محددات التضخم في سورية
خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠٠٤

عماد الدين أحمد المصبح*

ملخص: يهدف هذا البحث إلى قياس أثر بعض المتغيرات الاقتصادية في التضخم في سورية. ويستخدم البحث في قياس هذا الأثر أسلوب التكامل المشترك واختبار السببية. وحددت المتغيرات المؤثرة في التضخم (الرقم القياسي للأسعار) بالاستناد إلى الأدبيات الاقتصادية التي تناولت هذا الموضوع. وقد توصل البحث إلى أن هناك أثراً طويل الأجل لكل من مؤشر الركود الاقتصادي ومؤشر السياسة النقدية في التضخم في سورية. وكذلك تبين أن هناك علاقة سببية طويلة الأجل وقصيرة الأجل متجهة من هذين المؤشرين إلى مؤشر التضخم.

المصطلحات الأساسية: محددات التضخم، مؤشر الركود الاقتصادي، السياسة النقدية، الاقتصاد السوري، التكامل المشترك، اختبار السببية.

مقدمة:

تعتبر مشكلة التضخم قديمة قدم المال نفسه؛ ففي روما القديمة، تسبب خفض قيمة عملات الفضة والذهب، بزيادة المعدن الخسيس بها على يد نيرون ومن تبعوه، في تضخم معتدل دام بضعة قرون، حتى تسبب إصلاح للعملة على غير هدى قام به الإمبراطور أورليان في القرن الثالث في وصول التضخم إلى عنان السماء، وقد عاصرت مصر تضخماً جامحاً عام 324م. وأصاب التضخم الصين – وهي أول دولة

* قسم الاقتصاد، جامعة دمشق، سورية.

قامت بطبع عملات ورقية – في القرن الحادي عشر، عندما أصدرت السلطات أذونات كثيرة جداً بعد صرف مبالغ هائلة نقداً – عملات مصنوعة من معادن قليلة القيمة – حتى تتخلص من احتمال دخول الغزاة بدفع الأموال لهم وتسدد ثمن الواردات. (التمويل والتنمية، 2003: 10)

ويحظى موضوع التضخم باهتمام واسع، ليس من قبل الاقتصاديين فقط بل من قبل الأفراد العاديين أيضاً. ويرجع هذا الاهتمام إلى ما يفرضه التضخم من تكاليف اجتماعية واقتصادية كبيرة؛ فهو يشوه عملية تخصيص الموارد من خلال "تقليل معلومات" نظام الأسعار، مما يؤثر سلباً على الكفاءة الاقتصادية والنمو، كما يؤدي إلى توزيع عشوائي للدخل والثروة في المجتمع، ومن ثم إلى تأثير على الرفاه الاجتماعي (IMF, 1996). وتمثل هذه التكاليف ضغطاً على الحكومات لكي تتبع سياسات تتناسب مع معدلات تضخم منخفضة (حمد بن سلمان البازعي، 1997: 47). وقد تولدت القناعة لدى العديد من الأكاديميين ومخططي السياسة النقدية والمسؤولين في البنوك المركزية بأن استقرار الأسعار يجب أن يكون هو الهدف الطويل الأمد للسياسة النقدية.

وقد تبين منذ نهاية الثمانينيات أن التأثير على التضخم بشكل غير مباشر من خلال المقاربات التقليدية القائمة على التحكم بالمتغيرات الوسيطة مثل المجاميع النقدية أو سعر الصرف – لا يساعد كثيراً في تحقيق ذلك الهدف؛ الأمر الذي دفع ببعض الدول الصناعية والنامية لاحقاً، إلى تبني مقاربة مباشرة لمكافحة التضخم عرفت بسياسة استهداف التضخم، وهي تتمثل في إعلان صريح من قبل السلطات النقدية بأن هدف السياسة النقدية هو تحقيق مستوى محدد لمعدل التضخم خلال فترة زمنية محددة (ناجي التوني، 2002: 2).

وقد عانت سورية تضخماً، وبخاصة في فترة الثمانينيات، بعد انحسار المساعدات العربية والأجنبية لأسباب متعددة، وبسبب تزايد السكان بنسب مرتفعة وصلت إلى حدود 3,7% سنوياً، محسوبة خلال الفترة من 1980–1989، (المكتب المركزي للإحصاء، 1972 إلى 2005)، مع توسع هائل في التضخم الاقتصادي، وهو الأمر الذي أدى إلى تفاقم عجز الموازنات الحكومية وميزان المدفوعات، وتزايد حجم الكتلة النقدية بمعدل أعلى من معدل النمو الاقتصادي بسبب ازدياد مديونية الدولة وقطاعها العام والقطاع المصرفي (محمد رياض الأبرش، 1995: 7). إلا أن معدل

التضخم بدأ بالانخفاض خلال فترة التسعينيات ووصل إلى حدوده الدنيا، حيث بلغت قيمة الرقم القياسي للأسعار في عام 1999 نحو 185 (المكتب المركزي للإحصاء، 1972 إلى 2005)، وترافق ذلك مع حدوث موجة ركود اقتصادي خلال عام 1999؛ حيث وصل معدل النمو للناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة خلال عام 1999 إلى حدود –5,6% (المكتب المركزي للإحصاء، 1972 إلى 2005)

وتشير معظم المقالات والأبحاث التي تناولت مشكلة التضخم في سورية إلى أن هناك أسباباً نقدية تقف وراء هذه الظاهرة. ويلاحظ محمد رياض الأبرش (1995: 6) "أن معدل النمو السنوي في الكتلة النقدية يفوق معدل النمو في الناتج المحلي الإجمالي في معظم السنوات. وهذا ما يجعل كميات النقد المتداول في الاقتصاد السوري تفوق الحاجة إليها بنسب كبيرة... والقول إن التضخم ما هو إلا نتيجة لعملية استيراد التضخم دون تحديد رقمي غير صحيح؛ لأنه إذا كان الأمر كذلك فلماذا تتزايد حجوم الكتلة النقدية بمعدلات تفوق كثيراً معدلات الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة؟".

وينتقد إلياس نجمة (2005) مقولة أن التضخم في سورية هو تضخم طلب واصفاً إياه بأنه تضخم كلفة. ويقول: "من خلال مشاهدة الوقائع نلاحظ أن سياسات الإنفاق العام الانكماشية التي مورست لأكثر من 15 عاماً والتي خفضت الطلب العام وكل ما يتصل به، كما خفضت الطلب الخاص لدى أصحاب الرواتب والأجور، لم تستطع وقف زيادات الأسعار، وهذا يدفعنا لنلاحظ أن هناك أسباباً موضوعية أخرى للتضخم، منها الهدر والبطالة المقنعة، وارتفاع أسعار المستوردات من الخارج، والتخلف الإداري والتعقيدات التي تمارسها الإدارة البيروقراطية في تعاملها مع المواطنين، وعدم وجود بنية اقتصادية أساسية متطورة تستخدم وتوظف بفعالية كبيرة، وعدم استخدام التكنولوجية المتطورة واستخدام أساليب العمل المتقدمة ... إلخ. وهذه أسباب كافية تماماً لزيادة التكلفة، ناهيكم عن الفساد الإداري الذي يزيد من كلف الأعمال والمشاريع" (إلياس نجمة، 2005: 12). وهو بذلك يتحدث عن أن من أهم أسباب التضخم عدم الاستغلال الأمثل والكفؤ للموارد الاقتصادية المتاحة للاقتصاد السوري.

هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى دراسة أثر مجموعة من محددات التضخم في سورية بالاستناد إلى الأدبيات المتعلقة بهذه الظاهرة، وذلك باستخدام أساليب الاقتصاد القياسي. وسوف يستخدم نموذج رياضي يتوافق مع النظريات المفسرة للتضخم وحله، بغية اختبار مقدرة هذه النظريات على تفسير ظاهرة التضخم في الاقتصاد السوري.

