

تقدير نموذج نيوكينزي للاقتصاد الجزائري خلال الفترة (2003 – 2019)

Estimating a New Keynesian Model for the Algerian economy during the period from 2003 to 2019

د. زناقي سيد أحمد¹ ، سليمان لين نجاد²

¹ المركز الجامعي بلحاج بوشعيب عين تموشنت (الجزائر)، zenaguisidahmed@googlemail.com

² المركز الجامعي بلحاج بوشعيب عين تموشنت (الجزائر)، linesli.ls@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2020/10/29؛ تاريخ المراجعة: 2020/11/07؛ تاريخ النشر: 2021/01/23

ملخص: الهدف الرئيسي من هذه الورقة البحثية هو التحقق من إمكانية تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي في الجزائر، وما إذا كان يوفر وصفا معقولا ومفصلا لهيكل الاقتصاد الجزائري، تم اختبار النموذج من خلال تقدير معادلاته الأساسية: علاقة IS الديناميكية، منحني فليبس النيوكينزي وقاعدة نقدية من نوع Taylor معادلة بمعادلة، باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL وطريقة العزوم المعممة GMM، توصلت الدراسة إلى أنه لا يمكن تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي في الجزائر نظرا لعدم تمكن معادلاته الأساسية من إلتقاط ديناميكيات بيانات الاقتصاد الجزائري، حيث أن معادلاتي جانب العرض والطلب غير مستقرتين، كما أن ردود أفعال السياسة النقدية في الجزائر لا تتوافق والقاعدة النقدية المعتمدة، يرجع ذلك إلى الإعتماد الكلي على قطاع المحروقات وسياسات الدعم المنتهجة.

الكلمات المفتاح: نموذج نيوكينزي؛ منحني IS الديناميكي؛ منحني فليبس النيوكينزي؛ علاقة من نوع Taylor؛ ARDL؛ GMM.
تصنيف JEL: E12؛ E31؛ E43.

Abstract: The main objective of this paper is to check the possibility of applying The Basic New Keynesian Model in Algeria and whether it can provide a reasonable and detailed description of the structure of the Algerian economy. The NK model was tested by estimating its principal three equations: the dynamic IS curve, the New Keynesian Phillips curve and the Taylor-type monetary rule. Using the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) and the Generalized Method of Moments (GMM). The study concluded that The Basic New Keynesian Model can't be applied in Algeria because of its inability to capture the key properties and the dynamics of the Algerian data, as the supply and demand side equations are unstable and the monetary policy reactions in Algeria are incompatible with the adopted monetary rule, this is due to the total dependence on the hydrocarbons sector and the adopted support policies.

Keywords: New Keynesian Model; Dynamic IS curve; New Keynesian Phillips curve; Taylor-type rule; ARDL; GMM.
Jel Classification Codes : E12 ; E31 ; E43.

شهد مجال نمذجة الإقتصاد الكلي في العقود الماضية تغييراً جوهرياً تعود أصوله إلى سبعينيات القرن الماضي عندما تعرضت النماذج الإقتصادية الكلية التقليدية لانتقادات شديدة على أسس نظرية وتجريبية نتيجة قصور أدائها، يمكن اعتبار أن كل من الإخفاقات التجريبية والتحديات الفكرية التي واجهتها هذه المقاربات التقليدية إلى جانب الابتكارات النظرية مثل الجمع بين الصلاية الإسمية وسلوك التحسين التطلعي للأعوان الإقتصاديين الأسباب الرئيسية التي أدت لتطوير جيل جديد من النماذج تعرف تحت تسمية "النماذج النيوكينزي". تعتبر هذه النماذج ثمرة جهود العديد من الباحثين لفهم العلاقة بين السياسة النقدية، التضخم ودورة الأعمال، ظهرت على مرحلتين في أواخر السبعينيات – بداية الثمانينات وبشكل أوسع في أواخر التسعينات، حيث أكدت على الدور الحاسم للصلاية الإسمية، التوقعات العقلانية وقدرة السياسة النقدية في التأثير على الإقتصاد الحقيقي.

يتكون النموذج النيوكينزي في أبسط أشكاله من ثلاث معادلات فقط وهو ما يعرف تحت تسمية النموذج النيوكينزي القاعدي "The Basic New Keynesian Model"، يجمع النموذج بين هذه المعادلات الثلاث لوصف السلوك الديناميكي لثلاثة متغيرات إقتصادية كلية رئيسية: الناتج، التضخم ومعدل الفائدة الإسمي؛ أطلق على المعادلة الأولى التي تعبر عن جانب الطلب تسمية منحني IS التوقعي يربط مستوى النشاط الحقيقي بالنشاط الحقيقي المتوقع ومعدل الفائدة الحقيقي، أما المعادلة الثانية فتمثل جانب العرض من خلال منحني فلييس النيوكينزي التطلعي - معادلة تحديد الأسعار - الذي يصف سلوك التحسين للمؤسسات التنافسية الاحتكارية، يربط التضخم الحالي بالتضخم المتوقع والناتج؛ المعادلة الثالثة والأخيرة، تتمثل في قاعدة للسياسة النقدية من النوع الذي إقترحه Taylor (1993) حيث تفرض على البنك المركزي أن يعدل معدل الفائدة الإسمي قصير الأجل إستجابة لتغيرات الإنتاج وبشكل خاص تغيرات التضخم.

يظهر هذا الهيكل التحليلي للنموذج في أعمال كل من (Woodford (2003b)، Walsh (2003) و Galí (2008) التي تقدم تفصيلاً لكيفية اشتقاق هذه المعادلات من سلوك التحسين لكل من الأسر، المؤسسات والسلطات الذين يمثلون أهم القطاعات التي يشملها النموذج، مما يجعله ينتمي إلى عائلة نماذج التوازن العام الديناميكية العشوائية DSGE المصغرة المتضمنة لمبادئ الإقتصاد الجزئي وسلوكيات التحسين لتوضيح ديناميكيات التوازن للمتغيرات الكلية.

وبناءً على ما تم إستعراضه تتبلور الإشكالية الرئيسية التي يمكن صياغتها في التساؤل التالي:

هل يمكن تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي على الإقتصاد الجزائري؟

للإجابة على الإشكالية الرئيسية ومعالجتها بشكل معمق ودقيق تم الإعتماد على الفرضيات التالية:

- (1) التأثير السليبي لمعدل الفائدة الحقيقي على النشاط الإقتصادي ينعكس على ديناميكيات معدلات التضخم.
- (2) يمكن تحقيق الإستقرار النقدي من خلال مبدأ إستهداف التضخم.
- (3) خصوصيات الإقتصاد الجزائري تستدعي إدخال تعديلات على النموذج النيوكينزي القاعدي.

وعلى هذا الأساس سوف نقوم بتقسيم هذه الدراسة إلى محورين:

أولاً: تقديم النموذج النيوكينزي القاعدي.

ثانيا: النمذجة القياسية لمختلف معادلات النموذج النيوكينزي القاعدي.

II – تقديم النموذج النيوكينزي القاعدي:

المبدأ الأساسي في الإقتصاد النيوكينزي هو أن نمذجة النشاط الإقتصادي (على مستوى الدولة) يجب أن تبدأ من سلسلة من مشاكل الإقتصاد الجزئي (على مستوى الأفراد) والتي بمجرد حلها يتم تجميعها لتشكيل واقع الإقتصاد الكلي، حيث يأخذ النموذج النيوكينزي في الاعتبار تزامن سلوكيات مختلف الأعوان الإقتصاديين المكونين له، ويحاول وصف تشابك قراراتهم التي تؤدي إلى التوازن العام.

كون أن النماذج النيوكينزية تصور تغير توقعات الأعوان الإقتصاديين وسلوك الإقتصاد الجزئي بمرور الوقت إستجابةً لتدخلات السياسة ولأنها مقدرة تجريبياً وتناسب البيانات يُنظر إليها على أنها الأفضل لتقييم السياسات الإقتصادية ومختلف إستراتيجياتها، حيث تعتبر أحد أكثر الإنجازات الإقتصادية الكلية أهمية والمعتمدة بالدرجة الأولى من قبل البنوك المركزية قصد تحليل ورسم السياسة النقدية، الأمر الذي أدى إلى زيادة شعبيتها في السنوات الأخيرة ما ترتب عنه العديد من المحاولات التجريبية لتقييم أداء هذه النماذج على الإقتصاديات المختلفة، كان للإقتصاد الجزائري حصة من ذلك، حيث أثار هذا الأمر إهتمام كل من:

Dib, A. (2008): هدف إلى تقييم إنعكاسات تقلبات أسعار النفط وسعر صرف الدولار الأمريكي على الإقتصاد الجزائري، من خلال تقدير نموذج DSGE لإقتصاد صغير مفتوح ومصدر للنفط، تبين أن صدمة سعر الصرف الثنائي السلبية (إنخفاض قيمة صرف الدولار) تؤدي إلى تدهور في معامل تبادل التجاري وميزان مدفوعات البلد، هذا التدهور يرجع أساساً إلى تقويم الدين الخارجي وإرتفاع خدمات الدين وكلفة الواردات؛ صدمة أسعار النفط الإيجابية (إرتفاع أسعار النفط) تساهم بشكل كبير في محو الآثار السلبية لإنخفاض قيمة صرف الدولار من خلال زيادة معدل التبادل وأرباح الصادرات؛ ويمكن للسلطة النقدية التقليل من إنعكاسات التقلبات الخارجية على النشاط الإقتصادي الجزائري وهذا بإستخدام أمثل للسياسة النقدية عن طريق تغيير سعر صرف الدينار (تخفيض قيمة العملة المحلية) أو التحكم في معدل فائدة المدى القصير.

