

المؤشرات السابقة والموجهة في تحديد المسار التضخمي في الجزائر

د/ تومي صالح*

Résumé:

L'inflation et la croissance fluctuaient, durant les deux dernières décennies dans l'économie Algérienne dans le sens où on peut utiliser les indicateurs avancés pour prévoir la performance des indicateurs économiques de l'inflation. On trouve que la combinaison possible de ces indicateurs proposera une prévision qui peut être généralisée par un modèle autorégressif.

La détermination des variables monétaires et non monétaires, qui précèdent le processus inflationniste, nécessite la connaissance des retards à travers ces indicateurs. La méthode utilisée dans ce travail dépend des tests de causalité où ces derniers seront concentrés sur la possibilité d'expliquer les indicateurs et de prévoir, à travers leurs valeurs passées et les valeurs de l'inflation précédente, les niveaux courants de l'inflation. Puis, on essayera de tester les effets qui peuvent être observés par l'absence de chacun de ces indicateurs sur la performance de l'estimation dans le but d'atteindre et de proposer les meilleurs instruments qui expliquent l'inflation par rapport à ses valeurs précédentes seulement.

* أستاذ محاضر، بكلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير، بن يوسف بن خدة - جامعة
الجزائر سابقاً.

الملخص:

لقد كان التضخم والنمو وانهجاء، معرفة فترات الإبطاء متذبذبين عبر العقدين الأخيرين في الاقتصاد الجزائري، ومنه يكون من الأفضل استعمال المؤشرات السابقة للتضخم التي تبحث في الأداء التنبؤي للمؤشرات الاقتصادية بالنسبة للتضخم في الجزائر، ونجد أن إمكانية التوفيق المناسب لهذه المؤشرات يقترح تنبؤا يكون معمما بواسطة نموذج الانحدار الذاتي. ويستلزم تحديد المتغيرات النقدية وغير النقدية الموجهة للمسار التضخمي، التي تسبق تحركات المستوى العام للأسعار إرتفاعا مع قيمه الماضية لوحدها.

مقدمة:

تبحث هذه الورقة في الأداء التنبؤي للمؤشرات الاقتصادية الموجهة للتضخم، و الهدف هو اختيار المعلومة المحتواة في عدة مؤشرات في السياق المرتفع و المتذبذب للتضخم. يؤكد التحليل على بيانات شهرية لعدة مؤشرات اقتصادية عبر 14 سنة والمتعلقة بالفترة (1990-2003) لبيانات

شهرية [1]. تحتوي هذه المؤشرات مقاييس للنشاط الاقتصادي، المجمعات النقدية، و مؤشرات اقتصادية دولية.

و يتطلب استهداف التضخم التجاوب بسرعة لما ينحرف التضخم التنبؤي عن هدفه. فإذا كان إنعكاس السياسة النقدية على التضخم يظهر بفترات إبطاء فإن البنك المركزي يعتمد، عادة، على مجموعة من الأدوات لتوقع حدوث ضغوط على السعر المستقبلي و تغيرات في النشاط الاقتصادي. فبالإضافة إلى النماذج الهيكلية للاقتصاد الكلي و نماذج الأجل القصير، نستعمل طريقة المؤشرات الموجهة للتضخم لغرض التنبؤ، عند نقطة معطاة في الزمن، بأفاق التضخم عبر المراحل الموالية.

ونظرا لحجم الدمار الذي يحدثه التضخم على المستوى الاقتصادي والاجتماعي للمؤسسات والأفراد فإن الاقتصاديين لا يقترحون الحلول والسياسات اللازمة لمواجهته فحسب، بل يدرسون الكيفيات والطرق التي يمكن بواسطتها تفاديه من خلال التنبؤ المسبق بتطورات مستعملين أفضل التقنيات الحديثة والمعروفة في القياس الاقتصادي لاكتشاف اتجاهاته وحدته. وعلى الرغم من الاختلاف الظاهر بين وجهات نظر هؤلاء الاقتصاديين في كيفية التصدي لأخطاره ومعالجة جذوره وأسباب نشأته، من خلال تبني مجموعة من المقترحات قد تتعارض فيما بينها في بعض الأحيان، إلا أن الكيفيات والظروف التي تطبق بها هذه المقترحات تلعب دورا أساسيا في مدى نجاحها والوصول إلى معدلات تضخم منخفضة ومعقولة حسب طبيعة كل اقتصاد.