منهجية البحث:

تعتمد منهجية هذه الدراسة على الأسلوب الوصفي في تحليل بيانات التضخم والأسلوب الكمي في تقدير دالة محددات التضخم خلال فترة الدراسة، وذلك باستخدام أسلوب التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. وتعتمد مصادر بيانات الدراسة على المجموعة الإحصائية السورية التي يصدرها المكتب المركزي للإحصاء في سورية.

أولاً – التضخم في الاقتصاد السوري:

1 – تطور مؤشر التضخم في الاقتصاد السوري:

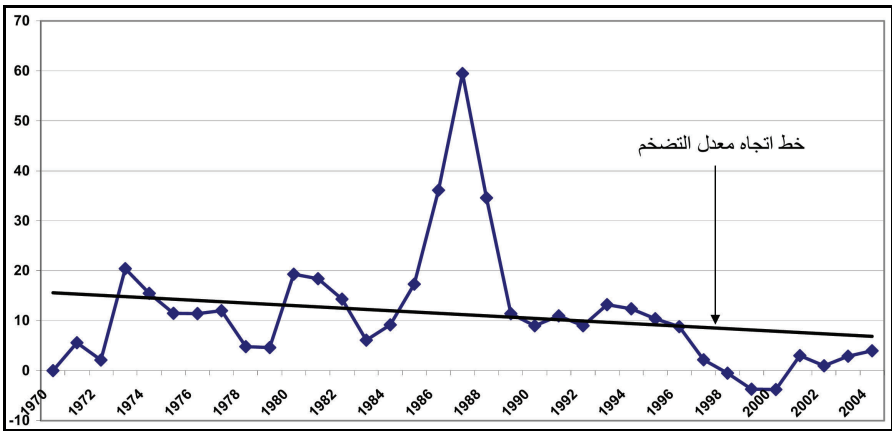
عرف الاقتصاد السوري ظاهرة التضخم منذ السنوات الأولى للاستقلال عن الدولة العثمانية، واستمدت الظاهرة نموها طيلة هذه الفترة من أسباب عديدة؛ ففي العشرينيات والثلاثينيات والأربعينيات من القرن العشرين كان على سورية الوفاء بديونها التي خلفتها الدولة العثمانية. كما كان السكان يتزايدون بمعدلات مرتفعة إضافة إلى ارتفاع الطلب الإجمالي. وقد أسهم في جعل التضخم خلال هذه الفترة محدوداً في أثره وجود الاقتصاد النقدي في جزء محدود من المجتمع الذي كان يعيش – في معظمه – اقتصاداً عائلياً مغلقاً، يتم التبادل فيه خارج إطار النقد. ومع الاستقلال وانتشار الزراعة الحديثة وتجمع رأس المال في أيدي الرأسمالية الوطنية نتيجة أرباحها الهائلة، خلال سنوات الحرب العالمية الثانية، بدأ التضخم يتضح – بوصفه ظاهرة اقتصادية – في ملامحه ومعدلاته ونتائجه. إلا أن الزيادة المطردة في معدلات الإنتاج في فترة نهاية الأربعينيات والجزء الأكبر من الخمسينيات أسهمت في جعل معدلات التضخم منخفضة. (محمد رياض الأبرش، 1995: 8).

وأدت الأوضاع السياسية المضطربة في نهاية الخمسينيات وخلال عقد الستينيات إلى ارتفاع معدلات التضخم – بسبب عدم استقرار الأحوال الاقتصادية وخضوع التوجهات الاقتصادية إلى التقلب السريع والتعديل الدائم – الذي لم يحد منه سوى انعدام السلع الممكن شراؤها، وهروب الرساميل إلى الخارج، وانعدام

الفرص المتاحة للقطاع الخاص، بينما كانت المساعدات الدولية والعربية وتحويلات المغتربين السوريين تعيد بعض التوازن إلى الاقتصاد السوري خلال تلك المرحلة.

وفي مرحلة السبعينيات[1] فإن التضخم بقي محدوداً، وبخاصة خلال النصف الأول من هذا العقد (1970–1973)، وبسبب حرب تشرين الأول/أكتوبر عام 1973 فإن معدل التضخم قد تجاوز (14%) في عام 1974 و(16%) في عام 1975. إلا أنه بدأ بالانخفاض حتى وصل إلى (4,9%) في عام 1979 وذلك تحت تأثير استقرار الأوضاع الاقتصادية والسياسية، وبسبب المساعدات المالية التي تلقتها سورية من دول الخليج العربية التي استفادت من الفورة النفطية الأولى بعد الحرب.

وقد شهدت فترة الثمانينيات ارتفاعاً كبيراً في معدل التضخم، وأخذ التضخم خلال سنوات العقد شكل "التضخم الجامح" ولاسيما بعد عام 1982. وأسهم في جموح التضخم، العجوزات المستمرة في موازنة الدولة والتراجع الكبير في المساعدات العربية، وتأثير المشكلة الأمنية الداخلية وكذلك الاجتياح "الإسرائيلي" للبنان. وفي النصف الثاني من الثمانينيات ارتفع معدل التضخم؛ حيث بلغ (50%) في عام 1987 و(45%) في عام 1989 (مصرف سورية المركزي، 1991: 52–53).



المصدر: بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء (1972 إلى 2005).

شكل بياني (1) – معدل التضخم في سورية خلال الفترة 1970 – 2004

(1) الأرقام عن معدل التضخم عبّر عنها بواسطة التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك.

أما في التسعينيات من القرن العشرين، فإن الحكومة اتبعت سياسات انكماشية حادة جداً أدت إلى تخفيض معدل التضخم تباعاً، وصولاً إلى أرقام سالبة في معدله (انكماش)؛ حيث بلغ معدل نمو الرقم القياسي لأسعار المستهلك في عام 1999 نحو (-5,6%). وكانت موازنة الدولة الأداة الرئيسية في إدارة التضخم. وتشير البيانات إلى أن الحكومة انتقلت بشكل سريع بعد أزمة الصرف عام 1986 من سياسة عجز سنوي يراوح بين (30% و90 %) من الإيرادات في الثمانينيات، إلى سياسة تقشف صارمة، لا يحلم صندوق النقد الدولي بفرضها بهذه القسوة على أية حكومة، وقد خرجت بعدها الموازنة بفائض قدره (9%) من إيرادات الحكومة (سمير عيطة، 2002: 8)

وفي السنوات الأولى من القرن الحادي والعشرين، وبسبب استمرار نتائج سياسة التثبيت الهيكلي التي اتبعت خلال سني التسعينيات، فقد تحرك مؤشر التضخم ببطء شديد مترافقاً مع تحقيق معدل نمو اقتصادي نتيجة تأثير تحسن الأحوال المناخية والارتفاع الملحوظ في أسعار النفط، مع الإشارة إلى أن الصادرات النفطية تمثل قرابة (75%) من إجمالي الصادرات السورية (المكتب المركزي للإحصاء، 1972 إلى 2005) وأن الإيرادات النفطية تشكل نسبة (25%) من إجمالي إيرادات الموازنة العامة للدولة (وزارة المالية، 2004: 12).

2 – نتائج التضخم على الاقتصاد السوري:

لقد أدى التضخم في السابق إلى ضعف الثقة بالاقتصاد، وتمركز الاستثمارات في القطاعات غير المنتجة، كالبناء والسيارات والمضاربة بأسعار العملات والعقارات (نبيل السمان، 93). وأدى إلى إعادة توزيع الدخل لصالح الأغنياء، حيث يبدو حالياً زيادة حجم الغنى الفاحش مقابل زيادة حدة الفقر المدقع وزيادة البطالة في صفوف العمال (علي كنعان، 2002: 182–183). وقد عانى أصحاب الدخل المحدود آثار التضخم؛ ففي حين ارتفعت الأسعار خلال الثمانينيات إلى أكثر من (400%) لم تشهد الدخول زيادات أكثر من (70%) خلال الفترة نفسها (قدري جميل، 2001: 6)

3 – أسباب التضخم في الاقتصاد السوري:

لقد حدث التضخم خلال العقود الماضية بفعل مجموعة من العوامل أهمها: هبوط قيمة العملة الوطنية، الذي أثر بدوره على قيمة المستوردات من السلع، وتخفيض الدولة دعمها لبعض المواد، والحصار الاقتصادي الأوربي، وبخاصة خلال الثمانينيات من القرن العشرين.

