التوازنية يتطلب أكثر من أربع سنوات لتسويته. وفي حالة سعر الصرف الحقيقي، أي صدمات قصيرة الأجل تؤدي إلى انحرافه عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل يستغرق تسويتها حوالى سنتين ونصف تقريباً.

- معظم معلمات الأجل القصير غير معنوية، حيث إن التغيرات في كمية النقود والتغيرات في سعر الصرف لا تؤثر في بعضها البعض ولا تؤثر في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الأجل القصير. فالمعلمات المقدرة كلها غير معنوية إحصائيا كما يتضح من جدول رقم (3). يستثنى من ذلك أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتأثر إيجابياً بقيمته في الفترة السابقة. كذلك يؤثر الناتج المحلي الإجمالي سلبياً على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير لكن بعد فترتين إبطاء، حيث إن معلمة الفجوة الزمنية الثانية للناتج المحلي الإجمالي في معادلة سعر الصرف سالبة ومعنوية عند 10%، أي أن زيادة الناتج الإجمالي الحقيقي تخفض سعر الصرف الحقيقي أي ترفع قيمة العملة المحلية في الأجل القصير.

جدول 3: نتائج تقدير العلاقة قصيرة الأجل- نموذج VECM

	المتغير التابع		
المتغيرات المستقلة	النمو الاقتصادي معادلة (9)	سعر الصرف الحقيقي معادلة (10)	كمية النقود معادلة (11)
	D(LOG(RGDP))	D(LOG(RE))	D(LOG(M1))
D(LOG(RGDP(-1)))	0.551**	-1.120	-0.956
	(0.193)	(1.611)	(1.430)
D(LOG(RGDP(-2)))	0.313	-2.811*	-0.961
	(0.187)	(1.555)	(1.380)
D(LOG(RE(-1)))	0.017	0.245	-0.1817
	(0.020)	(0.166)	(0.147)
D(LOG(RE(-2)))	-0.009	-0.254*	0.061
	(0.017)	(0.140)	(0.124)
D(LOG(M1(-1)))	-0.029	0.332	0.022
	(0.039)	(0.322)	(0.286)
D(LOG(M1(-2)))	-0.017	0.027	0.0196
	(0.034)	(0.283)	(0.252)
ECT_{t-1}	**-0.228*** **	**-0.391*** **	**-0.231**
	(0.060)	**(0.104)**	**(0.156)**
C	0.087**	-0.562*	0.055
	(0.033)	(0.276)	(0.245)
LENR	-0.005**	0.055**	0.009
	(0.002)	(0.019)	(0.017)
INFL	0.0003	-0.011**	0.001
	(0.001)	(0.005)	(0.004)
DUM	-0.006	0.176***	0.0783
	(0.007)	(0.059)	(0.052)
معامل التحديد R^2	**0.68**	**0.65**	**0.31**
معامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$	**0.50**	**0.45**	**-0.08**

- تشير D إلى الفروق من الدرجة الأولى في المتغير، وتشير (-1) إلى الفجوة الزمنية الأولى، وتشير (-2) إلى الفجوة الزمنية الثانية، وتمثل القيمة بين الأقواس الخطأ المعياري Standard Error، *** معنوية عند 1%، ** معنوية عند 5%، * معنوية عند 10%.

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1) بملحق 1، والنتائج التفصيلية موجودة بجداول أرقام (3-4) و(3-5) و(3-6) بملحق 3.

- بالنسبة لتأثير المتغيرات الخارجية في النموذج فكان كالتالي: معدل الفائدة على الإقراض كان له تأثير سلبي ومعنوي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وتأثير إيجابي ومعنوي على سعر الصرف الحقيقي. كذلك كان لمعدل التضخم تأثير سلبي ومعنوي على سعر الصرف الحقيقي، حيث إن ارتفاع معدل التضخم المحلي في ظل ثبات سعر الصرف الإسمي وثبات العوامل الأخرى يخفض سعر الصرف الحقيقي وبالتالي تصبح العملة المحلية مقومة بأعلى من قيمتها. وكانت معلمة المتغير الصوري dum موجبة ومعنوية إحصائيا في حالة معادلة سعر الصرف، مما يعني أن تحرير سعر الصرف في عام 2016 ترتب عليه ارتفاع سعر الصرف الحقيقي، أي أدى إلى انخفاض حقيقي في القيمة الخارجية للجنيه المصري.

(5-5) نتائج اختبارات السببية

وفقا لنتائج تقدير حد تصحيح الخطأ ECT_{t-1} (جدول رقم (3))، ونتائج اختبار السببية في الأجل القصير (جدول رقم (4))، تكون علاقات السببية في الأجل الطويل والأجل القصير بين متغيرات الدراسة كالتالي:

- معلمة حد تصحيح الخطأ معنوية وسالبة في معادلة النمو الاقتصادي (جدول رقم (3))، مما يعني أن التغيرات في كمية النقود وسعر الصرف تسبب تغير الناتج المحلي الإجمالي في الأجل الطويل.
- معلمة حد تصحيح الخطأ معنوية وسالبة في معادلة سعر الصرف (جدول رقم (3))، مما يعني أن التغيرات في كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تسبب تغير سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل.
- معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة ولكن غير معنوية في معادلة كمية النقود (جدول رقم (3))، مما يعني أن التغيرات في سعر الصرف الحقيقي والتغيرات في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا تسبب تغير كمية النقود في الأجل الطويل.
- مما سبق نخلص إلى وجود علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل، وتوجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين كمية النقود والنمو الاقتصادي وسعر الصرف في الأجل الطويل، حيث إن زيادة كمية النقود تسبب زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وانخفاض سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل في حين أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وزيادة سعر الصرف الحقيقي لا تسبب تغير كمية النقود. وهذه النتيجة تتفق مع العديد من الدراسات السابقة مثل دراسة Chaudhry et al. (2012)، ودراسة Maitra (2010, 2015)، ودراسة Raza & Afshan (2017).
- في الأجل القصير توجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي كما يتضح من جدول رقم (4)، مما يعني أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي تسبب انخفاض سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير في حين أن الزيادة في سعر الصرف الحقيقي لا تسبب تغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الأجل القصير.