ومن هذا المنطلق نقترح مجموعة من المتغيرات والمؤشرات الاقتصادية نساهم بها في بناء نموذج قياسي للتضخم يعكس معظم وجهات نظر أنصار المدرسة النقدية في صياغة جديدة وموسعة تحتوي متغيرات سعر البترول الخام في السوق الدولية، أسعار الفائدة المحلية والخارجية، أسعار الصرف والتضخم الخارجي بالإضافة إلى متغير النمو النقدي. ثم نركز على نمذجة المستوى العام للأسعار وتطور معدلات التضخم بالاستعانة بهذه المؤشرات التي تسبق التضخم ونساهم في تكوين الملامح الرئيسية لبروز الاتجاهات التضخمية.

سنناقش في الفقرة الأولى منهجية التحليل المتبعة في هذه الطريقة، ثم نوضح في الفقرة الثانية مقاييس التضخم في الجزائر. أما في الفقرة الثالثة فنختبر القدرة التفسيرية لهذه المؤشرات، و ننهي عملنا بخاتمة أولاً: نظرة تاريخية لمنهجية التحليل بواسطة المؤشرات الموجهة.

يتم في الغالب استعمال وإدخال دالة التحويل أو نماذج توزيع التأخير لتتضمن المؤشرات الموجهة leading indicators في التنبؤ. ففي الولايات المتحدة مثلاً، هناك جهاز يحتفظ بعدة مؤشرات موجهة لدراسة النشاطات في الاقتصاد الأمريكي. تنشر هذه المتغيرات شهرياً أو موسمياً، و الكثير منها بدأ التعامل به منذ عقد الخمسينيات من القرن الماضي أو قبل ذلك، فمثلاً مؤشر المساعدة في البحث عن الإشهار في الصحف هو سلسلة شهرية تنطلق من جانفي 1951 و تستعمل كمؤشر موجه لدراسة الدورة الاقتصادية. من جهة أخرى، لقد تحسن اقتصاد الدول الغربية بصفة جوهرية و عرف تغيرات مختلفة منذ 1950، مثل التطور في تكنولوجيا

الإعلام الآلي، فالتحسن في الإنتاجية، توفر المعلومة الفورية و التقدم في جمع البيانات كانت لها كلها انعكاسات عظيمة على اقتصاديات دول منظمة التنمية و التعاون الاقتصادي (OCDE).

لقد اختبر (Goodhart and Hofmann (2000) القدرة التنبؤية لأسعار الأصول بالنسبة للتضخم و نمو الناتج عبر بلدان مختلفة و وجداء، على العموم، أن أسعار الأصول تكون غير متسقة في قدرتها التنبؤية. فالمتغيرات ذات القوة التفسيرية الجيدة داخل العينة غالباً ما يكون أداؤها سيئاً في التنبؤات الخارجة عن العينة [2]. حيث اتجه الاهتمام أكثر، في المدة الأخيرة، نحو اختبار القدرة التنبؤية للمؤشرات الموجهة الموفقة. و يفضل بعض الكتاب التنبؤات المكونة من توفيقات للمؤشرات الموجهة مثل المتوسطات الموزونة أو مؤشرات الشروط المالية. فمثلاً وجد (2001) Stock and Watson بأن وسيط تنبؤ نمو الناتج المعتمد على أسعار الأصول الفردية يعطي تنبؤاً يكون أكثر دقة من مرجعية الارتباط الذاتي، و ذلك بالرغم من أن التنبؤات الفردية المستعملة لحساب الوسيط ليست كذلك [3]. و نفس الشيء، فإن (Okina and Shiratsuka (2001) قارنا القدرة التنبؤية للمؤشرات الموجهة الفردية مع التنبؤات الموفقة على البيانات اليابانية بالنسبة لفترتين (1987-1990) و (1991-1994)، حيث وجد أن التنبؤات الموفقة المعتمدة على الوسيط و المتوسطات المرتبة لكل مرجعيات التنبؤات الفردية تحقق أداءاً أفضل من مرجعيات الارتباط الذاتي في فترتي العينة [4].

إن الكتابات عن القدرة التنبؤية للمؤشرات الفردية و التنبؤات الموفقة تركز، جلها، على الاقتصاديات الصناعية ذات التضخم المنخفض و المستقر، و على الرغم من ذلك فإن النتائج تتطبق على الاقتصاديات ذات التضخم المرتفع و المتذبذب، و السؤال مازال يحتاج لبحوث معمقة في هذا المجال، بحيث بحثت Chauvet (2000) في قدرة أسعار الأصول و المؤشرات الاقتصادية الأخرى على التنبؤ بالتضخم في البرازيل و وجدت أنه بالرغم من أن المؤشرات الموجهة تعمل جيدا بالنسبة للفترة (1994-1999) إلا أنها كانت لديها قدرة ضعيفة عبر الفترة (1980-1999) (و التي تحتوي فترات التضخم الجامح لعقد الثمانينيات و عدة مخططات استقرار [5]. كما اختبر Leigh and Rossi (2002) دور المؤشرات الموجهة في التنبؤ بالنمو و التضخم في تركيا و توصلوا إلى أن التنبؤات الخاصة بالمؤشرات الموجهة الفردية تحتوي، كذلك، على حدود الارتباط الذاتي للتضخم و كانت مدة التأثير تقع بين الصفر و 12 شهرا [6]. و من جهة أخرى توصل Tsay and chung (2003) في دراستهما للتنبؤ بواسطة المؤشرات الموجهة إلى أن بعض التغير في الاهتمام بالمحيط، مثل التطورات في التكنولوجيا و في سيرورة المعلومات الخاصة بالتحسن في الإنتاجيات الصناعية، يجب تطبيقها بواسطة استعمال المؤشرات الموجهة في التنبؤ [7].

