

صالح تومي[*]

دور التوقعات في نموذج القيمة الحالية للتضخم

حالة الجزائر

الملخص :

تهدف هذه الورقة إلى البحث في دراسة مدققة لنظرية التوقعات عند نموذج (1956) Cagan للتضخم المرتفع مطبقا على البيانات الإحصائية الجزائرية خلال فترات زمنية مختلفة. ونركز خصوصا، على إمكانية تفسير الطلب على الأرصدة الحقيقية وديناميكية مستوى السعر خلال الفترة محل الدراسة بواسطة هذا النموذج.

Résumé :

Cet article cherche à étudier, d'une façon concentrée, la théorie des anticipations dans le modèle d'hyperinflation de Cagan (1956) appliqué aux données statistiques en Economie Algérienne pour des périodes différentes. On se concentrera, spécialement, sur la possibilité d'expliquer la demande d'encaisses réelles et la dynamique du niveau de prix, durant la période d'étude concernée, par ce modèle.

مقدمة :

من المعروف في الغالب، أن توقعات الأسعار المستقبلية تؤثر على مستويات الأسعار الحالية وأن التوقعات التضخمية تسير وفق نظام يجعل من الصعب على التضخم أن يتوقف بسرعة. والسؤال المهم، ميدانيا، يتعلق بإمكانية وجود أي شيء ملموس لهذه القصة. هل تكون توقعات السعر ذات أهمية، وإذا كان ذلك صحيحا فكيف؟ حيث نحاول من خلال دراستنا في هذه الورقة الإجابة عن هذا السؤال.

يعتبر التضخم المرتفع ظاهرة مغرية وجذابة لأنها تمثل وضعية يذهب فيها الاقتصاد في بعض الاتجاهات الجنونية. وبالرغم من اتفاق الجميع على أنه يجب تفادي التضخم المرتفع والمستمر، إلا أنه مازال يطغى ويضرب اقتصادات عديدة عبر العالم وذلك حتى بعد محاولة أغلب الاقتصادات التحول إلى اقتصاد السوق في ظل مفهوم العولمة الجديد. ويمكن اعتبار التضخم المرتفع بأنه يشكل مخبرا لدراسة النظريات النقدية لأنه خلال فترات تواجد الضغوط التضخمية تصبح التغيرات التي تحدث في المتغيرات الاسمية والنقدية، في المجموع، تفوق التغيرات في المتغيرات الحقيقية.

إن حجر الأساس في كل من التحليل النظرية والتطبيقية لنموذج القيمة الحالية للتضخم هو نموذج التضخم الجامح المقترح من طرف (1956) Cagan، أين يكون الطلب على الأرصدة الحقيقية يعتمد فقط على التوقع المستقبلي للتضخم[1]. إن Cagan والعديد من أتباعه حللوا هذا النموذج في ظل فرضية التوقعات المتكيفة. ولقد انتقل وتحول التحليل في بداية عقد السبعينيات من القرن الماضي إلى التأكيد على إدخال مفهوم التوقعات الرشيدة، مبتدئين مع (1973) [Sargent and Wallace]2، ثم تبعتها دراسات أخرى أهمها تلك التي قدمها [Sargent (1977)]3. كما تم إظهار نموذج Cagan على أنه يمكن اشتقاقه، في الجانب النظري، من

خلال طريقة تعظيم المنفعة في ظل التوقعات الرشيدة مثلما تطرق إليه [Kingston 4](1982) وكذلك [5] (Gray 1984)، و منه يكون متسقا مع التصرف الرشيد. بالإضافة إلى ذلك، لقد تم إثبات أن التضخم المرتفع يمكن أن يبرز كظاهرة مضاربة خالصة بسبب التوقعات ذاتية الدفع مثل الفرقعات الرشيدة Rational Bubbles رغم أن القيود المفروضة على تصرف بعض الفرقعات أصبحت متشددة جدا مثلما يشير إلى ذلك [6] (Diba and Grosman 1988). أما في الجانب التطبيقي فهناك عدة محاولات تم القيام بها لتقدير نموذج Cagan واختباره من أجل الفرقعات مثل [7] (Casela 1989).

