

العلاقة بين أنظمة سعر الصرف الفعلية والتضخم في مصر

عماد عمر الهنداوي

محاضر، قسم الاقتصاد والتمويل، كلية الاقتصاد والإدارة، جامعة القصيم،

المملكة العربية السعودية

(قدم للنشر في ١٢/١٢/٢٠١١؛ وقبل للنشر في ١٠/٤/٢٠١٢م)

ملخص البحث. يهدف البحث إلى التعرف على العلاقة بين أنظمة سعر الصرف الفعلية التي طبقت في الاقتصاد المصري ومعدل التضخم في الفترة ١٩٧٤-٢٠٠٧م، وقد تناول الأديبات النظرية والدراسات التطبيقية التي تناولت العلاقة بين أنظمة سعر الصرف ومعدل التضخم، واستعرض أنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر منذ الستينيات، وقد طبقت مصر فعلياً نظامين لسعر الصرف خلال فترة الدراسة، هما النطاق الزاحف الواسع مع تعدد أسعار الصرف ووجود سوق موازية لسعر الصرف في الفترة ١٩٧٤-١٩٩٠م ونظام الربط المتحرك داخل نطاق ضيق مع الدولار الأمريكي بداية من عام ١٩٩١ وذلك حسب تصنيف رينهارت وروجوف (Reinhart and Rogoff, ٢٠٠٤). وقد حاولت الدراسة قياس العلاقة بين نظامي سعر الصرف الفعليين ومعدل التضخم، و توصلت الدراسة إلى وجود علاقة معنوية بين أنظمة سعر الصرف الفعلية ومعدل التضخم في الفترة محل الدراسة، وأن معدل التضخم في ظل نظام سعر الصرف المربوط المتحرك كان يزداد بمقدار ٤,٨١% سنوياً عن نظيره في ظل نظام سعر صرف النطاق الزاحف مع تعدد أسعار الصرف. وأن أهم أسباب التضخم في مصر في الأجل الطويل تعود إلى عجز الموازنة. ومن العوامل التي تحد من التضخم في الأجل الطويل هي: الإنفاق على تكوين رأس المال الثابت، والإنفاق الاستهلاكي الخاص، والإنفاق الاستهلاكي الحكومي.

كلمات مفتاحية: أنظمة سعر الصرف الفعلية - معدل التضخم - التكامل المشترك - متجه تصحيح الخطأ تقسيم مكونات التباين - دوال الاستجابة للهزات

يتقدم الباحث بخالص الشكر إلى معالي الأستاذ الدكتور /محمد سلطان أبو على، وسعادة الأستاذ الدكتور/طلعت الدمرداش إبراهيم وذلك لإسهاماتهما القيمة التي أثرت هذا البحث.

المقدمة

أكدت معظم الأدبيات على أن أنظمة سعر الصرف الثابتة من الناحية النظرية أفضل من أنظمة سعر الصرف الموعوم من حيث قدرتها على تخفيض معدلات التضخم، سواءً كانت نشأة ذلك التضخم من خلال العجز في الموازنة الحكومية أو من خلال العلاقة بين الأسعار والأجور في القطاع الخاص وذلك من خلال آثار الانضباط والمصدقية المصاحبة لأنظمة أسعار الصرف الثابتة. حيث تؤكد النظرة التقليدية للعلاقة بين أنظمة سعر الصرف الثابتة وانضباط السياسة المالية على أن تثبيت سعر الصرف يكون سبباً رئيسياً في انضباط السياسة المالية، حيث إن أي سياسة مالية توسعية أو متساهلة، سوف تؤدي إلى تآكل الاحتياطيات من العملات الأجنبية أو زيادة الدين العام، وفي نهاية الأمر سوف تكون النتيجة هي التخلي عن نظام تثبيت سعر الصرف، وبالتالي قد تكون له تكلفة سياسية عالية، ولذلك فإن الحكومة سوف تقاوم أي سياسة مالية متساهلة (Obstfeld and Rogoff, 1995; Ghosh *et al.*, 1996, 1997). وطبقاً لهذا التوجه فإنه يمكن للدولة أن تستخدم سعر الصرف

كمركز رئيس لسياستها النقدية (Bernanke, *et al.*, 1999).

وتتجلى فكرة المصدقية، في أن الدولة التي لديها محاولات جادة ومصدقية لمحاربة التضخم، تقوم بتثبيت سعر صرف عملتها بسعر صرف عملة دولة أخرى ذات بنك مركزي أكثر كفاءة، وذات تاريخ في معدلات التضخم المنخفضة، مما يعمل على زيادة الانضباط النقدي من خلال تقييد حرية البنك المركزي بالتدخل بسياسات نقدية توسعية، وتولد قناعة لدي القائمين على سياسات الأجور والأسعار أن معدلات التضخم لن تزيد في المستقبل مما يجعلهم يضعون ذلك في حساباتهم عند وضع السياسات المتعلقة بالأجور والأسعار، وتكون النتيجة أن الدولة سوف تحافظ على مستويات منخفضة من التضخم في المستقبل (Dellas, *et al.*, 2002).

ومن ناحية أخرى فإن تثبيت سعر الصرف من الممكن أن يؤدي إلى تخفيض معدلات التضخم، وذلك من خلال ما يسمى بآثار الثقة، حيث تزداد الثقة في العملة المحلية وبالتالي تزداد حيازتها عن العملات الأجنبية مما يعمل على تقليل الآثار التوسعية للسياسة النقدية (Ghosh, *et*

(1996, *al.*). أما بالنسبة لأنظمة سعر الصرف المعموم، فإن معظم الأدبيات تؤكد على أنها غالباً يصاحبها معدلات مرتفعة من التضخم، حيث تتحقق للدولة حربيتها في استغلال سياستها النقدية، بمعنى أن الدولة تكون حرة في تحديد الهدف النهائي لسياستها النقدية، واختيار الأدوات التي تحقق تلك الأهداف، وذلك بما يخدم الاقتصاد وبمراعاة خصائص الاقتصاد المحلي وطبيعة المشكلات التي تواجهه، دون التقيد بالمحافظة على سعر صرف ثابت، وذلك يجعل الحكومات تتبنى سياسات تضخمية دون الخوف بشأن انخفاض الاحتياطيات. وعلى النقيض من ذلك فإن المدافعين عن أنظمة سعر الصرف المرنة يرون أنها أكثر كبحاً للتضخم، لأن أي عدم انضباط في السياسة المالية يظهر أثره في الحال في شكل تغيرات غير مرغوبة في أسعار الصرف الاسمية، مما يمثل ضغطاً على الحكومة لإعادة الانضباط إلى السياسة المالية (Tornell and Velasco, 2000)، أما في ظل أنظمة سعر الصرف الثابتة فإن التغير في الاحتياطيات لا يظهر في الحال، بل يعلن عنه بعد مرور فترة زمنية .

وقد تناولت الدراسات التطبيقية أيضاً العلاقة بين أنظمة سعر الصرف والتضخم، ومن أهم هذه الدراسات، الدراسة التي قام بها جوش وآخرون (Ghosh, *et al.*, 1997) والدراسة التي قام بها يياتي وستيورزنجر (Yeyati and Sturzenegger, 2001)، حيث قامت الدراسة الأولى (جوش وآخرون) على عينة مكونة من 136 دولة في الفترة 1960-1990 وخلصت هذه الدراسة إلى أن أنظمة سعر الصرف الثابتة التي كانت مطبقة في الستينيات من القرن الماضي صاحبها معدلات منخفضة من التضخم، بينما فترة السبعينيات والثمانينيات والتي طبقت فيها أنظمة سعر الصرف الأكثر مرونة صاحبها معدلات مرتفعة من التضخم. واستخدمت تلك الدراسة عدة متغيرات مفسرة تمثلت في معدل النمو في المعروض النقدي، ومعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي وأسعار الفائدة؛ إضافة إلى المتغيرات الصورية المعبرة عن أنظمة سعر الصرف، وخلصت هذه الدراسة إلى معنوية كل من معدل النمو في المعروض النقدي ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي في تأثيرهما على معدلات التضخم وعدم معنوية أسعار الفائدة. أما الدراسة الثانية التي قام بها

