

# تقييم المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم التجربتين التشيلية والمصرية

إعداد

د/ دعاء عقل أحمد

مدرس بقسم الاقتصاد- كلية التجارة - جامعة بنها

Email: doaa.ahmed01@fcom.bu.edu.eg

بهاء جمال بسيوني

مدرس مساعد بقسم الاقتصاد - كلية التجارة- جامعة بنها

## المخلص

استهدفت الدراسة معرفة إلى أي مدى استطاع صانعو السياسات الاقتصادية في كل من شيلي وجمهورية مصر العربية العمل على توفير المتطلبات الأساسية اللازمة لتبني نظام استهداف التضخم كإطار لإدارة السياسة النقدية من خلال إلقاء الضوء على مدى توافر الشروط اللازمة لنجاح هذا النظام مع إبراز أهم خصائص كل من الإقتصاد المصري والتشيلي وذلك باستخدام المنهج التحليلي. كما استهدفت الدراسة تقييم المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم في الحالتين المصرية والشيلية لمعرفة مدى نجاح السلطات النقدية في البلدين في تحقيق هدف الاستقرار النقدي خلال المرحلة المشار إليها عن طريق تطبيق كل من نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ARMA ونموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات التباين ARCH والنسخة المعممة منه GARCH لتحليل أداء السياسة النقدية بهما خلال تلك المرحلة. وتوصلت الدراسة إلى وجود العديد من المعوقات التي لا تزال تمثل تحدياً أمام صناع السياسة النقدية في مصر تتمثل أهمها في انخفاض الاستقلالية الفعلية للبنك المركزي المصري بسبب هيمنة الحكومة على لجنة السياسة النقدية، فضلاً عن انخفاض الملاءة المالية للحكومة. بالإضافة إلى ذلك، فقد توصلت الدراسة إلى أنه لا توجد أي دلائل تطبيقية ترجح أن المعدلات المنخفضة للتضخم التي شهدتها الفترة الانتقالية في شيلي تعود إلى الإعلان عن النظام النقدي الجديد، كذلك فإنه بالنسبة للفترة الانتقالية في مصر - والتي لازالت مستمرة حتى الآن - فإنها لم تشهد انخفاضاً في كل من معدلات التضخم وفي عدم التأكد الخاص به عن المعدلات في الفترة السابقة للمرحلة الانتقالية بل على النقيض من ذلك حدث ارتفاع كبير في كل من معدلات التضخم والتقلبات الخاصة به.

الكلمات المفتاحية: تقييم استهداف التضخم، السياسة النقدية، نماذج ARMA ، نماذج GARCH. تصنيف JEL: E5; C5.

## Abstract

This study aimed at examining the extent to which policymakers achieved the prerequisites of inflation targeting regime in both Chile and Egypt through shedding lights on these requirements and the level of their achievement. Additionally, the analytical tools have been applied to highlight the main characteristics of both economies during the transition period to this regime. In addition, this study intended to assess the transition period of that regime in both countries to evaluate the performance of monetary authorities in terms of attaining the monetary stability. To do that, the study applies Autoregressive Moving Average (ARMA) and Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) and its Generalised extension (GARCH) models. The results indicate there are many obstacles that

still challenge Egyptian monetary authorities. The major challenges are the low degree of Central Bank of Egypt's actual independence due to the government representation in the monetary policy committee as well as the low fiscal consolidation. Furthermore, empirical results indicate that there is no evidence that the announcement of inflation targeting led to a reduction of inflation rates in Chile. In Egypt, the current transition period witnessed an increase in both inflation levels and uncertainty.

#### مقدمة:

تختلف اقتصادات الدول النامية بشكل كبير عن اقتصادات الدول المتقدمة، وهو ما ينبغي أن يؤخذ في الاعتبار عند تصميم السياسة الاقتصادية في الدول الأولى بحيث لا يتم استخدام نفس السياسات المتبعة في الدول المتقدمة بدون أخذ تلك الاختلافات في الحسبان. وفيما يتعلق باستهداف التضخم فإن هناك بعض المخاوف المتعلقة بتنفيذ ذلك النظام في الدول النامية، تتمثل أهمها في أن السلطات الممنوحة للبنوك المركزية والتي تسمح لها بحرية التصرف قد تؤدي إلى نتائج سلبية بسبب ضعف البيئة المؤسسية في تلك الدول. أضف إلى ذلك، أن اعتماد هذا النظام على الرؤية المستقبلية Forward-Looking يتضمن وجود عدم التأكد بشأن دالة الهدف الخاصة بالبنك المركزي. ومن ثم، فإنه يتيح للبنك المركزي استخدام حرية التصرف ربما أكثر من النظم الأخرى وبالتالي فقد يؤدي ذلك إلى استخدام السياسات التوسعية بإفراط (Ahmed, 2011; Mishkin, 2004).

وفيما يتعلق بالتجربة التشغيلية في استهداف التضخم، فقد نجح هذا النظام في توفير مرساة اسمية أقوى وذات مصداقية على الرغم من معاناة هذا الاقتصاد لعقود عديدة من ارتفاع التضخم وعدم استقراره، حيث نجحت السلطات النقدية في ظل هذا النظام في تحقيق انخفاض متواصل ومستقر في معدلات التضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية (1990-1999). وفيما يتعلق بمصر، فقد أعلن البنك المركزي المصري في يونيو 2005 عن نيته أن يتحول نحو نظام استهداف التضخم عند اكتمال المتطلبات الضرورية له وذلك خلال المرحلة الانتقالية نحو الاستهداف الكامل للتضخم. وعلى الرغم من الإصلاحات العديدة التي قام بها كل من البنك المركزي المصري والحكومة المصرية نحو تحقيق هذه الشروط في الفترة التي تلت الإعلان، إلا أن هذه الإصلاحات لم تكن كافية للتحويل نحو الاستهداف الكامل لهذا النظام على الرغم من مرور أكثر من عشر سنوات كمرحلة انتقالية.

وتتمثل أهم المتطلبات الأساسية لنجاح نظام استهداف التضخم في استقلالية البنك المركزي، ووجود نظام مالي آمن ومستقر، بالإضافة إلى وجود هدف وحيد للبنك المركزي وملاءة مالية قوية. أضف إلى ذلك، الشفافية ووجود إجراءات للمساءلة والمحاسبة، كذلك توافر نماذج حديثة للتنبؤ بالتضخم. وأخيراً، وجود علاقة مستقرة بين أدوات السياسة النقدية من ناحية والمتغيرات المستهدفة من ناحية أخرى.

ويهتم البحث الحالي بتقييم أداء السياسة النقدية في كل من مصر وشيلي أثناء تلك المرحلة الانتقالية. ويتم تقييم هذه السياسة من خلال طريقتين تتمثل أولاهما في فحص فعالية السياسة النقدية أثناء تلك المرحلة في تقليل معدلات التضخم وذلك من خلال تقدير نموذج للتضخم في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية ثم استخدام النموذج المقدر في التنبؤ بمعدلات التضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية، ثم مقارنة معدلات التضخم المتنبأ بها مع معدلات التضخم الفعلية خلال هذه المرحلة. وفي

---

<sup>1</sup> تعرف المرساة الإسمية Nominal Anchor بأنها متغير اسمي يلجأ إليه صناع السياسة النقدية لربطه بمستوى الأسعار كهدف بسيط يساعد على تحقيق الهدف النهائي وهو استقرار الأسعار. ويؤدي الالتزام بهذه المرساة من قبل صناع السياسات النقدية إلى التزامهم بسياسة نقدية تحافظ على متغيرات المرساة في نطاق معين لا يمكن تجاوزه. فعلى سبيل المثال تتمثل المرساة الإسمية لنظام استهداف المجاميع النقدية في معدل نمو المعروض النقدي بينما تتمثل المرساة الإسمية لنظام استهداف سعر الصرف في سعر الصرف نفسه.

هذا الإطار فإنه في حالة ارتفاع معدلات التضخم المتنبأ بها عن المعدلات الفعلية للمرحلة الانتقالية فإن ذلك يعنى نجاح السياسة النقدية في تخفيض التضخم والعكس بالعكس صحيح. ويمكن تفسير ذلك بأنه لو لم تقم السلطات النقدية بالتحول نحو استهداف التضخم وكانت قد استمرت في إدارة السياسة النقدية بنفس الطريقة التي اعتادت عليها خلال الفترة التي سبقت المرحلة الانتقالية، لكانت تلك المعدلات المتنبأ بها والمرتفعة للتضخم قد أصبحت هي المعدلات الفعلية له. وفيما يتعلق بالطريقة الثانية، فإننا نقوم بفحص إمكانية وجود تغيير هيكلي في النظام الاقتصادي عند بداية المرحلة الانتقالية وذلك بهدف الحكم على ما إذا كان الإعلان عن التحول نحو استهداف التضخم قد أدى إلى إحداث تغييرات هيكلية في طريقة إدارة السياسة النقدية من عدمه. وقد قمنا باختبار التجربة التشيلية كأحدى أهم التجارب الناجحة في الدول الصاعدة والتي نجحت في إدارة سياستها النقدية في ظل إطار استهداف التضخم حيث استطاعت تخفيض معدل التضخم من معدلات تفوق ٢٠% إلى ما نسبته ٣% بين عامي ١٩٩٠ و ١٩٩٩. ويكتسب تحليل المرحلة الانتقالية أهمية خاصة بالنسبة للدول التي ما زالت تتعسر في عبور المرحلة الانتقالية ومنها مصر. وبصفة خاصة، فإن دراسة أهداف السياسة النقدية في دولة صاعدة كشيلى يساعدنا في فهم الطريقة التي استطاعت بها شيلى تحقيق الأهداف الوسيطة التي ضمنت عملية تحول ناجحة نحو الاستهداف الكامل للتضخم.

وبناءً على ما سبق، تسعى الدراسة الحالية إلى الإجابة على التساؤل التالي: هل نجاح البنكين المركزيين المصري والتشيلي في تحقيق هدف الاستقرار النقدي خلال المرحلة الانتقالية لنظام استهداف التضخم؟. وللإجابة على هذا التساؤل يتم اختبار الفرضيتين التاليتين:

- ١- أدى إعلان البنك المركزي الخاص بالتحول نحو نظام استهداف التضخم إلى التزامه بتحسين أدائه مما انعكس إيجابياً على انخفاض معدل التضخم خلال المرحلة الانتقالية.
- ٢- إن نجاح إطار استهداف التضخم قد لا يقتصر على مجرد توافر عدة متطلبات بقدر اعتماده على أداء الإقتصاد الكلي والتنسيق بين السياسات الكلية المختلفة وبصفة خاصة السياستين النقدية والمالية.

ومن ثم، تهدف الدراسة الحالية بصفة أساسية - إلى معرفة إلى أي مدى استطاع صانعو السياسات الاقتصادية في مصر استخدام أدوات السياسة النقدية لتوفير المتطلبات الأساسية اللازمة لتبني نظام استهداف التضخم. بالإضافة إلى ذلك، فإن البحث يحاول إلقاء الضوء على مدى توافر المتطلبات الأساسية اللازمة لنجاح استهداف التضخم في الحالتين المصرية والتشيلية مع إبراز أهم خصائص هذين الاقتصاديين خلال المرحلة الانتقالية. كما تهدف الدراسة أيضاً إلى تقييم المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم في الحالتين المصرية والتشيلية لمعرفة مدى نجاح السلطات النقدية في البلدين في تحقيق هدف الاستقرار النقدي.

وتتمثل أوجه اختلاف البحث الحالي عن الأبحاث المنشورة بأن معظم الدراسات التطبيقية السابقة تركز على تقييم نظام استهداف التضخم بعد التحول الكامل مع إغفال تقييم أداء السياسة النقدية خلال المرحلة الانتقالية وهو ما تركز عليه الدراسة الحالية. وفيما يتعلق بالدراسات التي تناولت تقييم المرحلة الانتقالية في الحالة المصرية، فقد اتبعت المنهج التحليلي فقط بينما تقوم الدراسة الحالية بتطبيق المنهج التحليلي والقياسي.

ويستعرض البحث الحالي في الجزء الأول مراجعة لأهم الدراسات السابقة التي ركزت على تقييم استهداف التضخم بالإضافة إلى عرض تجربة نيوزيلندا باعتبارها الدولة الأولى التي اتبعت هذا النظام. ويركز الجزء الثاني على تحليل لأهداف وأدوات السياسة النقدية في المرحلة الانتقالية في كل من مصر وشيلى بالإضافة إلى تحليل أثر ذلك التحول على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية. بالإضافة إلى ذلك، يتعرض الجزء الثاني أيضاً إلى مدى استيفاء المتطلبات الخاصة باستهداف التضخم في كل حالة على حدة. أضف إلى ذلك، نقوم في الجزء الثالث بعرض

النماذج القياسية المستخدمة لتقييم استهداف التضخم متبوعاً بالنتائج والخلاصة في الجزئين الرابع والخامس.

## ١- الدراسات السابقة:

توصلت الدراسات التي اهتمت بتقييم استهداف التضخم إلى نتائج متعارضة إلى حد ما حيث أثبتت بعض الدراسات نجاح هذا النظام في تحقيق الاستقرار النقدي بينما أكد البعض الآخر أن نجاح هذا النظام هو موضع شك. وقد اهتمت دراسة (Clifton et al, 2001) بتحليل العلاقة بين التضخم والبطالة في دول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية (Organization for Economic Corporation and Development (OECD). وقد توصلت الدراسة إلى أن هناك علاقة عكسية بين التضخم والبطالة وتحسن هذه العلاقة في ظل تطبيق قاعدة استهداف التضخم بشرط مرور فترة من الزمن تكفي لإثبات مصداقية البنك المركزي. وفي إطار إثبات جدوى أو عدم جدوى استهداف التضخم قام (Ball & Sheridan, 2004) باستخدام عينة من ٢٠ دولة من دول نفس مجموعة (OECD). وتتكون عينة الدراسة من دول تتبع استهداف التضخم بالإضافة إلى دول تتبع نظم نقدية أخرى. وقد أكدت الدراسة على أن معدلات التضخم قد انخفضت في كل دول العينة دون استثناء مما يعني أن نظام استهداف التضخم ليس له علاقة باستقرار معدلات التضخم في تلك الدول. ونتيجة لما سبق، فقد قامت دراسة (Goncalves & Salles, 2008) باختبار صحة نتائج دراسة (Ball & Sheridan, 2004) عند تطبيقها في حالة البلدان النامية خلال الفترة من ١٩٨٠ حتى ٢٠٠٥، وذلك باستخدام بيانات عينة مكونة من 36 دولة منها ١٣ دولة فقط تستهدف التضخم. وقد تبين من الدراسة أن الدول التي تستهدف التضخم قد حققت انخفاضاً كبيراً في معدلات التضخم، فضلاً عن تخفيض التقلبات في معدلات النمو الاقتصادي.

وقد قامت دراسة (Corbo et al, 2001) بمقارنة الاستقرار النقدي في مجموعتين من الدول تقوم إحداهما باستهداف التضخم، في حين تقوم المجموعة الأخرى باستهداف نظم أخرى لسياساتها النقدية. وقد توصلت الدراسة إلى أن الدول التي استهدفت التضخم قد استطاعت تحقيق معدلات أقل للتضخم. وهو ما أكدته دراسة (Johanson, 2002) والتي اهتمت بمقارنة خمس دول طبقت سياسة استهداف التضخم مع ست دول لم تطبق تلك السياسة. وعلى الرغم من أن كلا المجموعتين تنتمي إلى الدول الصناعية فقد وُجد أن الفترة التي تلت إعلان استهداف التضخم في دول الاستهداف قد ارتبطت بانخفاض كبير في معدلات التضخم المتوقعة، الأمر الذي دفع (Von Hagen & Neumann, 2002) إلى إجراء تحليل إحصائي لفترات مختلفة لدول استهدفت التضخم ودول لم تستهدفه. وقد تبين أن استهداف التضخم قد أدى إلى انخفاض كل من تقلبات التضخم والنتائج وأسعار الفائدة في دول الاستهداف، بالإضافة إلى خفضه لمستوي التضخم المتوقع وزيادة قدرة هذه الدول على التنبؤ بمعدلاته في المستقبل.

وقد قامت دراسة (Pétursson, 2005) بفحص أثر استهداف التضخم على الأداء الاقتصادي لإحدى وعشرين دولة تتنوع من حيث الحجم والهيكل الاقتصادي ما بين دول ناشئة صغيرة أو متوسطة الحجم ودول صناعية كبيرة نسبياً باستخدام نماذج الانحدار الذاتي (vector Autoregressive (VAR). وقد توصلت الدراسة إلى نجاح استهداف التضخم في تحسين مصداقية البنوك المركزية للبلدان محل الاهتمام وتغيير طريقة إدارة السياسة النقدية. أضف إلى ذلك، أن استهداف التضخم قد لعب دوراً هاماً في خفض التضخم في بلدان الاستهداف، بالإضافة إلى خفض التوقعات التضخمية وربطها بالمعدل المنخفض الذي تم تحقيقه وجعل توقعات التضخم أكثر دقة عن ذي قبل.