ومن بين العوامل التي أدت إلى تفاقم مشكلة التضخم في الثمانينيات لجوء الحكومة إلى تمويل عجز الموازنة العامة للدولة عن طريق الإصدار النقدي، وهي الطريقة التي تسمى بعملية التمويل بالعجز أو التمويل التضخمي للعجز. وتؤدي هذه الطريقة إلى زيادة عرض النقد، ورفع قدرة الحكومة على استغلال بعض الموارد الاقتصادية، ولكن النتيجة الأكثر تجلياً على سطح الاقتصاد وفي عمقه هي التضخم. وتشير البيانات إلى أن نسبة التمويل بالعجز قد بلغت في عام 1985 نحو (34%) مقابل (10%) في عام 1990 و(14%) في عام 1994. "إن هذا التمويل قد أسهم خلال الفترة من 1985–1995 في زيادة معدلات التضخم؛ حيث راوح معدل التضخم بين (25% – 30%) وأدى إلى آثار سلبية على الاقتصاد الوطني" (علي كنعان، 2003: 174).

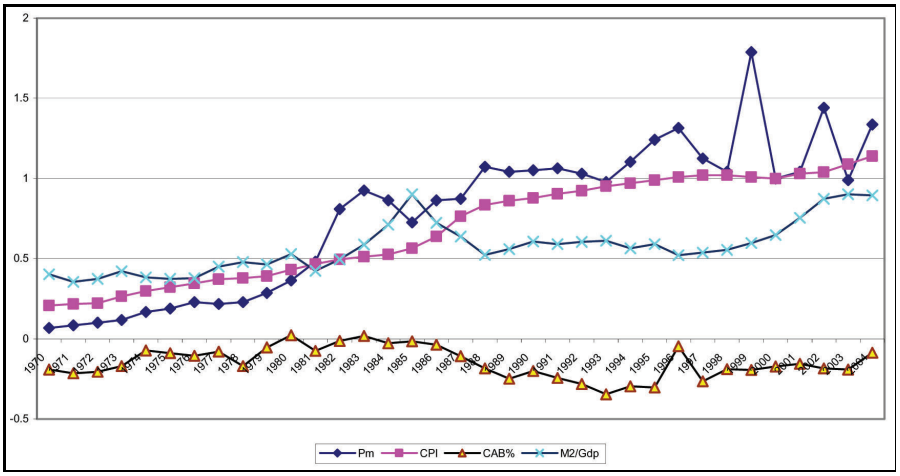
وفي بداية التسعينيات واكب ظهور الاستثمارات والانفتاح الاقتصادي مزيد من ارتفاع الأسعار وبخاصة المواد الاستهلاكية الأساسية نتيجة رفع الدعم عنها، ورفع أجور العاملين في القطاع العام، ومحاولة توحيد أسعار الصرف للعملات الأجنبية، التي تشكل في واقع الحال تخفيضاً لقيمة الليرة السورية. (نبيل السمان: 95).

أما في المرحلة التالية (1994–2000)، فقد انتهجت الحكومة سياسة مالية انكماشية، قوامها الضغط على الإنفاق تقليصاً وعلى الإيرادات تحصيلاً. وقد كان من نتائج هذه السياسة تقليص عجز الموازنة وتقليص معدلات التضخم من (8%) في عام 1997 إلى قيم سالبة في عام 1999. وفيما أعقب ذلك من السنوات، فإن معدل التضخم قد تحرك صعوداً، ولكن بمعدلات مقبولة لم تتجاوز (4%) لغاية عام 2004. وقد ترافق معدل التضخم خلال هذه الفترة مع النمو الاقتصادي الحقيقي بعد مرحلة من الركود الاقتصادي وتراجع الأداء.

ثانياً – النموذج النظري:

تبين لنا من تحليل التضخم في الاقتصاد السوري خلال الفترة من 1970–2004 ومن رصد الأسباب والعوامل التي أنتجت هذا التضخم، أنه لا يمكن تأكيد أن هناك عاملاً محدداً بعينه للتضخم في هذا الاقتصاد، بل يمكن القول إن مختلف العوامل تتضافر في إنتاجه.

وبالعودة إلى السياق النظري والتحليلي، فإن هناك عوامل مالية ونقدية بالإضافة إلى التجارة الخارجية، قد أسهمت في ظهور الضغوط التضخمية وتطورها. والحقيقة أنه لم يكن واضحاً اتجاهات العلاقة بين مختلف عناصر هذه العوامل الرئيسة وبين معدل التضخم. ويبين شكل (2) أن التغيرات في معدل التضخم والتغيرات في مؤشر السياسة النقدية ومؤشر الركود الاقتصادي تبدو متقاربة إلى درجة يمكن البناء من خلالها على وجود علاقة بين أي منها ومعدل التضخم المعتمد.



المصدر: بالاعتماد على بيانات المكتب المركزي للإحصاء (1972 – 2005)

شكل بياني (2) – متغيرات النموذج خلال الفترة 1970 – 2004

جرت محاولات عديدة لاستخدام عوامل مفسرة للتضخم من نظريات مختلفة، بما في ذلك العوامل الخارجية، ومن هذه المحاولات، ما قام به (Aghevli & Rodriguez, 1979: 45)؛ حيث قدما معادلة من الصيغة التالية لتقدير معدل التضخم في اليابان:

$$\Delta LnP = a_0 + a_1 LnM_{2_{-1}} + a_2 LnGDP + a_3 CABP + a_4 \Delta LnPm + u_t \quad (4)$$

حيث إن:

ΔLnP: الفرق الأول للوغاريتم الطبيعي لمقياس الأسعار المستخدم.

$LnM2_{-1}$: اللوغاريتم الطبيعي للعرض النقدي للسنة السابقة.

$LnGDP$: اللوغاريتم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة.

$CABP$: متغير ركود النشاط الاقتصادي، باعتباره النسبة المئوية للفرق بين القيمة الاتجاهية والقيمة الفعلية لإجمالي الناتج المحلي الحقيقي كنسبة مئوية[2].

$LnPm$: الفارق الأول للوغاريتم الطبيعي للرقم القياسي لأسعار المستوردات.

u_t: بواقي معادلة الانحدار.

a_0، a_1، a_2، a_3، a_4: معاملات معادلة الانحدار.

واستخدمت دراسات أخرى متغير تكاليف العمل المعدلة بالإنتاجية، الذي يحدد بدوره التضخم المتوقع ودرجة ضغوط الطلب (CABP) في تفسير معدلات التضخم. وقد لاحظت دراسات تطبيقية أن النمو في تكاليف وحدة العمل لم يساعد على التنبؤ بمعدل التضخم على أساس مخفض الناتج المحلي الإجمالي في الولايات المتحدة، وذلك خلال الفترة من 1955–1992 (سمير الخوري، 1997: 101)

وسوف تستخدم هذه الدراسة نموذجاً معدلاً لاختبار محددات التضخم. وتقترح من المحددات التي ستدخل في النموذج: متغير السياسة النقدية الذي يعبر عنه بنسبة العرض النقدي M2 إلى الناتج المحلي الإجمالي GDP؛ وأسعار المستوردات Pm، معبراً عنها بالرقم القياسي لأسعار المستوردات؛ ومتغير فجوة الطلب CABP، حيث يمكن التعبير عن هذه الفجوة بالنسبة المئوية للفرق النسبي بين الناتج المحلي الإجمالي GDP والدخل القومي NI (بالأسعار الثابتة). أي:

$$(5) \quad CABP = \frac{NI_t - GDP_t}{NI_t} * 100$$

إذن، يمكن التعبير عن النموذج الذي سيختبر بالشكل الرياضي التالي:

$$(6) \quad p = f(\frac{M_2}{GDP}; Pm; CABP)$$

وستأخذ الصيغة الاقتصادية القياسية للنموذج الشكل التالي، وذلك بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي لمتغيرات النموذج:

(2) إذن: $\text{CABP} = \frac{\text{GDPT}-\text{GDP}}{\text{GDPT}} \times 100$

حيث GDPT القيمة الاتجاهية للناتج الحقيقي ويتم الحصول عليها من المعادلة $\ln GDP = \alpha_0 + \alpha_1 t$ حيث t تمثل الزمن و α_1 تمثل معدل النمو السنوي الوسطي.

$$(7) \quad LnP_t = p_0 + \alpha Ln\frac{M2_t}{GDP_t} + \beta LnPm_t + \lambda CABP + u_t$$

حيث:

p_0، u_t، تمثل بواقي معادلة الانحدار. حيث $\left(\sum_{t=i}^{n} u_t = 0\right)$

α، β، λ، تمثل ثوابت معادلة الانحدار. وعلى اعتبار أننا استخدمنا الشكل اللوغاريتمي لمعادلة الانحدار فإن هذه الثوابت تمثل معاملات المرونة للتضخم بالنسبة لكل متغير من المتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج.

