الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

المركز الجامعي بلحاج بوشعيب

–عين تموشنت–

معهد العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

قسم العلوم الإقتصادية تخصص: تحليل إقتصادي وإستشراف

مذكرة مقدمة لإستكمال متطلبات شهادة ماستر أكاديمي، الطور الثاني في العلوم الإقتصادية

تحت عنوان:

تقدير النموذج النيوكينزي للإقتصاد الجزائري خلال الفترة 2003–2019

من إعداد الطالبة: تحت إشراف الأستاذ الدكتور:

سليماني لين نهاد زناقي سيد أحمد

أعضاء لجنة المناقشة المكونة من السادة:

أ.د. جديدن لحسن	أستاذ التعليم العالي	المركز الجامعي بلحاج بوشعيب عين تموشنت رئيسا
د. زناقي سيد أحمد	أستاذ محاضر "أ"	المركز الجامعي بلحاج بوشعيب عين تموشنت مشرفا
د. أوجامع إبراهيم	أستاذ محاضر "أ"	المركز الجامعي بلحاج بوشعيب عين تموشنت ممتحنا

السنة الجامعية: 2019–2020

الإهداء

إلى الوالدين الكريمين حفظهما الله،

إلى كل من وقف معي بالدعم والدعاء والسؤال،

إلى كل أفراد عائلتي،

إلى جميع أصدقائي،

إلى كل أستاذ تشرفت بتعليماته،

إلى هؤلاء جميعا أهدي هذا العمل المتواضع راجية من الله التوفيق.

لين

كلمة شكر وتقدير

الحمد لله والشكر لله أولا وآخرا

يسرني أن أتقدم بجزيل الشكر والإمتنان إلى الأستاذ زناقي سيد أحمد على قبوله الإشراف على هذا العمل المتواضع وعلى توجيهاته السديدة ونصائحه القيمة،

كما أوجه شكري وإحترامي إلى كل من ساعدني من قريب أو من بعيد في إنجاز هذا البحث، وإلى كل من بذل معي جهدا ومد لي يد العون في مسيرتي العلمية.

الملخص:

الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو التحقق من إمكانية تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي في الجزائر، وما إذا كان هذا النموذج يوفر وصفا معقولا ومفصلا لهيكل الإقتصاد الجزائري، تم إختبار النموذج النيوكينزي من خلال تقدير معادلاته الأساسية: علاقة IS الديناميكية، منحنى فليبس النيوكينزي وقاعدة نقدية من نوع Taylor معادلة بمعادلة، بإستخدام نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL وطريقة العزوم المعممة GMM، وذلك بإستعمال ثلاث سلاسل زمنية للإقتصاد الجزائري (إجمالي الناتج المحلي، معدل التضخم ومعدل الفائدة الحقيقي) خلال الفترة الممتدة من الثلاثي الأول لسنة 2003 إلى غاية الثلاثي الرابع لسنة 2019. توصلت الدراسة إلى أنه لا يمكن تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي على الإقتصاد الجزائري نظرا لعدم تمكن معادلاته الأساسية من إلتقاط ديناميكيات بيانات الإقتصاد الجزائري، حيث أن معادلتي جانب العرض والطلب غير مستقرتين على المدى الطويل، 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 المفتاحية: النموذج النيوكينزي، منحنى IS الديناميكي، منحنى فليبس النيوكينزي، علاقة من نوع Taylor، ARDL، GMM.

Abstract :

The main objective of this study is to check the possibility of applying The Basic New Keynesian Model in Algeria and whether this model 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) by using three time series for the Algerian economy (GDP, inflation and real interest rate) during the period from the first quarter of 2003 to the fourth quarter of 2019. The study concluded that The Basic New Keynesian Model can't be applied to the Algerian economy 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 in the long term 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.

فهرس المحتويات

محتويات البحث	الصفحة
الإهداء	**II**
كلمة شكر وتقدير	**III**
الملخص	**IV**
فهرس المحتويات	**VI – V**
قائمة الجداول	**VII**
قائمة الأشكال	**VIII**
قائمة الإختصارات	**X – IX**
قائمة الملاحق	**XI**
المقدمة العامة	**ب – هـ**
أدبيات الدراسة	**31 – 1**
التمهيد	**2**
I. أدبيات الدراسة النظرية	**22 – 3**
1.I. التطور التاريخي للنهج النيوكينزي	**5 – 3**
2.I. مفهوم النموذج النيوكينزي	**7 – 5**
1.2.I. تعريف النموذج النيوكينزي	**6 – 5**
2.2.I. الملامح الرئيسية للنموذج النيوكينزي	**7 – 6**
3.I. تقديم النموذج النيوكينزي	**22 – 7**
1.3.I. سلوكيات الأعوان الاقتصاديين	**16 – 8**
1.1.3.I. قطاع الأسر	**13 – 9**
2.1.3.I. قطاع المؤسسات	**15 – 13**
3.1.3.I. قطاع السلطات	**16 – 15**
2.3.I. المعادلات الأساسية المكونة للنموذج النيوكينزي	**22 – 16**
1.2.3.I. معادلة IS الديناميكية	**17 – 16**
2.2.3.I. منحنى فليبس النيوكينزي	**20 – 17**
3.2.3.I. القاعدة النقدية من نوع Taylor	**22 – 20**
II. أدبيات الدراسة التطبيقية	**30 – 22**

الخلاصة	**31**
الدراسة التطبيقية	**59 – 32**
التمهيد	**33**
I. تحديد نموذج الدراسة وتحليل تطور متغيراتها	**38 – 34**
1.I. النموذج المستخدم	**35 – 34**
2.I. مصادر البيانات	**35**
3.I. وصف المتغيرات المستعملة في الدراسة	**38 – 35**
II. خطوات تقدير النموذج وعرض وتحليل النتائج	**59 – 38**
1.II. الإحصاء الوصفي للمتغيرات	**39**
2.II. دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية للبيانات	**42 – 39**
3.II. النمذجة القياسية لمختلف معادلات النموذج	**59 – 42**
1.3.II. النمذجة القياسية لعلاقة IS الديناميكية خلال الفترة (2003-2019) بإستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)	**50 – 43**
1.1.3.II. تقدير نموذج الـ ARDL لمعادلة IS وتحليل نتائجه	**50 – 43**
2.3.II. النمذجة القياسية لمنحنى فليبس النيوكينزي خلال الفترة (2003-2019) بإستعمال نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)	**56 – 50**
1.2.3.II. تقدير نموذج الـ ARDL لمعادلة CP وتحليل نتائجه	**56 – 50**
3.3.II. النمذجة القياسية لقاعدة نقدية من نوع Taylor خلال الفترة (2003-2019) بإستعمال طريقة العزوم المعممة (GMM)	**58 – 56**
1.3.3.II. إختبار القاعدة النقدية RT وتحليل نتائجها	**58 – 57**
الخلاصة	**59**
الخاتمة العامة	**63 – 61**
المراجع	**70 – 64**
الملاحق	**73 – 71**

