



تحليل أثر السياسة النقدية على سعر الصرف في الاقتصاد المصري

إعداد

د / محمود احمد المتيم (*)

أستاذ الاقتصاد المساعد

كلية التجارة - جامعة المنوفية

(*) د / محمود احمد المتيم: مدرس الاقتصاد، كلية التجارة - جامعة المنوفية. له اهتمامات بحثية في مجالات السياسات المالية والنقدية والعلاقة بينهم وبين ميزان المدفوعات والموازنة العامة للدولة، ودور السياحة في التنمية الاقتصادية.

الملخص باللغة العربية

يهدف البحث إلى قياس أثر السياسة النقدية على سعر الصرف في الاقتصاد المصري خلال الفترة (1976-2016)، وقد اعتمدت الدراسة في تحقيق ذلك على النكامل المشترك باستخدام منهج اختبار الحدود The Bounds Testing Approach والمبنى على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) The Autoregressive Distributed Lag.

وقد توصلت الدراسة إلى وجود تأثير إيجابي للمعروض النقدي بمعناه الواسع على سعر الصرف في مصر في الأجلين الطويل والقصير عند مستوى 1%، وكذلك توصلت الدراسة إلى وجود تأثير سلبي لسعر الفائدة الحقيقي على سعر الصرف في مصر عند مستوى 1% في الأجل الطويل.

أما بالنسبة للمتغيرات التفسيرية الأخرى فقد توصلت الدراسة أيضاً إلى وجود تأثير إيجابي لصادرات السلع والخدمات كنسبة من الناتج، وسلبى لواردات السلع والخدمات كنسبة من الناتج على سعر الصرف المصري في الأجل الطويل. هذا بالإضافة إلى عدم وجود تأثير لمعدل التضخم على سعر الصرف في مصر في الأجلين الطويل والقصير.

الملخص باللغة الإنجليزية

This paper aims to estimate the effect of monetary policy on exchange rate in the Egyptian economy during the period (1976-2016). The paper used the cointegration using the Bounds testing approach and used the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL).the paper has been estimated the model using three methods, they are Fully Modified Least Squares (FMOLS), Dynamic Least Squares (DLS), and Canonical Co-integrating Regression (CCR).

The study found that effect of money supply on exchange rate is positive at significant level of 1%, also the study found that effect of real interest rate on exchange rate is negative in the long run at significant level of 1%.

For the other explanatory variables, the study found effect of exports of goods and services on exchange rate is positive and the effect of import of goods and services is negative in the long

run, also the study found that there is no effect of inflation rate on exchange rate in the long and short run.

1- المقدمة

يتأثر سعر الصرف بمجموعة من العوامل الاقتصادية والسياسية والسيكولوجية، فيما يتعلق بالعوامل السياسية والسيكولوجية، فهي متعلقة بكل من إتساق السياسة الخارجية للدولة وتوقع الأفراد للأحداث المستقبلية السياسة والاقتصادية (De Grauwe, 2000). بينما ترتبط العوامل الاقتصادية التي تؤثر على سعر الصرف بكل من السياسة النقدية (مثل تحديد سعر الفائدة أو السيولة النقدية)، والدخل القومي، والمستوى العام للأسعار، والصادرات والواردات.

تؤثر السياسة النقدية على سعر الصرف من خلال تأثير السياسة النقدية على أدواتها المختلفة مثل المعروض النقدي. حيث إن الهدف الرئيسي للسياسة النقدية هو تحقيق استقرار الأسعار ومعدل بطالة منخفض، وفي سبيل تحقيق هذين الهدفين فإن السياسة النقدية تعتمد على عدد من الأهداف الوسيطة والأدوات، وبالتالي فإن السياسة النقدية تؤثر على سعر الصرف من خلال استخدام السياسة النقدية لكل من المعروض النقدي، سعر الفائدة وشروط منح التسهيلات المالية (قناة الائتمان) (Zettemeyer, 2004)

يرتبط أثر السياسة النقدية على سعر الصرف بسياسة سعر الصرف التي تتبناها الدولة، فإذا قام البنك المركزي باتباع سياسة نقدية توسعية، فإن الزيادة في المعروض النقدي ستخفض من سعر الفائدة، ومع ثبات العوامل الأخرى، يحدث تدفق خارجي لرأس المال، والذي ينتج عنه إنخفاض المعروض النقدي من العملة المحلية ويزيد سعر الصرف. فإذا كانت الدولة تنتهج سياسة سعر الصرف الثابت، يتدخل البنك المركزي في سوق الصرف الأجنبي ولا يسمح برفع سعر الصرف. ولهذا السبب، تدخل بعض احتياطاتها السوق، ومع شراء الجمهور للعملة الأجنبية، فإن التأثير الأساسي لزيادة المعروض من النقود ينقص، وبالتالي لا تتمتع السياسة النقدية بالكفاءة في نظام أسعار الصرف الثابتة، أي إن السياسة النقدية لا تؤثر على سعر الصرف في حالة إلتهاج الدولة لسياسة سعر الصرف الثابت (Caporale et al., 2005)

كما إنه عند تطبيق سياسة نقدية توسعية، فإنه ينتج عنها إنخفاض سعر الفائدة الحقيقي، وطبقاً لشرط مساواة سعر الفائدة، فإن هذه السياسة النقدية للتوسعية قد ينتج عنها زيادة سعر الصرف (أي إنخفاض القيمة الحقيقية للعملة المحلية).

يهدف البحث إلى تحليل أثر السياسة النقدية على سعر الصرف في الاقتصاد المصري، وقد استخدمت الدراسة بيانات سلاسل زمنية لمصر خلال الفترة (1976-2016)، وقد تم الحصول على تلك البيانات من البنك الدولي world Bank ، أعمدت الدراسة في تحليل السلاسل الزمنية على منهج التكامل المشترك Co-integration وذلك بالاعتماد على أسلوب إختبار الحدود the bounds testing approach والذي يستخدم أسلوب الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)

يتكون البحث من خمسة أجزاء، تمثل المقدمة الجزء الأول، يعرض الجزء الثاني الدراسات السابقة التي تناولت العلاقة بين السياسة النقدية وسعر الصرف، يتناول الجزء الثالث معالم السياسة النقدية في الاقتصاد المصري، يتناول الجزء الرابع التحليل القياسي لان السياسة النقدية على سعر الصرف في الاقتصاد المصري ، يعرض الجزء الخامس النتائج التي توصل إليها البحث والتوصيات لمتخذي قرارات السياسة النقدية.

2 - الدراسات السابقة

هدفت دراسة (احمد، 2016) إلى قياس أثر أدوات السياسة النقدية والمالية في تحقيق الإستقرار بسعر الصرف في السودان خلال الفترة (1980-2014)، استخدمت الدراسة أسلوب المعادلات الأتية لتقدير دالة سعر الصرف للسودان. وقد تم حل النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS)، وطريقة المربعات الصغرى ذات الثلاث مراحل (3SLS). بالإضافة إلى استخدام منهجية التكامل المشترك Co-integration لجوهانسن ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) Error Correction Model. وتوصلت الدراسة إلى أن ضعف السياسات النقدية والمالية يرجع إلى ضعف الأسواق النقدية والمالية وضيق نطاقها، بالإضافة إلى الأثر المتزايد لبعض المؤسسات غير المصرفية.