بياتي وستيورزنجر عام ٢٠٠١ (Yeyati and Sturzenegger, 2001) فبحثت في ١٥٤ دولة للفترة ١٩٧٣ - ١٩٩٩، وكانت فرضية الدراسة تركز على أن أنظمة سعر الصرف الثابتة تؤثر في معدلات التضخم مباشرة عن طريق توقع معدلات التضخم، وبطريق غير مباشر عن طريق آثار الضبط التي تتعلق بمعدل النمو في المعروض النقدي. وقد وجدت هذه الدراسة أنه بالنسبة للدول الصناعية فإن العلاقة بين أنظمة سعر الصرف والتضخم كانت غير معنوية، أما بالنسبة للدول غير الصناعية فإن الدراسة قد خلصت إلى أن هناك علاقة سلبية قوية بين أنظمة سعر الصرف الثابتة ومعدلات التضخم، وبخاصة عندما كانت الفترة التي تطبق فيها أنظمة سعر الصرف الثابتة طويلة ولا تقل عن خمس سنوات، كما وجدت الدراسة معنوية جميع المتغيرات المفسرة في النموذج على معدلات التضخم، وهي معدل النمو في المعروض النقدي ومعدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم في الفترة السابقة، وأسعار الفائدة الحقيقية. كما قدم الأشقر وشاهين (2006 El-Achkar and Shahin) دراسة تطبيقية لتقييم مدي تحقيق أنظمة سعر الصرف الثابتة للاستقرار السعري في دول الشرق الأوسط وشمال إفريقيا (MENA Region) وذلك للفترة ١٩٧٥-٢٠٠٥، واستخدم الباحثان نفس المنهجية المستخدمة في دراسة بياتي وستيورزنجر ٢٠٠١ (Yeyati and Sturzenegger, 2001) حيث جاءت نتائج تلك الدراسة مختلفة، إذ وجدت عدم فروق معنوية بين أنظمة سعر الصرف ومعدلات التضخم في تلك الدول خلال فترة الدراسة.

من العرض السابق لنتائج الدراسات التي تناولت العلاقة بين أنظمة سعر الصرف والتضخم نجد تبايناً في ما توصلت إليه، مما دعا الباحث إلى محاولة التعرف على طبيعة تلك العلاقة في الاقتصاد المصري، ومدى تأثير كل من نظامي سعر الصرف الفعليين^(١) على معدلات التضخم في مصر

(١) يقصد الباحث بنظام سعر الصرف الفعلي، أي نظام سعر الصرف التي تطبقه الدولة بالفعل. وهو يختلف عن مفهوم سعر الصرف الفعال الذي يعبر عن معدل سعر الصرف الاسمي الرسمي مقابل عملات الشركاء

خلال الفترة ١٩٧٤-٢٠٠٧م. ويعتمد البحث على أساليب القياس الحديثة في تحليل السلاسل الزمنية (أسلوب جذر الوحدة unit root واختبار السببية لجرانجر Granger Causality و أسلوب التكامل المشترك Co integration ومتجه تصحيح الخطأ Vector Error Correction (VEC) وتقسيم مكونات التباين Variance Decompositions ودوال الاستجابة للهزات Impulse Response Functions). ويتكون البحث من ثلاثة أقسام، يتناول القسم الأول منها أنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر خلال فترة الدراسة، ويتناول القسم الثاني منهجية البحث، ويستعرض القسم الثالث أهم النتائج التي توصل إليها البحث، ثم يختتم البحث بالخلاصة وأهم التوصيات.

أنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر

قامت عدة دراسات تطبيقية بتصنيف أنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر، واستخدمت في ذلك منهجيات مختلفة، من أهم هذه الدراسات، دراسة رينهارت و روجوف (Reinhart and Rogoff, 2004)، والدراسة التي قدمها كل من بياتي و ستيورزنجر (Yeyati and Sturzenegger, 2002) وتصنيف صندوق النقد الدولي بداية من عام ١٩٩٩، وتصنيف بوبولا وأتكر - روب (Bubula and Otker-Rope, 2002). وسوف يعتمد الباحث على تصنيف رينهارت و روجوف (RR) لأنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر؛ لأن هذا التصنيف يغطي الفترة الزمنية محل الدراسة كاملة (١٩٧٤-٢٠٠٧)، كما أن هذا التصنيف يراعي في منهجيته سعر الصرف في السوق الموازية وتعدد أسعار الصرف وهو ما مرت به التجربة المصرية في فترة من الفترات، وذلك بخلاف بعض التصنيفات التي اعتمدت على التقلبات في الاحتياطات وفي أسعار الصرف الاسمية فقط. والجدول التالي يوضح تصنيف رينهارت و روجوف لأنظمة سعر الصرف الفعلية في مصر.

الجدول رقم (١). تصنيف روجوف و رينهارت لسعر الصرف الفعلي في مصر في الفترة ١٩٣١-٢٠٠٧

التاريخ	التصنيف	ملاحظات
٢٩ سبتمبر ١٩٣١ - ٦ مايو ١٩٥٠	مربوط مع الجنيه الاسترليني	حسب قاعدة الذهب حتى ١٤/٧/١٩٤٧ واستمر أيضاً بعد ذلك مربوطاً مع الجنيه
١٩٥٠/٥/٧ - ١٩٦٢/٥/٦	تعويم مدار مع تعدد أسعار الصرف	مربوط مع الدولار الأمريكي
١٩٦٢/٥/٧ - ١٩٧١/٧/٢٤	النطاق الزاحف أمام الدولار الأمريكي مع تعدد أسعار الصرف	النطاق يتراوح بين $\pm ٥\%$ حيث يتم التعديل من فترة لآخري، وعملة الربط هي الدولار الأمريكي ، وعلاوة السوق الموازية ظلت باقية أعلى من ١٥٠% عن سعر الصرف الرسمي المعلن من البنك المركزي
١٩٧١/٧/٢٥ - ١٩٩١/١٠/٧	النطاق الزاحف مقابل الدولار الأمريكي مع تعدد أسعار الصرف فعلياً	النطاق يتراوح بين $\pm ٥\%$
١٩٩١/١٠/٨ - ٢٠٠٧/١٢/٣١	مربوط متحرك بالدولار الأمريكي مع وجود سوق موازية لسعر الصرف	علاوة السوق الموازية ظلت رقماً واحداً (one digit) حتى نهاية البيانات عن السوق الموازية في ديسمبر من عام ١٩٩٨

المصدر: (Ilzetki, et al., 2008)

منهجية البحث

سوف يعتمد الباحث في تقدير العلاقة بين نظامي سعر الصرف الفعليين في مصر والتضخم على المنهجية التي استخدمها يياتي وستيورزجر في قياس العلاقة بين أنظمة سعر الصرف الفعلية والتضخم للدول الأعضاء في صندوق النقد الدولي (عدد ١٥٤ دولة) في الفترة ١٩٧٤ - ٢٠٠٠ (Yeyati and Sturzenegger, 2003)، وذلك بإدخال متغير صوري يمثل كل نظام من أنظمة سعر الصرف، يدخل في تحليل الانحدار الخاص بالتضخم. حيث يأخذ المتغير الصوري المقدار (صفر) مع نظام سعر الصرف النطاق الزاحف مع الدولار الأمريكي و تعدد أسعار الصرف في الفترة ١٩٧٤-١٩٩١، والمقدار واحد في الفترة ١٩٩٢-٢٠٠٧ مع نظام سعر الصرف المربوط المتحرك وذلك حسب تصنيف روجوف و رينهارت (السابقة الإشارة إليه). مع أخذ المتغيرات

الأخرى المفسرة للتضخم في الاعتبار كمتغيرات حاكمة لتحديد آثارها على تلك المؤشرات.

