نموذج قياسى لتقدير معدل التضخم فى مصر

(١٩٧٠ - ٢٠٠٢)

دكتور

محمد فوزى أبو السعود

أستاذ الاقتصاد المساعد

كلية التجارة - جامعة الأسكندرية

نموذج قياسى لتقدير معدل التضخم فى مصر

(١٩٧٠ - ٢٠٠٢)

د. محمدى فوزى أبو السعود *

مقدمة :

لقد شهد الأدب الاقتصادى العديد من الدراسات الاقتصادية التى حاولت تحليل ظاهرة التضخم ومدى تأثيره على الاستقرار الاقتصادى ومعدلات النمو الاقتصادى ، كما أكدت تلك الدراسات على مدى أهمية السياسات النقدية كأداة هامة لتخفيض معدلات التضخم فى الأجل القصير وتحقيق الاستقرار الاقتصادى فى الأجل الطويل (Fisher, 1993; Barro, 1995; Sarel, 1996) . كما اهتمت العديد من الدراسات بتحليل وتفسير أهم محددات التضخم والآثار الاقتصادية المترتبة عليه (Masson, P., Savastano, M. and Sharma, S. 1997; Dorn, J. and Schwartz, A., 1987) .

ومنذ بداية التسعينات من القرن الماضى بدأت العديد من الدول النامية والدول المتقدمة ، على حد سواء فى تبنى سياسات استهداف التضخم Inflation Targeting كهدف وسيط للسياسة النقدية بغرض تخفيض معدل التضخم فى الأجل القصير وتحقيق الاستقرار الاقتصادى فى الأجل الطويل (Debelle, G., 1999) ، وعملية استهداف التضخم تعنى ببساطة إعلان السلطات النقدية عن هدف رقمى محدد أو نطاق محدد لمعدل التضخم فى الأجل القصير والتعهد بأن تخفيض معدل التضخم وتحقيق استقراره يمثل الهدف الأساسى للسياسة النقدية فى الأجل الطويل ، ومن ثم فإن استهداف التضخم لا يمثل أداة لتخفيض المعدل الجارى للتضخم بل يمثل متغير هدفى وسيط للسياسة النقدية يهدف لتخفيض معدل التضخم والتحكم فى استقراره كهدف نهائى للسياسة النقدية فى الأجل الطويل .

---

* أستاذ الاقتصاد المساعد ، كلية التجارة - جامعة الإسكندرية .

ومن أهم الشروط الواجب توافرها لإتباع سياسة استهداف التضخم هو توافر كل المعلومات المتاحة عن التضخم فى المستقبل وتقدير معدل التضخم المستقبلى ، ومعرفة أهم المحددات المؤثرة فى التضخم سواء فى الأجل القصير أو الأجل الطويل ، وذلك حتى تتمكن السلطات النقدية من السيطرة على معدل التضخم المستهدف والتحكم فيه وذلك فى الأجل الطويل (Benrnonke, B. S. and Mishkin, F. S., 1997) .

وبناءً على ما سبق ، فإن الدراسة الحالية تهدف إلى تقدير دالة التضخم فى مصر خلال الفترة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠٠٢ وذلك فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل ، وتعتمد الدراسة بصفة أساسية على استخدام تصحيح الخطأ Error Correcting Model (ECM) فى تقدير محددات التضخم فى مصر ، كما تعرض الدراسة مختلف الجوانب الاقتصادية للنموذج ، بداية من تحديد متغيرات النموذج والتوقعات المسبقة بين معدل التضخم ومحدداته ، وافتراضات النموذج وكذلك صياغته التى تبدأ بعلاقة توازنية طويلة الأجل لمعدل التضخم ، ثم استنتاج الانحراف عن هذه العلاقة والذى يطلق عليه خطأ اختلال التوازن فى الأجل القصير .

وتقدم الدراسة تفسيراً تفصيلياً لنتائج النموذج سواء ما تعلق بالآثار قصيرة الأجل أو الآثار طويلة الأجل ، كما تهدف الدراسة إلى محاولة معرفة الوزن النسبى لكل متغير من متغيرات النموذج فى تفسير التغيرات المستقبلية فى معدل التضخم فى مصر وذلك باستخدام أسلوب تجزئة التباين Variance Decomposition .

وسوف تشتمل الدراسة على النقاط الأساسية التالية بعد المقدمة :

أولاً – عرض وتحليل لأهم الدراسات السابقة .

ثانياً – الإطار النظرى والقياسى لنموذج الدراسة .

ثالثاً – تقدير النموذج وتفسير نتائج التقدير .

رابعاً – الخلاصة والنتائج .

أولاً - عرض وتحليل لأهم الدراسات السابقة :

تناولت العديد من المدارس الاقتصادية موضوع التضخم وأهم محدداته ، وقد اختلفت تلك المدارس فى تفسيرها لأسباب التضخم ، وعلى الرغم من أن البعض يرى أنه فى الأجل الطويل يمكن النظر للتضخم على أنه ظاهرة نقدية ، إلا أن الطبيعة الديناميكية للتضخم أثارت العديد من النقاش والجدل خاصة بين كل من مدرسة النقديين Monetarists ومدرسة الهيكليين Structuralists فى شأن تفسير وتحديد أهم أسباب التضخم (Ilker, D., 2003) .

فالنقديون ينظرون إلى التضخم على أنه ظاهرة نقدية بحتة تعبر عن الاختلال القائم بين عرض النقود والطلب عليها ، حيث يرى " ميلتون فريدمان " أنه فى حالة وجود زيادة غير مرغوب فيها فى العرض النقدى فإن الأفراد يلجأون للتخلص من العرض الزائد للنقود عن طريق زيادة الإنفاق ، الأمر الذى ينعكس فى صورة ارتفاع المستوى العام للأسعار ، ومن هنا فإن الزيادة التى تحدث فى المستوى العام للأسعار لا يمكن أن تتحقق ما لم يتم تمويلها بالوسائل النقدية والتى تخضع لسلطة وإرادة البنك المركزى ، ولهذا ينتهى النقديون إلى القول بأن مكافحة التضخم وتحقيق الاستقرار النقدى يتطلبان أن تنمو كمية النقود بمعدلات تتناسب مع زيادة حجم الإنتاج وعدد السكان ، وعلى النحو الذى يتناسب مع رغبة الأفراد فى الاحتفاظ بتلك النسبة التى يودون الاحتفاظ بها من دخولهم فى شكل نقدى حينما تتجه دخولهم الحقيقية نحو الارتفاع .

ويرى النقديون أنه لعلاج التضخم يجب إتباع سياسات نقدية انكماشية يكون من شأنها ضبط معدلات نمو النقود فى الاقتصاد القومى بما يتناسب مع معدلات نمو الناتج القومى الحقيقى وطلب الأفراد على النقود ، وفى هذا الخصوص ينادى النقديون بضرورة أن يلعب سعر الفائدة دوراً هاماً فى معالجة التضخم ، ففى رأيهم أن ارتفاع سعر الفائدة ومن ثم سعر الخصم الذى يفرضه البنك المركزى على البنوك التجارية عند القيام بخصم الأوراق التجارية لديه سوف تؤدى لتخفيض العرض النقدى ومن ثم تخفيض معدلات التضخم .

وبناءً على تحليل النقديين يمكن لنا صياغة الفرضين التاليين :

الفرض الأول : " تؤدى الزيادة فى العرض النقدى إلى زيادة معدلات التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

الفرض الثانى : " يؤدى ارتفاع سعر الفائدة ومن ثم سعر الخصم إلى تخفيض معدلات التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

أما مدرسة الهيكلية فتعتقد أن العوامل الهيكلية سواء كانت اقتصادية أو اجتماعية أو سياسية هى المسئولة عن التضخم وخاصة فى الدول النامية ، فيرى أصحاب هذه المدرسة أن الأسباب النقدية والمالية لا تلعب سوى دوراً ثانوياً فى العملية التضخمية ، كما يرى الهيكليون أن الزيادة المبدئية فى أسعار المواد الغذائية هى التى تسبب حركة دائمة وتراكمية تسبب ارتفاع مستوى الأسعار فى مختلف قطاعات الاقتصاد القومى (Ghatak, S., 1981) وهذه الضغوط التضخمية يمكن للحكومة أن تواجهها باحتمالين يمكن أن ينتج عنهما ارتفاع معدلات التضخم ، يتمثل الأول فى قيام الحكومة بزيادة الدعم السلعى للمنتجات الغذائية مما يترتب عليه حدوث عجز فى الموازنة العامة للدولة يستدعى قيام الحكومة بالاقتراض من الجهاز المصرفى فيزداد العرض النقدى ، وثانيهما قيام الحكومة بتقرير زيادات فى مستويات الأجور النقدية دون أن يواكبها زيادة فى الإنتاجية مما ينعكس فى النهاية فى زيادات إضافية فى معدلات الأسعار .

وفى هذا الصدد أيضاً تختلف الرؤية الكينزية عن رؤية النقديين حول تفسير التضخم ، حيث يرى الكينزيون أن حالة التضخم ليست إلا اختلالاً حقيقياً ينشأ من جراء زيادة الطلب الكلى على العرض الحقيقى من السلع والخدمات ، زيادة تفوق المقدرة الحالية للطاقة الإنتاجية القائمة ، وهى حالة تظهر على نحو واضح حينما نقترب من منطقة التوظف الكامل .

وبناء على تفسير كل من الهيكليين والكينزيين للتضخم يمكن صياغة الفروض التالية :

الفرض الأول : " يؤدى ارتفاع أسعار السلع الغذائية إلى ارتفاع معدل التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

الفرض الثانى : " يؤدى زيادة عجز الموازنة العامة للدولة إلى زيادة معدلات التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

الفرض الثالث : " تؤدى زيادة الأجور النقدية إلى زيادة معدل التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

الفرض الرابع : " يؤدى زيادة فائض الطلب الحقيقى إلى ارتفاع معدل التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

وبالإضافة إلى كل الأسباب التى ساقها أصحاب المدارس السابقة سواء النقديون أو الهيكليون أو الكينزيون لتفسير التضخم ، فإن هناك أسباباً أخرى قد تؤدى إلى زيادة معدلات التضخم فى الدول النامية من أهمها ما يطلق عليه التضخم المستورد Imported Inflation والمقصود به تأثير العوامل الخارجية على معدلات الأسعار المحلية ، وينساب التضخم المستورد إلى الداخل عبر قنوات مختلفة لعل من أهمها تغيرات سعر الصرف والتضخم الأجنبى ودرجة الانكشاف على العالم الخارجى .