Allegret, J.P. & Benkhodja, M.T. (2011): قام الباحثين بتطوير نموذج توازن عام ديناميكي عشوائي متعدد القطاعات MDSGE بناءً على ميزات الإقتصاد الجزائري، توصلوا إلى أن إستهداف التضخم الأساسي (Core-Inflation) بدل التضخم العام يسمح بتجنب رد الفعل المبالغ فيه المحتمل للسياسة النقدية إتجاه صدمة أسعار النفط؛ إعتباراً أن قاعدة سعر الصرف فعالة بشكل خاص لتحقيق الإستقرار في سعر الصرف الحقيقي ما بعد الصدمة؛ صدمة التضخم الأجنبي وصدمة أسعار الفائدة الدولية تشير إلى أن رد فعل معظم المتغيرات المختارة لا تكاد تذكر في حالة قاعدة إستهداف التضخم الأساسي مقارنة بالقاعدتين النقديتين السابقتين وبالتالي تسمح القاعدة النقدية لإستهداف التضخم الأساسي بتحقيق الإستقرار بشكل أفضل في كل من الإنتاج والتضخم، كما بدى أيضاً أن هذه القاعدة هي أفضل طريقة لتحسين الرفاهية الاجتماعية.

Boukheroufa, A. (2018): قام الباحث بتحديد أهم الصدمات التي تقود دورات الأعمال في الإقتصاد الجزائري، من خلال تقدير نموذج DSGE لإقتصاد مغلق فتوصل إلى أن أهم أسباب تقلبات دورات الأعمال في الإقتصاد الجزائري هي صدمات الطلب الكلي، إذ تلعب صدمة الإنفاق الحكومي أهم دور في تقلبات الناتج، كما أظهرت النتائج التجريبية أدلةً على وجود إتجاهات دورية في سياق الإنفاق الحكومي.

سنقوم بعرض نموذج نيوكينزي بسيط للتوقعات العقلانية بالاعتماد على النموذج المطور في ¹ (2012) Zumpe الذي تم بناءه وفقا للأسس المعمول بها في كتاب (2003b) Woodford بالإضافة إلى كل من أعمال (2005) Preston و (2008) Galí، الذي يصف إقتصاد مغلق إنتاجي وخالي من الإحتكاكات النقدية أو ما يعرف بـ (Cashless Economy)، هذه التسمية لا تعني إنعدام وجود النقود في الإقتصاد، بل تعبر على أن دور النقود يتمثل في كونها وحدة للقياس فقط كون أن الأسر لا تحتاج إليها لتسهيل المعاملات، لذلك لا يوجد طلب على النقود لهذا الغرض. يعمل النموذج على إظهار مشكلة التخصيص عبر الزمن الأمثل للإستهلاك لقطاع الأسر (المستهلكين)، تليها مشكلة التسعير الأمثل لقطاع المؤسسات (المنتجين) ثم الآثار المترتبة عن آلية تشكيل التوقعات المفترضة للسياسة النقدية.

1.II- قطاع الأسر:

حسب (2003b, p.64) Woodford الإقتصاد يتكون من عدد كبير من الأسر المتماثلة، حيث يستخدم فرضية الأسرة التمثيلية لوصف تفضيلات وسلوكيات هذه الأسر، إذ يعتبر أول من قدم تفسيراً للعون التمثيلي²؛ فرضية الأسرة التمثيلية تتواجد أيضاً في عرض النموذج النيوكينزي لـ (2008, p.41) Galí، الإطار الذي إختاره (2005, p.87) Preston مختلف: فهو يفترض وجود سلسلة من الأسر، أي عدد غير محصور من الأسر، والتي ليست متطابقة تماماً. تقرر الأسر التمثيلية المقدار الذي يجب إستهلاكه بدلاً من الإدخار أي إختيار مستوى الإستهلاك العام من خلال تحديد التوزيع الأمثل للسلع المتباينة بما يمكنها من الحصول على أكبر قدر من الإستهلاك، إلى جانب كمية العمالة التي يجب توفيرها (عرض العمل) بالتزامن مع كيفية توزيع مدخراتها بين الحيازات النقدية والأصول الأخرى من أجل تعظيم منفعتها مدى الحياة.

تسعى الأسرة التمثيلية إلى تعظيم القيمة المتوقعة للمبلغ المخصص من المنفعة المستقبلية، حيث دالة منفعة الفترة تعطى بـ:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(u(C_t; q_t) - \int_0^1 v(h_t(I); q_t) dI \right) \right]^3 \quad (1)$$

$\beta \in [0,1]$ هو معدل الخصم (خصم المنفعة) للأسرة، نلاحظ أن المنفعة تعتمد إيجابياً على مؤشر الإستهلاك C_t ، وسلباً على مقدار العمل المقدم للمؤسسات $h_t(I)$ ، إتجاه الصدمات العشوائية q_t يتم تفسيره على أنه مجموعة إضطرابات خارجية حقيقية (Woodford 2003b, p.64).

وفقاً لـ (1977) Dixit and Stiglitz، المؤشر C_t هو تجميع مرونة الإحلال الثابتة ويحدد كالتالي:

$$C_t \equiv \left[\int_0^1 c_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (\text{Woodford 2003b, p.146}) \quad (2)$$

حيث $\sigma > 1$ هي مرونة الإستبدال أو الإحلال بين سلعتين مختلفتين، تدل $c_t(i)$ على الكميات المستهلكة من سلسلة من السلع المتباينة i ($i \in [0,1]$) في الفترة t .

$v(h_t(I))$ يعبر عن عدم القدرة على توفير العمالة من النوع $h(I)$ (Woodford 2003b, p.144) التي توفرها الأسرة للصناعة التي تستخدم العمل من النوع I ⁴.

إلى جانب قرار الإستهلاك وعرض العمل، تقرر الأسرة التمثيلية كيفية توزيع نفقاتها الإستهلاكية على السلع المختلفة $c_t(i)$ ، هذا ما يتطلب تعظيم مؤشر الإستهلاك الإجمالي C_t لأي مستوى معين من النفقات $\int_0^1 p_t(i) c_t(i) di$ ، حل هذه المشكلة ينتج معادلة الطلب:

$$c_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t \quad (3)$$

حيث أن المؤشر السعر الإجمالي هو $P_t \equiv \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ يعرف P_t على أنه الحد الأدنى من الإنفاق الذي يمكن الأسرة من شراء وحدة واحدة من C_t ، وتدل $p_t(i)$ السعر في الزمن t للسلع المتباينة i ، بالإضافة إلى ذلك وكشرط لمثل هذا السلوك الأمثل يمكن إظهار أن: Galí (2008, p.42)

$$\int_0^1 p_t(i) c_t(i) di = C_t P_t \quad (4)$$

عند إستبدال $\int_0^1 p_t(i) c_t(i) di$ بـ $P_t C_t$ في قيد ميزانية الأسرة، أي الانتقال من منطق تكامل النفقات لكل سلعة متباينة إلى مقارنة من حيث الإنفاق الإستهلاكي العام $P_t C_t$ نتحصل على قيد الميزانية التالي:

$$M_t + B_t \leq W_t + \int_0^1 w_t(I) h_t(I) dI + \int_0^1 P_t(i) di - T_t - C_t P_t \quad \forall t \quad (5)$$

حيث أن M_t تمثل الثروة المحتفظ بها في نهاية الفترة في شكل حيازات نقدية (Cash holdings)، B_t هي القيمة الإسمية في نهاية الفترة للثروة المحتفظ بها في شكل أصول مالية أخرى، بغض النظر عن مصدرها (أعوان خواص أو الحكومة)، W_t هي الثروة الكلية (في شكل نقود وأصول مالية أخرى) في بداية الفترة. تتكون تدفقات دخل الأسرة من $\int_0^1 w_t(I) h_t(I) dI$ ، وهو ما يوافق الدخل المتحصل من الأجور التي تتحصل عليها الأسرة من الصناعات المختلفة I ، $w_t(I)$ هو الأجر المدفوع في الصناعة I ، والربح الإجمالي $\int_0^1 P_t(i) di$ ، الذي تمنحه المؤسسات للأسرة في شكل أرباح. يشير T_t إلى صافي الضرائب الإسمية، $C_t P_t$ يمثل نفقات إستهلاك الأسرة.

يظهر قيد الميزانية (5) أن الثروة النقدية والمالية في نهاية الفترة يجب بالضرورة أن تكون أقل أو مساوية للثروة الموروثة من الفترة السابقة، والتي أضفنا لها تدفقات الدخل (الأجور الأرباح) والتي نخضم منها الضرائب ونفقات الإستهلاك. غياب دخل الفوائد في (5) يفسر من خلال أنه من المفترض أن يتم دفع الفوائد بين نهاية فترة وبداية الفترة التالية، أي أن W_t يتضمن مسبقا الفوائد المستلمة للأصول المحتفظ بها في نهاية الفترة $t - 1$ ، يمكن تقسيم W_t إلى:

$$W_t = (1 + i_{t-1}^m) M_{t-1} + A_t \quad (6)$$

حيث i_{t-1}^m هو سعر الفائدة الذي يكافئ الأصول النقدية المودعة لدى البنك المركزي، A_t هي القيمة في t محفظة الأصول المالية التي إختارها الأسرة في $t - 1$.

بما أن Woodford (2003b, p.64) يفترض وجود أسواق مالية تامة، هذه المحفظة على الأرجح تتكون من أصول ذات مخاطرة وأخرى من دون مخاطرة، وبالتالي تعتمد قيمة A_t على حالة العالم (The state of the world) التي تتحقق في t . تم شراء هذه المحفظة في $t - 1$ بسعر السوق B_{t-1} . بالإستعانة بهذا السعر، يمكننا تحديد عامل الخصم العشوائي $Q_{t,t+1}$ Woodford (2003b, p.66)، يتحقق هذا العامل من علاقة التحكيم.

$$B_t = E_t[Q_{t,t+1} A_{t+1}] \quad (7)$$

حيث E_t التوقع الشرطي لحالة العالم في t . التفسير الاقتصادي لـ E_t هو تفسير التوقعات العقلانية، أي التوقع المشروط على المعلومات المتاحة في t . بالتالي لدينا $E_t \equiv E(\mathfrak{I}_t)$ ، مع $\mathfrak{I}_t$ المعلومة المتاحة في t .