ثانيا: مقاييس و تطور التضخم في الجزائر خلال الفترة (1990.01-2003.12).

إن الاحتفاظ بدرجة معقولة من استقرار في السعر، لما نضمن توسعا مناسباً في الائتمان لتحقيق النمو الاقتصادي، يمثل الأهداف الأولى

للسياسة النقدية في الجزائر منذ منتصف تسعينيات القرن الماضي. فالاهتمام بالتضخم لا ينبعث من الحاجة إلى الاحتفاظ بالاستقرار الاقتصادي الكلي فحسب، بل كذلك من الواقع الذي يبين بأن التضخم يضرب الطبقة الفقيرة بقوة، بحيث يرى (Callen and chang 1999) بأن الاحتفاظ بمعدل تضخم منخفض يكون جزءا ضروريا لإستراتيجية محاربة الفقر الفعالة [8]. ففي مفهوم العديد من الدول النامية كانت الجزائر، حتى منتصف الثمانينات من القرن الماضي، ناجحة بشكل معتبر في الاحتفاظ بمعدل تضخم مقبول و الذي لم يتعدى، في ظل سياسة تخطيط الأسعار، معدل 9% (مقاسا بواسطة تغير من سنة لأخرى في مؤشر أسعار الاستهلاك الشهرية).

يتم الاعتماد في أغلب البلدان، على أسعار الاستهلاك لتقدير الاتجاهات العامة للتضخم، لأنه في العادة هو المؤشر الذي تكون فيه أغلب الموارد الإحصائية متوفرة ولأنه يمثل تكلفة المعيشة ويستعمل كذلك في أهداف تقييس الأجور والرواتب في الجزائر. إن مؤشر أسعار الاستهلاك هو الوسيلة الأساسية لقياس التضخم في الجزائر نظرا لانعكاساته على العائلات، بحيث يحسب شهريا بواسطة الديوان الوطني للإحصائيات، ويتكون من 260 سلعة وخدمة وهو مركز بشكل قوي باتجاه المواد الغذائية والمشروبات غير الكحولية التي تشكل أكثر من 44% من سلة الاستهلاك. تعتمد الأوزان على تحقيقات الإنفاق العائلي، على المستوى الوطني. وبسنة مرجعية هي 1989 ويحسب هذا المؤشر وفقا لقانون لاسبير. ولهذا فإن العوامل المؤثرة في أسعار الغذاء تطغى على الحركات في مؤشر أسعار الاستهلاك والتي تشمل الظروف الجوية، أسعار الاستيراد، حركات سعر الصرف وغيرها.

ولقد طورت في السنوات الأخيرة ، العديد من البلدان ، خاصة تلك التي طبقت أهدافا واضحة للتضخم، مقاييس لتضخم مرجعي والذي يحاول إظهار الاتجاهات العامة الدائمة في التضخم بواسطة حذف تذبذبات السعر المؤقتة من المؤشر. يتناسب التضخم المرجعي ، عموما، مع مكونة ضغط الطلب للتضخم المقاس وينظر إليه في الغالب، على أنه مهم في تحديد التوقعات التضخمية.

ونظرة بسيطة لتطور التضخم خلال العقدين الماضيين تجعلنا نسجل معدلاته المتسارعة خلال الفترة (1990-1995) وتراجعها في الفترة (1996-2000)، ثم اتجاهه نحو الاستقرار نوعا ما في الأربع سنوات الأخيرة (2001-2004). فهكذا ارتفع التضخم بشكل حاد في النصف الأول لعقد التسعينيات مسجلا أعلى نسبة له في ديسمبر 1994 قدرها 39%. ففي الفترة (1990-1991) أدت محاولات إعادة تصحيح سعر الصرف والتمترانة مع تحرير الأسعار وتنقيد Monetisation العجزات المالية الكبيرة إلى زيادة في الأسعار. لكن بمجرد ما طبقت إجراءات التعديل الهيكلي والاستقرار الاقتصادي حتى تراجعت معدلات التضخم بشكل محسوس مع نهاية عام 1997 إلى 6.2% واستمرت في التراجع حتى اقتربت من الصفر عام 2000 وبالرغم من التوسع النقدي الذي حدث في الفترة (2001-2004) إلا أن هذه النسبة لم تتعدى 4.6% في أسوأ الأحوال.

