

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

أستاذ: عدوكة لخضر، بوقلي زهرة

جامعة معسكر- الجزائر

د. قاسم النعيمي جامعة دمشق- سوريا

يعد التضخم من أهم المشكلات الاقتصادية على الصعيدين النظري والتطبيقي فقد أصبحت هذه المشكلة تؤرق واضعي السياسات الاقتصادية في جميع الدول، كما أصبحت محور لاهتمام صناع السياسة النقدية بشكل خاص، وذلك بعد أن تم نقل مسؤولية علاج هذه الظاهرة إلى البنوك المركزية في كثير من الدول.

ويتطلب نجاح السياسة النقدية في التأثير في سلوك السعار قدرة البنك المركزي على التنبؤ الدقيق بمعدل التضخم المستقبلي وهو ما يتطلب بدوره القيام ببناء نماذج قياسية تجمع المتغيرات التي تؤثر في التضخم، ومن هنا فإن الدراسة القياسية لتضخم تهدف بشكل رئيسي إلى تكميم الظاهرة المدروسة وهذا ما يساعد في نجاح عملية التنبؤ من جهة و تحديد العوامل التي تقود الظاهرة التضخمية على المدين الطويل و القصير من جهة أخرى.

والنمذجة القياسية لتضخم تمكننا من دراسة هذه الظاهرة و بالتالي إمكانية التحكم فيها وهذا من أجل ضمان التوازن الاقتصادي والاجتماعي. ويرتبط تقدير النموذج القياسي لتضخم ارتباطا وثيقا باختبارات الجذر الأحادي التي تسمح بالتأكد من استقرارية المتغيرات الاقتصادية المحددة لتضخم.

وبناء على هذا تهدف هذه الدراسة إلى التطرق لظاهرة التضخم ا في الجزائر، وهذا من أجل معرفة أهم محددات هذه الظاهرة والعلاقة التي تربط بينها وبين المتغيرات الاقتصادية الأخرى على المدين القصير والطويل، ومعرفة أيضا مدى أسنقرارية هذه المتغيرات وبالتالي إمكانية استعمال النمذجة القياسية لسلاسل الزمنية..

والسؤال الرئيسي الذي سنحاول الإجابة عنه في هذه الورقة هو:

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

هل المتغيرات الاقتصادية المحددة للتضخم في الجزائر مستقرة أم لا ؟
وتتفرع عن السؤال الرئيسي ثلاثة أسئلة فرعية:

ما هو التضخم ؟ ما هي المتغيرات الاقتصادية المحددة للتضخم في الجزائر؟ ما هي العلاقة بين مستوى الأسعار والمتغيرات الاقتصادية؟
لوصول إلى الهدف المراد من هذه الورقة البحثية، ارتأينا أن نقسم هذا البحث إلى ثلاثة محاور أساسية: أولا تطرقنا إلى ماهية التضخم ثم قمنا بدراسة العلاقة ما بين معدل التضخم و المتغيرات الاقتصادية و أنهينا دراستنا بدراسة لأستقرارية السلسلة.

1. تعريف التضخم:

يعتبر التضخم من أكثر الاصطلاحات الاقتصادية شيوعا، ولا يوجد تعريفا واحدا للتضخم يلقي قبولا عاما في الفقه الاقتصادي. إذ نجد أن معظم التعارف والنظريات تركز على الأسباب المنشئة للتضخم، ويمكن حصرها في النظرية الكمية للنقود، نظرية الدخل والإنفاق ونظرية العرض والطلب. وهذا ما يعقد إمكانية وجود مفهوم واحد للتضخم¹.

1.1 التضخم كظاهرة نقدية:

يعرف التضخم من خلال أسبابه، فهو عبارة عن زيادة في كمية النقود تؤدي إلى ارتفاع في الأسعار، سواء كانت هذه الزيادة من خلال عرض النقود (الإصدار النقدي) أو من خلال الطلب على النقود (الإنفاق النقدي). هذا التعريف متأثر بآراء مناصري النظرية الكمية للنقود، والتي ترى في كمية النقود المتغير الإستراتيجي المحدد للمستوى العام للأسعار مع فرضية ثبات العناصر الأخرى على الأقل في المدى القصير².

وقد استمر هذا المفهوم حتى الثلاثينيات ثم بدأ يفقد أهميته تدريجيا بظهور الأفكار الكينزية والاتجاهات الحديثة في التحليل النقدي ولم تكن النظرية الكمية للنقود كافية لوصف ظاهرة التضخم ولم تصمد أمام الظروف الاقتصادية التي سادت العالم إبان الأزمة الاقتصادية حيث زادت كمية النقود

¹ : Bremond J., Geledan A.,(1981) : « Dictionnaire économique et social », Hatier Paris, pp210

²:BEZBAKH P.(1995) Inflation et désinflation, La Découverte Paris

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

زيادة كبيرة دون ارتفاع الأسعار، وهذا ما أدى بالاقتصاديين إلى إعادة النظر في مفهوم التضخم وإدخال عوامل أخرى إلى جانب العامل النقدي، كزيادة الطلب ونقص العرض للسلع مثلاً.

2.1. التضخم كظاهرة سعرية:

يعرف التضخم من خلال أثره وهذا عندما يكون هناك اتجاه مستمر ومؤكد نحو ارتفاع الأسعار يوصف بحالة تضخمية، أما إذا حدث العكس فيوصف ذلك بحالة انكماشية. فالتضخم يعني من هذا المنظور حركة مستمرة من خلالها يرتفع المستوى العام للأسعار، مهما كان السبب (زيادة في كمية النقود أو عدم التوازن بين التيار النقدي والسلعي أو غير ذلك) أي نتيجة لاستمرار حالة الاختلال قطاع أو أكثر في كل الاقتصاد الوطني. ويرجع هذا الاختلال إلى قوى مسببة والتي يطلق عليها القوى التضخمية والتي تختلف النظريات في تفسيرها³.