(6-5) معايير تقييم جودة نتائج نموذج VECM

تم التأكد من خلو نموذج VECM من وجود ارتباط ذاتي باستخدام اختبار VEC Residual Serial Correlation LM Tests كما يتضح من جدول رقم (3-8) بملحق 3. كما تم التأكد من أن الحد العشوائي له توزيع طبيعي

باستخدام اختبار Jarque-Bera Test كما يتضح من جدول رقم (3-9) بملحق 3. بالإضافة إلى ذلك تم التأكد من خلو نموذج VECM من مشكلة عدم ثبات التباين بتطبيق اختبار عدم ثبات التباين على البواقي VEC Residual Heteroskedasticity Tests كما يتضح من جدول رقم (3-10) بملحق 3.

جدول 4: نتائج اختبار السببية في الأجل القصير

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

المتغير التابع:D(LOG(RGDP))		
	Chi-sq	Prob.
H_0: سعر الصرف الحقيقي لا يسبب تغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.	0.8109	0.66
H_0: العرض النقدي لا يسبب تغير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.	0.5985	0.74
المتغير التابع:D(LOG(RE))		
	Chi-sq	Prob.
H_0: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يسبب تغير سعر الصرف الحقيقي	7.9458	**0.02**
H_0: العرض النقدي لا يسبب تغير سعر الصرف الحقيقي.	1.1663	0.55
المتغير التابع:D(LOG(M1))		
	Chi-sq	Prob.
H_0: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لا يسبب تغير العرض النقدي	2.1670	0.33
H_0: سعر الصرف الحقيقي لا يسبب تغير العرض النقدي.	1.5450	0.46

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9.5، وبيانات جدول رقم (1-1) ملحق 1، والنتائج التفصيلية موجودة بجدول رقم (3-7) بملحق 3.

(6) النتائج والتوصيات

تناول البحث دراسة العلاقة الكمية والسببية بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي مقاس بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر باستخدام بيانات سلسلة زمنية سنوية خلال الفترة (1989- 2019). واستخدمت الدراسة الحالية اختبار جوهانسون لبحث وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، وكذلك استخدمت نموذج تصحيح الخطأ متعدد المعادلات **Vector Error Correction Model (VECM)** لتقدير العلاقات طويلة الأجل والعلاقات قصيرة الأجل بينهم. بالإضافة الى ذلك استخدمت الدراسة نموذج VECM واختبار السببية لغرانجر Granger's Causality Test لاختبار علاقات السببية بين العرض النقدي وسعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر خلال فترة الدراسة.

وطبقا لنتائج تقدير العلاقات طويلة الأجل وقصيرة الأجل ونتائج اختبار السببية باستخدام نموذج VECM خلصت الدراسة إلى عدد من النتائج أهمها:

- أن العرض النقدي مقاس بكمية النقود M1 وسعر الصرف الحقيقي لهما تأثير إيجابي ومعنوي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الأجل الطويل.

- أن الناتج المحلي الإجمالي له تأثير إيجابي على سعر الصرف الحقيقي، أي أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ترفع سعر الصرف الحقيقي، وبالتالي تسبب انخفاض القيمة الخارجية للجنيه المصري في الأجل الطويل. وأن العرض النقدي له تأثير سلبي على سعر الصرف، أي أن زيادة العرض النقدي تخفض سعر الصرف الحقيقي، وبالتالي تسبب تحسن القيمة الخارجية للجنيه المصري في الأجل الطويل.
- كذلك أظهرت نتائج تقدير نموذج VECM في الأجل القصير أن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يتأثر إيجابياً بقيمته في الفترة السابقة، وسلبياً بمعدل الفائدة على الإقراض.
- يؤثر الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي سلبياً على سعر الصرف الحقيقي لكن مع وجود فترتين إبطاء، أي أن الزيادة في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تسبب تحسناً في قيمة الجنيه المصري في الأجل القصير.
- يؤثر معدل الفائدة على الإقراض إيجابياً على سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير، فضلاً عن أن معدل التضخم يؤثر سلبياً على سعر الصرف الحقيقي، أي أن زيادة معدل التضخم تسبب تحسن القيمة الخارجية للعملة المصرية في الأجل القصير.
- توجد علاقة سببية ذات اتجاهين بين سعر الصرف الحقيقي والنمو الاقتصادي في الأجل الطويل.
- توجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين كمية النقود والنمو الاقتصادي وسعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، حيث إن زيادة كمية النقود تسبب زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وانخفاض سعر الصرف الحقيقي في الأجل الطويل، في حين أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وزيادة سعر الصرف الحقيقي لا تسبب تغير كمية النقود.
- توجد علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وسعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير، حيث إن زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تسبب انخفاض سعر الصرف الحقيقي في الأجل القصير وليس العكس.