وسوف يعتمد الباحث في اختياره للمتغيرات المفسرة في النموذج الخاص بمعدل التضخم في مصر على محددات التضخم، والتي تفسرها كل من النظرية الكينزية والنظرية الكمية للنقود، وعجز الموازنة الحكومية ونظرية العوامل الهيكلية. فالنظرية الكينزية تفترض أن هناك علاقة إيجابية بين الزيادة في الطلب الكلي والزيادة في معدل التضخم وذلك بافتراض أن الاقتصاد يعمل عند مستوى التوظيف الكامل، وتفترض النظرية الكمية للنقود بأن هناك علاقة طردية إيجابية بين الزيادة في كمية النقود ومعدل التضخم، كما أن عجز الموازنة يترتب عليه في نهاية الأمر زيادة في معدلات التضخم. وتفترض نظرية العوامل الهيكلية أنه من محددات التضخم بجانب المعوقات الهيكلية في جانب العرض من الغذاء فإن القصور الذاتي للتضخم ودرجة التنمية التي تمر بها الدولة يؤثران أيضاً في معدلات التضخم. لذلك، _ وبناءً على محددات التضخم سالفة الذكر _ فإن الباحث سوف يعتمد على المتغيرات المفسرة التالية لتفسير معدلات التضخم في مصر:

أولاً: بالنسبة للطلب الكلي فإن المتغيرات التي تعبر عنه هي النسبة المئوية للإنفاق الاستهلاكي العائلي إلى الناتج المحلي الإجمالي HOUSEHOLD و النسبة المئوية للإنفاق الاستهلاكي الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي (GOVER) ونسبة تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي (CAPITAL) والنسبة المئوية للواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي (IMPORT) والنسبة المئوية للصادرات إلى الناتج المحلي الإجمالي EXPORT.

ثانياً: باعتبار أن الزيادة في المعروض النقدي من أهم مسببات التضخم، حسب النظرية الكمية للنقود، فإن النسبة المئوية للمعروض النقدي إلى الناتج المحلي الإجمالي M2، سوف تكون أحد المتغيرات المفسرة أيضاً.

ثالثاً: بالنسبة للتضخم الناتج عن الطلب، فسوف يعتمد الباحث على النسبة المئوية لفائض (عجز) الموازنة الحكومية إلى الناتج المحلي الإجمالي BUDGET كأحد المتغيرات المفسرة. رابعاً: بالنسبة لنظرية العوامل الهيكلية، فسوف يعبر الباحث عن مراحل التنمية التي تمر بها الدولة من خلال المتغير الخاص بمعدل النمو السنوي في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي GDP PERCAPITA GROWTH. وقد اعتمد الباحث على البيانات المنشورة من مؤشرات التنمية للبنك الدولي (WDI, 2009).

وبعد إجراء اختبار الارتباط بين متغيرات النموذج تبين وجود ارتباط خطي معنوي بين معدل النمو السنوي في الناتج المحلي الإجمالي وكل من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي والإنفاق الاستهلاكي العائلي ومعدل النمو السنوي في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي والمعروض النقدي وعجز الموازنة، لذلك سوف نستبعد هذا المتغير من النموذج. كما تبين أيضاً وجود ارتباط خطي معنوي بين الصادرات والواردات وبين الواردات والإنفاق على تكوين رأس المال الثابت، لذلك سوف نستبعد أيضاً كلاً من الصادرات والواردات. والنموذج التالي يوضح العلاقة بين معدل التضخم والمتغيرات المفسرة له.

$$\text{INFLATION} = f(\text{M2, GOVER, GDP PERCAPITA GROWTH, CAPITAL, BUDGET, HOUSEHOLD, EXCHANGE RATE})$$

حيث إن:

معدل التضخم (التغير السنوي في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين %)	INFLATION
إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي %	CAPITAL
نسبة إجمالي الإنفاق الاستهلاكي الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي %	GOVER
نسبة المعروض النقدي M2 إلى الناتج المحلي الإجمالي %	M2
فائض (عجز) الموازنة / الناتج المحلي الإجمالي %	BUDGET
المتغير الصوري الذي يعبر عن نظامي سعر الصرف	EXCHANGE RATE
الإنفاق الاستهلاكي النهائي العائلي / الناتج المحلي الإجمالي %	HOUSEHOLD
معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي	GDP PERCAPITA GROWTH

اختبار جذر الوحدة (test unit root)

سوف يقوم الباحث فيما يلي باختبار مدى سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، وهل هي مستقرة في المستوى الأصلي أو لا؟ فإذا كانت مستقرة في المستوى الأصلي فإنه يمكن إجراء الانحدار بطريقة المربعات الصغرى مباشرة، أما إذا تبين عدم استقرار السلاسل الزمنية في المستوى الأصلي، فإننا نأخذ الفروق الأولى لها، ثم نختبر مدى سكون السلاسل الزمنية بعد ذلك، وسوف يعتمد الباحث على اختبار كل من ديكي و فوللر (Augmented Dickey - Fuller Test) الموسع و فيليب وبيرون (Phillip - Perron)، السابق الإشارة إليهما، وذلك في حالة ثابت فقط، وفي حالة ثابت واتجاه، ونتائج الاختبارين ملخصة في الجدولين (٢) و (٣) التاليين:

الجدول رقم (٢). اختبار مدى استقرار السلاسل الزمنية في حالتها الأولية (level).

Phillip-Perron (ثابت واتجاه)	Phillip-Perron (ثابت)	Dickey and Fuller) ثابت (واتجاه)	Dickey and Fuller (ثابت)	المتغيرات
-1.89	-1.37	-1.88	-1.46	GOVER
-4.13**	-1.84	-2.77	-1.83	CAPITAL
-2.95***	-2.41	-2.92***	-2.40	INFLATION
-2.57	-1.84	-2.53	-2.06	BUDGET
-1.75	-1.80	-1.51	-1.81	M2
-4.45***	-3.79***	-4.35***	-3.67***	GDP PERCAPITA GROWTH
-1.60	-1.60	-2.53	-1.60	HOUSEHOLD

القيم الحرجة :
 1% level -3.646342
 5% level -2.954021
 10% level -2.615817

تم اختيار فترات الإبطاء بطريقة أوتوماتيكية من خلال معيار (Schwartz Info Criterion).

الجدول رقم (٣). اختبار استقرار السلاسل الزمنية بعد أخذ الفروق الأولى.

Phillip-Perron (ثابت واتجاه)	Phillip-Perron (ثابت)	Dickey and Fuller (ثابت واتجاه)	Dickey and Fuller (ثابت)	المتغيرات
-7.77***	-7.01***	-7.45***	-7.09***	GOVER
-14.80***	-12.41***	-6.81***	-7.01***	CAPITAL
-9.33***	-9.35***	-6.77***	-6.80***	INFLATION
-32.05***	-10.3***	-4.12***	-10.33***	BUDGET
-4.34***	-4.31***	-4.24**	-4.19***	M2
-11.91***	-10.60***	-7.20***	-7.32***	GDP PERCAPITA GROWTH
-11.90***	-6.75***	-6.53***	-6.49***	HOUSEHOLD

(*) معنوي عند ١٠ % (** معنوي عند ٥ % (***) معنوي عند

١ %

وقد لاحظ الباحث من خلال استعراض نتائج اختبار جذر الوحدة لكل من ديكي و فوللر الموسع و فيليب وبيرون وذلك في حالة وجود ثابت فقط، وثابت واتجاه، بوجود جذر الوحدة، أي عدم استقرار السلاسل الزمنية لكل المتغيرات في حالتها الأصلية (المستوي) وإنما تبدي استقرارها بعد أخذ الفروق الأولي لها، وذلك فيما عدا السلسلة الزمنية الخاصة بمعدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، والتي تعتبر مستقرة في المستوى الأصلي للبيانات، وطالما أن هناك خليطاً من المتغيرات في النموذج بعضها متكامل من الدرجة الأولى، والآخر متكامل من الدرجة صفر فإنه يمكن تقدير العلاقة بينهما في الأجل الطويل من خلال إيجاد التكامل المشترك بينهما (Gujarati, 2004) و (Enders, 2008).^(٢) مما يمكن الباحث من إجراء اختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية خاصة بمتغيرات الدراسة للتعرف على مدى وجود علاقة بين معدل التضخم والمتغيرات المفسرة له في الأجل الطويل، فإذا اتضح وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج فإنه يمكن استخدام متجه تصحيح الخطأ لمعرفة شكل العلاقة بين متغيرات النموذج في الأجلين القصير والطويل.