سننظر في الفقرة الأولى، من هذه الدراسة، للفرضيات التي تبني عليها التوقعات وفي الفقرة الثانية نبني نمودجا للتوقعات في ظل القيمة الحالية للتضخم. أما الفقرة الثالثة فنخصصها لتقنيات وطرق تقدير النموذج مع التعليق على النتائج، ونهني دراستنا بخاتمة.

1 - فرضيات حول التوقعات

لقد تم استعمال فرضيتين تتعلقان بتوقعات مستوى السعر. تكون الأولى متسقة مع فرضية التوقعات المتكيفة، والتي تعني أن توقع القيم المستقبلية لمستوى السعر تكون دالة للقيمة السابقة [منطلقين مع الفترة $(t-1)$] بالنسبة للقرارات المتخذة في الفترة t . تكون المعالم، في هذه الحالة، مفروضة بأنها تقع على كثير حدود خطي مع نهاية قيد نقطي للصفر عند مدة تأخير تساوي q . حيث أن q تكون مقدرة، إجماليا، مع المعالم الأخرى ويكون الخطأ المعياري لمقدر q محسوبا، إجماليا، مع الأخطاء المعيارية للمعالم المقدرة الأخرى. إن طريقة تقدير q وخطئها المعياري هي موضحة بالتفصيل عند [8] (Andrews and Fair 1992). حيث أن تقدير مدة التأخير يتفادى أخطاء التخصيص ويسمح للبيانات بأن تظهر مدة النظر للوراء Backward Looking في تكوين توقعاتها [في ظل التوقعات المتكيفة].

أما الفرضية الثانية فتتعلق بالتوقعات الرشيدة تكون، في هذه الحالة، معالم القيم المستقبلية المتوقعة، التي تدخل في المعادلة، مفروضة بأنها تقع على كثير الحدود الخطي مع قيد صفري عند مدة التأخير r . حيث تكون r مقدرة، إجماليا، مع المعالم الأخرى ويكون الخطأ المعياري لمقدر r محسوبا، إجماليا، مع الأخطاء المعيارية الأخرى كذلك. كما أن طريقة تقدير r وخطئها المعياري هي موضحة عند [9] (Andrews and Fair 1992) كذلك. تعتبر هذه الطريقة توفيقا لطريقة العزوم لدى [9] (Hansen 1982)، تقنية توزيع التأخير لكثير الحدود لدى [Almon 10] (1965)، والتعديلات التي نحتاجها للسماح بتقدير r .

سنركز في دراستنا هذه على نمذجة المستوى العام للأسعار وتطور معدلات التضخم بالاستعانة بنظرية التوقعات ودورها في تحديد نمودج القيمة الحالية للتضخم. ويعتبر مبدأ تعديل السعر لدى مختلف المدارس الاقتصادية أحد الانعكاسات الهامة للسياسات المتخذة من طرف المسؤولين لهذه النظرية. وتنطلق نظرية التوقعات من الفرضيات التالية:

1. يكون الأفراد نظرة للأمام، ويمكن نمذجة توقعاتهم المستقبلية بنوع من الدقة بافتراض أن لديهم إحساس بالتذبذبات الاقتصادية ويستعملون كل المعلومات المتوفرة لديهم للقيام بتنبؤات غير متحيزة، لكنها ليست معفية من بعض الأخطاء.
2. يمكن توضيح السياسة الاقتصادية الكلية بشكل جيد وتقييمها كقاعدة للسياسة عوضا عن التعامل مع الأدوات كمتغيرات خارجية والنظر لتغيرات فترة زمنية واحدة في هذه الأدوات.
3. من أجل أن تشتغل قاعدة سياسة معينة يكون من الضروري ترسيخ مالي لتلك القاعدة.