يؤدي ارتفاع الأسعار إلى الانخفاض المتواصل للقيمة الحقيقية لوحدة النقد في وقت معين بالمتوسط العام للأسعار لما يمكن أن يشتري بهذه الوحدة من النقد من مختلف السلع والخدمات. و من المنطقي أن هذا الكم من السلع والخدمات يقل بارتفاع أثمانها والعكس صحيح. ومن ثمة فإن القيمة الحقيقية أو القدرة الشرائية لوحدة النقد تتناسب عكسياً مع ارتفاع المستوى العام للأسعار.

3.1. التضخم بالمداد:

هناك من يرى أن التضخم هو ارتفاع في المستوى العام للأسعار الناتج عن وجود فجوة بين السلع الحاضرة وحجم المداد المتاحة للإنفاق، والسبب في ذلك يمكن أن يكون عاملاً نقدياً فقد ينتج ارتفاع الأسعار عن الزيادة في المداد المتاحة التي تصاحب الزيادة في كمية النقود أو سرعة تداولها³.

ويمكن أن يكون نتيجة لنقص عرض السلع لانخفاض مستوى الإنتاج سواء كان ذلك نتيجة اضطرابات طبيعية أو سوء توجيه الاستثمارات، كما أن زيادة النقود قد لا تؤدي إلى ارتفاع الأسعار بل على العكس قد تشجع على إنتاج ولا

³ الروبي نبيل: " التضخم في الاقتصاديات المختلفة "، مؤسسة الثقافة العربية، مصر بدون تاريخ ص 13-15

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

يحدث ارتفاع في الأسعار إلا إذا لقيت هذه الزيادة عراقيل تحول دون زيادة الإنتاج أو بلوغ مرحلة التشغيل الكامل.

4.1. التضخم بالتكاليف:

يحصل تضخم التكاليف نتيجة ارتفاع تكاليف عناصر الإنتاج، و خصوصا تكلفة العمل (الأجور) عندما تكون النقابات العمالية قوية وقادرة على رفع أجور أعضائها. إذ تؤدي الزيادة السريعة في مستويات الأجور إلى ارتفاع الأسعار عندما لا يصاحب الزيادة في الأجور زيادة في إنتاجية العمل في بعض القطاعات الرئيسية داخل الاقتصاد القومي⁴.

يفترض هذا التحليل سيادة المنافسة غير التامة في كل من سوق العمل وسوق السلع، أي توفر النقابات العمالية القوية في سوق العمل مع توفراتحادات أرباب أعمال قوية في سوق السلع. و يؤدي ارتفاع مستوى الأسعار إلى انخفاض القوة الشرائية للأجور الاسمية، مما يدفع النقابات العمالية إلى التدخل عن طريق المساومة ورفع الأجور الاسمية لأعضائها لتصل بها إلى مستواها الحقيقي السابق، ومن ثم سيعمل أرباب الأعمال إلى نقل عبئ الزيادة في الأجور إلى المستهلك عن طريق رفع أسعار منتجاتهم، سيستمر لولب الأجور والأسعار بالارتفاع، متسببا في حصول تضخم التكاليف. وقد اشتهر هذا التحليل باسم (دائرة: الأسعار - الأجور)⁵.

2. أهم المتغيرات المحددة للتضخم في الجزائر:

من خلال الدراسات النظرية لظاهرة التضخم وخصوصيات التضخم في الجزائر قمنا باختيار بعض المتغيرات التي رأينا أنها الأكثر تحديدا لهذه الظاهرة. تتمثل هذه المتغيرات في: الناتج الداخلي الخام، الكتلة النقدية، معدل سعر الصرف ونسبة البطالة.

1.2 تحديد العلاقة بين مستوى الأسعار وسعر الصرف:

⁴ : Bremond J., Geledan A.,(1981) : « Dictionnaire économique et social », Hatier Paris, pp212.

⁵ : الموسوي ضياء مجيد(1993): "الاقتصاد النقدي"، دار الفكر الجزائر ص220-221.

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

تؤثر التغيرات في سعر الصرف أليا على المؤشر العام للأسعار خاصة في الدول ذات الاقتصاد المنفتح على العالم الخارجي. ففي العديد من الدول المتخلفة أدت تخفيضات العملة إلى ارتفاع محسوس في الأسعار بعد التخفيض مباشرة. لقد أدى تخفيض قيمة الدينار الجزائري في النصف الأول من التسعينات بالتضخم إلى أعلى مستوياته مقارنة بالفترة ما بعد الاستقلال. وشهدت بعض الدول نفس الظاهرة مثل منطقة CFA حيث تم تخفيض العملة في جانفي 1994 وفي السنة الموالية ارتفع مؤشر أسعار الاستهلاك لكي يبلغ ما بين 29% و55% في هذه المنطقة⁶.

يؤدي تخفيض العملة إلى التأثير في الأسعار بالارتفاع بصفة مباشرة أو غير مباشرة. تنتقل هذه الآثار إلى مجمل نظام الأسعار عن طريق قنوات متعددة. تتوقف حدة وسرعة تأثير التغيرات في سعر الصرف على قطاعات وفروع الاقتصاد على مدى تفتح هذه الأخيرة على العالم الخارجي.

فنجذ أن أسعار النشاطات الإنتاجية التي تعتمد على مواد أولية مستوردة أكثر وأسرع تأثر بالتغيرات التي تطرأ على سعر الصرف من القطاعات الأخرى. في حين أن الخدمات يكون تأثرها بصفة غير مباشرة وبصورة أبطأ إذا ما حدثت صدمات خارجية.

فيما يخص الجزائر ونظرا لوجود ازدواجية في سوق الصرف فإن الأسعار تتأثر من خلال التغيرات في سعر الصرف الرسمي سعر الصرف الموازي. فيؤدي التخفيض في العملة إلى ارتفاع أسعار المواد المستوردة خاصة عن طريق السوق الموازية (التضخم المستورد).

يؤدي ارتفاع أسعار المنتوجات المستوردة إلى إحلالها بسلع محلية هذا ما ينجم عليه زيادة في الطلب على هذه السلع، وبالتالي ينتقل الارتفاع في الأسعار إلى السلع المحلية (التضخم بالطلب). مما يؤدي إلى مطالبة العمال بزيادة كتلة الأجور وهذا ما يؤثر على تكاليف الإنتاج وارتفاع المؤشر العام للأسعار (تضخم بالتكاليف).