وقد اهتمت دراسة (Berumenta & Yukselb, 2006) بتحليل أثر استهداف التضخم على نمط التضخم وتقلباته لخمس دول متقدمة وأربع دول أخرى ناشئة اعتمدت على استهداف التضخم لصياغة سياساتها النقدية، مستخدمة في ذلك نموذج Generalised Autoregressive

Conditional Heteroscedasticity (GARCH) كمقياس لتقلبات التضخم في الدول محل الدراسة. وقد توصلت هذه الدراسة إلى نتيجة مفادها عدم انخفاض توقعات التضخم إلا في حالة بعض من تلك الدول كأستراليا وشيلي والسويد. أضف إلى ذلك، أن التباين المشروط - وهو مقياس لعدم التأكد - قد انخفض في حالة كل من شيلي والمملكة المتحدة فقط، الأمر الذي أكد علي أن تأثير نظام استهداف التضخم على معدل التضخم والتقلبات التي تحدث فيه محدودة. وعلى جانب آخر، فإن دراسة (Aizenman et al, 2011)) قد اهتمت بتحليل دور استهداف التضخم في اقتصادات الدول النامية - مع التركيز بصفة خاصة على دور سعر الصرف الحقيقي - وذلك من خلال نموذج بسيط، تقدر معالمته من بيانات مقطع عرضي لعدد 17 دولة. وتتنوع السياسة النقدية لدول العينة حيث تقوم بعض الدول باستهداف التضخم في حين يتبع البعض الآخر نظم نقدية بديلة. وقد توصلت الدراسة إلى أن أسعار الفائدة في الدول التي أعلنت أنها ستتبع سياسة استهداف التضخم تستجيب بشكل كبير وبصوره أكثر استقراراً للتغيرات في معدل التضخم. بالإضافة إلى ما سبق، توصلت هذه الدراسة أيضاً إلى أن تلك الدول التي استهدفت التضخم كانت تتبع استراتيجية استهداف تضخم مختلطة. وتعني الاستراتيجيات المختلطة للتضخم أن البنوك المركزية في هذه الدول تستهدف كل من معدلات التضخم وأسعار الصرف الحقيقية.

#### تجربة نيوزيلندا :

تعتبر نيوزيلندا هي أولى الدول التي تبنت نظام استهداف التضخم ونجحت فيه بجدارة، حيث تمكنت من تخفيض معدل التضخم من 17% عام 1985 إلى ما يقرب من 5% عام 1989. ومع حلول عام 1990، تم زيادة درجة استقلالية البنك المركزي بها ليصبح من أكثر البنوك استقلالية طبقاً لاتفاق تم بين البرلمان والبنك المركزي، والذي بموجب التزم الأخير بتبني هدف وحيد للسياسة النقدية يتمثل في استقرار الأسعار. أضف إلى ذلك، أن هذا الاتفاق كان بمثابة تعاقد بين كل من وزير المالية ومحافظ البنك المركزي للإعلان عن معدل مستهدف للتضخم يتم وضعه حيز التنفيذ وتقييم أداء السياسة النقدية وفقاً له، كما حدد الاتفاق الأفق الزمني لتحقيقه. وقد بدأ البنك المركزي النيوزيلندي باستهداف معدل تضخم سنوي يتراوح بين 3-5% منذ نهاية عام 1990، مع تخفيض تدريجي ليصل إلى مدى يتراوح بين صفر و 2% بحلول عام 1992. لكن ترتب على هذا الانخفاض الكبير في معدلات التضخم دخول الاقتصاد النيوزيلندي في كساد عميق وبطالة مرتفعة مع نهاية عام 1992. لكن من ناحية أخرى، أخذ معدل النمو اتجاهاً تصاعدياً فاق 5% بحلول عام 1996، الأمر الذي أدى إلى انخفاض معدلات البطالة (13-11, 2000, Mishkin).

وبالرغم من الصرامة التي تميز بها نظام استهداف التضخم في نيوزيلندا، من خلال تحديده لسنة واحدة كأفق زمني لتحقيق المعدل المستهدف، بالإضافة إلى ضيق المدى المستهدف بين صفر و 2%، وإجراءات المحاسبة القوية في حالة تجاوز المعدل المحقق للمعدل المستهدف ولو بنسبة ضئيلة، إلا أنه كانت هناك مرونة في تطبيق سياسة الاستهداف (15-13, 2000, Mishkin). وباختبار مدى فاعلية سياسة استهداف التضخم في نيوزيلندا في مواجهة الصدمات الداخلية والخارجية، فقد تأثر الإقتصاد النيوزيلندي بأزمة النمور الآسيوية في عام 1997 مما أدى إلى انخفاض كبير في قيمة العملة، الأمر الذي دفع البنك المركزي إلى رفع أسعار الفائدة إلى أكثر من 2% مما ترتب عليه اختلال شروط التبادل التجاري، ومن ثم انخفاض الطلب الكلي ووقوع الاقتصاد النيوزيلندي في أزمة كساد بحلول عام 1999 (العزيز، 2005، 106).

ولتقييم مدى نجاح استهداف التضخم بنيوزيلندا بعد مرور ما يزيد عن عقدين من الزمن على بداية النظام، فقد شهدت نيوزيلندا ارتفاع معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي من 0.2% عام 1990 إلى ما يقرب من 2.5% بحلول نهاية عام 2013. أضف إلى ذلك، أن أسعار الفائدة الحقيقية قد انخفضت من حوالي 11.7% عام 1990 إلى 2.5% في عام 2013. وبالنظر إلى المؤشر الأكثر تأثيراً، نجد أن معدل التضخم لم يتغير كثيراً حيث زاد بما يقرب من 0.4% منذ بداية الاستهداف،

الأمر الذي يدل على فاعلية تلك القاعدة في السيطرة على التضخم والحد من تقلبات الناتج وتحقيق هدف الاستقرار النقدي.

## ٢- السياسة النقدية خلال المرحلة الانتقالية في شيلي ومصر:

يهتم هذا الجزء بعرض تطورات السياسة النقدية في كل من الحالتين محل الدراسة من خلال توضيح أهم الأدوات والأهداف الخاصة بتلك السياسة ومدى تأثيرها على أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية خلال المرحلة الانتقالية. بالإضافة إلى ذلك، يتم توضيح أهم المتطلبات اللازمة للتحوّل نحو استهداف التضخم ومدى استيفاؤها في كل من مصر وشيلي.

### ٢-١ التجربة التشيلية:

#### ٢-١-١ السياسة النقدية التشيلية خلال المرحلة الانتقالية: الأهداف - الأدوات - الأثر على المتغيرات الاقتصادية الكلية:

أعلن البنك المركزي التشيلي عن عزمه تبني نظام استهداف التضخم رسمياً في بداية عام ١٩٩١. ومن ثم فإن المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم في شيلي قد بدأت من ذلك العام وانتهت بنهاية ١٩٩٩ حيث تم الإعلان عن التحوّل الكامل لنظام استهداف التضخم بعد استيفاء الشروط الضرورية اللازمة له. وخلال تلك المرحلة، كان البنك المركزي التشيلي يقوم - في شهر سبتمبر من كل عام - بالإعلان المسبق عن معدل التضخم السنوي المستهدف في العام المقبل. ويعني ذلك أنه خلال تلك المرحلة، كان الهدف النهائي هو نفسه الهدف الوسيط والمتمثل في السيطرة على التضخم وتخفيضه (Valdés, 2007). وعلى الجانب الأخر، فقد اهتمت السلطات النقدية التشيلية أيضاً بتبني هدفاً إضافياً وهو رفع معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي كإجراء لتخفيض فجوة الناتج. ويرجع السبب وراء اختيار هذا الهدف إلى النمو الذي حدث في كل من المجاميع النقدية، والنشاط الاقتصادي والطلب الكلي في الفترة (١٩٩٠ - ١٩٩٥)، مما أدى إلى زيادة الضغوط التضخمية. فعلى سبيل المثال، نجد أن زيادة الطلب الكلي في تلك الفترة قد فاقت مستوى الناتج المستهدف مما أدى إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار. وقد سعت السلطات النقدية إلى مواجهة فجوة الناتج من خلال استهداف الناتج الإسمي كهدف وسيط بجانب الهدف النهائي، وذلك من خلال رفع أسعار الفائدة مما أدى إلى خفض معدل نمو الإنفاق بمعدل أكبر من انخفاض معدل نمو الناتج (Cabrera and Lagos, 2000).

وفيما يتعلق بالأدوات التي استخدمها البنك المركزي التشيلي خلال تلك الفترة فقد اشتملت على أسعار الفائدة الحقيقية والتي استخدمها بداية من منتصف الثمانينيات وحتى إبريل ١٩٩٥. أضف إلى ذلك، أن السلطات النقدية كانت تقوم بمراجعة وتقييم تلك الأداة كل ثلاثة أشهر. ويرجع السبب وراء هذا الاختيار إلى أن استخدام سعر الفائدة الإسمي قد يعطي إشارات مضللة للجماهير عن اتجاه السياسة النقدية. فقد يزداد سعر الفائدة الإسمي بنسبة أقل من الزيادة في معدل التضخم مما يعني أن سعر الفائدة الحقيقي قد انخفض وأن البنك يستهدف سياسة توسعية في حين أن الاعتماد على سعر الفائدة الإسمي فقط في تلك الحالة يعطي إشارات خاطئة بأن السياسة النقدية لها توجه انكماشية. وفيما يتعلق باستخدام المجاميع النقدية كأداة من أدوات السياسة النقدية فلم تكن ذات جدوى نظراً لتأثر استقرار دالة الطلب على النقود بالتغيرات التي تحدث في أسعار الفائدة الإسمية. وفي مايو من عام ١٩٩٥، تم تغيير أدوات السياسة النقدية ليصبح سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لمدة ليلة واحدة overnight interbank interest rate هو الأداة الرئيسية للسياسة النقدية التشيلية. ويرجع السبب وراء هذا التغيير إلى إعطاء أليات السوق دوراً أكثر أهمية في تحديد أسعار الفائدة طويلة الأجل بالإضافة إلى تشجيع البنوك على الاقتراض فيما بينهم وعدم اللجوء للبنك المركزي إلا في حالات الضرورة القصوى.

ومن الجدير بالذكر أن البنك المركزي التشيلي قد قام بنفس الإجراءات التي اتبعتها البنوك المركزية بالدول الصناعية التي تحولت نحو نظام استهداف التضخم، وذلك بالعمل على التخفيض التدريجي لمعدلات التضخم المرتفعة للغاية. وقد نجح البنك المركزي التشيلي في مسعاه حيث تم تخفيض معدلات التضخم من معدل يتجاوز ٢٠% في بداية الفترة الانتقالية إلى ما نسبته ٣.٥% في نهاية عقد التسعينيات أي قبل التحول الفعلي نحو الاستهداف الكامل للتضخم.

وفيما يتعلق بسعر الصرف في شيلي، فقد اعتمدت السلطات النقدية على استهداف سعر الصرف الزاحف *Crawling Peg exchange rate* منذ منتصف الثمانينيات وحتى سبتمبر ١٩٩٩. ويعني هذا أن يكون هناك نطاقاً معيناً يسمح لسعر الصرف بالتقلب في إطاره كما أن هذا الإطار يتم تعديله من قبل السلطات النقدية طبقاً لما يحدث في بعض المتغيرات الهامة كمعدل التضخم، ووضع ميزان المدفوعات. وقد بلغ سعر الصرف السائد في السوق معدلاً يقع في منتصف هذا النطاق وهو ما يعكس حجم الضغوط التي تعرض لها، وذلك في بداية النصف الثاني من عام ١٩٩٩. وبناءً على ذلك، فقد قامت السلطات النقدية بإجراء العديد من التغييرات الهامة في السياسة الاقتصادية الكلية وعلى رأسها التحول التام نحو استهداف التضخم في سبتمبر ١٩٩٩. أضف إلى ذلك، أنه تم التحول نحو تعويم سعر الصرف وذلك بالسماح له بأن يتحدد طبقاً لقوى العرض والطلب بهدف تعزيز نظام استهداف التضخم. بالإضافة إلى ذلك، فقد تم تغيير أدوات السياسة النقدية بتبني متغيرات اسمية حيث تحول البنك المركزي الشيلي من الاعتماد على سعر الفائدة الحقيقي إلى السعر الفائدة الاسمي. وقد ترتب على تلك الإجراءات انخفاض معدلات التضخم إلى مستويات متدنية بالإضافة إلى تحسن في استجابة السلطات النقدية لصدمات التضخم.

وفيما يتعلق بالأداء الاقتصادي ككل فإن تحليل المؤشرات الكلية وبصفة خاصة الناتج ومعدل التضخم بالإضافة إلى التقلبات فيهما يشير إلى تحسن الأوضاع. فبالنسبة للتغيرات التي حدثت في الناتج الكلي، تشير الإحصاءات الوصفية إلى انخفاض حجم التقلبات في الناتج الكلي - المقاس ربع سنوياً - بالمقارنة بالفترة التي سبقت المرحلة الانتقالية. فعلى سبيل المثال بلغ الانحراف المعياري للناتج - وهو مقياس للتقلبات وعدم التأكد - ما يقرب من ١% وهو ما يعادل ثلثي ما كان عليه في نهاية عقد الثمانينيات. ومن الجدير بالذكر أن نجاح البنك المركزي التشيلي في إدارة نظام استهداف التضخم قد صاحبه مجموعة من السياسات الداعمة أهمها عدم وجود عجز كبير بالموازنة العامة للدولة بالإضافة إلى توافر الرقابة الفعالة والإشراف على القطاع المالي (Mishkin,2004; Davis, 2005).

## ٢-١-٢ متطلبات استهداف التضخم ومدى توافرها في شيلي:

بصفة عامة، يتطلب نجاح السياسة النقدية في التحول نحو نظام استهداف التضخم توفر مجموعة من الشروط أو المتطلبات تتمثل أهمها في: استقلالية البنك المركزي، ووجود إجراءات حاسمة لمحاسبة المسؤولين عن صناعة السياسة النقدية، ووجود نظام مالي آمن ومستقر. أضف إلى ذلك، أهمية وجود هدف وحيد للسياسة النقدية، وملاءمة مالية قوية، بالإضافة إلى استقرار معدلات التضخم وإمكانية التنبؤ بها بدقة، فضلاً عن استقرار العلاقة بين أدوات السياسة النقدية والمتغيرات المستهدفة (Ahmed, 2011).

وفيما يتعلق باستيفاء المتطلبات الضرورية اللازمة للتحول لنظام استهداف التضخم، فقد قام البنك المركزي الشيلي بتنفيذ استهداف التضخم في ظل توافر إطار مؤسسي مناسب تماماً كما هو موضح فيما يلي:

١- فيما يتعلق باستقلالية البنك المركزي، فإن القانون الدستوري في شيلي قد منح البنك المركزي درجة كبيرة من الاستقلالية، سواء من حيث اختيار الأهداف أو الأدوات. وقد أدى ذلك إلى

- المنع التام لأي شكل من أشكال تمويل العجز الحكومي بالإضافة إلى حرية البنك في اختيار الأسلوب الملائم لتسوية المعاملات الخارجية (Valdés, 2007).
- ٢- فيما يتصل بالملاءة المالية للحكومة التشيلية، فنجد أن البنك المركزي التشيلي لم يعد متحملاً لأي شكل من أشكال الهيمنة المالية. وبناءً على ذلك، فقد اتجهت الحكومة التشيلية إلى تبني أساليب ملائمة لتمويل عمليات التنمية بها. فنتيجة الإصلاح الضريبي الذي تم عام ١٩٩٠ بالإضافة إلى تأميم مناجم النحاس الكبيرة المجمعة، تحسنت الحسابات الحكومية إلى حد كبير. أضف إلى ذلك، أن زيادة الناتج المحلي الإجمالي بنسبة ٣% قد سمحت للحكومة بزيادة الإنفاق العام، وبصفة خاصة الإنفاق الاجتماعي. بالإضافة لما سبق، فقد انخفضت نسبة الدين العام إلي الناتج المحلي الإجمالي من ٣٩% في عام ١٩٩١ إلى ٥% في عام ٢٠٠٦ (Valdés, 2007; Davis, 2005). وقد نجحت الحكومة التشيلية أيضاً في تحقيق فائض في الموازنة العامة بلغ في المتوسط ما يقل قليلاً عن ١% من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة من عام ١٩٩٠ وحتى عام ٢٠٠٢. وبناءً على ما تقدم، فلم تعد قضية الهيمنة المالية معوقاً لتنفيذ السياسة النقدية في تشيلي.
- ٣- فيما يخص المتطلب المتعلق بضرورة تطور النظام المالي، فقد اتجهت الحكومة التشيلية إلى تطوير النظام المالي وذلك من خلال تطوير المؤسسات المالية والنقدية وتعزيز ممارسات الإشراف والمتابعة من خلال إلزام البنك المركزي بنشر تقارير دورية تتعلق بسير السياسة النقدية وأدائها وذلك بعد حدوث الأزمة المصرفية الكبيرة في عام ١٩٨٢. وقد ترتب على هذه الإصلاحات تمكين البنوك العاملة - في ظل هذه البيئة - من خفض نسب القروض المتعسرة. وقد أدت تلك الإصلاحات إلى نجاح الاقتصاد التشيلي في التغلب على الأزمات والصعوبات المالية التي واجهت دول أمريكا اللاتينية خلال فترة المرحلة الانتقالية (Valdés, 2007; Mishkin, 2004).
- ٤- أما بالنسبة لوجود هدف وحيد للسياسة النقدية، فإن البنك المركزي التشيلي قد اعتبر التضخم هو الهدف الأساسي الذي ينبغي تحقيقه بعد إعلانه عن استهدافه للتضخم كإطار نقدي جديد في مطلع التسعينيات من القرن الماضي. وعلى الرغم من ذلك، فإن ذلك لا يعني التخلي التام عن تحقيق باقي أهداف السياسة النقدية، فحتى عام ١٩٩٩، كان البنك المركزي التشيلي يركز على هدف سعر الصرف الزاحف بجانب الهدف الأساسي وخاصة وأنه لم يكن هناك تعارض في تحقيق كلا الهدفين. وبناءً على التجربة التشيلية، فإن نجاح استهداف التضخم في اقتصادات الأسواق الناشئة وتحقيق المستوى المرغوب لمعدلات التضخم يتطلب الاعتراف بأن دعم استقلال البنك المركزي يعد إجراءً أساسياً لتحقيق استقرار الأسعار وأنه يمكن الأخذ في الاعتبار بعض الأهداف الأخرى مثل تقليل تقلبات الناتج وذلك في حالة عدم تعارضها مع الهدف النهائي. (Mishkin, 2000; Mishkin, 2004)

## ٢-٢ التجربة المصرية:

2-2-1 السياسة النقدية المصرية خلال المرحلة الانتقالية: الأهداف - الأدوات - الأثر على المتغيرات الاقتصادية الكلية:

### 2-2-1-1 السياسة النقدية خلال الفترة (٢٠٠٣ - ٢٠١٠):

على الرغم من أن البنك المركزي المصري قد أعلن عن نيته للتحويل نحو نظام استهداف التضخم في يونيو ٢٠٠٥، إلا أنه من المناسب تحليل المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم بدءاً من عام ٢٠٠٣. ويرجع السبب وراء ذلك، إلى أن عام ٢٠٠٣ قد شهد حدوث تغييرات عدة في كل من سياسات سعر الصرف وتوجهات السياسة النقدية.