4. يكون الاقتصاد، في الأساس مستقرا وبعد حدوث أية صدمة، مهما كانت قوتها، سوف يعود الاقتصاد بعد مدة معينة إلى مسالك اتجاهه الطبيعي. ويمكن لهذا المسار أن يكون بطيئا في بعض الحالات بسبب التصلبات في الهيكل الاقتصادي والاختلالات التي تحدث فترات إبطاء طويلة في العودة بالاقتصاد إلى حالة الثبات للأجل الطويل.

5. يكون هدف السياسة هو تقليص حجم ومدة الاختلالات ما بين الناتج والتضخم عن المستويات الطبيعية بعد كل صدمة يتعرض لها الاقتصاد. ويكون التوصل إلى ذلك عبر فترة زمنية أكيدة، والذي سوف يتضمن استعمال عدد كبير من الأدوات الاقتصادية والتعرض إلى فترات من الركود الاقتصادي تلعب عوامل الدقة والجدية في اتخاذ السياسة الدور الأساسي في ضمان الخروج من تلك الوضعية بأقل التكاليف.

2 - بناء نموذج التوقعات :

نهدف في دراستنا إلى اختبار وجود فرضيتي التوقعات المتكيفة والرشيده في تحديد المستوى العام للأسعار ومعدل التضخم في الاقتصاد الجزائري من خلال نماذج القيمة الحالية للتضخم المتوقع وتبعاً للتقنية المستعملة من طرف [11] Chow (1989). حيث سنبنّي ونكون قيمة حالية لنموذج التضخم الجامح الذي أشار إليه (Cagan 1956)، أين يكون المستوى الحالي للسعر عبارة عن دالة خطية للتوقعات الشرطية حول مستوى السعر للفترة القادمة والمستوى الحالي لعرض النقود [12]. ثم نحدر البيانات الشهرية للمستوى العام للأسعار وعرض النقود في الجزائر خلال الفترة (1990.01 – 2003.12)، ومن ثم نحاول استخلاص مدى تأييد البيانات للقيود المفروضة بواسطة فرضيتي التوقعات الرشيده والمتكيفة أو عدم تأييدها لأي منهما.

نكتب دالة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية التي استعملها (Sargent 1986) في دراسته لتطبيق نظرية التوقعات الرشيده في حالة التضخم المرتفع و السريع مع بعض الترتيبات البسيطة على الشكل [13].

$$m_t - p_t = b_0 - b_1 [E_t P_{t+1} - P_t], \quad b_i > 0, \quad i=1,2,\dots \quad (1)$$

حيث أن p_t و m_t هما اللوغاريتم الطبيعي لعرض النقود ومستوى السعر في الزمن t . أما E_t فهو معامل التوقعات الشرطية بناء على المعلومات المتوفرة في الزمن t . وعلى الرغم من اعتماد الطلب على الأرصدة النقدية على متغيرات أخرى كالدخل، أسعار الفائدة وغيرها مثلما هو موجود في عدة تخصيصات أخرى، إلا أنه خلال فترات التضخم المرتفع يقل دور المتغيرات الأخرى في تحريك الاتجاهات التضخمية وعلى الخصوص لما نتعامل مع بيانات شهرية [14]. ونعتقد أن معدل التضخم المتوقع يكون له دور محوري في تحديد حجم الطلب على الأرصدة النقدية في هذه الحالة. وبإعادة ترتيب المعادلة (1) أعلاه، نحصل على العبارة التالية:

$$P_t = -b_0(1-a) + (1-a)m_t + aE_t P_{t+1} \quad ..(2)$$

حيث أن:

$$0 < a = b_1 / (1+b_1) < 1$$

وبالتعويض المتتالي عن $E_t P_{t+1}$ نستطيع الوصول إلى عبارة لمستوى السعر التوازني بدلالة الكميات المعروضة من النقود على النحو [15].

$$P_t = -b_0 + (1-a) \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t m_{t+i} \dots \dots \dots (3)$$

حيث أن $m_t = E_t m_t$. أما $E_t m_{t+i}$ فهي توقعات الجمهور في الزمن t حول حجم مخزون النقود الذي سيسود في الزمن $t+i$. وتكون صيغة معادلة السعر (3) أعلاه،