إن برنامج الاستقرار لعام 1994 كان له أثر طويل على التضخم متضمنا تخفيضا في قيمة العملة الوطنية بنسبة 49% مستهدفا تحسين القوة التنافسية واستعادة التوازن الخارجي في الأجل المتوسط. وعلى الرغم من

مساهمة التخفيض في العملة في زيادة مبدئية في التضخم ، في المراحل الأولى، إلا أن السياسة المالية المتشددة المصاحبة بسياسات نقدية تقييدية للدخل أدت إلى تقلص التضخم فيما بعد، وبحلول نهاية 1996 تراجع معدل التضخم إلى أقل من 20%، لأن سياسة التخفيض في التضخم هذه كانت مصحوبة بتحرير مفهوم وواضح في الأسعار، بحيث أن الأسعار الإدارية ازدادت أكثر من الضعف عبر الفترة (1994-1996)، ومع بداية 1996 بقي أقل من 15% فقط، من المواد المكونة لمؤشر أسعار الاستهلاك خاضعة لنظام التوجيه [9]. وفي الوقت الذي سمح تحرير الأسعار بالعودة إلى مستوى الأسعار النسبية فإن انعكاساتها على تغيرات مؤشر أسعار الاستهلاك ألغيت بواسطة التدهور في أسعار المنتجات المستوردة مستفيدة من تحسن الدينار اتجاه العملات الأوروبية في ذلك الوقت، وبواسطة الوضعية النقدية الحذرة وكذلك بتثبيت الأجور والذي سمح بهذه التعديلات بدون تغذية الضغوط التضخمية.

ثالثاً: المؤشرات الموجهة للتضخم:

نتبع في دراستنا هذه الطريقة المستعملة من طرف (1992) Friedman and Kuttner في بحثهما حول دور النقود، الدخل و أسعار الفائدة في التنبؤ بالموجات التضخمية [10]، و كذلك على طريقة (1999) Bikker and Kennedy حول أهمية المؤشرات الموجهة المركبة و السابقة للمسار التضخمي في دول الاتحاد الأوروبي [11]. وتستعمل هذه الطريقة الاختبارات السببية لـ Granger (1969)، حيث تركز على

أهمية القيم السابقة للمؤشرات الموجهة، في تفسير التضخم بالمقارنة مع القيم السابقة لهذا الأخير [12].

1. اختبار قدرة المؤشرات السابقة على تفسير التضخم الماضي.

نفترض أن التضخم و المؤشرات الموجهة السابقة تشكلان مساراً ثنائياً للارتباط الذاتي على النحو:

$$\Pi_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \Pi_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j LI_{t-j} + U_t \dots\dots\dots (1)$$

حيث أن (Π_t) تمثل التضخم عند الزمن (t) معتمداً على المؤشر العام لأسعار الاستهلاك، و LI_{t-j} هي المؤشرات السابقة و الموجهة للتضخم عند الزمن t ، و التي يمكن أن تتضمن مخزون النقود، الائتمان المحلي، القروض إلى الحكومة سعر الصرف الفعلي الاسمي، سعر الصرف الفعلي الحقيقي، الدينار مقابل الدولار، الدينار مقابل الأورو، الأسعار الخارجية، حجم الاستيراد، أسعار الفائدة المحلية و الأجنبية، سعر البترول، احتياطات الصرف، و غيرها. أما U_t فهو مسار عشوائي غير مرتبط عبر الزمن. إن عدد فترات التأخير (أو فترات الإبطاء) في التضخم (Π_t) هو m أما بالنسبة للمؤشرات الموجهة (LI_t) فهو يختلف من مؤشر لآخر، لكن المجموع يساوي n . إذا لم تساهم المؤشرات في التنبؤ بالتضخم فإن المعالم b_j سوف تكون معدومة بالنسبة لكل j . أما إذا كانت هذه التغيرات المفسرة مقبولة إحصائياً في الانحدار، فإنها توفر معلومات حول التضخم عبر وفوق تلك الموفرة و المحققة بواسطة القيم الماضية للتضخم. كل المتغيرات يعبر عنها بالفروقات الأولى ما دامت لها جذور أحادية و بدلالة اللوغاريتم الطبيعي، وتم استعمال بيانات شهرية من 1990 إلى 2003.