ثالثاً – الجوانب المنهجية:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة السببية واتجاهها بين مؤشر التضخم ومحدداته في سورية. ويعتبر النموذج الذي اعتمد في المحور الثالث الأساس الذي تقوم عليه عملية التقدير. وستقوم الدراسة في هذا المحور باختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين التغيرات في معدل التضخم ومحدداته المعتمدة من خلال اختبار التكامل المشترك، واختبار وجود علاقة قصيرة الأجل وتحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات الداخلة في النموذج باستخدام اختبار Granger للسببية.

ويستخدم هذا البحث أسلوب جوهانسن Johansen المتعدد المتغيرات لتحديد إذا ما كانت المتغيرات الداخلة في النموذج متكاملة تكاملاً مشتركاً. ويعد اختبار التكامل المشترك المتعدد المتغيرات أفضل من أسلوب الخطوتين الذي اقترحه من قبل كل من إنجل وغرانجر (Engle & Granger, 1987) والذي يفترض أن متجه التكامل المشترك وحيد Unique، كما يمتاز أسلوب جوهانسن بأنه يأخذ بعين الاعتبار نمط السلوك العشوائي، يضاف إلى ذلك أن هذا الأسلوب يسمح باختبارات متعددة حول متجهات التكامل المشترك وافتراضات الخارجية الضعيفة Weak Exogeneity بين المتغيرات، وأخيراً، يفضل أسلوب جوهانسن نظراً لأنه يعالج التحيز الناتج من أخطاء القياس في العينات الصغيرة. (حمد بن سلمان البازعي، 1998 : 273)[3].

(3) لمزيد من التفصيل حول منهجية التكامل المشترك واختبارات السببية يمكن العودة إلى كتابات البازعي (1997، 1998) التي تتضمن شرحاً وافياً حول هذه المنهجية.

رابعاً – بيانات النموذج:

من أجل تقدير النموذج المعتمد في هذه الدراسة في الأجلين الطويل والقصير استخدمت بيانات سنوية للفترة (1970–2004) من المجموعة الإحصائية السورية. وقد كان من المفيد استخدام بيانات فصلية ولكن البيانات المنشورة عن أغلب المتغيرات سنوية في الغالب ولاسيما بيانات الناتج المحلي الإجمالي، علماً بأنه يتوافر لدى المكتب المركزي للإحصاء بيانات فصلية وشهرية عن الرقم القياسي للأسعار، منشورة دورياً تحت اسم الرقم القياسي لأسعار التجزئة. ويتوافر لدى المصرف المركزي بيانات شهرية وفصلية عن العرض النقدي وعن الرقم القياسي لأسعار المستوردات، منشورة في النشرة الربعية التي يصدرها المصرف.

جدول (1)
الخصائص الإحصائية لبيانات النموذج

	LN_CPI	LN_M2OGDP	CABP	LN_PM	LN_GDP
المتوسط	4.103	-3.897	-0.148	4.486	13.207
الوسيط	4.335	-3.883	-0.171	4.566	13.245
القيمة الأكبر	4.709	-3.388	0.023	4.947	13.853
القيمة الأصغر	3.032	-4.367	-0.345	3.995	12.110
الانحراف المعياري	0.542	0.268	0.097	0.241	0.466
الالتواء	-0.563	0.226	-0.019	-0.573	-0.697
التفلطح	1.929	2.368	2.095	2.410	2.768
المجموع	143.607	-136.381	-5.169	157.018	462.229
عدد المشاهدات	35	35	35	35	35

المصدر: نتائج محسوبة بالاعتماد على البيانات المنشورة في المكتب المركزي للإحصاء (1972 إلى 2005)، والنشرة الربعية الصادرة عن المصرف المركزي - دمشق.

LN_X اللوغاريتم الطبيعي للمتغير X.

CPI الرقم القياسي لأسعار المستهلك (سنة الأساس 2000).

M2oGDP مؤشر السياسة النقدية (نسبة العرض النقدي الموسع M2 إلى الناتج المحلي الإجمالي).

CABP مؤشر الركود الاقتصادي.

PM الرقم القياسي لأسعار المستوردات (سنة الأساس 2000).

GDP الناتج المحلي الإجمالي.

ويبين جدول (1) بعض الخصائص الإحصائية لمتغيرات النموذج. ومن هذا الجدول نلاحظ أن الانحراف المعياري كبير في أغلب المتغيرات، وبخاصة مؤشرات الرقم القياسي للأسعار والرقم القياسي لأسعار المستوردات والدخل القومي والناتج المحلي الإجمالي.

خامساً – النتائج الإحصائية:

أجريت الاختبارات المعتادة المتعلقة باستقرار السلاسل الزمنية والتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لاختبار السببية، وفيما يلي عرض لنتائج تلك الاختبارات:

1 – اختبار جذر الوحدة:

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية مهماً من أجل التأكد من استقرار هذه السلاسل ودرجة تكاملها. فقد أوضحت الدراسات أن كثيراً من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار لاحتوائها على جذر الوحدة. ويعني وجود جذر الوحدة في أي سلسلة زمنية أن متوسط المتغير وتباينه غير مستقلين عن الزمن. ويؤدي افتراض استقرار السلاسل الزمنية التي تحتوي فعلاً على جذر وحدة في النماذج القياسية إلى وجود ارتباط زائف بينها ومشكلات في التحليل والاستدلال القياسي (خالد القدير، 2005: 210).

ويعد اختبار ديكي – فولر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF) من أشهر الاختبارات المستخدمة لاختبار استقرار السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها. وتأخذ معادلة التقدير الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum \phi \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

ويتضمن الاختبار الفروض التالية:

$Y = 0$ متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، ويرفض هذا الفرض إذا كانت القيمة المحسوبة لـ t للمعلمة (Y) أكبر من القيمة الحرجة.

$Y = 1$ ذات اتجاه عشوائي دون اتجاه محدد، وبقبول هذا الفرض نستخلص أن Y_t ذات مسار عشوائي.

1 $\beta_t = 0$ و 0 $= Y_t$ ذات اتجاه عشوائي لكن دون اتجاه محدد أو انحراف drift.

وتجدر الملاحظة أن اختبار t لايتبع التوزيع الطبيعي؛ حيث سيكون ملتوياً لليسار، وستكون معظم كتلته أقل من الصفر، لذا فإن قيم t الحرجة المعتادة غير مناسبة، بل تستخدم القيم الحرجة التي قام باشتقاقها كل من ديكي وفولر.

ويختار عدد الفجوات المتباطئة k بشكل يوازن بين درجات الحرية ومعالجة مشكلة الارتباط الذاتي. ومن أهم الطرق المستخدمة في هذا المجال معيار أكايكي Akaike؛ حيث تعد الفجوة، من بين مجموعة من الفجوات التي تختبر والتي تقلل هذا المعيار – هي الحد الأدنى. كما يمكن استخدام معيار معلومات Hannan-Quinn ومعيار معلومات Schwarz (Herman, 2003)[4].