متسقة مع تلك المقترحة من طرف (Chow 1989) حول تخفيض القيمة الحالية لأسعار الفائدة في الأجل الطويل، مع صيغة (Engsted 1996) حول النموذج النقدي لسعر الصرف في ظل التضخم الجامح، ومع صيغة Beladi and others (1993) حول دور التوقعات المتكيفة والرشيده في نموذج القيمة الحالية [16]، ومع (Endsted 1998) حول دور الطلب على النقود أثناء فترات التضخم الجامح، وأخيرا مع صيغة (Laidler and Stadler 1998) حول التغيرات النقدية للتضخم الذي عرفته ألمانيا سنة 1922 [17]. وتتطلب شروط الاستقرار بأن يكون $a < 1$ ومنه فإن المعادلة (3) أعلاه، تمثل الحل الأساسي في ظل شروط السوق للمعادلة (2). كما ينظر لأسعار الفترة الحالية على أنها تعبير عن المسلك المستقبلي لمخزون النقود، أين يكون لتوقعات التغير في مخزون النقود المستقبلي أثرا فوريا على مستوى السعر، وبالتالي فإن الأسعار السائدة لا تتطلب، بالضرورة، أية علاقة نظامية بكمية النقود الحالية.

وباستعمال المعادلة (3) لتقييم السعر في الفترة القادمة $E_t P_{t+1}$ ، نكتب المعادلة:

$$E_t P_{t+1} = -b_0 + (1-a) \sum_{i=1}^{\infty} a^i E_t m_{t+i} \dots \dots \dots (4)$$

وبناء على نتيجة المعادلة (4) يمكن إعادة ترتيب المعادلة (3) على النحو:

$$P_t = -b_0 + (1-a)m_t + (1-a) \sum_{i=1}^{\infty} a^i E_t m_{t+i} \dots \dots \dots (5)$$

وبضرب المعادلة (4) بواسطة (a) وطرحها من (5)، مع بعض الترتيبات، نحصل على:

$$P_t = -b_0(1-a) + (1-a)m_t + a E_t P_{t+1} \dots \dots \dots (6) \dots$$

ومنه إذا كانت التوقعات رشيده فإنه بإمكاننا استعمال الفرضية:

$$P_{t+1} = E_t P_{t+1} + V_{t+1} \dots \dots \dots (7)$$

حيث أن V_{t+1} تمثل الأخطاء العشوائية غير المرتبطة فيما بينها عبر الزمن وذات الوسط المعدوم والتباين الثابت، أما إذا كانت التوقعات متكيفة فإنه يمكننا الاعتماد على الفرضية:

$$E_t P_{t+1} - E_{t-1} P_t = K(P_t - E_{t-1} P_t) + U_t \dots \dots \dots (8)$$

وبتعويض فرضية التوقعات الرشيده (7) في نتيجة المعادلة (6) نحصل على:

$$P_t = -b_0(1-a) + (1-a)m_t + a P_{t+1} - a V_{t+1} \dots \dots \dots (9)$$

وبالحل من أجل P_{t+1} وتأخير نتيجة ذلك بفترة واحدة ينتج لدينا معادلة تعبر عن تحديد مستوى السعر لاقتصاد يعاني من تضخم مستمر ويتحرك بسرعة في ظل فرضية التوقعات الرشيده و يأخذ الشكل:

$$P_t = -b_0(1-a) + (1/a)P_{t-1} - [(1-a)/a] m_{t-1} + V_t \dots (10)$$

وبنفس الطريقة يكون حل المعادلة (6) من أجل $E_t P_{t+1}$ على النحو:

$$E_t P_{t+1} = b_0(1-a)/a + (1/a)P_t - [(1-a)/a] m_t \dots \dots (11)$$

وبأخذ توقعات مستوى السعر بالمعادلة (11) في الزمن $(t-1)$ ينتج:

$$E_{t-1} P_t = b_0 (1-a)/a + (1/a)P_{t-1} - [(1-a)/a] m_{t-1} \dots (12)$$

تم بتعويض المعادلتين (11) و(12) في معادلة فرضية التوقعات المتكيفة رقم (8)، و الحل من أجل P_t ، مع إعادة ترتيب الحدود، نحصل على عبارة للقيمة الحالية لتحديد مستوى السعر في اقتصاد يعاني من التضخم المستمر في ظل التوقعات المتكيفة على النحو:

$$P_t = -b_0 K(1-a)/(1-Ka) + [(1-k)/(1-ka)] P_{t-1} + [K(1-a)/(1-Ka)] m_{t-1} + [(1-a)/(1-ka)] (m_t - m_{t-1}) + [a/(1-ka)] U_t \dots (13)$$

ونظرة بسيطة للمعادلتين (10) و (13) أعلاه، تبين بأن الأولى تكون محتواه في الثانية وهو ما يعرف باسم "نماذج العش" "Nested Models" ومنه، إذا كانت (13) صحيحة فإن معلمة الحد ($m_t - m_{t-1}$) يجب أن تكون لها معنوية إحصائية مقبولة، وأن حاصل ضرب مقدرتي المتغيرين m_{t-1} و p_{t-1} يجب أن يساوي الواحد في المعادلتين (10) و(13) أعلاه، مع $0 < a < 1$ ، $k < 1$ كما أن قبول المعادلة (13) سوف يؤدي أتوماتيكيا إلى الرفض النهائي للمعادلة (10). أما رفضها فلا يستلزم، بالضرورة، قبول المعادلة (10) الخاصة بالتوقعات الرشيدة. ومنه، في حالة رفض المعادلة (13) فإننا نحتاج لتقدير المعادلة (10) للتأكد من صحة فرضية التوقعات الرشيدة ولا نستطيع اتخاذ قرار نهائي قبل القيام بذلك. ويجب التأكد، عند تقديرنا للمعادلة (13)، من عدم وجود مشكل الارتباط بين متغير مخزون النقود m_t ومتغير الأخطاء العشوائية U_t ، وذلك بتقدير هذه المعادلة مستعملين تقنية المتغيرات الأدواتية. ويمكن القيام بذلك من خلال تكوين المتغيرة الأدواتية m_t بتكوين المعادلة.

$$m_t = C_0 + \sum_{i=1}^n C_i m_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j P_{t-j} + V_t \dots (14)$$

حيث أن V_t يمثل عنصر الأخطاء العشوائية بوسط معدوم و تباين ثابت. أما C_i و d_j هي معالم لمتغيرات توزيع التأخير m_{t-i} ، p_{t-j} . في حين أن عدد التأخيرات n و m يمكن اختيارها باستعمال معايير الأداء لأصغر خطأ التباين.

3- طريقة التقدير والنتائج:

أثناء تقديرنا للمعادلة (14) مستعملين m و n بعد عدة محاولات لتحديد عدد التأخيرات معايير الأداء للحصول على أحسن و أصغر أخطاء التنبؤ، مجموع مربعات البواقي، من خلال دراسة، Akaike (AIC)، R^2 ، RMSE، Theil Inequality معيار الفترات الزمنية التالية: (1990.01-2003.12)، (1990.01-1997.12)، (1998.01-2003.12)، وتوصلنا إلى النماذج التي تحقق هذه المعايير كما هي مبينة بالجدول (1) أدناه:

الجدول 1 : تقدير المعادلة (14) حسب الفترات الزمنية الثلاث المختلفة (**)

الفترات/المحدرات	-2003.12	-1997.12	-2003.12
	1990.01	1990.01	1998.01
الحد الثابت	0.016	0.0132	0.50
	(1.13)	(0.19)	(0.96)
Mt-1	0.90	0.83	-0.976
	(11.6)	(7.99)	(8.2)
Mt-2	0.74	0.81	-0.172
	(-0.7)	(1.7)	(-1.03)
Mt-3	0.184	-	0.217
	(2.34)		(1.80)
Pt-1	-0.013	-0.011	-0.101
	(-2.22)	(-0.5)	(-1.07)
R2	0.99	0.99	0.99
RSS	0.0419	0.0181	0.0236
AIC	-5.378	-5.62	-5.043
F	63947	21552	48.31
N	165	94	72