فوفقاً لأحكام قانون البنك المركزي والجهاز المصرفي والنقد الصادر بالقانون رقم ٨٨ لسنة ٢٠٠٣، أصبح الهدف الأساسي للسياسة النقدية هو العمل على تحقيق الاستقرار في الأسعار.

وتطبيقاً لأحكام هذا القانون، بدأ البنك المركزي المصري في تنفيذ العديد من الخطوات المؤسسية والتنفيذية للمساعدة في صياغة وتنفيذ وتقييم السياسة النقدية بهدف التمهيد للتطبيق الرسمي لسياسة استهداف التضخم في الأجل المتوسط (فودة، ٢٠٠٨؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١٣). وقد كانت أولى هذه الخطوات هي تخفيض قيمة الجنيه المصري في يناير ٢٠٠٣، الأمر الذي ترتب عليه ازدياد معدل التضخم السنوي من ٢.٧% إلى ١١.٢% بين عامين ٢٠٠٢ و ٢٠٠٤ على التوالي. ويمكن تفسير تلك الزيادة بارتفاع أسعار مواد الطاقة فضلاً عن الأثر التدريجي للتخفيضات المتوالية في قيمة الجنيه على الأسعار (Pass-through effect). بالإضافة إلى ذلك، فقد شهدت تلك الفترة سيادة سياسة نقدية توسعية، حيث ارتفع معدل نمو السيولة المحلية من ٥.٣٦% في الربع الأول من عام ٢٠٠٠ إلى ٢١.١% في الربع الرابع من عام ٢٠٠٣، مع العلم بأن هذا النمو في حجم المعروض النقدي لم يصاحبه زيادة مماثلة في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (Ahmed, 2011).

ولتلافي تلك الآثار التضخمية، فقد قام البنك المركزي المصري بإنشاء سوق سعر الصرف بين البنوك في ديسمبر ٢٠٠٤. وقد أدى ذلك إلى ارتفاع قيمة الجنيه المصري ومن ثم اتجاه معدل التضخم- المحسوب طبقاً للرقم القياسي لأسعار المستهلكين - إلى الانخفاض حتى منتصف عام ٢٠٠٦. بالإضافة إلى ذلك، فقد قام البنك بتشكيل لجنة السياسة النقدية، والتي تختص بإدارة السياسة النقدية حيث تجتمع بشكل دور يكل سنة أسابيع وتقوم بنشر بيان خاص بما تم اتخاذه من قرارات أو إجراءات تتعلق بالسياسة النقدية خلال الاجتماع.

ويعتبر هذا البيان أداة مهمة للتواصل مع الجمهور عند تعرض الاقتصاد لصددمات غير متوقعة كما هو الحال في معظم البنوك المركزية التي تستهدف التضخم. أضف إلى ذلك، أنه قد تمت إعادة هيكلة وتفعيل دور السياسة النقدية لتنفيذاً لإطار الجديدي الخاص بها وإعداد الدراسات الاقتصادية الفنية والتحليلية فضلاً عن صياغة النماذج المتطورة للتنبؤ بالتضخم لعرضها على لجنة السياسة النقدية مما يمكن الأخيرة من انتهاز سياسة نقدية استباقية. وفيما يخص الهدف التشغيلي، فقد قام البنك بتبني سعر الفائدة على الإقراض أو العائد على المعاملات بين البنوك لليلة واحدة كهدف تشغيلي بدلاً من مستوى الاحتياطيات الإضافية، وذلك بدءاً من يونيو ٢٠٠٥. وطبقاً لذلك، فقد قام البنك المركزي بإنشاء إطار تشغيلي جديد لأسعار الفائدة وهو نظام الممر (Corridor system) ويمثل سعر عائد الإقراض لليلة واحدة من البنك المركزي حده الأقصى وسعر عائد الإيداع لليلة واحدة حده الأدنى، وتتولى لجنة السياسة النقدية مسؤولية تحديد كلا المستويين. وقد نجح هذا النظام في التغلب على تقلبات أسعار العائد بين البنوك لليلة واحدة بعدما كانت تتراوح ما بين ٦- ١٤% قبل الإعلان عن هذا الإطار الجديد (Ahmed, 2011؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١٣).

أما فيما يتعلق بأدوات السياسة النقدية خلال الفترة المشار إليها، فقد قام البنك المركزي المصري بتنفيذ سياسة نقدية استباقية من خلال تفعيل استخدام الأدوات التشغيلية لامتناس أوضخ السيولة في السوق بجدول زمن يواضح يتسم بالشفافية، وإضافة أدوات جديدة لإدارة السياسة النقدية منفصلة عن أدوات الدين المحلي لكي يكون الفصل واضحاً وجلياً بين السياسة النقدية والسياسة المالية مما يدعم استقلالية السياسة النقدية. وتتمثل تلك الأدوات المستحدثة في إصدار أدوات تشغيلية جديدة مثل صكوك البنك المركزي المصري، وكذلك إصدار شهادات إيداع ذات آجال حدها الأقص سنة تحت مسم شهادات إيداع البنك المركزي المصري، بالإضافة إلى استحداث أدوات جديدة لمواجهة أية متغيرات قد تنتج عن صدمات غير متوقعة (البنك المركزي المصري، ٢٠١٣). وعلى الجانب الآخر، فإنه فيما يتصل بجودة ودقة الإحصاءات الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية الكلية وعلى رأسها معدل التضخم والناتج المحلي الإجمالي، فقد قام البنك في يونيه ٢٠٠٥ بتشكيل مجموعة عمل مشتركة بين كل منقطاع السياسة النقدية والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء لتحسين جودة ودقة الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وذلك في إطار معونة فنية متكاملة من صندوق النقد الدولي.

وقد شهدت تلك الفترة أيضا حدوث العديد من الصدمات الداخلية والخارجية. تمثل النوع الأول في حدوث صدمات داخلية في شكل انخفاض قيمة دعم المنتجات البترولية وأثار أنفلونزا الطيور، أما الصدمات الخارجية فأهمها ارتفاع الأسعار العالمية للمواد الغذائية، بالإضافة إلى ارتفاع أسعار المواد البترولية في عام ٢٠٠٨. وقد أدت تلك الصدمات إلى ارتفاع معدل التضخم ليصل إلى ٢٢% في الربع الثالث من عام ٢٠٠٨. ومن ناحية أخرى، فإن تسارع معدل النمو الاقتصادي وخاصة في بعض القطاعات كالصناعة التحويلية والتشييد والبناء قد أدى إلى ربط التوقعات التضخمية عند مستويات عالية مما دفع البنك المركزي المصري إلى تنفيذ المرحلة الثانية من برنامج تطوير الجهاز المصرفي والتي بدأت منذ عام ٢٠٠٨. وقد تمثل هذا البرنامج في إنشاء نظام متطور لتطوير تبادل البيانات والمعلومات بين كlemnال بنك المركزي المصري وجميع البنوك العاملة بالقطاع المصرفي المصري، وكذلك إنشاء منحني العائد (Yield Curve) على أسعار أذون الخزانة. وبذلك، أصبح هنا كمرجع لحساب أسعار العائد على جميع أذون الخزانة المتواجدة في السوق المصري مما أدى إلى رفع كفاءة السوق المحلي وخاصة قدرة المتداولين في السوق على تسعير أذون الخزانة ومن ثم زيادة السيولة والتداول بالسوق الثانوي، الأمر الذي جعل معدل التضخم ينخفض بداية من عام ٢٠٠٩ خاصة في ظل انخفاض الأسعار العالمية (Ahmed, 2011)؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١٣).

## 2-1-2-2 السياسة النقدية بعد ثورة الخامس والعشرين من يناير:

وقد تعرض الاقتصاد المصري بعد ثورة الخامس والعشرين من يناير عام ٢٠١١ إلى صدمة داخلية كان لها أثراً بالغاً على السياسة النقدية من خلال مسارين اثنين. يتمثل المسار الأول في الأثر على جانب الاستقرار المالي، حيث أدت الثورة إلى حدوث حالة من التراجع العام انعكست على العديد من مؤشرات الأداء الاقتصادي. فوفقاً للتقرير السنوي للبنك المركزي ٢٠١٥/٢٠١٦؛ شهدت معدلات النمو الاقتصادي الحقيقية تراجعاً ملحوظاً، حيث انخفضت من ٥.١% في العام المالي ٢٠٠٩/٢٠١٠ إلى نحو ٢% في المتوسط خلال عامي ٢٠١١، و٢٠١٢. وقد استمر أداء النشاط الاقتصادي سلباً متأثراً بالأحداث السياسية والاجتماعية التي شهدتها الدولة على مدار السنوات السابقة، حيث استقر معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي بتكلفة عوامل الإنتاج بنهاية العام المالي ٢٠١٦/1520 عند مستوى منخفض بلغ ٢.٣%، بينما ارتفع معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي بسعر السوق بمقدار ٠.٢% ليصبح ٤.٥% (البنك المركزي المصري، ٢٠١١)؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١٦). ومن ثم، فقد ظل الأداء الاقتصادي أقل بكثير من الحد الأدنى اللازم لخلق فرص عمل جديدة واستيعاب الداخلين الجدد إلى سوق العمل، مما ترتب عليه ارتفاع معدلات البطالة لتصل إلى ١٣% في نهاية عام ٢٠١٢ مقارنة بنحو ٩% في نهاية ٢٠١١. أما فيما يتعلق بمؤشر البطالة فقد ارتفعت نسبتها من ١٠% خلال عام ٢٠٠٥/٢٠٠٦ إلى ١١.٨% في نهاية يونيو ٢٠١١ مما أدى إلى زيادة عدد المتعطلين بما يزيد عن ٨٠٠ ألف عاطل، وجاء ذلك نتيجة لما ترتب عن أحداث الثورة من تعطل للعديد من المصانع والشركات، خاصة بعدما اتجه رأس المال الأجنبي إلى الخروج من مصر. وبحلول العام المالي ٢٠١٤/1320 لم تتحسن مؤشرات سوق العمل بشكل كبير على الرغم من التحسن الذي حدث في أداء النشاط الاقتصادي خلال ذلك العام بسبب الأنشطة القومية التي قامت بها الدولة لتحريك عجلة النشاط الاقتصادي. فقد انخفض عدد المتعطلين بمقدار

<sup>٤</sup> يوضح منحني العائد العلاقة بين عائد الأوراق المالية والأجل المحددة لاستحقاقها، حيث بتغير شكل منحني العائد يومياً بتغير العائد على الأوراق المالية، وذلك بسبب التذبذب في معدلات فائدة السوق. وعليه، فإنه يمكن القول أن منحني العائد يستخدم بشكل أساسي في اختيار فترات استحقاق الأصول المالية التي سيتم شرائها (البنك المركزي المصري، ٢٠١٣)

٣٧ ألف متعطل بمعدل ١% مقارنة ببداية العام، لينخفض بذلك معدل البطالة في مصر إلى نحو ١٣.٣%. لكن مع ذلك لازال هذا المعدل مرتفعاً إذا ما قورن بنظيره والبالغ ٩% عام ٢٠١٠ و١١.٨% في عام ٢٠١١ ، وذلك بسبب المخاوف التي كانت لا تزال مسيطرة على أصحاب الأعمال وحركة رؤوس الأموال ( البنك المركزي المصري، ٢٠٠٦؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١١).

وقد أدت موجة الاضطرابات السياسية والأمنية التي اجتاحت العديد من البلدان العربية إلى عودة نسبة كبيرة من العاملين بالخارج إلى مصر. وقد أدى ذلك الوضع إلى انخفاض حاد في الإيرادات الحكومية بالتزامن مع زيادة النفقات العامة، حيث اضطرت الحكومة لتوفير مرتبات الموظفين حتى في حالات توقف العمل، بالإضافة إلى الحاجة لاستيراد السلع الأساسية بالعملة الأجنبية، وهو ما ترتب عليه زيادة حدة الإقراض الحكومي من البنوك لتغطية عجز الموازنة العامة للدولة (الغيثاني ورخا، ٢٠١٣؛ سليمان، ٢٠١٤).

ويتمثل المسار الثاني في الأثر الذي أحدثته الثورة على ميزان المدفوعات. فتراجع الدخل من قطاع السياحة بنحو ٣٠% سنوياً، بالإضافة إلى أن انحسار الاستثمارات الأجنبية المباشرة كلياً خلال العامين ٢٠١١ و٢٠١٢ قد أدى إلى ارتفاع قيمة العجز في ميزان المدفوعات بمقدار ٨ مليار دولار خلال الفترة من يوليو ٢٠١٢ وحتى ديسمبر من نفس العام. وترتب على ذلك، انخفاض صافي الاحتياطيات الدولية للبنك المركزي من (٣٦) إلى (١٥) مليار دولار في الفترة من يناير ٢٠١١ وحتى ديسمبر ٢٠١٢، وبصفة خاصة بعد اضطراب الأخير لاستخدام تلك الاحتياطيات لدعم قيمة الجنيه. وعلى الرغم من ذلك، فقد اضطرت البنك إلى التوقف عن دعم الجنيه مما ترتب عليه انخفاض قيمة الجنيه مرة أخرى بمعدل ١٥% حتى وصل وصل السعر الرسمي للدولار إلى ٧ جنيهات في إبريل ٢٠١٣، وهو ما ساهم في ظهور ما يسمى بالسوق الموازية للصرف الأجنبي (الغيثاني ورخا، ٢٠١٣؛ سليمان، ٢٠١٤).

وقد دفعت تلك الظروف البنك المركزي إلى إجراء تغييرات في كل من اتجاهات وأدوات السياسة النقدية بغرض تحقيق أهدافه المتمثلة في زيادة السيولة المحلية، والعمل على تحقيق التوازن بين تعزيز النمو، والحد من التضخم، والحفاظ على استقرار سعر الصرف على الرغم من أن زيادة السيولة المحلية قد تعمل على زيادة المخاطر في الأجل المتوسط. وعليه، فقد قامت لجنة السياسة النقدية في نوفمبر ٢٠١٢ بتغيير كل من أسعار الخصم، أسعار الإيداع والإقراض لليلة الواحدة بين البنوك، معدل العائد على عمليات إعادة شراء الأوراق المالية ذات أجل ٧ أيام، كما قامت بتخفيض نسبة الاحتياطي النقدي إلى ١٤% في مارس ٢٠١٢ ثم إلى ١٠% في مايو من نفس العام. أضف إلى ذلك، أن البنك المركزي قد قام باتخاذ عدة إجراءات تضمن إتاحة المزيد من السيولة للجهاز المصرفي لتعويض الانخفاض الحاد بها في ظل ارتفاع الائتمان الموجه إلى الحكومة بعد ثورة يناير، من خلال الإعلان في ديسمبر ٢٠١٢ عن تدشين آلية العطاءات الدولارية بغرض طرح عطاءات دورية لشراء وبيع الدولار للبنوك، وذلك للمحافظة على النقد الأجنبي وترشيد استخداماته، وبصفة خاصة بعد الانخفاض البالغ في مستوى الاحتياطيات الأجنبية، لكن بالنظر إلى الواقع لم تحقق تلك الآلية الهدف المرجو منها، وذلك بسبب اتجاه تجار العملة وكبار المستوردين إلى امتصاص تلك العطاءات بناء على المعلومات المتاحة لديهم عنها ومحاولة الاستفادة من بقاء سعر الدولار مرتفعاً (الغيثاني ورخا، ٢٠١٣؛ سليمان، ٢٠١٤).

ونتيجة للضغوط الشديدة وزيادة الطلب على العملة الأجنبية قام البنك المركزي المصري بتحرير سعر الصرف في نوفمبر ٢٠١٦. وبناء على ذلك، فقد أصبح للبنوك التجارية القدرة على تحديد سعر صرف الجنيه طبقاً لقوى العرض والطلب ليصل المتوسط المرجح لسعر صرف الدولار الأمريكي ما يوازي ١٧.٩٤ جنيهاً مصرياً (البنك المركزي المصري، ٢٠١٦).

## ٢-١-٣ متطلبات استهداف التضخم ومدى توافرها في مصر:

كما سبق الذكر، فإن هناك عدة شروط ينبغي العمل على توافرها قبل التحول الفعلي لنظم استهداف التضخم. وفيما يلي تحليل لأهم هذه المتطلبات:

١- **استقلالية البنك المركزي:** سعي المشرع المصري إلى وضع قيود على سلطة الحكومة في الحصول على القروض من البنك المركزي المصري وذلك لدعم استقلاليته من خلال إصدار القانون رقم (٨٨) لعام ٢٠٠٣ والذي تبعه تشكيل لجنة السياسة النقدية **Monetary Policy Committee (MPC)** في عام ٢٠٠٥. وتختص تلك اللجنة باتخاذ القرارات الإجرائية المتعلقة بسعر الفائدة بصورة منعزلة عن الحكومة مما يعني أن البنك المركزي المصري يتمتع بقدر كبير من الاستقلالية. وعلى الرغم من ذلك، فيتضح من الممارسة الفعلية للبنك المركزي أن هذه الاستقلالية لم تتعد مرحلة الاستقلالية الإجرائية. فقد فشل البنك المركزي المصري في تحقيق الهدف النهائي له وهو الاستقرار النقدي بسبب ضغط الحكومة لتمويل عجز الموازنة العامة بشكل غير رسمي. أضف إلى ذلك، أن الحكومة ما زالت تمثل عضواً أساسياً في لجنة السياسة النقدية. فضلاً عن ذلك، فقد تم إلغاء المادة القانونية التي تمنع إقالة محافظ البنك المركزي قبل انتهاء مدته القانونية بالإضافة إلى عدم وضوح الإجراءات الخاصة بالفصل في أي صراع قد ينشأ بين البنك المركزي والحكومة وهو ما يلقي ظلالاً من الشك حول الاستقلالية الكاملة للبنك (أحمد وأحمد، ٢٠١٥).