قائمة الجداول

رقم الجدول	العنوان	الصفحة
الجدول رقم (2-1)	الإحصاء الوصفي للمتغيرات خلال الفترة 2003-2019	**39**
الجدول رقم (2-2)	إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية وفقا لديكي فولر المطور	**40**
الجدول رقم (2-3)	إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية وفقا لفليبس بيرون	**41**
الجدول رقم (2-4)	نموذج ARDL (2,2,0,0)	**45 – 44**
الجدول رقم (2-5)	نتائج إختبار الإرتباط الذاتي بين البواقي	**45**
الجدول رقم (2-6)	نتائج إختبار منهج الحدود	**46**
الجدول رقم (2-7)	نتائج تقدير العلاقة في المدى القصير	**46**
الجدول رقم (2-8)	نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل	**47**
الجدول رقم (2-9)	نتائج إختبار Bai-Perron	**50 – 49**
الجدول رقم (2-10)	نموذج ARDL (1,0,2)	**52 – 51**
الجدول رقم (2-11)	نتائج إختبار الإرتباط الذاتي بين البواقي	**52**
الجدول رقم (2-12)	نتائج إختبار منهج الحدود	**53 – 52**
الجدول رقم (2-13)	نتائج تقدير العلاقة في المدى القصير	**53**
الجدول رقم (2-14)	نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل	**54**
الجدول رقم (2-15)	نتائج إختبار Bai-Perron	**56**
الجدول رقم (2-16)	نتائج تقدير قاعدة من نوع Taylor	**57**

قائمة الأشكال

رقم الشكل	العنوان	الصفحة
الشكل رقم (2-1)	تطور إجمالي الناتج المحلي في الجزائر	**36**
الشكل رقم (2-2)	تطور معدل التضخم في الجزائر	**37**
الشكل رقم (2-3)	تطور معدل الفائدة الحقيقي في الجزائر	**37**
الشكل رقم (2-4)	درجة التباطؤ المثلى	**44**
الشكل رقم (2-5)	نتائج إختبار CUSUM وCUSUM of Squares	**49**
الشكل رقم (2-6)	درجة التباطؤ المثلى	**51**
الشكل رقم (2-7)	نتائج إختبار CUSUM وCUSUM of Squares	**55**
الشكل رقم (2-8)	الفرق بين معدل الفائدة الحقيقي والمحسوب	**58**

قائمة الإختصارات

الاختصار	الدلالة
NK	النموذج النيوكينزي New keynesian Model
DSGE	نماذج التوازن العام الديناميكية العشوائية Dynamic Stochastic General Equilibrium Models
MDSGE	نموذج توازن عام ديناميكي عشوائي متعدد القطاعات Multisector Dynamic Stochastic General Equilibrium Model
MEDEA	نموذج توازن عام ديناميكي عشوائي للإقتصاد الإسباني Modelo de Equilibrio Dinámico de la Economía Española
RBC	نماذج دورة الأعمال الحقيقية Real Business Cycle
NKPC	منحنى فليبس النيوكينزي New Keynesian Phillips Curve
NKISC	منحنى IS النيوكينزي New Keynesian IS Curve
IMRAD	المقدمة – الطريقة والأدوات – النتائج – و – المناقشة Introduction – Method – Results - And – Discussion
ARDL	نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة Autoregressive Distributed Lag Model
ECM	نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model
GMM	طريقة العزوم المعممة Generalized Method of Moments
OLS	طريقة المربعات الصغرى Ordinary Least Squares
ADF	إختبار Augmented Dickey-Fuller
PP	إختبار Philips-Perron
HP	مرشح HP Hodrick & Prescott filter
AIC	معيار أكايكي للمعلومة Akaike Information Criterion
IS	معادلة سوق السلع (منحنى NKISC)
CP	معادلة تحديد الأسعار (منحنى NKPC)
RT	معادلة من نوع Taylor (قاعدة السياسة النقدية)
GDP	إجمالي الناتج المحلي Gross Domestic Product

Inflation Rate	معدل التضخم	INFR
Interest Rate	معدل الفائدة الحقيقي	IR
Exports	الصادرات	Expo
Imports	الواردات	Impo
Oil price per barrel	سعر برميل البترول	Op
Real Effective Exchange Rate	سعر الصرف الحقيقي	Reer
Lending Rate	معدل الإقراض	Lendr
Discount Rate	معدل الخصم	Dr
Treasury Bill Rate	معدل الفائدة على سندات الخزينة	Tbr
Money Market Rate	معدل السوق النقدي	Mmr
World Bank	البنك الدولي	WB
International Monetary Fund	صندوق النقد الدولي	IMF
International Financial Statistics	الإحصائيات المالية الدولية	IFS
Federal Open Market Committee	اللجنة الفيدرالية للسوق المفتوحة	FOMC
King Abdullah Petroleum Studies and Research Center	مركز الملك عبد الله للدراسات والبحوث البترولية	KAPSARC
U.S. Dollar	الدولار الأمريكي	USD
Euro	اليورو	EUR
The Bank of Thailand	البنك التايلندي	BOT

قائمة الملاحق

الملحق	العنوان	الصفحة
الملحق رقم (2-1)	نموذج ARDL (2,2,0,0)	**70**
الملحق رقم (2-2)	نتائج تقدير المدى الطويل والقصير لمعادلة IS	**70**
الملحق رقم (2-3)	نموذج ARDL (1,0,2)	**71**
الملحق رقم (2-4)	نتائج تقدير المدى الطويل والقصير لمعادلة CP	**71**
الملحق رقم (2-5)	نتائج تقدير معادلة RT	**72**

المقدمة العامة

المقدمة العامة:

شهد مجال نمذجة الإقتصاد الكلي في العقود الماضية تغييرًا جوهريًا تعود أصوله إلى سبعينيات القرن الماضي عندما تعرضت النماذج الإقتصادية الكلية التقليدية لإنتقادات شديدة على أسس نظرية وتجريبية نتيجة قصور أداءها، يمكن إعتبار أن كل من الإخفاقات التجريبية والتحديات الفكرية التي واجهتها هذه المقاربات التقليدية إلى جانب الإبتكارات النظرية مثل الجمع بين الصلابة 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 السبعينات – بداية الثمانينات وبشكل أوسع في أواخر التسعينات، حيث أكدت على الدور الحاسم للصلابة 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 منحنى IS التوقعي يربط مستوى النشاط الحقيقي بالنشاط الحقيقي المتوقع ومعدل الفائدة الحقيقي، أما المعادلة الثانية فتمثل جانب العرض من خلال منحنى فليبس النيوكينزي التطلعي- معادلة تحديد الأسعار- الذي يصف سلوك التحسين للمؤسسات التنافسية الإحتكارية، 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 تفصيلا لكيفية إشتقاق 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.

كون أن هذه النماذج 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 النموذج على الإقتصاديات المختلفة، كان للإقتصاد الجزائري حصة من ذلك، حيث أثار هذا الأمر إهتمام Dib (2008) الذي قام بتقييم إنعكاسات تقلبات أسعار النفط وسعر صرف الدولار الأمريكي على الإقتصاد الجزائري بإعتباره إقتصادا صغيرا مفتوح ومصدر للنفط، إلى جانب Allegret & Benkhodja (2011) حيث توجه الباحثان نحو التحقق من أثر الصدمات الخارجية، و إيجاد قاعدة السياسة النقدية المثلى للحد من تداعيات هذه الصدمات غير أنهما إستعملا التقنيات البايزية للتقدير النموذج، كما عمل Boukheroufa (2018) على تحديد أهم الصدمات التي تقود دورات الأعمال في الإقتصاد الجزائري.