ويتكوّن قيم تقديرية للمتغيرة الأداة m_t بالنسبة للفترات الثلاث الموجودة بالجدول (1) أعلاه، قمنا بتقدير المعادلة (13) وحصلنا على النتائج الموضحة بالجدول (2) أدناه.

الجدول 2 : تقدير المعادلة (13) حسب الفترات الزمنية المختلفة

الفترات المحدرات	2003.12	1997.12	2003.12
	1990.01	1990.01	1998.01
الحد الثابت	0.106	-0.126	1.34
	(5.9)	(-1.22)	(2.64)
Pt-1	0.986	0.932	0.786
	(38.2)	(28.11)	(10.0)
mt-1	-0.001	0.081	0.03
	(-0.34)	(1.83)	(207)
(mt-mt-1)	0.085	-0.005	-0.007
	(0.93)	(-0.03)	(-0.07)
R2	0.99	0.99	0.87
RSS	0.0564	0.0409	0.0162
AIC	-5.069	-4.80	-5.446
F	36 124	16 597	164
D-h	1.80	1.85	1.40
N	161	93	72
K	-1×10^{-3}	-16.2	-4.28
a	0.087	-0.092	-0.047
b 1	1.09	-0.084	-0.045

وتبعاً لنتائج تقدير المعادلة (13) ولمبينة بالجدول (2) أعلاه، نستطيع ملاحظة النقاط التالية:

1. يمكن حساب تقديرات للمعلمتين K و a من خلال مقدرات معالم المتغيرات المستقلة الثلاثة في المعادلة التقديرية أعلاه، فمن خلال تقسيم مقدر معلمة m_{t-1} على مقدر معلمة العبارة $(m_t - m_{t-1})$ نحصل على قيمة K بالنسبة للفترات الزمنية الثلاث (كما هي موضحة في الجدول (2)). وبطرح مقدر معلمة m_{t-1} من مقدر معلمة $(m_t - m_{t-1})$ و تقسيم نتيجة ذلك على مقدر معلمة P_{t-1} نحصل على قيمة a كذلك.

أ- بالنسبة للفترة (2003.12-1990.01) تعتبر قيمة K صغيرة جداً وتقترب من الصفر، وإذا ما قورن ذلك بتخصيص صيغة التوقعات المتكيفة بالمعادلة (8) يمكننا الاستنتاج بأن توقعات مستوى السعر الحالي في الفترة السابقة والفترة الحالية تكون

تقريباً متساوية لما يقترب k من الصفر. ويعني ذلك عدم وجود أخطاء نظامية أو عدم اعتماد مستوى السعر على التصرفات الماضية مما يسقط فرضية التوقعات المتكيفة في هذه الحالة. أما قيمة مقدر المعلمة a فهي متسقة مع توقعاتنا النظرية إلا أنها تقترب كثيراً من الصفر مما يجعل العلاقة بين تطور حجم مخزون النقود ومستوى الأسعار بالمعادلتين (5) و (6) تكون قوية في الفترات الأولى فقط.

ب- أما بالنسبة للفترتين (1997.12-1990.01)، و (2003.12-1998.01) فإننا نلاحظ بأن قيمة K هي صغيرة جداً و خارج مجال تعريفها ($0 < K < 1$)، ونفس الشيء بالنسبة لقيمة مقدر a ، و بالتالي فإن قيمة K و a تعرفان اتجاهها خاطئاً وغير متسق مع فرضية التوقعات المتكيفة.