وبناءً على التحليل السابق يمكن صياغة الفرضين التاليين :

الفرض الأول : " يؤدى ارتفاع سعر الصرف الأجنبى إلى زيادة معدلات التضخم والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

الفرض الثانى : " يؤدى ارتفاع معدل التضخم الأجنبى إلى زيادة معدل التضخم المحلى والعكس صحيح بافتراض ثبات العوامل الأخرى على حالها " .

وقد اختلفت الدراسات السابقة فى عرضها لمفهوم ديناميكية التضخم وعملية التنبؤ بالتضخم المستقبلى ، فهناك دراسات ركزت فقط على تحليل أهم مصادر التضخم فى الدول النامية مع توضيح الأهمية النسبية لكل مصدر من تلك المصادر فى تفسير عملية التضخم وذلك عن طريق الجمع بين أسلوبى السلاسل الزمنية Time series والبيانات المقطعية Cross section ، وهناك دراسات تجريبية قامت على أساس أسلوب السلاسل الزمنية فقط ، كما أن

هناك دراسات قامت ببناء نموذج للتضخم فى الأجل الطويل فقط ، بينما قام البعض الآخر ببناء نماذج للتضخم تأخذ فى الاعتبار ظروف كل من الأجل القصير والأجل الطويل معاً وذلك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ The Error Correction Model ، وأسلوب التكامل المشترك Cointegration وذلك لتقدير كل من الأثرين قصير الأجل وطويل الأجل لمتغيرات الدراسة على معدل التضخم .

وفيما يلى سوف نعرض بإيجاز لمضمون أهم الدراسات السابقة :

١ - فتبدأ دراسة كل من (Prkash, L. and Phillip, S. 2001) فى توضيح أهم الحقائق المتعلقة بالعملية التضخمية فى الدول النامية مع التركيز بصفة أساسية على العلاقة بين أنظمة الصرف المختلفة ومصادر التضخم ، وقامت تلك الدراسة باستخدام بيانات سنوية غطت الفترة من عام ١٩٦٤ وحتى عام ١٩٩٨ وذلك لحوالى ٥٣ دولة نامية .

وقد حصرت الدراسة أهم مصادر التضخم فى الآتى :

- معدلات النمو فى العرض النقدى والتغيرات فى أسعار الصرف .
- فجوة الناتج القومى .
- التغيرات فى أسعار السلع البترولية وغير البترولية .
- معدل التضخم المتحقق فى فترات سابقة .

وقد وجدت الدراسة أن مصادر التضخم تختلف بدرجة ملحوظة بين كل من الدول الأفريقية والدول الآسيوية ، كما وجدت الدراسة أن تلك الدول التى كانت فيها معدلات التضخم معتدلة أو مقبولة كان كل من متغيرى فجوة الناتج ومعدل التضخم المتحقق فى فترات سابقة هما الأهم من بين مصادر التضخم ، بينما كان كل من معدل النمو فى العرض النقدى والتغيرات فى سعر الصرف هما الأهم من بين مصادر التضخم فى الدول التى كانت تتمتع بمعدلات تضخم مرتفعة .

وقد قامت الدراسة باختيار نموذج الانحدار الذاتى ذات المتجه (VAR) مع استخدام ستة متغيرات وهى : التغيرات فى أسعار البترول ، التغيرات فى أسعار السلع غير البترولية ، فجوة الناتج الحقيقى ، العرض النقدى ، التضخم ، والتغيرات فى سعر الصرف . وقد أوضحت نتائج الدراسة ما يلى :

- معدل النمو فى العرض النقدى فسر حوالى ٦٦ ٪ من التغيرات فى معدل التضخم فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل .
- أما معدل التضخم المتحقق فى فترات سابقة فقد فسر حوالى ١٠ ٪ - ٢٠ ٪ من التغيرات فى معدل التضخم .
- أما صدمات العرض وفجوة الناتج الحقيقى فقد كان لها تأثير ضئيل فى تفسير التغيرات فى معدل التضخم .

وقد انتهت الدراسة إلى إثبات أن الاختلافات فى الأهمية النسبية لمصادر التضخم كانت مرتبطة بالاختلافات فى أنظمة سعر الصرف المطبقة فى مجموعة الدول النامية محل الدراسة ، حيث لوحظ أن اثر التغيرات فى العرض النقدى على معدل التضخم كان ضئيلاً فى تلك الدول التى تتبع أنظمة صرف ثابتة بينما كان ذلك الأثر قوياً فى تلك الدول التى كانت تتبع أنظمة صرف مرنة .

٢ - أما دراسة كل من (Dick, D. and Njuguna, S. Ndungu, 99) فتقدم نموذجاً حركياً للتضخم فى كينيا خلال الفترة من عام ١٩٧٤ وحتى عام ١٩٩٦ ، وقد بدأت الدراسة بتقرير أنه لا يوجد عامل وحيد يمكن أن يكون سبباً للتضخم فى كنيا ، ومع ذلك فقد أجمعت معظم الدراسات التى تناولت موضوع التضخم فى كينيا أن التوسع النقدى يعتبر من أهم الأسباب المفسرة للتضخم فى كينيا . ومن أجل بناء نموذج حركى للتضخم فى كينيا ، قامت الدراسة بتقدير معدل التضخم فى الأجل القصير عن طريق استخدام نموذج تصحيح الخطأ ، والذى اشتمل على حد تصحيح خطأ التوازن المقدر عن طريق البواقى الناتجة من

انحدار دالة التضخم فى الأجل الطويل . وقد توصلت الدراسة إلى أن أهم محددات التضخم فى الأجل القصير كان كل من سعر الصرف والأسعار الأجنبية وشروط التجارة ، بينما كان كل من معدل نمو العرض النقدى والتغيرات فى أسعار سلعة الذرة من أهم محددات التضخم فى الأجل الطويل .

٣ - أما فيما يتعلق بأحد أهداف السياسة النقدية وهو الحفاظ على معدل معتدل للتضخم مع توسع نقدى ملائم لتدعيم عملية النمو الاقتصادى ، فإن دراسة كل من (Tim, C. and Dongkoo, C., 1999) قدمت تحليلاً لأهم المؤشرات التى يمكن أن تعطى معلومات مفيدة عن اتجاهات التضخم المستقبلى فى الهند ، ولتحقيق ذلك الهدف قامت الدراسة باختبار نموذجين للتضخم فى الهند ، يعتمد النموذج الأول على المدخل النقدى للتضخم ، أما الآخر فيعتمد على فجوة الناتج الحقيقى كسبب للتضخم ، وذلك لمعرفة أى النموذجين سيكون له القدرة على التنبؤ بالتضخم المستقبلى فى الهند . ثم قامت الدراسة بعد ذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتى ذات المتجه (VAR) وذلك بهدف تحديد الأهمية النسبية للمتغيرات التى تفسر التغيرات المستقبلية فى التضخم فى الهند .

وقد انتهت الدراسة إلى النتائج التالية :

- ترتب على استخدام النموذج النقدى نتائج أفضل فى تفسير التغيرات المستقبلية عن التضخم فى الهند وذلك عن استخدام النموذج الهيكلى مما دعم فكرة أن التغيرات فى العرض النقدى كان لها دور كبير فى تفسير التضخم المستقبلى فى الهند عن باقى المتغيرات الأخرى .
- كان لكل من التغيرات فى أسعار الواردات وسعر الصرف وأسعار المنتجات الأولية الأهمية الكبرى فى تفسير التضخم المستقبلى فى الهند .
- أدى استخدام الرقم القياسى لأسعار السلع الصناعية إلى نتائج أفضل من الرقم القياسى لأسعار الجملة .

٤ – وتركز دراسة (Wojciech, M., 2003) على تفسير سلوك التضخم فى جورجيا وخاصة فى الفترة التى تلت تفكك الاتحاد السوفيتى فى أواخر الثمانينات من القرن الماضى حيث ارتفع معدل التضخم بصورة حادة مما استدعى قيام السلطات النقدية ممثلة بالبنك المركزى فى إتباع سياسات نقدية انكماشية والتحكم فى سعر الصرف . وقد هدفت الدراسة إلى توضيح الدور الرئيسى الذى لعبه سعر الصرف فى التأثير على معدلات التضخم فى جورجيا ، فعلى الرغم من الانخفاض الشديد فى القيمة الخارجية لعملة جورجيا بعد انهيار الاتحاد السوفيتى وما ترتب عليه من ارتفاع كبير فى المستوى العام للأسعار ، فقد حاولت السلطات النقدية التحكم فى أسعار الصرف المرتفعة ومحاولة تثبيتها عند تلك المستويات المرتفعة ، وبالتالى التحكم فى معدلات التضخم المرتفعة ومحاولة تثبيتها عند تلك المستويات المرتفعة .

وقد قامت الدراسة باستخدام نموذج للتضخم مبنى على العلاقة التوازنية بين كل من الطلب الكلى والعرض الكلى ، وبعد القيام بحل النموذج توصلت الدراسة إلى معادلة التضخم طويل الأجل تربط بين معدل التغير فى الأسعار وكل من سعر الصرف والعرض النقدى والناتج الحقيقى ، وبعد القيام باختبار تلك المعادلة والحصول على البواقى ، تم تصميم نموذج لتصحيح الخطأ يوضح معادلة للتضخم فى الأجل القصير تشتمل على حد البواقى المقدرة من معادلة التضخم طويل الأجل ، وتم استخدام بيانات شهرية غطت الفترة من يناير ١٩٦٦ وحتى فبراير ٢٠٠٣ وهى فترة ما بعد الاستقرار الاقتصادى فى جورجيا .

وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية بين معدل التضخم وكل من سعر الصرف والعرض النقدى ، بينما كانت العلاقة عكسية بين معدل التضخم والناتج الحقيقى ، وقد أوضحت الدراسة أيضاً إلى استمرار حالة الانحراف عن التوازن طويل الأجل ، حيث لم يتجاوب معدل التضخم بالكامل للتغيرات التى حدثت فى سعر الصرف ، وقد أدى عدم التوازن هذا إلى استمرار الضغوط التضخمية خلال فترة الدراسة .