من خلال إجراء بعض التعويضات بين المعادلات (5)، (6) و (7) نتحصل على:

$$(1 - E_t[Q_{t,t+1}](1 + i_t^m)) M_t \leq W_t + \int_0^1 w_t(I)h_t(I)dI + \int_0^1 P_t(i)di - T_t - C_t P_t \quad \forall t \quad (8)$$

يمكن إعادة كتابة (7) لتصبح:

$$B_t = E_t[Q_{t,t+1}(1 + i_t)B_t] \Leftrightarrow \frac{1}{1+i_t} = E_t[Q_{t,t+1}] \quad (9)$$

حيث أن i_t هو معدل فائدة الأصول بدون مخاطرة التي تستحق خلال فترة.

فيأخذ قيد ميزانية عبر الزمن للأسر الشكل التالي:

$$W_t \geq E_t[Q_{t,t+1}W_{t+1}] + C_t P_t + T_t - \Delta_t M_t - \int_0^1 w_t(I)h_t(I)dI - \int_0^1 P_t(i)di \quad \forall \quad (10)$$

حيث أن $\Delta_t = \frac{1+i_t^m}{1+i_t}$ هو مؤشر لتكلفة الفرصة البديلة لإمتلاك الثروة بشكل نقدي.

تتمثل الشروط التحسين لمشكلة تعظيم المنفعة المتوقعة للأسر (أي تحسين الإستهلاك وعرض العمل) في:

$$\frac{u_c(C_t; Q_t)}{u_c(C_{t+1}; Q_{t+1})} = \frac{\beta P_t}{Q_{t,t+1} P_{t+1}} \quad (\text{Woodford 2003b, p.70}) \quad (11)$$

المعادلة (11) تدل أن الأسرة تقوم بتوزيع إستهلاكها بين الفترات t و $t+1$ وفقاً لمستوى السعر في t و $t+1$ ، وكذلك وفقاً لعامل الخصم.

من خلال إعادة ترتيب الشرط (11) وإدخال عامل التوقعات E_t على طرفي اليمين واليسار، نحصل على العبارة التالية:

$$E_t \left[\frac{1}{Q_{t,t+1}} \right] = E_t \left[\frac{u_c(C_t; Q_t)}{u_c(C_{t+1}; Q_{t+1})} \frac{P_{t+1}}{\beta P_t} \right] \quad (12)$$

وهو وفقاً لـ (9) ما يعادل:

$$1 + i_t = \beta^{-1} E_t \left[\frac{u_c(C_t; Q_t)}{u_c(C_{t+1}; Q_{t+1})} \frac{P_{t+1}}{P_t} \right] \quad (13)$$

تلعب المعادلة (13) دوراً مركزياً في النموذج النيوكينزي، ففي التوازن العام من الممكن إنطلاقاً من هذه المعادلة بناء منحني من النوع "IS".

فيما يتعلق بمقدار العمل من النوع I الذي تعرضه الأسرة في الفترة t ، فإن شرط عرض العمل التنافسي يكتب:

$$\frac{v_h(h_t(I); Q_t)}{u_c(C_t; Q_t)} = \frac{w_t(I)}{P_t} \quad (\text{Galí 2008, pp.17-18}) \quad (14)$$

وهو ما يتوافق وإفتراض النموذج حول أن سوق العمل تسوده منافسة التامة، يبين الشرط (14) أن الأسرة تعادل المنفعة الحدية لإستهلاكها وعدم القدرة الحدية على العمل من النوع I .

يمكن تلخيص سلوك التحسين للأسرة من خلال المعادلتين (13) و (14): إذ توضح كيفية تحديد الأسرة لكميات متغيرات إختيارها (الإستهلاك وعرض العمالة)، نظراً للعمليات $\{P_t\}$ و $\{i_t\}$ المفروضة عليها، تعتمد عملية $\{P_t\}$ على التسعير الذي تطبقه المؤسسات بينما $\{i_t\}$ يتم وضعه (بشكل غير مباشر) تحت مسؤولية السلطات النقدية.

II.2- قطاع المؤسسات:

توجد سلسلة من المؤسسات التي تقوم بتوظيف العمالة من أجل إنتاج السلع المتباعدة، لا تعمل المؤسسات في ظل المنافسة التامة ولكن في ظل المنافسة الإحتكارية، مما يحول دورها من آخذي الأسعار (الأجور) في سوق العمل (تسوده المنافسة التامة) إلى محددى الأسعار في

سوق السلع والخدمات (تسوده المنافسة الاحتكارية) (Schmidt & Wieland (2012, p.7) وذلك ضمن حدود قوتهم السوقية. بالرغم من أن قوة تسعير المؤسسات مقيدة بسبب صلابة الأسعار والهيكل المزدوج للسوق إلا أنها تمكنها من تطبيق الهوامش للتكاليف الحدية وتحقيق أرباح إقتصادية.

تنتج المؤسسات سلعة إستهلاكية متباينة يتم بيعها في صناعة تنافسية إحتكارية كما وصفها (Dixit & Stiglitz (1977 لأول مرة. تخضع مشكلة تعظيم أرباح المؤسسة التمثيلية لثلاثة قيود. القيد الأول هو دالة الإنتاج: تتميز كل مؤسسة بـ i :

$$y_t(i) = \mathcal{A}_t f(h_t(i)) \quad (15)$$

العمل $h_t(i)$ هو عامل الإنتاج الوحيد الذي تستخدمه المؤسسة i ، حيث يمثل طلب العمل المستوى الذي يمكن المؤسسة i من إنتاج كمية محددة $y_t(i)$ من السلعة i . $\mathcal{A}_t > 0$ وهو عامل تقني خارجي (التكنولوجيا) يتغير زمنياً أي أنه يمثل المستوى التقني لعملية الإنتاج الذي من المحتمل أن يتطور بمرور الوقت؛ تظهر دالة الإنتاج أن الأجور هي التكاليف الوحيدة التي تواجهها المؤسسة i . (Woodford 2003b, p.148)

لدينا $y_t(i) = c_t(i)$ عند التوازن الجزئي للسوق السلع i و $Y_t = C_t$ عند التوازن العام، وأن جميع المؤسسات في الصناعة أو القطاع I تواجه نفس الظروف، أي أن لها نفس دالة الإنتاج، وعليها دفع نفس الأجر، كما أنها تواجه نفس الطلب على السلع المتباينة التي تنتجها، تعني هذه الشروط أن جميعهم يطبقون نفس السعر $p_t(I)$ ، مما ينتج عنه القيد الثاني وهو منحى الطلب لـ Dixit & Stiglitz الذي تواجهه المؤسسات:

$$y_t(i) = Y_t \left(\frac{p_t(i)}{P_t} \right)^{-\sigma} = Y_t \left(\frac{p_t(I)}{P_t} \right)^{-\sigma} \quad (16)$$

حيث t هو مؤشر الإنتاج الإجمالي المحدد بـ :

$$Y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (17)$$

لذلك لدينا $t(i) = y_t(j) \forall i, j \in I$ ، أي أن جميع المؤسسات في القطاع I لديها كميات متماثلة من الإنتاج، وبالتالي فهي تستخدم كميات متماثلة من العمالة. نجد بالنسبة للإنتاج الكلي للصناعة $y_t(I) = y_t(i)$ وبالنسبة لطلب العمل الكلي الخاص بها $h_t(I) = h_t(i)$.

القيد الثالث هو أن بعض المؤسسات لا تستطيع في كل فترة تعديل سعرها. فتحدد كل مؤسسة سعر السلعة التي تنتجها، ولكن لا تقوم جميع المؤسسات بإعادة ضبط سعرها في كل فترة. وفقاً لآلية التسعير التي إقترحها (Calvo (1983 لنمذجة صلابة الأسعار: المؤسسات تقوم بتعديل أسعارها بشكل غير منتظم وفرص التعديل تخضع لعملية خارجية لـ Poisson، النسبة ثابتة $1 - \theta$ من المؤسسات في الإقتصاد يمكنها وستقوم بتعديل سعر البيع في t ، وتضطر نسبة θ من المؤسسات إلى إعادة تطبيق من جديد الأسعار التي إستخدمتها بالفعل في $t - 1$. (Walsh (2003, p.225

المؤسسة التي يمكنها تعديل سعر البيع في الفترة t ستختار السعر $p_t^*(i)$ (السعر الأمثل) الذي يعظم من توقع القيمة الحالية للربح المتراكم خلال الفترات التي يظل فيها هذا السعر ساري المفعول. بالنسبة لمستوى معين من الإنتاج $y_t(i)$ معطى، يتم كتابة برنامج التعظيم لتوقع القيمة الحالية لأرباح المؤسسة i كالتالي:

$$\max_{p_t(i)} E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \vartheta^{T-t} Q_{t,T} \left[p_t(i) Y_T \left[\frac{p_t(i)}{P_T} \right]^{-\sigma} - w_T(I) f^{-1} \left(Y_T \left[\frac{p_t(i)}{P_T} \right]^{-\sigma} / \mathcal{A}_T \right) \right] \right\} \quad (18)$$

يرى (Zumpe 2012, p.35) أن في هذا البرنامج، يتوافق العامل ϑ^{T-1} مع احتمال أن المؤسسة i تستخدم دائما في الفترة T السعر $p_t(i)$. بما أن جميع المؤسسات القادرة على تعديل سعر البيع تواجه نفس مشكل التحسين، فسوف تختار جميعها نفس السعر الأمثل، يرمز له بـ p_t^* . وبالتالي سيكون لدينا النسبة $1 - \vartheta$ من المؤسسات في الإقتصاد التي تطبق السعر $p_t^*(i) = p_t^*$.