تناولت دراسة (حيدوسي، 2016) العلاقة بين سعر الفائدة، والتضخم، وسعر الصرف في الجزائر خلال الفترة (1990-2014). وقد استخدمت الدراسة طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير نموذج الإنحدار المتعدد للدراسة والذي يشتمل على متغيري سعر الفائدة ، والتضخم. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف وسعر الفائدة، وعلاقة عكسية بين سعر الصرف والتضخم

هدفت دراسة (Khordehfrush and Tehranchian (2015 إلى بحث تأثير السياسات النقدية على سعر الصرف في مجموعة من الدول النامية خلال الفترة (2001-2010). وقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن متغير سعر الصرف المبطاً بفترة واحدة له تأثير إيجابي وكبير على سعر الصرف. هذه النتيجة تعكس ديناميكيات سعر الصرف مع مرور الوقت. بالإضافة إلى ذلك، تشير هذه الدراسة إلى أن معامل السيولة كمؤشر للسياسة النقدية إيجابي ومعنوي. علاوة على ذلك، فإن الناتج المحلي الإجمالي والتضخم وصادرات السلع والخدمات لها آثار سلبية وإيجابية وسلبية على سعر الصرف، على التوالي.

درس (Zettelmeyer (2004 أثر تأثير صدمات السياسة النقدية على سعر الصرف في أستراليا وكندا ونيوزيلندا خلال التسعينيات. حيث يتم تحديد الصدمات من خلال رد فعل أسعار الفائدة في السوق لمدة ثلاثة أشهر لإعلانات السياسة التي لم تكن نفسها داخلية للأخبار الاقتصادية في نفس اليوم. وقد استخدمت الدراسة طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لتقدير نماذج الدراسة. وتتمثل النتيجة الرئيسية في أن الصدمة الانكماشية التي تبلغ 100 نقطة سترغ سعر الصرف بنسبة 2 - 3 في المائة. ويرجع ارتباط أسعار الفائدة مع انخفاض القيمة التي يتم ملاحظتها في بعض الأحيان خلال فترات ضغوط سوق الصرف بشكل رئيسي إلى السببية العكسية.

بحثت دراسة (Eichenbaum and Evans (1995 آثار الصدمات للسياسة النقدية الأمريكية على أسعار الصرف الاسمية والحقيقية للولايات المتحدة. وقد تم ذلك باستخدام ثلاثة مقاييس تحليلية للصدمات للسياسة النقدية الأمريكية وهي: صدمات متعامدة لمعدل الأموال الفيدرالية، صدمات متعامدة نسبية غير مقيدة إلى إجمالي الاحتياطيات، والتغيرات في مؤشر رومر ورومر للسياسة النقدية. وفي تناقض حاد مع الأدبيات، تجد الدراسة أدلة جوهرياً على وجود صلة بين السياسة النقدية وأسعار الصرف. على وجه التحديد، وفقاً لنتائج الدراسة، تؤدي الصدمات الإنكماشية للسياسة النقدية للولايات المتحدة إلى (1) التقدير المستمر والواضح في أسعار الصرف الاسمي والحقيقي للولايات المتحدة و(2) انحرافات كبيرة ومستمرة عن تكافؤ معدل الفائدة غير المكشوف لصالح معدلات الفائدة في الولايات المتحدة

3- السياسة النقدية في مصر

تتمثل السياسة النقدية في مصر في السياسة التي يطبقها البنك المركزي المصري، تم إنشاء البنك المركزي المصرفي عام 1961 وفقا للقانون رقم 163 لعام 1957 وتعديلاته، وفقا للقانون رقم 88 لعام 2003 المنظم لأعمال البنك المركزي المصري والبنوك والتقود فإن البنك المركزي المصري يعتبر شخص عام قانوني مسئول عن وضع السياسة النقدية وتطبيقها مع اعتبار استقرار الأسعار هدف رئيسي للسياسة النقدية، في هذا الإطار تتعقد لجنة السياسة النقدية كل ستة أسابيع لتحديد السياسة النقدية المناسبة في ضوء التغييرات الاقتصادية.

كما أقر البنك المركزي المصري في 2 يونيو من عام 2005 اعتبار استهداف التضخم إطار عمل للسياسة النقدية في مصر.

لتحليل السياسة النقدية في مصر تم الاعتماد على مجموعة من مؤشرات السياسة النقدية المتمثلة في: المعروض النقدي، وأسعار العائد على الودائع بالعملات الأجنبية لمدة ثلاثة شهور في مصر، وسعر الخصم والعائد على الودائع والقروض، ومعدل التضخم، وسعر الصرف.

أولا: السيولة المحلية:

يعرض الجدول رقم (1) النقد المتداول خارج خزائن البنك المركزي خلال الفترة (2016 - 2004) فقد تراوحت السيولة المحلية (M_2) والذي يعبر عن مجموع النقد المتداول خارج خزائن البنك المركزي المصري والودائع الجارية وغير الجارية بكل من العملة المحلية والعملة الأجنبية) خلال الفترة من يونيو 2004 إلى يونيو 2016 ما بين 434911 و 2094500 مليون جنية مصري، وذلك بمتوسط 1034128.4 مليون جنية مصري، كما تراوح معدل نمو المعروض النقدي بمفهومه الضيق (M_1) من الجنية المصري لنفس الفترة ما بين 8% (في يونيو 2009 وهو العام الذي شهد أوج الأزمة المالية العالمية) و 17% في (كل من الأعوام يونيو 2007 و 2013 و 2016)، وذلك بمتوسط نمو نحو 13%. كما اتسمت السيولة النقدية خلال هذه الفترة بالتذبذب المرتفع

بالنظر إلى السيولة المحلية فيلاحظ إنه خلال الفترة من يونيو 2004 إلى يونيو 2016 اتجه معدل نمو السيولة للانخفاض بشكل عام، أيضا بمقارنة معدل نمو الناتج المحلي

الإجمالي الحقيقي بمعدل نمو السيولة النقدية، فإنه يلاحظ إن معدل نمو السيولة النقدية لم يتواكب مع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي خلال عامي 2007 و2013، حيث وجد فرق كبير ما بين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والذي بلغ نحو 43% و61% في عامي 2007 و2013 في مقابل نمو السيولة النقدية بنحو 17% في العامين.

جدول رقم (I)

النقد المتداول خارج خزائن البنك المركزي

خلال الفترة من يونيو 2004 - يونيو 2016

السنة	السيولة النقدية (مليون جنية)	معدل نمو السيولة النقدية	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليون جنية)	معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي
يونيو 2004	434911	-	425.2	-
يونيو 2005	493884	13%	454.3	7%
يونيو 2006	560356	13%	486.5	7%
يونيو 2007	662688	17%	744.8	43%
يونيو 2008	766664	15%	798.1	7%
يونيو 2009	831211	8%	835.4	5%
يونيو 2010	917459	10%	878.4	5%
يونيو 2011	1009411	10%	893.9	2%
يونيو 2012	1094408	8%	913.8	2%
يونيو 2013	1296086	17%	1674.7	61%
يونيو 2014	1516601	16%	1711.3	2%
يونيو 2015	1765492	15%	1761.2	3%
يونيو 2016	2094500	17%	1838.2	4%

* المصدر: البنك المركزي المصري

<http://www.cbe.org.eg/ar/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx>

ثانياً: أسعار العائد على الودائع بالعملة الأجنبية لمدة ثلاثة شهور:

يعرض الجدول رقم (2) أسعار العائد على الودائع بالعملة الأجنبية لمدة ثلاث شهور في مصر، ففي خلال الفترة من يونيو 2004 حتى يونيو 2016، تراوح سعر العائد على الدولار الأمريكي ما بين 0.1051 في عام 2014 و5.00 في عام 2006 بمتوسط عائد خلال الفترة بلغ نحو 1.4، وتراوح التغير في سعر العائد على الدولار الأمريكي خلال هذه الفترة ما بين -179% في عام 2009 و94% في عام 2005 ومتوسط معدل تغير يبلغ نحو -12%. فيما يتعلق باليورو، فقد تراوح سعر العائد على اليورو ما بين 0.0345 في كل من عام 2015 و2016

و3.96 في عام 2008 بمتوسط عائد خلال الفترة بلغ نحو1.085، وتراوح التغير في سعر العائد على الدولار الأمريكي خلال هذه الفترة ما بين -179% في عام 2009 و79% في عام 2011 ومتوسط معدل تغير يبلغ نحو -31%.