٥ – ومن الدراسات التى ركزت على التضخم المستورد Imported Inflation ودوره فى التأثير على معدل التضخم المحلى فى إندونيسيا دراسة كل من (Uma, R. and Athanasios, V. 2002) ، حيث قامت تلك الدراسة بتقسيم محددات التضخم إلى محددات داخلية ومحددات خارجية ، والمحددات الداخلية تمثلت فى كل من العرض النقدى ومستوى الأجور النقدية ، أما المتغيرات الخارجية فتمثلت فى كل من سعر الصرف والتضخم الأجنبى معبراً عنه بالأسعار الأجنبية .

وقد استخدمت الدراسة بيانات سنوية غطت الفترة من عام ١٩٨٠ وحتى عام ٢٠٠٠ ، وقد استخدمت الدراسة نموذجاً للتضخم يربط بين معدل التضخم فى إندونيسيا وكل من التضخم النقدى وتضخم الأجور والتضخم المستورد باستخدام بيانات سنوية تغطى الفترة من عام ١٩٨٠ وحتى عام ٢٠٠٠ ، وقد أوضحت نتائج الدراسة أن التضخم المستورد كان هو المحدد الرئيسى لمعدل التضخم فى إندونيسيا ، ومن ضمن القنوات التى ينساب منها التضخم المستورد كان سعر الصرف هو الأكثر تأثيراً على معدل التضخم فى إندونيسيا ، فقد كان معامل سعر الصرف موجباً وذات معنوية إحصائية ، حيث أوضحت نتائج التقدير أن تخفيض القيمة الخارجية للعملة الإندونيسية بنسبة ١ ٪ أدى لزيادة معدل التضخم بنسبة تزيد عن ٣ ٪ ، وقد كانت تلك النتيجة متسقة مع ظروف الاقتصاد الإندونيسى حيث كانت السلع الداخلة فى التجارة Tradable تمثل حوالى ٦٠ ٪ من إجمالى الاستهلاك المحلى .

أما متغير العرض النقدى فقد كان له تأثير ضئيل على معدل التضخم فى إندونيسيا ، فنتائج الدراسة أوضحت أن حدوث زيادة فى العرض النقدى بنسبة ١ ٪ قد أدى لزيادة معدل التضخم بنسبة ٠,٤ ٪ فقط . وقد انتهت الدراسة إلى اعتبار أن كل من سعر الصرف والتضخم الأجنبى يعدان من أهم محددات التضخم فى إندونيسيا .

٦ – أما دراسة كل من (Oral, W. and Olumuyiwa, S. A., 2004) فقد ركزت على دور السياسات النقدية والصدمات الخارجية فى التأثير على معدل التضخم فى جمهورية الدومينكان وذلك خلال الفترة من عام ١٩٩١ وحتى عام ٢٠٠٢ وهى الفترة التى تميزت

باستقرار نسبى فى معدلات النمو الاقتصادى ، والإطار التحليلى الذى قامت على أساسه تلك الدراسة مبنى على افتراض أنه فى اقتصاد صغير مثل اقتصاد الدومينكان فإن التضخم يمكن أن ينتج عن وجود اختلال فى التوازن فى كل من السوق النقدى والسوق الخارجى ، ومن ثم تهدف هذه الدراسة إلى تحليل الآثار المترتبة على التغيرات فى كل من العرض النقدى وسعر الصرف على معدل التضخم .

وقد أوضحت الدراسة أن التغيرات فى العرض النقدى كان لها تأثير جوهرى على معدل التضخم فى الدومينكان ، فالزيادة التى حدثت فى العرض النقدى والتى أدت إلى زيادة الائتمان الممنوح للقطاع الخاص أدت إلى الضغط على معدلات الأسعار فى الاتجاه الصعودى ، ففى فترة الثمانينات زاد العرض النقدى بنسبة ٣٠ ٪ وكان معدل التضخم السنوى خلال تلك الفترة يعادل ٢٩ ٪ . ومن ناحية أخرى وجدت الدراسة أن هناك علاقة ارتباط قوى بين التغيرات فى سعر الصرف والتغيرات فى معدل التضخم ، حيث لوحظ أن الفترات التى كان فيها ارتفاع فى سعر الصرف (تخفيض فى القيمة الخارجية للعملة) تميزت بمعدلات تضخم مرتفعة .

وقامت الدراسة باشتقاق نموذج للتضخم يجمع بين كل من محددات التضخم فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل ، حيث اشتملت معادلات النموذج على المتغيرات التفسيرية التالية : العرض النقدى الاسمى ، الناتج الحقيقى ، سعر الصرف الاسمى ، الرقم القياسى الأجنبى لأسعار الجملة ، سعر الفائدة الاسمى على الودائع ، ومعدل العائد على الودائع بالدولار ، هذا بالإضافة إلى متغيرين يمثلان حد تصحيح الخطأ أحدهما يتعلق باختلال التوازن فى السوق النقدى والآخر يتعلق باختلال التوازن فى السوق الخارجى . وقد تم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) بعد القيام بإجراء اختبار سكون السلاسل الزمنية الممثلة لمتغيرات الدراسة ، مع الأخذ فى الاعتبار الفروق الأولى لقيم المتغيرات عند القيام بعملية الانحدار .

وتوصلت الدراسة إلى النتائج التالية :

- على الرغم من أن الدراسة أوضحت كما سبق وذكرنا أن هناك علاقة طردية بين نمو العرض النقدى ومعدل التضخم خلال فترة الثمانينات ، إلا أن نتائج تقدير النموذج والتى أخذت فى الاعتبار الفترة من ١٩٩١ وحتى ٢٠٠٢ أوضحت وجود علاقة عكسية بين نمو العرض النقدى ومعدل التضخم ، بمعنى أن الزيادة التى حدثت فى العرض النقدى خلال تلك الفترة أدت إلى تخفيض معدل التضخم ، وقد فسرت الدراسة ذلك بأن التغيرات التى حدثت فى العرض النقدى خلال فترة الدراسة كانت أقل من التغيرات المرغوبة للوصول إلى وضع التوازن . أما فيما يتعلق بمعامل الناتج الحقيقى فقد كان موجباً وجوهرياً فى تأثيره على معدل التضخم ، كما أن معامل التضخم الأجنبى فقد كان أيضاً موجباً وجوهرياً ، حيث أن الزيادة فى معدل التضخم الأجنبى بمقدار ١ ٪ أدت إلى زيادة التضخم المحلى بنسبة ٠,٣٥ ٪ ، وقد كان لسعر الصرف تأثير ضعيف على معدل التضخم . وقد خلصت الدراسة إلى أن التغيرات فى معدل التضخم فى الأجل الطويل يمكن تفسيرها بالتغيرات فى كل من الطلب الحقيقى على النقود والناتج الحقيقى وسعر الفائدة ، أما تغيرات فى معدل التضخم فى الأجل القصير فيمكن تفسيرها بالتغيرات فى كل من العرض النقدى وسعر الصرف الاسمى والأسعار الأجنبية .

٧ - والدراسة الأخيرة قدمها كل من (Emillio, S. and Yuan, X., 2001) عن مفهوم الحركى فى مدغشقر ، وقد تناولت الدراسة الفترة الزمنية عن عام ١٩٧١ وحتى عام ٢٠٠٠ ، وقد تم استخدام نموذجين للتضخم : الأول خاص بالسوق النقدى ، والثانى خاص بالسوق الأجنبى . فبالنسبة للنموذج الأول أوضحت الدراسة أن التوازن طويل الأجل فى السوق النقدى يتطلب أن يتعادل عرض النقود الحقيقية (MS-p) مع الطلب الحقيقى على النقود (MD) والذى يرتبط طردياً بكل من الدخل الحقيقى (y) ومعدل العائد على النقود (i) وعكسياً مع تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود معبراً عنها بأسعار الفائدة الأجنبية (i*) ومعدل التضخم المتوقع (Δp) ، كما توضح المعادلة التالية :

$$MS - p = MD(y, i, i^*, \Delta p) \qquad (1)$$

أما التوازن طويل الأجل فقد تم التعبير عنه بالمعادلة التالية :

$$p = Q - E + TOT \qquad (2)$$

حيث Q : مستوى الأسعار الأجنبية ، E : سعر الصرف الاسمى ، TOT : مؤشر شروط التجارة .

وقد استخدمت الدراسة نموذج الانحدار الذاتى ذات المتجه (VAR) لاختبار الأهمية النسبية لمتغيرات النموذجين السابقين فى التنبؤ بالتغيرات المستقبلية فى التضخم ، حيث أوضحت نتائج التقدير أن المتغيرات الأكثر أهمية فى تفسير التغيرات المستقبلية فى التضخم فى مدغشقر كانت كل من العرض النقدى وسعر الصرف ومعدلات التضخم السابقة .

ثانياً - الإطار النظرى لنموذج الدراسة :

تهدف هذه الدراسة كما سبق الذكر إلى تقدير دالة التضخم فى مصر خلال الفترة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠٠٢ فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل ، بهدف معرفة الآثار الديناميكية لعملية التضخم فى مصر ، بالإضافة إلى معرفة الأهمية النسبية لمتغيرات نموذج التضخم فى التنبؤ بالتغيرات المستقبلية لمعدل التضخم .

وقد مرت معدلات التضخم فى مصر بفترات متفاوتة من حيث الارتفاع ، وقبل الشروع فى برنامج الإصلاح الاقتصادى الذى بدأ منذ بداية التسعينات من القرن الماضى كان متوسط معدل التضخم حوالى ٢٠ ٪ سنوياً . وقد تمثلت السياسة المتبعة لخفض معدلات التضخم فى مجموعة إجراءات انكماشية هدفت إلى خفض الطلب النقدى على المستوى الكلى ، والتى تمثلت فيما يلى :

- التحكم الشديد فى الإصدار النقدى الجديد .
- تضييق الائتمان المصرفى عن طريق التشدد فى السقوف الائتمانية .