يمكن إعتبار أن كل سعر يشكل جزءا من توزيع الأسعار المستخدمة في $1 - t$ سيظهر مجددا بنفس التكرار في المجموعة الفرعية للأسعار المحددة من قبل المؤسسات التي تم منعها من تعديل سعر بيعها. على وجه الخصوص، فإن متوسط الأسعار المطبقة في t من قبل هذه الأخيرة يتوافق مع متوسط الأسعار المطبقة في الفترة السابقة من قبل جميع المؤسسات في الإقتصاد، أي P_{t-1} ، في ظل هذه الظروف يتم كتابة مؤشر الأسعار P_t لـ Dixit-Stiglitz:

$$P_t = \left[(1 - \vartheta) p_t^{*1-\sigma} + \vartheta P_{t-1}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (19)$$

جميع المؤسسات في صناعة ما تقوم بتعديل أو بتغيير أسعار بيعها في نفس الفترة. نظرا لأنها كلها متطابقة تماما فإنها تختار نفس السعر p_t^* . علاوة على ذلك، فإن المؤسسات التي تنتمي إلى صناعات أخرى والتي يمكن أن تغير سعر بيعها في نفس الفترة تختار أيضًا p_t^* ، لأن جميع هذه المؤسسات هي في نفس الوضع بالضبط: تتميز جميعها بدالة الإنتاج نفسها (15) وجميعهم يواجهون نفس دالة الطلب (16). فليكن p_t^* الطلب الموجه إليه كل شركة تطبق السعر p_t^* . هذا الطلب يعطى بالمعادلة التالية وفقا للمنطق المعتمد في (16):

$$y_t^* = \left(\frac{p_t^*}{P_t} \right)^{-\sigma} Y_t \quad (20)$$

II.3- قطاع السلطات:

يتضمن النموذج النيوكينزي نوعين من السلطات (الحكومة والبنك المركزي)، أي السلطات المالية والسلطات النقدية هذه الأخيرة لها دور أكثر أهمية؛ بسبب الصلاية الإسمية، يمكن للسلطة النقدية أن تؤثر على النشاط الحقيقي في المدى القصير لأن سعر الفائدة الحقيقي سيتأثر بتحركات أداة السياسة النقدية أي سعر الفائدة الإسمي قصير الأجل، أي أن السياسات الاقتصادية تتعلق بمجالين: السياسة النقدية والسياسة المالية ولكل منهما أدوات محددة.

يتحدد قيد الميزانية العام في كل فترة t كالتالي:

$$B_t^S + T_t + (M_t^S - M_{t-1}^S) = (1 + i_{t-1}) B_{t-1}^S + i_{t-1}^m M_{t-1}^S \quad (21)$$

يوضح القيد (21) أن الإيراد الكلي للقطاع الخاص والعام يساوي الإنفاق الكلي للقطاع الخاص والعام، إذ أن القطاع العام أي الحكومة لها ثلاث طرق للاتي تمكنها من زيادة إيراداتها (التدفقات)، الأولى من خلال الضرائب المقتطعة T_t حيث يمكن تحصيل بعض الضرائب من الأعوان الإقتصاديين لتمويل الإنفاق العام، المصدر الثاني للموارد يكون من خلال الإقتراض D_t (الديون) فيتم توزيع هذه الإلتزامات على أداتين وفقا لـ $D_t = B_t^S + M_t^S$ إذ يتم طلب مبلغ من الأموال مقابل إصدار سندات عامة بدون مخاطرة B_t^S مع وعد بسدادها بأجل إستحقاق يقدر بفترة و بقدر من الفائدة وفقا للمعدل i_t ، ستقوم الأسر بشراء هذه السندات، مما يساعد الحكومة على زيادة الدخل الذي تحتاجه مع الحصول على بعض الفوائد في المقابل، الخيار الثالث هو الإصدار النقدي M_t^S بين الفترات $t - 1$ و t الذي يقع على عاتق السلطات النقدية.

من خلال إيرادات السلطات النقدية تستطيع السلطات المالية أن تسدد بمعدل الفائدة الحالي من المخاطر i_{t-1} جميع السندات الصادرة في $t - 1$ ؛ بالإضافة إلى ذلك، يجب أن يمولوا عن طريق معدل الفائدة i_{t-1}^m الحيازات النقدية التي أودعتها الأسر في $t - 1$ في حساباتها لدى البنك المركزي (Zumpe (2012, p.38).

يتضح أنه لدى السلطات النقدية أداتان للسياسة النقدية: عرض النقود M_t^S دائما موجب حسب افتراض Woodford (2003b) ومعدل الفائدة i_t^m على الحيازات النقدية لدى البنك المركزي، محددا وفقا لقاعدة السياسة النقدية التالية:

$$i_t^m = \varphi(\Pi_t/\Pi_t^*, Y_t/Y_t^*, v_t) \quad (22)$$

حيث $\Pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ هو عامل التضخم، Π_t^* و Y_t^* تمثل التضخم المستهدف والنتائج المتوقعة من طرف السلطات النقدية و v_t يعبر عن الإضطراب يوافق هذا الأخير المكون غير المنتظم للسياسة النقدية؛ v_t يمثل كذلك أخطاء معينة يمكنها أن تؤثر على سير السياسة النقدية، مثل أخطاء القياس أو التحكم، من خلال التقريب اللوغارتمي الخطي حول حالة الثبات للقاعدة (22) تنتج قاعدة (خطية) من نوع تايلور (Taylor-type rule) مرتبطة بمعدل تضخم مستهدف مساوي للصفر.

$$\hat{i}_t = \varphi_\pi \pi_t + \varphi_x x_t, \quad (23)$$

حيث $\hat{i}_t$ هو معدل الفائدة المعبر عنه بالانحراف عن قيمته في حالة الثبات، π_t هو التضخم و x_t فجوة الإنتاج. تكمن منفعة من القاعدة (23) في حقيقة أنها تلعب دورا مهما في الأدبيات المتعلقة بالسياسة النقدية في النموذج النيوكينزي. تترجم القاعدة غير الخطية (22) الفكرة القائلة بأن السلطات النقدية تحدد أو تُثبت معدل الفائدة i_t^m وفقا للفرق بين التضخم الإجمالي الحالي عن المستهدف ووفقا لفرق الإنتاج الحالي بالنسبة إلى الإنتاج المستهدف.

III – النمذجة القياسية لمختلف معادلات النموذج النيوكينزي القاعدي:

بعد إجرائنا لإختبارات الإستقرارية⁵ وتأكدنا من صلاحية إستخدام السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة كون أن جميع المتغيرات مستقرة من الدرجة صفر $I(0)$ والدرجة الأولى $I(1)$ وأنه لا توجد سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الثانية، سنعتمد نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) لتقدير كل من علاقة IS الديناميكية و منحني فلييس النيوكينزي NKPC، أما فيما يتعلق بالقاعدة النقدية من نوع Taylor فسيتم تقديرها بإستخدام طريقة العزوم المعممة (GMM) كونها الأكثر إستعمالا في الأدبيات الاقتصادية.

النظام العام الخطي للنموذج النيوكينزي في سياق صلابة الأسعار وفقا للإقتصادي Woodford⁶ يكتب كالتالي (Zumpe (2012, p.56):

$$\begin{cases} x_t \simeq E_t[x_{t+1}] - \phi(\hat{i}_t - E_t[\pi_{t+1}] - \hat{r}_t^n) & (IS) \\ \pi_t = \lambda x_t + \beta E_t[\pi_{t+1}] + u_t & (CP) \\ \hat{i}_t \simeq \varphi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \varphi_x x_t + w_t & (RT) \end{cases}$$

تصف معادلة (IS) علاقة عكسية بين المؤشر الإجمالي للإنتاج ومعدل الفائدة الفعلي الحقيقي المعبر عنه بـ $\hat{r}_t^n \simeq \hat{i}_t - E_t[\pi_{t+1}]$. حيث أن: E_t عامل التوقعات العقلانية، أي التوقع الشرطي على المعلومات المتاحة في t ، x_t فجوة الإنتاج أي الفرق بين مستوى الإنتاج الحالي ومستواه الطبيعي يكون الإنتاج في مستواه الطبيعي إذا ما كان الإقتصاد يتميز بمرونة تامة للأسعار والأجور، $E_t[x_{t+1}]$ فجوة الإنتاج المتوقعة في الفترة $t + 1$ ، ϕ تمثل مرونة الإحلال بين الفترات الزمنية للأسر و $\hat{r}_t^n$ معدل الفائدة الطبيعي هو معدل الفائدة الذي نراه في سياق مرونة تامة للأسعار وغياب التضخم.

بينما تدل معادلة (CP) أن التضخم مرتبط بشكل إيجابي بمستوى الإنتاج والتضخم المتوقع (في سياق الأسعار الصلبة فقط). حيث أن: π_t معدل التضخم في الفترة t ، λ يشير إلى ميل NKPC، $E_t[\pi_{t+1}]$ التضخم المتوقع في الفترة $t+1$ ، β معدل خصم المنفعة للأسرة التمثيلية و u_t صدمة التكلفة.

أما معادلة (RT) فهي تظهر إرتباط معدل الفائدة التايلوري بفجوتي التضخم والإنتاج. حيث أن: $\hat{i}_t$ معدل الفائدة الإسمي في الفترة t ، $\bar{\pi}$ القيمة المركزية لمعدل التضخم المستهدف، w_t يضم إضطرابات مختلفة مرتبطة بسير السياسة النقدية: أخطاء القياس والتحكم؛ التقلبات في التضخم الحالي حول التضخم المستهدف طويل الأجل؛ وجود فجوة بين الإنتاج المستهدف ومستواه الطبيعي.

يتم الحصول على المتغيرات التجريبية لهذه المعادلات عن طريق اللوغاريتمات الخطية (Log-Linearization) - أي التعبير عن النموذج من حيث الانحرافات اللوغاريتمية وذلك من خلال تقريب Taylor للإشتقاق الأول-حول حالات الثبات- خالي من العناصر العشوائية- للمتغيرات الرئيسية وإضافة التأخيرات مما يسهل التعامل معها (Juselius (2008, p.4).