بالنسبة للجنية الإسترليني، فقد تراوح سعر العائد على الجنية الإسترليني ما بين 0.1279 في عام2013 و 4.81 في عام 2007 بمتوسط عائد خلال الفترة بلغ نحو 1.7، وتراوح التغير في سعر العائد على الجنية الإسترليني خلال هذه الفترة ما بين %203- في عام 2009 و28% في عام 2007 ومتوسط معدل تغير يبلغ نحو 27%.

اتسمت أسعار العائد على الودائع بالعملات الأجنبية (الدولار الأمريكي - اليورو - الجنية الإسترليني) لمدة ثلاثة شهور خلال الفترة من يونيو 2004 إلى يونيو 2008 بالارتفاع مقارنة بالفترة من يونيو 2009 إلى يونيو 2016، كما اتسم سعر العائد على اليورو بالانخفاض مقارنة بسعر العائد على كل من الدولار الأمريكي والجنيه الإسترليني.

جدول رقم (2)

أسعار العائد على الودائع بالعملات الأجنبية لمدة ثلاثة شهور في مصر
خلال الفترة من يونيو 2004 - يونيو 2016

السنة	أسعار العائد على الودائع بالعملات الأجنبية لمدة ثلاثة شهور		
	جنية إسترليني	يورو	دولار أمريكي
يونيو 2004	3.69	1.38	1.25
يونيو 2005	3.69	1.38	3.19
يونيو 2006	3.63	2.31	5.00
يونيو 2007	4.81	3.44	4.88
يونيو 2008	4.70	3.96	2.46
يونيو 2009	0.62	0.66	0.41
يونيو 2010	0.18	0.20	0.24
يونيو 2011	0.2063	0.4418	0.1106
يونيو 2012	0.2255	0.1669	0.2073
يونيو 2013	0.1279	0.0439	0.1242
يونيو 2014	0.1380	0.0534	0.1051
يونيو 2015	0.1438	0.0345	0.1269
يونيو 2016	0.1383	0.0345	0.2840

المصدر: البنك المركزي المصري

<http://www.cbe.org.eg/ar/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx>

جدول رقم (3)

معدل نمو أسعار العائد على الودائع بالعملة الأجنبية لمدة ثلاثة شهور في مصر

في مصر خلال الفترة من يونيو 2004 - يونيو 2016

السنة	دولار أمريكي	يورو	جنية استرليني
يونيو 2005	04%	0%	0%
يونيو 2006	45%	52%	-2%
يونيو 2007	-2%	40%	28%
يونيو 2008	-68%	14%	-2%
يونيو 2009	-179%	-179%	-203%
يونيو 2010	-54%	-119%	-124%
يونيو 2011	-77%	79%	14%
يونيو 2012	63%	-97%	9%
يونيو 2013	-51%	-134%	-57%
يونيو 2014	-17%	20%	8%
يونيو 2015	19%	-44%	4%
يونيو 2016	81%	0%	-4%

ثالثاً: أسعار الخصم والعائد على الودائع والقروض:

اتجه سعر إعادة الخصم خلال الفترة من يونيو 2004 حتى يونيو 2011 للإنخفاض وهو ما يعكس اتجاه الدولة لزيادة المعروض النقدي، بينما خلال الفترة من يونيو 2012 حتى يونيو 2016 إتسم سعر إعادة الخصم بالتذبذب، بشكل عام خلال الفترة من يونيو 2004 حتى يونيو 2016 تراوح سعر إعادة الخصم ما بين 8.5% - 12.25% بمتوسط بلغ نحو 9.5% للفترة.

فيما يتعلق بكل من الودائع لمدة أكبر من شهر وأقل من أو تساوي ثلاثة أشهر والقروض لمدة أقل من أو تساوي السنة وشهادات الاستثمار ذات العائد الجاري وشهادات الاستثمار ذات القيمة المتزايدة وودائع صندوق توفير البريد فقد إتجهت أسعار الفائدة المرتبطة بها للإنخفاض خلال الفترة من يونيو 2004 حتى يونيو 2015، بينما في يونيو 2016 إتجهت أسعار الفائدة للإرتفاع فيما عدا سعر الفائدة الخاص بودائع صندوق توفير البريد والذي اتسم بالثبات.

جدول (4)

أسعار الخصم والعائد على الودائع والقروض خلال الفترة من يونيو 2004 - يونيو 2016

أسعار الخصم والعائد على الودائع والقروض					سعر إعادة الخصم	السنة
ودائع صندوق توفير البريد	شهادات الاستثمار ذات القيمة المتزايدة	شهادات الاستثمار ذات العائد الجاري	القروض لعدة أقل من سنة أو تساوي سنة	الودائع لمدة أكبر من شهر وأقل من ثلاثة أشهر		
10.50	10.00	10.50	13.27	7.68	10.00	يونيو 2004
10.50	10.00	10.50	13.35	7.61	10.00	يونيو 2005
9.50	9.00	9.50	12.50	5.90	9.00	يونيو 2006
9.50	9.50	10.00	12.60	6.10	9.00	يونيو 2007
9.50	9.50	10.00	12.00	6.50	9.00	يونيو 2008
9.50	9.50	10.00	12.10	6.50	9.00	يونيو 2009
9.25	9.50	10.00	11.10	6.30	8.50	يونيو 2010
9.00	9.00	9.50	11.00	6.60	8.50	يونيو 2011
9.00	9.00	9.50	11.00	7.70	9.50	يونيو 2012
9.00	11.00	11.50	11.90	8.00	10.25	يونيو 2013
9.00	12.00	12.50	12.60	8.00	8.75	يونيو 2014
8.50	9.25	9.75	11.30	6.70	9.25	يونيو 2015
8.00	9.75	10.25	11.60	6.80	12.25	يونيو 2016
8.00	10.75	12.75	13.40	7.50		

*المصدر: البنك المركزي المصري

<http://www.cbe.org.eg/ar/EconomicResearch/Statistics/Pages/TimeSeries.aspx>

رابعاً: معدل التضخم:

تراوح معدل التضخم معبراً عنه بالتغير في الرقم القياسي للأسعار خلال الفترة من 2005 إلى 2017 ما بين 4% في عام 2005 و30.7% في عام 2017 وبمتوسط بلغ نحو 12% خلال هذه الفترة، اتسم معدل التضخم في جمهورية مصر العربية خلال هذه الفترة بالتذبذب المرتفع مع صعوبة تحديد اتجاه عام له، حيث تأرجح معد التضخم ما بين تحقيق معدلات نمو منخفضة نسبياً مثلما تحقق خلال عام 2005، وما بين تحقيق معدلات تضخم مرتفعة مثلما حدث خلال عام 2017 حيث بلغ معدل التضخم نحو 30.7% كنتيجة لقرار تعويم الجنية المصري الذي أعلن عنه البنك المركزي في نوفمبر 2016.

جدول رقم (5)

معدل التضخم السنوي في جمهورية مصر العربية

للفترة 2005 - 2017

السنة	معدل التضخم السنوي %
2005	4%
2006	7.2%
2007	10.4%
2008	19.1%
2009	11.8%
2010	11.1%
2011	10.5%
2012	7.3%
2013	10.3%
2014	10.1%
2015	10.6%
2016	14.5%
2017	30.7%

*المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، <http://www.capmas.gov.eg/Pages/IndicatorsPage>

خامسا: سعر الصرف:

خلال الأعوام من 2009 وحتى 2016 إتجه سعر صرف الجنية المصري في مقابل الدولار الأمريكي للارتفاع، حيث إزداد عدد الوحدات المطلوبة من الجنية المصري للحصول علي وحدة واحدة من الدولار الأمريكي خلال الفترة، ذلك علي الرغم من كون سعر صرف الجنية في مقابل الدولار الأمريكي قد إتجه للإنخفاض وإن كان معدل الإنخفاض طفيف خلال الفترة من عام 2005 حتي عام 2008. تراوح سعر الصرف خلال الفترة من 2005 حتي 2016 ما بين 5.433 و10.025 بمتوسط سعر صرف بلغ نحو 6.45.