ويضاف إلى الاختبار السابق الاختبار الذي طوره Phillips and Perron (PP)، والذي يختلف عن اختبار ديكي–فولر المركب والبسيط في أنه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق، ويأخذ في الحسبان ارتباط الفروق الأولى في السلسلة الزمنية باستخدام التصحيح غير المعلمي، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي الصفر واتجاه خطي للزمن.

ويتطلب اختبار PP تقدير المعادلة الآتية باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS:

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

وبعد ذلك تحول الإحصائية للتخلص من أثر الارتباط الذاتي على التوزيع الاحتمالي لإحصائية الاختبار. ويستخدم اختبار t لقيمة μ_1 حيث يختبر فرض العدم بعدم استقرار السلسلة الزمنية في مستوياتها $(\mu_1 = 0)$، مقابل الفرض البديل باستقرار السلسلة الزمنية $(\mu_1 < 0)$. وعندما تكون قيمة μ_1 معنوية وسالبة فهذا يعني رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل باستقرار السلسلة الزمنية. ويستخدم اختبار PP القيم الحرجة نفسها التي يستخدمها اختبار ADF.

(4) يشير Herman (2003) إلى أن معيار معلومات أكيكي المعيار الأكثر حذراً من بين المعايير الثلاثة المذكورة. ويمكن أن يعطي هذا المعيار قيمة كبيرة لـ p. بينما يعتبر المعياران الآخران ثابتين، وعلى سبيل المثال فإن تقدير p يساوي القيمة الحقيقية لـ p مع احتمال اقترابهما من الواحد عندما تقترب قيمة n، عدد المشاهدات المستخدمة في النموذج، إلى اللانهاية.

جدول (2) – نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

المتغيرات		باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع (ADF)						باستخدام اختبار فيلبس وبيرون (PP)					
		في المستويات			في الفرق الأول			في المستويات			في الفرق الأول		
		ثابت	ثابت واتجاه زمني	بدون ثابت واتجاه زمني	ثابت	ثابت واتجاه زمني	بدون ثابت واتجاه زمني	ثابت	ثابت واتجاه زمني	بدون ثابت واتجاه زمني	ثابت	ثابت واتجاه زمني	بدون ثابت واتجاه زمني
ln_cpi	t-statistics	-2.4*	-1.32*	0.23*	-2.9**	-3.68***	-1.46*	-2.98**	-0.53*	3.28*	-2.86**	-3.37**	-1.66**
	P-value	(0.15)	(0.86)	(0.75)	(0.06)	(0.03)	(0.13)	(0.05)	(0.98)	(1.00)	(0.06)	(0.07)	(0.09)
ln_m2ogdp	t-statistics	-0.94*	-2.03*	-1.2*	-3.7***	-3.64***	-3.5	-1.03*	-2.2*	-1.38*	-5.35	-5.2	-5.06
	P-value	(0.76)	(0.56)	(0.20)	(0.01)	(0.04)	(0.00)	(0.70)	(0.47)	(0.15)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ln_GDP	t-statistics	-2.4*	-2.71*	3.16*	-5.31	-5.56	-1.96	-2.66**	-2.7*	-3.07*	-5.3	-5.58	-4.29
	P-value	(0.14)	(0.24)	(1.00)	(0.00)	(0.00)	(0.05)	(0.09)	(0.20)	(1.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
CABP	t-statistics	-173*	-1.999*	-1.14*	-1.55*	-1.42*	-1.57*	-2.41*	-2.56*	-1.51*	-8.38	-8.24	-8.51
	P-value	(0.40)	(0.58)	(0.23)	(0.50)	(0.83)	(0.11)	(0.14)	(0.30)	(0.12)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ln_PM	t-statistics	-2.05*	-0.59*	-0.185*	-0.099*	-9.51	-0.96*	-1.97*	-3.37**	2.07*	-10.7	-12.37	-9.061
	P-value	(0.26)	(0.97)	(0.61)	(0.94)	(0.00)	(0.29)	(0.30)	(0.07)	(0.99)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

الفرض: HO

يوجد جذر وحدة

* لانرفض فرض العدم عند مستوى الدلالة 10%.

** لانرفض فرض العدم عند مستوى الدلالة 5%.

*** لانرفض فرض العدم عند مستوى الدلالة 1%.

ويبين جدول (2) نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج، وذلك باستخدام معادلات انحدار بدون حد ثابت واتجاه زمني وبحد ثابت فقط وبحد ثابت واتجاه زمني. ومن هذا الجدول نجد أن كل متغيرات النموذج تتصف بأن لها جذر وحدة في المستوى، أي أنها غير مستقرة كسلاسل زمنية بدون فروق، سواء باستخدام اختبار ADF أو اختبار PP. فيما تشير النتائج إلى أن متغير الناتج المحلي الإجمالي LnGDP ليس له جذر وحدة في الفرق الأول بخلاف باقي المتغيرات التي تبين أن لها جذر وحدة في الفرق الأول عند مستويات دلالة مختلفة، باستخدام اختبار ADF وPP. وبالنتيجة، يمكن القول: إن متغيرات النموذج لها جذر وحدة، وهي بذلك متكاملة تكاملاً مشتركاً.

2 – اختبار التكامل المشترك:

بالنظر إلى نتائج اختبارات جذر الوحدة، فإننا سنقوم بتقدير نموذج للتكامل المشترك باستخدام أسلوب جوهانسن يتضمن المتغيرات المقترحة وفق المعادلة 7 باستثناء مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستوردات، حيث بينت نتائج اختبارات جذر الوحدة عدم وجود جذر وحدة لهذا المتغير.

جدول (3) – القيم الحرجة لكل من اختباري ADF و PP

مستوى الدلالة	اختبار ديكي–فولر الموسع ADF		
	بدون ثابت	بثابت	بثابت واتجاه زمني
0.01	-2.66	-4.32	-3.68
0.05	-1.93	-2.89	-3.40
0.10	-1.60	-2.58	-3.13

Sources:

Fuller, W.A. (1996). *Introduction to statistical time series* (2nd Ed.). New York: John Wiley

Said, S.E. & D.A.Dickey (1984). Testing for unit roots in autoregresive moving Average of Unknown Order. *Biometrika* 71: 599-607

Said, S.E. (1991). Unit root test for time series data with a linear time trend. *Journal of Econometrics* 47: 285-303

أ – تحديد عدد متجهات التكامل:

يتضمن أسلوب جوهانسن (أسلوب الإمكانية العظمى) تحديد نموذج متجه انحدار ذاتي VAR لـ n*1 متجه من المتغيرات ذات جذر الوحدة I(1)، X_t على النحو التالي:

$$(10)\quad X_t = \sum_{i=1}^{k} \Pi_i X_{t-1} + \mu + e_t \quad ; \quad (T = 1, \ldots, T)$$

حيث e_t متجه الحد العشوائي المستقل وذي التوزيع المعتدل، وبفرض $\Pi = -(I - \Pi_1 - ..... - \Pi_k)$ مصفوفة الأثر الكلي Impact Matrix، فيمكن تشكيل فرض وجود عدد r على الأكثر من علاقات التكامل المشترك على النحو التالي:

$$H(r) : \Pi = \alpha\beta'$$

حيث a و B' مصفوفة من المرتبة الكاملة. وتمثل B مصفوفة متجهات التكامل المشترك. أما a فهي مصفوفة تصحيح الأخطاء. ولتقدير الإمكانية العظمى واختبار نسبة الإمكانية Likelihood Ratio يقترح جوهانسن كتابة معادلة التكامل المشترك على النحو التالي:

$$(11)\quad \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k} \Gamma_t \Delta X_{t-1} + a\beta' X_{t-k} + e_t$$

حيث : $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - ... - \Pi_t)$ ،$(\text{i} = 1,....,\text{k-1})$

ويقترح جوهانسن معيارين types لتحديد قيمة r عدد متجهات التكامل المشترك:

اختبار الإمكانية العظمى The lambda-max test:

يعتمد هذا الاختبار على لوغاريتم معدل الإمكانية العظمى ln[Lmax(r)/ Lmax(r+1)]، ويختبر بشكل متتابع من أجل $r = 0, 1, .., k-1$. ويختبر هذا الاختبار فرض العدم القائل إن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r، مقابل الفرض البديل القائل إن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r+1.