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

- **الإشكالية العامة:** هل يمكن تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي على الإقتصاد الجزائري؟

لتسليط الضوء أكثر على مختلف جوانب هذا الموضوع ندرج تحت هذا السؤال العام مجموعة من الأسئلة الفرعية المتمثلة فيما يلي:

- **الإشكاليات الفرعية:**

1- هل منحنى IS التوقعي محقق في الإقتصاد الجزائري؟
2- هل منحنى فليبس النيوكينزي قادر على تفسير تقلبات معدلات التضخم في الجزائر؟
3- كيف يمكن تحقيق الإستقرار النقدي من خلال قاعدة من نوع Taylor؟

- **فرضيات الدراسة:**

من أجل بلوغ الأهداف المسطرة في هذه الدراسة ومعالجة الإشكالية العامة والإجابة عن التساؤلات الفرعية السابقة بشكل معمق ودقيق تم الإعتماد على الفرضيات التالية:

1- التأثير السلبي 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.

- **أهداف الدراسة:**

إن الدافع الأساسي لدراسة أي موضوع هو حتما الوصول إلى أهداف مسطرة مسبقا، ولهذا فإن هذه الدراسة ترمي إلى تحقيق مجموعة من الأهداف نذكر منها:

- معرفة ماهية النموذج النيوكينزي وعرض أهم مميزات سلوكيات الأعوان الإقتصاديين المكونين له.
- معرفة طبيعة وإتجاه العلاقة الديناميكية بين بعض المتغيرات الكلية.
- التحقق من إمكانية إختبار تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي في الجزائر.
- تحديد متطلبات نجاح تقدير نموذج نيوكينزي ملائم لوصف واقع الإقتصاد الجزائري.

- **أهمية الدراسة:**

تتمثل أهمية هذه الدراسة في محاولتها الإجابة على مجوعة التساؤلات المطروحة أنفاً، كما جاءت لتسلط الضوء على الجوانب والأبعاد المختلفة للإقتصاد النيوكينزي وكذا الوقوف على ضرورة بناء نموذج قياسي كلي يتوافق وخصوصيات الإقتصاد الجزائري.

- **أسباب إختيار الموضوع:**

هناك دوافع موضوعية وأخرى ذاتية تجعلنا متمسكين بموضوع بحثنا، فالأسباب الموضوعية ترجع أساسا لـ:

- المكانة التي تعتليها النماذج النيوكينزية خاصة الحديثة منها في التحليل العملي للسياسات الإقتصادية وتقييم مدى صواب مختلف إستراتيجياتها.
- عدم وفرة الدراسات التجريبية لتقييم أداء النماذج النيوكينزية في الأوساط الأكاديمية الجزائرية.

أما الدوافع الذاتية فتتمثل:

- توظيف المكتسبات العلمية المحصلة خلال المسار الدراسي.
- محاولة التعرف على الجوانب الأولية للنمذجة الإقتصادية قصد التعمق فيها في البحوث المستقبلية.

- **منهج الدراسة:**

تم الإعتماد على المنهج الوصفي الذي يسمح لنا بعرض أهم الأفكار التي إهتمت بموضوع تقدير النماذج النيوكينزية وتشخيص سلوكيات مختلف الجهات الإقتصادية الفاعلة فيه.

بالإضافة إلى المنهج التحليلي لتتبع مسار تطور المتغيرات الكلية في الجزائر وتحليل الأوضاع والعلاقات المختلفة بينها.

كما تم إستخدام المنهج القياسي التجريبي في معالجة النموذج النيوكينزي بهدف قياس وإختبار معادلاته الأساسية، وذلك باللجوء إلى أدوات الإقتصاد القياسي بغية الوصول إلى نموذج نيوكينزي يتلاءم وخصائص الإقتصاد الجزائري، حيث تم الإعتماد على منهجية نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL) إلى جانب طريقة العزوم المعممة (GMM) وإستعمال برنامج الـ Eviews 09.

أما عن المجال المكاني والزماني الذي تشمله هذه الدراسة فقد تم إجراؤها على مستوى الإقتصاد الجزائري حيث حاولنا جمع أكبر عدد ممكن من المشاهدات الثلاثية والتي إمتدت من الثلاثي الأول لسنة 2003 إلى الثلاثي الرابع سنة 2019، حيث بلغ حجم العينة المعالجة 68 مشاهدة.

- **هيكل الدراسة:**

إعتمدنا في هذه الدراسة طريقة IMRAD، حيث قسمنا الدراسة إلى جانب نظري وجانب تطبيقي.

- الجانب النظري: سنعطي لمحة عن تطور التاريخي للنهج النيوكينزي ونلقي الضوء بالدرجة الأولى على النموذج النيوكينزي بالإلمام بمفهومه من خلال تقديم تعريف له وتحديد ملامحه الرئيسية، إضافة إلى وصف سلوكيات مختلف قطاعاته، ثم سنعرج للتفصيل في معادلاته الأساسية كما سنعرض مجموعة من الدراسات السابقة حول تطبيق النموذج المذكور.
- الجانب التطبيقي: سنقوم من خلاله بإختبار فرضيات الدراسة، وذلك بتقدير المعادلات الثلاثة الأساسية المكونة للنموذج النيوكينزي بإستخدام طرق حديثة نوعا ما تتمثل في نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL ونموذج العزوم المعممة GMM بمختلف الإختبارات القياسية الملائمة.

أدبيات الدراسة

التمهيد:

هيمنت النماذج النيوكينزية منذ تسعينات القرن الماضي إلى يومنا هذا على تحليل الإقتصاد الكلي، ونتيجة للمكانة التي تحتلها أصبح من الضروري التعمق فيها لفهم أسس عملها وتوظيفها في تحليل السياسات، تتعلق أدبيات الدراسة بالإطار النظري لموضوع البحث، الذي سنحاول الإلمام بكافة جوانبه من خلال:

- إعطاء لمحة حول التطور التاريخي للنهج النيوكينزي.
- تقديم شرح مختصر لماهية النموذج النيوكينزي من خلال تعريفه وذكر أهم ملامحه.
- وصف سلوكيات الأعوان الإقتصاديين المكونين للنموذج.
- عرض المعادلات الثلاثة الأساسية الدارجة في النموذج.
- إستقراء مجموعة من الدراسات التجريبية المطبقة على إقتصاديات بعض الدول.

I. أدبيات الدراسة النظرية:

نجاح النماذج النيوكينزية يرجع لمزجها لأسس الإقتصاد الجزئي من سلوك التحسين والتوقعات العقلانية مما يجعلها مقبولة من طرف النيوكلاسيكيين إلى جانب الدور المركزي الذي تمنحه للصلابة الإسمية مما يعزز دعمها من قبل الكينزيين (الجدد).