⁶: « Rapport annuel de 1996 sur la zone franc », Banque de France.

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

من خلال تفحص الإحصائيات الخاصة بتطور مؤشر الأسعار ومؤشر سعر الصرف الاسمي يمكن ملاحظة أن التخفيض في سعر الصرف كان أسرع من الارتفاع في الأسعار. باعتبار سنة 1989 كسنة قاعدية: فقد بلغ المؤشر العام للأسعار سنة 2000 القيمة 528.9 في حين أن مؤشر سعر الصرف الاسمي بلغ 1123 في نفس السنة. هذا ما يدل على أن تأثير التغير في سعر الصرف على الأسعار غير منتظم (ليس بنفس النسبة). ففي الفترة 1999-1990 كان معدل التضخم المتوسط 19.9% وهو أقل من معدل سعر الصرف لنفس الفترة والذي بلغ 23.3%.

هذا الفرق الموجود بين تغييري المؤشرين راجع أساسا إلى كيفية حساب هذين المؤشرين في الجزائر. كما أن تغير سعر الصرف سريع (فقد يتغير عدة مرات خلال يوم واحد) في حين أن التغير في الأسعار يكون أبطأ. كنتيجة لهذا يمكن القول بأن التغيرات في سعر الصرف تؤثر على الأسعار ولكن بأفاق زمنية مختلفة. في الفترة 1999-1990 كان هناك تأثير مباشر لتخفيض العملة على مؤشر أسعار الإنتاج حيث كانت مستويات الارتفاع في المؤشرين متساوية تقريبا، في حين أن التغير في مؤشر أسعار الاستهلاك كان أبطأ وهذا ما يوضحه الجدول التالي:

الجدول 1: التغير في مؤشري سعر الصرف والأسعار للفترة 1990-2002

التغير 1998-1990	المتوسط التغير المتوسط 2002-1998	
25.38	19.87	سعر الصرف
26.24	19.10	مؤشر أسعار الإنتاج الصناعي
24.86	19.30	مؤشر أسعار الإنتاج الحرفي
18.13	14.12	مؤشر أسعار الاستهلاك

المصدر: الحساب عن طريق إحصائيات الديوان الوطني للإحصاء
يعتمد حساب مؤشر أسعار الاستهلاك على الأسعار الرسمية التي لا تعبر دائما على الأسعار الحقيقية للسوق، هذا ما يؤدي إلى تقدير أدنى لمعدل التضخم

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

وأسعار الاستهلاك لا ترتفع دائما بنفس نسبة تخفيض العملة كما هو مفروض نظريا. إذن يمكن اعتبار أن الانخفاض النسبي لمعدلات التضخم مقارنة بنسب تخفيض العملة مصدره الأساسي هو الطريقة الإحصائية لحساب المؤشر العام للأسعار التي تبقى متحيزة ولا تعكس أسعار السوق الجزائرية.

2.2 تحديد العلاقة بين الكتلة النقدية والأسعار:

كما سبق وأن ذكرنا فإن الكتلة النقدية في الجزائر في ارتفاع مستمر دون أن يقابلها ارتفاع في الإنتاج فقد بلغ معدل نمو الكتلة النقدية 17.4% في الفترة 1992-2001 وهو يفوق كثيرا معدل نمو الناتج الداخلي الخام الذي قدر بـ 1.9% لنفس الفترة. في حين أن معدل نمو الكتلة النقدية قدر بـ 12.13% في الفترة 1982-1990 ومعدل نمو الناتج الداخلي الخام 5.7% كما هو موضح في الجدول (2).

الجدول 2: تطور معدلات نمو الكتلة النقدية والناتج الداخلي الخام بالجزائر.

	1974-1978	1978-1982	1982-1990	1990-2001
الكتلة النقدية	27.21	19.6	12.13	17.4
الناتج الداخلي الخام	5.2	5.2	5.7	1.9

المصدر: الحساب عن طريق إحصائيات الديوان الوطني للإحصاء وبنك الجزائر
إن التضاعف المستمر للكتلة النقدية بدون زيادة في الإنتاج يؤدي إلى زيادة السيولة في الاقتصاد الوطني مما يؤدي حتما إلى ارتفاع الأسعار (التضخم النقدي). ففي فترة التضخم ينخفض معدل الفائدة الحقيقي، مما يشجع الأفراد إلى تفضيل النقود السائلة على الادخار وهذا ما يؤدي زيادة الطلب وارتفاع الأسعار. كما أنه إذا ارتفع معدل التضخم المحلي بصفة أسرع من معدل التضخم الأجنبي ومع ثبات معدل سعر الصرف الاسمي ، فإن الاقتصاد الوطني لا يستطيع

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

الصمود أمام المنافسة الخارجية مما يؤدي إلى انخفاض في سعر الصرف الحقيقي للعملة الوطنية وارتفاع أسعار المواد المستوردة (التضخم المستورد).

3.2 تحديد العلاقة بين مستوى الأسعار والناتج الداخلي الخام:

إن ضعف معدلات النمو للإنتاج الوطني في منتصف الثمانينات كان سببه الأساسي العجز في التمويل الذاتي للاقتصاد الوطني. فقد أدت المخططات التنموية في بداية السبعينات إلى ضعف في الادخار الوطني بسبب الاحتياجات التمويلية الكبيرة لهذه الاستثمارات.

فقد شهدت الجزائر أعلى معدلات استثمار مقارنة بالدول الأخرى في حين أن معدلات نمو الناتج الداخلي الخام كانت ضعيفة نسبياً. حيث بلغ معدل نمو الناتج الداخلي الخام 1.9% في الفترة 1983-1992 وهو من بين أدنى معدلات النمو في العالم (2% بالنسبة لأفريقيا، 3.5% في المغرب، 4.2% في تونس، 7.3% في آسيا و 4.7% في الدول المتطورة)⁷. في الفترة 1987-1997 قدر معدل النمو للناتج الداخلي الخام بـ 2.1% .