اختبار الأثر .The trace test:

يعتمد هذا الاختبار على لوغاريتم معدل الإمكانية العظمى، ln[Lmax(r)/ Lmax(r+1)]، ويختبر بشكل متتابع من أجل $r = k-1, ..., 1, 0$. ويختبر هذا الاختبار فرض العدم القائل إن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r مقابل الفرض البديل القائل إن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي k.

ويبين جدول (4) اختبارات الإمكانية العظمى والأثر للنموذج المقترح. ونستنتج من هذا الجدول أن عدد متجهات التكامل المشترك r=1. توضح نتائج اختباري الأثر والقيمة العظمى أنه من الممكن بسهولة رفض فرض العدم القائل بعدم وجود التكامل المشترك وذلك عند مستوى ثقة (1%). وهذا يعني أن هيكل معدل التضخم متكامل تكاملاً مشتركاً مع مؤشر الركود الاقتصادي CABP ومؤشر السياسة النقدية ومؤشر الرقم القياسي لأسعار المستوردات والناتج المحلي الإجمالي. المعبر عنه بنسبة العرض

النقدي إلى الناتج المحلي الإجمالي M2/GDP. كما تعني هذه النتيجة وجود توليفة خطية ساكنة بين معدل التضخم ومحدداته. وأخيراً تؤكد هذه النتيجة وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، مما يعني أن هذه المتغيرات لا يبتعد كثيراً بعضها عن بعض في الأجل الطويل، بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً.

جدول (4)
اختبار التكامل المشترك (اختبار الأثر واختبار الإمكانية العظمى)

اختبار الأثر (trace test)

الفرض No. of (CE)s	إحصائية الاختبار	القيم المعيارية	
		%5	%1
لايوجد**	73,84278	59,46	66,52
على الأقل 1	38,23659	39,89	45,58
على الأقل 2	19,21016	24,31	29,75
على الأقل 3	5,392534	12,53	16,31
على الأقل 4	0,007218	3,84	6,51

(**)* تشير إلى رفض فرض العدم عند مستوى الدلالة 5%(1%)

تبين النتيجة وجود معادلة تكامل مشترك واحدة عند مستوى الدلالة 5% و(1%)

اختبار الإمكانية العظمى
(Lambda-max test)

الفرض No. of (CE)s	إحصائية الاختبار	القيم المعيارية	
		%5	%1
لايوجد **	35,60419	30,04	35,17
على الأقل 1	19,02643	23,8	28,82
على الأقل 2	13,81763	17,89	22,99
على الأقل 3	5,385316	11,44	15,69
على الأقل 4	0,007218	3,84	6,51

(**)* تشير إلى رفض فرض العدم عند مستوى الدلالة 5%(1%)

تبين النتيجة وجود معادلة تكامل مشترك واحدة عند مستوى الدلالة 5% و(1%)

القيم الحرجة من Osterwald-Lenum (1992)

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحث.

جدول (5)
نتائج اختبارات تحديد عدد فترات التباطؤ
التي ستستخدم في النموذج

p	Hannan-Quinn	Schwarz	Akiake
1	25.622-	24.734-	25.623-
2	25.062-	23.407-	25.007-
3	26.858-	24.409-	26.720-
p	3	1	3

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحث.

ب – تقدير معادلة التكامل المشترك:

لقد أجريت مجموعة من التجارب بهدف تحديد معلمات متجه التكامل المشترك، بعد الأخذ بعين الاعتبار عدد متجهات التكامل. ومن هذه الاختبارات تبين أن عدد فجوات التباطؤ المثلى هي فترة واحدة، وذلك باستخدام اختبار معلومات Akiake واختبار Schwars واختبار Hannan-Quinn (انظر جدول (5)). وقد تبين أيضاً أن متجه التكامل المشترك سيكون بدون ثابت وبدون اتجاه زمني. والمعادلة رقم (12) تبين نتائج تقدير متجه التكامل المشترك باستخدام منهجية جوهانسن[5]:

$$(12)\quad Ln(CPI) = \underset{(11.64)}{0.518}Ln\left(\frac{M_2}{GDP}\right) + \underset{(3.86)}{0.703}Ln(Pm) - \underset{(-4.66)}{0.626}CABP + \underset{(3.42)}{0.24}Ln(GDP)$$

وتشير نتائج هذه المعادلة إلى وجود علاقة طردية بين كل من مؤشر السياسة النقدية والرقم القياسي لأسعار المستوردات والناتج المحلي الإجمالي من جهة، والرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI من جهة ثانية. أما بالنسبة لمتغير الركود الاقتصادي CABP، فإن المعادلة تبين أن العلاقة مع الرقم القياسي لأسعار

(5) إن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية على بيانات النموذج يعطي النتائج التالية:

$$Ln(CPI) = -5.55 + 0.28(Ln\tfrac{M2}{GDP}) - 1.16CABP + 0.47Ln(GDP) + 0.98Ln(Pm)$$

t-statistics (-4.35) (2.51) (-5.57) (3.91) (5.58)

Adjusted R-Squared 0.955949

Durbin-Watson stat 1.754714

المستهلك هي علاقة عكسية؛ أي أن زيادة الفجوة بين الناتج المحلي الإجمالي GDP والدخل القومي NI، التي تعكس تراجع الأداء الاقتصادي باتجاه الانكماش والركود، سوف تؤدي إلى انخفاض في قيمة مؤشر الرقم القياسي للأسعار وبمعامل مرونة قدره (0,63).

كذلك تفيد النتائج أن جميع معلمات النموذج مختلفة عن الصفر عند مستوى الدلالة (1%)، حيث إن قيم إحصائية t المحسوبة للمعلمات (الأرقام بين قوسين) أكبر من القيمة الحرجة المقابلة لعدد درجات الحرية 27، $t_{(0.01,27)} = 2.473$.

جـ – تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

إن وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج يعني أن إضافة حد تصحيح الخطأ ECT – الذي يقيس سرعة تكيف الاختلالات في الأجل القصير إلى التوازن طويل الأجل، إلى النموذج المقدر، إضافة إلى المعلومات السابقة للتضخم التي تبين الطبيعة الهيكلية للتضخم في الاقتصاد السوري – ستؤدي إلى تحسين إمكانية توقع معدل التضخم المعتمد. وقد أشار (Jones & Joulfaian, 1991) إلى أن القيم المتباطئة للتغير في المتغيرات المستقلة تمثل أثر العلاقة السببية في الأجل القصير، بينما يمثل حد تصحيح الخطأ أثر العلاقة السببية في الأجل الطويل.

ويبين جدول (6) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ. ومن هذا الجدول نلاحظ أن أغلب معلمات النموذج معنوية، ولاسيما معلمة حد تصحيح الخطأ ECT المعنوية عند مستوى الدلالة (1%). وتشير هذه النتيجة إلى أن هناك علاقة طويلة الأجل بين كلٍّ من محددات التضخم (مؤشر السياسة النقدية والرقم القياسي لأسعار المستوردات ومؤشر الركود الاقتصادي والناتج المحلي الإجمالي) من جهة والتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك من جهة ثانية.

وقد بلغت قيمة معامل التحديد $\bar{R}^2 = 0.75$، وهو ما يدل على جودة توفيق النموذج ومقدرته في تفسير التغيرات في مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلك في سورية (CPI)، حيث إن التغيرات في المتغيرات المستقلة من المحتمل أن تفسر (75%) من التغيرات في الرقم القياسي للأسعار.