If $X_t \sim I(0)$ and $Y_t \sim I(1)$, then $Z_t = (X_t + Y_t) = I(1)$; that is, a linear combination or sum of (٢)

.stationary and no stationary time series is no stationary

اختبار السببية

سوف يقوم الباحث فيما يلي بإجراء اختبار السببية لجرانجر، لمعرفة اتجاه السببية بين متغيرات الدراسة، وسوف يستخدم الباحث فترات إبطاء مختلفة لمعرفة اتجاه السببية من أو إلى معدل التضخم. حيث إن هناك بعض المتغيرات قد لا تؤثر في التضخم آنياً، لكن يظهر تأثيرها بعد مرور فترة زمنية. ونتائج اختبارات السببية موضحة في الجداول التالية:

الجدول رقم (٤). نتائج اختبار السببية لفترة إبطاء واحدة.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.01475	6.69637	CAPITAL → INFLATION
0.03995	4.61184	M2 → HOUSEHOLD
0.00402	9.70877	M2 → GDP PERCAPITA GROWTH
0.00894	13.0271	HOUSEHOLD → BUDGET
0.00036	16.2096	GOVER → GDP PERCAPITA GROWTH
0.00974	7.62301	GOVER → CAPITAL

الجدول رقم (٥). نتائج اختبار السببية لفترةتي إبطاء.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.04094	3.60566	CAPITAL → INFLATION
0.00257	7.81526	BUDGET → CAPITAL
0.02298	4.35316	M2 → GDP PERCAPITA GROWTH
0.04070	3.61309	HOUSEHOLD → CAPITA
0.04429	3.50632	CAPITAL → GDP PERCAPITA GROWTH
0.00028	11.2180	GOVER → GDP PERCAPITA GROWTH
0.01197	5.23652	HOUSEHOLD → GDP PERCAPITA GROWTH
0.04425	3.50747	GOVER → HOUSEHOLD

الجدول رقم (٦). نتائج اختبار السببية لثلاث فترات إبطاء.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.02171	4.06776	BUDGET → INFLATION
0.03297	3.43266	M2 → GOVER
0.00740	5.39679	BUDGET → CAPITAL
0.03815	3.42428	GOVER → BUDGET
0.01213	4.50233	GOVER → CAPITAL

الجدول رقم (٧). نتائج اختبار السببية لأربع فترات إبطاء.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.03695	3.37506	BUDGET → INFLATION
0.04830	2.87102	INFLATION → CAPITAL
0.03565	3.14628	M2 → GOVER
0.04568	3.14992	BUDGET → CAPITAL
0.01856	3.75857	GOVER → GDP PERCAPITA GROWTH
0.01213	4.50233	GOVER → CAPITAL

الجدول رقم (٨). نتائج اختبار السببية لخمس فترات إبطاء.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.00313	7.24814	BUDGET → INFLATION
0.04076	2.94867	INFLATION → CAPITAL
0.00944	4.30445	M2 → GOVER
0.08907	2.57150	BUDGET → CAPITAL
0.00015	9.45222	INFLATION → HOUSEHOLD
0.04418	2.87911	CAPITAL → HOUSEHOLD
0.01062	4.18885	GOVER → GDP PERCAPITA GROWTH
0.03045	3.20507	GDP PERCAPITA GROWTH → GOVER

الجدول رقم (٩). نتائج اختبار السببية لست فترات إبطاء.

Probability	F-Statistic	اتجاه السببية
0.04509	2.88066	INFLATION → CAPITAL
0.01620	3.83066	GDP PERCAPITA GROWTH → INFLATION
0.00068	7.63057	INFLATION → HOUSEHOLD
0.00583	4.89811	M2 → GOVER
0.04926	2.80341	GOVER → CAPITAL
0.01105	4.21486	GOVER → GDP PERCAPITA GROWTH
0.01472	3.92526	GDP PERCAPITA GROWTH → GOVER

نلاحظ من نتائج السببية السابقة أن أهم مسبب للتضخم يتمثل في عجز الموازنة العامة لدولة، والذي قد يرجع إلى كل من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي وتكوين رأس المال الثابت، حيث يبدأ تأثير عجز الموازنة على التضخم في السنة الثالثة من حدوثه، ويمتد تأثيره للسنتين الرابعة والخامسة، أما بالنسبة للاستثمار في رأس المال الثابت فإنه يسبب التضخم في السنة الأولى ويمتد تأثيره إلى العام الذي يليه فقط ثم يزول تأثيره السلبي على التضخم، ويبدأ تأثيره الإيجابي على معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في السنة التالية من الاستثمار، ويعمل على زيادة الإنفاق الاستهلاكي العائلي في السنة الخامسة، مما يوضح أهمية الاستثمار في رفاهية الفرد في مصر.

التكامل المشترك (Co-integration) ومنتجه تصحيح الخطأ (VEC)

أظهرت نتائج اختبار التكامل المشترك بين معدل التضخم والمتغيرات المفسرة له (معدل النمو السنوي في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ونسبة تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي ونسبة المعروض النقدي إلى الناتج المحلي الإجمالي، ونسبة الإنفاق الاستهلاكي الحكومي إلى الناتج المحلي الإجمالي، ونسبة الإنفاق الاستهلاكي العائلي إلى الناتج المحلي الإجمالي، ونسبة فائض (عجز) الموازنة الحكومية إلى الناتج المحلي الإجمالي والمتغير الصوري الخاص بنظامي سعر الصرف الفعليين في مصر في الفترة (١٩٧٤ - ٢٠٠٧) والموضحة في الملحق رقم (١) وجود خمسة اتجاهات للتكامل المشترك بين متغيرات النموذج عند مستوى معنوية ٥٪ من خلال اختبار الأثر، وأربعة اتجاهات للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ١٪. أما اختبار القيمة الذاتية العظمى، فقد أوضح وجود أربعة اتجاهات للتكامل المشترك عند كل من مستويات المعنوية ٥٪ و ١٪ وبالتالي يمكن تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين معدل التضخم والمتغيرات المفسرة له، وإمكانية استخدام متجه تصحيح الخطأ في تقدير العلاقة قصيرة الأجل، وإدخال المتغير الصوري الذي يعبر عن نظامي سعر الصرف الفعليين في مصر خلال فترة الدراسة (النظام الأول "النطاق الزاحف مع تعدد أسعار الصرف ووجود سوق موازية لسعر الصرف" ١٩٧٤ - ١٩٩٠ " والنظام الثاني "المربوط المتحرك" ١٩٩٢ - ٢٠٠٧") كمتغير خارجي، حيث يأخذ النظام الأول لسعر الصرف القيمة صفر والنظام الثاني يأخذ القيمة واحد.

النتائج

النتائج المستخرجة من متجه تصحيح الخطأ

وبتقدير نموذج البحث باستخدام متجه تصحيح الخطأ بالفروق الأولى وفترة إبطاء واحدة حصل الباحث على النتائج الموضحة في النموذج التالي:

$$D \text{ PERCAPITA GROWTH } (-1) = -0.71*(INFLATION(-1) - 0.19*M2(-1) - 2.11*GOVER(-1) + 0.41*GDP \text{ PERCAPITA GROWTH } (-1) - 1.68*CAPITAL(-1) + 1.180958099*BUDGET(-1) - 2.14*HOUSEHOLD(-1) + 223.95) - 0.41*D(INFLATION(-1)) + 0.15*D(M2(-1)) - 3.33*D(GOVER(-1)) + 0.058*D(GDP \text{ PERCAPITA GROWTH } (-1)) - 0.87*D(CAPITAL (-1)) + 0.087*D(BUDGET(-1)) - 1.36*D(HOUSEHOLD(-1)) - 4.45 + 4.81*EXCHANGE RATE$$

ويمكن عرض نتائج التحليل المستخرجة من النموذج السابق والموضحة أيضاً في الملحق رقم (٢) كما يلي:

١- وجود علاقة معنوية بين نظامي سعر الصرف الفعليين في مصر ومعدل التضخم؛ حيث توجد علاقة سلبية معنوية بين نظام سعر الصرف النطاق الزاحف مع تعدد أسعار الصرف ووجود سوق موازية لسعر الصرف في الفترة ١٩٧٤-١٩٩٠ ومعدل التضخم في مصر، بينما نظام سعر المربوط المتحرك والمطبق من عام ١٩٩١ كان ضاراً بالأسعار، حيث إن النموذج يفترض أنه في الأجل الطويل وبفرض ثبات جميع المتغيرات المفسرة، وفي ظل تطبيق نظام سعر الصرف المربوط المتحرك (أي عندما تكون قيمة المتغير الصوري = ١) فإن التغير المتوقع في معدل التضخم سوف يزداد بمقدار ٤,٨١ % سنوياً عن نظيره (-٤,٤٥) في ظل تطبيق نظام سعر الصرف النطاق الزاحف. وهذه النتيجة تتفق مع الأدبيات الاقتصادية التي تفترض أن تكون الأنظمة الأكثر ثباتاً لسعر الصرف هي الأكثر استقراراً للأسعار من الأنظمة المرنة لسعر الصرف.