جدول رقم (6)

متوسط سعر الصرف السنوي للجنة خلال الفترة 2005-2016

السنة	متوسط سعر الصرف
2005	5.779
2006	5.733
2007	5.635
2008	5.433
2009	5.545
2010	5.622
2011	5.933
2012	6.056
2013	6.870
2014	7.078
2015	7.691
2016	10.025

*المصدر: قواعد بيانات البنك الدولي <https://data.aibankaldawli.org/indicator>

4 - التحليل القياسي لآثر السياسة النقدية على سعر الصرف

لتحقيق هدف الدراسة وهو قياس أثر السياسة النقدية على سعر الصرف المصري، فسوف تعتمد الدراسة الحالية على بيانات سلاسل زمنية سنوية لمصر خلال الفترة (1976-2016)، وقد تم الحصول على تلك البيانات من البنك الدولي (World Bank) (WB). وقد اعتمدت الدراسة في التعبير عن المتغير المستقل وهو السياسة النقدية (Monetary policy) على مؤشرين وهما مؤشر المعروض النقدي بمعناه الواسع بالأسعار الجارية للعملة المحلية ($M_2_current$)، ومؤشر سعر الفائدة الحقيقي ($Interest\ rate$). أما بالنسبة للمتغير التابع وهو سعر الصرف ($Exchange\ rate$) فسوف يتم الاعتماد على مؤشر عامل التحويل البديل لاقتصاديات التنمية، وهو السعر السنوي الأساسي لصرف النقد الأجنبي المستخدم بطريقة أطلس الخاصة بالبنك الدولي. ونظراً لأن السياسة النقدية ليست هو العامل الوحيد المؤثر في سعر الصرف ولكن هناك متغيرات مستقلة أو مساعدة أخرى. فقد تم إختيار هذه المتغيرات المساعدة بما ينسجم مع الأدبيات السابقة، وبالتالي فقد تم استخدام متغير التضخم ($Inflation$)، والنمو في إجمالي الناتج المحلي

(GDP growth)، وأخيراً متغيري الصادرات والواردات كنسبة من إجمالي الناتج المحلي (Exports_gdp)، (Imports_gdp).

ومن هنا يمكن صياغة نموذج الدراسة في الشكل التالي:

$$Exchange\ rate_t = \beta_0 + \beta_1 Monetary\ policy_t + \beta_2 Inflation_t + \beta_3 GDP_growth_t + \beta_4 Exports_gdp_t + \beta_5 Imports_gdp_t + u_t$$

حيث (Exchange rate) تمثل المتغير التابع وهو سعر الصرف، بينما (β_1) تعبر عن أثر المتغير المستقل وهو السياسة النقدية، والتي سوف يتم التعبير عنها بمتغيرين وهما المعروض النقدي بمعناه الواسع، وسعر الفائدة الحقيقي. وبالتالي سوف يكون لدينا نموذجين للدراسة. في حين تعبر ($\beta_{2,3,4,5}$) في النموذج عن معاملات المتغيرات الاقتصادية المستقلة المستخدمة في النموذج على الترتيب، t تعبر عن الفترة الزمنية المستخدمة في الدراسة (1976-2014)، بينما β_0 تعبر عن ثابت المعادلة، وأخيراً u_t تشير إلى حد الخطأ.

ويوضح الجدول (7) التعريف بالمتغيرات المستخدمة في النموذج ومصادر البيانات

جدول (7)

تعريف المتغيرات المستخدمة (Descriptive the variables)

الوصف	إسم المؤشر	الرمز
عامل التحويل البديل لاقتصاديات التنمية هو السعر السنوي الأساسي لصرف النقد الأجنبي المستخدم بطريقة أطلس الخاصة بالبنك الدولي. القاعدة هي أنه السعر الرسمي لصرف النقد الأجنبي الوارد بالإحصائيات المالية الدولية لصندوق النقد الدولي (السطر ص-5). تنشأ الاستثناءات من المزيد من التحسينات التي يدخلها موظفو البنك الدولي. ويتم التعبير عنه بوحدات العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي.	DEC alternative conversion factor (LCU per US\$)	Exchange rate
المعروض النقدي بمعناه الواسع (الإحصاءات المالية الدولية، السطر: L.ZK35) هو مجموع العملة خارج البنوك، والودائع تحت الطلب بخلاف ودائع الحكومة المركزية؛ والودائع لأجل، والمدخرات، والودائع بالعملة الأجنبية للقطاعات المقيمة بخلاف الحكومة المركزية؛ والشيكات المصرفية والسياحية، والأوراق المالية مثل شهادات الإيداع القابلة للتداول والأوراق التجارية.	Broad money (current LCU)	M2_ current
سعر الفائدة الحقيقي هو سعر فائدة القرض الذي يتم تعديله بسبب التضخم كما يقيسه معامل انكماش الناتج المحلي.	Real interest rate (%)	Interest rate
يعكس التضخم كما يقيسه مؤشر أسعار المستهلكين التغير السنوي للنسبة المئوية في التكلفة على المستهلك المتوسط للحصول على سلة من السلع والخدمات التي يمكن أن تثبت أو تتغير على فترات زمنية محددة، كل سنة مثلاً وتستخدم بوجه عام صيغة لاسبيرز.	Inflation, consumer prices (annual %)	Inflation
معدل النمو السنوي لإجمالي الناتج المحلي بأسعار السوق على أساس سعر ثابت للعملة المحلية. وتستند الإجماليات إلى السعر الثابت للدولار الأمريكي عام 2010. وإجمالي الناتج المحلي هو عبارة عن مجموع إجمالي القيمة المضافة من جانب جميع المنتجين المقيمين في الاقتصاد زائد أية ضرائب على المنتجات ونافص أية إعانات غير مضمولة في قيمة المنتجات. ويتم حسابه بدون اقتطاع قيمة إهلاك الأصول المصنعة أو إجراء أية خصوم بسبب نضوب وتدهور الموارد الطبيعية.	GDP growth (annual %)	GDP_ growth
تمثل صادرات السلع والخدمات قيمة كافة السلع وخدمات السوق الأخرى المقدمة إلى بقية بلدان العالم. وهي تشمل قيمة السلع، والشحن، والتأمين، والنقل، والسفر، وحقوق الامتياز، ورسوم الرخص، وغيرها من الخدمات مثل الاتصالات، والإنشاءات، والخدمات المالية، والمعلوماتية، والأعمال والخدمات الشخصية والحكومية. وهي لا تتضمن تعويضات الموظفين ودخل الاستثمارات (التي كانت تسمى من قبل خدمات عوامل الإنتاج) والمدفوعات التحويلية.	Exports of goods and services (% of GDP)	Exports_ gdp
تمثل واردات السلع والخدمات قيمة كافة السلع وخدمات السوق الأخرى الواردة من بقية بلدان العالم. وهي تشمل قيمة السلع، والشحن، والتأمين، والنقل، والسفر، وحقوق الامتياز، ورسوم الرخص، وغيرها من الخدمات مثل الاتصالات، والإنشاءات، والخدمات المالية، والمعلوماتية، والأعمال والخدمات الشخصية والحكومية. وهي لا تتضمن تعويضات الموظفين ودخل الاستثمارات (التي كانت تسمى من قبل خدمات عوامل الإنتاج) والمدفوعات التحويلية.	Imports of goods and services (% of GDP)	Imports_ gdp