جدول (6)
نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ حيث المتغير الداخلي D(Ln_CPI)

CointEq1	-0.3140	-0.0102	-0.0554	-0.1662	-0.0428
	[-7.176]	[-3.896]	[-4.294]	[-9.838]	[-4.277]
D(LN_CPI(-1))	0.3281	0.4869	0.4866	0.0060	0.4518
	[2.585]	[2.870]	[2.953]	[0.055]	[2.694]
D(LN_CPI(-2))	-0.4942	-0.3064	-0.2683	-0.4371	-0.2224
	[-3.560]	[-1.884]	[-1.625]	[-4.12298]	[-1.343]
D(LN_M2OGDP(-1))	-0.2951 [-4.634]			-0.2930 [-6.58357]	
D(LN_M2OGDP(-2))	-0.1445 [-2.908]			-0.1422 [-4.03612]	
D(LN_PM(-1))	-0.1518 [-2.706]				-0.0133 [-0.203]
D(LN_PM(-2))	-0.0850 [-1.526]				-0.0081 [-0.115]
D(CABP(-1))	0.0480 [0.756]		-0.0390 [-0.450]		
D(CABP(-2))	-0.0604 [-0.925]		-0.0637 [-0.752]		
D(LN_GDP(-1))	-0.0419 [-0.745]	0.0762 [1.137]			
D(LN_GDP(-2))	-0.1465 [-2.603]	-0.0557 [-0.840]			
C				0.0842 [9.274]	
N. observations	32	32	32	32	32
R-squared	0.832	0.558	0.548	0.867	0.545
Adj. R-squared	0.752	0.493	0.481	0.841	0.478
Sum sq. resids	0.012	0.031	0.031	0.009	0.032
S.E. equation	0.024	0.034	0.034	0.019	0.034
F-statistic	10.408	8.536	8.196	33.872	8.087
Log likelihood	81.270	65.798	65.437	84.987	65.321
Akaike AIC	-4.392	-3.800	-3.777	-4.937	-3.770
Schwarz SC	-3.888	-3.571	-3.548	-4.662	-3.541
Mean dependent	0.050	0.050	0.050	0.050	0.050
S.D. dependent	0.047	0.047	0.047	0.047	0.047

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحث.
الأرقام بين [ ]: قيمة إحصائية t

3 – اختبارات السببية:

إن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات في النموذج محل الاختبار يعني – كما أشار غرانجر – وجود سببية في اتجاه واحد على الأقل. ولكن تحديد اتجاه العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل بين المتغيرات محل الدراسة يتطلب إدخال اختبار سببية غرانجر في نموذج تصحيح الخطأ لمعرفة اتجاه السببية. وقد وضح (Engle & Granger, 1987) و (Granger, 1988) كيف يمكن إدخال طريقة غرانجر التقليدية لاختبار السببية في نموذج تصحيح الخطأ (ECM). فإذا كانت المتغيرات في نموذج VAR متكاملة تكاملاً مشتركاً، فإنه يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ (VECM) المشتق من نموذج VAR من أجل تحديد السببية وتقدير سرعة الوصول إلى التوازن الطويل الأجل دون أي اختلال في الأجل القصير بين المتغيرات في النموذج.

ويعتمد نموذج تصحيح الخطأ VECM على تقدير المعادلتين التاليتين:

$$\Delta Ln(CPI)_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \Delta Ln(CPI)_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \psi_1 ECT_1 + U_t \quad (13)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \alpha_j \Delta Ln(CPI)_{t-j} + \psi_2 ECT_2 + V_t \quad (14)$$

حيث Y_t تمثل اللوغاريتم الطبيعي للرقم القياسي للأسعار و X_t تمثل اللوغاريتم الطبيعي للمؤشرات التفسيرية الداخلة في نموذج محددات التضخم المقترح، وهي: مؤشر الركود الاقتصادي ومؤشر السياسة النقدية والرقم القياسي لأسعار المستوردات والناتج المحلي الإجمالي. ويشير ECT1,2 إلى حدي تصحيح الخطأ، وهو يقيس سرعة تكيف الاختلالات في الأجل القصير إلى التوازن الطويل الأجل. وتتميز هذه الطريقة بأنها تربط العلاقة السببية بتحليل التكامل المشترك. فإذا كان اختبار التكامل المشترك يشير إلى وجود علاقة بين متغيرين في الأجل الطويل، فإن السببية يجب أن تكون موجودة على الأقل في اتجاه واحد. ولكن هذا لا يمكن اكتشافه دائماً إذا كانت النتائج مبنية على اختبار غرانجر التقليدي للسببية. ويمكن تحديد اتجاه العلاقة عن طريق استخدام نموذج تصحيح الخطأ المشتق من التكامل المشترك في الأجل الطويل إذا كان حد تصحيح الخطأ في النموذج معنوياً إحصائياً. وإضافة إلى تحديد العلاقة بين المتغيرات، فإن نموذج تصحيح الخطأ يمكننا من التفريق بين السببية في الأجلين القصير والطويل؛ فيمكن استخدام اختبار F للمتغيرات التفسيرية في فروقها الأولى من أجل تحديد العلاقة السببية في الأجل القصير، في حين يمكن الاستدلال على العلاقة السببية في الأجل الطويل من

خلال اختبار t للقيمة المتباطئة لفترة واحدة لحد تصحيح الخطأ. ويتم اختبار السببية في الأجلين القصير والطويل من خلال تقدير المعادلتين السابقتين بطريقة المربعات الصغرى OLS (خالد القدير، 2004).

ويبين جدول (7) نتائج اختبار العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل بين الرقم القياسي للأسعار والمتغيرات التفسيرية الداخلة في النموذج، باستخدام نموذج تصحيح الخطأ (المعادلتين 13 و 14). ومن هذا الجدول نجد أن التغيرات في مختلف المتغيرات التفسيرية تساعد على تفسير التغيرات في الرقم القياسي للأسعار بحسب مفهوم غرانجر. ونتبين من نتائج اختبار السببية أن هناك علاقة طويلة الأجل تتجه من جميع المؤشرات التفسيرية للتضخم إلى مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلك. ومن جهة ثانية، فإن اختبار F يفيد بأن هناك علاقة قصيرة الأجل تتجه من جميع المؤشرات التفسيرية إلى مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستهلك. وبذلك فإن النتائج الإحصائية تؤكد وجود علاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل تتجه من مؤشر السياسة النقدية $\frac{M2}{GDP}$ ومؤشر الركود الاقتصادي CABP ومؤشر الرقم القياسي لأسعار المستوردات pm والناتج المحلي GDP إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI.

جدول (7)
العلاقة السببية في الأجلين القصير والطويل

اتجاه السببية	عدد درجات الحرية	عدد المشاهدات	قيمة t	قيمة F	في الأجل الطويل	في الأجل القصير
CABP CPI	26	32	4.29	8.2	+	+
CPI CABP	26	32	2.48	3.3	+	+
M2/GDP CPI	25	32	9.84	33.87	+	+
CPI M2/GDP	25	32	0.44	2.08	-	-
Pm CPI	26	32	4.28	8.09	+	+
CPI Pm	26	32	0.9	7.33	-	+
GDP CPI	26	32	3.9	8.54	+	+
CPI GDP	26	32	2.69	3.42	+	+

المصدر: بيانات محسوبة من قبل الباحث

\+ تشير إلى وجود علاقة.

– تشير إلى عدم وجود علاقة.

القيم الحرجة لـ F عند مستوى الدلالة 0,05: $F(5.26) = 2.59$ $F(6.25) = 2.49$

القيم الحرجة لـ t عند مستوى الدلالة 0,05: $t(26) = 1.706$ $t(25) = 1.708$

سادساً – النتائج:

تعتبر ظاهرة التضخم من الظواهر الاقتصادية الناجمة عن فقدان التوازن الاقتصادي في اقتصاد دولة ما. وهو بذلك ظاهرة رافقت تطور الاقتصادات، وبخاصة بلدان العالم النامي منذ نهاية الحرب العالمية الثانية. ويمكن اعتبار التضخم ظاهرة هيكلية في الاقتصادات الراهنة.