- رفع مستوى سعر الفائدة على الودائع بالجنيه المصرى لتشجيع الأفراد على زيادة ودائعهم بالبنوك وخفض القروض لأجل الاستهلاك .
- رفع مستوى سعر الصرف لدى البنك المركزى .
- إصدار أذونات خزانة بغرض الاقتراض من الأفراد .

وفى خلال السنة الأولى من برنامج الإصلاح الاقتصادى لم ينخفض معدل التضخم إلا بحوالى ٠,٧ ٪ فقط فيما بين عامى ١٩٨٩ ، ١٩٩٠ حيث بلغ معدل التضخم فى عام ١٩٨٩ ٢١,٤ ٪ وانخفض فقط إلى ٢٠,٧ ٪ فى عام ١٩٩٠ . وقد تراوحت بعد ذلك معدلات التضخم فيما بين الارتفاع والانخفاض ، ففى عام ١٩٩٢ بلغ معدل التضخم ٨,٧ ٪ ثم ارتفع إلى ١٥ ٪ فى عام ١٩٩٣ ثم انخفض إلى ٦,٤ ٪ فى عام ١٩٩٤ ثم ارتفع مرة أخرى إلى ١٠ ٪ فى عام ١٩٩٥ (عبد الرحمن يسرى ، ٢٠٠٤) .

وقد كانت المشكلة فى مواجهة التضخم فى مصر هو أن الحكومة قد أفرطت فى استخدام الوسائل الانكماشية التى كان من نتيجتها امتصاص قدر كبير من السيولة عن طريق الجهاز المصرفى حتى تجمع لدى الجهاز المصرفى فى يونيو ١٩٩٣ ودائع بالعملة المحلية بلغت حوالى ٨٨ مليار جنيه مصرى (التقرير السنوى للبنك المركزى المصرى ، ١٩٩٣/٩٢) . كما استطاعت الحكومة أيضاً امتصاص قدر كبير من السيولة من أيدى الأفراد عن طريق إصدار أذونات الخزانة الحكومية مما ترتب عليه من ازدياد الاعتماد على المدخرات المحلية فى تمويل عجز الموازنة العامة للدولة بدلاً من الاعتماد على إصدار البنكنوت مما ساعد على الحد من الضغوط التضخمية ، وقد انعكس ذلك الوضع فى انخفاض معدلات الاستثمار ومن ثم انخفاض معدلات التنمية الاقتصادية نتيجة لارتفاع أسعار الفائدة فى بداية التسعينات من القرن الماضى حتى وصلت إلى ١٨ ٪ - ٢٠ ٪ على الودائع بالجنيه المصرى ، وكان هذا يفوق معدلات التضخم خلال تلك الفترة حيث بلغت ١٣ ٪ - ١٤ ٪ ، فأقبل الأفراد على إيداع أرصدة نقدية فى البنوك التجارية وشراء أذونات الخزانة مما انعكس فى ارتفاع أسعار الفائدة على القروض فانخفض معدل الاستثمار وانعكس ذلك بالسلب على الاستثمار الإنتاجى ، فانخفض الحافز على

الاقتراض لأجل الاستثمار الإنتاجى ، ذلك أنه لو ارتفعت الفوائد المدينة على ودائع الأفراد فى البنوك وأصبحت تفوق معدلات التضخم الجارية فإنه لابد من ناحية أخرى أن ترتفع أيضاً الفوائد الدائنة على القروض .

والخلاصة إذن هى أن السياسة الانكماشية التى اتبعتها الحكومة كانت بطبيعتها قصيرة الأجل ولم تعالج الأسباب الهيكلية للتضخم .

١ - نموذج الدراسة :

تبدأ الدراسة بتحديد دالة للتضخم طويل الأجل فى مصر تأخذ الصيغة التالية :

$$INF_{Et} = a_0 + a_1 \ INF_{ut} + a_2 \ Ex_t + a_3 \ IR_t + a_4 \ Ms_t + a_5 \ DUM + u \qquad (1)$$

حيث :

INF_E	:	معدل التضخم المحلى فى مصر
INF_u	:	معدل الضخم فى أمريكا
IR	:	سعر الفائدة
Ex	:	سعر الصرف الاسمى
Ms	:	العرض النقدى
DUM	:	متغير صورى
u	:	الحد العشوائى
t	:	الفترات الزمنية

وتوضح الدالة السابقة أن معدل التضخم المحلى فى مصر يتأثر بكل من التغيرات فى معدل التضخم فى أمريكا وسعر الصرف الاسمى كعوامل خارجية ، كما يتأثر بكل من سعر الفائدة والعرض النقدى كعوامل داخلية ، وقد تم الحصول على بيانات سلسلة زمنية للمتغيرات السابقة تغطى الفترة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠٠٢ وذلك من المصادر التالية :

- IMF, International Financial Statistics Yearbook, 1990 - 2003 .

البنك الأهلى المصرى ، النشرة الاقتصادية ، أعداد مختلفة عن الفترة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠٠٢ .

وقد تم تقدير معدل التضخم المحلى فى مصر على أساس معدل التغير فى لوغاريتم الرقم القياسى لأسعار المستهلكين ، كما تم تقدير معدل التضخم فى أمريكا بنفس الطريقة ، أما بالنسبة لسعر الفائدة ، فإن البيانات المتاحة عن سعر الفائدة خلال فترة الدراسة كانت تتمثل فى كل من سعر الفائدة على الودائع متوسطة وطويلة الأجل وفى سعر الخصم السنوى لدى البنك المركزى ، ونظراً لتقييد سعر الفائدة إدارياً حتى بدايات عام ١٩٩١ ، فإن سعر الخصم لدى البنك المركزى قد يعد أكثر معنوياً عن سعر الفائدة فى التأثير على معدل التضخم المحلى فى مصر ، ولهذا تم استخدام سعر الخصم بديلاً لسعر الفائدة . أما متغير العرض النقدى فقد تم تقديره وفقاً للمفهوم الواسع للنقود (M_2) ، وبالنسبة لسعر الصرف فقد تم تقديره على أساس عدد الوحدات من الجنيه المصرى التى يمكن التنازل عنها مقابل دولار واحد ، وتجدر الإشارة إلى استخدام سعر الصرف الاسمى وليس سعر الصرف الحقيقى نظراً لأن معدل التضخم المحلى يعكس التغيرات فى الرقم القياسى للأسعار .

ونظراً لأهمية سياسة الإصلاح الاقتصادى التى تبنتها الحكومة المصرية منذ بداية التسعينات من القرن الماضى وما واكبها من سياسات نقدية ، فقد تم إدخال متغير صورى (DUM) يأخذ القيمة صفر فى السنوات قبل عام ١٩٩١ (أى قبل تطبيق سياسة الإصلاح الاقتصادى) ، ويأخذ القيمة واحد (أى بعد تطبيق سياسة الإصلاح الاقتصادى) وذلك بهدف معرفة تأثير تلك السياسة على معدل التضخم فى مصر .

وقد تم صياغة المعادلة (١) فى صورة اللوغاريتم الطبيعى فيما عدا سعر الفائدة وذلك لتقدير مرونات التضخم فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل بالنسبة لكل متغير من متغيرات النموذج .

ومن ثم يمكن إعادة صياغة المعادلة رقم (١) فى صورتها اللوغاريتمية والتى تمثل دالة التضخم فى الأجل الطويل كما يلى :

$$E_t = a_0 + a_1 LN\ INF_{ut} + a_2 LN\ Ex_t + a_3\ IR_t + a_4 LN\ Ms_t + a_5\ DUM + u_t \quad (2)$$

والتوقعات القبلية لأثر المتغيرات السابقة على معدل التضخم المحلى فى مصر هى كما يلى :

$$a_1 > 0 \ , \ a_2 > 0 \ , \ a_3 < 0 \ , \ a_4 > 0 \ , \ a_5 \gtrless 0$$

وتفسير ما سبق هو أن ارتفاع معدل التضخم الأجنبى معبراً عنه بالتضخم فى أمريكا من المتوقع أن يؤدى إلى ارتفاع معدل التضخم المحلى فى مصر ، باعتبار أن تأثير التضخم فى أمريكا على معدل التضخم فى مصر يعتبر من قبيل أحد قنوات التضخم المستورد . أما بالنسبة لتأثير سعر الصرف على معدل التضخم ، فمن المتوقع أن يكون تأثيراً إيجابياً ، بمعنى أن ارتفاع سعر الصرف يعكس تخفيض القيمة الخارجية للعملة حيث ترتفع الأسعار المحلية للسلع المستوردة ، وبالنسبة لأثر التغيرات فى سعر الفائدة على معدل التضخم ، فمن المتوقع أن تكون تلك العلاقة عكسية ، فرفع سعر الفائدة أو سعر الخصم يعد من قبيل السياسات النقدية الانكماشية التى تعمل على تخفيض معدل التضخم ، وكما يعتقد أصحاب نظرية النقديين فإن متغير العرض النقدى يؤثر طردياً على معدل التضخم ، فكلما زاد معدل العرض النقدى كلما زاد معدل التضخم والعكس صحيح .

٢ – الافتراضات الأساسية لنموذج تصحيح الخطأ :

يقوم نموذج تصحيح الخطأ The Error Correction Model عادة على أساس التوفيق بين السلوك قصير الأجل والسلوك طويل الأجل للعلاقات الاقتصادية ، فالمتغيرات الاقتصادية يفترض أنها تتجه فى الأجل الطويل نحو حالة من الاستقرار يطلق عليها وضع التوازن Equilibrium وهى فى طريقها إلى هذا الوضع التوازنى قد تنحرف عن المسار المتجهة إليه لأسباب مؤقتة ، ولكن لا يطلق عليها صفة الاستقرار إلا إذا ثبت أنها متجهة لوضع التوازن طويل الأجل ، ونموذج تصحيح الخطأ يعد من أكثر النماذج ملاءمة لتقدير العلاقة بين تلك المتغيرات التى تتكون منها ظاهرة ما تتصف بخاصية التكامل المشترك Cointegration ، أما

إذا كانت متغيرات الظاهرة لا تتصف بخاصية التكامل المشترك فإن نموذج تصحيح الخطأ لا يصبح صالحاً لتفسير سلوك هذه الظاهرة (عبد القادر ، ٢٠٠٣) .