تتمثل الخطوة الأولى في التحليل في التحقق من سكون السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكامل كل سلسلة في النموذج، وذلك من أجل تجنب الاتحدار الزائف (Spurious Regression). سوف تستخدم الدراسة إختبارين للتحقق من سكون السلاسل الزمنية، الأول: إختبار ديكي-فولر الموسع Augmented Dicky-Fuller ، وإختبار فيليب بيرون

ويتضح من تحليل نتائج الجدول رقم (8) إتفاق إختبار (ADF) و (PP) على أن متغيرات سعر الصرف $(Exchange\ rate)$ ، والتضخم $(Inflation)$ ، والواردات كنسبة من إجمالي الناتج $(Imports_gdp)$ كانوا غير ساكنين عند المستوى $(Level)$ ولكنهما أصبحا ساكنين عند إستخدام الفرق الأول $(First\ difference)$ عند الجزء الثابت $(Intercept)$ ؛ أي أنهما أصبحا متكاملين من الدرجة $I(1)$ عند مستوى معنوية 1%، 5%. في حين أظهر الإختبارين أن متغيري سعر الفائدة الحقيقي $(Interest\ rate)$ ، والنمو في إجمالي الناتج المحلي (GDP_growth) كانا ساكنين عند المستوى عند وجود الجزء الثابت فقط $(Intercept)$ عند مستوى معنوية 1%.

بينما إختلف الإختبارين في درجة سكون متغيري المعروض النقدي بمعناه الواسع $(M2_current)$ ، والصادرات كنسبة من إجمالي الناتج $(Exports_gdp)$ ؛ فبينما أظهر إختبار (ADF) أن هذين المتغيرين ساكنين عند المستوى $(Level)$ ، أظهر إختبار (PP) أن متغير الصادرات كنسبة من الناتج ساكن عند الفرق الأول، بينما أظهر أن متغير المعروض النقدي الواسع غير ساكن سواء عند الفرق الأول أو الثاني. وهو ما يستدعي ذلك عمل إختبارات سكون إضافية للتأكد من درجة السكون متغير المعروض النقدي، وهنا سوف يتم الإعتماد على إختبار $(KPSS)$ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin كإختبار إضافي كما يظهر من جدول (9) التالي.

جدول (8)

نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات (ADF - PP Unit root test results)

Variables	ADF			PP		
	Intercept	Intercept & trend	None	Intercept	Intercept & trend	None
<i>Exchange_rate</i>	0.4609 (0.983)	-3.1424 (0.111)	1.8843 (0.984)	0.6877 (0.990)	-2.2513 (0.449)	2.8223 (0.998)
<i>D (Exchange_rate)</i>	-3.1315 (0.032)**			-3.1707 (0.029)**		
<i>M₂_current</i>	-2.8727 (0.060)*	-0.9010 (0.943)	-2.1518 (0.032)**	8.2403 (1.000)	6.3302 (1.000)	9.4695 (1.000)
<i>D (M₂_current)</i>				6.8914 (1.000)	9.3847 (1.000)	6.0039 (1.000)
<i>D2 (M₂_current)</i>				0.5589 (0.987)	-0.3605 (0.986)	0.9040 (0.899)
<i>Interest_rate</i>	-4.0803 (0.003)***			-4.0733 (0.003)***		
<i>Inflation</i>	-1.6901 (0.428)	-1.8409 (0.665)	-0.6424 (0.433)	-2.8487 (0.061)*	-3.2208 (0.095)*	-0.7078 (0.404)
<i>D(Inflation)</i>	-10.576 (0.000)***			-10.828 (0.000)***		
<i>GDP_growth</i>	-4.8089 (0.000)***			-4.8549 (0.000)***		
<i>Exports_gdp</i>	-3.3402 (0.020)**			-1.9715 (0.298)	-2.1384 (0.509)	-0.8966 (0.322)
<i>D(Exports_gdp)</i>				-4.7363 (0.000)***		
<i>Imports_gdp</i>	-1.6414 (0.453)	-2.5473 (0.305)	-0.8801 (0.329)	-1.7990 (0.376)	-2.7709 (0.216)	-0.8818 (0.328)
<i>D(Imports_gdp)</i>	-6.4039 (0.000)***			-6.4034 (0.000)***		
Critical Values	ADF			PP		
%1	-3.7696	-4.4407	-2.6743	-3.7529	-4.4163	-2.6694
%5	-3.0049	-3.6329	-1.9572	-2.9981	-3.6220	-1.9564
%10	-2.6422	-3.2547	-1.6082	-2.6388	-3.2486	-1.6085

ملحوظة: - ***, ** * معنوي عند مستوى 1%، 5%، 10% على الترتيب. - () تشير إلى المعنوية (Prob).

- طول فترة الإبطاء المناسبة أو توماتيكياً وفق معيار (SEC) بحد أقصى 9 فترات.
- Spectral estimation method (Default-Bartlett Kernel).
- Bandwidth automatic selection (Newey-West Bandwidth).

جدول (9)

إختبارات جذر وحدة إضافية لمتغير المعروض النقدي بالأسعار الجارية ($M_2_current$)

	KPSS	
	Intercept	Intercept and trend
$M_2_current$	0.6722	
$D(M_2_current)$		
$D(M_2_current, 2)$		
Critical Values		
%1	0.7390	0.2160
%5	0.4630	0.1460
%10	0.3470	0.1190

ملحوظة: - .***, ** , * معنوي عند مستوى 1%، 5%، 10% على الترتيب.

وهنا يُظهر إختبار ($KPSS$) أن المتغير ساكن عند المستوى عند الجزء الثابت، وذلك عند مستوى معنوية 5%. وبالتالي فإن نتائج جداول السكون تظهر أن المتغيرات ساكنة عند المستوى والفرق الأول معاً، أي أن المتغيرات مزيج من $I(0)$ و $I(1)$. مما يدعم أكثر استخدام تقنية الانحدار الذاتي لغترات الإبطاء الموزعة ($ARDL$).

ويوضح الجدول (10) التالي نتائج إختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الانحدار الذاتي لغترات الإبطاء الموزعة كما يلي:

جدول (10)

نتائج إختبار التكامل المشترك (إختبار الحدود) وفقاً لمعيار (AIC) (Bounds testing results)

Regressors: (K = 5)	F-stat.	
Model (1): Exchange rate _t = f($M_2_current_t$, Inflation _t , GDP_growth _t , Exports_gdp _t , Imports_gdp _t), ARDL (1, 0, 0, 1, 1, 0)	11.604***	
Model (2): Exchange rate _t = f(Interest rate _t , Inflation _t , GDP_growth _t , Exports_gdp _t , Imports_gdp _t), ARDL (3, 3, 4, 2, 2, 2)	4.9579***	
Significant level	Critical values bounds	
	Lower Critical Bounds (I0)	Upper Critical Bounds (I1)
10%	2.08	3.00
5%	2.39	3.38
2.5%	2.70	3.73
1%	3.06	4.15

ملحوظة: - .***, ** , * معنوي عند مستوى 1%، 5%، 10% على الترتيب. - K تشير إلى عدد المتغيرات المستقلة.

ويتبين من النتائج الموضحة أعلاه أن قيمة إحصاء (F - statistic) المحسوبة للنموذجين تفوق قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) المناظرة، ومن ثم يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بما يفيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في كلا النموذجين أى هناك علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%. ونتيجة لذلك يمكننا إكمال التحليل للحصول على مقدرات المعلمات طويلة وقصيرة الأجل.