أعلاه على المؤشرات الموجهة (1) إن محاولة إسقاط المعادلة للتضخم في الجزائر تجعلنا نعيد صياغتها على الشكل التالي:

$$\begin{aligned} \Pi_t = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j \Pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{k1} b_{1j} m_{t-j} + \sum_{j=1}^{k2} b_{2j} NEER_{t-j} + \sum_{j=1}^{k3} b_{3j} LIR_{t-j} + \\ \sum_{j=1}^{k4} b_{4j} FIR_{t-j} + \sum_{j=1}^{k5} b_{5j} poiL_{t-j} + \sum_{j=1}^{k6} b_{6j} F\Pi_{t-j} + \\ \sum_{j=0}^{k7} b_{7j} NFA_{t-j} + U_t \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

حيث أن

$$m_t, NEER_t, LIR_t, FIR_t, poiL_t, F\Pi_t, NFA_t$$

هي على التوالي، معدل النمو في عرض النقود، سعر الصرف الفعلي الاسمي، سعر الفائدة المحلي، سعر الفائدة الخارجي، سعر البترول، التضخم الخارجي وصافي احتياطات الصرف مقيمة بالدولار. و منه عندما تكون الفرضية $H_0: \sum_{j=1}^k b_j = 0$ صحيحة فإن المعادلة (2) أعلاه تصبح على شكل نموذج انحدار ذاتي للتضخم:

$$a(L) \Pi_t = a_0 + U_t \dots\dots\dots(03)$$

بحيث أن

$$a(L) = 1 - a_1 L - a_2 L^2 - \dots\dots\dots$$

مع L هو معامل التأخير.

أما لما تكون الفرضية H_0 غير صحيحة فإن نموذج المعادلة (2) يأخذ شكل الارتباط الذاتي بوجود المتغيرات الخارجية على النحو:

$$a(L) \Pi_t = a_0 + b(L) LIt + U_t \dots\dots\dots(4)$$

أين يكون:

$$b(L) = b_1L + b_2L^2 + \dots + b_nL^n$$

و يمكن بناء و تقدير المعادلة (4) من خلال تقدير معادلة الانحدار الذاتي للتضخم رقم (3) أعلاه و تحديد صيغة نموذج الانحدار، ثم نحدر متغير التضخم في بقية المتغيرات الممثلة للمؤشرات الموجهة بالمعادلة (2) على انفراد من أجل تأخيرات تحدد معايير الجودة مثل معيار AIC ، و Schwartz و غيرها، ثم نضيف هذه التأخيرات للمعادلة (3) في كل مرة.

و لاختبار الفرضية H_0 بالمعادلة (4) أعلاه $b(L)L_i = 0$ ، فإنه يتم تقديرها مرتين بواسطة المربعات الصغرى العادية. نقدر، أولاً، المعادلة غير المقيدة رقم (4) لنحصل على مجموع مربعات البواقي غير المقيدة URSS بدرجات حرية هي $(T-m-n-1)$ ، ثم المعادلة المقيدة رقم (3) لنحصل على مجموع مربعات البواقي المقيدة RRSS بدرجات حرية هي $(T-m-1)$ ، ومن ثم نستعمل الاختبار الإحصائي التالي:

$$F_{n, T-m-n-1} = [(RRSS - URSS) / n] / [URSS / (T-m-n-1)] \quad (5)$$

حيث أن $(m+n+1)$ هو عدد المعالم المطلوب تقديرها في المعادلة (4) أعلاه. إذا كانت الأخطاء موزعة طبيعياً فإن الاختبار الإحصائي يكون له توزيع (F) بدرجات حرية هي n و $(T-m-n-1)$ على الترتيب:

لقد طبق Roth (1991) هذا الاختبار على مستويات المتغيرات in levels متخذاً $n=m=12$ و كذلك $n=m=24$ [13]. أما (1991) Boughton and Branson فطبقاً الاختبار على المتغيرات في الفروقات

الأولى مع درجة تأخير عظمى تصل إلى $n=m=36$ [14]. إن القيم العالية لـ m تسمح لتنبؤ الارتباط الذاتي باستعمال قيم تأخيرية أكثر و التي تعني إدخال معلومات أكثر حول التضخم الماضي، و يمكن أن يتطلب اختباراً أقوى مادام يصبح من الصعوبة على المؤشرات الموجهة $b(L)$ بالمعادلة (4)، توفير معلومات إضافية عن التضخم في الأشهر القادمة. من جهة أخرى فإن العدد المرتفع للتأخيرات في المؤشرات الموجهة لا تساهم، بالضرورة، بدرجة أكبر في الأداء الجيد للتنبؤ.