وتأخذ صيغة نموذج تصحيح الخطأ فى الاعتبار كل من العلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل ، أما عن كونها تأخذ فى الاعتبار العلاقة طويلة الأجل فهذا يتم نتيجة لاحتوائها على متغيرات ذات فجوات زمنية Lagged variables ، وفيما يتعلق باشتمالها على العلاقة قصيرة الأجل فذلك يتم عن طريق إدراج فروق السلاسل الزمنية فيها والتى تعبر عن التغير فى قيم المتغيرات من سنة لأخرى .

وخطوات استخدام نموذج تصحيح الخطأ تتم على مرحلتين وهما :

المرحلة الأولى : تقدير الدالة طويلة الأجل ومن نتائج التقدير نحصل على البواقى residuals .

المرحلة الثانية : تستخدم البواقى المقدرة من الدالة طويلة الأجل كمتغير تفسيرى فى الدالة قصيرة الأجل بعد إجراء اختبارات السكون stationary والتكامل المشترك cointegration ، حيث يتم تقدير الدالة قصيرة الأجل والحصول على معامل سرعة التعديل speed of adjustment ، وهو يشير إلى مقدار التغير فى المتغير التابع نتيجة لانحراف قيم المتغيرات المستقلة فى الأجل القصير عن قيمتها التوازنية فى الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة ، ويتوقع أن تكون قيمة هذا المعامل سالبة لأنه يشير للمعدل الذى تتجه به العلاقة قصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل .

٣ – اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج :

قد ينتج عن عملية الانحدار عدم مصداقية نتائج المعلمات المقدرة وتحيز فى القيمة الإحصائية لاختبار (t) وهو ما ينتج عنه ما يسمى بالانحدار الزائف Spurious regression وهو الأمر الذى يتطلب التأكد من مدى سكون السلسلة الزمنية لبيانات كل متغير من متغيرات الدراسة خلال فترة التحليل ، وفى هذا الخصوص يقدم اختبار جذر الوحدة Unit Root Test

آلية مناسبة لمواجهة هذه المشكلة ، حيث يهدف هذا الاختبار إلى التأكد من أن سلسلة زمنية معينة تعد سلسلة ساكنة أو غير ساكنة (١) .

ولقد أعد كل من ديكى وفولار جداول بمستويات معنوية مختلفة للقيم الحرجة لاختبار (t) (Dickey, D. A. and Fuller, W. A., 1979, pp. 427 - 431) ، ويوضح ذلك الاختبار رفض فرض العدم إذا كانت قيمة (t) للمعلمة المقدرة لسلسلة زمنية معينة (كقيمة مطلقة) أكبر من القيمة الحرجة لقيمة (t) وهو ما يعنى رفض افتراض جذر الوحدة ، ومن ثم تعتبر السلسلة الزمنية هى سلسلة ساكنة ، فى حين إذا كانت قيمة (t) للمعلمة المقدرة لسلسلة زمنية معينة (كقيمة مطلقة) أقل من القيمة الحرجة لها فى جداول ديكى - فولار فلا يتم رفض فرض العدم ومن ثم قبول الفرض البديل وهو افتراض جذر الوحدة ، والذى يعنى أن السلسلة الزمنية محل الاختبار غير ساكنة ، بمعنى عدم وجود استقرار فى بيانات السلسلة الزمنية ووجود اتجاه زمنى فى البيانات .

ويأخذ اختبار الوحدة الصيغ التالية :

- اختبار جذر الوحدة لسلسلة زمنية لبيانات متغير معين فى صيغة تحتوى على الحد الثابت ولا تحتوى على حد الفترات الزمنية .
- اختبار جذر الوحدة لسلسلة زمنية لبيانات متغير معين فى صيغة تحتوى على الحد الثابت وعلى حد الفترات الزمنية .
- اختبار جذر الوحدة لسلسلة زمنية لبيانات متغير معين فى صيغة لا تحتوى على الحد الثابت ولا تحتوى على حد الفترات الزمنية .

وقد تم القيام باختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج عند مستواها باستخدام الصيغة الأولى ، وقد كانت نتائج الاختبار كما يوضحها الجدول التالى :

---

(١) السلسلة الزمنية الساكنة هى سلسلة تتميز بأن متوسطها مستقل عن الزمن وأن تباينها محدد برقم معين ولا يتغير مع الزمن ، ومن ثم فهذه السلسلة تعود إلى متوسطها وتتذبذب حول متوسطها فى مدى ثابت ، أما السلسلة الزمنية غير الساكنة فتتميز بأن متوسطها وتباينها يتغيران عبر الزمن .

جدول (١)

اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

المتغير	اختبار Dickey - Fuller لإحصائية (t)	
	عند المستوى	الفروق الأولى
معدل التضخم فى مصر فى صورته اللوغاريتمية $LN\ INF_E$	١,٩٣٥١ -	٧,٤١٧٠ - *
معدل التضخم فى أمريكا فى صورته اللوغاريتمية $LN\ INF_U$	١,٤٣٣٥ -	٤,٦٠١٦ - *
سعر الفائدة IR	١,٦٨٥٦ -	٤,٨٣٠٩ - *
سعر الصرف الاسمى فى صورته اللوغاريتمية LN Ex	٠,٨٢٩١ -	٤,٨٣١٣ - *
العرض النقدى الاسمى فى صورته اللوغاريتمية LN Ms	٠,٨٦٠٤ -	٣,٩٢٩٨ - **

* : مستوى معنوية ١ ٪ .

** : مستوى معنوية ٥ ٪ .

يتضح من الجدول السابق أن بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج عند مستواها لم تؤكد رفض جذر الوحدة لكل المتغيرات محل الدراسة ، وهذا يعنى عدم سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة ، وبالتالى نلجأ إلى الفروق الأولى لبيانات السلسلة الزمنية وحيث يتضح من الجدول السابق أن القيم المقدرة لإحصائية (t) تؤكد رفض جذر الوحدة عند مستوى معنوية ١ ٪ فيما عدا لوغاريتم العرض النقدى حيث تم رفض جذر الوحدة عند مستوى معنوية ٥ ٪ ، وعليه نجد أن استخدام الفروق الأولى لمتغيرات النموذج تؤكد رفض جذر الوحدة ومن ثم تكون بيانات السلاسل الزمنية ساكنة ، ولكن هذا لا يعنى أن كل السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى ، وهو الأمر الذى لا يحقق التوازن فى الأجل الطويل ، ومن ثم يجب اللجوء إلى إجراء آخر وهو اختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج (الصيغة ٢) .

٤ - اختبار التكامل المشترك Cointegration :

بعد التأكد من الخطوة السابقة أن كل سلسلة زمنية على حدة ساكنة ، فإن اختبار التكامل المشترك يتطلب أن تكون كل متغيرات النموذج لها نفس رتبة التكامل ، فتحقيق التكامل المشترك

بين تلك المتغيرات يعنى تحقيق سكون أى سلسلة زمنية لمتغير جديد يمكن تكوينه من أى مزيج خطى من متغيرات النموذج (Granger, C. W., 1986, pp. 218 - 219) ، وحيث أن نتائج اختبار جذر الوحدة أى اختبار سكون السلسلة الزمنية للمتغير ورتبة تكامله كشف أن مستوى كل متغير على حدة متكامل من الرتبة صفر ، مما يعكس أن رتبة متغيرات النموذج واحدة مما يؤهلها لدخول أى انحدار .

ولكن نموذج تصحيح الخطأ يتطلب بالإضافة لذلك أن يعطى أى مزيج خطى من متغيرات النموذج سلسلة زمنية ساكنة ، أى متكاملة من الدرجة صفر ، وتكوين هذا المزيج الخطى يبدأ أولاً من تقدير المعادلة طويلة الأجل (معادلة ٢) ، وبعد إجراء عملية الانحدار يتم تقدير البواقى والتى تمثل المزيج الخطى والذى سيأخذ شكل سلسلة زمنية يتم اختبارها وفقاً لاختبار جذر الوحدة للتأكد من كون هذه السلسلة الزمنية للبواقى المقدرة ساكنة أو غير ساكنة أى متكاملة من الدرجة صفر ، فإذا تحقق هذا التكامل ، فإن هذا يعنى أن جميع متغيرات النموذج تتميز بخاصية التكامل المشترك .

ويتطلب حدوث التكامل المشترك فى حالة أن تكون سلسلتان زمنيتان أو أكثر متكاملة من الرتبة الأولى كل على حدة ، أن تكون البواقى الناجمة عن تقدير العلاقة بينهما متكاملة من الدرجة صفر ، وحد البواقى هذا يقيس انحراف العلاقة المقدرة فى الأجل القصير عن اتجاهها التوازنى فى الأجل الطويل .

ثالثاً – تقدير النموذج وتفسير نتائج التقدير :

فى هذا الجزء من الدراسة سوف نبدأ أولاً فى تقدير دالة التضخم فى الأجل الطويل (الصيغة رقم ٢) وتفسير نتائج هذا التقدير ، ثم يلى ذلك استخدام البواقى المقدرة من الصيغة رقم (٢) فى اختبار التكامل المشترك ، وبعد ذلك يتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ وتفسير النتائج ، وأخيراً يتم اختبار نموذج VAR .