وبناءً على النتائج السابقة توصي الدراسة بالآتي:

- يجب على البنك المركزي ضبط كمية النقود ومعدل التضخم بما يضمن استقرار سعر الصرف الحقيقي.
- يجب على البنك المركزي ضبط كمية النقود بما يضمن تحفيز النمو الاقتصادي.
- يجب على البنك المركزي مراعاة التأثير المتبادل بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي عند صياغة السياسة النقدية وسياسة سعر الصرف.

(7)الدراسات المستقبلية

ركزت الدراسة الحالية على دراسة العلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ولكن من الضروري إجراء أبحاث مستقبلية لدراسة العلاقة بين المستوى العام للأسعار وسعر الصرف، بالإضافة إلى دراسة العلاقة بين معدل الفائدة وسعر الصرف. كذلك ضرورة دراسة أثر المتغيرات الخارجية على سعر الصرف والنمو الاقتصادي.

المراجع

اولاً: المراجع باللغة العربية

البنك المركزي المصري، **التقرير السنوي 2016/2015**.

عبد الحفيظ، عبير شعبان **(2016). أثر التغيرات في سعر الصرف على الميزان التجاري في مصر خلال الفترة (1980-2014)**، **المجلة العلمية للاقتصاد والتجارة**، كلية التجارة– جامعة عين شمس، العدد الثاني، 453-497.

مرسى، طارق عبد الفتاح (2003)، **دراسة ونظام للتنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري**، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار – مجلس الوزراء.

ثانياً:المراجع باللغة الأجنبية

Ahmad, D.; Afzal, M. and Ghani, U. (2016). Impact of Monetary Policy on Economic Growth Empirical Evidence of Pakistan, *International Journal of Applied Economic Studies*, 4(6), 1-9.

Ahmad, F.; Draz, M. U. and Yang, S. C. (2019). China's economic development: does exchange rate and FDI nexus matter?, *Asian- Pacific Economic Literature*, 33 (2), 81-93.

Ahn, B. C. (1994). Monetary policy and the determination of the interest rate and exchange rate in a small open economy with increasing mobility, *working paper series*, No. 1994-024A, Federal Reserve Bank of ST. Louis, Washington, D.C.

https://s3.amazonaws.com/real.stlouisfed.org/wp/1994/1994-024.pdf

Alavinasab, S. M. (2016). Monetary Policy and Economic Growth: a Case Study of Iran, *International Journal of Economics, Commerce and Management*, IV(3), 234- 244.

Anwar, A.; Mohsin, A. Q. and Saboor, A. (2016). Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Pakistan: Evaluation and Analysis, *Pakistan Journal of Social Sciences*, 36(1), 131-140

Akalpler, E. and Duhok, D. (2018). Does monetary policy affect economic growth: evidence from Malaysia, *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 34(1), 2-20. available on Emerald Insight at: www.emeraldinsight.com/1026-4116.htm.

Blanchard, O. (2017).*Macroeconomics*, 7th Edition, Pearson Education Limited, USA.

Chaudhry, I. S.; Qamber, Y. and Farooq, F. (2012). Monetary Policy, Inflation and Economic Growth in Pakistan: Exploring the Co-integration and Causality Relationships, *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 6(2), 332-347.

De Grauwe, P. and Grimaldi, M. (2001). Exchange Rates, Prices and Money: A Long-Run Perspective, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 289–313.

Dilmaghani, A. K. and Tehranchian, A. M. (2015). The Impact of Monetary Policies on the Exchange Rate: A GMM Approach, *Iranian Economic Review*, 19(2), 177-191.

Dornbusch, R.; Fischer, S. and Startz, R. (2011). *Macroeconomics*, 11th Edition, The McGraw-Hill Companies, New York.

Effiong, E. L. (2014). Exchange Rate Dynamics and Monetary Fundamentals: A Cointegrated SVAR Approach for Nigeria, *Global Business Review*, 15(2), 205–221.

Enders, W. (2015). *Applied Econometrics Time Series*, New York, John Wiley& Sons Inc..

Farzanegan, M. R. and Markwardt, G. (2009).The effects of oil price shocks on the Iranian economy, *Energy Economics*, 31,134- 151.

Froyen, R. T. (2013). *Macroeconomics: Theories and Policy***,** Pearson Education, London.

Hill, R. C.; Griffiths, W. E. and Lim, G. C. (2011). *Principles of econometrics*, 4th edition, John Wiley & Sons, Inc.

Hossain, T. and Maitra, B. (2020). Monetary Policy, Trade Openness and Economic Growth in India Under Monetary-targeting and Multiple-indicator Approach Regimes. *Journal of Economic Theory and Practice*, 19 (1), 108–124.

Jena, N. R. and Sethi, N. (2020). Interaction of real effective exchange rate with economic growth via openness of the economy: Empirical evidence from India, *Journal Public Affairs*, 20(2), https://onlinelibrary.wiley.com /doi/epdf/10.1002/pa.2042.

Johansen, Soren, (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. http://www.ibrarian.net/navon/paper/Estimation_and_Hypothesis_Testing_of_Cointegratio.pdf?paperid=12876494

Kandel, M. and Dincer, N. N. (2008). A Comparative Analysis of Exchange Rate Fluctuations and Economic Activity: The Cases of Egypt and Turkey", *International Journal of Development Issues,* 7(2), 136-159.