٢- **وجود هدف وحيد للسياسة النقدية:** على الرغم من أن القانون رقم (٨٨) لسنة ٢٠٠٣ ينص على اعتبار الاستقرار السعري هو الهدف الأساسي للسياسة النقدية الذي يتقدم على غيره من الأهداف وأن أي أهداف فرعية أخرى يمكن تحقيقها طالما لا يتعارض تحقيقها مع الهدف الأساسي، إلا أن الحكومة لازالت هي المتحكم الرئيسي في السياسة النقدية؛ وذلك بسبب تمثيل الحكومة في مجلس إدارة لجنة السياسة النقدية. ومن ثم فإن وحدة الهدف قد تكون مسألة صورية حيث تتطلب الظروف تقديم هدف آخر على هدف الاستقرار، ومن ثم تُرغم الحكومة البنك المركزي على تحقيق هدف آخر تحقيقاً لمطلب سياسي. وقد حدث هذا الأمر بالفعل عقب ثورة الخامس والعشرين من يناير، حيث أرغمت الحكومة البنك المركزي على السحب الجائر من الاحتياطي النقدي وتوجيهه لغير الوجهة المخصص لها تحقيقاً لمطالب فئوية أو غيرها الأمر الذي تعارض مع هدف الاستقرار النقدي المنشود (توفيق، ٢٠١٤).

٣- **الملاءة المالية للحكومة:** اتخذت الحكومة المصرية بدءاً من عام ٢٠٠٤ خطوات جادة نحو إصلاح الهيكل المالي بهدف زيادة الإيرادات الضريبية وجعلها أكثر عدالة وذلك من خلال إصلاح هيكل الضريبة بالإضافة إلى توسيع وعاء الضريبة وتحسين إجراءات تحصيلها. وعلى الرغم من أن تلك الخطوة تمثل نقطة انطلاق لتحسين الوضع المالي دون الحاجة للاقتراض، إلا أنه ينبغي أن يُصاحب ذلك بإتفاق حكومي رشيد، ومن ثم يتحتم وضع الدين العام للدولة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي في مسار تنازلي عبر الزمن. وقد انخفضت تلك النسبة من ٩٥.١% عام ٢٠٠٦ إلى ٧٢.٥% في عام ٢٠٠٩. لكن بدءاً من عام ٢٠٠٩ أخذت نسبة الدين العام إلى الناتج المحلي الإجمالي اتجاه تصاعدياً حتى وصلت إلى ٨٥.٥% في مارس ٢٠١٤، ثم ازداد ليصل إلى ٩٦.٧% في نهاية يونيو ٢٠١٦. ويتطلب ذلك قيام الحكومة بإعادة النظر بشأن بنود الموازنة العامة وتقسيماتها بالإضافة إلى العمل على زيادة نسبة مشاركة القطاع الخاص في تنفيذ المشروعات العامة (أحمد وأحمد، ٢٠١٥؛ البنك المركزي المصري، ٢٠١٦).

٤- **وجود نظام مالي آمن ومستقر:** يعد هذا المطلب متحقق إلى حد كبير وذلك بسبب الإصلاحات المتسارعة التي اتخذتها الحكومة لدعم القطاع المالي بدءاً من سبتمبر ٢٠٠٤ والتي تضمنت:

- موافقة مجلس إدارة البنك المركزي المصري في ١٥ يوليو ٢٠٠٥ على تفعيل المادة رقم ٢/٣٢ من القانون رقم (٨٨) لسنة ٢٠٠٣ والتي يتقضي بالايقل رأس المال المصدر والمدفوع للبنك عن خمسمائة مليون جنيه مصري والايقل رأس المال المخصص لنشاط فروع البنوك الأجنبية عن خمسين مليون دولار أمريكي، وقد أدى تفعيل هذه المادة إلى غلق عدد من فروع البنوك الأجنبية فضلاً عن إجراء العديد من عمليات الدمج الطوعي والجبريين البنوك مما أدى إلى تقليص عدد البنوك العاملة في مصر من (٥٧) بنكا في ديسمبر ٢٠٠٣ إلى العدد الحالي البالغ (٣٩) بنكا.
- تنظيم عمليات الاندماج بين البنوك.
- القضاء على تعارض المصالح في ملكية البنوك العامة للبنوك المشتركة. لذلك، فقد قامت البنوك العامة ببيع ساهماتها في معظم البنوك المشتركة محققة بذلك أرباح رأسمالية تمت وجبهه التدعي مال قاعدة الرأسمالية للبنوك العامة.
- إعادة هيكلة البنوك التجارية العامة بتنفيذ خطة شاملة محددة التواريخ لتطوير كافة الإدارات والنظم التكنولوجية واستحداث إدارات جديدة خاصة بإدارة المخاطر والنظم التكنولوجية والموارد البشرية.
- معالجة الديون المتعثرة، فقد تمت تقدير إجمالي الديون المتعثرة للقطاع المصرفي بنحو ١٣٠ مليار جنيه في يونيو ٢٠٠٣ يخص البنوك العامة منها نحو ٩٦ مليار جنيه. وقد تم اتباع عدة إجراءات لمعالجة هذه المشكلة تتمثل في التصالح فيما بين البنوك وعملاتها في الجرائم التي لم يبت فيها القضاء حتى تاريخه، وتوجيه البنوك العامة والخاصة لإنشاء وحدات لمتابعة الديون المتعثرة بكل منها. أضف على ذلك، فقد تم إنشاء وإدارة قاعدة بيانات للعملاء المتعثرين بالجهاز المصرفي يتم تحديثها وتحليلها شهريا. وقد نجحت تلك الإدارة في حل ما يزيد عن ٩٠% من مشاكل القروض المتعثرة باستثناء ديون قطاع الأعمال العام.
- وينبغي على الحكومة تدعيم تلك الإصلاحات بدعم مشاركة القطاع الخاص في القطاع المصرفي. بالإضافة إلى ذلك، يجب أن تلتزم الحكومة بدعم الإفصاح والشفافية، كما يستلزم ذلك تطوير سوق السندات مع تقديم منتجات مالية جديدة.

### ٣- نماذج لتقييم مدى نجاح نظام استهداف التضخم:

#### ٣-١ نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك:

يتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average (ARMA) والذي يعرف أحيانا بمنهجية Box-Jenkins في تقدير نموذج التضخم. ويعد هذا النموذج من أكثر النماذج ذات المتغير الواحد Univariate Model شيوعاً في تقدير النماذج الخاصة بالعديد من المتغيرات الاقتصادية وعلى رأسها التضخم (الغنام، 2003). ويجمع هذا النموذج بين نموذجين وهما نموذج الانحدار الذاتي والذي يتم التعبير فيه عن المتغير التابع كدالة في القيم السابقة له كما توضح المعادلة رقم (١)، بينما يتمثل النموذج الآخر في نموذج المتوسط المتحرك كدالة في قيم حد الخطأ السابقة كما هو موضح بالمعادلة رقم (٢). وبالتعبير عن معدل التضخم بالرمز  $\pi_t$ ، فإنه يمكن كتابة كلا النموذجين كما يلي:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} \quad (2)$$

وتشير  $p$  إلى رتبة الإنحدار الذاتي أي عدد فترات الإبطاء أو القيم الماضية التي يتم تضمينها في المعادلة، ففي حالة كون  $p = 1$  يكون لدينا نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR(1) وهكذا. وعلى الجانب الآخر فإن  $q$  هي رتبة المتوسط المتحرك وتعني عدد قيم حدود الخطأ السابقة  $\varepsilon_t$  التي تم استخدامها في النموذج. ودمج المعادلتين (١) و(٢) معا يتم التوصل لنموذج ARMA(p,q) كما يلي:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

وقبل الشروع في تنفيذ كلا النموذجين ينبغي تحليل ديناميكية التضخم أو فحص مدى سكون السلسلة الزمنية عن طريق حساب الارتباط الذاتي بين مشاهدات التضخم. ويفيد تحليل الهيكل الديناميكي لأي متغير في المساعدة على اختيار الصيغة المناسبة للنموذج الذي سيتم تقديره في الخطوة التالية. ومن ثم فإنه من المهم فحص كل من دالة الارتباط الذاتي (AC) وAutocorrelation function ودالة الارتباط الذاتي الجزئية Partial Autocorrelation function (PAC) للمتغير محل الدراسة. ويمكن حساب دالة الارتباط الذاتي عند فترة الإبطاء رقم  $k$  - وفي حالة كون العينة مكونة من عدد من المشاهدات قدره  $N$  - كما يلي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{التغاير عند الفجوة } k}{\text{التباين}} \quad (4)$$

حيث أن:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (\pi_t - \bar{\pi})(\pi_{t-k} - \bar{\pi})}{N - k}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (\pi_t - \bar{\pi})^2}{N - 1}$$

بالإضافة لما سبق، فإنه يمكن التعرف على دالة الارتباط الذاتي من شكل الإلتشار الخاص بفترات الإبطاء المختلفة Correlogram. ومن الجدير بالذكر أن معامل الارتباط الذاتي  $\rho_k$  شأنه شأن أي معامل ارتباط ينبغي أن تتراوح قيمته ما بين  $\pm 1$ . وفي حالة كون السلسلة الزمنية محل الإهتمام مستقرة فإن معاملات الارتباط الذاتي للعينة غالبا ما تتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره صفر ويتباين قدره  $\frac{1}{N}$ . ويعني ذلك إن حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية قدره 5% لعينة كبيرة الحجم يمكن التوصل إليها كما يلي:

$$\pm 1.96 \times 1/\sqrt{N} \quad (5)$$

وبناءً على ذلك، فإنه إذا كان كلا المعاملين المذكورين للارتباط الذاتي يقعان داخل الحدود المذكورة في المعادلة (5)، يتم قبول فرض العدم القائل بعدم اختلاف هذين المعاملين معنويا عن الصفر (أي أن:  $H_0: \rho_k = 0$ ). وعلى الجانب الآخر، فإنه في حالة كون قيمة هذين المعاملين خارج الحدود المذكورة في المعادلة (5)، فإنه يتم رفض فرض العدم السابق لصالح الفرض البديل والذي يقضي باختلاف هذين المعاملين معنويا عن الصفر (أي أن:  $H_1: \rho_k \neq 0$ ). ولإجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي يتم استخدام إحصائية  $Q$  كما هو موضح بالمعادلة (6) (Box and Pierce, 1970). وفي حالة العينات الكبيرة فإن هذه الإحصائية تتبع توزيع  $\chi^2$  عند درجات حرية تساوي  $m$ . ويتم رفض فرض العدم القائل بأن كل معاملات الارتباط الذاتي لا تختلف معنويا عن الصفر في حالة كون قيمة إحصائية  $Q$  تفوق القيمة الجدولية لها عند مستوى معنوية معين. وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة. أضف إلى ذلك أنه في حالة العينات الصغيرة يتم استخدام إحصائية بديلة وهو إحصائية Ljung-Box (LB)، والتي يمكن حسابها بالصيغة المذكورة في المعادلة (7) (Ljung-Box, 1978).

$$Q = N \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (6)$$

$$LB = N(N + 2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{N - k} \sim \chi^2_{(m)} \quad (7)$$

وعلى الرغم من أن فحص كل من دوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية يمكن أن يعطينا إشارات حول ملائمة استخدام نماذج ARMA من عدمه، إلا أنه لا يمكن التوصل إلى درجة كل من الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك بمجرد حساب هاتين الدالتين. وتعتبر تلك الخطوة هي أهم خطوة في بناء النموذج. ومن ثم، فإنه ينبغي تقدير عدة نماذج تشمل درجات مختلفة من كل من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ثم تتم المفاضلة بين النماذج التي سيتم تقديرها من خلال معيارين أساسيين وهما Schwarz information criterion (AIC) و Akaike information criterion (SIC). ويمكن حساب كل من المعيارين من خلال الصيغتين الموضحتين بالمعادلتين (٨) و (٩) (Akiake, 1974; Schwarz, 1978):

$$AIC = T \ln(\sum e_i^2) + 2N \quad (8)$$

$$SIC = T \ln(\sum e_i^2) + N \ln(T) \quad (9)$$

وبناء على هذين المعيارين يتم اختيار النموذج المناسب، ومن ثم ينبغي فحص النموذج المختار للتأكد من خلوه من الارتباط الذاتي بين الأخطاء بالإضافة إلى ثبات التباين الخاص بهذه الأخطاء. ويتم ذلك عن طريق فحص معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئية لسلسلة بواقي الانحدار وليس لسلسلة التضخم الأصلية. ويمكن الحكم على معنوية هذه المعاملات بالطرق التي تم ذكرها سابقاً. ويكون النموذج خالياً من الارتباط الذاتي بين الأخطاء في حالة عدم اختلاف دوال الارتباط الذاتي ودوال الارتباط الذاتي الجزئية معنوياً عن الصفر وهو ما يعني أن النموذج قد تم تخصيصه بشكل سليم. أضف إلى ذلك أنه لفحص مدى ثبات تباين الأخطاء يمكن اللجوء إلى فحص الارتباط الذاتي بين سلسلة مربعات بواقي الانحدار. ويكون النموذج ذا تباين ثابت في حالة عدم رفض فرض العدم القائل بأن معاملات الارتباط الذاتي تساوي الصفر. بالإضافة إلى ذلك فإنه يمكن إجراء اختبارات وجود عدم ثبات تباين حد الخطأ Autregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) عن طريق عدة اختبارات منها على سبيل المثال Lagrange Multiplier (LM). وحتى يتم اختبار فرض العدم القائل بثبات تباين حد الخطأ من الدرجة  $k$ ، يتم حساب قيمة إحصائية ARCH LM عن طريق إجراء إنحدار لمربعات بواقي الانحدار كدالة في الحد الثابت  $\beta_0$  بالإضافة إلى القيم السابقة لمربعات بواقي الانحدار كما توضحه المعادلة رقم (١٠).

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + (\sum_{s=1}^q \beta_s \varepsilon_{t-s}^2) + v_t \quad (10)$$

ويتم حساب قيمة إحصائية LM عن طريق ضرب عدد المشاهدات في معامل التحديد  $R^2$  الخاص بالإنحدار الموجود بالمعادلة (١٠)، حيث تتبع هذه الإحصائية توزيع  $\chi^2(m)$ .

### ٢-٣ نموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات تباين حد الخطأ:

من أهم فروض نموذج الانحدار الكلاسيكي هو ثبات تباين حد الخطأ. وبناءً على ذلك، فإنه لا بد من التأكد عند فحص النموذج من تحقق هذا الشرط حيث أن افتراض ثبات التباين رغم عدم تحققه في الواقع يعني أن هناك خطأ في التقديرات الخاصة بالخطأ المعياري. وطبقاً للبحث الذي قدمه Engle (1982) فقد أثبت أنه في العديد من السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات المالية وبعض المتغيرات الاقتصادية وعلى رأسها التضخم فإن التباين غير ثابت كما يفترض نموذج الانحدار الكلاسيكي. ومن ثم، ينبغي تقدير نموذج يسمح للتباين المشروط بأن يكون متغيراً مع الزمن مع ثبات التباين غير المشروط. ويتم تعريف كل من التباين المشروط  $h_t$  كما هو موضح بالمعادلتين (١١) و (١٢) (Brooks, 2002).

$$h_t = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$$

$$= E[(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] \quad (11)$$

وحيث إن:  $E(\varepsilon_t) = 0$ ، فإنه يمكن كتابة المعادلة (١١) كما يلي:

$$h_t = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$$

$$= E[(\varepsilon_t)^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] \quad (12)$$

وتنص المعادلة (١٢) على أن التباين المشروط لمتغير عشوائي وهو  $\varepsilon_t$  - والذي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط قدره صفر- يساوي القيمة المتوقعة المشروطة لمربع  $\varepsilon_t$ . وفي إطار هذا النموذج، فإن الارتباط الذاتي للتباين المشروط يتم تقديره من خلال المعادلة (٣١) والتي تعني أن التباين المشروط هو نموذج في القيم السابقة لمربعات حد الخطأ.

$$h_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^q \mu_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (13)$$

حيث أن  $q$  هي عدد فترات الإبطاء لمربعات حد الخطأ التي يتضمنها النموذج والتي تعبر أيضاً عن رتبة النموذج. أي أنه في حالة اعتماد التباين المشروط على قيم مربعات الخطأ في الفترة السابقة فقط يكون النموذج من الرتبة واحد ويتم التعبير عنه بالمصطلح ARCH(1). وفي هذه الحالة يتم اختصار المعادلة (١٣) لتصبح كما هو موضح بالمعادلة رقم (١٤):

$$h_t = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (14)$$

ومن ثم، فإنه في حالة وجود التباين المشروط غير الساكن في السلسلة الزمنية محل الاختبار يتم نمذجة التباين عن طريق أحد نماذج عائلة ARCH في حين يقوم الباحث بتحديد معادلة المتوسط والتي تربط المتغير التابع بالمتغيرات التفسيرية التي توضح أسباب تغيره عبر الزمن. ويعني هذا أن المعادلة (١٣) تعبر عن نموذج جزئي وليس نموذج نهائي حيث يتطلب تقدير نموذج التضخم في هذه الحالة الدمج بين معادلتَي المتوسط والتباين. وفي هذه الدراسة فإننا نقوم بنمذجة معادلة المتوسط كنموذج ARMA(p,q) في حين تكون معادلة التباين المشروط في شكل ARCH(q)، ومن ثم نقوم بدمج كل من المعادلة (٣) مع المعادلة (١٣) كمايلي:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i}$$

$$h_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^q \mu_i \varepsilon_{t-i}^2$$

حيث إن:

$$1- \varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t} \quad \text{حيث إن } \eta_t \text{ هي الأخطاء المعيارية والتي تنتج من قسمة حد الخطأ } \varepsilon_t \text{ على}$$

الانحراف المعياري المشروط  $\sqrt{h_t}$ .