أ – تقدير دالة التضخم فى الأجل الطويل :

تأخذ صيغة دالة التضخم فى الأجل الطويل كما سبق وذكرنا الصيغة الآتية :

$$Et = a_0 + a_1 \text{ LN } INF_{ut} + a_2 \text{ LN } Ex_t + a_3 \, IR_t + a_4 \text{ LN } Ms_t + a_5 \, DUM + u_t \quad (2)$$

ويوضح الجدول التالى نتائج تقدير المعادلة السابقة :

جدول (٢)

نتائج تقدير دالة التضخم فى الأجل الطويل

Ls// Dependent Variable is LN INF_E SMPL Range 1970 - 2002

Number of Observations : 33

Variable	Coefficient	STD. Error	T-Stat	2-Tall Sig
C	- 6.2480	1.2558	- 4.9749	0.000
LN INF_u	0.4151	0.1646	2.5205	0.018
LN Ex	1.5733	0.4460	3.5275	0.0016
IR	0.1741	0.0278	6.2455	0.0000
LN Ms	0.2900	0.1296	2.2356	0.0341
DUM	1.0340	0.5716	1.8087	0.0821
R-Squared	0.790183			
Adjusted R-Squared	0.749833			
Durbin - Watson Stat	1.520812			
F-Statistics	19.58347			
prob (F-Statistics)	0.00000			

تشير نتائج الجدول السابق أن معدل التضخم فى أمريكا (INFu) يؤثر طردياً (جوهرياً على معدل التضخم فى عند مستوى معنوية ٥ ٪ ، حيث كانت إشارة معامل التضخم فى أمريكا موجبة وتساوى (0.4151) ، بمعنى أن ارتفاع معدل التضخم فى أمريكا بنسبة ١ ٪ يؤدى إلى زيادة معدل التضخم فى مصر بنسبة ٠,٤ ٪ ، ويعكس ذلك أن معدل التضخم فى مصر يعد غير

مرن نسبياً بالنسبة للتغيرات فى معدل التضخم فى أمريكا أما بالنسبة لأثر سعر الفائدة على معدل التضخم فى مصر فقد أوضحت نتائج التقدير أن التغير فى سعر الفائدة له تأثير إيجابى على معدل التضخم فى مصر حيث كانت إشارة معامل سعر الفائدة موجبة وتساوى (0.1741) وذات معنوية إحصائية عند مستوى ١ ٪ ، حيث أن زيادة قدرها ١ ٪ فى سعر الفائدة تؤدى لزيادة قدرها ٠,١٧ ٪ فى معدل التضخم ، ولاشك أن مثل هذه الإشارة الموجبة يتعارض مع التوقعات القبلية ، ويمكن تفسير ذلك بأن الارتفاع فى سعر الفائدة لم يكن كافياً للتأثير على تخفيض معدل التضخم فى الأجل الطويل ، فقد تم استخدام سعر الفائدة كسياسة انكماشية فى بداية فترة الإصلاح الاقتصادى ولفترة ضئيلة نسبياً ، بل أن سعر الفائدة بدأ فى الانخفاض التدريجى خلال السنوات الأخيرة ، مما يدعم فكرة العلاقة الطردية بين سعر الفائدة ومعدل التضخم كما أوضحت نتائج التقدير .

وبالنسبة لأثر التغيرات فى سعر الصرف على معدل التضخم فى مصر فقد كان أثراً موجباً وجوهرياً عند مستوى معنوية ١ ٪ بما يتماشى مع التوقعات القبلية ، حيث كانت إشارة معامل سعر الصرف موجبة وتساوى (1.5233) ، بمعنى أن ارتفاع مقداره ١ ٪ فى سعر الصرف يؤدى لزيادة قدرها ١,٦ ٪ فى معدل التضخم وهذا يعكس أن معدل التضخم مرن نسبياً بالنسبة للتغيرات فى سعر الصرف . أما بالنسبة للعرض النقدى فيتضح من نتائج التقدير أن معامل العرض النقدى موجب ويساوى (0.290) وذات مغزى إحصائى عند مستوى معنوية ٥٠ ٪ ، وهذا يتسق مع التوقعات النظرية المسبقة وإن كانت مرونة التضخم بالنسبة للتغيرات فى العرض النقدى منخفضة ، حيث أن ارتفاعاً مقداره ١ ٪ فى العرض النقدى يؤدى إلى زيادة قدرها ١٩ ٪ فقط فى معدل التضخم ، وبالنسبة لمعامل المتغير الصورى فقد كان موجباً ويساوى (1.034) وهذا يعكس عدم فاعلية سياسات الإصلاح الاقتصادى فى التأثير على معدل التضخم ، بل حدث العكس فى الأجل الطويل وترتب على تلك السياسة زيادة فى معدل التضخم .

ب – نتائج اختبار التكامل المشترك :

قبل البدء فى تقدير نموذج تصحيح الخطأ فإن الأمر يتطلب أن يعطى أى مزيج خطى من متغيرات النموذج سلسلة زمنية ساكنة ، أى متكاملة من الدرجة صفر ، وتكوين هذا المزيج

الخطى يبدأ أولاً من تقدير المعادلة طويلة الأجل لمعدل التضخم ، وبعد إجراء عملية الانحدار كما يتضح من الجدول (٢) يتم أخذ البواقى المقدرة والتى تمثل المزيج الخطى والذى سيأخذ شكل سلسلة زمنية يتم اختيارها طبقاً لاختبار جذر الوحدة للتأكد من كون هذه السلسلة الزمنية للبواقى المقدرة ساكنة أى متكاملة من الدرجة صفر ، فإذا تحقق هذا التكامل فإن هذا يعنى أن جميع متغيرات النموذج تتميز بخاصية التكامل المشترك .

وتتمثل خطوات اختبار التكامل المشترك فيما يلى :

- تقدير المعادلة رقم (٢) للحصول على البواقى المقدرة والمتمثلة فى الحد العشوائى ut .
- نكون المعادلة التالية والتى يمثل فيها الحد العشوائى المتغير التابع :

$$ut = LN\ INF_E - a_0 - a_1\ LN\ INF_u - a_2\ LN\ Ex + a_3\ IR_t + a_4\ LN\ Ms + a_5\ DUM \qquad (3)$$

- ثم نقوم بتقدير المعادلة رقم (٣) باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS حيث نحصل على البواقى المقدرة من تلك المعادلة u^*_t .
- يلى ذلك اختبار حد البواقى المقدرة من الصيغة رقم (٣) كسلسلة زمنية وفقاً لاختبار فرض جذر الوحدة ، ومن ثم يمكن تحديد ما إذا كانت هذه السلسلة u^*_t ساكنة أى متكاملة من الدرجة صفر .
- تأخذ معادلة الانحدار للسلسلة الزمنية التى تستخدم فى هذا الاختبار الصورة التالية .

$$\Delta u^*t = b_0 + b_1\ u^*_{t-1} + b_2\ \Delta u^*_{t-1} \qquad (4)$$

والمعادلة السابقة تعنى أن التغير فى حد البواقى المقدرة دالة فى كل من حد البواقى المقدرة لفترة إبطاء زمنية واحدة والتغير فى حد البواقى المقدرة بفترة إبطاء زمنية واحدة .

وسوف ينصب اختبار فرض جذر الوحدة على معلمة الانحدار الذاتى للمتغير u^*_{t-1} أى على المعلمة b_1 ، حيث يتم رفض فرض جذر الوحدة (صفر = b_1) إذا كانت القيمة

المقدرة لإحصائية t للمعلمة b_1 سالبة وقيمتها المطلقة أكبر من القيمة الحرجة لإحصائية t فى جداول Dickey - Fuller ، والعكس صحيح .

وباختبار الصيغة رقم (٤) أوضحت نتائج الاختبار أن القيمة المقدرة لإحصائية " تاو " بالنسبة للمعلمة المقدرة b_1 تساوى (-3.5899) ، وبمقارنة هذه القيمة بالقيمة الحرجة لها فى جداول D. F. نجد أن تلك القيمة سالبة وأكبر من قيمتها المطلقة فى جدول D. F. (-2.9665) وذلك عند مستوى معنوية ٥ ٪ .

- وبعد القيام بتقدير الصيغة (٤) باستخدام OLS كانت نتائج التقدير على الصورة التالية :

$$\Delta u^*_t = - 0.00177 - 0.722\ u^*_t - 1 + 0.0688\ \Delta u^t_{t-1} \qquad (5)$$
$$(-3.5899) \quad (-5.5209)$$

وتأسيساً على ما سبق يتم رفض فرض العدم لاختبار جذر الوحدة ، وهو الأمر الذى يعنى أن المزيج الخطى لحد البواقى u^*_t فى دالة التضخم طويل الأجل يمثل سلسلة زمنية ساكنة ، ومن ثم يمكن القول بأن المزيج الخطى للمتغيرات المكونة لدالة التضخم فى الأجل الطويل يمثل سلسلة زمنية ساكنة ،وبالتالى فإن المتغيرات : LN Ex ، LN INF_D ، LN INF_E ، LN Ms ، IR ، DUM تعد متكاملة Cointegrated من الدرجة الأولى ، أو بمعنى آخر يوجد علاقة توازنية بين تلك المتغيرات فى الأجل الطويل ، وبالتالى فإن العلاقة الحركية قصيرة الأجل بين تلك المتغيرات يمكن تمثيلها بنموذج تصحيح الخطأ (Engle, R. and Granger, C., 1987, pp. 213 - 227) .

وطبقاً لهذا المفهوم فإن الاختلال المتبقى فى الفترة السابقة فقط هو الذى يدخل كمتغير تفسيرى فى الفترة الحالية لنموذج تصحيح الخطأ ، ويرجع ذلك إلى أن المتغيرات المتكاملة تنطوى على عملية تصحيح تمنع الأخطاء فى العلاقة طويلة الأجل من أن تصبح أكبر فأكبر ، فهذا التكامل يصبح شرطاً ضرورياً لنجاح نموذج تصحيح الخطأ فى تقدير دالة التصحيح فى الأجل القصير (Charemza, W., and Deadman, D., 1997) .

حـ – تقدير النموذج الحركى لدالة التضخم فى الأجل القصير :

إن الشكل النهائى لنموذج تصحيح الخطأ يتطلب تقدير العلاقة الحركية قصيرة الأجل بين المتغيرات المكونة لدالة التضخم فى الأجل الطويل ، حيث سيتم أخذ الفروق الأولى لقيم متغيرات النموذج والتى أوضحنا من قبل أنها متكاملة من الدرجة الأولى ، كما يشتمل النموذج أيضاً على متغير تصحيح الخطأ والذى تم تقديره من دالة التضخم فى الأجل الطويل .