ويعاني الاقتصاد السوري تضخماً رافق المشروع التنموي السوري في بعض مراحله، أو نتج عن عوامل غير اقتصادية، وبخاصة في فترة الثمانينيات. ولقد تبين من استخدام نموذج اقتصاد قياسي، بأسلوب التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، أن التضخم في سورية يفسر، في الأجل الطويل، بشكل أساسي بثلاثة متغيرات هي:

1 – السياسة النقدية للدولة، التي يعبر عنها بنسبة العرض النقدي M2 إلى الناتج المحلي الإجمالي GDP.

2 – مؤشر الركود الاقتصادي.

3 – مؤشر الرقم القياسي لأسعار المستوردات.

4 – الناتج المحلي الإجمالي GDP.

وتعتبر هذه النتيجة متوافقة تماماً مع النظرية الاقتصادية ومع نتائج الدراسات السابقة.

وقد تبين أن العلاقة بين المتغيرات المفسرة تتكامل تكاملاً مشتركاً مع مؤشر التضخم المعتمد (الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI)؛ بمعنى أن هناك علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات المفسرة من جهة ومؤشر التضخم من جهة ثانية.

كما تبين أن هناك علاقة سببية في الأجلين القصير والطويل تتجه من المتغيرات المفسرة إلى مؤشر التضخم. ومن ناحية ثانية، فإن هناك علاقة متجهة من الرقم القياسي للأسعار إلى مؤشر السياسة النقدية (في الأجل القصير فقط) وإلى مؤشر الركود الاقتصادي (في الأجلين القصير والطويل).

وتشير النتائج إلى أن التضخم في سورية، خلال فترة الدراسة، كان تضخماً بضغط الطلب Demand Pull-Inflation وبخاصة في فترة الثمانينيات؛ حيث قامت الحكومة بتمويل إنفاقها في مرحلة الأزمة من خلال طبع النقود بكميات كبيرة

(التمويل بالعجز). كما يمكن وصف التضخم، وبخاصة في فترة التسعينيات، بأنه تضخم بدفع التكلفة الناجم عن ارتفاع أسعار المستوردات.

وتوحي هذه النتائج بأنه على راسمي السياسات الاقتصادية التركيز على تحقيق معدلات نمو في الناتج المحلي الإجمالي تردم الفجوة بين الطلب الكلي والعرض الكلي، على الرغم من احتمالات أن يترافق هذا النمو بالتضخم. ويبقى التأكيد أن معدلات تضخم مقبولة مترافقة مع النمو الاقتصادي ضرورية. ويدعم النتائج ما ورد في جدول (6)، حيث إن السببية متبادلة بين مؤشري التضخم والناتج المحلي الإجمالي في الأجلين الطويل والقصير.

وكذلك، توحي النتائج بأن على راسمي السياسة النقدية في سورية انتهاج سياسة نقدية رشيدة تأخذ بعين الاعتبار العلاقة الطويلة الأجل والقصيرة الأجل بين السياسة النقدية ومعدل التضخم.

المراجع

إلياس نجمة (2005). المسألة الاقتصادية في القطر العربي السوري، محاضرة مقدمة في ندوة الثلاثاء الاقتصادية الثامنة عشرة، دمشق.

حمد بن سلمان البازعي (1998). تحليل إمكانية التكامل المشترك بين أسعار الصرف الحقيقية لدول مجلس التعاون الخليجي العربية، **مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية، العدد** 90: 271–294.

حمد بن سلمان البازعي (1997). الانتقال الدولي للتضخم، دراسة للعلاقة بين معدلي التضخم السعودي والأمريكي، **مجلة الإدارة العامة**: الرياض، معهد الإدارة العامة، 37 (1): 47–74.

خالد بن حمد عبد الله القدير (2004). تأثير التطور المالي على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية. **مجلة جامعة الملك عبد العزيز–الاقتصاد والإدارة**، 18 (1): 3–21.

خالد بن حمد عبد الله القدير (2005). تأثير الائتمان المصرفي لتمويل الواردات على الواردات في المملكة العربية السعودية، **مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية**: 21 (2).

رمزي زكي (1987). **التاريخ النقدي للتخلف**. الكويت: المجلس الوطني للثقافة والفنون والآداب: سلسلة عالم المعرفة.

سمير الخوري (1997). **تحليل وسياسات الاقتصاد الكلي: دراسة تطبيقية عن مصر**. واشنطن العاصمة: معهد صندوق النقد الدولي.

سمير عيطة (2002). رؤية في السياسة المالية والنقدية في الاقتصاد السوري، الجزء الأول. **صحيفة تشرين**، دمشق، 2 آب/أغسطس: 8

صندوق النقد الدولي (2003). التضخم – تحقيق التوازن السليم. **مجلة التمويل والتنمية**، واشنطن العاصمة، 40 (2): 10.

علي كنعان (2002). **النظام النقدي والمصرفي السوري، مشكلاته واتجاهات إصلاحه**. دمشق: دار الرضا للنشر.

علي كنعان (2003). **المالية العامة والإصلاح المالي في سورية**. دمشق: دار الرضا للنشر.

قدري جميل (2001). الأسعار والأجور. ندوة الثلاثاء الاقتصادية الرابعة عشرة (الملف السابع، الأسعار والأجور). دمشق، 24 نيسان/أبريل.

محمد رياض الأبرش (1995). التضخم في سورية. محاضرة مقدمة في ندوة الثلاثاء الاقتصادية الثامنة عشرة، دمشق.

مصرف سورية المركزي (1991). **النشرة الربعية**. دمشق.

المكتب المركزي للإحصاء (1972–2005). **المجموعة الإحصائية السورية**.

ناجي التوني (2002). استهداف التضخم والسياسة النقدية. **سلسلة جسر التنمية**، الكويت: المعهد العربي للتخطيط.

نبيل السمان (د. ت.). **الاقتصاد السوري والرأسمالية الجديدة**، د. ن..

وزارة المالية (2004). بيان الحكومة إلى مجلس الشعب لمناسبة عرض الموازنة العامة للدولة للعام 2005. دمشق، غير منشورة.

Aghevil, B & Rodriguez. C. (1979). Trade, Prices, and output in Japan: Asimple monetary *model*. *International Monetary Fund Staff Papers,* 26.

Engle, R. F. & C. W. J. Granger (1987),Cointegration and error correction: representation, Estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-76.

Fuller, W.A. (1996): *Introduction to statistical time series* (2nd Ed.). New York: John Wiley.

Granger, C.W. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39: 199-211.

Herman J, Bierens (2003). Guided tour on VAR innovation response analysis. web site: http://econ.la.psu.edu/~hbierens/VAR.HTM

International Monetary Fund (1996). *World economic outlook*. ch6: The rise and fall of inflation-lessons from the postwar Experience. Washington D. C.: 100-131,

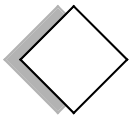
Jones, J.D. & Joulfaian, C. (1991). Fedral government expenditure and revenues in the early years of the American Republic: Evidence from 1729 to 1860. *Journal of Macroeconomic*, 13 (1): 133-155

Osterwald-Lenum. (1992). A note with fractiles of the a symptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: *Four Cases Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 54: 461-472.

Said, S.E. (1991). Unit root test for time series data with a linear time trend. *Journal of Econometrics*, 47: 285-303

Said, S.E. & D.A.Dickey (1984): Testing for unit roots in autoregresive moving average of unknown order. *Biometrika* 71: 599-607

قدم في: أبريل 2006
أجيز في: أكتوبر 2006



Determinants of Inflation in Syria During the Period 1970-2004

Imadeddin A. Al Mosabbeh*

The aim of the study is to measure the effect of several economic variables on inflation in Syria, by using co-integration and causality tests as a method. The variables are specified according to the economic literature that is used to document this field. This study concludes that there is a long term effect between the inflation determinants (economic deflation indicators and the monetary policy indicator) and the inflation in Syria. In addition, there are long and short causality terms related to the inflation determinants and the inflation indicator (CPI).

Key words: Inflation determinants, Economic deflation Indicators, Monetary policy, Syrian economy, Co-integration, Causality test.

* Department of Economics, Damascus University, Syria.