٢- إن الأخطاء المعيارية  $\eta_t$  تتبع التوزيع الطبيعي المعياري بوسط قدره صفر وتباين يبلغ الواحد الصحيح (أي أن  $(0,1) \approx \eta_t$ ).

٣- يتبع حد الخطأ  $\varepsilon_t$  التوزيع الطبيعي بوسط قدره صفر وتباين يساوي التباين المشروط. أي أن  $(E(\varepsilon_t | I_{t-1}) \approx (0, h_t))$ .

ولضمان ثبات وسكون التباين المشروط يتم وضع الشرطين التاليين:

١- شرط عدم السالبية Non-Negativity assumption: ويتطلب ذلك الشرط أن نكون جميع

المعاملات المقدره في معادلة التباين غير سالبة ( أي أن  $\mu_0 \geq 0, \mu_1 \geq 0, \mu_2 \geq 0, \dots, \mu_q \geq 0$  )

٢- شرط السكون Stationarity assumption: ويعني ذلك أن يكون مجموع كل المعاملات في

معادلة التباين باستثناء الحد الثابت أقل من الواحد الصحيح (أي أن  $\mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_q < 1$ ).

وعلى الرغم من قدرة هذا النموذج على معالجة مشكلة عدم ثبات التباين، إلا أن هناك بعض الانتقادات التي تم توجيهها إليه. وتتمثل أهم تلك الانتقادات في افتراض أن قيمة التباين المشروط

تعتمد فقط على القيم السابقة المربعة لحد الخطأ وهو فرض غير واقعي. بالإضافة إلى ذلك، فإن (Engle, 1982) لم يتم بتحديد طريقة تمكن من اختيار العدد الأمثل لفترات الإبطاء التي ينبغي أن يتضمنها النموذج، وإنما يتم اختيارها من قبل الباحثين. وللتغلب على هاتين المشكلتين فقد قام (Bollerslev, 1986) بتطوير نموذج (ARCH) ليأخذ الصيغة المعدلة Generalised ARCH (GARCH). وطبقاً للنموذج المطور، فإن معادلة التباين المشروط تأخذ الصيغة التالية للتعبير عن نموذج  $GARCH(p, q)$ :

$$h_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^q \mu_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \mu_i h_{t-i} \quad (15)$$

أي أنه يتم التعبير عن التباين المشروط كدالة في مربعات الخطأ في الفترات السابقة، بالإضافة إلى القيم المبطة للتباين المشروط نفسه كما توضحه المعادلة. وفي حالة استخدام فترة إبطاء واحدة - على سبيل المثال - لكلا المتغيرين فإنه يطلق على هذا النموذج  $(GARCH(1,1))$  ويتم التعبير عنه كما توضح المعادلة (16):

$$h_t = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \mu_2 h_{t-1} \quad (16)$$

ومن الجدير بالذكر، أن التوضيحات الخاصة بنموذج (ARCH) هي نفسها الخاصة بهذا النموذج فيما يتعلق بحد الخطأ والبواقي المعيارية. وعلى الجانب الآخر، فإن النموذج الأخير يشترط أن تكون جميع قيم معاملات معادلة التباين موجبة، وذلك لضمان تحقق شرط عدم السالبية. أما فيما يتعلق بشرط السكون فينبغي أن يكون مجموع  $(\mu_1 + \mu_2)$  أقل من الواحد الصحيح (Brooks, 2002).

وأخيراً، فيما يتعلق بطريقة التقدير فإنه يتم استخدام طريقة الإمكان الأعظم *Maximum Likelihood (ML)* والتي تقوم على إعادة تقدير المعادلة مرات عديدة حتى يتم الوصول إلى قيم المعلمات التي تعظم احتمال مساواة المعاملات المقدرة بالقيم الحقيقية لها (Brooks, 2002).

#### ٤- نتائج الدراسة:

#### ٤-١- تقييم المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم في شيلي:

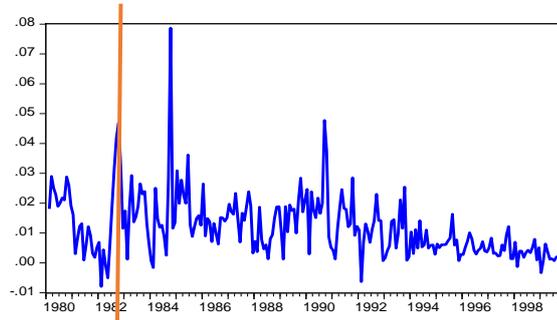
##### ٤-١-١ الفحص المبدئي للبيانات:

تتمثل البيانات التي تستخدمها الدراسة الحالية في بيانات التضخم الشهرية في شيلي. وقد تم الحصول على البيانات الشهرية للرقم القياسي لأسعار المستهلكين (CPI) من صندوق النقد الدولي من خلال قاعدة بيانات (International Financial Statistics (IFS) والتي تصدر عن الصندوق ذاته. وبناءً على بيانات الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، فقد تم حساب معدل التضخم عن طريق حساب الفروق الأولى للوغاريتم الطبيعي للرقم القياسي للأسعار. وترجع أسباب اختيار معدل التضخم المحسوب من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين وليس المنتجين على سبيل المثال إلى أن فلسفة استهداف التضخم قائمة على الإعلان عن معدل التضخم المستهدف الذي يعبر عن تكلفة المعيشة لأفراد المجتمع. وتشمل عينة الدراسة الفترة من يناير ١٩٨٠ وحتى ديسمبر ١٩٩٩، مع العلم بأن البنك المركزي الشيلي قد أعلن عن نيته للتحويل نحو نظام استهداف التضخم بدءاً من يناير ١٩٩١. وترجع أسباب اختيار تلك الفترة إلى أن الدراسة تستهدف تقييم الفترة الانتقالية للاستهداف وليس لتقييم نظام استهداف التضخم ذاته كما سبقت الإشارة إليه. وفي هذا السياق، فقد تم تقسيم عينة الدراسة إلى فترتين فرعيتين. تتمثل الأولى في فترة ما قبل الإعلان عن النظام وتشمل (يناير ١٩٨٠ - ديسمبر ١٩٩٠)، في حين تتمثل الفترة الثانية في المرحلة الانتقالية نحو الاستهداف والتي بدأت في يناير ١٩٩١ وانتهت في ديسمبر ١٩٩٩ حين تم الإعلان عن التحول الكامل نحو نظام استهداف التضخم.

وبناءً على ذلك، تتمثل الخطوة الأولى في الفحص المبدئي للبيانات والذي يوضح الخصائص الخاصة بالبيانات محل الدراسة. ويوضح الشكل (1) مدى تطور معدلات التضخم في شيلي في خلال فترتي ما قبل وأثناء المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم. وبالفحص المبدئي للشكل اتسمت تلك الفترة بوجود

تقلبات كبيرة في معدل التضخم، إلا أن تلك التقلبات قد انخفضت إلى حد كبير أثناء المرحلة الانتقالية بالمقارنة بفترة ما قبل الإعلان عن التحول نحو نظام استهداف التضخم. ويؤكد تلك النتائج الفحص الخاص بالإحصاءات الوصفية للتضخم قبل وأثناء المرحلة الانتقالية والتي يوضحها جدول (1). وبالرجوع إلى الجدول المشار إليه، وبفحص قيمة الانحراف المعياري الخاص بكل فترة من تلك الفترات يتبين لنا أن الانحراف المعياري - وهو مقياس للتقلبات أو عدم التأكد - في فترة المرحلة الانتقالية أقل بكثير من نظيره في المرحلة السابقة للمرحلة الانتقالية حيث بلغ 0.0073 أثناء المرحلة الانتقالية مقابل 0.012 قبل هذه المرحلة. أضف إلى ذلك، أن الانحراف المعياري للفترة كلها قد بلغ 0.010 وترجع معظم التقلبات في فترة الدراسة إلى التقلبات التي حدثت في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية. وبالرغم من أن ذلك الفحص المبدئي يرجح أنه هناك اختلاف في أثر السياسة النقدية على كل من متوسط معدل التضخم وحجم التقلبات فيه في كلتا الفترتين، إلا أنه لا يمكن الجزم بهذا الاختلاف قبل إجراء عدة اختبارات للتأكد من ذلك.

شكل (1) الرسم البياني لمعدل التضخم في شيلي قبل وأثناء المرحلة الانتقالية



جدول (1) الإحصاءات الوصفية للتضخم في شيلي قبل وأثناء المرحلة الانتقالية

الإحصائية	قبل	أثناء	الفترة بأكملها
المتوسط	0.01535	0.01072	0.01192
الوسيط	0.01581	0.01110	0.01008
القيمة العظمى	0.04686	0.02851	0.07870
القيمة الدنيا	-0.00793	-0.00630	-0.00793
الانحراف المعياري	0.01208	0.00739	0.01026
معامل الالتواء	0.39359	0.29199	1.79837
معامل التفرطح	2.97435	2.97263	10.3389
إحصائية Jarque-Bera	1.08557	0.61238	665.181
احتمالية Jarque-Bera	0.58112	0.73624	0.0000

وللتأكد من اختلاف متوسط معدل التضخم خلال فترتي الدراسة تم إجراء اختبارين، وهما اختبار (ANOVA) واختبار (Welch). ويتمثل فرض العدم الخاص بهذين الاختبارين في تماثل المتوسط، أي أنه لا توجد أي فروق بين المتوسط في كلتا الفترتين. ويعنى ذلك، أنه في حالة رفض فرض العدم فإن ذلك مؤشر على وجود اختلافات في المتوسط بين المرحلة الانتقالية والمرحلة السابقة لها. وتوضح نتائج هذين الاختبارين والتي تم عرضها في جدول (2) أنه تم رفض فرض

العدم لكلا الاختبارين عند مستوى معنوية 5%. ومن ثم، يوجد دليل قوى على اختلاف متوسط معدل التضخم قبل وأثناء المرحلة الانتقالية.

### جدول (٢) اختبارات تساوي المتوسط

الاختبار	الإحصائية	الاحتمالية
ANOVA F-test : (1,83)	4.58082	0.0353
Welch F-test: (1, 67.6509)	4.53146	0.0369

وللتأكد من النتائج السابقة بشكل أكثر دقة، يتم استخدام إجراءات أكثر عمقا من هذه الاختبارات المبدئية والتي تتمثل في تقدير نموذج لفترة المرحلة الانتقالية. وقيل الشروع في تنفيذ النموذج ينبغي تحليل ديناميكية التضخم أو الارتباط السلسلي لاختبار الصيغة المناسبة للنموذج الذي سيتم تقديره في الخطوة التالية، وذلك عن طريق فحص كل من دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية للمتغير محل الدراسة. ويعتبر كل من المعاملين المذكورين للارتباط الذاتي معنويين. بمعنى أنه ينبغي تضمينهما في النموذج في حالة كونهما خارج نطاق القاعدة  $1/\sqrt{N} \times 1.96 \pm$  حيث (N) هي عدد المشاهدات - كما تمت الإشارة إليه سابقاً. وبحساب تلك القاعدة، تبين أنه ينبغي استبعاد فترات الإبطاء التي يكون كلا المعاملين بها يقع ما بين (-0.1265 و 0.1265). ويوضح الجدول (٣) كل من دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمعدل التضخم، وذلك لفترات الإبطاء من ١ وحتى ١٥ فترة. وبفحص كل منهما، تبين أن دالة الارتباط الذاتي تعتبر معنوية عند فترات الإبطاء من ١ وحتى ١٣، في حين كانت دالة الارتباط الذاتي الجزئية معنوية عند كل من الفترة الأولى، الثالثة، الخامسة، والثانية عشر. وفي ضوء تلك النتائج، فإنه يتضح أن ديناميكية التضخم يفضل التعبير عنها أو نمذجتها من خلال نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة ARMA. ولاختيار أفضل صيغة لهذه النماذج يتم تقدير عدد منها باستخدام توليفات مختلفة من كل من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة، ثم المفاضلة بينها طبقاً لمعيارى (AIC) و (SIC) كما سبق توضيحه.

### جدول (٣)

معامل الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للتضخم في شبلي خلال الفترة (١٩٩٩:١٢-١٩٨٠:١)

فترات الإبطاء	دالة الارتباط الذاتي	دالة الارتباط الذاتي الجزئية	إحصائية Q	احتمالية إحصائية Q
1	0.527	0.527	67.261	0.000
2	0.323	0.062	92.607	0.000
3	0.304	0.155	115.15	0.000
4	0.168	-0.081	122.04	0.000
5	0.214	0.165	133.27	0.000
6	0.249	0.080	148.64	0.000
7	0.235	0.081	162.40	0.000
8	0.167	-0.066	169.33	0.000
9	0.147	0.040	174.74	0.000
10	0.141	0.017	179.76	0.000
11	0.173	0.099	187.32	0.000
12	0.280	0.157	207.21	0.000
13	0.172	-0.116	214.72	0.000
14	0.080	-0.069	216.35	0.000
15	0.073	-0.017	217.73	0.000

4-1-2 الطريقة الأولى: تقييم المرحلة الانتقالية في شيلي طبقاً للمعدلات المنتبأ بها للتضخم: تتمثل تلك الطريقة فيه تقدير نموذج يعبر عن التضخم في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية ثم استخدام هذا النموذج في التنبؤ بالتضخم خلال المرحلة الانتقالية. ومن ثم، يتم مقارنة تلك التنبؤات بالمعدلات الفعلية للتضخم خلال الفترة الانتقالية والتي قد تسفر عن حالتين يمكن استخدامها لتقييم أداء السياسة النقدية كما يلي:

1- تكون المعدلات المنتبأ بها أعلى من المعدلات الفعلية، مما يعنى نجاح السياسة النقدية في خفض معدلات التضخم خلال الفترة محل الدراسة، وهو ما يؤكد على نجاح القاعدة النقدية المنتبأة في تلك الدولة. حيث إنه لو استمر البنك المركزي الشيلي في سياسته القديمة لأدى ذلك إلى ارتفاع معدلات التضخم لتكون مساوية للمعدلات المرتفعة المنتبأ بها المرتفعة خلال الفترة الانتقالية.

2- تكون المعدلات المنتبأ بها أقل من المعدلات الفعلية، مما يعنى أنه كان يمكن للبنك المركزي الشيلي تخفيض معدلات التضخم إذا ما أبقى على سياسته القديمة وهو ما يعكس فشل السياسة النقدية في هذه الحالة.

#### 4-1-2-1 تقدير معادلة التضخم:

سبقنا الإشارة في الجزء الخاص بالفحص المبدئي للبيانات إلى إمكانية استخدام نماذج (ARMA) لتقدير ديناميكية التضخم في شيلي. ومع ذلك، فإنه لا يمكن التوصل إلى درجة النموذج المناسبة لعملية (ARMA) مباشرة باستخدام هذه الدوال فقط ولكن ينبغي تقدير عدة نماذج تشمل درجات مختلفة من كل من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة. وتتم المفاضلة بين النماذج التي سيتم تقديرها من خلال معيارين أساسيين وهما (AIC) و (SIC). وفي هذا الإطار، فقد تم تقدير عدد ٤٢ نموذج تحتوى على درجات مختلفة من كل من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة. ويوضح الجدول رقم (أ) بالملحق كل من المعياريين المستخدمين لتقييم هذه النماذج. وحيث أنه كلما انخفضت قيمة أي من المعيارين كلما قل حجم المعلومات المفقودة من النموذج. وبتطبيق هذه الطريقة على النتائج الواردة في جدول (أ)، يتضح أن أفضل نموذج طبقاً لكلا المعيارين هو نموذج ARMA(1,4) والموضح بجدول (٤).

#### جدول (٤) تقديرات نموذج ARMA(1,4) في شيلي

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \varepsilon_{t-i}$$

المعلمة المقدره	القيمة المقدره	z-Statistic
$\beta_1$	0.995	1378.528*
$\delta_1$	-0.539	-5.791903*
$\delta_2$	0.391	3.908676*
$\delta_3$	0.051	0.518923
$\delta_4$	-0.222	-2.328080*

\*تشير إلى معنوية المعلمة المقدره عند مستوى معنوية ٥%.

وعلى الرغم من ذلك، فإنه بفحص النموذج من خلال إجراء الاختبارات التشخيصية Diagnostic test للتأكد من صلاحية النموذج المقدر من حيث استيفائه للشروط الخاصة بطريقة المربعات الصغرى والتي تتمثل في خلو البواقي من الارتباط الذاتي بالإضافة إلى اختبار ثبات التباين قد تبين ما يلي:

أولاً: فيما يخص خلو النموذج من الارتباط الذاتي بين بواقي الانحدار فقد تم إجراء اختبار (Ljung-Box Q statistic)، والذي أسفر عن رفض فرض العدم القائل بوجود ارتباط ذاتي مما يعني خلو النموذج من هذه المشكلة. ويعني ذلك أن هذا النموذج قد تم تخصيصه بشكل صحيح. ثانياً: فيما يتعلق بثبات تباين البواقي والذي تم اختباره من خلال إجراء اختبار Ljung-Box Q statistic ولكن على مربعات بواقي الانحدار وليس البواقي نفسها. فقد أسفرت النتائج أن هذا النموذج يعاني من وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ Heteroscedasticity ، مما يعني أنه لا يمكن استخدام هذا النموذج للتنبؤ بالتضخم قبل معالجة هذه المشكلة.