1.I. التطور التاريخي للنهج النيوكينزي:

في أواخر السبعينات شهدت نمذجة الإقتصاد الكلي تحولا أساسيا، حيث كانت النماذج القياسية الكلية ذات النمط الكينزي الأداة الرئيسية المتاحة للتحليل السياسات في الستينيات والسبعينيات. أثار العجز الواضح لهذه النماذج التقليدية[1] في تفسير الركود التضخمي والذي كان غير متوافق مع منحنى فليبس التقليدي في السبعينيات العديد من التساؤلات حول العلاقة بين التضخم، النشاط الإقتصادي ودور السياسة النقدية في إستقرار الإقتصاد Almeida (2009,p.5) .

حيث تعرضت هذه النماذج لإنتقادات حادة، كإنتقاد Lucas (1976) و Sims (1980)، جادل Sims (1980)[2] حول القيود التي تفترض خارجية بعض المتغيرات دون إختبار ذلك مما يستبعد آليات التغذية الرجعية بين متغيرات النموذج؛ النقد الرئيسي كان على الجانب النظري وجاء به Lucas (1976)[3]، إذ إنتقد الأسس التجريبية لهذه النماذج كون أنها فشلت في تحديد العلاقات الإقتصادية "الهيكلية" – أي العلاقات التي قد يتوقع المرء أن تظل ثابتة على الرغم من التغيير في الطريقة التي تُدار بها السياسة الإقتصادية – بسبب أن الناس يُكيفون سلوكهم الحالي و المستقبلي بالإعتماد على توقعاتهم "العقلانية" فيما يتعلق بالتطور المستقبلي للتضخم والدخل وأسعار الفائدة وغيرها أي وفقا للتغيرات المتوقعة في البيئة الإقتصادية Woodford (1999,p.21)، حيث أكد على الحاجة إلى مراعاة السلوك التطلعي والمحسن للأسر والمؤسسات (الأعوان الإقتصاديين) في النماذج التي يراد إستخدامها لتقييم السياسات؛ إفتقرت النماذج التقليدية إلى هذه العناصر كونها تستند على الماضي إذ يتم تصميم التوقعات على أساس نظرة رجعية، أي تركيبة ثابتة من القيم السابقة للمتغيرات المعنية، ولم تكن المعادلات السلوكية للنماذج مرتبطة بشكل مباشر بالتحسين الفردي Schmidt & Wieland (2012,p.4).

---

[1] مثل نموذج Wharton القياسي ونموذج Brookings.

[2] Sims, C.A. (1980). **Macroeconomics and reality**. *Econometrica* 48 (1), 1-48.

[3] Lucas, R.E. (1976). **Econometric Policy Evaluation**: **A Critique**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1 (1), 19-46.

يمكن إعتبار أن نشأة النهج النيوكينزي للإقتصاد النقدي كانت على مرحلتين، ففي أواخر السبعينيات ورداً على الإنتقادات Lucas (1972-1976) ظهرت الموجة الأولى من النماذج النيوكينزية في أعمال كل من: Fischer (1975) ، Phelps & Taylor (1977)[4]، Taylor (1979 a,b[5]) و Taylor (1980) تضمنت التداخل بين الأجور وعقود الأسعار وسلوك تحديد الأجور الإسمية.

في الثمانينات ونتيجة لضرورة تطوير نموذج قادر على مراعاة السلوك العقلاني للأعوان الإقتصاديين ظهر ما يعرف بـ "نماذج الدورة الأعمال الحقيقية" « Real Business Cycle Models » التي تنتج فيها التقلبات الإقتصادية فقط من الخيارات المثلى التي إتخذتها الأسر والمؤسسات في بيئة تعرضت لصدمات عشوائية، كُشِف عن هذه المنهجية الجديدة لأول في[6] مقال بقلم Kydland & Prescott (1982)،حيث قام المؤلفان بنمذجة الإقتصاد بطريقة هيكلية وفقا لأسس جزئية، يتضمن نوعين من الأعوان فقط ونوعاً واحدا من الصدمات، تسوده المنافسة التامة المرتبطة بمرونة تامة للأسعار وخالي من الإحتكاكات حيث تتكيف الأسعار والكميات على الفور مع مستوياتها المثلى بعد الصدمة في حين أن التقلبات تنشأ من خلال ردود فعل الأعوان على صدمة التكنولوجيا العشوائية، مع دورات الأعمال التي نتجت ببساطة عن إستجابةٍ فعالة لأعوان عقلانيين محسنين للصدمة، أي ليس للسياسة النقدية أي آثار حقيقية في عالم دورة الأعمال الحقيقية، وبالتالي فإن سياسة الإستقرار ليس لها أهمية تذكر الأمر الذي جعل نهج RBC عرضة للنقد.

حسب Sahuc (2008) فإن الإختلاف بين التصور الجديد لنظرية الإقتصاد الكلي وممارسة السياسة النقدية أدى إلى قيام النيوكينزيين بالتشديد على أهمية الصلابة الإسمية والحقيقية ودور السياسة النقدية في إستقرار التقلبات الإقتصادية قصيرة الأجل؛ ففي التسعينات تم عرض النماذج المستمدة من منهجية Kydland & Prescott (1982) لإستيعاب وجهات نظر مختلفة حول أصل التقلبات الإقتصادية، تضمنت النماذج الجديدة بالإضافة إلى الصدمات التكنولوجية، مصادر الأخرى للتقلبات الإقتصادية، لا سيما من جانب الطلب: قد أضيفت على سبيل المثال صدمات الإنفاق العام، تفضيلات الأعوان و شروط التبادل التجاري، قام فيها الباحثون بدمج الخصائص الكينزية للصلابة الإسمية في هيكل نماذجهم ولكن على نطاق القرارات الفردية والنتيجة هي نماذج تكون فيها أسعار معينة غير مرنة نوعا ما وتخضع لمنافسة

[4] Phelps, E. & John B. Taylor, J.B. (1977). **Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations**. *Journal of Political Economy* 85 (1),163-190.

[5] Taylor, J.B. (1979b). **Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations**. *Econometrica* 47 (5), 1267-1286.

[6] Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1982). **Time to Build and Aggregate Fluctuations**. *Econometrica* 50 (6),1345-1370.

غير تامة وتشكل صدمات السياسة النقدية مصدرًا مهمًا للتقلبات الإقتصادية. في هذا النوع من النموذج، تلعب البنوك المركزية دورًا مهمًا في التأثير على إستقرار النشاط الإقتصادي.

هذه التطورات تندرج ضمن ما يعرف بـ « The New Synthesis » او « The New Neoclassical Synthesis » والتي تعتبر توليفة بين التحليل الكينزي للمدى القصير والتحليل النيوكلاسيكي للمدى الطويل، ومن هنا كان منطلق الموجة الثانية من النماذج النيوكينزية ظهرت في أعمال كل من: Yun (1996) ،Goodfriend & King (1997)[7]، Rotemberg & Woodford (1997) وMcCallum & Nelson (1999) ، عرفت تحت تسمية نماذج دورة الأعمال النقدية والتي تعتبر ذات حجم صغير نوعا ما.