٢- وجود علاقة معنوية سلبية بين نظام سعر الصرف الأول "النطاق الزاحف" والنسبة المئوية للإنفاق الاستهلاكي الحكومي/النتائج المحلي الإجمالي. وعلاقة طردية معنوية بين تلك النسبة ونظام سعر

الصرف المربوط المتحرك. ففي ظل ثبات جميع المتغيرات الأخرى سوف يكون التغيير المتوقع لتلك النسبة هي الانخفاض بنسبة -٢,٢٥% سنوياً في ظل النظام الأول "النطاق الزاحف" بينما التغيير المتوقع للنسبة السابقة في ظل تطبيق نظام سعر الصرف المربوط المتحرك سوف يزيد بمقدار ٢,٦٪ عن نظيره في ظل نظام سعر الصرف النطاق الزاحف.

٣- أما بالنسبة للعلاقة بين نظامي سعر الصرف الفعليين في مصر خلال فترة الدراسة والنسبة المئوية لعجز الموازنة إلى الناتج المحلي فقد أظهرت النتائج وجود علاقة معنوية سلبية بين تلك النسبة ونظام سعر الصرف المربوط المتحرك، حيث إن التغيير المتوقع في تلك النسبة نتيجة لتطبيق النظام الثاني "المربوط المتحرك" الانخفاض بمقدار -٤,٥٪ من الناتج المحلي الإجمالي سنوياً عن نظيره نظام سعر الصرف النطاق الزاحف. حيث إنه في ظل نظام سعر الصرف النطاق الزاحف تكون الزيادة السنوية المتوقعة في عجز الموازنة ٣,٢٣٪ من الناتج المحلي الإجمالي. أي أن نظام سعر الصرف المربوط المتحرك أفضل من النطاق الزاحف في تخفيض عجز الموازنة العامة للدولة.

٤- لم تظهر النتائج علاقة معنوية بين نظامي سعر الصرف الفعليين وباقي متغيرات النموذج.

٥- بلغ معامل التصحيح 0.71 (Error Correction) ^(٣) وهو سالب ومعنوي، ومعناه أن نسبة اختلال التوازن بين معدلات التضخم الفعلية في الفترة (t-1) وقيمتها التوازنية في الأجل الطويل يتم تصحيحها أو تعديلها في الفترة (t) بمقدار ٠,٧١، أي أن بعد معدلات التضخم عن قيمتها التوازنية في الأجل الطويل يتم تصحيحه كل سنة وأربعة أشهر.

الناتج المستخرجة من تقسيم مكونات التباين Variance Decompositions

يوضح نموذج تصحيح الخطأ العلاقة بين معدل التضخم والمتغيرات المفسرة له في الأجلين القصير والطويل، إلا أنه لم يستطع

(٣) حيث يعني معامل التصحيح أن معدلات التضخم في الأجل القصير لا تتساوى مع قيمتها التوازنية في الأجل الطويل، لذلك يحدث تصحيح جزئي من هذا الاختلال في الأجل القصير. أي أن معلمة تصحيح الخطأ تعبر عن مقدار التعديل الذي يتم في معدل التضخم تجاه قيمته التوازنية من فترة لأخرى.

بقدر كاف تعقب تأثير كل متغير على حدة في معدل التضخم لفترة كافية، لذا سوف يستخدم الباحث فيما يلي أسلوب تقسيم مكونات التباين ودوال الاستجابة للهزات والمستخرجة من نموذج تصحيح الخطأ، في توضيح تأثير كل متغير داخلي على حدة في تفسير معدل التضخم في مصر لمدة زمنية قدرها عشر سنوات. وسوف يستعرض الباحث النتائج المستخرجة من جدول تقسيم مكونات التباين ثم يتناول النتائج المستخرجة من جدول دوال استجابة النبضة. وفيما يلي نتائج تقسيم مكونات التباين والموضحة في الملحق رقم (٣):

١- إن أهم المتغيرات التي تؤثر في معدل التضخم في مصر هما على الترتيب: معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وعجز الموازنة، ثم معدلات التضخم في الفترات السابقة. حيث يسهم تأثير معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٢٨ % من إجمالي التضخم في السنة الثانية، ويتزايد هذا التأثير إلى أن يصل إلى ٣٤ % في السنة العاشرة. يليه من حيث التأثير في معدلات التضخم عجز الموازنة؛ حيث يؤثر في التضخم في السنة الثانية بمقدار ٢٣,٣٥% ويتزايد هذا التأثير إلى أن يصل إلى ٣٠ % في السنة العاشرة. أما تأثير معدلات التضخم السابقة (t-1) فهي تسهم في معدل التضخم بمقدار ٤٥ % في السنة الثانية، ثم تتناقص إلى أن تصل إلى ٢٠ % في السنة العاشرة.

٢- لم تظهر نتائج تقسيم مكونات التباين علاقة معنوية بين معدل التضخم وباقي متغيرات النموذج.

النتائج المستخرجة من دوال الاستجابة للهزات Impulse Response Functions

من نتائج تحليل دوال الاستجابة للهزات والموضحة في الملحق رقم (٤) يتضح ما يلي:

١- أن أي هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في معدل التضخم يكون لها تأثيرات إيجابية (زيادة) على كل من معدلات التضخم والعمق المالي في العشر السنوات التالية. بينما يكون لها تأثير عكسي (ينخفض) كل من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي ومعدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وعجز الموازنة والإنفاق الاستهلاكي

العائلي. أما تكوين رأس المال الثابت فينخفض في السنة الثانية نتيجة تلك الهزة في التضخم ثم يزداد بعد ذلك.

٢- بينما تعمل أي هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في العمق المالي على تخفيض معدل التضخم وزيادة معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي على مدار عشر سنوات تالية، إلا أنها تعمل على زيادة عجز الموازنة وزيادة العمق المالي وانخفاض كل من الإنفاق الاستهلاكي الحكومي والإنفاق الاستهلاكي العائلي في العشر السنوات التالية. أما بالنسبة لتأثير الهزة في العمق المالي على تكوين رأس المال الثابت فهي تعمل على زيادته في العام الثاني ثم انخفاضه في العام الثالث والرابع والسابع لحدوث الهزة ثم زيادته في باقي الأعوام حتى السنة العاشرة.

٣- أما إذا حدثت هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في الإنفاق الاستهلاكي الحكومي فإنها تعمل على تخفيض معدلات التضخم وزيادة معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وزيادة تكوين رأس المال الثابت على مدار العشر السنوات التالية، إلا إنها تعمل في المقابل على زيادة كل من العمق المالي وعجز الموازنة والإنفاق الاستهلاكي الحكومي في العشر السنوات التالية، وتعمل على تخفيض الإنفاق الاستهلاكي العائلي في السنة الثالثة والخامسة والسابعة والتاسعة.

٤- أن حدوث هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، يتولد عنها انخفاض معدلات التضخم والعمق المالي، وزيادة كل من معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وتكوين رأس المال الثابت والإنفاق الاستهلاكي العائلي على مدار عشر سنوات تالية، بينما يحدث تأثير عكسي لتلك الهزة على الإنفاق الاستهلاكي الحكومي في السنة الأولى فقط، ثم يبدأ تأثير إيجابي من السنة الثانية حتى السنة العاشرة. أما تأثير تلك الهزة السلبية على الاقتصاد فيتمثل في زيادة عجز الموازنة على مدار عشر سنوات تالية.

٥- يعتبر أهم تأثير إيجابي على الاقتصاد عندما تحدث هزة إيجابية في تكوين رأس المال الثابت؛ حيث ينخفض العمق المالي بداية من السنة

الثانية وحتى السنة العاشرة، ويزداد كل من معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، وتكوين رأس المال الثابت في العشر السنوات التالية، وينخفض عجز الموازنة بداية من السنة الثالثة حتى السنة العاشرة، وينخفض الإنفاق الاستهلاكي العائلي بداية من السنة الثانية، كما ينخفض الإنفاق الاستهلاكي الحكومي على مدار عشر سنوات. أما تأثير تلك الهزة على التضخم فإنها تكون عكسية مع التضخم في السنة الأولى فقط، ويكون لها تأثير إيجابي على التضخم بداية من السنة الثانية حتى السنة العاشرة.