إن معدلات نمو الناتج الداخلي الخام تبين عدم قدرة الاقتصاد الوطني على توفير ادخار محلي موجب. ففي الفترة 1970-1980 قامت الجزائر باستثمارات ضخمة مولتها عن طريق الادخار الوطني واللجوء إلى الديون الخارجية. وكان من المفروض أن تكون فترة الثمانينات بداية لتحقيق نتائج هذه الاستثمارات ورفع الإنتاج المحلي، إلا أن الواقع كان عكس ذلك مما أدى انخفاض معدلات النمو للناتج الداخلي الخام، تفاقم المديونية للخارج واختلال في ميزان المدفوعات. وفي ظل هذه الوضعية ومع ازدياد الطلب الناجم عن عدة عوامل (النمو السكاني، زيادة السيولة النقدية، انخفاض معدلات الفائدة...) وصلابة العرض مما أدى إلى ارتفاع الأسعار والزيادة من حدة التضخم.

4.2 تحديد العلاقة بين مستوى الأسعار ومعدل البطالة:

سبق وأن ذكرنا في التحليل النظري للتضخم أنه كلما كان مستوى البطالة في الحدود الدنيا كلما كان الارتفاع في الأسعار أسرع وعلى هذا الأساس هناك

⁷ :IMF «World Economic Outlook Data Base», FMI, Décembre 2001.

علاقة طردية بين نسبة التوظيف ومعدل التضخم (تحليل كينز وهانسن)، إلى جانب العلاقة العكسية بين البطالة والتضخم حسب منحى فيلبس. إلا أن معدلات البطالة في الجزائر شهدت ارتفاع مستمر وهذا بالرغم من ارتفاع معدلات التضخم خلال الفترة ما بعد الاستقلال. والسبب في ذلك هو وجود عدد كبير من المستهلكين غير المنتجين (البطالين) مما يؤدي إلى زيادة في الطلب تفوق الزيادة في العرض مما ينجم عليه ارتفاع في الأسعار (تضخم بالطلب).

3. اختبار الجذر الأحادي ودراسة استقرارية محددات التضخم في الجزائر:

بعد اختيار المتغيرات التي تساهم في تفسير ظاهرة التضخم بالجزائر، سنحاول دراسة استقرارية هذه المتغيرات وهذا بالاعتماد على اختبار الجذر الأحادي المعدل ل ديكي فولر ADF. إن هذا الاختبار يأخذ بعين الاعتبار إمكانية وجود ارتباط بين الأخطاء العشوائية. لهذا يجب أولاً تحديد درجة التأخير P اللازمة لجعل بواقي التقدير تشويش أبيض (Blanchir les residus)، ثم اختبار وجود جذر أحادي (عدم استقرارية) باتباع نفس إستراتيجية اختبار DF البسيط التي شرحناها سابقاً.

1.3. كيفية اختيار درجة التأخير P :

هناك عدة طرق لاختيار P من أهمها: طريقة تدنئة معايير المعلومة (Critères d'information) ل بايز مثل SC , AIC الخ...، وطريقة التأكد البعدي (Contrôle ex-post) من عدم وجود ارتباط بين الأخطاء. تعتمد الطريقة الأولى على المقارنة بين عدة نماذج لاختبار ADF بدرجة تأخير مختلفة. ثم اختيار درجة التأخير للنموذج الذي لديه أصغر معيار (SC , AIC)⁸.

أما الطريقة الثانية فما هي إلا أداة للتأكد البعدي من صحة اختيار درجة التأخير P للطريقة الأولى. فإذا أصبحت بواقي التقدير للنموذج المختار تخضع لتشويش أبيض، هذا يعني أن درجة التأخير P مثلى. أما إذا ثبت العكس فهذا يعني أن الأخطاء لا تزال مرتبطة وبالتالي يجب اختيار قيمة أكبر ل P ثم التأكد من

⁸ : Bourbonnais R., (1998) : « Econométrie », op cité, p251

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

عدم ارتباط الأخطاء وهذا باستعمال التمثيل البياني لدالة الارتباط للبواقي (Corrélogramme) أو أحد اختباري Box-Pierce أو Ljung-Box⁹.

2.3. تطبيق اختبارات ADF على مؤشر أسعار الاستهلاك IPC:

من أجل دراسة استقرارية المتغيرة قمنا أولاً بتحديد درجة التأخير P وهذا من أجل تفادي مشكلة ارتباط الأخطاء العشوائية. حيث استعملنا معياري AIC و SC للمفاضلة بين النماذج وقيمة هذين المعيارين تحسب آلياً بعد التقدير بواسطة برنامج الإعلام الآلي للسلاسل الزمنية EViews. بعد تقدير عدة نماذج لاختبار ADF للنماذج الثلاثة (نموذج بثابت ومركبة اتجاه عام، نموذج بثابت، ونموذج بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام)، وذلك باختيار القيمة $P=5$ كقيمة عظمى لدرجة التأخير. تحصلنا على النتائج الملخصة في الجدول رقم 3.

الجدول 3: تحديد درجة التأخير P لمؤشر أسعار الاستهلاك

	النموذج [1]		النموذج [2]		النموذج [3]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
P						
5	0.247	0.379	0.240	0.403	0.225	0.401
4	0.247	0.357	0.248	0.380	0.221	0.375
3	0.432	0.519	0.432	0.541	0.410	0.541
2	0.611	0.676	0.502	0.688	0.569	0.678
1	0.591	0.634	0.584	0.649	0.555	0.641
0	0.792	0.813	0.760	0.803	0.702	0.766

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية P_i غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. وكما هو ملاحظ في الجدول فإن معياري AIC و SC يأخذان أصغر القيم عندما تكون $P=4$ إلا في حالة وحيدة فإن معيار AIC يكون أصغر ما يمكن لما تكون درجة التأخير $P=5$. فقمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=4$ لأن النموذج يكون أحسن كلما احتوى على عدد قليل من المعالم المقدرة وبشرط أن تكون بواقي التقدير

⁹ : Bourbonnais R., (1998) : « Econométrie », p219

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

عبارة عن تشويش أبيض. وللتأكد من صحة هذا الاختيار لدرجة التأخير $P=4$ نستعمل اختبار ارتباط البواقي (التأكد البعدي).