Korayem. K. (1997). Egypt's Economic Reform and Structural Adjustment (ERSA)", the Egyptian Center for Economic Studies, *Working Paper No. 19.*

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, New York.

Maitra, B. (2010). Money Supply and Exchange Rate Variations in Sri Lanka in the Independent Float Regime—A Time Domain Study, *South Asia Economics Journal***,** 11(1), 111–129.

Maitra, B. (2015). Monetary Policy, Income Growth and Price Stability in Malaysia, *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance,* 4 (1), 91–117.

Nwoko, N. M.; Ihemeje, J. C. and Anumadu, E. (2016). The Impact of Monetary Policy on the Economic Growth of Nigeria, *An International Multi-disciplinary Journal*, 10(3), 192-206.

Onyeiwu, C., (2012). Monetary Policy and Economic Growth of Nigeria, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 3(7), 62-70.

Rahman, M. and Islam, A. (2020). Some dynamic macroeconomic perspectives for India's economic growth: Applications of linear ARDL bounds testing for co-integration and VECM, *Journal of Financial Economic Policy*, Emerald Group Publishing, 12(4), 641-658

Rashid, A. and Jehan, Z. (2014). The response of macroeconomic aggregates to monetary policy shocks in Pakistan, *Journal of Financial Economic Policy,* 6(4), 314-330.

Raza, S. A. and Afshan, S. (2017). Determinants of Exchange Rate in Pakistan: Revisited with Structural Break Testing, *Global Business Review*, 18(4), 825–848.

Shokr, M. A.; Karim, A. Z. and Zaidi, M. A. S. (2019). Monetary policy and macroeconomic responses: non-recursive SVAR study of Egypt, *Journal of Financial Economic Policy*, 11(3), 319-337.

Taylor, J. B. (2001). The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules, *American Economic Review,* 91(2), 263- 267.

الملاحق الإحصائية

ملحق 1:بيانات الدراسة

جدول 1-1: بيانات الدراسة خلال الفترة (1989- 2019)

السنة	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP	سعر الصرف الإسمي E	كمية النقود M1	معدل التضخم INFL	معدل الفائدة على الإقراض LENR	الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI	الرقم القياسي لأسعار المستهلك في US CPI_US
1989	1056251.88	0.86	22471	19.14	18.33	16.399	56.851
1990	1116109.99	1.55	26205.1	17.74	19	19.147	59.920
1991	1128670.74	3.14	28337.2	16.13	19.85	22.928	62.457
1992	1179154.60	3.32	30831.9	18.35	20.33	26.055	64.349
1993	1213359.41	3.35	34571.3	8.43	18.30	29.205	66.248
1994	1261568.26	3.39	38274.8	8.45	16.51	31.587	67.976
1995	1320136.05	3.39	41539.8	11.40	16.47	36.559	69.883
1996	1385994.08	3.39	44521.2	7.11	15.58	39.187	71.931
1997	1462117.79	3.39	48707.9	9.88	13.79	40.999	73.613
1998	1543638.13	3.39	58577.1	2.38	13.02	42.587	74.755
1999	1637081.32	3.40	59065.5	0.92	12.97	43.899	76.391
2000	1741363.47	3.47	62194.9	3.94	13.22	45.077	78.971
2001	1802925.05	3.97	67077.5	1.87	13.29	46.100	81.203
2002	1846018.64	4.50	75781.3	3.17	13.79	47.362	82.490
2003	1904970.41	5.85	93520.1	6.78	13.53	49.497	84.363
2004	1982923.16	6.20	83989.55	11.67	13.38	55.075	86.622
2005	2071594.42	5.78	101135.82	6.21	13.14	57.757	89.561
2006	2213370.99	5.73	121341.84	7.36	12.6	62.173	92.450
2007	2370250.90	5.64	151800.11	12.60	12.51	67.966	95.087
2008	2539872.78	5.43	174460.20	12.20	12.33	80.416	98.737
2009	2658576.27	5.54	196973	11.19	11.98	89.875	98.386
2010	2795419.43	5.62	223456	10.11	11.01	100	100
2011	2844746.62	5.93	255581	11.66	11.03	110.065	103.157
2012	2908076.36	6.06	288139	19.48	12	117.892	105.292
2013	2971631.39	6.87	373624	8.71	12.29	129.057	106.834
2014	3058281.54	7.08	445733	11.25	11.71	142.053	108.567
2015	3191990.19	7.69	520592	9.93	11.63	156.784	108.696
2016	3330734.62	10.03	625670	6.25	13.6	178.442	110.067
2017	3470000	17.78	737469	22.93	18.175	231.094	112.412
2018	3654400	17.77	836045	21.43	18.32	264.375	115.157
2019	3857500	16.77	968459	13.63	16.12	295.389	117.244

- RGDP: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، مليون جنيه مصري (بأسعار 2017، 100 =2017 GDP Deflator).
- E: سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي، مقاس بعدد الجنيهات لكل دولار أمريكي، متوسط سنوي.
- M1: كمية النقود وفقا للمفهوم الضيق ، مليون جنيه مصري.
- INFL: معدل التضخم %، مقاس بالتغير في المكمش الضمني للناتج المحلي الإجمالي GDP Deflator.
- CPI: الرقم القياسي لأسعار المستهلك في مصر (عام 2010 = 100).
- CPI_US: الرقم القياسي لأسعار المستهلك في مصر (عام 2010 = 100).