وبأخذ نموذج تصحيح الخطأ كمعبر عن الصيغة الحركية للتضخم فى الأجل القصير الشكل التالى :

$$LN\ INF_E = C_0 + C_1\ \Delta\ LN\ INF_{u\,-1} + C_2\ \Delta\ LN\ Ex_{\,-1} + C_3\ \Delta\ IR_{\,-1}$$
$$+ C_4\ LN\ \Delta\ Ms_{\,-1} + C_5\ Res_{\,-1} + u_t \qquad (6)$$

ولقد تم تقدير النموذج السابق باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) عن طريق برنامج TSP الإحصائى ونتائج هذا التقدير يوضحها الجدول التالى :

جدول (٣)

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

(دالة التضخم فى الأجل القصير)

Ls// Dependent Variable is Δ LN INF_E

Variable	Coefficient	STD. Error	T-Stat	2-Tall Sig
C	- 0.2610	0.2037	- 1.2502	0.2233
Δ LN $INF_{u\,-1}$	0.1538	0.1993	0.7719	0.4477
Δ LN $Ex_{\,-1}$	0.4575	0.4225	1.0827	0.2897
Δ $IR_{\,-1}$	- 0.1153	0.0609	- 1.8920	0.0706
Δ LN $Ms_{\,-1}$	1.3889	1.0560	1.3151	0.2009
$Res_{\,-1}$	- 0.5414	0.2232	- 2.4257	0.0232

R-Squared	0.2756
Adjusted R-Squared	0.1247
Durbin - Watson Stat	1.6815
F-Statistics	1.826673
prob (F-Statistics)	0.045585

وتشير نتائج الجدول السابق إلى ما يلى :

كان معامل معدل التضخم فى أمريكا موجباً ويساوى (0.1993) ولكنه غير معنوى إحصائياً مما يعنى عدم تأثر التضخم فى مصر بالتغيرات فى التضخم فى أمريكا ، وبمقارنة هذه النتيجة بالأجل الطويل نجد أن معامل معدل التضخم فى أمريكا كان موجباً ويساوى (0.4151) ومعنوى إحصائياً عند مستوى ٥ ٪ ، وهذا يعكس أن المحددات الخارجية للتضخم المحلى فى مصر كانت ذات تأثير قوى فى الفترة الطويلة عنها فى الفترة القصيرة .

أما معامل سعر الصرف فقد كان موجباً وفقاً للتوقعات القبلية ولكنه غير معنوى إحصائياً مما يعنى عدم تأثر التضخم فى مصر بالتغيرات فى سعر الصرف فى الأجل القصير ، وبمقارنة هذه النتيجة بالأجل الطويل نجد أن معامل سعر الصرف كان موجباً ومعنوياً أيضاً مما يعكس أن معدل التضخم فى مصر يتجاوب للتغيرات فى سعر الصرف فى الفترة الطويلة بدرجة أكبر من الفترة القصيرة ، وتتسق هذه النتيجة مع التغيرات التى طرأت على سعر الصرف خلال فترة الدراسة ، حيث كانت التغيرات ضئيلة جداً فى الفترة الأولى من الدراسة مما انعكس فى عدم تأثيرها معنوياً على معدل التضخم ، فى حين كانت هناك تغيرات كبيرة فى سعر الصرف خلال السنوات الأخيرة من الدراسة .

وبالنسبة لتأثير سعر الفائدة على معدل التضخم فى مصر فقد كان تأثيره سلبياً حيث كان المعامل سالباً ويساوى (0.1153-) وذات معنوية إحصائية عند مستوى ١٠ ٪ مما يعكس نجاح السياسة الانكماشية فى تخفيض معدل التضخم فى الأجل القصير ، وبمقارنة هذه النتيجة بالأجل الطويل نجد أن إشارة معامل سعر الصرف كانت موجبة وقد سبق تفسير ذلك فيما سبق .

أما معامل العرض النقدى فقد كان موجباً وفقاً للتوقعات المسبقة ولكنه كان غير معنوى إحصائياً مما يعنى عدم تأثير التغيرات فى العرض النقدى على معدل التضخم فى مصر فى الأجل القصير ، فى حين كانت إشارة معامل العرض النقدى فى الأجل الطويل موجبة وذات معنوية إحصائية ، الأمر الذى يعكس تجاوب معدل التضخم للتغيرات فى العرض النقدى فى الفترة الطويلة عن الفترة القصيرة .

وأخيراً فإن معامل سرعة التعديل فقد كان سالباً ويساوى (0.5415-) مما يعنى أن سرعة العودة للتوازن طويل الأجل هى سرعة مقبولة نسبياً وتتفق مع التوقعات القبلية ، وتعنى القيمة السابقة أن القيم الفعلية لمعدل التضخم تتعدل تجاه قيمتها التوازنية فى كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقى من الفترة (t - 1) تعادل ٥٤,١٥ ٪ ، وهذا التعديل يتم فى الفترة (t) ، ومن ثم فإن اختلال التوازن المتبقى من الفترة (t - 1) والمرحل للفترة (t) يتبقى منه بدون تعديل نسبة تساوى ٤٥,٨٥ ٪ ، ولما كان معامل سرعة التعديل ثابت ، فإنه من كل وحدة اختلال فى معدل التضخم سيتم تعديل (0.5415) والباقى ومقداره (0.4585) من الوحدة سيرحل للفترة التى تليها .

ويوضح الجدول التالى مقارنة بين الأثر النسبى لمتغيرات النموذج على معدل التضخم فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل .

جدول (٤)

الأثر النسبى لمتغيرات النموذج على معدل التضخم المحلى فى مصر

فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل

الأثر	فى الأجل القصير	فى الأجل الطويل
مرونة التضخم بالنسبة للتضخم الأجنبى	0.1538	0.4151
مرونة التضخم بالنسبة لسعر الصرف	0.4575	1.5723
مرونة التضخم بالنسبة لسعر الفائدة	- 0.1153	0.1741
مرونة التضخم بالنسبة للعرض النقدى	1.3889	0.2900

يتضح من الجدول السابق أن مرونة التضخم المحلى بالنسبة لكل من التضخم الأجنبى وسعر الصرف فى الأجل الطويل أكبر من نظيرتها فى الأجل القصير ، بينما كانت مرونة التضخم المحلى بالنسبة لكل من سعر الفائدة والعرض النقدى فى الأجل القصير أكبر من نظيرتها فى الأجل الطويل ، وتفسير ذلك أن استخدام أدوات السياسة النقدية سواء كانت سعر الفائدة أو التحكم فى العرض النقدى كان لها تأثير قوى فى الأجل القصير ، وتلاشى ذلك التأثير تقريباً فى

الأجل الطويل ، بمعنى أن استخدام تلك السياسات فى بداية برنامج الإصلاح الاقتصادى كان لها تأثير كبير فى تخفيض معدلات التضخم .

أما العوامل الخارجية المؤثرة فى معدل التضخم فقد كان تأثيرها قوى فى الأجل الطويل عن الأجل القصير ، ويرجع ذلك إلى فكرة أن العوامل الخارجية لا تؤثر فورياً على التضخم ، وإنما قد تأخذ فترة طويلة نسبياً حتى يتضح تأثيرها على معدلات التضخم ، ونخلص من ذلك إلى أن درجة استجابة التغيرات فى معدل التضخم المحلى للمحددات الخارجية تكون كبيرة فى الأجل الطويل عن الأجل القصير ، بينما تكون درجة استجابة التغيرات فى معدل التضخم المحلى للمحددات الداخلية تكون كبيرة فى الأجل القصير عن الأجل الطويل .

د - اختبار تجزئة التباين Variance Decomposition (VD) :

يهدف هذا الاختبار إلى معرفة الوزن النسبى لكل متغير من متغيرات النموذج فى تفسير التغيرات المستقبلية فى التضخم المحلى فى مصر ، والخطوة الأولى قبل البدء فى اختبار تجزئة التباين هى إجراء عملية الانحدار الذاتى ذات المتجه (VAR) وبعد الحصول على نتائج تقدير نموذج VAR ، يمكن البدء فى اختبار تجزئة التباين ، والجدول التالى يوضح نتائج هذا الاختبار وذلك خلال فترة زمنية مستقبلية تعادل ٣٠ سنة .

جدول (٥)

نتائج اختبار تجزئة التباين

المتغيرات : LN Ms ، IR ، LN Ex ، LN INF_u ، LN INF_E

المتغير	فترة التنبؤ	خطأ التنبؤ	النسبة التى يفسرها كل متغير فى خطأ التنبؤ (٪)				
			LN Ms	IR	LN Ex	LN INF_u	LN INF_E
LN INF_E	10	0.3532	3.2	8.4	33.2	5.9	49.2
	20	0.4146	2.6	6.5	38.9	11.3	40.7
	30	0.4224	3.2	7.2	37.9	12.3	39.5

يتضح من الجدول السابق أن سعر الصرف (Ex) يفسر النسبة الأكبر من التغيرات المستقبلية فى معدل التضخم المحلى فى مصر (٣٩,٥ ٪) ، ويليه معدل التضخم فى أمريكا (INF_u) حيث يفسر حوالى (١٢,٣ ٪) ، ثم يلى ذلك سعر الفائدة (IR) والذى يفسر حوالى (٧,٢ ٪) ، وأخيراً فإن العرض النقدى (Ms) يفسر فقط (٣,٢ ٪) .

والنتيجة السابقة تؤكد ما سبق أن توصلنا إليه من أن المحددات الخارجية تفسر التغيرات المستقبلية فى التضخم المحلى فى مصر وذلك بدرجة أكبر من المحددات الداخلية ، مما يعكس أن التضخم فى مصر فى جزء كبير منه هو تضخم مستورد .

الخلاصة والنتائج :

لقد حاولت هذه الدراسة تقدير دالة التضخم فى مصر خلال الفترة من عام ١٩٧٠ وحتى عام ٢٠٠٢ ، وذلك فى كل من الأجل القصير والأجل الطويل ، وقد اعتمدت الدراسة بصفة أساسية على نموذج تصحيح الخطأ فى تقدير محددات التضخم فى مصر ، وتنبع أهمية هذه الدراسة من كونها تلقى الضوء على أهم الشروط الواجبة لإتباع سياسة استهداف التضخم والتى تتمثل فى ضرورة توافر كل المعلومات المتاحة عن التضخم فى المستقبل وكيفية تقدير معدل التضخم المستقبلى ، وكذا معرفة أهم المحددات المؤثرة فى التضخم سواء فى الأجل القصير أو الأجل الطويل وذلك حتى يمكن للسلطات النقدية السيطرة على معدل التضخم المستهدف والتحكم فى معدلاته فى الأجل الطويل .