إن محاولة تقدير المعادلة (4)، بينت أن هناك عدة مؤشرات موجهة (متغيرات اقتصادية) مثل سعر البترول، صافي الاحتياطات و سعر الفائدة الخارجي لم تكن قادرة على التفسير و التنبؤ بالتضخم بالنسبة للبيانات الإحصائية الجزائرية. و بعد عدة محاولات توصلنا إلى المعادلة التقديرية التالية:

$$\begin{aligned} \Pi_t = & -0.0086 + 0.155\Pi_{t-1} + 0.31\Pi_{t-12} + 0.351\Pi_{t-24} - 0.196\Pi_{t-36} \\ & (-2.35) \quad (2.53) \quad (4.22) \quad (5.06) \quad (-3.55) \\ & + 0.173m_{t-1} + 0.207m_{t-30} + 6 \times 10^{-4} NEER_{t-1} + 63 \times 10^{-5} NEER_{t-2} \\ & (2.36) \quad (2.64) \quad (3.11) \quad (3.45) \\ & - 55 \times 10^{-4} LIR_{t-15} + 0.57F\Pi_t, \dots\dots\dots(6) \\ & (-3.04) \quad (6.32) \end{aligned}$$

$$\overline{R^2} = 0.56, \text{RSS}=0.0219, F=20.31, T=136$$

$$Aic = -5.749, \text{Schwartz criterion} = -5.535$$

$$RMSE=0.0154, MAE=0.0122, \text{Theil inequality}=0.42$$

يبين الانحدار الذاتي للتضخم أن هناك فترات إبطاء طويلة تصل إلى ثلاثين شهراً مما يعبر عن القصور (أو الخمول) الذاتي للتضخم في الجزائر. حيث يكون تأثير التضخم الماضي على التضخم الحالي متزايداً خلال الأربعة والعشرين شهراً الأولى ثم ابتداء من الشهر الثلاثين ينعكس

هذا التأثير إلى شكل سلبي من خلال مرونة الأجل القصير الضعيفة (0.155) و مرونة الأجل الطويل القريبة من الواحد (0.816).

تمتد آثار التوسع النقدي في الجزائر إلى ثلاثين شهرا في المستقبل، إلا أن مقدرات معالم متغيرات توزيع التأخير تعطي مرونة منخفضة، بحيث أن آثار الأجل الطويل لتجاوب معدل التضخم للتوسع النقدي هي بعيدة عن الواحد (0.38) و أن معدل الزيادة في مخزون النقود بنسبة قدرها 10% في الفترة الحالية سيؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة 1.73 % الشهر الأول، و 2.07 % في الشهر الثلاثين. و على الرغم من التأثير المعنوي للتوسع النقدي على التضخم في الجزائر، فإن درجة تجاوب التضخم مع هذا التوسع ليست قوية في الأشهر الأولى و تكون متزايدة عبر فترات إبطاء طويلة و ثابتة.

بالرغم من أن قيم مقدرات معالم متغير سعر الصرف الفعلي الاسمي كانت ضعيفة، مع معنوية إحصائية مرتفعة، إلا أن سرعة انتقال تغيرات سعر الصرف تكون فورية و لا تحتاج إلى فترات إبطاء طويلة. و تدل قيم مقدرات معالم سعر الصرف الفعلي الاسمي الضعيفة على أن نظام الصرف في الجزائر يتطلب بأن يتدهور سعر الصرف بالمقدار الذي يلغي آثار التضخم المحلي على سعر الصرف.

تبين قيمة مقدرة سعر الفائدة المحلي بأن طول مدة الإبطاء (التأخير) بين قرارات السياسة النقدية و انعكاساتها على التضخم في الجزائر تصل إلى خمسة عشر شهرا، و هو الشيء الذي يسهل من مهمة الضبط و التنبؤ

بالاتجاهات التضخمية في المستقبل. و تبين إشارة معلمة سعر الفائدة بأنه كلما ارتفعت معدلاته يؤدي ذلك إلى تراجع التضخم بشكل تدريجي.

لقد أعطت مقدرة معلمة متغير التضخم الخارجي (المستورد) إشارة صحيحة و حجما متسقا مع نموذج التضخم في الجزائر، إلا أن سرعة تجاوب التضخم للتغيرات التي تحدث في الخارج، وعلى رأسها دول منظمة التنمية و التعاون الاقتصادي، و التي لا تزيد عن ثلاثة أشهر توضح درجة التبعية التي يعيشها الاقتصاد الجزائري عبر التجارة الخارجية متمثلة في تأثير أسعار المواد المستوردة، مثل أسعار المواد الغذائية، بحيث أنه بمجرد أن تتذبذب الأسعار العالمية بنسبة 10% في السوق الدولية ينعكس ذلك في شكل ارتفاعات سريعة لمعدلات التضخم المحلي بنسبة 5.7% و التي تمثل عدم استقرار واضح في الأسعار المحلية.

لقد أدى إجراء الاختبار الإحصائي حول معنوية المؤشرات الموجهة للتضخم المستقبلي من خلال الفرضية $H_0: b(L)=0$ بالمعادلة (4) السابقة إلى رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية 1%. ومنه تكون هذه المؤشرات أداة للتنبؤ بمعدلات التضخم المستقبلية في الجزائر و في مقدمتها مخزون النقود و التضخم الخارجي.