سنقوم بتبسيط النظام المذكورة أعلاه من خلال الإستغناء عن $(\wedge)$ التي تستعمل للتعبير عن إنحراف المتغير عن قيمته في حالة الثبات 'The log-deviation from the steady state'، وإستبدال علامة $(\wedge)$ ب $(=)$ ، إلى جانب إعتبار أن $\hat{r}_t^n = 0$ ، $w_t = 0$ ، $u_t = 0$ مما يسمح لنا بتقدير المعادلات الأساسية الثلاثة بمعادلة واحدة وليس في شكل نظام عام. فيصبح لدينا:

$$x_t = E_t[x_{t+1}] - \phi(i_t - E_t[\pi_{t+1}]) \quad (IS)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t[\pi_{t+1}] \quad (CP)$$

$$i_t = \varphi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \varphi_x x_t \quad (RT)$$

إن عينة الدراسة تغطي 17 عامًا من البيانات ربع السنوية للجزائر، بدءًا من الربع الأول من عام 2003 وتنتهي بالربع الرابع من عام 2019. البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة تم إعتمادها من قواعد البيانات المتوفرة في المواقع الإلكترونية للبنك الدولي WB، صندوق النقد الدولي IMF والإحصائيات المالية الدولية IFS؛ سوف يتم ترميز متغيرات الدراسة على النحو التالي:

- إجمالي الناتج المحلي⁷ ونرمز له ب GDP المعبر عنه بالقيم الحالية للدولار الأمريكي.

معدل التضخم ونرمز له ب INFR المحصل من الفارق بين معدل فائدة السوق النقدي ومعدل الإقراض (Lending Rate).

- معدل الفائدة الحقيقي ونرمز له ب IR المعبر عنه بمعدل السوق النقدي (Mmr) (Money Market Rate).

III.1- نتائج النمذجة القياسية للمعادلات:

يظهر الجدول أدناه نتائج تقدير المعادلات الثلاثة الأساسية المكونة للنموذج النيوكينزي القاعدي المعتمد في الدراسة.

الجدول رقم 01: التقدير وفقاً لنموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة

المعادلات	معادلة IS	معادلة CP
-----------	-----------	-----------

$INFR_t = GDP_t + E_t INFR_{t+1}$ حيث أن: $INFR_t$: يعبر عن معدل التضخم الحالي. GDP_t: يعبر عن مستوى الناتج الحالي. $E_t INFR_{t+1}$: يعبر عن معدل التضخم المتوقع.	$GDP_t = E_t GDP_{t+1} - IR_t + E_t INFR_{t+1}$ حيث أن: GDP_t: يعبر عن مستوى الناتج الحالي. $E_t GDP_{t+1}$ و $E_t INFR_{t+1}$: يعبران على التوالي عن مستوى الناتج المتوقع ومعدل التضخم المتوقع، المتحصل عليهما عن طريق إستخدام مرشح HP^8. IR_t: يعبر عن معدل الفائدة الحقيقي.	الصيغ القياسية الخطية للمعادلات
عرض نتائج الإختبارات وتحليلها		مختلف إختبارات نموذج الـ ARDL اللازمة لتقدير المعادلات
درجات الإبطاء الزمني والتي تم تحديدها بإستخدام برنامج Eviews09 بناءً على معيار Akaike للمعلومة (AIC)، أظهر أن $ARDL(1,0,2)$ درجة الإبطاء المثلى والتي توافق أقل قيمة لهذا المعيار.	درجات الإبطاء الزمني والتي تم تحديدها بإستخدام برنامج Eviews09 بناءً على معيار Akaike للمعلومة (AIC)، أظهر أن $ARDL(2,2,0,0)$ هي درجة الإبطاء المثلى والتي توافق أقل قيمة لهذا المعيار.	تحديد درجة الإبطاء الزمني
إن معامل التحديد يساوي 0.710304 أي أن متغيرات المستقلة تفسر التغيرات التي تحدث في الناتج الحالي بنسبة 71.03% والباقي 28.97% يدخل في هامش الخطأ، مما يدل على أن النموذج له قدرة تفسيرية قوية، بالإضافة إلى ذلك نلاحظ أن قيمة إختبار فيشر المحسوبة تساوي 29.42 أكبر من قيم الجدولة أي المعنوية الكلية للنموذج مقبولة عند مستوى 1% وهذا ما يعني أن المتغيرات المستقلة وهي مجموعة لها القدرة على تفسير التغيرات التي تحدث على المتغير التابع، ونلاحظ أن أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية ممل يدل على تأثيرهم على التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة.	إن معامل التحديد يساوي 0.9808 أي أن متغيرات المستقلة تفسر التغيرات التي تحدث في الناتج الحالي بنسبة 98.08% والباقي 1.92% يدخل في هامش الخطأ، مما يدل على أن النموذج له قدرة تفسيرية قوية جداً، بالإضافة إلى ذلك نلاحظ أن قيمة إختبار فيشر المحسوبة تساوي 415.9562 أكبر من قيم الجدولة أي المعنوية الكلية للنموذج مقبولة عند مستوى 1% وهذا ما يعني أن المتغيرات المستقلة وهي مجموعة لها القدرة على تفسير التغيرات التي تحدث على المتغير التابع، ونلاحظ أن أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية ممل يدل على تأثيرهم على مستوى الناتج الحالي في الجزائر خلال فترة الدراسة.	جودة أداء نموذج الـ ARDL
أشارت النتائج إلى أن قيمة الإحتمال لإحصائية فيشر تساوي 0.9323 وهي أكبر من 0.05، أي أنه يمكن قبول فرضية العدم (لا يوجد إرتباط ذاتي بين البواقي)، وبالتالي رفض الفرضية البديلة (وجود إرتباط ذاتي)، وبناء عليه فإن النموذج المختار لدراسة العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل بين معدل التضخم، الناتج الحالي ومعدل التضخم المتوقع يعتبر مقبول من هذه الناحية.	أشارت النتائج إلى أن قيمة الإحتمال لإحصائية فيشر تساوي 0.1193 وهي أكبر من 0.05، أي أنه يمكن قبول فرضية العدم (لا يوجد إرتباط ذاتي بين البواقي)، وبالتالي رفض الفرضية البديلة (وجود إرتباط ذاتي)، وبناء عليه فإن النموذج المختار لدراسة العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين الناتج الحالي ومعدل الفائدة الحقيقي يعتبر مقبول من هذه الناحية.	إختبار وجود الإرتباط الذاتي بين البواقي (LM)

من خلال نتائج إختبار منهج الحدود Bounds test لهذا النموذج لاحظنا أن قيمة فيشر المحسوبة تقع خارج المجال $I(0)$ و $I(1)$ عند مستويات المعنوية 10%، 5%، 2.5% و 1% مما يجعلنا نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.	من خلال نتائج إختبار منهج الحدود Bounds test لهذا النموذج لاحظنا أن قيمة فيشر المحسوبة تقع خارج المجال $I(0)$ و $I(1)$ عند مستويات المعنوية 10%، 5%، 2.5% و 1% مما يجعلنا نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك و نقبل الفرضية البديلة التي تنص على وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات.	إختبار التكامل المشترك بإستخدام منهج الحدود
أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على معدل التضخم في الجزائر في المدى القصير ما عدا معلمة الناتج؛ وإشارة كل من معلمتي الناتج ومعدل التضخم المتوقع ظهرت سالبة مما يدل على أنهما يؤثران بصفة سالبة على مستوى الناتج الحالي في المدى القصير، غير أن معدل الفائدة الحقيقي يؤثر بصفة موجبة على الناتج الحالي. إن معلمة معامل تصحيح الخطأ (أي سرعة العودة إلى التوازن) تساوي -0.8956 $CointEq(-1)$ بالإشارة السالبة ولها دلالة معنوية عند مستوى المعنوية 1%، وهذا ما يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج إذ تشير إلى أن معدل التضخم يعتدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة بنسبة 89.56% من خلال التوازن المتبقي في الفترة $t - 1$ أي أنه عندما ينحرف معدل التضخم خلال الفترة القصيرة $t - 1$ عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 89.56% من هذه الانحرافات والإختلالات في الفترة t أي أنه يستغرق نحو 10 أشهر تقريباً حتى يعود إلى التوازن في المدى الطويل.	أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على الناتج الحالي في الجزائر في المدى القصير ما عدا معلمتي معدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم المتوقع للفرة المقبلة؛ وإشارة معلمات كل من الناتج المتوقع ومعدل التضخم المتوقع ظهرت سالبة مما يدل على أنهما يؤثران بصفة سالبة على مستوى الناتج الحالي في المدى القصير، غير أن معدل الفائدة الحقيقي يؤثر بصفة موجبة على الناتج الحالي. إن معلمة معامل تصحيح الخطأ (أي سرعة العودة إلى التوازن) تساوي -0.622 $CointEq(-1)$ بالإشارة السالبة ولها دلالة معنوية عند مستوى المعنوية 1%، وهذا ما يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل وأن آلية تصحيح الخطأ موجودة بالنموذج إذ تشير إلى أن الناتج الحالي يعتدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة بنسبة 62.2% من خلال التوازن المتبقي في الفترة $t - 1$ أي أنه عندما ينحرف الناتج الحالي خلال الفترة القصيرة $t - 1$ عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 62.2% من هذه الانحرافات والإختلالات في الفترة t أي أنه يستغرق نحو 7 أشهر تقريباً حتى يعود إلى التوازن في المدى الطويل.	تقدير العلاقة في المدى القصير (نموذج تصحيح الخطأ ECM) (راجع الملحق رقم 01)
أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على معدل التضخم الحالي في الجزائر ما عدا معلمة الناتج الحالي. بتعويض معلمات المتغيرات المحصلة في صيغة القياسية المذكورة أنفاً نتحصل على التالية: $INFR_t = -0.0067GDP_t - 0.9225E_t INFR_{t+1} + 11.1585$	أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على الناتج الحالي في الجزائر ما عدا معلمة معدل الفائدة الحقيقي. بتعويض معلمات المتغيرات المحصلة في صيغة القياسية المذكورة أنفاً نتحصل على التالية:	تقدير العلاقة في المدى الطويل (راجع الملحق رقم 01)

نتائج التقدير تظهر أن:

$$GDP_t = 0.6698 E_t GDP_{t+1} + 0.4541 IR_t - 2.944 E_t INFR_{t+1} + 28.5652$$

نتائج التقدير تظهر أن:

إشارة معلمة الناتج سالبة (نفس نتيجة المدى القصير) مما يدل على أنه يؤثر بشكل عكسي على معدل التضخم في المدى الطويل وبشكل غير معنوي إحصائيا حيث أن زيادة الناتج بوحدة واحدة سيؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بـ 0.0067 وحدة، حيث تدل الإشارة السالبة إلى أن مستوى الناتج الحالي أقل من مستواه الطبيعي مما يجعل المؤسسات تخفض أسعارها وبالتالي انخفاض التضخم.