بعد تطبيق استراتيجية اختبارات ADF على النماذج الثلاثة (نموذج بثابت ومركبة اتجاه عام، نموذج بثابت، ونموذج بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام) وبدرجة تأخير $P=4$ حصلنا على النتائج التالية:

أ- النموذج الثالث:

نقوم أولاً بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta Pi_t = \rho Pi_{t-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta Pi_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \text{حيث:}$$

من خلال تقدير النموذج نلاحظ أن قيمة ستيودنت المحسوبة -2.1983 أكبر من القيم المجدولة لـ DF وهذا من أجل المستويات الثلاثة للمعنوية (10%, 1%, 5%). ومن هذا نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على وجود جذر أحادي أي عدم استقرار السلسلة. يجب التأكد من أن النموذج [3] هو النموذج الملائم. لهذا نلجأ لاختبار الفرضية المكملية (Hypothèse jointe) أي اختبار

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0) \quad \text{الفرضية:}$$

برنامج الإعلام الآلي للسلاسل الزمنية EVIEWS لا يسمح بإجراء هذا الاختبار لهذا نضطر إلى برمجة برنامج إضافي لاختبار وجود مركبة اتجاه عام (الملحق 1.1).

بعد تطبيق هذا البرنامج حصلنا على النتائج التالية:

$F3=2.695$, $SCR3=146.978$, $SCR3c=153.367$, $NDL3=124$
نقارن قيمة فيشر المحسوبة مع المجدولة كالتالي: بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على أن معامل مركبة الاتجاه العام معدوم عند مستوى معنوية 5%.

حيث: $F3$: القيمة المحسوبة، Φ_3 : القيمة المجدولة لـ ADF.

وبهذا يمكن استنتاج أن النموذج الثالث غير ملائم، لهذا نقوم بالخطوة الموالية:

ب- النموذج الثاني:

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

نقدر النموذج الثاني الذي يحتوي على ثابت فقط حيث:
نحصل على النتائج التالية:

$$\Delta Pi_t = \rho Pi_{t-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta Pi_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث: $\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$

نلاحظ أن المتغيرة غير مستقرة. يجب التأكد من ملائمة النموذج الثاني باستعمال

الاختبار المكمل التالي: $H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$

نضع برنامجا إضافي لاختبار معنوية الثابت شرط وجود جذر أحادي (Test

conditionnel) (الملحق 2.1).

بعد تطبيق هذا البرنامج تحصلنا على النتائج التالية:

$$155.718, \text{ SCR2c}=153.259, \text{ SCR2}=1.002F2=5\text{NDL3}=12$$

نلاحظ أن القيمة المحسوبة أصغر من القيمة المجدولة أي $F2 < \Phi_2 = 4.71$.

يمكن استنتاج أن النموذج [2] غير ملائم لهذا نضطر إلى القيام بتقدير النموذج الأول.

ج- النموذج الأول:

نقوم بتقدير النموذج الذي لا يحتوي على ثابت ولا مركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta Pi_t = \rho Pi_{t-1} - \sum_{j=2}^5 \Phi_j \Delta Pi_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن القيمة المحسوبة (0.472397) أكبر من المجدولة مما يدل على وجود جذر أحادي.

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

من خلال تطبيق استراتيجية اختبارات ديكي فولر المعدلة ADF توصلنا إلى أن المتغيرة Pi غير مستقرة $I(1)$ والنموذج [1] هو النموذج الملائم للسلسلة. وبناءاً على هذه النتائج يمكن اعتبار المتغيرة Pi عبارة عن مسار انحدار ذاتي $AR(5)$ غير مستقر أي متكامل من الدرجة الأولى $I(1)$ من نوع نموذج DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$Pi_t = Pi_{t-1} + 0.31(Pi_{t-1} - Pi_{t-2}) - 0.14(Pi_{t-2} - Pi_{t-3}) + 0.23(Pi_{t-3} - Pi_{t-4}) + 0.45(Pi_{t-5} - Pi_{t-6}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر يكفي القيام بفروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار $AR(4)$ مستقر $I(0)$ معادلته المقدرة هي:

$$\Delta Pi_t = +0.31\Delta Pi_{t-1} - 0.14\Delta Pi_{t-2} + 0.23\Delta Pi_{t-3} + 0.45\Delta Pi_{t-5} + \varepsilon_t$$

من خلال اختبار الارتباط الخطي $Q, Ljung-Box$ (LB) نستنتج أن الحد العشوائي ε_t عبارة عن تشويش أبيض لأن كل احتمالات إحصائية Quennuille أكبر من 0.05..

$$LB = 13,65 < \chi^2_{0,05}(16) = 26,296$$

3.3. تطبيق اختبارات ADF على معدل البطالة CHO:

قمنا بنفس الخطوات السابقة لاختبار وجود جذر أحادي في السلسلة الزمنية Cho لاختيار درجة التأخير فتوصلنا على النتائج الموضحة في الجدول رقم 4.

الجدول 4: تحديد درجة التأخير P لمعدل البطالة

	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
P	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-1.445	-1.268	-1.453	-1.298	-1.449	-1.316
4	-1.447	-1.293	-1.457	-1.325	-1.457	-1.347
3	-1.445	-1.314	-1.454	-1.345	-1.449	-1.361
2	-1.454	-1.345	-1.463	-1.376	-1.451	-1.386
1	-1.468	-1.382	-1.477	-1.413	-1.460	-1.417
0	-0.552	-0.487	-0.566	-0.523	-0.579	-0.557

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية Cho غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. وكما نلاحظ في الجدول فإن معياري AIC و SC يأخذان أصغر القيم عندما تكون $P=1$ لهذا قمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=1$.