2. إن حساب مقدر المعلمة التضخم $b_1 = a/(1-a)$ والخاصة بمعادلة الطلب على الأرصد الحقيقية رقم (1) هي مبينة بالجدول (2) أعلاه، وتكون منخفضة بالنسبة للفترتين

(1990.01-1997.12)، و (1998.01-2003.12)، وغير متسقة مع التوقعات النظرية، بحيث أنها بعيدة جداً عن تلك المتوصل إليها من طرف (Cagan 1956) بقيمة 5.46، وكذلك بالنسبة لنتيجة (Beladi and others 1993) المتعلقة بالتضخم في ألمانيا بقيمة 0.045. غير أنه بالنسبة للفترة (2003.12-1990.01) فإن قيمتها تكون مقبولة ($a=1.09$).

3. إن حجم وإشارة مقدر $(m_t - m_{t-1})$ في الفترتين (1997.12-1990.01)، و (1998.01-2003.12) تتعارضان مع المنطلقات النظرية للنماذج النقدية للتضخم، بالإضافة إلى عدم وجود مغزى إحصائي لها. أما بالنسبة للفترة (2003.12-1990.01) فإن حجم وإشارة مقدر m_{t-1} تتعارضان كذلك مع توقعاتنا النظرية.

ونستخلص بأن كل القيود المستلزمة بواسطة فرضية التوقعات المتكيفة في المعادلة (13) لا تؤيدها البيانات الإحصائية الجزائرية بالنسبة للفترات الزمنية المختلفة المذكورة أعلاه.

وبالعودة إلى المعادلة (10) وإجراء التقدير بالنسبة للفترات الثلاث، نحصل على النتائج المبينة بالجدول (3) أدناه.

الجدول 3 : تقدير المعادلة (10) وفقاً للفترات الزمنية المختلفة

الفترات / المحدرات	-2003.12 1990.01	-1997.12 1990.01	-2003.12 1998.01
الحد الثابت	0.087 (5.13)	-0.137 (-1.37)	1.135 (2.68)
Pt-1	0.990 (142.8)	0.93 (29.7)	0.787 (10.32)
mt-1	-0.003 (-0.50)	0.084 (1.97)	0.03 (2.79)
R2	0.99	0.99	0.87
RSS	0.0637	0.04209	0.0162
AIC	-4.997	-4.82	-5.474
F	61270	26763	250
D-h	1.87	1.83	1.40
N	167	95	72

وبإمعان النظر في نتيجة المعادلة التقديرية بالجدول (3) أعلاه، نلاحظ أن :

1. في ظل فرضية التوقعات الرشيدة بالمعادلة (7) يجب أن تكون مقدرة معلمة المتغير P_{t-1} بالمعادلة (10) أكبر من الواحد، وأن حاصل جمع مقدرتي المعلمتين للمتغيرين P_{t-1} و m_{t-1} يجب أن تساوي الواحد. وللتأكد من ذلك بالنسبة للجدول (3) أعلاه، يتبين لنا بأن مقدرة P_{t-1} ليست أكبر من الواحد في كل الفترات المدروسة، بل هي أقل من الواحد. كما أن حاصل جمع مقدرتي المعلمتين يكون مساويا للواحد بالنسبة للفترة الزمنية

(1990.01 - 1997.12) فقط، وهي الفترة التي كان فيها للتوسع النقدي أثرا قويا على تسارع الضغوط التضخمية. ومنه نستنتج أن البيانات الإحصائية الجزائرية لفترات الدراسة المختلفة لا تؤيد كثيرا القيود المفروضة بواسطة فرضية التوقعات الرشيدة باستثناء الفترة (1990.01-1997.12).

2. إن تطبيق فرضية التوقعات الرشيدة يتطلب وجود سياسة معلن عنها مسبقا من طرف السلطات اتجاه الجمهور لعدة فترات مستقبلية. في حين أن كل هذه الشروط تكون غير متوفرة في الاقتصاد الجزائري.