#### ٤-٢-٢-١-٤ تقدير نموذج ARCH(1)-ARMA(1,4):

للتغلب على مشكلة عدم ثبات التباين فقد تم استخدام نموذج (ARCH)، والذي يسمح بنمذجة كل من التضخم والتقلبات الحادثة فيه في نفس الوقت، والذي يتم تقديره بطريقة الإمكان الأعظم (ML). ويوضح الجدول رقم (٥) نتائج تقدير هذا النموذج. وقد تم تقييم مدى صلاحية هذا النموذج من حيث استيفائه للشروط الخاصة بعدم وجود الارتباط الذاتي بين كل من بواقي الانحدار ومربعات بواقي الانحدار، وذلك للتأكد من خلو النموذج من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات تباين حد الخطأ. وتشير الاختبارات التشخيصية إلى ما يلي:

أولاً: أسفر إجراء اختبار (Ljung-Box Q statistic) عن رفض فرض العدم القائل بوجود ارتباط ذاتي بين بواقي الانحدار مما يعني خلو النموذج من هذه المشكلة، أي أن هذا النموذج قد تم تخصيصه بشكل صحيح.

ثانياً: يبين إجراء اختبار (Ljung-Box Q statistic) على مربعات بواقي الانحدار عدم وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ، ومن ثم فإنه يمكن الاعتماد على هذا النموذج في التنبؤ بالتضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية (يناير ١٩٩١ - ديسمبر ١٩٩٩).

#### جدول رقم (٥): تقديرات نموذج ARCH(1)-ARMA(1,4)

معادلة التضخم		
$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \varepsilon_{t-i}$		
المعلمة المقدرة	قيمة المعلمة	z-Statistic
$\beta_1$	0.98	*75.47981
$\delta_1$	-0.483	*-4.14256
$\delta_2$	٠.٣٣٥-	*-2.42094
$\delta_3$	0.10	0.966255
$\delta_4$	-0.072	-0.797050
معادلة التباين المشروط		
$h_t = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{t-1}^2$		
$\mu_0$	$5.04 \times 10^{-5}$	*6.305664
$\mu_1$	0.556	*3.380748
Log likelihood		427.7841
AIC		-6.473601
SIC		-6.319196

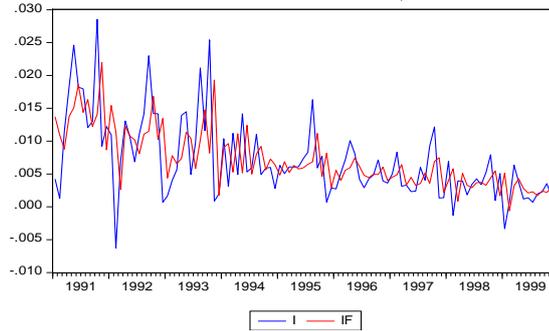
\* تشير إلى معنوية المعلمة المقدرة عند مستوى معنوية ٥%.

#### ٤-٢-٣ استخدام نموذج ARCH(1)-ARMA(1,4) في التنبؤ بالتضخم لتقييم المرحلة الانتقالية:

تم التوصل في الخطوة السابقة إلى تقدير نموذج ARCH(1) والذي اجتاز الاختبارات التشخيصية بنجاح، ومن ثم يمكن استخدامه في التنبؤ بالتضخم في المرحلة الانتقالية لنظام استهداف التضخم في شيلي. ولتوليد القيم المتنبأ بها للتضخم فقد تم استخدام أسلوب تكرار التقدير (Recursive Estimation) للتنبؤ الإحصائي (static forecast) بفترة واحدة. ويعني ذلك، أنه يتم استخدام النموذج المقدر في الخطوة السابقة للتنبؤ بالتضخم الخاص بأول شهر في المرحلة الانتقالية وهو شهر يناير 1991، ثم يتم تحديث عينة التقدير كل مرة بإضافة شهر جديد في نهاية العينة ثم التنبؤ بالشهر التالي لها. فعلى سبيل المثال، قد تمت إعادة تقدير النموذج ليشمل الفترة (يناير ١٩٨٠ - يناير ١٩٩١) وذلك للحصول على التنبؤ الخاص بشهر فبراير ١٩٩١ وهكذا.

وتتمثل الخطوة التالية، في مقارنة المعدلات المتنبأ بها للتضخم مع المعدلات الفعلية له خلال فترة المرحلة الانتقالية. ويوضح الشكل (٢) كل من المعدلات الفعلية والمتنبأ بها للتضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية. وكما هو موضح بالشكل، فإن هناك تشابه بين المعدلات المتنبأ بها والفعلية سواء من حيث الخصائص الرئيسية والتقلبات الحادثة في كل منهما. ويعني ذلك، أنه لو لم يتجه صناع السياسة النقدية لتغيير سياستهم النقدية القديمة في اتجاه التحول نحو نظام استهداف التضخم لتمكنوا من تحقيق معدلات تضخم منخفضة تكاد تكون هي نفس المعدلات المحققة بالفعل من جراء الاستهداف. وبعبارة أخرى، فإنه لا توجد أي دلائل تطبيقية ترجح أن المعدلات المنخفضة للتضخم، والتي شهدتها الفترة الانتقالية تعود إلى الإعلان عن النظام النقدي الجديد. والخلاصة، أن إعلان البنك المركزي الشيلي عن استهدافه للتضخم فور توافر المتطلبات الأساسية لذلك لم يكن السبب الرئيسي والوحيد لنجاح السلطات النقدية في تخفيض كل من معدل التضخم والتقلبات الجارية به.

شكل (٢): معدلات التضخم الفعلية والمتنبأ بها خلال الفترة الانتقالية في شيلي



#### ٤-١-٣ الطريقة الثانية: تقييم المرحلة الانتقالية باختبار وجود تغيير هيكل في النظام:

تم التوصل في الخطوة السابقة إلى أنه لا يوجد دليل على أن السياسة النقدية الجديدة في شيلي وهي التحول نحو استهداف التضخم، قد ساهمت بالفعل في تخفيض معدلات التضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية. وللتأكد من هذه النتائج نتبع إجراءً جديداً لتقييم المرحلة الانتقالية عن طريق تقدير نموذج يشمل عينة الدراسة بالكامل بداية من يناير ١٩٨٠ وحتى ديسمبر ١٩٩٩. ويتمثل الهدف الرئيسي من هذا الإجراء في محاولة التوصل لوجود تغيير هيكل في طريقة إدارة السياسة النقدية مع بداية المرحلة الانتقالية. ويمكن القول أنه في حالة إثبات وجود تغيير هيكل، فإن ذلك يعني أن نجاح السلطات النقدية في خفض معدل التضخم يمكن تفسيره بتغيير الإطار الجديد للسياسة النقدية. وعلى الجانب الآخر، فإنه في حالة إثبات عدم وجود تغيير هيكل خلال تلك الفترة يكون نجاح صناع

السياسة النقدية لم يكن محكوماً بإجراء تحولات في النظام النقدي وأنه كان بمقدور البنك المركزي تحقيق هذا النجاح في حالة استمراره في إدارة سياسته النقدية بالطريقة القديمة.

ولاختبار وجود تغير هيكل في السياسة النقدية في شيلي تم تقدير نموذج  $GARCH(1,1)$ . ويتضمن هذا النموذج تقدير معادلتين تتمثل أولاهما في تقدير العوامل المؤثرة في معدل التضخم، بينما تقوم الأخرى وهي معادلة التباين بعرض العوامل التي تؤدي إلى حدوث التقلبات في معدل التضخم في الأجلين القصير والطويل. وعلى الرغم من أن معايير فقد المعلومات وهي (AIC) و (SIC) قد أكدت على أفضلية نموذج  $ARMA(1,4)$  من حيث تخفيض حجم المعلومات المفقودة، إلا أن تقدير نموذج (GARCH) مع استخدام  $ARMA(1,4)$  قد أدى إلى عدم تحقق شروط نموذج  $GARCH(1,1)$ ، وبصفة خاصة خاصية السكون. ومن ثم، كان ينبغي البحث عن معادلة بديلة للتضخم بشرط ألا تكون أقل جودة من  $ARMA(1,4)$ . وبإعادة فحص القيم الخاصة بمعيار (AIC) و (SIC) ظهر أن القيم الخاصة بكل المعيارين متقاربة إلى حد كبير بين النماذج المختلفة، مما يعنى إمكانية استخدام نماذج أخرى قد تؤدي إلى نفس الدقة في تقدير معدل التضخم. واختيار المعادلة الجديدة للتضخم فقد تم إعادة فحص الهيكل الديناميكي لبيانات معدل التضخم والتي يعبر عنها بدوال الارتباط الذاتي. وبالرجوع إلى دوال الارتباط الذاتي، تبين أن النموذج ينبغي أن يتضمن فترات إبطاء تشمل (13) فترة. وقد تم تقدير هذا النموذج، إلا أنه بعد استبعاد فترات الإبطاء التي كانت المعلمات المقدرة لها غير معنوية تم التوصل إلى الصيغة النهائية للنموذج والموضحة في جدول (6). وتوضح المعادلة الأولى والخاصة بالمتوسط أن التضخم الحالي يعتمد على قيمه السابقة في كل من الفترات (الأولى والسادسة والثانية عشر). وعلى الجانب الآخر، فإن معادلة التباين هي صيغة معادلة  $GARCH(1,1)$  التي تم توضيحها سابقاً. أضف إلى ذلك، أن المتغير ( $D91$ ) في كلا المعادلتين يعبر عن التغير الهيكلي المصاحب لبداية المرحلة الانتقالية. وقد تم إعطاء هذا المتغير القيمة صفر في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية، بينما أخذ القيمة واحد أثناء المرحلة الانتقالية. ومن الجدير بالذكر، أنه في حالة كون هذا المتغير معنوياً، فإن ذلك يعنى وجود تغير هيكل عند بداية الفترة الانتقالية. وبعبارة أخرى، فإنه إذا كان هذا المتغير يختلف معنوياً عن الصفر في المعادلة الأولى فإن ذلك يعنى وجود تغير هيكل في طريقة إدارة السياسة النقدية تسبب في انخفاض معدلات التضخم. وعلى الجانب الآخر، فإن معنوية هذا المتغير في معادلة التباين تشير إلى نجاح السياسة النقدية الجديدة في خفض درجة التقلبات في معدل التضخم.

وفيما يلي عرض لنتائج تقدير هذا النموذج من خلال الجدول (6)، والذي يوضح كل من المعلمات المقدرة، بالإضافة إلى نتائج إحصائية  $Z$  المحسوبة لكل معلمة من معلماته، بالإضافة إلى احتمالية رفض فرض العدم. وتشير النتائج الواردة بالجدول، إلى أن جميع المعاملات المقدرة غير سالبة، بالإضافة إلى أن مجموع كل من المعلمة الخاصة بمربعات الأخطاء السابقة والقيم السابقة للتباين المشروط أقل من الواحد الصحيح مما يعنى تحقق شرطي السكون وعدم السالبية. وفيما يتعلق بالمتغير الهيكلي، فقد جاءت قيمة ( $w_1$ ) موجبة إلا أنها لا تختلف معنوياً عن الصفر، مما يعنى أنه لا يوجد دليل على وجود تغير هيكل فيما يتعلق بخفض معدلات التضخم. إلا أن قيمة المعلمة ( $\gamma_1$ ) قد جاءت سالبة وتختلف معنوياً عن الصفر مما يعنى أن الفترة الثانية وهي فترة المرحلة الانتقالية قد شهدت تقلبات أقل بالمقارنة بفترة ما قبل الإعلان عن نظام استهداف التضخم، مما يعنى أن السياسة الجديدة قد ساهمت في تخفيض حدة التقلبات بمعدل التضخم.

جدول (٦)  
نتائج نموذج GARCH(1,1) لتقييم المرحلة الانتقالية في شيلي

معادلة التضخم			
$\alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-6} + \alpha_3\pi_{t-12} + \omega_1D91 + \varepsilon_t$			
المعلمة المقدره	قيمة المعلمة	z-Statistic	Prob.
$\alpha_1$	0.469218	8.298661	0.000
$\alpha_2$	0.168468	3.576415	0.000
$\alpha_3$	0.228421	7.244678	0.000
$\omega_1$	0.000118	0.296240	0.767
معادلة التباين (التقلبات في معدل التضخم)			
$h_t = \mu_0 + \mu_1\varepsilon_{t-1}^2 + \mu_2h_{t-1} + \gamma_1D91$			
$\mu_0$	$1.98 \times 10^{-5}$	1.925397	0.054
$\mu_1$	0.528974	3.523007	0.000
$\mu_2$	0.467004	5.563409	0.000
$\gamma_1$	-1.86x	-	0.062
Log likelihood		820.8073	
AIC		-7.152487	
SIC		-7.016696	

وفيما يتعلق بالاختبارات التشخيصية، فقد تبين عدم وجود الارتباط الذاتي بين كل من بواقي الانحدار ومربعات بواقي الانحدار، مما يعني خلو النموذج من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات تباين حد الخطأ. وبناء على ما سبق، فإنه يمكن رفض الفرضية القائلة بأن الإعلان عن أن نظام استهداف التضخم كان هو السبب الرئيسي في تحسن وضع السياسة النقدية الشيلية وانخفاض معدلات التضخم والتقلبات الحادثة به فيها. وعلى الجانب الآخر، فإنه لا يمكن رفض الفرضية القائلة بأن نجاح إطار استهداف التضخم قد لا يقتصر على مجرد توافر عدة متطلبات بقدر اعتماده على خصائص الاقتصاد محل الاهتمام من حيث تناسق السياسات الاقتصادية.

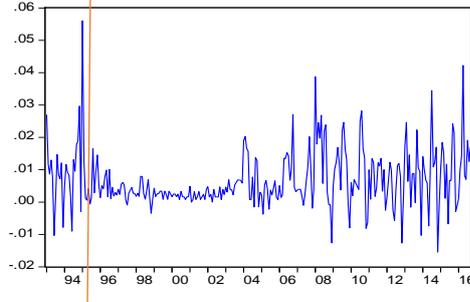
٤-٢ تقييم المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم في مصر:

٤-٢-١ الفحص المبدئي للبيانات:

تمثلت عينة الدراسة في البيانات الشهرية للرقم القياسي لأسعار المستهلكين خلال الفترة من يناير ١٩٩٣ وحتى أكتوبر ٢٠١٦، والتي تم الحصول عليها من قاعدة بيانات (IFS) الصادرة عن صندوق النقد الدولي. وقد تم حساب معدل التضخم عن طريق حساب الفروق الأولى للوغاريتم الطبيعي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين. وترجع أسباب اختيار تلك الفترة إلى استبعاد فترة ما قبل الإصلاح الاقتصادي، والتي تميزت بارتفاع معدلات التضخم بشكل كبير حتى لا تتأثر النتائج بتلك المعدلات المرتفعة، فضلا عن استبعاد الفترة التي تلت تعويم الجنيه في نوفمبر ٢٠١٦ لنفس السبب. وفي هذا السياق، فقد تم تقسيم عينة الدراسة إلى فترتين فرعيتين. تتمثل الأولى في فترة ما قبل الإعلان عن النظام وتشمل (يناير ١٩٩٣ - يونيو ٢٠٠٥)، في حين تتمثل الثانية في المرحلة الانتقالية نحو الاستهداف والتي بدأت في يوليو ٢٠٠٥ وحتى نهاية فترة العينة.

وقبل البدء في تقييم المرحلة الانتقالية بالطريقتين المشار إليهما أنفاً، ينبغي أن نقوم بفحص خصائص البيانات المستخدمة. ويوضح الشكل (٣) تطور معدلات التضخم في مصر خلال عينة الدراسة والتي تشمل فترتي ما قبل وأثناء المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم. وكما يتضح من الشكل، نجد أن تلك الفترة قد تميزت بوجود تقلبات كبيرة في معدل التضخم باستثناء الفترة (أغسطس ١٩٩٦ - ديسمبر ٢٠٠٤). وقد ازدادت حدة تلك التقلبات بداية من عام ٢٠٠٤ بسبب آثار سعر الصرف (pass-through-effect)، والنتيجة عن انخفاض قيمة الجنيه المصري بسبب تعويمه في يناير ٢٠٠٣. وبحساب الإحصاءات الوصفية للتضخم خلال فترتي قبل وأثناء المرحلة الانتقالية يتضح أن الانحراف المعياري - والذي يعد مقياساً للتقلبات - قد بلغ حوالي ٠.٠٠٧١ في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية، في حين أنه بلغ ٠.٠١ أثناء المرحلة الانتقالية، مما يعني ارتفاعاً في حجم التقلبات في معدل التضخم بعد الإعلان عن النظام الجديد. بالإضافة إلى ذلك، فقد جاءت قيمة الانحراف المعياري للعينة كاملة نحو ٠.٠٠٨٧، ونظراً لارتفاع قيمة هذا المؤشر خلال فترة المرحلة الانتقالية مقارنة بالفترة السابقة لها. فإنه يمكن القول، بأن معظم التقلبات في التضخم في عينة الدراسة ترجع إلى التقلبات التي حدثت أثناء المرحلة الانتقالية. وبالرغم من أن ذلك الفحص المبدئي يرجح أنه هناك أثراً سلبياً للسياسة النقدية الجديدة على كل من متوسط معدل التضخم وحجم التقلبات فيه، إلا أنه لا يمكن الاعتماد عليها فقط لرفض فرضية الدراسة.