أ- النموذج الثالث:

قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta CHO_t = \rho CHO_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta CHO_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

لاحظنا أن النموذج غير مستقر من خلال إحصائية ستيودنت المحسوبة، فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$F3=2.9$, $SCR3=29.064$, $SCR3c=30.365$ $NDL3=130$
بما أن القيمة المحسوبة أقل من المجدولة ($F3 < \Phi_3 = 6.49$) نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.
ب- النموذج الثاني:

$$\Delta CHO_t = \rho CHO_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta CHO_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

نحصل على:

$$F2=2.66 , SCR2=29.229 , SCR2c=30.416 \quad NDL3=131$$

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية وانعدام الثابت في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta CHO_t = \rho CHO_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta CHO_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة Cho نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الثانية (AR(2) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$CHO_t = CHO_{t-1} + 0.778(CHO_{t-1} - CHO_{t-2}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(1) مستقر I(0) معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta CHO_t = 0.778 \Delta CHO_{t-1} + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار

Q,Ljung-Box

$$LB=16,67 < \chi_{0,05}^2(19) = 30,14$$

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

4.3. تطبيق اختبارات ADF على الناتج الداخلي الخام LPIB:

بعد تقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معيار SC يأخذ أدنى القيم من أجل درجة التأخير $P=1$ ، في حين أن معيار AIC يكون أصغر ما يمكن لما $P=5$ ، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 5.

الجدول 5: تحديد درجة التأخير P للناتج الداخلي الخام

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
6	-8.383	-8.186	-8.351	-8.174	-8.315	-8.196
5	-8.408	-8.231	-8.368	-8.213	-8.370	-8.237
4	-8.341	-8.187	-8.327	-8.195	-8.327	-8.217
3	-8.331	-8.200	-8.306	-8.197	-8.299	-8.212
2	-8.344	-8.236	-8.310	-8.223	-8.307	-8.242
1	-8.361	-8.275	-8.319	-8.254	-8.318	-8.275
0	-7.276	-7.211	-7.289	-7.246	-7.256	-7.235

قمنا أولاً باختيار درجة التأخير $P=1$ وبعد القيام بإستراتيجية اختبارات

ADF تحصلنا على النموذج التالي:

$$\Delta LPIB_t = 0.0083 + 0.801\Delta LPIB_{t-1} + \varepsilon_t$$

إلا أن بواقي هذا النموذج ليست تشويش أبيض، هذا ما أثبتته اختبار Q,Ljung-Box لأن بعض احتمالات إحصائية Quennuille أقل من 0.05، ومنه فإن الأخطاء لا تزال مرتبطة لهذا قمنا باختيار قيمة أكبر لدرجة التأخير والمتمثلة في $P=5$.

أ- النموذج الثالث:

قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta LPIB_t = \rho LPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta LPIB_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

لاحظنا أن النموذج غير مستقر. فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

F3=3.93 , SCR3=0.0256 , SCR3c=0.0272 NDL3=122
بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود
مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta LPIB_t = \rho LPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta LPIB_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

هذا النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكملية:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=4.459 , SCR2=0.027 , SCR2c=0.029 \quad NDL3=123$$

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية أي أن الثابت معنويا
معدوم في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta LPIB_t = \rho LPIB_{t-1} - \sum_{j=2}^6 \Phi_j \Delta LPIB_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة LPIB نموذج
انحدار ذاتي من الدرجة السادسة AR(6) وهو غير مستقر من النوع DS بدون
ثابت وبدون مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

$$LPIB_t = LPIB_{t-1} + 0.905(LPIB_{t-1} - LPIB_{t-2}) - 0.0016(LPIB_{t-2} - LPIB_{t-3}) \\ - 0.000125(LPIB_{t-3} - LPIB_{t-4}) - 0.341(LPIB_{t-4} - LPIB_{t-5}) \\ + 0.24(LPIB_{t-5} - LPIB_{t-6}) + \varepsilon_t$$

ملاحظة: بما أن معاملات $D(LPIB(-2))$ و $D(LPIB(-3))$ غير معنوية لهذا قمنا بعدم أخذها في المعادلة المقدرة، فتحصلنا على المعادلة:

$$LPIB_t = LPIB_{t-1} + 0.905(LPIB_{t-1} - LPIB_{t-2}) - 0.341(LPIB_{t-4} - LPIB_{t-5}) \\ + 0.248(LPIB_{t-5} - LPIB_{t-6}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(5) مستقر $I(0)$ معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta LPIB_t = 0.905\Delta LPIB_{t-1} - 0.341\Delta LPIB_{t-4} + 0.248\Delta LPIB_{t-5} + \varepsilon_t$$

اختبار Q, Ljung-Box يؤكد لنا من أن بواقي هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض

$$LB = 19,28 < \chi^2_{0,05}(15) = 29,28$$

5.3. تطبيق اختبارات ADF على الكتلة النقدية (LM):

بعد تقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معياري SC و AIC

يأخذان أدنى القيم من أجل درجة التأخير لما $P=3$ ، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 6.

الجدول 6: تحديد درجة التأخير P للكتلة النقدية

	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
P	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-6.893	-6.716	-6.865	-6.710	-6.859	-6.726
4	-6.902	-6.748	-6.879	-6.747	-6.866	-6.760
3	-6.916	-6.785	-6.885	-6.776	-6.866	-6.779
2	-6.883	-6.774	-6.856	-6.770	-6.817	-6.752
1	-6.881	-6.784	-6.861	-6.776	-6.834	-6.769
0	-6.890	-6.785	-6.876	-6.833	-6.846	-6.825

فقمنا بتطبيق اختبارات ADF بنفس الطريقة السابقة، تحصلنا على النتائج التالية:

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

أ- النموذج الثالث:

بعد تقدير النموذج الثالث الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام لاحظنا أن النموذج غير مستقر.

$$\Delta LM_t = \rho LM_{t-1} - \sum_{j=2}^4 \Phi_j \Delta LM_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=4.06 , SCR3=0.119 , SCR3c=0.127 \quad NDL3=126$$

بما أن $F3 < \Phi_3 = 6.49$ نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta LM_t = \rho LM_{t-1} - \sum_{j=2}^4 \Phi_j \Delta LM_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$F2=12.43 , SCR2=0.125 , SCR2c=0.149 \quad NDL3=127$$

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

بما أن $F2 > \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني رفض الفرضية المبدئية أي أن الثابت غير معدوم وبالتالي فإن النموذج الثاني مقبول معنويا.