سرعان ما تم توسيعها للتضمن جوانب إضافية من القرارات والقيود، حيث شهدت سنوات الألفينيات أهم النماذج التي يشار إليها بنماذج التوازن العام الديناميكي العشوائي Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models من أمثال: Christiano, Eichenbaum & Evans (2001)[8] الذي تم فيه تطوير نموذج توازن عام ديناميكي متوسط الحجم مع تراكم رأسمال، الإنفاق والإستثمار، قوة الإحتكار في أسواق السلع والعمل، الصلابة الإسمية للأسعار والأجور وعدد من الإحتكاكات الإضافية أي تكاليف التعديل على الإستثمار أو القيود المفروضة على إتخاذ قرار الأسر والمؤسسات، وذلك بإستخدام تقنيات مطابقة دالة إستجابة النبضة من أجل إختيار قيم معلمات النموذج والذي يعد من أكثر النماذج تداولا، بينما أظهر تقدير نفس النموذج لـ Christiano et al. (2001) على البيانات الأوروبية من قبل Smets & Wouters (2003) كيف يمكن تقدير المعلمات بسهولة وفعالية بإستخدام التقنيات البايزية.

I.2. مفهوم النموذج النيوكينزي:

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.

I.2.1. تعريف النموذج النيوكينزي:

[7] Goodfriend, M.& King,R. (1997). **The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy**. Working Paper 98-5, Federal Reserve Bank of Richmond, 231-283.

[8] Christiano, L.J., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2001). **Nominal Rigiditis and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary policy**. Working Paper 2001-08, Federal Reserve Bank of Cleveland.

يقدم Galí (2002)[9] النماذج النيوكينزية على أنها نماذج دورة الأعمال النقدية صغيرة الحجم التي تدمج العناصر الكينزية من المنافسة غير التامة والصلابة الإسمية في إطار التوازن العام الديناميكي الذي كان مرتبطًا بشكل كبير بنموذج دورة الأعمال الحقيقية RBC يمكن إستخدامها ويتم إستخدامها لتحليل العلاقة بين النقد، التضخم ودورة الأعمال، ولتقييم مدى صواب السياسات النقدية البديلة.

يتكون النموذج من ثلاث معادلات غير خطية، المنحنى IS التوقعي الذي يربط الإستهلاك ونمو الإنتاج بالعائد المعدل حسب التضخم على السندات الإسمية، أي بالنسبة لمعدل الفائدة الحقيقي، ومنحنى فيليبس النيوكينزي التطلعي الذي يربط التضخم بالتكاليف الحدية الحقيقية أو فجوة الإنتاج، وقاعدة سياسة البنك المركزي لمعدل الفائدة الإسمي. يتم الحصول على المتغيرات التجريبية لهذه المعادلات عن طريق اللوغاريتمات الخطية (Log-Linearization) – أي التعبير عن النموذج من حيث الإنحرافات 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) .

I.2.2. الملامح الرئيسية للنموذج النيوكينزي:

تتميز النماذج النيوكينزية بأربع خصاص أو عناصر أساسية، الميزة الأول هي سمة مشتركة بين معظم النماذج الإقتصادية الكلية الحديثة، بما في ذلك تلك الموجودة في أدبيات RBC، إلا أن الثلاثة الأخرى هي خاصة بالنماذج النيوكينزية، وهي كالتالي:

- نمذجة التوازن العام الديناميكي العشوائي (Dynamic, stochastic, general equilibrium (DSGE) modelling):

تتأثر البيئات المستقبلية (في الفترة $t+1$) بسلوك الأعوان الإقتصادين الحالي (في الفترة t) حيث أن الأعوان على علم بذلك ويتصرفون وفقًا له، غير أن عدم اليقين ينشأ من كون أن بعض العمليات الإقتصادية قد تتعرض على الأقل لصدمات خارجية. يتم ضمان توازنٍ عام بمعنى أنه يشمل جميع الأسواق في الاقتصاد.

- المنافسة الإحتكارية (Monopolistic competition):

[9] Galí, J. (2002). **New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle**. NBER Working Paper Series No.8767, p.1.

يقوم الأعوان الإقتصاديون الخواص بتحديد الأسعار قصد تعظيم أهدافهم، بدلاً من أن يتم تحديدها من قبل مزايد ولراسي Walrasian auctioneer مجهول يسعى إلى تسوية جميع الأسواق التنافسية في وقت واحد (Bergholt 2012,pp.1-2).

- الصلابة الإسمية (Nominal rigidities):

خضوع المؤسسات لبعض القيود المتعلقة بعدد المرات التي يمكنها فيها تعديل أسعار السلع والخدمات التي تبيعها، فقد تضطر المؤسسات بدلا من ذلك إلى مواجهة تكاليف معينة نتيجة تعديل هذه الأسعار، ينطبق نفس النوع من الإحتكاك على العمال في حالة وجود أجور ثابتة (غير مرنة).

- عدم حيادية السياسة النقدية في المدى القصير (Short run non-neutrality of monetary policy):

لا يقابل التغييرات في أسعار الفائدة الإسمية قصيرة الأجل[10] تغيرات في التضخم المتوقع وذلك نتيجةً للصلابة الإسمية، مما يؤدي إلى تغيرات في أسعار الفائدة الحقيقية، هذا ما يحدث تغييرات في الكميات الحقيقية أي في الإستهلاك والإستثمار وبالتالي في الإنتاج والعمالة، لأن الشركات تجد أنه من الأفضل تعديل كمية السلع المعروضة وفقا للمستوى الجديد للطلب؛ إلا أنه على المدى الطويل تتعدل جميع الأسعار والأجور ويعود الإقتصاد إلى توازنه الطبيعي (Galí 2008,p.5) .

I.3. تقديم النموذج النيوكينزي:

سنقوم بعرض نموذج نيوكينزي بسيط للتوقعات العقلانية بالإعتماد على النموذج المطور في Zumpe (2012)[11] الذي تم بناءه وفقا للأسس المعمول بها في كتاب Woodford (2003b)[12] بالإضافة إلى كل من أعمال Preston (2005) و Galí (2008)، 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

---

[10] يتم تحديده من قبل البنك المركزي أو نتيجة لتغيرات العرض النقدي.

[11] 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.

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.

[12] Woodford, M. (2003). ***Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy***. Princeton University Press.

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، تليها مشكلة التسعير الأمثل لقطاع المؤسسات ثم الآثار المترتبة عن آلية تشكيل التوقعات المفترضة للسياسة النقدية.

I.1.3. سلوكيات الأعوان الإقتصاديين:

يأخذ النموذج في الإعتبار تزامن سلوكيات مختلف الأعوان الإقتصاديين، ويحاول وصف تشابك قرارات هؤلاء الأعوان التي تؤدي إلى التوازن العام، يتكون النموذج النيوكينزي من ثلاث قطاعات هي: قطاع الأسر (المستهلكين)، قطاع المؤسسات (المنتجين) وقطاع السلطات (الحكومة والبنك المركزي).

- الأسر: حسب Woodford (2003b,p.64) الإقتصاد يتكون من عدد كبير من الأسر المتماثلة، حيث يستخدم فرضية الأسرة التمثيلية لوصف تفضيلات وسلوكيات هذه الأسر، إذ يعتبر أول من قدم تفسيرا للعون التمثيلي[13]؛ فرضية الأسرة التمثيلية تتواجد أيضا في عرض نموذج NK لـ Gali (2008,p.41) ، الإطار الذي إختاره Preston (2005)[14] مختلف: فهو يفترض وجود سلسلة من الأسر، أي عدد غير محصور من الأسر، والتي ليست متطابقة تمامًا. 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.