إشارة معلمة معدل التضخم المتوقع للفترة المقبلة فهي سالبة مما يدل على أنه يؤثر بشكل عكسي على معدل التضخم في المدى الطويل وبشكل معنوي إحصائيا حيث أن ارتفاع معدل التضخم المتوقع بوحدة واحدة سيؤدي إلى انخفاض معدل التضخم الحالي بـ 2.9225 وحدة، وهو ما لا يتوافق وتحليل الـ NKPC، حيث معدلات التضخم ترتبط طرديا بمعدل التضخم المتوقع أو المستهدف.

قيمة المعلمة المقدرة للحد الثابت فهي ذات معنوية وتشير إلى أن في حالة إنعدام المتغيرات المستقلة فإن معدل التضخم يكون في حدود 11.1585 وحدة.

إشارة معلمة الناتج المتوقع للفترة المقبلة موجبة (على عكس النتيجة في المدى القصير) مما يدل على أنه يؤثر بشكل طردي على الناتج الحالي في المدى الطويل وبشكل معنوي إحصائيا حيث أن ارتفاع الناتج المتوقع بوحدة واحدة سيزيد الناتج الحالي بـ 0.66 وحدة، أي أنه إذا توقعت الأسر زيادة في الناتج المتوقع (المستقبلي) الطلب الحالي على السلع سيزيد وبالتالي زيادة الناتج الحالي (إنتاج المؤسسات) ما يؤدي بدوره إلى زيادة إجمالي الناتج المحلي.

إشارة معلمة معدل الفائدة فهي موجبة مما يدل على أنه يؤثر بشكل طردي على الناتج الحالي في المدى الطويل ولكن بشكل غير معنوي إحصائيا حيث أن ارتفاع معدل الفائدة بوحدة واحدة سيزيد الناتج الحالي بـ 0.45 وحدة، وهو على عكس النظرية الإقتصادية إذ أن ارتفاع معدلات الفائدة يؤدي إلى تثبيط فتراجع حجم الاستثمارات ومنه انخفاض إجمالي الناتج المحلي وهو ما ينعكس جزئيا حيث أن الناتج الحالي (اليوم) يعتمد عكسيا على معدل الفائدة إذ أن ارتفاع هذا الأخير يعني ارتفاع سعر الإستهلاك الحالي فتحفظ الأسر بنفس مستويات الإستهلاك مما يدفع المؤسسات إلى خفض الإنتاج.

إشارة معلمة معدل التضخم المتوقع للفترة المقبلة فهي سالبة مما يدل على أنه يؤثر بشكل عكسي على الناتج الحالي في المدى الطويل وبشكل معنوي إحصائيا حيث أن ارتفاع معدل التضخم المتوقع بوحدة واحدة سيخفض الناتج الحالي بـ 2.94 وحدة، وهو ما يتوافق والنظرية الإقتصادية حيث إذا توقعت الأسر زيادة في معدل التضخم المتوقع فسترفع قيمة أجورها مما يزيد تكاليف المؤسسات التي تلجأ لخفض إنتاجها، وهو ما يتوافق والتحليل الكلي، إذ أن ارتفاع معدل التضخم يعني أن هنالك ارتفاع في المستوى العام للأسعار ما يقابله زيادة حجم التكاليف الأمر الذي يؤدي إلى انخفاض حجم الاستثمار ومنه انخفاض إجمالي الناتج المحلي.

قيمة المعلمة المقدرة للحد الثابت هي ذات معنوية وتشير إلى أنه في حالة إنعدام المتغيرات المستقلة فإن مستوى الناتج يكون في حدود 28.5652 وحدة.		
يوضح الملحق رقم 02 نتائج الإختبارين حيث يتضح من خلاله أن المعلومات المقدرة للنموذج غير مستقرة هيكليا خلال الفترة محل الدراسة، حيث نلاحظ أن الشكل البياني لإختبار CUSUM وقع داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، أما إختبار CUSUM of Squares فهو خط يقع ضمن حدود المنطقة الحرجة ولكنه وفي فترات زمنية معينة يقطع أحد خطي هذه الحدود ثم يعود ليستقر داخل حدود المنطقة الحرجة من جديد، وعليه فليس هنالك إستقرار في معادلة CP (جانب العرض) خلال فترة الدراسة وأن نتائجها في المدى الطويل غير منسجمة ونتائجها في المدى القصير.	يوضح الملحق رقم 02 نتائج الإختبارين حيث يتضح من خلاله أن المعلومات المقدرة للنموذج غير مستقرة هيكليا خلال الفترة محل الدراسة، حيث نلاحظ أن الشكل البياني لإختبار CUSUM وقع داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، أما إختبار CUSUM of Squares فهو خط يقع ضمن حدود المنطقة الحرجة ولكنه وفي فترات زمنية معينة يقطع أحد خطي هذه الحدود ثم يعود ليستقر داخل حدود المنطقة الحرجة من جديد، وعليه فليس هنالك إستقرار في معادلة IS (جانب الطلب) خلال فترة الدراسة وأن نتائجها في المدى الطويل غير منسجمة ونتائجها في المدى القصير.	إختبار إستقرار النموذج من خلال إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعادة (CUSUM) وإختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة CUSUM of Squares
إن فترات القطيعة (نقاط الإنكسار) تظهر في: 2007Q1، 2013Q4؛ فالفترة الأولى كانت نتيجة آثار الأزمة المالية 2008 التي أحدثت إختلالات على مستوى هيكل الإقتصاد، الفترة الثانية نتيجة الإصلاحات المصرفية.	إن فترات القطيعة (نقاط الإنكسار) تظهر في: 2009Q1، 2014Q4، 2017Q2؛ فالفترة الأولى كانت نتيجة آثار الأزمة المالية 2008 التي أحدثت ركودا في الإقتصاد الدولي ومست الإقتصاد الجزائري من خلال إنخفاض المداخيل، الفترة الثانية نتيجة الأزمة النفطية التي تولدت عن وفرة المعروض النفطي مما أدى إلى تدهور أسعاره، أما الفترة الثالثة فترجع لعملية طبع النقود المتواصل بدون مقابل.	إختبار Bai-Perron Multiple Breakpoint Test

المصدر من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات الـ Eviews 09

الجدول رقم 02: التقدير وفقاً لطريقة العزوم المعممة

معادلة RT	المعادلة
-----------	----------

$IR_t = (INFR_t - \overline{INFR_t}) + GDP_t$ حيث أن: IR_t: يعبر عن معدل الفائدة التابلوري $(INFR_t - \overline{INFR_t})$: يعبر عن فجوة التضخم وهي الفرق بين معدل التضخم الحالي $INFR_t$ ومعدل التضخم المستهدف $\overline{INFR_t}$ هذا الأخير متحصل عليه عن طريق إستخدام مرشح HP . GDP_t: يعبر عن فجوة الناتج وهي الفرق بين الناتج الحالي والمحتمل.	الصيغة القياسية الخطية
تمت الإستعانة بمجموعة المتغيرات المساعدة التالية: الصادرات (Expo)، الواردات (Impo)، سعر برميل البترول (Op)، سعر الصرف الحقيقي (Reer)، معدل الإقراض (Lendr)، معدل الخصم (Dr)، معدل الفائدة على سندات الخزينة (Tbr).	المتغيرات المساعدة
بتعويض معلمات المتغيرات المحصلة في صيغة القياسية المذكورة أنفاً نتحصل على التالية: $IR_t = -1.19(INFR_t - \overline{INFR_t}) + 0.08 GDP_t + 2.41$ نتائج التقدير تظهر أن: معلمة فجوة الناتج مرتبطة بمعامل موجب مساوي لـ 0.08 في حين معلمة فجوة التضخم ترتبط بمعامل سالب يقدر بـ -1.19 وهو ما يخالف شروط القاعدة التابلورية حول كون أن المعاملات أكبر من الصفر (راجع الملحق رقم 08). يبين الملحق رقم 03 الفوارق بين معدلات الفائدة الحقيقية وتلك المحسوبة وفقاً لقاعدة Taylor المفعلة للتضخم المستهدف والتي تدل على أن ردود فعل السياسة النقدية المعتمدة غير مطابقة لمتطلبات تحقيق الإستقرار النقدي، يظهر ذلك في نسب التباعد بين المعدلين خلال فترة الدراسة التي مرت بالمرحلة التالية: من 2003 - 2005: نلاحظ أن الفرق سالب بين المعدلين نتيجة للإصلاحات المعتمدة من قبل السلطة النقدية، لينعكس الوضع من 2006 - 2008، ففي الثلاثي الرابع من سنة 2008 و إلى غاية سنة 2011 يظهر معدل الفائدة الحقيقي بقيم أكبر من معدل الفائدة التابلوري، يرجع هذا الفرق الموجب إلى ما شهده الإقتصاد الدولي من اضطرابات بسبب الأزمة العالمية وتقلبات أسعار النفط التي أثرت على المداخل الجزائرية، ليعود وينقلب الوضع أين يعلو معدل الفائدة المحسوب فوق منحني معدل الفائدة الحقيقي ابتداءً من سنة 2012 إلى غاية 2013-2015 أين سجل مقدار فرق سالب كبير جداً راجع لآثار الأزمة النفطية لسنة 2014، أما في الفترة الممتدة من سنة 2016-2018 فإن منحني البواقي يقع تحت المحور بسبب قرار السلطة النقدية فيما يخص التسهيلات الكمية من خلال الإصدار النقدي لسنة 2017.	تقدير قاعدة من نوع Taylor

المصدر من إعداد الباحثين بالإعتماد على مخرجات الـ Eviews 09

IV- الخلاصة:

حاولنا في هذه الورقة البحثية عرض مختلف خطوات تقدير النموذج النيوكينزي القاعدي وذلك بدراسة تم تطبيق نمذجة قياسية لمعادلاته الأساسية من خلال مجموعة من الإختبارات وتحليل نتائجها، مما مكننا من تحديد صحة فرضيات الدراسة من عدمها.