كنتيجة لهذه الاختبارات يمكن اعتبار السلسلة LM نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الرابعة AR(4) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بثابت و بدون مركبة اتجاه عام). بعد تقديره (نحصل على المعادلة:

$$LM_t = LM_{t-1} + 0.083(LM_{t-1} - LM_{t-2}) - 0.105(LM_{t-2} - LM_{t-3}) + 0.219(LM_{t-3} - LM_{t-4}) + 0.1044 + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل

على مسار AR(3) مستقر I(0) معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta LM_t = 0.083\Delta LM_{t-1} - 0.105\Delta LM_{t-2} + 0.219\Delta LM_{t-3} + 0.1044 + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار Q,Ljung

Box

$$LB = 14,57 < \chi^2_{0,05}(17) = 27,58$$

6.3. تطبيق اختبارات ADF على معدل سعر الصرف (LER):

قمنا بتقدير عدة نماذج لاختبارات ADF لاحظنا أن معياري SC و AIC

يأخذان أدنى القيم من أجل درجة التأخير P=1، وهذا من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم 7.

الجدول 7: تحديد درجة التأخير P معدل سعر الصرف

P	النموذج [3]		النموذج [2]		النموذج [1]	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
5	-5.514	-5.338	-5.493	-5.338	-5.505	-5.368
4	-5.535	-5.381	-5.515	-5.383	-5.523	-5.413
3	-5.554	-5.423	-5.532	-5.422	-5.541	-5.453
2	-5.574	-5.465	-5.544	-5.457	-5.554	-5.489
1	-5.577	-5.490	-5.545	-5.480	-5.556	-5.513
0	-5.495	-5.430	-5.452	-5.409	-5.463	-5.442

أستاذ: عدوكة لخضر ، بوقلي زهرة ، د. قاسم النعيمي

كل هذه النماذج بينت أن السلسلة الزمنية LER غير مستقرة لأن قيمة DF المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستويات معنوية مختلفة. قمنا باختيار نموذج بدرجة تأخير $P=1$.

أ- النموذج الثالث:

قمنا بتقدير النموذج الذي يحتوي على ثابت ومركبة اتجاه عام حيث:

$$\Delta LER_t = \rho LER_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta LER_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

نلاحظ أن النموذج غير مستقر. فقمنا بإجراء الاختبار المكمل للفرضية:

$$H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$$

تحصلنا على النتائج التالية:

$$F3=3.15 , SCR3=0.477 , SCR3c=0.500 \quad NDL3=130$$

بما أن القيمة المحسوبة أقل من المجدولة ($F3 < \Phi_3 = 6.49$) نقبل الفرضية المبدئية التي تدل على عدم وجود مركبة اتجاه عام. لهذا نقدر النموذج الثاني.

ب- النموذج الثاني:

$$\Delta LER_t = \rho LER_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta LER_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

النموذج غير مستقر، نختبر الفرضية المكمل:

$$H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$$

نحصل على:

$$NDL3=131522 , SCR2c=0.500 , SCR2=0.2.91 \quad F2=$$

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

بما أن $F2 < \Phi_2 = 4.71$ هذا يعني قبول الفرضية المبدئية وانعدام الثابت في النموذج.

ج- النموذج الأول:

$$\Delta LER_t = \rho LER_{t-1} - \sum_{j=2}^2 \Phi_j \Delta LER_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

حيث:

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

أثبت الاختبار أن هذا النموذج غير مستقر.

من خلال النتائج المتحصل عليها يمكن اعتبار السلسلة LER نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الثانية (AR(2) وهو غير مستقر I(1) من النوع DS بدون ثابت ولا مركبة اتجاه عام). بعد تقديره نحصل على المعادلة:

$$LER_t = LER_{t-1} + 0.332(LER_{t-1} - LER_{t-2}) + \varepsilon_t$$

لجعل هذا المسار مستقر نقوم بإجراء فروقات من الدرجة الأولى فنحصل على مسار AR(1) مستقر I(0) معادلته المقدرة تكتب بالشكل التالي:

$$\Delta LER_t = 0.332 \Delta LER_{t-1} + \varepsilon_t$$

بواقى هذه المعادلة عبارة عن

تشويش أبيض وهذا ما أثبتته اختبار Q, Ljung-Box

$$LB = 18,42 < \chi_{0,05}^2(19) = 30,14$$

خاتمة:

تناولنا في هذه الورقة البحثية دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر. ولأجل ذلك قمنا أولاً باختيار أهم المتغيرات التي تساهم في تفسير التضخم في الجزائر، والمتمثلة في الناتج الداخلي الخام، الكتلة النقدية، معدل سعر الصرف ونسبة البطالة. وقد أبرزنا باختصار العلاقة التي تربط بين معدل التضخم وهذه المتغيرات. ثم قمنا بدراسة استقرارية المتغيرات الاقتصادية عن طريق اختبارات الجذر الأحادي ل ديكي فولر المعدلة ADF. فوجدنا أن كل المتغيرات غير مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى (I(1)، وكلها تخضع لنموذج الاستقرارية بالفروقات (DS).