2- اختبار التغير الهيكلي للمسار التضخمي بعد سنة 1996:

لقد اقترب معدل التضخم في السنوات الأخيرة من مستويات منخفضة. فهل تغير، فعلا، مسار التضخم؟. نخبر هنا مسألة استقرار النموذج ابتداء من جانفي 1997 إلى ديسمبر 2003 مستعملين المعادلة (4). حيث تمثل سنة 1997 هبوطا حادا في معدلات التضخم الشهرية من

متوسط معدل تضخم 20% سنة 1996 إلى متوسط 6.2% في السنة المالية لذلك. فإذا كانت n_1 تمثل الفترة (1990.01-1996.12)، و n_2 تشير إلى فترة (1997.01-2003.12)، و $RRSS$ تعبر عن مجموع مربعات البواقي للفترة (1990.01-2003.12)، أي n ، بينما تمثل RSS_1 مجموع مربعات البواقي للفترة الخاصة بالعينة n_1 مع (العلم أن $n = n_1 + n_2$)، فإنه يمكن إجراء الاختبار حول إمكانية حدوث التغير الهيكلي بعد سنة 1996 و حول إمكانية التنبؤ بالمسار التضخمي التاريخي خلال فترة العينة n_2 على النحو:

$$Fn_{2,m-n-1} = [(RRSS - RSS_1) / n_2] / [RSS_1 / (m - n - 1)] \quad (7)$$

لقد أدت محاولة اختبار مدى استقرار النموذج بالمعادلة (4) ابتداء من جانفي 1997، إلى ديسمبر 2003، من خلال تطبيق اختبار التنبؤ بالمعادلة (7) إلى قبول فرضية عدم الدالة على عدم وجود تغير هيكلي في النموذج، و عليه يمكن الاعتماد على نموذج العينة للتنبؤ بمستويات التضخم لعدة أشهر مستقبلية. ويدل ذلك على أن التنبؤات تكون أكثر جدية خلال الفترة الموجودة خارج العينة، ومنه فإن العلاقة الهيكلية بين المؤشرات الموجهة و التضخم يمكن أن تكون مستقرة في الأجلين القصير و المتوسط. و كمثال على ذلك نرى أن أسعار الفائدة في الجزائر ارتفعت سنة 1995 كرد فعل للتخفيض القوي في العملة و ارتفاع التضخم في السنة السابقة لذلك، ثم عادت مستوياتها الطبيعية بمجرد استقرار العملة و تراجع التضخم بعد عام 1997.

تبين النتائج الكلية بأن النمو النقدي، أسعار الفائدة، سعر الصرف، الأسعار الخارجية و حجم الواردات تشكل، كل واحدة، موجهًا مسبقًا جيدًا لحركات الأسعار و توجد سببية قوية تجري من الأسعار الخارجية نحو الأسعار المحلية مبينة الأثر المتزاوج في الاقتصاد المفتوح. و نظرة بسيطة لسلسلة البيانات المعنية بالتنبؤ التاريخي Expost تبين لنا بأن حركات الأسعار كانت منسقة في العلاقة ما بين التضخم و المؤشرات الموجهة و في مقدمتها متغير النمو النقدي خلال الفترة (1997-2002). ومقابل أرضية لنمو نقدي قوي في عرض النقود بنسبة 22% إنتقل التضخم من 03 % سنة 2000 إلى 4.2% في 2001. إلا أنه و بالرغم من تسارع النمو النقدي خلال النصف الأول لعام 2002 بنسبة 26%، فإن التضخم تقلص بطريقة مفاجئة خلال نفس الفترة بنسبة 0.5% بالمقارنة بديسمبر 2001. وهو الشيء الذي يبين وجود علاقة الأجل الطويل بين الأرصدة النقدية الحقيقية، أسعار الفائدة، أسعار الصرف والتضخم. و بينت الدراسة كذلك بأنه لا يوجد تغير هيكلي في معادلة التضخم رقم (4) خلال الفترة (2000-2001) وأن معدل التضخم استمر في التعديل مع توازن السوق النقدية. ويستلزم هذا بأنه لما يزيد عرض النقود عن الطلب عليها فإن فائض الأرصدة النقدية سوف يضع ضغوطًا على الأسعار. ومع هذا فهناك عدة عوامل مارست ضغوطًا على الأسعار باتجاه الهبوط، فتصرف الأسعار لعامي 2002، 2003 لم يتبع دالة توازن السوق النقدية، ما دامت عدة عوامل كانت قد ألغت آثار الزيادة في عرض النقود، نذكر منها زيادة الإنتاج الفلاحي بقوة في سنتي 2001 و 2002، جزئيًا بسبب تطبيق البرنامج الوطني لتطوير الفلاحة، و الذي يتضمن التخلي عن بعض القيود التنظيمية على المحاصيل الممكن إنتاجها

و كذلك التقليل في الحواجز التجارية مما قلص من أسعار الاستيراد ورفع من المنافسة بين المنتجات المحلية و الواردات.