المصدر

- بيانات M1 خلال الفترة (1988-2007) مأخوذة من قاعدة بيانات صندوق النقد الدولي International Financial Statistics، 2020، متاحة من خلال:

http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sId=1390030341854.

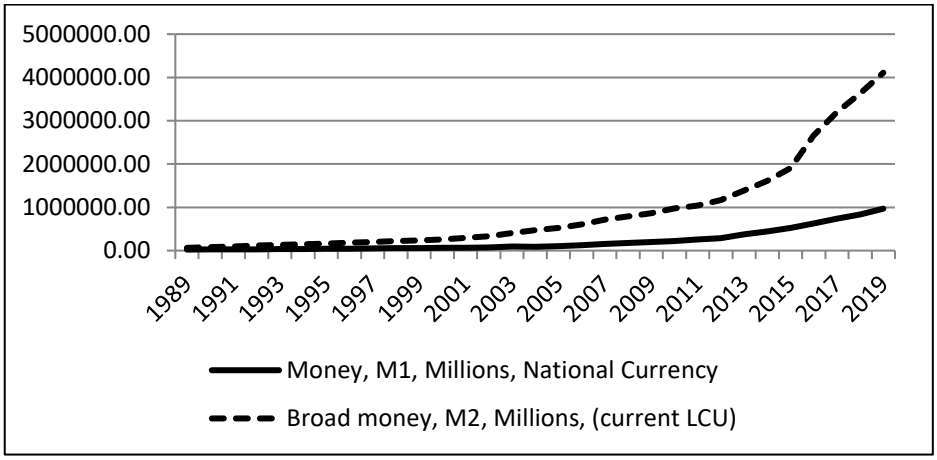
- بياناتM1 خلال الفترة (2008-2019) مأخوذة من قاعدة بيانات البنك المركزي المصري، 2020، متاحة من خلال:

https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Publications/Pages/MonthlyBulletinHistorical.aspx.

- باقي البيانات مأخوذة من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators، 2020، متاحة من خلال:

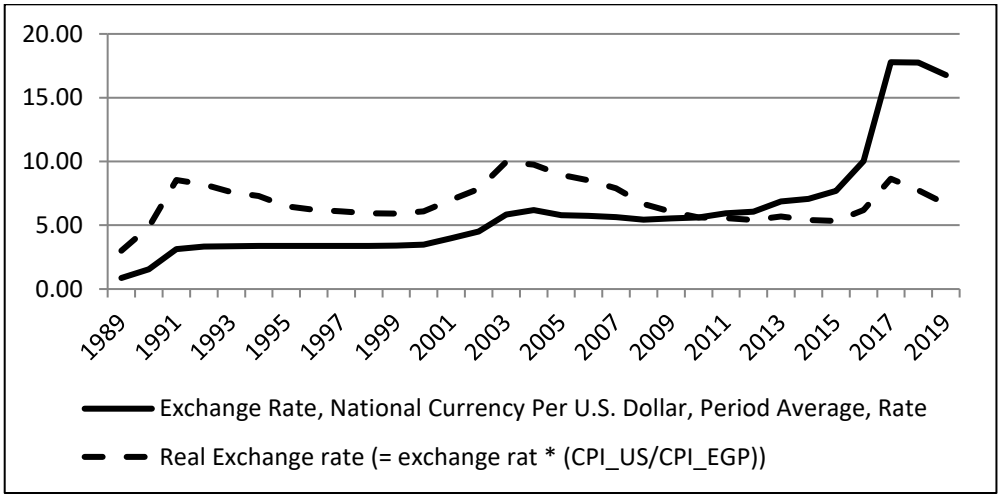
https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.PCAP.PP.CD&country=#

ملحق 2: الأشكال البيانية



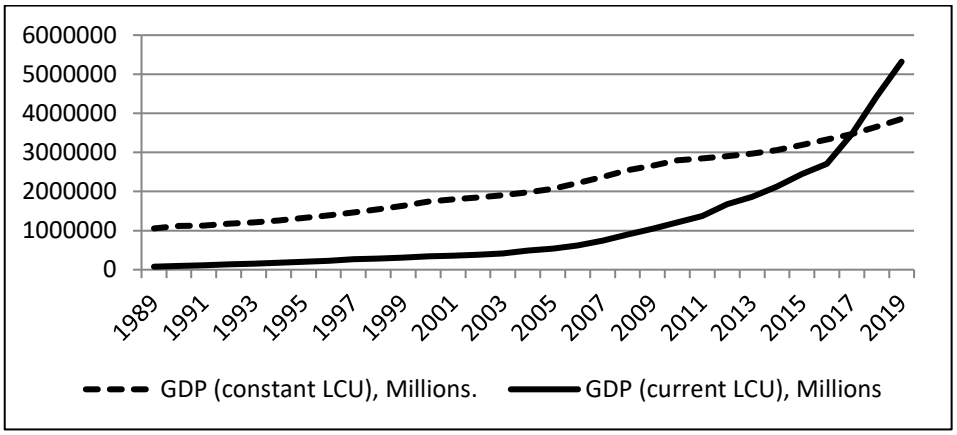
شكل 2-1: العرض النقدي الإسمي M1 و M2، في مصر خلال الفترة (1989-2019)، مليون جنيه مصري

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1) وقاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators.