٦- ويعتبر لحدوث هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في عجز الموازنة تأثير سيء على معظم متغيرات الاقتصاد الكلي. حيث يكون لها تأثير عكسي على كل من معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي وزيادة عجز الموازنة على مدار عشر سنوات، ويمتد التأثير العكسي على تكوين رأس المال الثابت بداية من السنة الثانية وحتى السنة العاشرة. كما أن لها تأثيراً عكسياً على الإنفاق الاستهلاكي الحكومي فيما عدا السنة السادسة والعاشرة، ولها تأثير عكسي على الإنفاق الاستهلاكي العائلي في السنوات: الثانية والسادسة والثامنة والعاشرة. أما تأثير الهزة الإيجابية لعجز الموازنة على التضخم، فيتضح من النتائج وجود تأثير إيجابي (زيادة) على التضخم في السنة الأولى والثانية والخامسة وتأثير عكسي في باقي السنوات.

٧- أما حدوث هزة إيجابية مقدارها انحراف معياري واحد في الإنفاق الاستهلاكي العائلي فتعمل على زيادة معدلات التضخم على مدار عشر سنوات، ولها تأثير عكسي على العمق المالي بداية من السنة الثانية حتى العاشرة، ولها تأثير عكسي على الإنفاق الاستهلاكي الحكومي في السنة الأولى والثانية والرابعة، وتأثير إيجابي في باقي السنوات، كما أن لها تأثيراً عكسياً على معدل النمو في نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي في السنة الأولى والثانية والرابعة فقط، أما باقي السنوات فلها تأثير إيجابي. ومن الآثار السيئة لحدوث هزة إيجابية في الإنفاق الاستهلاكي العائلي هو تأثيرها العكسي على الإنفاق على تكوين رأس

المال الثابت على مدار عشر سنوات، وزيادة عجز الموازنة بداية من السنة الثانية حتى السنة العاشرة.

الخلاصة والتوصيات

تناول الباحث العلاقة بين أنظمة سعر الصرف الفعلية والتضخم في مصر في الفترة ١٩٧٤-٢٠٠٧م وتبين وجود علاقة معنوية بين نظامي سعر الصرف الفعليين في مصر ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة. وأن معدل التضخم في مصر يزداد بمقدار ٤,٨١% سنوياً في ظل نظام سعر الصرف المربوط المتحرك الذي تم تطبيقه بداية من عام ١٩٩١ عن نظيره نظام سعر الصرف النطاق الزاحف مع تعدد أسعار الصرف الذي كان مطبقاً قبل ذلك، وأن أهم أسباب التضخم في مصر تعود إلى عجز الموازنة، ومن العوامل التي تحد من التضخم في الأجل الطويل الإنفاق على تكوين رأس المال الثابت والإنفاق الاستهلاكي الخاص والإنفاق الاستهلاكي الحكومي. وبناءً على النتائج السابقة فإن الباحث يوصي _ من أجل الحد من التضخم _ بما يلي: ١-زيادة الإنفاق على تكوين رأس المال الثابت، ٢- محاولة تخفيض العجز في الموازنة العامة للدولة .

المراجع

References

- Bubula, A. and I. Ötoker-Robe, (2002). The evolution of Exchange Rate regimes since 1990: evidence from de facto policies. *IMF Working Paper*, 155, 1-44.
- Bernanke, B.S., F.S. Mishkin, T. Laubach, and A.S. Posen, (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, Princeton University Press.
- Dellas, H., P.A.V.B. Swamy, and G.S. Tavlas, (2002). The Collapse of Exchange Rate Pegs. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 579, 53-72.
- El-Achkar, Elias and Wassim, Shahin, (2006). Exchange Rate Arrangements and Price Stability in MENA Countries. Available at: <https://netfiles.uiuc.edu/esfahani/www/MEEA/Conferences/Shahin%20-%20Exchange%20rate%20paper-0611.doc>.

- Enders, Walter, (2008). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & sons, Inc. USA.
- Ghosh, A.R., A.M. Gulde, J.D. Ostry, and H.C. Wolf, (1996). Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth?. *Economic Issues*, 2, IMF.
- Ghosh, A.R., A.M. Gulde, J.D. Ostry, and H.C. Wolf, (1997). Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter. *NBER Working Paper Series*, 5874.
- Gujarati, D., (2004). *Basic Econometrics*, (Fourth Edition), McGraw-Hill Company, USA.
- Ilzetzki E., Carmen M. Reinhart and Kenneth S. Rogoff, (2008). The Country Chronologies and Background Material to Exchange Rate Arrangements in the 21st Century: Which Anchor Will Hold?. Available at: [www.wam.umd.edu/~creinhar/Papers/ERA-Country %20chronologies](http://www.wam.umd.edu/~creinhar/Papers/ERA-Country%20chronologies).
- Obstfeld, M., and K. Rogoff, (1995). The Mirage of Fixed Exchange Rates. *NBER Working Paper Series*, 5191.
- Reinhart, C. M. and Rogoff, K. (2004). The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 1– 48.
- Tornell, A., and A. Velasco, (2000). Fixed or Flexible Exchange Rates: Which Provides More Fiscal Discipline?. *Journal of Monetary Economics*, 45(2), 399-436.
- World Development Indicators (WDI), (2009), *World Bank Publications*.
- Yeyati, E., and F. Sturzenegger, (2001). Exchange Rate Regimes and Economic Performance. *IMF Staff Papers* 47, *Special Issue: IMF Annual Research Conference*.
- , (2002). *A de facto Classification of Exchange Rate Regimes: A Methodological Note*. Mimeo, Universidad Torcuato Di Tella.
- , (2003). To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth. *American Economic Review*, 93(4), 1173–1193.

ملحق رقم (١). نتائج اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج والمتغيرات المفسرة له (ثابت وبدون اتجاه).

Sample(adjusted): 1977 2007					
Included observations: 27					
Excluded observations: 4 after adjusting endpoints					
Trend assumption: Linear deterministic trend					
Series: INFLATION M2 BUDGET GDPPERCAPITAGROWTH CAPITAL GOVER HOUSEHOLD					
Exogenous series: EXCHANGERATE					
Warning: Critical values assume no exogenous series					
Lags interval (in first differences): 1 to 1					
Unrestricted Cointegration Rank Test					
	1 Percent	5 Percent	Trace		Hypothesized
	Critical Value	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
	133.57	124.24	226.4948	0.906385	None **
	103.18	94.15	162.5436	0.855920	At most 1 **
	76.07	68.52	110.2341	0.813186	At most 2 **
	54.46	47.21	64.93780	0.724160	At most 3 **
	35.65	29.68	30.16358	0.479803	At most 4 *
	20.04	15.41	12.51779	0.259794	At most 5
	6.65	3.76	4.395465	0.150235	At most 6 *
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level					
Trace test indicates 5 cointegrating equation(s) at the 5% level					
Trace test indicates 4 cointegrating equation(s) at the 1% level					
	1 Percent	5 Percent	Max-Eigen		Hypothesized
	Critical Value	Critical Value	Statistic	Eigenvalue	No. of CE(s)
	51.57	45.28	63.95122	0.906385	None **
	45.10	39.37	52.30950	0.855920	At most 1 **
	38.77	33.46	45.29626	0.813186	At most 2 **
	32.24	27.07	34.77421	0.724160	At most 3 **
	25.52	20.97	17.64580	0.479803	At most 4
	18.63	14.07	8.122321	0.259794	At most 5
	6.65	3.76	4.395465	0.150235	At most 6 *
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level					
Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels					

ملحق رقم (٢). نتائج تقدير العلاقة بين نظامي سعر الصرف الفعليين ومعدل التضخم.