الخاتمة :

إن الظروف التي مر بها الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1990-2003) من تقلبات على مستوى التشريعات وسير عملية الخصخصة، إعادة هيكلة القطاع العام، تنظيم سوق العمل، وإصلاح المؤسسات المالية وغيرها يجعل من الصعب على الأعوان الاقتصاديين انتهاج أسلوب الرشادة في تصرفاتهم الاقتصادية مثل تخفيض سعر صرف الدينار، التوسع النقدي وغيرها دون الإعلان عن ذلك مسبقا، و هو الشيء الذي يتعارض مع المنطلقات النظرية لفرضية التوقعات بكل أنواعها. وعليه نقول أن النتائج الممثلة لتقدير المعادلتين

(13) و(10) تبين لنا أن نموذجي التوقعات المتكيفة والرشيدة لا يكونا متسقين مع البيانات الإحصائية الجزائرية بالنسبة للفترة محل الدراسة. كما أن العلاقة الموجودة ما بين عرض النقود والتضخم السابق من جهة، والتضخم الحالي من جهة أخرى، تكون في الغالب تخضع لفترات إبطاء طويلة ومتغيرة ولا تتوقف عند فترة واحدة كما هو مفسر بالمعادلتين المذكورتين.

الهوامش

CAGAN. P (1956). «The Monetary Dynamics of Hyperinflation», In *Milton Friedman*, Edition Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago, University of Chicago press.

SARGENT.T.J AND WALLACE. N (1973). «The Stability of Models of Money and Perfect Foresight», *Econometrica*, n° 41, pp. 1043-1048.

SARGENT. T.J. (1977). «The Demand for Money during Hyperinflation under Rational Expectations», *International Economic Review*, n 18, pp. 59-82.

KINGSTON. G.H. (1982). «The Semi- lag portfolio Balance schedule is Tenuous», *Journal of Monetary Economics*, n° 9, pp. 389-399.

GRAY. M. (1984). «Dynamic Instability in Rational Expectations Models : An Attempt to Clarify», *International Economic Review*. 25, pp. 277-284.

DIBA. B AND GROSMAN. H. (1988), «Rational Inflationary Bubbles », *Journal of Monetary Economics*, n° 21, pp. 35-46.

- CASELA. A. (1989). «Testing for Rational Bubbles with Exogenous and Endogenous Fundamentals : The German Hyperinflation Once More», *Journal of Monetary Economics*, n° 24, PP. 109-122.
- NDREWS DONALD. W. K. AND FAIR. R. C. (1992). «*Estimation of Polynomial Distributed Lags and Leads End Point Constraints*».
- HANSEN. L. (1982). «Large Properties of Generalized Method of Moment Estimation», *Econometrica*, n° 50, pp. 1029-1054.
- ALMON. S. (1965). «The Distributed lag Between Capital Appropriations and Expenditures», *Econometrica*, n° 33, pp. 178-196.
- CHOW. G. (1989), «Rational Versus Adaptive Expectations in Present Value Models», *Review of Economics and Statistics*, n° 71, pp. 376-384.
- BARRO. R. AND FISCHER. S. (1976), «Recent Development in Monetary Theory » *Journal of Monetary Economics*, n° 2, p.137.
- SARGENT. T. (1986). «*Rational Expectations and Inflation*», Harper and Row, New York, p.25.
- ENGSTED .T. (1996). «The Monetary Model of Exchange Rate under Hyperinflation», *Economic Letters*, Vol.1, n° 51, p. 38.
- ENGSTED. T. (1998). «Money Demand during Hyperinflation », *Journal of Macroeconomics*, Vol.20, n° 3, p. 536.
- BELADI. H, CHOUDHARY. A. AND PARAI. A. (1993), «Rational and Adaptive Expectations in the present value of hyperinflation» *Review of Economics and statistics*, n° 76, p. 511.
- LAILER. D AND STADLER. G. (1998), «Monetary Expectation of the Weimar Republic's Hyperinflation», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30, n° 4, p. 825.

الهوامش

[*] أستاذ محاضر بكلية العلوم الاقتصادية وعلوم
التسيير، جامعة الجزائر.

[**] إن القيم الموجودة ما بين قوسين تشير إلى إحصاء
student-t.