الخاتمة:

لقد حاولنا في هذه الورقة، تقدير أي من المؤشرات الموجهة الكامنة و المتوفرة يعطي توجيهات أكثر دقة عن التضخم المستقبلي. لقد تم إجراء ذلك بواسطة تطوير نموذج الانحدار الذاتي للتضخم مضافا إليه تأخيرات متغيرات المؤشرات الموجهة.

و بينت نتائج التقدير بأن النقود، حجم الواردات و الأسعار الخارجية لها انعكاس قوي على حركات الأسعار في الأجل القصير بينما كان تأثير سعر الصرف ضعيفا في الأجل القصير و منعدما في الأجل الطويل. إن الأدلة الميدانية، عند استعمال البيانات المتوفرة، تؤكد على النظرية القائلة بأن فائض عرض النقود يضع ضغوطا على الأسعار في الجزائر. يكون لمتغير سعر الفائدة انعكاس أقل أهمية على الأسعار في الأجل القصير. إن النتيجة الغالبة هنا هي غياب علاقة الأجل الطويل بين سعر الصرف و التضخم.

نظريا، من المفروض وجود بعض الأثر الانتقالي من حركات سعر الصرف إلى حركات الأسعار، ونستطيع تأكيد ذلك لو استعملنا المكونة الجزئية لأسعار المواد الغذائية عوضا عن مؤشر أسعار الاستهلاك. غير أن غياب الأدلة الميدانية لأثر سعر الصرف على حركات الأسعار يمكن أن يكون بسبب وجود السوق الموازية التي يمكن أن تساهم في تفسير العلاقة بين سعر الصرف و حركات الأسعار.

قائمة الهوامش:

- 1-. Source of data
 - A- IFS Book for the years 1990 to 2003.
 - B- Bank of Algeria 1995-2003.
 - C- Petrol et gaz Arabe, Arabic petroleum research center from 1990-2003.
 - D- Europe statistics for years 1998,1999, 2002 and 2003.
- 2-. Goodhart.C and Hofmann.B (2000): "Asset prices and the Conduct of Monetary policy", Manuscript, London school of Economics. PP: 1-57.
- 3-. Stock.J.H and Watson.M.W (2001): "Forecasting output and inflation: The role of Asset Prices", NBER Working paper N:8180. Cambridge Massachussetts, PP: 1-23.
- 4-. -Okina.K and Shiratsuka.S (2001): "Asset Price Bubbles, Price Stability, and Monetary policy: Japan Experience", Bank of Japan, Discussion paper N: 2001-e16 Tokyo.
- 5-. Chauvet.M (2000): "Leading Indicators of Inflation for Brazil", Working paper series, N:7, Banco Central do Brazil.
- 6-. Leigh.D and Rossi.M (2002): "Leading Indicators of Growth and Inflation in Turkey", IMF Working paper.WP/02/2321, December, PP: 1-25 .
- 7-. Tsay.R and Chung.S.W (2003): "Forecasting with leading Indicators Revisited, Journal of Forecasting, 22, PP: 603-617.
- 8-. -Callen T and Chang.D (1999): "Modeling and Forecasting Inflation in India", IMF Working paper WP/99/119, PP: 1-36.

- 9-. IMF Country Report (2004): "Algeria: Selected Issues and Statistical Appendix", N:04/31, February, PP: 1-47.
- 10-. Friedman.B.M and Kuttner.K (1992): "Money, Income, Prices and Interest Rates", American Economic Review, Vol 82, N: 3, PP: 713-739.
- 11-. Bikker.J.A and Kennedy.N.O (1999): "Composite Indicators of Underlying Inflation for Seven.E.U Countries", Journal of Forecasting N: 18, PP: 225-258.
- 12-. Granger.CW.J (1969): "Investigating Causal Relation Ship by Econometric and Cross-spectral Methods", Econometrica, 37, pp: 424-438.
- 13-. Roth.H.L (1991): "Leading Indicators of Inflation", in Lahiri and Moore.G, (eds): Leading Economic Indicators: New approaches and Forecasting Record, Cambridge University press, PP: 275-301.
- 14-. Boughton.J.N and Branson.W.H (1991): "Commodity prices as a Leading Indicator of Inflation", in Lahiri.K and Moore.G, (eds), Leading Economic Indicators: New approaches and Forecasting Record, Cambridge University press, PP: 305-338.