شكل (٣) الرسم البياني لمعدل التضخم في مصر قبل وأثناء المرحلة الانتقالية



جدول (٧) الإحصاءات الوصفية للتضخم في مصر قبل وأثناء المرحلة الانتقالية

الإحصائية	قبل	أثناء	الفترة بأكملها
المتوسط	0.00496	0.0089٦	0.006735
الوسيط	0.00315	0.0087٢	0.004408
القيمة العظمى	0.05607	0.04225	0.056079
القيمة الدنيا	-0.01029	-0.01545	-0.015454
الانحراف المعياري	0.00709	0.010049	0.008729
معامل الالتواء	3.14353	0.413965	1.415897
معامل التفرطح	20.8666	3.753888	7.625462
Jarque-Bera إحصائية	2242.158	6.739259	349.2907
احتمالية Jarque-Bera	0.0000	0.034402	0.000000

وللتأكد من اختلاف متوسط معدل التضخم خلال فترتي الدراسة، فقد تم تطبيق نفس الإجراء المتبع في الحالة التشغيلية من خلال القيام باختباري (ANOVA) و (Welch). ويتمثل فرض العدم الخاص بكل الاختبارين في تماثل المتوسط، أي أنه لا توجد أي فروق معنوية بين المتوسط في

الفترتين محل الاهتمام. ويعنى ذلك، أنه في حالة رفض فرض العدم فإن ذلك يتضمن وجود اختلافات في المتوسط بين المرحلة الانتقالية والمرحلة السابقة لها. ويوضح جدول (٨) النتائج الخاصة بهاذين الاختبارين. وطبقاً لقيم احتمالية كل من الاختبارين فيمكن رفض فرض العدم لكلا الاختبارين عند مستوى معنوية 5%. ومن ثم، يوجد دليل قوى على اختلاف متوسط معدل التضخم قبل وأثناء المرحلة الانتقالية.

جدول (٨) اختبارات تماثل المتوسط

الاختبار	الإحصائية	الاحتمالية
ANOVA F-test: ( 3, 281 )	١٩٩.٢٧	0.000٠
Welch test: (3, 4.68)	١٥١.٢١	0.0010

ومن ثم، تتمثل الخطوة التالية في تقييم فترة المرحلة الانتقالية بالطريقتين المشار إليهما أنفاً، وذلك بغرض التأكد من النتائج التي توصلنا إليها باستخدام إجراءات أكثر عمقا من هذه الاختبارات المبدئية من خلال اتباع نفس الإجراءات التي تم تنفيذها في الحالة التشغيلية. وقد تم فحص الهيكل الديناميكي للتضخم عن طريق فحص كل من دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئية. وبحساب القاعدة  $\pm 1.96 \times 1/\sqrt{N}$ ، فقد تم استبعاد فترات الإبطاء التي يكون قيمة كلا المعاملين المتعلقين بها داخل نطاق هذه القاعدة. ومن ثم، تم استبعاد فترات الإبطاء التي يكون كلا المعاملين بها يقع ما بين (-0.115897 و 0.115897). ويوضح الجدول رقم (٩) كل من دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمعدل التضخم لفترات الإبطاء من ١ وحتى ١٢ فترة. وبفحص كل منهما، تبين أن دالة الارتباط الذاتي تعتبر معنوية عند فترات الإبطاء الأولى والسادسة والثانية عشر، في حين كانت دالة الارتباط الذاتي الجزئية معنوية عند نفس الفترات بالإضافة إلى الفترتين السابعة والحادية عشر. وبناءً على ما سبق، يفضل استخدام نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة المختلطة (ARMA) لتقدير ديناميكية التضخم. ولاختيار أفضل صيغة لهذه النماذج، فقد تم تقدير عدد منها باستخدام توليفات مختلفة، لكل من درجات الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة.

جدول (٩): معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للتضخم في مصر خلال الفترة (١: ١٩٩٣: ٢٠١٦)

فترات الإبطاء	دالة الارتباط الذاتي	دالة الارتباط الذاتي الجزئية	إحصائية Q	احتمالية إحصائية Q
1	0.281	0.281	22.715	0.000
2	0.110	0.034	26.208	0.000
3	0.043	0.004	26.750	0.000
4	-0.017	-0.036	26.833	0.000
5	0.042	0.058	27.342	0.000
6	0.218	0.214	41.246	0.000
7	0.068	-0.054	42.622	0.000
8	-0.097	-0.156	45.373	0.000
9	-0.054	0.003	46.242	0.000
10	-0.061	-0.005	47.367	0.000
11	0.097	0.141	50.182	0.000
12	0.244	0.158	67.948	0.000

#### ٤-٢-٢ الطريقة الأولى: تقييم المرحلة الانتقالية في مصر طبقاً للمعدلات المتنبأ بها للتضخم:

يتم تقييم المرحلة الانتقالية طبقاً لهذه الطريقة، من خلال تقدير نموذج للتضخم خلال فترة ما قبل المرحلة الانتقالية، ويتم استخدام النموذج الذي تم تقديره للتنبؤ بمعدلات التضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية. ومن ثم، يتم مقارنة تلك التنبؤات بالمعدلات الفعلية للتضخم خلال الفترة الأخيرة كما هو الحال في التجربة التشغيلية.

#### ٤-٢-٢-٤ اختيار نموذج متوسط التضخم:

طبقاً للفحص الخاص ببيانات معدل التضخم في مصر، فقد تبين من دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئية، أنه يمكن استخدام نماذج (ARMA) لتقدير ديناميكية التضخم. وعلى الرغم من ذلك، فإنه لا يمكن تحديد درجة الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك بناء على هاتين الدالتين فقط. ومن ثم، يتم تقدير عدة نماذج تشمل درجات مختلفة من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة، وتتم المفاضلة بين النماذج طبقاً لمعيار (AIC) و (SIC). وفي هذه الحالة، فقد تم تقدير (٤٢) نموذجاً باستخدام درجات مختلفة من كل من الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة. ويوضح الجدول رقم (ب) بالمحلق قيم المعيارين المشار إليهما. وطبقاً للنتائج الموضحة بالجدول، فقد تبين أن أفضل نموذج طبقاً لكلا المعيارين هو نموذج ARMA(6,6). وبإجراء الاختبارات التشخيصية لهذا النموذج تبين وجود علاقة ارتباط بين المشاهدات في سلسلة البواقي. أضف إلى ذلك، أنه يوجد ارتباط ذاتي في مربعات هذه البواقي وهو ما يعد مؤشراً على عدم ثبات التباين، مما يعني عدم صلاحية هذا النموذج في الاستدلال. وبناءً عليه، فقد تم إعادة فحص القيم الخاصة بكلا المعيارين، وتبين عدم وجود فروق كبيرة بين قيم هذين المعيارين، مما يعني أن النموذج المختار سابقاً ليس متفرداً في التعبير عن الخصائص الخاصة بمتغير التضخم. ومن ثم، يمكن استخدام أحد النماذج البديلة في التقدير والتنبؤ بشكل صحيح بشرط اجتيازها للاختبارات التشخيصية.

وبناء على النتائج السابقة، فقد تم إجراء الاختبارات التشخيصية على النماذج البديلة. وحيث أن نموذج ARMA(1,1) قد اجتاز الاختبارات التشخيصية من حيث غياب مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء بالإضافة إلى ثبات تباين البواقي، فقد تم اختياره لاستخدامه في التنبؤ بالتضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية (يوليو ٢٠٠٥ - أكتوبر ٢٠١٦). ويوضح الجدول رقم (١٠) نتائج النموذج المقدر مع عرض قيمة إحصائية  $t$  المحسوبة لكل معلمة من معاملات النموذج. كما يوضح الجدول (١١) نتائج إجراء اختبار (Ljung-Box Q statistic) لكل من بواقي الانحدار بالإضافة إلى مربعات بواقي الانحدار. وبناءً على النتائج الواردة بهذا الجدول، فقد تم رفض فرض العدم القائل بوجود ارتباط ذاتي في هاتين السلسلتين حتى بعد مرور (٣٦) شهر أي ثلاث سنوات.

#### جدول (١٠) تقديرات نموذج ARMA(1,1) في مصر

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \varepsilon_{t-i}$$

z-Statistic	القيمة المقدرة	المعلمة المقدرة
4.9755*	0.00454	$\beta_0$
5.1567*	0.72	$\beta_1$
-3.1642*	-0.55	$\delta_1$

\*تشير إلى معنوية المعلمة المقدرة عند مستوى معنوية ٥%.

جدول (١١)

اختبار Ljung-Box Q statistic لبواقي ومربعات بواقي نموذج ARMA(1,1)

سلسلة بواقي الانحدار		سلسلة مربعات بواقي الانحدار		فترات الإبطاء
p-value	إحصائية Q	p-value	إحصائية Q	
0.318	0.9988	-	0.2519	1
0.023	7.5736	-	1.0916	2
0.045	8.0653	0.182	1.7845	3
0.074	8.5192	0.406	1.8011	4
0.128	8.5568	0.250	4.1049	5
0.185	8.7996	0.033	10.469	6
0.143	10.906	0.057	10.727	7
0.206	10.918	0.061	12.059	8
0.281	10.918	0.067	13.196	9
0.360	10.964	0.096	13.488	10
0.443	10.999	0.115	14.209	11
0.529	10.999	0.094	16.205	12

تم تعديل قيم احتمالية إحصائية Q الخاصة بسلسلة بواقي الانحدار لتأخذ في حسابها وجود متغيرين يعبران عن الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك.

4-2-2-2 استخدام نموذج ARMA(1,1) في التنبؤ بالتضخم لتقييم المرحلة الانتقالية:

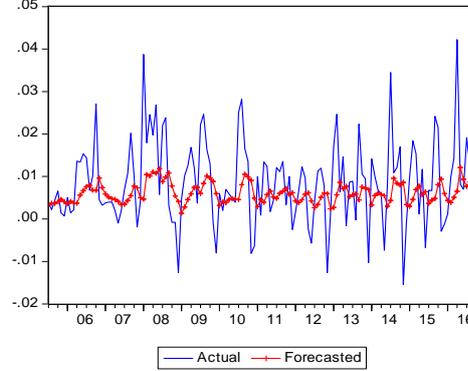
تم التوصل في الخطوة السابقة إلى تقدير نموذج ARMA(1,1) والذي اجتاز الاختبارات التشخيصية بنجاح، ومن ثم يمكن استخدامه في التنبؤ بالتضخم في المرحلة الانتقالية لنظام استهداف التضخم في مصر. وللحصول على التنبؤات الخاصة بالتضخم الناتجة من هذا النموذج فقد تم استخدام أسلوب تكرار التقدير (Recursive Estimation) للتنبؤ الاستاتيكي (static forecast) بفترة واحدة. ويعني ذلك، أنه يتم استخدام النموذج المقدر في الخطوة السابقة للتنبؤ بالتضخم الخاص بأول شهر في المرحلة الانتقالية وهو شهر يوليو ٢٠٠٥ فقط. وبإلي ذلك، إعادة تقدير النموذج ليشمل الفترة (يناير ١٩٩٣ - يوليو ٢٠٠٥) واستخدام النموذج الجديد للتنبؤ بشهر أغسطس ٢٠٠٥ وهكذا. أي أنه يتم تحديث عينة التقدير كل مرة بإضافة شهر جديد في نهاية العينة، ثم التنبؤ بالشهر التالي لها.

وتتمثل الخطوة التالية في تقييم المرحلة الانتقالية عن طريق المقارنة بين المعدلات المنتبأ بها للتضخم مع المعدلات الفعلية خلال تلك المرحلة، مع الأخذ في الاعتبار أن المعدلات التي تم التنبؤ بها كانت لتكون هي المعدلات الفعلية إذا ما استمر البنك المركزي المصري في سياسته النقدية القديمة ولم يعلن عن قرار التحول نحو استهداف التضخم. ويعرض الشكل (٤) كل من المعدلات الفعلية وتلك المنتبأ بها للتضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية، والذي يتضح منه اختلاف المعدلات الفعلية عن تلك المنتبأ بها سواء من حيث مستوى التضخم أو تقلباته، حيث كانت الأولى أكبر وأكثر تقلباً من المعدلات المنتبأ بها للتضخم. ويعني ذلك أن معدلات التضخم خلال الفترة الانتقالية لم تشهد انخفاضاً عن المعدلات في الفترة السابقة لها، بل على النقيض من ذلك حدث ارتفاع كبير في كل من معدلات التضخم والتقلبات الخاصة به والخاصة، أن إعلان البنك المركزي المصري عن تبنيه لنظام استهداف التضخم فور توافر المتطلبات الأساسية لم يؤدي إلى تحسن في أداء السياسة النقدية عن طريق تحقيقها الهدف الأساسي وهو الاستقرار النقدي. وبمقارنة تلك النتائج مع النتائج الأولية التي تم عرضها في الفحص المبني للبيانات، فإن هناك اتساق بين الفحص المبني وبين

النتائج التي تم الحصول عليها من هذا النموذج. وبناءً على تلك النتائج فقد تم رفض الفرضية الأولى والقائلة بوجود أثر إيجابي لإعلان البنك المركزي عن اتباعه لاستهداف التضخم على تخفيض معدلات التضخم خلال الفترة الانتقالية لهذا النظام.

شكل (٤)

معدلات التضخم الفعلية والمنتبأ بها خلال الفترة الانتقالية في مصر



4-٢-٣ تقييم المرحلة الانتقالية باختبار وجود تغيير هيكل في النظام النقدي:

تم التوصل في الخطوة السابقة إلى فشل السياسة النقدية الجديدة في مصر في تخفيض معدلات التضخم خلال فترة المرحلة الانتقالية. ولتدعيم تلك النتائج يمكن اتباع إجراء جديد يتمثل في تقييم المرحلة الانتقالية عن طريق تقدير نموذج يشمل عينة الدراسة بالكامل بداية من يناير ١٩٩٣ وحتى أكتوبر ٢٠١٦. ويهدف هذا الإجراء إلى اختبار وجود تغيير هيكل في طريقة إدارة السياسة النقدية مع بداية المرحلة الانتقالية. ويمكن القول بأنه في حالة إثبات وجود تغيير هيكل لصالح تخفيض التضخم، فإن ذلك يعني أن نجاح السلطات النقدية في خفض معدل التضخم يرجع بالأساس إلى تقديم الإطار الجديد للسياسة النقدية، والعكس بالعكس صحيح.

ولاختبار وجود تغيير هيكل في إدارة السياسة النقدية المصرية، تم تقدير عدة نماذج ARMA بنفس الطريقة المشار إليها في الجزء السابق. وحيث أن هذه النماذج المقدره قد فشلت في اجتياز الاختبارات التشخيصية بسبب عدم ثبات التباين، فقد تم تقدير نموذج GARCH(1,1). ولاختبار معادلة التضخم فقد تم إعادة فحص الهيكل الديناميكي لبيانات معدل التضخم للعينة المذكورة، والتي يعبر عنها بدوال الارتباط الذاتي كما سبق ذكره. وبناءً على ذلك، فقد تم التوصل إلى النموذج الموضح في جدول (١٢) بعد استبعاد فترات الإبطاء التي جاءت معالماتها غير معنوية عند التقدير:

جدول (١٢)

نتائج نموذج GARCH(1,1) لتقييم المرحلة الانتقالية في مصر

معادلة التضخم			
$\pi = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-6} + \omega_1 D05 + \omega_2 D11 + \varepsilon_t$			
المعلمة	قيمة	z-	Prob.
$\alpha_1$	0.320896	6.157922	0.0000
$\alpha_2$	0.369343	6.768399	0.0000
$\omega_1$	0.003283	2.319950	0.0203
$\omega_2$	-	-	0.5986

معادلة التباين (التقلبات في معدل التضخم)			
$h_t = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \mu_2 h_{t-1} + \gamma_1 D05 + \gamma_2 D11$			
0.0190	2.345949	6.99×	$\mu_0$
0.0000	5.492337	0.268271	$\mu_1$
0.0000	13.00250	0.706042	$\mu_2$
0.0246	2.248136	1.04×	$\gamma_1$
0.9264	0.092417	5.30×	$\gamma_2$
1019.430		Log likelihood	
-7.243226		AIC	
-7.126090		SIC	
17.316		اختبار Ljung-Box Q	
4.2555		اختبار Ljung-Box Q	

\* قيمة احتمالية احصائية Ljung-Box Q

وتوضح معادلة المتوسط أن التضخم الحالي يعتمد على قيمه السابقة في كل من الفترات (الأولى والسادسة). وعلى الجانب الآخر، فإن معادلة التباين هي صيغة معادلة GARCH(1,1). أضف إلى ذلك، أن المتغير (D05) في كلتا المعادلتين يعبر عن التغير الهيكلي المصاحب لبداية المرحلة الانتقالية، وقد تم إعطائه القيمة صفر في فترة ما قبل المرحلة الانتقالية بينما أخذ القيمة واحد أثناء المرحلة الانتقالية. ومن الجدير بالذكر، أنه في حالة كون هذا المتغير معنوياً، فإن ذلك يعني وجود تغير هيكلي عند بداية الفترة الانتقالية. وبعبارة أخرى، فإنه إذا كان هذا المتغير يختلف معنوياً عن الصفر في المعادلة الأولى، فإن ذلك يعني وجود تغير هيكلي في طريقة إدارة السياسة النقدية. وعلى الجانب الآخر، فإن معنوية هذا المتغير في معادلة التباين تشير إلى نجاح السياسة النقدية الجديدة في خفض درجة التقلبات في معدل التضخم أو فشلها في ذلك طبقاً لإشارة المعلمة المقدرية. وأخيراً، فيما يتعلق بالمتغير الهيكلي (D11) فيعبر عن أحداث ثورة الخامس والعشرين من يناير عام ٢٠١١، ومن ثم فقد تم إعطاء القيمة صفر في الفترة السابقة للثورة والقيمة واحد في الفترة التالية للثورة. وتشير النتائج الواردة بجدول (12) إلى تحقق جميع شروط نموذج GARCH(1,1)، حيث جاءت جميع المعاملات المقدرية غير سالبة، بالإضافة إلى أن مجموع كل من المعلمة الخاصة بمربعات الأخطاء السابقة والقيم السابقة للتباين المشروط أقل من الواحد الصحيح، مما يعني تحقق شرطي السكون وعدم السالبية.