(1) يدرس النموذج النيوكينزي تأثير معدل الفائدة الحقيقي على النشاط الإقتصادي (فجوة الإنتاج)، حيث أن إرتفاع معدل الفائدة الحقيقي يدفع الأسر والمؤسسات إلى القيام بتقليل الإستهلاك والإستثمار على التوالي مع تقلص الطلب والإنتاج، فينخفض التضخم، وهو ما أظهرته نتائج كل من معادلة سوق السلع ومعادلة تحديد الأسعار. نظرا لأن معدل الفائدة الإسمي قصير الأجل يؤثر على معدل الفائدة الحقيقي يمكن لسياسة البنك المركزي أن تتحكم في ديناميكيات التضخم من خلال تحديد سعر الفائدة الإسمي كون أن إرتفاع هذا الأخير في ظل الأسعار الصلبة يؤدي لإرتفاع معدل الفائدة الحقيقي، إلى جانب أنه إذا إرتفع معدل التضخم المتوقع (المستقبلي) بقيمة أكبر من الإرتفاع الحاصل في معدل الفائدة الحقيقي فإن الزيادة في هذا الأخير لا تحد من مستوى النشاط الإقتصادي.

(2) إن مسألة تحليل السياسة النقدية يمكن إجراؤها من زوايا مختلفة، فيمكن إستعمال مبدأ تجانس معدلات الفائدة أو مبدأ التضخم المستهدف وكذا من خلال إدراج أسعار الصرف في القاعدة الأصلية لـ Taylor؛ أكدت نتائج تطبيق القاعدة النقدية من نوع Taylor من خلال تفعيل معدل التضخم المستهدف لـ Woodford (2003b) أن ردود أفعال السياسة النقدية في الجزائر لا تتوافق وهذه القاعدة الرياضية، فلا يمكن قبولها نظرا لعدم توفر الإستجابة المرجوة من تطبيقها على الإقتصاد الجزائري نتيجة لعدم تناسق معدل الفائدة الحقيقي مع المنتظر كون أن معلمات فجوة التضخم (الحالي والمستهدف) وفجوة الإنتاج لا تنطبق والشروط التايلورية، وبالتالي فإنه لا يمكن إعتماؤها لتحقيق الإستقرار النقدي ولا الإقتصادي. يمكن إرجاع ذلك للأسباب التالية: عدم توفر متطلبات وشروط تطبيق هذا النوع من القواعد النقدية، العجز عن تحديد سلوك البنك المركزي الجزائري عند وضعه لمعدل الفائدة أي التوصل لمعرفة السياسة النقدية المعتمدة سواء إستهدافها بالدرجة الأولى التضخم أو نمو الناتج نتيجة لمنافاة ما هو معلن لما هو مطبق والراجع لنقص معايير المصادقية والشفافية.

(3) النموذج النيوكينزي القاعدي يعتبر بسيط ومحدود نوعا ما فهو لا يعبر بشكل كامل ودقيق عن هيكل الإقتصاد الكلي الجزائري، وذلك راجع إلى كون هذا الأخير إقتصاد ريعي، يعتمد بالدرجة الأولى على إيرادات المحروقات؛ فمحاولة تكييف النموذج على الإقتصاد الجزائري تستدعي دمج قطاع المحروقات كأحد العناصر المؤثرة على السياسة الإقتصادية الكلية، وذلك بإدراج متغيرات أكثر واقعية كأسعار البترول؛ بإعتبار أن الجزائر من الإقتصاديات النامية، فهذا يدل على وجود قطاع غير رسمي كبير، وتأثر إقتصادها بالصدمات الخارجية وضعف القطاع المالي ما يتطلب إدخال كل من القطاع غير الرسمي، السياسة المالية وجعل النموذج مفتوحا أي السماح بالتدفقات من وإلى العالم الخارجي. إن تقدير النموذج بمعادلة بمعادلة، قد أضعف إمكانياته التحليلية والتقييمية نظرا لعدم التمكن من إلتقاط تقلبات المتغيرات الاقتصادية الكلية بدقة، ما يستدعي تقدير النموذج النيوكينزي كنظام عام، وكذا إضافة صدمات هيكلية كصدمات أسعار النفط، صدمة التضخم، صدمة السياسة النقدية وغيرها من الصدمات.

إن التوصيات والإقتراحات التي يمكن تقديمها من خلال هذه الدراسة، يمكن إيجازها في الآتي:

- مراعاة سلوكيات الأعوان الإقتصاديين وكيفية تعديلهم لقراراتهم بحسب تغير توقعاتهم حول السياسة الإقتصادية المستقبلية عند تقييم تأثير الإجراءات الحكومية على الاقتصاد، الأمر الذي يستدعي ضرورة شفافية المنظومة الإحصائية الجزائرية والعمل على تكاملها بما يسمح لهؤلاء الأعوان بتكوين توقعات عقلانية مبنية على بيانات صحيحة.
- العمل على إنتشار إستعمال النماذج النيوكينزية متوسطة الحجم التي تظهر نطاقاً واسعاً من الإحتكاكات بإعتبارها أدوات لتقييم آثار التغييرات السياسية ولتوضيح مصادر التقلبات الإقتصادية الكلية، إلى جانب إستخدام نماذج ال DSGE لإنتاج التنبؤات وإجراء تحليلات السياسات الإقتصادية وبشكل خاص لتسهيل عملية إتخاذ قرار السياسة النقدية، فنظراً لإستخداماتها العديدة يمكن إستخدامها مثلاً لتقييم التطورات المؤسسية مثل إنشاء تكتلات إقتصادية كمنطقة عملة مشتركة (منطقة نقد مثلى).
- تقدير النماذج القياسية الكلية بإستعمال الأساليب الحديثة كالتقنيات البايزية لتقدير المعلومات الهيكلية ودراسة آثار الإحتكاكات وذلك باللجوء إلى إستعمال برامج إحصائية متطورة كبرنامج Dynare التي تتطلب معالجة البيانات القبلية مما قد يساهم في تحسين نتائج التقدير.

- ملاحق:

الملحق رقم 01: نتائج تقدير المدى الطويل والقصر لمعادلي IS و CP

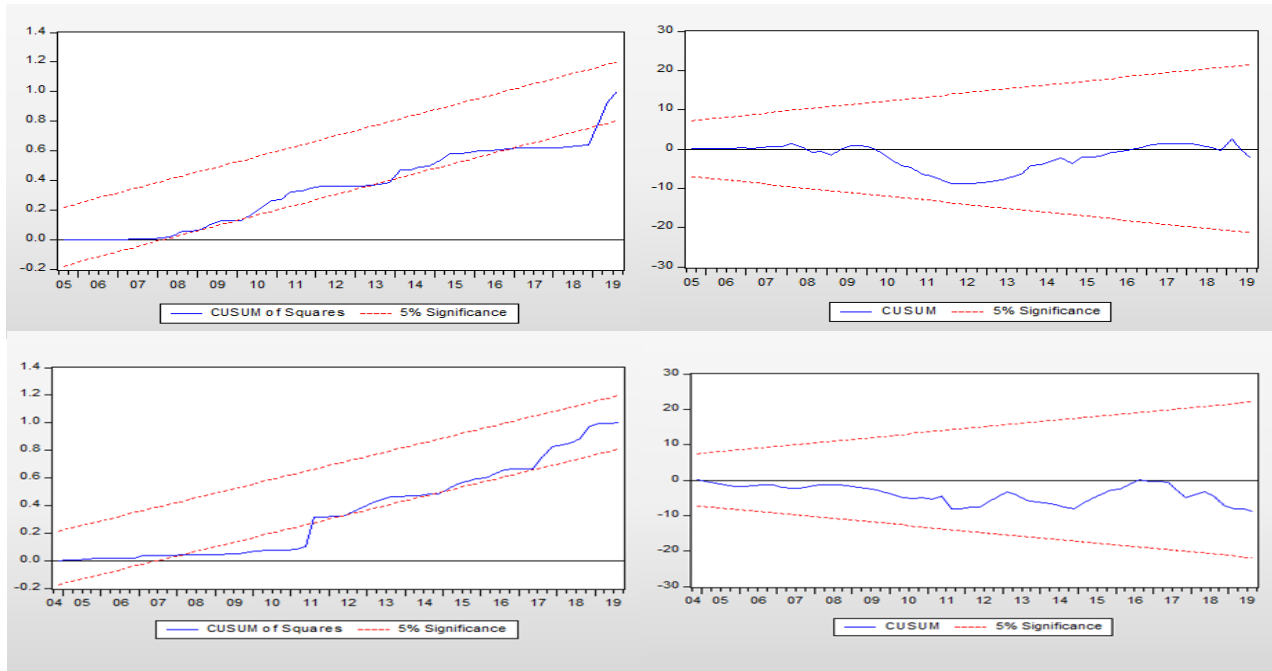
ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: INFR
Selected Model: ARDL(1, 0, 2)
Date: 07/26/20 Time: 19:11
Sample: 2003Q1 2019Q4
Included observations: 66

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP)	-0.036664	0.031962	-1.147100	0.2559
D(INFRHP(1))	-132.5010...	18.278690	-7.248936	0.0000
D(INFRHP)	135.854066	18.516442	7.336942	0.0000
CointEq(-1)	-0.895633	0.112287	-7.976285	0.0000
Cointeq = INFR - (-0.0067*GDP -0.9225*INFRHP(1) + 11.1585)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	-0.006662	0.008090	-0.823440	0.4135
INFRHP(1)	-0.922509	0.451455	-2.043415	0.0454
C	11.158497	2.576217	4.331350	0.0001