- المؤسسات: توجد سلسلة من المؤسسات التي تقوم بتوظيف العمالة من أجل إنتاج السلع المتباينة، 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 محددي الأسعار في سوق السلع والخدمات (تسوده المنافسة الإحتكارية) 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.

---

[13] 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".

[14] Preston, B. (2005). **Learning about Monetary Policy Rules when Long-Horizon Expectations Matter**. *International Journal of Central Banking* 1 (2), 81–126, p.87.

- السلطات: يتضمن النموذج NK نوعين من السلطات، السلطات المالية والسلطات النقدية هذه الأخيرة لها دور أكثر أهمية؛ بسبب الصلابة 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.

I.1.1.3. قطاع الأسر:

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

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left(u(C_t;\varrho_t)-\int_0^1 v(h_t(I);\varrho_t)\,dI\right)\right] \quad [15] \qquad (1)$$

$\beta \in [0,1]$ هو معدل الخصم (خصم المنفعة) للأسرة، نلاحظ أن المنفعة تعتمد إيجابياً على مؤشر الإستهلاك C_t ، وسلبياً على مقدار العمل المقدم للمؤسسات $h_t(I)$، إتجاه الصدمات العشوائية ϱ_t يتم تفسيره على أنه مجموعة إضطرابات خارجية حقيقية[16].

وفقا لـ Dixit and Stiglitz (1977)[17]، المؤشر C_t هو مُجمع مرونة الإحلال الثابتة ويحدد كالتالي:

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

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.

$v\left(h_t(I)\right)$ يعبر عن عدم القدرة على توفير العمالة من النوع [18] $h(I)$ التي توفرها الأسرة للصناعة التي تستخدم

---

[15] قام Zumpe (2012) بإعادة بناء المعادلة (1) لتتكيف مع إقتصاد إنتاجي دون إحتكاكات نقدية، حيث تتمثل الطريقة العامة لنمذجة وجود إحتكاك نقدي في إدراج الأرصدة الحقيقية (Actuel 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 الإفتراض 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.

[16] Woodford, M. (2003b), Op.Cit., p64.

[17] Dixit, A.K. & Stiglitz, J.E. (1977). **Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity**. *The American Economic Review* 67 (3), 297–308.

[18] Woodford, M. (2003b),Op.Cit., p.144.

العمل من النوع I.[19]

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:

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

حيث أن المؤشر السعر الإجمالي هو $P_t \equiv \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\sigma} di\right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$[20] 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) :

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

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

$$M_t + B_t \leq W_t + \int_0^1 w_t(I)h_t(I)dI + \int_0^1 \mathcal{P}_t(i)di - T_t - C_t\,P_t \qquad \forall t \qquad (5)$$

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 مُصدِرها (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 $\int_0^1 \mathcal{P}_t(i)di$، الذي تمنحه المؤسسات للأسرة في شكل أرباح. يشير T_t إلى صافي الضرائب الإسمية، $C_t\,P_t$ يمثل نفقات إستهلاك الأسرة.

---

[19] 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، نظرًا لأن هذه المنفعة لا تتأثر بحقيقة أن هذا العمل يستخدم في النهاية من قبل المؤسسة i بدلاً من مؤسسة أخرى تابعة لنفس الصناعة.

[20] يعرف P_t على أنه الحد الأدنى من الإنفاق الذي يُمكِن الأسرة من شراء وحدة واحدة من C_t.

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 نخصم 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:

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

حيث i_{t-1}^m هو سعر الفائدة الذي يكافئ الأصول النقدية المودعة لدى البنك المركزي، A_t هي القيمة في t لمحفظة الأصول المالية التي إختارتها 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 $Q_{t,t+1}$[21]، يتحقق هذا العامل من علاقة التحكيم.

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

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

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

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

يمكن إعادة كتابة (7) لتصبح:

$$B_t = E_t[Q_{t,t+1}(1 + i_t)B_t] \Leftrightarrow \frac{1}{1+i_t} = E_t[Q_{t,t+1}] \text{ [22]} \qquad (9)$$

فيأخذ قيد ميزانية عبر الزمن للأسر الشكل التالي:

[21] Ibid., p.66.

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

$$W_t \geq E_t\left[Q_{t,t+1}W_{t+1}\right] + C_t\,P_t + T_t - \Delta_t M_t - \int_0^1 w_t(I)h_t(I)dI - \int_0^1 \mathcal{P}_t(i)di \quad \forall t$$ [23] (10)

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

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

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

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

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

وهو وفقا لـ (9) ما يعادل:

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

تلعب المعادلة (13) دورا مركزيا في النموذج النيوكينزي، ففي التوازن العام من الممكن إنطلاقا من هذه المعادلة بناء منحنى من النوع "IS".

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

$$\frac{v_h(h_t(I);\varrho_t)}{u_c(C_t;\varrho_t)} = \frac{w_t(I)}{P_t}$$ [24] (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.

---

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

[24] Galí, J. (2008). ***Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework***. Princeton University Press, pp.17-18.

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.

I.1.3.2. قطاع المؤسسات:

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:

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

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 [25].

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 منحنى الطلب لـ Dixit & Stiglitz الذي تواجهه المؤسسات:

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

حيث Y_t هو مؤشر الإنتاج الإجمالي المحدد بـ :

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

[25] Woodford, M. (2003b), Op.Cit., p.148.

لذلك لدينا $y_t(i) = y_t(j) \ \ \forall i,j \in I$، 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. وفقا لآلية التسعير التي إقترحها Calvo (1983)[26] لنمذجة صلابة الأسعار: المؤسسات تقوم بتعديل أسعارها بشكل غير منتظم وفرص التعديل تخضع لعملية خارجية لـ Poisson، النسبة ثابتة $1 - \vartheta$ 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 إحتمال 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 $t-1$ 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:

[26] Calvo, G.A. (1983). **Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework**. *Journal of Monetary Economics* 12 (3), 383–398.

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 يواجهن نفس دالة الطلب (16). فليكن y_t^* الطلب الموجه إليه كل شركة تطبق السعر p_t^*. هذا الطلب يعطى بالمعادلة التالية وفقا للمنطق المعتمد في (16) :

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

I.3.1.3. قطاع السلطات:

في النموذج النيوكينزي، تتعلق السياسات الإقتصادية بمجالين: السياسة النقدية والسياسة المالية، لكل 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 (21) أن الإيراد الكلي للقطاع الخاص والعام يساوي الإنفاق الكلي للقطاع الخاص والعام، إذ أن القطاع العام أي الحكومة لها ثلاث طرق اللاتي 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 الخالي 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 إفتراض Woodford (2003b) ومعدل الفائدة i_t^m على الحيازات النقدية لدى البنك المركزي، محددا وفقا لقاعدة السياسة النقدية التالية:

$$i_t^m = \varphi(\prod_t / \prod_t^*, Y_t / Y_t^* , v_t) \qquad (22)$$

حيث $\prod_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ هو عامل التضخم، $\prod_t^*$ و Y_t^* تمثل التضخم المستهدف والناتج المتوقع 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.