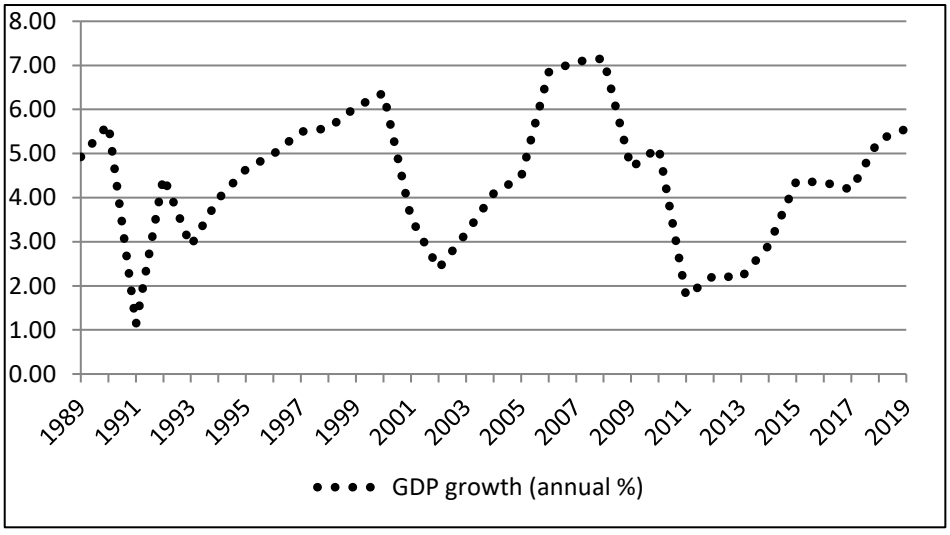
شكل 2-2: سعر الصرف الإسمي وسعر الصرف الحقيقي، جنيه مصري لكل دولار أمريكي خلال الفترة (1989-2019)

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1).



شكل 2-3: الناتج المحلي الإجمالي (بالأسعار الثابتة والأسعار الجارية) في مصر خلال الفترة (1989-2019)، مليون جنيه مصري

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام بيانات جدول رقم (1-1)، وقاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators.



شكل 2-4: معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر خلال الفترة (1989-2019)، نسبة مئوية (%)

المصدر: إعداد الباحثة باستخدام البيانات المتاحة من قاعدة بيانات البنك الدولي World Development Indicators.

ملحق 3: نتائج التحليل القياسي باستخدام برنامج Eviews

جدول 3-1: مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة خلال الفترة (1989- 2019)

LENR	INFL	LOG(M1)	LOG(E)	LOG(RE)	LOG(RGDP)	
-0.52	0.13	0.98	0.88	0.07	1	LOG(RGDP)
0.10	-0.11	0.04	0.45	1	0.07	LOG(RE)
-0.25	0.15	0.90	1	0.45	0.88	LOG(E)
-0.39	0.21	1	0.90	0.04	0.98	LOG(M1)
0.53	1	0.21	0.15	-0.11	0.13	INFL
1	0.53	-0.39	-0.25	0.10	-0.52	LENR

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

جدول 3-2: الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1989- 2019)

	LOG(RGDP)	LOG(RE)	LOG(M1)	INFL	LENR
Mean	14.52	1.89	11.68	10.72	14.51
Median	14.50	1.87	11.45	10.11	13.38
Maximum	15.17	2.30	13.78	22.93	20.33
Minimum	13.87	1.10	10.02	0.92	11.01
Std. Dev.	0.40	0.24	1.13	5.80	2.80
Skewness	-0.06	-0.82	0.36	0.35	0.71
Kurtosis	1.70	4.90	1.92	2.44	2.14
Jarque-Bera	2.20	8.14	2.20	1.02	3.54
Probability	0.33	0.02	0.33	0.60	0.17
Observations	31	31	31	31	31

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

جدول 3-3: تحديد العدد الأمثل لفترات الإبطاء الزمني

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LOG(RGDP) LOG(RE) LOG(M1)

Exogenous variables: C LENR INFL DUM

Sample: 1989 2019

Included observations: 27

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	51.12739	NA	1.11e-05	-2.898325	-2.322398	-2.727072
1	148.4053	144.1154	1.66e-08	-9.437429	-8.429556	-9.137736
2	**167.8855**	**24.53058***	**8.22e-09***	**-10.21374***	**-8.773919***	**-9.785604***
3	174.9543	7.330643	1.10e-08	-10.07069	-8.198924	-9.514115
4	179.0899	3.369714	2.08e-08	-9.710359	-7.406649	-9.025346

* 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

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

جدول 3-4: نتائج تقدير العلاقات طويلة الأجل وقصيرة الأجل نموذج VECM

معادلة النمو الاقتصادي

Vector Error Correction Estimates			
Sample (adjusted): 1992 2019			
Included observations: 28 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(RGDP(-1))	1.000000		
LOG(RE(-1))	-0.208320		
	(0.03614)		
	[-5.76388]		
LOG(M1(-1))	-0.353291		
	(0.01946)		
	[-18.1504]		
C	-9.996655		
Error Correction:	D(LOG(RGDP))	D(LOG(RE))	D(LOG(M1))
CointEq1	-0.228166	1.878427	0.654115
	(0.05970)	(0.49725)	(0.44134)
	[-3.82166]	[3.77764]	[1.48210]
D(LOG(RGDP(-1)))	0.550645	-1.198844	-0.954790
	(0.19345)	(1.61116)	(1.43002)
	[2.84647]	[-0.74409]	[-0.66768]
D(LOG(RGDP(-2)))	0.312570	-2.810748	-0.960566
	(0.18674)	(1.55527)	(1.38041)
	[1.67384]	[-1.80724]	[-0.69585]
D(LOG(RE(-1)))	0.016922	0.245066	-0.181726
	(0.01993)	(0.16597)	(0.14731)