Vector Error Correction Estimates						
Standard errors in () & t-statistics in []						
Cointegrating Eq:						
					1.000000	INFLATION(-1)
					-0.186360	M2(-1)
					(0.05674)	
					[-3.28443]	
					-2.105089	GOVER(-1)
					(0.54338)	
					[-3.87409]	
					2.409030	GDP PERCAPITA GROWTH(-1)
					(0.25423)	
					[9.47583]	
					-1.683671	CAPITAL(-1)
					(0.25117)	
					[-6.70335]	
					1.180958	BUDGET(-1)
					(0.23709)	
					[4.98115]	
					-2.141346	HOUSEHOLD (-1)
					(0.31226)	
					[-6.85760]	
					223.9494	C
D(BUDGET)	D(CAPITAL)	D(GDPPERC APITAGRO WTH)	D(GOVER)	D(M2)	D(INFLATION)	Error Correction:
0.274713	0.121903	-0.087954	-0.080097	0.068109	-0.713081	CointEq1
(0.17308)	(0.16376)	(0.11167)	(0.07085)	(0.25956)	(0.19957)	
[1.58720]	[0.74439]	[-0.78764]	[-1.13058]	[0.26241]	[-3.57306]	
-0.041228	0.077773	0.107240	0.128681	-0.076239	-0.414341	D(INFLATION (-1))
(0.17514)	(0.16571)	(0.11300)	(0.07169)	(0.26265)	(0.20195)	
[-0.23540]	[0.46933]	[0.94905]	[1.79497]	[-0.29027]	[-2.05171]	
0.127824	-0.214624	-0.169568	0.080598	0.298348	0.145920	D(M2(-1))
(0.17070)	(0.16151)	(0.11013)	(0.06987)	(0.25599)	(0.19683)	
[0.74882]	[-1.32885]	[-1.53966]	[1.15350]	[1.16547]	[0.74135]	
0.395017	-0.151523	1.214137	-0.307550	-0.774431	-3.332808	D(GOVER(-1))
(0.92376)	(0.87402)	(0.59599)	(0.37812)	(1.38530)	(1.06515)	
[0.42762]	[-0.17336]	[2.03717]	[-0.81337]	[-0.55903]	[-3.12895]	
0.274323	-0.359470	0.120099	0.241566	0.263916	0.058444	D(GDP PERCAPITA GROWTH(-1))
(0.42978)	(0.40664)	(0.27729)	(0.17592)	(0.64451)	(0.49556)	
[0.63829]	[-0.88400]	[0.43313]	[1.37316]	[0.40948]	[0.11793]	
-0.078669	0.215896	-0.022641	0.110816	-0.039702	-0.867265	D(CAPITAL(-1))
(0.20661)	(0.19549)	(0.13330)	(0.08457)	(0.30985)	(0.23824)	
[-0.38075]	[1.10438]	[-0.16985]	[1.31031]	[-0.12813]	[-3.64030]	
-0.526321	-0.045538	0.222902	0.232655	-0.023182	0.086892	D(BUDGET(-1))
(0.29369)	(0.27788)	(0.18949)	(0.12022)	(0.44043)	(0.33865)	
[-1.79207]	[-0.16388]	[1.17636]	[1.93531]	[-0.05263]	[0.25659]	
0.146746	-0.151163	0.287695	0.206350	-0.407375	-1.355204	D(HOUSEHOLD(-1))
(0.44729)	(0.42321)	(0.28858)	(0.18309)	(0.67077)	(0.51575)	
[0.32808]	[-0.35719]	[0.99693]	[1.12706]	[-0.60733]	[-2.62763]	
3.233525	0.736909	-0.325476	-2.256044	0.049737	-4.454344	C
(1.44053)	(1.36297)	(0.92940)	(0.58964)	(2.16026)	(1.66102)	
[2.24468]	[0.54066]	[-0.35020]	[-3.82612]	[0.02302]	[-2.68170]	

-4.520498	-0.546331	1.087066	2.630174	-0.032535	4.809503	EXCHANGE RATE
(1.97152)	(1.86537)	(1.27199)	(0.80699)	(2.95656)	(2.27329)	
[-2.29290]	[-0.29288]	[0.85462]	[3.25923]	[-0.01100]	[2.11566]	
0.613898	0.358754	0.541135	0.605532	0.200763	0.713122	R-squared
0.409492	0.019271	0.298206	0.396696	-0.222363	0.561246	Adj. R-squared
119.0748	106.5977	49.56572	19.95058	267.7875	158.3161	Sum sq. resids
2.646583	2.504087	1.707522	1.083311	3.968905	3.051674	S.E. equation
3.003318	1.056765	2.227544	2.899561	0.474476	4.695407	F-statistic
-58.34419	-56.84987	-46.51208	-34.22653	-69.28516	-62.18956	Log likelihood
5.062533	4.951843	4.186080	3.276039	5.872975	5.347375	Akaike AIC
5.431782	4.666020	3.755979	6.352914	5.827314		Schwarz SC
0.145865	-0.270741	-0.539177	0.619361	0.078479		Mean dependent
2.528569	2.038268	1.394715	3.589803	4.607097		S.D. dependent
			1225.351			Determinant Residual Covariance
			-320.4597			Log Likelihood

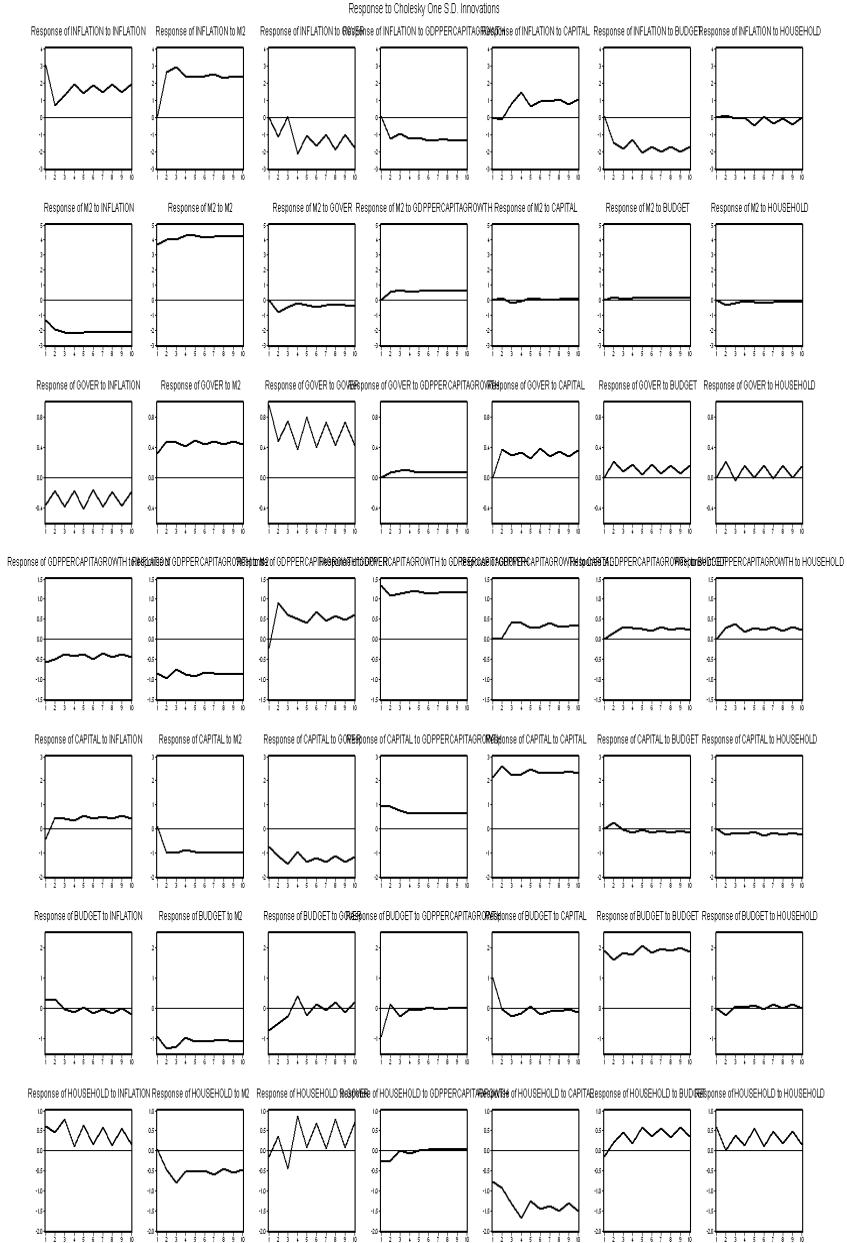
ملحق رقم (٣). نتائج تقسيم مكونات التباين بين المتغيرات الداخلية في النموذج.