المراجع:

المراجع باللغة العربية:

- 1- الروبي نبيل (بدون تاريخ): " التضخم في الاقتصاديات المختلفة "، مؤسسة الثقافة العربية، مصر.
- 2- الروبي نبيل (1984): " نظرية التضخم "، مؤسسة الثقافة الجامعية، الإسكندرية.
- 3- الغريب محي الدين (1989): " اقتصاديات النقود والبنوك "، دار النهضة العربية بيروت.
- 4- الموسوي ضياء مجيد (1992): "النظرية الاقتصادية: التحليل الاقتصاد الكلي"، د م ج الجزائر.
- 5- الموسوي ضياء مجيد (1993): "الاقتصاد النقدي"، دار الفكر الجزائر.
- 6- الموسوي ضياء مجيد (1993): "الإصلاح النقدي"، دار الفكر الجزائر.
- 7- شيحة مصطفى رشدي (1985): "الاقتصاد النقدي والمصرفي"، الدار الجامعية بيروت.
- 8- صخري عمر (1985): "الاقتصاد الكلي"، ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر.
- 9- عطون مروان (1989): "مقاييس اقتصادية: النظريات النقدية"، أبيليوس.
- 10- عطون مروان: "أسعار صرف العملات في العلاقات النقدية الدولية"، دار الهدى عين مليلة الجزائر.

المراجع باللغة الأجنبية:

- 1- Affilé B., Gentil C., (1999) : « Les grandes questions de l'économie contemporaine », Les guides de L'Etudiant.
- 2- Bali H., (1993): « Inflation et mal développement en Algérie », OPU ,Alger.
- 3- Ben Achenhou M., (1994): « Inflation, dévaluation et Marginalisation » Dar Ech'Rifa.

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

- 4- Benissad M.E, (1980): « Essais d'analyse monétaire », OPU ,Alger.
- 5- Benissad M.E, (1982): « Economie du développement de l'Algérie », OPU ,Alger.
- 6- Benissad M.E, (1994): « Algérie: Restructuration et Reforme Economiques », OPU ,Alger.
- 7- Bouzidi A., (1993): « L'économie algérienne entre le chômage et l'inflation » Revue l'économie N°1 février 1993, AAPS.
- 8- Bouzidi A., (1999): « Les années 90 de l'économie algérienne », ENAG.
- 9- Bourbonnais R., (1998): «Analyse des series temporelles en économie » PUF Paris.
- 10- Bourbonnais R., Terraza M., (1998): « Econométrie », Dunod Paris.
- 11- Bremond J., Geledan A.,(1981): « Dictionnaire économique et social », Hatier Paris.
- 12- Crozet Yves, (1995): « Inflation ou déflation », 2^e Ed. Nathan.
- 13- Dickey D. , Pantula S., « Determining the order differencing in autoregressive processes »; Jornal of business Economic and Statistics.
- 14- Fuller W., (1976): « Introduction to statistical time series », Wiley, N.W.
- 15- Girand R., Chaix N.,(1989): « Econometrie », PUF, Paris.

- 16- Gouriéroux C., Monfort A., (1990) : « Series temporelles et modèles dynamiques » Economica
- 17- Henni A., (1987) : « Monnaie, crédit et financement en Algérie (1962-1987) », CREAD.
- 18- Hamilton J.D.,(1994) : « Time series analysis », Princeton
- 19- Hurlin C.,(2001) : « Econométrie appliquée ; Series temporelles », UFR Economie Appliquée.
- 20- IMF « International Financial Statistics »; Version mensuelle et annuelle; différents numéros.
- 21- IMF (2004): « Algeria Statistical Appendix », FMI, septembre 2004,
- 22- IMF (2005): « Algeria: Selected Issues », IMF Country Report N°05/52 February 2005.
- 23- Lardic S., Mignon V., (2002) « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », Economica
- 24- Media Bank, (2005): « Evolution économique et monétaire en Algérie Année 2004 », Le journal interne de la Banque d'Algérie N° spécial.
- 25- ONS(Algérie),(2005): « Rétrospective Statistique 1970-2002» Edition de l'Office Nationale de la Statistique.
- 26- Perron P, Campbell J.Y., (1992) : « Racines unitaires en macro-économie : le cas multidimensionnel », annales d'économie et de statistique N°27
- 27- Philips P.C.B. ; Perron P, (1986) : «Testing for unit root in time series regression », Biometrika,75
- 28- Peroux F., Denizet J., Bourguinat H.,(1971): « Inflation, Dollar, Euro dollar », Edition Gualimard.
- 29- Temmar H., (1984): « les explications théoriques de l'inflation » OPU, Alger.

الملاحق:

دراسة الجذر الأحادي لمحددات التضخم في الجزائر

الملحق 1: برنامجي اختبار الفرضيات المكملة لـ ديكي فولر المعدل ADF.

1.1 برنامج الاختبار المكمل للنموذج [3] للفرضية: $H_0^3 : (c, b, \rho) = (c, 0, 0)$

'- construction des différences premières

Smpl 1971.1 2004.4

Genr dPi = Pi - Pi (-1)

'-estimation du modèle libre

Equation mod3.ls dpc c Pi(-1) @trend(1971.1) d(Pi(-1))

d(Pi(-2)) d(Pi(-3)) d(Pi(-4))

Scalar scr3=@ssr

Scalar ndl3=@regobs-@ncoef

'-estimation du modèle contraint

Equation mod3c.ls dPi c d(Pi(-1)) d(Pi(-2)) d(Pi(-3)) d(Pi(-4))

Scalar scr3c=@ssr

'construction de la statistique f3

Scalar f3=((scr3c-scr3)/2)/(scr3/ndl3)

2.1 برنامج الاختبار المكمل للنموذج [2] للفرضية: $H_0^2 : (c, \rho) = (0, 0)$

'- construction des différences premières

Smpl 1971.1 2004.4

Genr dPi = Pi - Pi (-1)

'-estimation du modèle libre

Equation mod2.ls dPi c Pi(-1) d(Pi(-1)) d(Pi(-2)) d(Pi(-3)) d(Pi(-4))

Scalar scr2=@ssr

Scalar ndl2=@regobs-@ncoef

'-estimation du modèle contraint

Equation mod2c.ls d Pi d(Pi (-1)) d(Pi (-2)) d(Pi (-3)) d(Pi(-4))

Scalar scr2c=@ssr

'construction de la statistique f2

Scalar f2=((scr2c-scr2)/2)/(scr2/ndl2)