	[0.84919]	[1.47658]	[-1.23365]
D(LOG(RE(-2)))	-0.008841	-0.253570	0.061093
	(0.01684)	(0.14024)	(0.12448)
	[-0.52503]	[-1.80808]	[0.49080]
D(LOG(M1(-1)))	-0.028632	0.331871	0.021921
	(0.03863)	(0.32173)	(0.28556)
	[-0.74119]	[1.03151]	[0.07677]
D(LOG(M1(-2)))	-0.016580	0.027442	0.019637
	(0.03404)	(0.28349)	(0.25162)
	[-0.48710]	[0.09680]	[0.07804]
C	0.087009	-0.561960	0.055481
	(0.03309)	(0.27563)	(0.24464)
	[2.62916]	[-2.03883]	[0.22679]
LENR	-0.005419	0.054901	0.008778
	(0.00230)	(0.01920)	(0.01704)
	[-2.35097]	[2.85993]	[0.51518]
INFL	0.000280	-0.011098	0.001323
	(0.00056)	(0.00466)	(0.00413)
	[0.49995]	[-2.38320]	[0.32017]
DUM	-0.006096	0.175942	0.078297
	(0.00705)	(0.05874)	(0.05213)
	[-0.86435]	[2.99535]	[1.50183]
R-squared	0.687298	0.655653	0.318546
Adj. R-squared	0.503355	0.453097	-0.082309

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

جدول 3-5: نتائج تقدير العلاقات طويلة الأجل وقصيرة الأجل نموذج VECM

معادلة سعر الصرف الحقيقي

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(RE(-1))	1.000000		
LOG(RGDP(-1))	-4.800318		
	(0.79985)		
	[-6.00151]		
LOG(M1(-1))	1.695907		
	(0.30113)		
	[5.63180]		
C	47.98712		
Error Correction:	**D(LOG(RE))**	**D(LOG(RGDP))**	**D(LOG(M1))**
CointEq1	-0.391313	0.047532	-0.136265
	(0.10359)	(0.01244)	(0.09194)
	[-3.77764]	[3.82166]	[-1.48210]
D(LOG(RE(-1)))	0.245066	0.016922	-0.181726
	(0.16597)	(0.01993)	(0.14731)
	[1.47658]	[0.84919]	[-1.23365]
D(LOG(RE(-2)))	-0.253570	-0.008841	0.061093
	(0.14024)	(0.01684)	(0.12448)
	[-1.80808]	[-0.52503]	[0.49080]
D(LOG(RGDP(-1)))	-1.198844	0.550645	-0.954790

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	(1.61116)	(0.19345)	(1.43002)
	[-0.74409]	[2.84647]	[-0.66768]
D(LOG(RGDP(-2)))	-2.810748	0.312570	-0.960566
	(1.55527)	(0.18674)	(1.38041)
	[-1.80724]	[1.67384]	[-0.69585]
D(LOG(M1(-1)))	0.331871	-0.028632	0.021921
	(0.32173)	(0.03863)	(0.28556)
	[1.03151]	[-0.74119]	[0.07677]
D(LOG(M1(-2)))	0.027442	-0.016580	0.019637
	(0.28349)	(0.03404)	(0.25162)
	[0.09680]	[-0.48710]	[0.07804]
C	-0.561960	0.087009	0.055481
	(0.27563)	(0.03309)	(0.24464)
	[-2.03883]	[2.62916]	[0.22679]
LENR	0.054901	-0.005419	0.008778
	(0.01920)	(0.00230)	(0.01704)
	[2.85993]	[-2.35097]	[0.51518]
INFL	-0.011098	0.000280	0.001323
	(0.00466)	(0.00056)	(0.00413)
	[-2.38320]	[0.49995]	[0.32017]
DUM	0.175942	-0.006096	0.078297
	(0.05874)	(0.00705)	(0.05213)

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	[2.99535]	[-0.86435]	[1.50183]
R-squared	0.655653	0.687298	0.318546
Adj. R-squared	0.453097	0.503355	-0.082309

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

جدول 3-6: نتائج تقدير العلاقات طويلة الأجل وقصيرة الأجل نموذج VECM

معادلة العرض النقدي

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(M1(-1))	1.000000		
LOG(RGDP(-1))	-2.830531		
	(0.14150)		
	[-20.0044]		
LOG(RE(-1))	0.589655		
	(0.09891)		
	[5.96130]		
C	28.29584		
Error Correction:	D(LOG(M1))	D(LOG(RGDP))	D(LOG(RE))

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
CointEq1	-0.231093	0.080609	-0.663631
	(0.15592)	(0.02109)	(0.17567)
	[-1.48210]	[3.82166]	[-3.77764]
D(LOG(M1(-1)))	0.021921	-0.028632	0.331871
	(0.28556)	(0.03863)	(0.32173)
	[0.07677]	[-0.74119]	[1.03151]
D(LOG(M1(-2)))	0.019637	-0.016580	0.027442
	(0.25162)	(0.03404)	(0.28349)
	[0.07804]	[-0.48710]	[0.09680]
D(LOG(RGDP(-1)))	-0.954790	0.550645	-1.198844
	(1.43002)	(0.19345)	(1.61116)
	[-0.66768]	[2.84647]	[-0.74409]
D(LOG(RGDP(-2)))	-0.960566	0.312570	-2.810748
	(1.38041)	(0.18674)	(1.55527)
	[-0.69585]	[1.67384]	[-1.80724]
D(LOG(RE(-1)))	-0.181726	0.016922	0.245066
	(0.14731)	(0.01993)	(0.16597)
	[-1.23365]	[0.84919]	[1.47658]
D(LOG(RE(-2)))	0.061093	-0.008841	-0.253570
	(0.12448)	(0.01684)	(0.14024)