Variance Decomposition of INFLATION:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITA GROWTH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.00	100.00	3.05	1
2.11	0.148988	23.35660	0.873133	27.92782	0.3101	45.266	4.63	2
1.44	0.090471	29.67070	5.625778	29.59048	2.6726	30.906	6.04	3
1.24	0.059296	25.87808	10.58428	30.93398	4.6740	26.625	7.46	4
0.98	0.391272	29.32714	10.09395	31.68262	3.8325	23.688	8.40	5
0.80	0.316412	29.01564	10.42503	32.78001	3.9336	22.720	9.40	6
0.68	0.426846	30.07207	10.64634	33.55488	3.3625	21.252	10.22	7
0.60	0.364180	29.46005	10.97852	33.58703	3.9123	21.092	11.09	8
0.53	0.449896	30.38721	10.82054	34.11282	3.5179	20.174	11.77	9
0.48	0.397985	30.02797	11.03092	34.21562	3.7097	20.128	12.52	10
Variance Decomposition of GOVER:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	88.331	11.668	1.08	1
2.81	3.213502	0.303511	10.58576	0.453097	73.875	8.7557	1.37	2
2.64	2.089862	0.197039	11.22134	0.309674	72.574	10.966	1.71	3
3.56	2.827258	0.229994	14.27722	0.339498	68.525	10.236	1.86	4
3.04	2.126214	0.216196	12.91109	0.316999	69.982	11.406	2.14	5
3.55	2.585723	0.252291	15.50276	0.378671	67.084	10.636	2.28	6
3.27	2.167069	0.228798	14.78012	0.350330	67.837	11.356	2.49	7
3.59	2.465952	0.233928	16.18448	0.387215	66.245	10.887	2.61	8

3.36	2.147202	0.215377	15.55850	0.372897	67.000	11.339	2.80	9
3.61	2.349439	0.221908	16.69780	0.399327	65.757	10.963	2.90	10
Variance Decomposition of GDP PERCAPITA GROWTH:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	0.000000	0.000000	0.000000	80.29788	7.7481	11.954	1.70	1
2.19	0.874931	2.806620	0.377588	75.51375	8.3870	9.8407	2.50	2
1.84	2.035464	4.324100	1.539882	74.90536	7.0397	8.3095	3.01	3
1.72	1.734840	5.115670	1.845669	76.03925	5.6801	7.8548	3.46	4
1.68	1.881220	5.416264	1.697789	77.30558	4.6791	7.3343	3.84	5
1.74	1.822529	5.431999	1.587625	77.10730	4.8039	7.498	4.21	6
1.68	1.967057	5.765648	1.774797	77.44701	4.2660	7.0912	4.53	7
1.70	1.866532	5.804618	1.719009	77.67428	4.0868	7.1392	4.83	8
1.68	1.962714	5.947148	1.733858	77.98071	3.7632	6.9226	5.11	9
1.70	1.906720	5.960690	1.705903	77.99201	3.7462	6.9793	5.39	10
Decomposition of CAPITAL:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	0.000000	0.000000	81.49228	7.930601	7.4584	3.1186	2.50	1
2.01	0.576607	3.088077	67.02035	10.23263	14.640	2.4273	4.04	2
3.06	0.656698	2.669044	60.57273	9.874290	20.968	2.1892	5.03	3
4.35	0.797657	2.403077	60.15749	9.739758	20.547	1.9986	5.71	4
4.60	0.738257	2.373357	59.02624	8.968914	22.038	2.2447	6.51	5
5.07	0.919457	2.254449	58.04378	8.865027	22.657	2.185	7.14	6
5.30	0.885948	2.196055	57.06149	8.625634	23.627	2.2988	7.75	7
5.62	0.963685	2.134949	56.88807	8.548224	23.594	2.2504	8.27	8
5.68	0.934783	2.117867	56.33057	8.361780	24.224	2.3459	8.82	9
5.88	0.999542	2.074798	56.11114	8.340719	24.279	2.3057	9.286	10
Variance Decomposition of BUDGET:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	0.000000	76.15511	5.399813	3.559722	13.996	0.8887	2.64	1
0.29	0.469167	73.07864	4.085636	5.667876	15.176	1.2307	3.437	2
0.45	0.364261	75.82138	5.129650	4.456036	12.912	0.8621	4.14	3
0.74	0.316478	78.10385	5.099844	4.616541	10.334	0.7820	4.63	4

1.25	0.341265	79.88232	4.211658	4.302969	9.3830	0.6251	5.207	5
1.44	0.290568	80.59331	4.335895	4.591281	8.1146	0.633	5.64	6
1.66	0.348922	81.39187	4.123084	4.504774	7.4141	0.5481	6.08	7
1.78	0.311410	82.13076	4.038141	4.564423	6.6031	0.5657	6.47	8
1.95	0.333933	82.52311	3.816776	4.537765	6.3282	0.5023	6.86	9
2.01	0.304326	82.92180	3.844909	4.595221	5.7912	0.5258	7.20	10
Variance								
Decomposition of HOUSEHOLD:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
0.00	23.50237	3.565690	39.55679	5.726209	1.3361	26.312	1.20	1
0.46	11.44793	5.549810	57.94818	2.931582	1.8322	19.820	1.72	2
0.47	7.600640	5.201799	57.71272	2.775748	7.7094	18.522	2.55	3
0.30	4.917595	3.742645	67.60392	2.597323	9.1206	11.712	3.23	4
0.65	6.358376	4.800241	66.25141	2.565902	7.1795	12.186	3.65	5
0.60	5.275543	4.643103	69.09688	2.886220	7.4074	10.081	4.05	6
0.81	5.844742	5.049465	68.83476	2.993602	6.3157	10.146	4.42	7
0.74	5.152123	4.773643	70.43604	3.081570	7.0447	8.7669	4.77	8
0.91	5.625672	5.168310	69.88223	3.124790	6.2707	9.0176	5.07	9
0.85	5.124542	4.993406	71.13456	3.228222	6.5327	8.1276	5.37	10
Variance								
Decomposition of M2:								
M2	HOUSEH OLD	BUDGET	CAPITAL	GDPPERCA PITAGROW TH	GOVER	INFLATI ON	S.E.	Period
37.2	0.509801	17.18451	6.141927	18.45014	8.4639	12.040	3.96	1
41.8	0.220901	16.57218	7.647689	14.00212	4.1889	15.516	6.09	2
42.5	0.165766	17.32511	6.490222	11.95997	3.7690	17.720	7.657	3
42.0	0.203100	17.16598	6.294341	11.26959	4.3092	18.661	9.06	4
42.2	0.201557	16.86593	6.691199	10.80608	4.3022	18.887	10.26	5
42.4	0.190598	16.79669	6.788299	10.48563	4.1117	19.137	11.32	6
42.4	0.187381	16.82725	6.735222	10.26738	4.1371	19.393	12.29	7
42.4	0.190133	16.77534	6.796517	10.13769	4.1440	19.500	13.20	8
42.4	0.186388	16.74345	6.847517	10.01948	4.1185	19.595	14.04	9
42.5	0.185407	16.73539	6.862710	9.929367	4.0886	19.674	14.84	10

ملحق رقم (٤). الشكل الخاص بدوال الاستجابة للهزات المستخرجة من نتائج متجه تصحيح الخطأ.



The Relationship between the De Facto Exchange Rate Regimes and Inflation in Egypt

Emad Omar Elhendawy

*Lecturer, Department of Economics and Finance,
College of Business and Economics, Qassim University
Saudi Arabia*

(Received 12/12/2011; accepted for publication 10/4/2012)

Abstract. The purpose of this study is to identify the relationship between de facto exchange rate regimes which have been followed in the Egyptian economy and the rate of inflation in the period 1974-2007. It addressed the theoretical and empirical studies that dealt with the relationship between exchange rate regimes and inflation and reviewed the de facto exchange rate regimes in Egypt. Since 1960, Egypt had already been applying two exchange rate regimes, the first exchange rate regime was a de facto crawling band with multiple exchange rates and the presence of a parallel market exchange rate in the period 1974-1990. The second one was a moving band which began in 1991, according to the classification of Reinhart and Rogoff 2004. This paper tried to measure the relationship between the two exchange rate regimes, and the rate of inflation. The study found a significant relationship between exchange rate regimes and inflation in the period under study. The rate of inflation under the pegged moving band regime of exchange rate increased by 4.81percent annually compared to the crawling band regime of exchange rate with multiple exchange rates.

The main cause of inflation in Egypt in the long term is the budget deficit, while the factors that limit inflation in the long term are spending on fixed capital formation, private consumption expenditure and government consumption expenditure.

Keywords: De facto Exchange Rate Regimes -Inflation - Cointegration Vector Error Correction -Variance Decompositions -Impulse Response Functions.