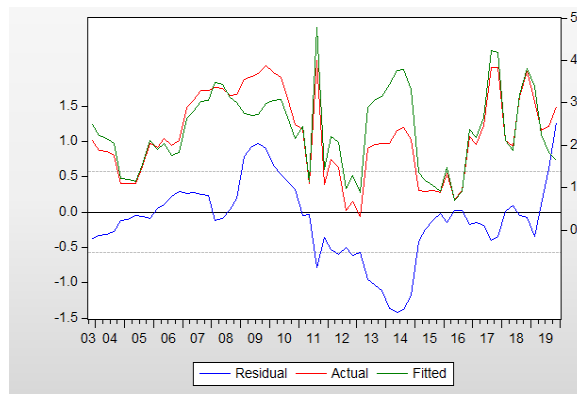
ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: GDP
Selected Model: ARDL(2, 2, 0, 0)
Date: 09/10/20 Time: 20:55
Sample: 2003Q1 2019Q4
Included observations: 65

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	0.527485	0.101009	5.222137	0.0000
D(GDHP(1))	-66.534188	11.342426	-5.865957	0.0000
D(GDHP)	63.339260	10.787306	5.871648	0.0000
D(-IR)	-0.119117	0.240608	-0.495068	0.6225
D(INFRHP(1))	-4.001715	3.281828	-1.219356	0.2277
CointEq(-1)	-0.622343	0.093067	-6.687056	0.0000
Cointeq = GDP - (0.6698*GDHP(1) -0.4541*IR -2.9444*INFRHP(1) + 28.5652)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDHP(1)	0.669759	0.065900	10.163259	0.0000
-IR	-0.454093	0.454054	-1.000084	0.3215
INFRHP(1)	-2.944353	1.206322	-2.440769	0.0178
C	28.565195	8.674231	3.293110	0.0017

الملحق رقم 02: نتائج إختبار CUSUM و CUSUM of Squares لمعادلي IS و CP



الملحق رقم 03: نتائج تقدير قاعدة من نوع Taylor



Dependent Variable: IR
Method: Generalized Method of Moments
Date: 09/10/20 Time: 20:25
Sample (adjusted): 2003Q4 2019Q4
Included observations: 65 after adjustments
Linear estimation with 1 weight update
Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
Standard errors & covariance computed using estimation weighting matrix
Instrument specification: LNEXPO(-1) LNIMPO(-1) LNOP(-3) LNREER(-2) LNDR(-1) LNLNDR(-1) LNTBR(-1)
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.413394	0.087193	27.67876	0.0000
INFR-INFRHP	-1.193095	0.228208	-5.228109	0.0000
GDP-GDHP	0.083515	0.038720	2.156915	0.0349

R-squared	0.673091	Mean dependent var	2.254735
Adjusted R-squared	0.662546	S.D. dependent var	0.996485
S.E. of regression	0.578867	Sum squared resid	20.77536
Durbin-Watson stat	0.182852	J-statistic	3.869940
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)	0.423894

المراجع والإحالات:

- Allegret, J.P. & Benkhodja, M.T. (2011). **External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy**. Economix Working Papers 2011-39, University Of Paris Nanterre.
- Boukheroufa, A. (2018). **Business Cycles in Algerian Economy: A Bayesian DSGE Approach**. *Journal of Finance and Corporate Governance* 2 (1), 72-100.
- Calvo, G.A. (1983). **Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework**. *Journal of Monetary Economics* 12 (3), 383-398.
- Dib, A. (2008). **Oil prices, U.S. dollar fluctuations, and monetary policy in a small open oil exporting economy**. *Les Cahiers du CREAD* 24 (86), 5-44.
- Dixit, A.K. & Stiglitz, J.E. (1977). **Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity**. *The American Economic Review* 67 (3), 297-308.

6. Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press.
7. Juselius, M. (2008). *Testing the New Keynesian Model on U.S. And Euro Area Data*. Economics Discussion Paper No. 2008–23.
8. Moleka, E.M. (2015). *Inflation Dynamics and Its Effects On Monetary Policy Rules*. PhD Thesis. University of Bath, United Kingdom.
9. Preston, B. (2005). *Learning about Monetary Policy Rules when Long-Horizon Expectations Matter*. *International Journal of Central Banking* 1 (2), 81–126.
10. Schmidt, S. & Wieland, V. (2012). *The New Keynesian Approach to Dynamic General Equilibrium Modeling: Models, Methods and Macroeconomic Policy Evaluation*. Working Papers Serie No. 52, Institute for Monetary and Financial Stability (IMFS).
11. Taylor, J.B. (1993). *Discretion versus Policy Rules in Practice*. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 39, 195–214.
12. Walsh, C.E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. 2nd edition. MIT Press.
13. Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
14. Zumpe, M. (2012). *Stabilité Macroéconomique, Apprentissage et Politique Monétaire, Une approche comparative : modélisation DSGE versus modélisation multi-agents*. Thèse de doctorat, Université Montesquieu – Bordeaux IV.

¹ تمت الإستعانة بـ Zumpe (2012) لأنه يقدم إطار توضيحي وتحليلي مفصل لما جاء في الفصلين الثاني والثالث من Woodford (2003b)، حيث أن هذا الأخير يصعب على القارئ فهم ما جاء في عرضه الذي يعكس درجة تمكنه العالية بأساليب النمذجة الإقتصادية الكلية، حيث تميز عمله بطابع مختصر للغاية للتطورات التحليلية للمعادلات مما يصعب فهم كيفية عمل النموذج.

² يقصد بفرضية العون التمثيلي أن كافة الأعوان متطابقين تماماً ويتصرفون بنفس الطريقة يكفي وصف سلوك أحدهم لمعرفة بالضبط كيف يتصرف البقية، إلى جانب أن المتغيرات التي تشير إليه هي متغيرات كلية لنصيب الفرد "Aggregate variables per capita".

³ قام Zumpe (2012) بإعادة بناء المعادلة (1) لتتكيف مع إقتصاد ديناميكي مع إحتكاكات نقدية، حيث تتمثل الطريقة العامة لنمذجة وجود إحتكاك نقدي في إدراج الأرصدة الحقيقية (Actual Cash) $\frac{M_t}{P_t}$ في دالة المنفعة، كما هو الحال في دالة المنفعة المذكورة في الفصل الثالث من Woodford (2003b) التي تأخذ الشكل التالي: $E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u \left(c_t, \frac{M_t}{P_t}; \xi_t \right) - \int_0^1 v(h_t(i); \xi_t) di \right] \right\}$ توصل Preston (2005) إلى نفس المعادلة (1) حيث أن غياب الأرصدة النقدية الحقيقية يعكس الافتراض المتعلق بعدم وجود إحتكاكات في المعاملات، التي يتم تخفيفها عن طريق الإحتفاظ بالأرصدة النقدية، ومع ذلك فإنه لا يزال بإمكان الأعوان إختيار الإحتفاظ بالنقد في حال ما إذا كان يوفر عوائد مماثلة لتلك المحصل من الأصول المالية المتاحة الأخرى.

⁴ Woodford يفترض وجود سلسلة مزدوجة من السلع المتباينة (I, i) مع مرونة إحلال σ بين أي سلعتين، كل سلعة متباينة i تنتجها مؤسسة واحدة i . كل صناعة I تضم جميع المؤسسات التي لها نفس العمل من النوع I ، مع سلسلة من الصناعات $I \in [0, 1]$. عندئذٍ، يوفر المؤشر المزدوج معلومات حول هوية المؤسسة والقطاع. على سبيل المثال: يمثل $h_t(I, i)$ العمل الذي توفره الأسرة التمثيلية للصناعة I وبشكل أدق للمؤسسة i ، فيما يتعلق بمنفعة الأسر تم الإكتفاء بالإشارة إلى الصناعة I ، نظراً لأن هذه المنفعة لا تتأثر بتحقيق أن هذا العمل يستخدم في النهاية من قبل المؤسسة i بدلاً من مؤسسة أخرى تابعة لنفس الصناعة.

⁵ تم إختيار إستقرارية السلاسل الزمنية لكل من متغيرات الدراسة (GDP، INFR، IR)؛ لبيان إذا ما كانت مستقرة أم لا، بإستخدام إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، وبالرغم من تعدد هذه الإختبارات إلا أننا طبقنا إختبارين وهما: إختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF) وإختبار فيليبس بيرون Philips-Perron (PP).

⁶ تم تخطي كيفية التوصل للمعادلات الثلاثة الأساسية للنموذج النيوكينزي القاعدي إنطلاقاً من سلوكيات الأعوان الاقتصاديين، للحصول على شرح أكثر تفصيلاً وتعمقاً لخطوات الإشتقاق يمكن الرجوع إلى Zumpe (2012).

⁷ بالنسبة لمغير إجمالي الناتج المحلي (GDP) ونظراً لعدم توفر المعطيات الثلاثية له، إعتدنا الطريقة التي تسمح بتحويل المشاهدات السنوية لبيانات ثلاثية وفقاً لـ (Moleka 2015، p.107) الذي يطرح المعادلات التالية:

$$Q_1 = -0.0391y_{t+1} + 0.2344y_t + 0.0547y_{t-1}$$

$$Q_2 = -0.0234y_{t+1} + 0.2656y_t + 0.0078y_{t-1}$$

$$Q_3 = 0.0078y_{t+1} + 0.2656y_t - 0.0234y_{t-1}$$

$$Q_4 = 0.0547y_{t+1} + 0.2344y_t - 0.0391y_{t-1}$$

⁸ Hodrick-Prescott filter حيث أن: Lambda=1600.

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

زناقي سيد أحمد، سليمان لين نهاد (2021)، تقدير نموذج نيوكينزي للإقتصاد الجزائري خلال الفترة (2003 – 2019)، مجلة التنمية الاقتصادية، المجلد 06 (العدد 01)، الجزائر: جامعة الوادي، الوادي، الجزائر ص.ص 1-20.