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1992 2019 Included observations: 28 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	[0.49080]	[-0.52503]	[-1.80808]
C	0.055481	0.087009	-0.561960
	(0.24464)	(0.03309)	(0.27563)
	[0.22679]	[2.62916]	[-2.03883]
LENR	0.008778	-0.005419	0.054901
	(0.01704)	(0.00230)	(0.01920)
	[0.51518]	[-2.35097]	[2.85993]
INFL	0.001323	0.000280	-0.011098
	(0.00413)	(0.00056)	(0.00466)
	[0.32017]	[0.49995]	[-2.38320]
DUM	0.078297	-0.006096	0.175942
	(0.05213)	(0.00705)	(0.05874)
	[1.50183]	[-0.86435]	[2.99535]
R-squared	0.318546	0.687298	0.655653
Adj. R-squared	-0.082309	0.503355	0.453097

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

جدول 3- 7: نتائج اختبار السببية في الأجل القصير

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests Sample: 1989 2019 Included observations: 28			
Dependent variable: D(LOG(RGDP))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(RE))	0.810929	2	0.6667
D(LOG(M1))	0.598517	2	0.7414
All	1.152259	4	0.8859
Dependent variable: D(LOG(RE))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(RGDP))	7.945856	2	0.0188
D(LOG(M1))	1.166310	2	0.5581
All	9.213593	4	0.0560
Dependent variable: D(LOG(M1))			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(RGDP))	2.167058	2	0.3384
D(LOG(RE))	1.545032	2	0.4618
All	3.981569	4	0.4085

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

جدول 3-8: الكشف عن الارتباط الذاتي في نموذج VECM: LM Test

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1989 2019

Included observations: 28

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.426592	0.8812
2	10.21525	0.3333
3	6.942871	0.6431
4	11.55483	0.2396

Probs from chi-square with 9 df.

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

جدول 3 - 9: اختبار التوزيع المعتدل في نموذج VECM

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1989 2019

Included observations: 28

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.048053	2	0.9763
2	6.071116	2	0.0480
3	1.675179	2	0.4328
Joint	7.794347	6	0.2536

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

جدول 3-10: اختبارعدم ثبات التباين في نموذج VECM

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1989 2019

Included observations: 28

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
119.4607	114	0.3446

Individual components:

Dependent	R-squared	F(19,8)	Prob.	Chi-sq(19)	Prob.
res1*res1	0.843227	2.264695	0.1189	23.61036	0.2115
res2*res2	0.853034	2.443919	0.0987	23.88496	0.2006
res3*res3	0.715315	1.057957	0.4958	20.02881	0.3928
res2*res1	0.728202	1.128083	0.4543	20.38965	0.3715
res3*res1	0.732175	1.151066	0.4415	20.50090	0.3650
res3*res2	0.665297	0.836936	0.6473	18.62832	0.4809

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

The Relationship between Money Supply, Exchange Rate and Economic Growth in Egypt during the period (1989-2019)

Dr. Abeer shaban Abdou

Abstract

This research aims to investigate the relationship between the money supply , exchange rate and economic growth in Egypt using annual time series data over the period 1989-2019. The research used Johansen Cointegration Approach, vector error correction model (VECM) and Granger's Causality Test to analyze the relationship among the variables of study. the study concluded that the money supply and the real exchange rate have a significant positive impact on the real GDP in the long run. it is also found that real GDP has a significant positive impact on the real exchange rate and money supply has a significant negative impact on it in the long run. In addition, VECM short -run results showed that the real GDP is determined positively by its previous value and negatively by the lending interest rate. it is also found that an increase in real GDP causes real appreciation in Egyptian pound in the short run. And, the lending interest rate positively affects the real exchange rate. Moreover, it is found that the inflation rate has a significant negative impact on the real exchange rate in the short run. The results of causality tests showed that there is a bidirectional causal relationship between the real GDP and Real exchange rate in the long run and there is an unidirectional causal relationship between the real GDP and Real exchange rate in the short run running from real GDP to real exchange rate. Moreover, there is unidirectional causal relationship between the real GDP and money supply, and between Real exchange rate and money supply in the long run running from money supply to real GDP and to real exchange rate. The study recommends that the Central bank should adjust the amount of money to stabilize exchange rate and to stimulate the growth in real GDP. Also, the central bank should take into account the interrelationship between real GDP and real exchange rate when it conducts the monetary policy and exchange rate policy.

Keywords

Economic Growth - Money Supply - Exchange Rate – Egypt - Cointegration Analysis - Johansen Test - VECM Model - Granger's Causality Test.

التوثيق المقترح للدراسة وفقا لنظام APA

عبده، عبير شعبان (2021). العلاقة بين العرض النقدي وسعر الصرف والنمو الاقتصادي في مصر خلال الفترة (1989- 2019). **مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية**، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية 58(3)، 123 – 163.

جميع حقوق الطباعة والنشر والتوزيع محفوظة
لمجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية©2021