المعلمات	المقدرة	الخطأ المعياري	القيمة الاحتمالية	مقدرة اختبار
α_1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_2	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_3	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_4	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_5	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_6	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_7	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_8	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_9	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{10}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{11}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{12}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{13}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{14}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{15}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{16}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{17}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{18}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{19}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{20}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{21}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{22}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{23}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{24}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{25}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{26}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{27}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{28}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{29}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{30}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{31}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{32}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{33}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{34}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{35}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{36}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{37}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{38}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{39}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{40}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{41}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{42}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{43}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{44}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{45}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{46}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{47}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{48}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{49}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
α_{50}	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

كما يمكن استنتاج من النتائج أعلاه أن قيمة إحصاء (F - statistic) المحسوبة للنموذجين تفوق قيمة الحد الأعلى الجدولية (UCB) المناظرة، ومن ثم يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بما يفيد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في كلا النموذجين أى هناك علاقة تكامل مشترك عند مستوى معنوية 1%. ونتيجة لذلك يمكننا إكمال التحليل للحصول على مقدرات المعلمات طويلة وقصيرة الأجل.

جدول (11)
نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل ونموذج تصحيح الخطأ

Independent Variable	Model (1)		Model (2)	
	Coefficient	t-stat. (Prob.)	Coefficient	t-stat. (Prob.)
Long-run coefficients:				
M_2 current	3.20E-12	8.3272 (0.000)***		
Interest rate			-0.467308	-6.1997 (0.000)***
Inflation	0.010515	0.2669 (0.791)	-0.030697	-0.4490 (0.659)
GDP_growth	-0.256626	-2.3216 (0.027)**	1.655635	4.1762 (0.001)***
Exports_gdp	0.162164	3.1439 (0.004)***	0.622611	6.9429 (0.000)***
Imports_gdp	-0.207779	-4.0329 (0.000)***	-0.827201	-6.7068 (0.000)***
Const	6.940037	4.8400 (0.000)***	7.126876	3.8539 (0.002)***
Error correction coefficient:				
ϕ_1	-0.190006	-9.8462 (0.000)***	0.207045	6.9704 (0.000)***
Short-run coefficients:				
M_2 current**	6.09E-13	3.5872 (0.001)***		
Inflation**	0.001998	0.2780 (0.783)		
Imports_gdp**	-0.039479	-2.7969 (0.009)***		
Exchange rate(-1)*	-0.190006	-3.1062 (0.004)***	0.207045	3.2732 (0.005)***
Interest rate(-1)			0.030210	3.2027 (0.006)***
Inflation(-1)			0.006356	0.4311 (0.673)
GDP_growth(-1)	-0.048761	-2.5099 (0.018)**	-0.342791	-3.8296 (0.002)***
Exports_gdp(-1)	0.030812	1.8934 (0.068)*	-0.128908	-4.0095 (0.001)***
Imports_gdp(-1)			0.171268	3.4823 (0.003)***
D(Exchange rate(-1))			-0.444023	-1.8574 (0.083)*
D(Exchange rate(-2))			-0.220071	-1.2218 (0.241)
D(Interest rate)			0.007690	0.6749 (0.510)
D(Interest rate(-1))			-0.060833	-2.6664 (0.018)**
D(Interest rate(-2))			-0.029529	-2.1051 (0.053)*
D(Inflation)			0.013357	1.0441 (0.313)
D(Inflation(-1))			0.006329	0.4191 (0.681)
D(Inflation(-2))			0.014356	1.0870 (0.294)
D(Inflation(-3))			0.021510	2.2463 (0.040)**
D(GDP_growth)	-0.023454	-1.3329 (0.192)	-0.094872	-2.6598 (0.018)**
D(GDP_growth(-1))			0.071870	1.8269 (0.088)*
D(Exports_gdp)	0.078506	4.1469 (0.000)***	-0.012904	-0.5491 (0.591)
D(Exports_gdp(-1))			0.074332	2.8651 (0.012)**
D(Imports_gdp)			0.060473	2.4091 (0.029)**
D(Imports_gdp(-1))			-0.075749	-3.2030 (0.006)***
Const	1.318649	4.6093 (0.000)***	-1.475584	-1.9059 (0.076)*

ملحوظة: - ,***, **, * معنى عند مستوى 1%، 5%، 10% على الترتيب.

ويتضح من تحليل نتائج الجدول رقم (11) أن كافة متغيرات النموذج كانت ذات دلالة إحصائية (معنوية) في الأجل الطويل عند مستوى 1%، 5%، في حين أن غالبيتها معنوية في الأجل القصير عند مستويات المعنوية المختلفة. كما جاءت أغلب إشارات متغيرات النموذج متفقة مع النظرية الاقتصادية وفرضيات الدراسة والإشارات المتوقعة، ويمكن تفسير نتائج الجدول كما يلي:

أظهرت النتائج في النموذج الأول وجود تأثير إيجابي للمعرض النقدي بمعناه الواسع ($M_2_current$) على سعر الصرف ($Exchange\ rate$) في مصر في الأجلين الطويل والقصير عند مستوى 1%. حيث كان قيمة المقدر (Coefficient) في الأجلين الطويل والقصير هي $(3.20e-12)$ و $(6.09e-13)$ على الترتيب، وهو يشير إلى أن الزيادة بمقدار واحد جنيته في المعرض النقدي الواسع سوف يؤدي إلى زيادة سعر الصرف في الأجلين الطويل والقصير بمقدار $3.20e-12$ و $6.09e-13$ درجة في المتوسط على الترتيب.

وفي المقابل أظهرت نتائج النموذج الثاني وجود تأثير سلبي لسعر الفائدة الحقيقي ($Interest\ rate$) على سعر الصرف في مصر عند مستوى 1% في الأجل الطويل. فالزيادة بمقدار 1% في سعر الفائدة سوف تؤدي إلى إنخفاض سعر الصرف الحقيقي بمقدار 0.4673 درجة في المتوسط. وبالنسبة للمتغيرات التفسيرية الأخرى فقد إنفق النموذجين على وجود تأثير إيجابي لصادرات السلع والخدمات كنسبة من الناتج ($Exports_gdp$)، وسلبى لواردات السلع والخدمات كنسبة من الناتج ($Imports_gdp$) على سعر الصرف المصري في الأجل الطويل، وهو بذلك يتفق مع النظرية الاقتصادية. كما إنفق النموذجين على عدم وجود تأثير لمعدل التضخم ($Inflation$) على سعر الصرف في مصر في الأجلين الطويل والقصير.

في المقابل يختلف النموذجين في تأثير معدل نمو إجمالي الناتج المحلي على سعر الصرف في مصر. فبينما أظهر النموذج الأول وجود تأثير سلبي للنمو في إجمالي الناتج على سعر الصرف، إنعكس هذا التأثير وأصبح إيجابياً في النموذج الثاني.

وأخيراً يتضح أيضاً أن معامل تصحيح الخطأ ($ECM (-1)$) جاء معنوياً وسالباً في النموذج الأول، مما يدل على أن آلية تصحيح الخطأ موجودة في ذلك النموذج، أي هناك إستقرار في العلاقة في الأجل الطويل، وهو بذلك يتفق مع إختبار (CUSUM)، (CUSUM of Squares). بينما كان معامل تصحيح الخطأ للنموذج الثاني معنوياً ولكن ليس سالباً مما يدل على عدم وجود آلية تصحيح الخطأ في النموذج الثاني.