وقد تم التقدير الكمى لنموذج التضخم المحلى فى مصر على مرحلتين ، الأولى تم فيها تقدير علاقة التوازن لمعدل التضخم فى الأجل الطويل بالنسبة لمتغيرات النموذج وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) ، والثانية تم فيها استخدام البواقى المقدرة من انحدار معدل التضخم فى الأجل الطويل كحد لمعامل تصحيح الخطأ فى ظل فترة إبطاء زمنية تقدر نسبة واحدة ، وبذلك تم صياغة نموذج تصحيح الخطأ الذى يعكس صياغة للنموذج الحركى لمعدل التضخم فى الأجل القصير ، وقد اشتمل نموذج التضخم فى الأجل القصير بالإضافة إلى حد تصحيح الخطأ على جميع المتغيرات التفسيرية فى دالة التضخم فى الأجل الطويل فى صورة الفروق الأولى لها وفى ظل فترة إبطاء سنة واحدة ، وبذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ على الصورة السابقة يمثل آلية تسمح بالتفرقة بين دالة التضخم فى الأجل الطويل ودالة التضخم فى الأجل القصير ، وبالإضافة إلى استخدام نموذج تصحيح الخطأ ، فقد تم استخدام اختبار تجزئة التباين (VD) لتوضيح الأهمية النسبية لكل متغير من متغيرات النموذج فى تفسير التغيرات المستقبلية فى معدل التضخم خلال فترة زمنية طويلة نسبياً تقدر بـ ٣٠ سنة .

وقد توصلت الدراسة إلى النتائج التالية :

١ - اتضح من نتائج التقدير الكمى لنموذج الدراسة أن معدل التضخم الأجنبى (معدل التضخم فى أمريكا) كان له تأثير طردى وجوهرى على معدل التضخم فى مصر فى الأجل الطويل بينما كان التأثير غير جوهرى فى الأجل القصير ، ولعل هذا يعكس استجابة معدل التضخم فى مصر للعوامل الخارجية بدرجة أكبر فى الفترة الطويلة عنها فى الفترة القصيرة ، فقد كانت مرونة التضخم بالنسبة للتضخم الأجنبى فى الأجل الطويل (٠,٤٢) بينما كانت تلك المرونة فى الأجل القصير (٠,١٥) .

٢ - كما أوضحت النتائج أن التغيرات فى سعر الصرف كان لها تأثير طردى قوى وجوهرى على معدل التضخم فى مصر فى الأجل الطويل بينما كان ذلك التأثير غير جوهرى فى الأجل القصير ، ففى الأجل الطويل كانت مرونة التضخم بالنسبة لسعر الصرف أكبر من الوحدة وتساوى (١,٦) ، بينما كانت تلك المرونة فى الأجل القصير أقل من الوحدة وتساوى (٠,٤٦) وإن كانت غير معنوية إحصائياً .

٣ - وبالنسبة لتأثير سعر الفائدة على معدل التضخم ، فقد اتضح من النتائج أن تأثير سعر الفائدة فى الأجل القصير كان سلبياً وجوهرياً عند مستوى معنوية (٥ ٪) حيث كانت مرونة التضخم بالنسبة لسعر الفائدة ضئيلة نسبياً وتساوى (- ٠,١٢) ، بينما كان الأثر فى الأجل الطويل غير متسق مع التدفقات القبلية حيث كان سالباً ، مما يعكس نجاح سياسة رفع سعر الفائدة فى التأثير على معدل التضخم فى الأجل القصير ، وعدم نجاحها فى الأجل الطويل ، ويمكن تفسير ذلك بأن الحكومة قد عمدت فى السنوات التى تلت الإصلاح الاقتصادى إلى تحرير سعر الفائدة مما أدى لارتفاعه بصورة ملحوظة ، ثم تلى ذلك انخفاض فى مستوى سعر الفائدة حتى وصل إلى أدنى مستوى له فى السنوات الأخيرة من فترة الدراسة .

٤ - أما بالنسبة لأثر التغيرات فى العرض النقدى على معدل التضخم فى مصر ، فقد اتضح من نتائج التقدير أن الأثر فى الأجل القصير كان أكبر من ذلك الأثر فى الأجل الطويل ، فقد كانت مرونة التضخم بالنسبة للعرض النقدى فى الأجل القصير (١,٤) أكبر من تلك المرونة

فى الأجل الطويل (٠,٢٩) ، وإن كانت مرونة التضخم بالنسبة للعرض النقدى فى الأجل القصير غير معنوية إحصائياً بينما كانت تلك المرونة معنوية إحصائياً فى الأجل الطويل .

٥ – أوضحت النتائج المترتبة على استخدام أسلوب تجزئة التباين أن كل من سعر الصرف والتضخم الأجنبى يفسران النسبة الأكبر من التغيرات المستقبلية فى معدل التضخم (٤٠,٢ ٪) بينما يفسر كل من سعر الفائدة والعرض النقدى النسبة الأقل من التغيرات المستقبلية فى معدل التضخم فى مصر (١٠,٤ ٪) .

٦ – أوضحت النتائج أيضاً أن معامل تصحيح الخطأ فى نموذج التصحيح فى الأجل القصير (نموذج تصحيح الخطأ) كان سالباً كما هو متوقع ويساوى (– ٥٤,١٥ ٪) ، وهذا يعكس إلى حد ما سرعة المعدل الذى تتجه به العلاقة قصيرة الأجل إلى العلاقة طويلة الأجل .

وفى ضوء النتائج السابقة يمكن القول بأن التضخم فى مصر لا يمكن أن نطلق عليه أنه ظاهرة نقدية بحتة كما كان يعتقد النقديون ، فقد كان تأثير كل من سعر الفائدة والعرض النقدى ضئيلاً على معدل التضخم ، بينما كان تأثير العوامل الخارجية كبيراً على معدل التضخم ، ولاشك أن ذلك يعكس مدى تبعية الاقتصادى المصرى للتغيرات التى تطرأ على الاقتصاد العالمى نظراً للاعتماد المتزايد للاقتصاد المصرى على الخارج فى استيراد معظم السلع الاستهلاكية النهائية أو السلع الوسيطة مما انعكس فى استمرار عجز ميزان المدفوعات المصرى خلال السنوات الأخيرة . ونخلص من ذلك أنه على الرغم من أهمية الجانب النقدى لظاهرة التضخم فى مصر ، ذلك لأن أى زيادة فى كمية النقود دون أن ترتبط بالزيادة التى تحدث فى الناتج القومى الحقيقى هى بمثابة المناخ العام الذى تتمخض عنه ظاهرة التضخم ، ولكن هذا المناخ ذاته يتولد من الاختلالات الهيكلية التى يعانى منها الاقتصاد المصرى بالإضافة إلى التبعية الاقتصادية للخارج ، ومن ثم فإن مسئولية الحكومة تكمن فى تصحيح هذه الاختلالات الهيكلية فضلاً عن محاولة علاج مشكلة الارتفاع المتواصل لسعر الصرف وانخفاض القيمة الخارجية للعملة المصرية ، وذلك حتى يمكن للحكومة المصرية التحكم فى معدلات التضخم ومحاولة تثبيتها فى الأجل الطويل .

References

1- Barro, R. (1995), "Inflation and Economic Growth", National Bureau of Economic Research, Working Paoer No. 5326.

2- Bernanke, B. S. and Mishkin, F. S. (1997), "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy", Journal of Economic Perspective, 11/2, pp. 97-116.

3- Charemza, W. and Deadman, D. (1997), New Direction in Economic Practice: General to Specific Modeling, Cointegration, and Vector Autoregression, 2nd edition, Edward Elgar.

4- Debelle, G. (1999), "Inflation Targeting and Output Stabilization", Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper, No. 1999-08, May.

5- Dick, D. and Njuguna, S. Ndung'u (1999), "A Dynamic Model of Inflation for Kenya, 1974-1996", IMF Working Paper, WP/99/, International Monetary Fund.

6- Dorn, J. and Schwartz, A. (1987), The Search for Stable Money: Essays on Monetary Reform, Chicago: The University of Chicago Press.

7- Emillio, S. and Yuan, X. (2001), "Inflation Dynamics in Madagascar, 1971-2000", IMF Working Paper, WP/01/, International Monetary Fund.

8- Engle, R. and Granger, C. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, Vol. 55, No. 2, March.

9- Fisher, I. (1993), "The Debt-Deflation Theory of Great Depression", Econometrica, 32/1, December, pp. 337-357.

10- Ghatak, S. (1981), Monetary Economics in Developing Countries, New York: St. Matin's Press, p. 74.

11- Granger, C. W. (1986), "Development in The Study of Cointegrated Economic Variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, No. 3, August, pp. 218-219.

12- Ilker, D. (2003), "Explaining and Forecasting Inflation in Turkey", JEL, Classification: E31; E37; E58; C53, Central Bank of Turkey.

13- Masson, P., Savastano, M. and Sharma, S. (1997), "The Scope of Inflation Targeting in Developing Countries", IMF Working Paper, Wp/97/13, International Monetary Fund.

14- Oral, W. and Olumuyiwa, S. A. (2004), "Inflation Dynamics in The Domenikan Republic", IMF Working paper, Wp/04/29, International Monetary Fund.

15- Prakash, L. and Phillip, S. (2001), "Sources of Inflation in Developing Countries", IMF Working Paper, Wp/02/198, International Monetary Fund.

16- Sarel, M. (1996), "Non-Linear Effects of Inflation on Economic Growth", IMF Staff Paper, 43/1/, March.

17- Tim, C. and Dongkoo, C. (1999), "Modeling and Forecasting Inflation in India", IMF Working Paper, Wp/99/119, International Monetary Fund.

18- Uma, R. and Athanasios, V. (2002), Forecasting Inflation in Indonesia", IMF Working Paper, Wp/02/111, International Monetary Fund.

19- .Wojciech, M. (2003), "Modeling Inflation in Jorgia", IMF Working Paper, Wp/03/2/2, International Monetary Fund.

٢٠ – عبد القادر محمد عبد القادر (٢٠٠٤) ، الحديث فى الاقتصاد القياسى بين النظرية والتطبيق ، الإسكندرية : الدار الجامعية .

٢١ – عبد الرحمن يسرى أحمد (٢٠٠٤) ، الاقتصاديات الدولية ، الإسكندرية : قسم الاقتصاد .

٢٢ – التقرير السنوى للبنك المركزى المصرى ، ٢٠٠٣/٩٢ .