وفيما يتعلق بالمتغير الهيكلي الخاص بالمرحلة الانتقالية، فقد جاءت قيمة كل من المعلمتين  $\gamma_1$  و  $\gamma_2$  موجبة وتختلف معنوياً عن الصفر، مما يعني وجود تغير هيكلي بعد الإعلان عن استهداف التضخم أدى إلى زيادة كل من معدلات التضخم والتقلبات الخاصة به، وهو ما يعكس فشل السياسة النقدية في تحقيق هدف الاستقرار النقدي خلال المرحلة الانتقالية. وأخيراً، فقد جاءت المعلمة الخاصة بالمتغير الهيكلي المعبر عن ثورة الخامس والعشرين من يناير سالبة ولكنها غير معنوية، مما يعني غياب أي أثر للثورة على أداء السياسة النقدية فيما يتعلق بارتفاع معدلات التضخم. ولتقييم مدى صلاحية هذا النموذج، من حيث استيفائه للشروط الخاصة بعدم وجود الارتباط الذاتي بين كل من بواقي الانحدار ومربعات بواقي الانحدار، وذلك للتأكد من خلو النموذج من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات تباين حد الخطأ، فقد تبين خلو النموذج من كل من الارتباط الذاتي بين بواقي الانحدار ومربعات بواقي الانحدار، من خلال إجراء اختبار (Ljung-Box Q)

(statistic) كما هو موضح بالصفين الأخيرين من جدول رقم (١٢). وبناءً على النتائج السابقة، فإنه يتم رفض الفرضية القائلة بتحسين أداء السياسة النقدية خلال المرحلة الانتقالية لاستهداف التضخم، حيث تبين من خلال الاختبارات المبدئية، بالإضافة إلى التقييم من خلال الطريقتين المتبعين في هذا المبحث، فشل هذه السياسة في تحقيق الهدف النهائي لها وهو هدف الاستقرار النقدي.

#### ٥- الخلاصة والمضمون بالنسبة للسياسة النقدية: أولاً: الخلاصة:

استهدفت الدراسة تقييم إلى أي مدى استطاع صناع السياسة النقدية في كل من مصر وشيلي توفير المتطلبات الأساسية اللازمة لتبني نظام استهداف التضخم من خلال إلقاء الضوء على المتطلبات الأساسية اللازمة لنجاح هذا النظام بصفة عامة ومدى توافرها في الحالتين محل الدراسة. بالإضافة إلى ذلك، فقد تم تحليل السياسة النقدية في كل من مصر وشيلي خلال المرحلة الانتقالية السابقة لاستهداف التضخم مع عرض أهم متطلبات استهداف التضخم ومدى توافرها خلال الفترة الانتقالية، بالإضافة إلى فحص أداء الاقتصاد الكلي بهما خلال الفترة الانتقالية. وقد تم تقييم هذه المرحلة في تحقيق الهدف النهائي للسياسة النقدية - الاستقرار النقدي - باستخدام نماذج ARMA و ARCH و GARCH. وطبقاً لنتائج الدراسة، يمكن القول أنه بالنسبة للتجربة الشيلية، فإن نجاح البنك المركزي الشيلي في تخفيض معدلات التضخم لم يرجع بصفة أساسية إلى الإعلان عن نظام استهداف التضخم وإنما بتضام مجموعة من السياسات أدت إلى تحقيق ذلك النجاح أهمها، عدم وجود عجز كبير بالموازنة العامة للدولة وتوافر الرقابة الفعالة والإشراف على القطاع المالي، بالإضافة إلى التقيد التام بالسياسة النقدية.

وفيما يتعلق بدراسة الحالة المصرية، فإن الفترة الانتقالية لم تشهد انخفاضاً في معدلات التضخم عن المعدلات في الفترة السابقة للمرحلة الانتقالية بل على النقيض من ذلك حدث ارتفاع كبير في كل من معدلات التضخم والتقلبات الخاصة به. ومؤدى ذلك، أن إعلان البنك المركزي المصري عن عزمه لتبني نظام استهداف التضخم لم يؤد إلى تحسن في أداء السياسة النقدية عن طريق تحقيقها الهدف الأساسي وهو الاستقرار النقدي. بالإضافة إلى ذلك، فقد تم تحليل أثر ثورة الخامس والعشرين من يناير 2011 على الاستقرار النقدي وتبين غياب أي أثر للثورة على أداء السياسة النقدية.

وفيما يتعلق باستيفاء الشروط اللازمة لاستهداف التضخم في الحالة المصرية، فقد أثبتت الدراسة انخفاض درجة استقلالية البنك المركزي المصري حيث اشترط القانون رقم (٨٨) لعام ٢٠٠٣ على ضرورة مشاركة الحكومة في وضع أهداف السياسة النقدية من خلال وجود تمثيل كبير لها في لجنة السياسة النقدية مما يُقلل من الاستقلال الوظيفي له. أضف إلى ذلك، استمرار البنك في تمويل الموازنة العامة بشكل غير رسمي بالإضافة إلى إمكانية إقالة محافظ البنك المركزي قبل انتهاء مدته القانونية، فضلاً عن عدم وضوح الإجراءات الخاصة بالفصل في أي صراع قد ينشأ بين البنك المركزي والحكومة. أما فيما يتعلق بوحدة هدف السياسة النقدية، فنجد أنه على الرغم من أن هذا الهدف يبدو محققاً في الحالة المصرية - خاصة بعد صدور القانون رقم (٨٨) لعام ٢٠٠٣ - والذي عهد للبنك المركزي بمهمة وضع وتنفيذ السياسة النقدية، واعتبار الاستقرار السعري هو الهدف الأساسي للسياسة النقدية الذي يتقدم على غيره من الأهداف وأن أية أهداف فرعية أخرى يمكن تحقيقها طالما لا يتعارض تحقيقها مع الهدف الأساسي، إلا أن الممارسة الفعلية تؤكد قيام البنك المركزي بالعمل على تحقيق أهداف أخرى استجابةً للمطالب السياسية بناءً على أحقية الحكومة في التصويت على أهداف السياسة النقدية. ويمكن توضيح ذلك، من خلال ما حدث عقب أحداث يناير ٢٠١١، حيث أرغمت الحكومة البنك المركزي على السحب الجائر من الاحتياطي النقدي وتوجيهه لغير الوجهة المخصص لها، تحقيقاً لمطالب فئوية أو غيرها، الأمر الذي تعارض مع هدف الاستقرار النقدي المنشود. وفيما يتعلق بتوافر ملاءة مالية للحكومة، فعلى

الرغم من الإجراءات التي اتخذتها الحكومة المصرية لإصلاح الهيكل المالي بدءاً من عام ٢٠٠٤، والتي أدت إلى انخفاض الدين العام كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بين عامي ٢٠٠٦ و ٢٠٠٩، إلا أن تكن النسبة قد اتخذت اتجاهات تصاعدياً حتى نهاية فترة الدراسة، مما يعني عدم تحقق الشرط الخاص بالجدارة المالية. وعلي الجانب الآخر، نجد أنه فيما يتعلق بوجود نظام مالي آمن ومستقر، فقد بدأت مصر منذ ٢٠٠٤ خطوات جاده في عملية الإصلاح، الأمر الذي يدعو للقول بأن هذا المطلب محقق إلى حد ما في الحالة المصرية.

#### ثانياً: المضمون بالنسبة لصناع السياسة النقدية:

بناءً علي النتائج السابقة، تقترح الدراسة هذه المجموعة من الإجراءات التي يجب أن تؤخذ في الاعتبار من جانب صناع السياسة النقدية في مصر:

- القيام بالإجراءات التي تدعم من استقلالية ومصادقية البنك المركزي باعتبارها حجر الأساس في ظل تبني هذا النظام. وتتمثل أهم تلك الإجراءات في تخفيض حجم التمثيل الحكومي في لجنة السياسة النقدية والحد من قدرة أعضاء الحكومة على التصويت، بالإضافة إلي إعادة المادة القانونية التي تمنع إقالة محافظ البنك المركزي قبل انتهاء مدته القانونية، فضلاً عن ضرورة وجود إطار قانوني واضح للفصل في النزاعات التي قد تنشأ بين الحكومة والبنك المركزي.
- العمل على تحسين الوضع المالي للحكومة من خلال إعادة النظر بشأن بنود الموازنة العامة وتقسيمها، بالإضافة إلى زيادة نسبة مشاركة القطاع الخاص في تنفيذ المشروعات العامة.
- التنسيق بين كل من السياستين المالية والنقدية، مع التأكيد علي ضرورة اعتماد الحكومة في تمويل الموازنة العامة على التمويل من مصادر ادخار حقيقية وتجنب التمويل التضخمي بشكل كامل.
- قيام الحكومة ببعض الإجراءات لتدعيم الإصلاحات التي نفذتها فيما يتعلق بوجود نظام مالي آمن ومستقر، وذلك من خلال دعم مشاركة القطاع الخاص في القطاع المصرفي، بالإضافة إلى التزام الحكومة بدعم الإفصاح والشفافية، فضلاً عن تقديم منتجات مالية جديدة.
- قيام الحكومة بالتنسيق مع البنك المركزي بوضع إطار زمني للتخفيض التدريجي للدعم، وذلك لتدعيم مصداقية السياسة النقدية في تحقيق معدل التضخم المستهدف.
- ينبغي تطبيق قاعدة استهداف التضخم في إطارها الضمني من خلال تبني أهداف أخرى فرعية كاستقرار الناتج المحلي الاجمالي طالما لا يتعارض ذلك مع الهدف الرئيسي، وذلك لضمان نجاح نظام استهداف التضخم.

## المراجع

### قائمة المراجع باللغة العربية:

- أحمد، دعاء عقلو أحمد، أميرة عقل (٢٠١٥)، "السياسة النقدية بينا لنظرية والتطبيق"، كلية التجارة ، جامعة بنها ، غير منشور.
- البنك الأهلي المصري (٢٠٠٦)، "اتجاهات السياسة النقدية خلال الربع الأول من عام ٢٠٠٦"، النشرة الاقتصادية، العدد (١).
- البنك المركزي المصري (٢٠١٣)، "إنجازات مجلس إدارة البنك المركزي المصري خلال الفترة من ديسمبر ٢٠٠٣ وحتى ديسمبر ٢٠١٢"، تقرير سنوي .
- البنك المركزي المصري (٢٠١١)، "التقرير السنوي ٢٠١٠ / ٢٠١١".
- البنك المركزي المصري (٢٠١٤)، "التقرير السنوي ٢٠١٣ / ٢٠١٤".
- البنك المركزي المصري (٢٠١٦)، "التقرير السنوي ٢٠١٥ / ٢٠١٦".
- الغنام، حمد (٢٠٠٣)، "تحليلا لسلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية: باستخدام منهجية بوكس جينكينز " (Box-Jenkins Method)، مجلة جامعة الملك عبدالعزيز: الاقتصاد والإدارة، المجلد (١٧)، العدد (٢).
- الغيطاني، إبراهيم ورخا، أنس (٢٠١٣)، "تقييم السياسة النقدية في مصر بعد ثورة يناير"، ورقة عمل، فعاليات ورشة عمل، المركز المصري للدراسات والمعلومات.
- توفيق، محبلة (٢٠١٤)، "استهداف التضخم: استراتيجية جديدة للسياسة النقدية للبنك المركزي المصري : دراسة تحليلية"، المجلة العلمية للبحوث والدراسات التجارية، كلية التجارة، جامعة حلوان، العدد الثالث- الجزء الثاني.
- سليمان، ياسمين عمرو (٢٠١٤)، "دور البنك المركزي المصري في تطوير القطاع المصرفي ومواجهة الأزمات الاقتصادية"، سلسلة أوراق بحثية، المعهد المصرفي العربي، عدد غير معروف.
- فودة، أحمد رامي إسماعيل (٢٠٠٨)، "سياسة استهداف التضخم كهدف للسياسة النقدية، دراسة تحليلية مقارنة مع الإشارة إلى مدى إمكانية تطبيقها في مصر"، رسالة ماجستير، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة.
- عبدالعزيز، طيبة (٢٠٠٥)، "سياسة استهداف التضخم كأسلوب حديث للسياسة النقدية دراسة خالة الجزائر للفترة من ١٩٩٤ - ٢٠٠٣"، رسالة ماجستير، جامعة حسيبة بن بوعلي، الشلف، الجزائر.

### References:

- Ahmed, D.A. (2011), "An Operational Framework for Inflation Targeting in Egypt", Unpublished PhD Thesis, University of Leicester, England.
- Aizenman, J., Hutchison, M. & Noy, I. (2011), "Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets", World Development, 39(5).
- Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", IEEE Transactions on Automatic Control 19(6).
- Ball, L. M. & Sheridan, N. (2004), "Does Inflation Targeting Matter?", In the Inflation-Targeting Debate, University of Chicago Press.
- Berumenta, H. & Yukselb, E. (2006), "Effects of Adopting Inflation Targeting Regimes on Inflation Variability", Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 375(1).

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31.
- Brooks, C. (2002), "Introductory Econometrics for Finance", Cambridge University Press.
- Cabrera, A. & Lagos, L. F. (2000), "Monetary Policy in Chile: A Black Box?", Banco Central de Chile Working Paper NO. 88)
- Clifton, E.V., Hyginus, L. & Wong, C.H. (2001), "Inflation Targeting and The Unemployment- – Inflation Trade – off ", IMF Working Paper NO. 01/166.
- Corbo, V. & Hebbel, S. K. (2002), "Inflation Targeting in Latin America", Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía.
- Davis, F. R. (2005), "Economic Reforms in Chile: From Dictatorship to Democracy", University of Michigan Press.
- Gonçalves, C.E.S. & Salles, J.M. (2008), "Inflation Targeting in Emerging Economies: What Do the Data Say?" *Journal of Development Economics*, Working Paper NO. 85.
- Johnson, D.R. (2002), "The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel", *Journal of Monetary Economics*, 49.
- Ljung, G. M. & Box, G. E. P. (1978), "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, 65.
- Mishkin, F. S. (2000), "Inflation Targeting in Emerging Market Countries", NBER Working Paper, (No.7618).
- Mishkin, F.S. (2000), "From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries", World Bank Publications, New York, 10027.
- Mishkin, F. S. (2004), "Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries? ", NBER Working Paper No. 10646.
- Mishkin, F. S. (2004), "The Economics of Money, Banking, and Financial Markets", Pearson Education.
- Pétursson, T.G. (2005), "Inflation Targeting and Its Effects on Macroeconomic Performance ", The European Money and Finance Forum.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, 6(2).
- Valdés, R. (2007), "Inflation Targeting in Chile: Experience and Selected Issues", *Documentos de Política Económica (Banco Central de Chile)*, 22(1).
- Von Hagen, J. & Neumann, M.J.M. (2002), "Does Inflation Targeting Matter?" *Federal Reserve Bank of StLouis Review*, 8.

## الملحق

### جدول (أ)

معايير المفاضلة بين نماذج ARMA التي تم تقديرها في حالة شيلي

معايير AIC							
	AR(0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)	AR(6)
MA(0)		-6.0703	-6.0921	-6.160	-6.137	-6.16	-6.1542
MA(1)	-5.668	-6.1622	-6.2668	-6.246	-6.128	-6.23	-6.2144
MA(2)	-5.757	-6.2740	-6.2625	-6.258	-6.243	-6.33	-6.2876
MA(3)	-5.929	-6.2586	-6.252	-6.208	-6.250	-6.23	-6.2044
MA(4)	-5.981	-6.3524	-6.2637	-6.254	-6.232	-6.2	-6.1783
MA(5)	-5.977	-6.2596	-6.264	-6.236	-6.219	-6.21	-6.1942
MA(6)	-5.991	-6.3342	-6.2523	-6.229	-6.2032	-6.26	-6.1903
معايير SIC							
	AR(0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)	AR(6)
MA(0)		-6.04831	-6.0478	-6.093	-6.0482	-6.05	-6.0185
MA(1)	-5.646	-6.11815	-6.2003	-6.157	-6.0163	-6.093	-6.056
MA(2)	-5.713	-6.20783	-6.1739	-6.147	-6.1096	-6.171	-6.1067
MA(3)	-5.863	-6.17044	-6.1418	-6.074	-6.0939	-6.048	-6.0009
MA(4)	-5.893	-6.242	-6.1308	-6.099	-6.0535	-6.001	-5.9521
MA(5)	-5.868	-6.1272	-6.1089	-6.058	-6.0174	-5.982	-5.9453
MA(6)	-5.859	-6.17982	-6.075	-6.028	-5.9793	-6.011	-5.9188

### جدول (ب)

معايير المفاضلة بين نماذج ARMA التي تم تقديرها في حالة مصر

معايير AIC							
	AR(0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)	AR(6)
MA(0)		-6.95331	-7.0591	-7.0882	-7.0724	-7.053	-7.1746
MA(1)	-6.7955	-7.15133	-7.1457	-7.1471	-7.124	-7.064	-7.1695
MA(2)	-6.8713	-7.14303	-7.1437	-7.1385	-7.1666	-7.165	-7.1881
MA(3)	-6.9821	-7.15306	-7.1475	-7.1867	-7.2164	-7.336	-7.1752
MA(4)	-6.9729	-7.1713	-7.1617	-7.1691	-7.2167	-7.238	-7.2432
MA(5)	-6.9632	-7.16048	-7.1924	-7.1691	-7.2115	-7.259	-7.3269
MA(6)	-7.0713	-7.16048	-7.1741	-7.2195	-7.2011	-7.346	-7.497
معايير SIC							
	AR(0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)	AR(6)
MA(0)		-6.93315	-7.0186	-7.0271	-6.9907	-6.951	-7.0508
MA(1)	-6.7754	-7.11101	-7.085	-7.0657	-7.0218	-6.941	-7.0251
MA(2)	-6.8312	-7.08255	-7.0627	-7.0368	-7.044	-7.021	-7.0231
MA(3)	-6.9219	-7.07242	-7.0462	-7.0646	-7.0734	-7.172	-6.9896
MA(4)	-6.8926	-7.0705	-7.0402	-7.0267	-7.0532	-7.053	-7.037
MA(5)	-6.8628	-7.03951	-7.0506	-7.0267	-7.0276	-7.054	-7.1
MA(6)	-6.9509	-7.03951	-7.0121	-7.0364	-6.9967	-7.121	-7.2495