◀ بعض إجراءات القوة (Robustness Check):

للتحقق من قوة وثبات نتائج الدراسة المستخرجة من التكامل المشترك بإستخدام منهجية إختبار الحدود، فسوف نقوم بإعادة تقدير نموذجي الدراسة بإستخدام أساليب تقدير أخرى وهي طريقة Fully Modified Least Squares (FMOLS)، وطريقة Dynamic Least Squares

(DLS)، وطريقة Canonical Co-integrating Regression (CCR). وفيما يلي نتائج تقدير نموذجي الدراسة باستخدام الثلاثة طرق كما يتضح من الجدول (12) التالي:

جدول (12)

نتائج تقدير نموذجي الدراسة باستخدام طريقة CCR & DOLS & FMOLS

Independent variable	Model (1)			Model (2)		
	FMOLS	DOLS	CCR	FMOLS	DOLS	CCR
<i>M₂_current</i>	2.61E-12 (14.02)***	4.58E-12 (7.537)***	2.53E-12 (9.146)***			
<i>Interest rate</i>				-0.112474 (-1.618)	-0.594574 (-6.816)***	-0.127229 (-1.540)
<i>Inflation</i>	-0.030545 (-1.577)	0.041110 (3.189)***	-0.027740 (-1.113)	-0.072278 (-1.012)	-0.349670 (-5.527)***	-0.073778 (-0.795)
<i>GDP_growth</i>	-0.137448 (-2.889)***	0.234375 (3.774)***	-0.123836 (-2.435)**	-0.249205 (-1.582)	0.115960 (0.356)	-0.223025 (-1.357)
<i>Exports_gdp</i>	0.246321 (9.127)***	0.211858 (11.91)***	0.250920 (8.622)***	0.293787 (3.281)***	0.256677 (3.139)**	0.290787 (3.068)***
<i>Imports_gdp</i>	-0.208556 (-7.690)***	-0.284326 (-12.48)***	-0.213893 (-6.497)***	-0.355748 (-4.132)***	-0.332217 (-2.969)**	-0.355693 (-3.322)***
<i>Const</i>	4.376897 (8.314)***	4.547281 (24.11)***	4.353268 (8.705)***	10.31265 (6.812)***	13.22727 (13.08)***	10.29738 (6.759)***
<i>R²</i>	0.9377	0.9983	0.9373	0.5125	0.9900	0.5144
<i>Adjusted R²</i>	0.9286	0.9945	0.9281	0.4408	0.9301	0.4430

ملحوظة: .***, **, * معنوي عند مستوى 1%, 5%, 10% على الترتيب.

- Automatic leads and lags specification in model (1) (lead=2 and lag=1 based on AIC criterion, max=2)

- Automatic leads and lags specification in model (2) (lead=2 and lag=2 based on AIC criterion, max=2)

ويوضح من نتائج الجدول السابق بالنسبة للنموذج الأول إتفاق الطرق الثلاثة للتقدير على وجود تأثير إيجابي للمعروض النقدي الواسع (*M₂_current*) على سعر الصرف عند مستوى 1% في الأجل الطويل، وهو ما يتفق بذلك مع التكامل المشترك باستخدام منهجية (ARDL). كذلك إتفقت الطرق الثلاثة للتقدير مع منهجية (ARDL) على وجود تأثير إيجابي لصادرات السلع والخدمات كنسبة من الناتج (*Exports_gdp*)، وسلبى لواردات السلع والخدمات كنسبة من الناتج (*Imports_gdp*) على سعر الصرف المصري في الأجل الطويل عند مستوى 1%، وفي المقابل إختلفت الطرق الثلاثة حول تأثير معدل التضخم (*Inflation*)، والنمو في إجمالي الناتج (*GDP_growth*) على سعر الصرف في مصر في الأجل الطويل. حيث أظهرت طريقة (FMOLS)، وطريقة (CCR) على وجود تأثير سلبى للنمو في إجمالي الناتج على سعر الصرف، مع عدم وجود تأثير للتضخم، وهو ما يتفق بذلك مع منهجية (ARDL). بينما أظهرت

طريقة (DOLS) على وجود تأثير إيجابي للنمو في إجمالي الناتج، والتضخم على سعر الصرف في مصر عند مستوى 1%.

أما بالنسبة للنموذج الثاني فقد اختلفت نتائجه في بعضها مع نتائج منهجية (ARDL)، ونتائج النموذج الأول المقدر بالثلاثة طرق. حيث أظهرت طريقة (FMOLS)، وطريقة (CCR) على عدم وجود تأثير لسعر الفائدة الحقيقي على سعر الصرف (على الرغم من إشارته السالبة). وفي المقابل أظهرت طريقة (DOLS) على وجود تأثير سلبي لسعر الفائدة الحقيقي على سعر الصرف في الأجل الطويل عند مستوى 1%. وهو ما يتفق بذلك مع التكامل المشترك باستخدام منهجية (ARDL). ومثل النموذج الأول ومنهجية (ARDL) إتقت الطرق الثلاثة للتقدير على وجود تأثير إيجابي لصادرات السلع والخدمات كنسبة من الناتج (*Exports_gdp*)، وسلبي لواردات السلع والخدمات كنسبة من الناتج (*Imports_gdp*) على سعر الصرف المصري في الأجل الطويل عند مستوى 1%. كذلك إتقت الطرق على عدم وجود تأثير للتضخم، والنمو في إجمالي الناتج المحلي على سعر الصرف في النموذج الثاني (باستثناء طريقة DLS، والتي أظهرت تأثير سلبي للتضخم على سعر الصرف عند مستوى 1%).

5- النتائج

إستهدفت الدراسة الحالية قياس أثر السياسة النقدية على سعر الصرف وذلك بالتطبيق على دولة مصر خلال واحد وأربعين عاماً (1976-2016)، وقد اعتمدت الدراسة في تحقيق ذلك على التكامل المشترك باستخدام منهج اختبار الحدود *The Bounds Testing Approach* والمبنى على استخدام الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة *The Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*. وقد اعتمدت الدراسة في التعبير عن السياسة النقدية على مؤشرين وهما مؤشر المعروض النقدي بمعناه الواسع بالأسعار الجارية للعملة المحلية، ومؤشر سعر الفائدة الحقيقي. وذلك للتحقق من قوة وثبات النتائج (Robust). أما بالنسبة لمتغير سعر الصرف فقد اعتمدت على مؤشر عامل التحويل البديل لاقتصاديات التنمية، وهو السعر السنوي الأساسي لسعر النقد الأجنبي المستخدم بطريقة أطلس الخاصة بالبنك الدولي.

وقد توصلت الدراسة إلى وجود تأثير إيجابي للمعروض النقدي بمعناه الواسع على سعر الصرف في مصر في الأجلين الطويل والقصير عند مستوى 1%. وهو بذلك يتفق مع فرضية الدراسة والنظرية الاقتصادية، وفي المقابل توصلت الدراسة إلى وجود تأثير سلبي لسعر الفائدة الحقيقي على سعر الصرف في مصر عند مستوى 1% في الأجل الطويل. وقد تأكدت هذه النتيجة

يستخدم أساليب تقدير أخرى للتكامل المشترك وهي طريقة Fully Modified Least Squares (FMOLS)، وطريقة (DLS) Dynamic Least Squares، وطريقة Canonical Co-integrating Regression (CCR).

أما بالنسبة للمتغيرات التفسيرية الأخرى فقد توصلت الدراسة أيضاً إلى وجود تأثير إيجابي لصادرات السلع والخدمات كنسبة من الناتج، وسلبى لواردات السلع والخدمات كنسبة من الناتج على سعر الصرف المصري في الأجل الطويل، وهو بذلك يتفق مع النظرية الاقتصادية. هذا بالإضافة إلى عدم وجود تأثير لمعدل التضخم على سعر الصرف في مصر في الأجلين الطويل والقصير. في المقابل أظهرت الدراسة وجود تأثير مزدوج لمعدل نمو إجمالي الناتج المحلي على سعر الصرف في مصر. فبينما أظهر النموذج الأول وجود تأثير سلبى للنمو في إجمالي الناتج على سعر الصرف، إنعكس هذا التأثير وأصبح إيجابياً في النموذج الثانى.