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

حيث $\hat{\imath}_t$ هو معدل الفائدة المعبر عنه بالإنحراف عن قيمته في حالة الثابت، 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 NK . تترجم القاعدة غير الخطية (22) الفكرة القائلة بأن السلطات النقدية تحدد أو تُثَبِت معدل الفائدة i_t^m وفقا للفرق بين التضخم الإجمالي الحالي عن المستهدف ووفقا لفرق الإنتاج الحالي بالنسبة إلى الإنتاج المستهدف.

I.2.3. المعادلات الأساسية المكونة للنموذج النيوكينزي:

يتكون النموذج NK البسيط من ثلاث معادلات أساسية تصف جانب الطلب، العرض ورد فعل السياسة النقدية. – جانب الطلب: يعبر عنه من خلال معادلة منحنى IS الديناميكي NKISC. – جانب العرض: يعبر عنه من خلال معادلة منحنى فليبس النيوكينزي NKPC. – رد فعل السياسة النقدية: يعبر عنه من خلال قاعدة من نوع Taylor.

I.1.2.3. معادلة IS الديناميكية:

تتطور المعادلات السلوكية للأعوان الإقتصاديين ضمن إطار النموذج NK وفقا للتوقعات العقلانية حسب عملية التحسين عبر الزمن، كما تعتمد على التوقعات المستقبلية، توجه السياسة النقدية وكذا السياسة الحالية (Clarida, Galí & Gertler 1999,p.1665). تنص معادلة IS الديناميكية على أن فجوة الإنتاج الحالية تساوي الفرق بين فجوة الإنتاج المتوقعة لفترة واحدة في المستقبل ومقدار يعبر عن الفجوة بين سعر الفائدة الحقيقي ومعدل الفائدة الطبيعي– هذا

هو جوهر الإختلاف بين NKISC ومنحنى IS التقليدي- فهي تبرز أثر التوقعات المستقبلية للإنتاج المحتمل على النشاط الكلي الحقيقي (الحالي)؛ إن "فجوة الإنتاج" هي الفرق بين الناتج ومستواه المحتمل أو الطبيعي حيث أن هذا الأخير ومعدل الفائدة الطبيعي هي القيم التي ستأخذها هذه المتغيرات في حالة توازن عام في سياق الأسعار المرنة[27]، تنشأ هذه العلاقة من خلال الجمع بين معادلة Euler التي تصف السلوك الإستهلاكي للأسر التمثيلية المحسنة وشرط تسوية الأسواق لسوق السلع الذي يتطلب تساوي الناتج والإستهلاك (شرط التوازن).

كما تم ذكره أنفاً فإنطلاقا من المعادلة (13) يمكن بناء علاقة خطية مشابهة لمنحنى IS لـ Hicks (1937)[28]، وذلك من خلال التقريب اللوغاريتمي الخطي لـ (13) والقيام بإستبدال بعض القيم ما ينتج عنه:

$$x_t \simeq E_t[x_{t+1}] - \phi(\hat{\imath}_t - E_t[\pi_{t+1}]) + \mathfrak{g}_t \qquad (24)$$

المعادلة (24) توافق علاقة (IS) لـ Clarida et al. (1999)[29]، فإرتفاع مستوى الناتج المستقبلي المتوقع $E_t[x_{t+1}]$ يرفع الإنتاج الحالي x_t نظرًا لأن الأسر تفضل الإستهلاك السلس، فإن توقع زيادة الإستهلاك في الفترة المقبلة (المرتبطة بإنتاج متوقع أعلى) يقودها إلى الرغبة في إستهلاك المزيد اليوم (الحاضر)، مما يزيد الطلب الحالي على الإنتاج، التأثير السلبي لمعدل الفائدة الحقيقي $(\hat{\imath}_t - E_t[\pi_{t+1}])$ على الناتج الحالي، بدوره، يعكس الإحلال الزمني للإستهلاك، فتتوافق مرونة الفائدة في منحنى IS ، مع المرونة الإحلال عبر الزمن ϕ.

يقترح Woodford عبارة تشابه المعادلة (24) التي تبرز معدل الفائدة الطبيعي r_t^n وهو معدل الفائدة الذي نراه في سياق مرونة تامة للأسعار وغياب التضخم، تكتب دالة سوق السلع (جانب الطلب) بالشكل التالي:

$$x_t \simeq E_t[x_{t+1}] - \phi(\hat{\imath}_t - E_t[\pi_{t+1}] - \hat{r}_t^n) \qquad (25)$$

I.2.2.3. منحنى فليبس النيوكينزي:

يعد منحنى فليبس النيوكينزي (NKPC) واحداً من أهم أدوات السياسة النقدية في العديد من البلدان. إذ ساهمت التوقعات العقلانية إلى حد كبير في تطوير NKPC من قاعدة بسيطة A.W.Phillips (1958) تصف العلاقة

[27] Galí, J. (2018), Op.Cit., p.3.

[28] Hicks, J. R. (1937). **Mr. Keynes and the "Classics" : A Suggested Interpretation**. *Econometrica* 5(2), 147–159.

[29] Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999). **The Science of Monetary: A New Keynesian Prospective**", *Journal of Economic Literature* 37(4), 1661–1707.

العكسية بين البطالة و معدل تضخم الأجور[30] إلى منحنى (على عكس ما سبق) يفسر ديناميكيات التضخم بنظرة تطلعية Forward looking، يتم تفسير هذا حسب Froyen & Guender (2007,p.144) من خلال البديهية النيوكينزية لنماذج الأسعار الصلبة مع المنافسة الإحتكارية، حيث في ظل هذه الظروف تضطر المؤسسات إلى تحديد أسعارها وفقا لنظرة تطلعية نظرا لتأثر هذه العملية بالتطورات المستقبلية (عدم القدرة على تعديل الأسعار لفترة معينة)، مما يؤدي إلى ظهور مسار ديناميكي لمستوى السعر الكلي الذي يعبر عنه بمعدل التضخم الحالي والمتوقع وفجوة الناتج.

أصبح الشكل الذي يتخذه NKPC اليوم، يربط النشاط الحقيقي كفجوة الإنتاج أو التكلفة الحدية الحقيقية والتوقعات التضخمية المستقبلية (المتوقعة للسنة القادمة) بالتضخم الحالي (Galí 2018, p.3)، يمكن القول أن متغير النشاط الحقيقي (فجوة الإنتاج) هو الجانب الأكثر إثارة للجدل والأكثر بحثًا في NKPC، والشكل النهائي للعلاقة بعيد كل البعد عن كونه قضية محسومة.

يستند NKPC على فكرة التسعير على أساس نموذج Calvo (1983) (كما هو موضح في قطاع الأسر)، كونه النموذج الأكثر إستخدامًا في الأدبيات الإقتصادية ومنه فإن علاقة التضخم الناشئة عن نموذج Calvo تأخذ الشكل التالي:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \delta mc_t \qquad (26)$$

حيث أن mc_t تدل على إنحراف التكلفة الحدية (الحقيقية) عن حالة الثبات.