المراجع

- فضل، حسن توكّل أحمد. (2016). أثر السياسة النقدية والمالية في تحقيق الاستقرار بسعر الصرف في السودان 1980-2014 م. *Journal of the North for Basic and Applied Sciences*, 347(3790), 1-25.
- حندي، عيسى، عبيد، & أبو غزالة أحمد عبد الكريم. (2016). دراسة قياسية للعلاقة بين سعر الصرف، سعر الفائدة والنضخم في الجزائر خلال الفترة (1990-2014)، رسالة دكتوراة، جامعة قاصدي مرباح، ورقلة. (Doctoral dissertation).
- زهير، محمد محمد. (2016). مدى إتكاس سعر الصرف الحقيقي لليرة السورية على التوازن الاقتصادي الكلي_دراسة قياسية (1990-2010)، رسالة ماجستير، جامعة دمشق.

Reference:

- Khordehfrush Dilmaghani, A., & Tehranchian, A. M. (2015). The Impact of Monetary Policies on the Exchange Rate: A GMM Approach. *Iranian Economic Review*, 19(2), 177-191.
- Stavrakeva, V., & Tang, J. (2015). Exchange rates and monetary policy.
- Gonçalves, C. E., & Guimarães, B. (2011). Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia*, 65(1), 33-45.
- Gonçalves, C. E., & Guimaraes, B. (2005). Monetary policy and the exchange rate in Brazil. *ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA*, 28.
- Kearns, J., & Manners, P. (2006). The impact of monetary policy on the exchange rate: A study using intraday data. *International Journal of Central Banking*, 2(4), 157-183.
- Caporale, G. M., Cipollini, A., & Demetriades, P. O. (2005). Monetary policy and the exchange rate during the Asian crisis: identification through heteroscedasticity. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 39-53.
- Zetelmeyer, J. (2004). The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies. *Journal of Monetary Economics*, 51(3), 635-652.
- Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009.

- De Grauwe, P. (2000). Exchange rates in search of fundamentals: the case of the euro-dollar rate. *International Finance*, 3(3), 329-356.
- Hushmand, M., daneshnia, M., Shahriyar, S., Qizilbash, A. and Eskandari Pour, Z. (2012). „Relationship between monetary policy and exchange rate in Iran“. *Journal of Quantitative Economics*, 272:109-1
- De Grauwe, P. (2000). „Exchange Rate in Search of Fundamental Variable“. Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper No.1073.
- Zettelmeyer, J. (2004) The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies. *Journal of Monetary Economics* 51, 635-52.
- Caporale, G.M., Cipollini, A. and Demetriades, P.O. (2005). „Monetary policy and the exchange rate during the Asian crisis: identification through heteroscedasticity“. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 39-53
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, pp. 427-431.
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal Economic dyna control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *Oxford: Oxford University Press*.
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- World Bank, World development indicators database
- Phillips, P. C.B. and Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-46.
- Pesaran, M.H., Shin Y., and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal applied econometrics*. 16 pp.289-326.

<i>Years</i>	<i>Exchange_rate</i>	<i>M2_current</i>	<i>Interest_rate</i>
1976	0.5035	306100000	-3.972776303
1977	0.5701	410280000	-0.994262669
1978	0.6596	521170000	-0.728983191
1979	0.7	684430000	-8.43852288
1980	0.72	1036360000	-3.979321193
1981	0.74	1356570000	13.64977745
1982	0.812	1779170000	5.342904466
1983	0.859	2181720000	6.193152489
1984	0.9302	2592930000	3.454489987
1985	0.9551	3067550000	5.468194944
1986	1.069	3710220000	1.966302717
1987	1.273	4487840000	-11.28948604
1988	1.761	5454860000	2.944908729
1989	1.9368	6409350000	-0.172062521
1990	2.229	8250780000	0.472294342
1991	3.009	9846390000	
1992	3.3233	1.17594E+11	0.496864267
1993	3.332	1.33174E+11	9.101236885
1994	3.372	1.48109E+11	7.435419547
1995	3.391	1.62766E+11	4.552165551
1996	3.392	1.80404E+11	7.913220463
1997	3.39	1.99837E+11	3.562244341
1998	3.388	2.21372E+11	8.782559294
1999	3.391	2.33909E+11	11.99073254
2000	3.4065	2.60999E+11	7.893577594
2001	3.674	2.95491E+11	11.21451337
2002	4.313	3.32813E+11	10.27876276
2003	5.0347	4.03634E+11	6.325820433
2004	6.1551	4.69181E+11	1.524824738
2005	6.0043	5.23087E+11	6.530998405
2006	5.7469	6.01561E+11	4.890681302
2007	5.7082	7.16545E+11	-0.075348525
2008	5.5	7.9166E+11	0.109098669
2009	5.5148	8.66651E+11	0.710272097
2010	5.5124	9.74276E+11	0.816680752
2011	5.8097	1.03921E+12	-0.549199686
2012	5.9945	1.16752E+12	-6.272431036
2013	6.4466	1.38808E+12	3.292157153
2014	6.9715	1.60693E+12	0.414129139
2015	7.3457	1.9059E+12	1.54106846
2016	8.138139631	2.6589E+12	6.915248959

<i>Inflation</i>	<i>GDP_growth</i>	<i>Exports_gdp</i>	<i>Imports_gdp</i>
10.31741589	14.62727947	22.26847001	33.9973252
12.73216279	12.83693812	22.48322148	33.19750599
11.07810038	5.779721531	21.745788	37.01888503
9.904360512	6.038847062	29.72845164	48.33530111
20.81922493	10.01132904	30.51463768	42.8659752
10.31728422	3.756100102	33.37182371	48.80485245
14.82300885	9.907171134	27.0343088	41.93253504
16.07987388	7.401135723	25.48200247	36.42945823
17.03636638	6.09151789	22.35124785	35.81251691
12.10675606	6.602035693	19.91428305	32.04153313
23.86428982	2.646585805	15.73156683	25.59443032
19.69359331	2.519411233	12.55871063	22.76628584
17.66348615	5.300733589	17.31838722	35.16112951
21.26186709	4.972375122	17.89347942	32.35140357
16.75637471	5.70174926	20.04759854	32.71328618
19.74854482	1.078837266	27.81560137	35.79569015
13.63742417	4.431994172	28.39683681	30.91301222
12.08979229	2.900786557	25.83762887	30.09020619
8.154231286	3.973172322	22.57142857	28.05714286
15.7422305	4.642466699	22.54901961	27.69607843
7.187103697	4.98873054	20.74978204	26.19877942
4.625605788	5.491123819	18.8416698	24.89657766
3.872575464	4.036373365	16.21433542	25.71329158
3.079499126	6.105463321	15.0520156	23.30949285
2.683805353	5.367997672	16.20111732	22.81681858
2.269757205	3.53525197	17.47978812	22.33063842
2.73723855	2.370460092	18.31617841	22.67088942
4.507776363	3.19228475	21.79640719	24.38323353
11.27061933	4.0899404	28.22996085	29.58994436
4.869396969	4.478960164	30.34354689	32.60909935
7.644526445	6.853907786	29.94981383	31.56872268
9.318969058	7.090271001	30.24973147	34.82814178
18.31683168	7.157616776	33.04299274	38.63763261
11.76349544	4.673844855	24.95682211	31.59662253
11.26518827	5.14510637	21.34924581	26.58710426
10.0539169	1.779594033	20.56742761	24.68820655
7.11815562	2.215608782	16.39696662	24.31480265
9.42157654	2.185466054	17.01784562	23.35519243
10.14580055	2.91591188	14.24413146	22.67605634
10.35748965	4.372019078	13.18384549	21.66209747
13.81463839	4.297682516	10.34966584	19.68393457