يمكن أيضًا التعبير عن NKPC من خلال فجوة الناتج (الفرق بين الإنتاج الحقيقي والمحتمل)، فلربط التضخم بفجوة الإنتاج، عادة ما تضع الأدبيات إفتراضات حول التكنولوجيا، التفضيلات وهيكل أسواق العمل لتبرير علاقة التناسب بين التكلفة الحدية الحقيقية وفجوة الإنتاج، بحيث $mc_t = \kappa x_t$، أين تعتبر κ مرونة الناتج للتكلفة الحدية الحقيقية Clarida et al. (1999,p.1667).

في هذا السياق، يمكن إعادة كتابة علاقة التضخم بفجوة الإنتاج، على النحو التالي:

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda x_t \qquad (27)$$

[30] لوحظت عند رسم بيانات المملكة المتحدة من عام 1861 إلى عام 1957، هذه النتيجة تشير إلى وجود مفاضلة بين التضخم والبطالة (تحقيق معدلات بطالة منخفضة يقابله إرتفاع معدلات التضخم).

تظهر المعادلة (27) أن فجوة الإنتاج الموجبة تدل على أن مستوى الإنتاج الحالي أقل من مستوى الإنتاج الطبيعي، الأمر الذي يدفع المؤسسات إلى زيادة أسعار سلعها، فيرتفع معدل التضخم الحالي مقارنة بالمتوقع.

حسب Zumpe (2012,pp.50-52) تنشأ (27) من المعادلتين (19) و(28) والتي تعتبران جزءا من نظام التوازن في التوقعات العقلانية في ظل الأسعار الصلبة، تأخذ (28) الشكل التالي:

$$E_t\left[\sum_{T=t}^{\infty}(\vartheta\beta)^{T-t}\frac{u_C(Y_T;\varrho_T)}{P_T}\left(\frac{p_t^*}{P_T}-\frac{\frac{v_h(f^{-1}(y_T^*/\mathcal{A}_T);\varrho_T)}{u_C(Y_T;\varrho_T)\mathcal{A}_T}\times\frac{d\left(f^{-1}(y_T^*/\mathcal{A}_T)\right)}{d(y_T^*/\mathcal{A}_T)}}{\frac{v_h(f^{-1}(Y_T^n/\mathcal{A}_T);\varrho_T)}{u_C(Y_T^n;\varrho_T)\mathcal{A}_T}\times\frac{d\left(f^{-1}(Y_T^n/\mathcal{A}_T)\right)}{d(Y_T^n/\mathcal{A}_T)}}\right)\right]=0 \qquad (28)$$

إذ ينتج عن التقريب اللوغاريتمي الخطي لـ (19) حول الحالة الثبات وبتبسيط النتائج، المعادلة التالية:

$$\pi_t \simeq \frac{1-\vartheta}{\vartheta}\hat{p}_t^* \qquad (29)$$

مع $\hat{p}_t^* \equiv \ln\left(\frac{p_t^*}{P_t}\right)$ اللوغاريتم النيبيري للسعر النسبي المعمول به من قبل المؤسسات التي تعدل سعرها في t.

أما من خلال التقريب اللوغاريتمي الخطي لـ (28) وتسخير قانون التوقعات المكررة[31] فنجد العبارة:

$$\hat{p}_t^* \simeq (\vartheta\beta E_t[\pi_{t+1}]+(1-\vartheta\beta)\mathrm{e}_Y x_t)+\vartheta\beta E_t[\hat{p}_{t+1}^*] \qquad (30)$$

وفقا لـ (29) يتم إستبدال $\hat{p}_t^*$ و $\hat{p}_{t+1}^*$ في (30)، مما يجعل من الممكن إيجاد المعادلة (31):

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}]+\lambda x_t \qquad (31)$$

حيث أن: $\lambda \equiv \frac{(1-\vartheta)(1-\vartheta\beta)}{\vartheta}\mathrm{e}_Y > 0$ ، تعتبر (31) مشابهة لمنحنى فليبس للتوقعات المتصاعدة.

أدرج Clarida et al. (1999,p.1667) صدمة إضافية تعرف بصدمة التكلفة (إضطراب دفع التكلفة *Cost-push Disturbance*) في علاقة فليبس السابق ذكرها (31) لتصبح:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t[\pi_{t+1}]+u_t \qquad (32)$$

حيث يمكن تفسير الإضطراب u_t على أنه يعكس الإنحرافات عن الشرط $mc_t = \kappa x_t$، إذ يمكن أن يحدث هذا الإنحراف على سبيل المثال، نتيجة التغيرات في الأجور الإسمية التي تدفع بالأجور الحقيقية بعيدًا عن قيمها التوازنية بسبب الإحتكاكات في عملية تقليص الأجور. هذا التفسير الإقتصادي الذي قدمه Clarida et al. (1999)

[31] قانون التوقعات المكررة The Law Of Iterated Expectations وفقا للمساواة التالية: $E_t[E_{t+1}[\chi]] = E_t[\chi]$.

لمصطلح الإضطراب u_t لا يتلاءم تمامًا مع رؤية Woodford (2003b) للنموذج NK، كون أنه يضع تحليله في سياق مرونة تامة للأجور أي في فضاء لا تتأثر فيه عملية تحديد الأجور بالإحتكاكات، لذلك في عرضه لـ NKPC لم يظهر بشكل مباشر وجود علاقة تناسب بين التكلفة الحدية الحقيقية وفجوة الإنتاج، حيث إقترح Woodford (2003b) [32] إدخال صدمة التكلفة في الـ NKPC من خلال إحداث تغييرات في مرونة الإحلال و بفضل مفهوم مستوى الإنتاج الفعال (مستوى الإنتاج الذي يعظم منفعة الأسر).

الفرق بين المعادلتين (31) و (32) لـ NKPC تكمن في حقيقة أن المعادلة (31) خالية من أي صدمة مضافة هذا يعتبر وضعا مريحا للغاية للسلطات النقدية، لأن هدفي السياسة النقدية قابلين للتوفيق بشكل منهجي: في حالة عدم وجود صدمة مضافة، فإن تثبيت فجوة الإنتاج هي أفضل طريقة لضمان إستقرار في التضخم. في الواقع، مع (31)، يعد التضخم في الأساس ظاهرة ناتجة عن فجوة إنتاجية موجبة، أي بسبب مستوى إنتاج أعلى من مستواه الطبيعي. في ظل هذه الظروف، يمكن للسلطات النقدية أن تكتفي بوضع سياسة نقدية تهدف إلى إستقرار فجوة الناتج، أي تقليصها إلى الصفر حيث أن إستقرار فجوة الناتج يعني بدوره إستقرار التضخم.

الوضع مختلف تمامًا في حالة المعادلة (32)، إذ يمكن أن يؤدي إدراج صدمة مضافة u_t إلى ملاحظة في نفس الوقت تضخم سالب (الإنكماش) وفجوة الإنتاج موجبة. السياسة النقدية التي تهدف إلى تحقيق الإستقرار في فجوة الإنتاج، في ظل هذه الظروف سيكون لها نتيجة مؤسفة تزيد من الإنكماش. إذن يجب على السلطات النقدية المفاضلة بين إستقرار التضخم وإستقرار فجوة الإنتاج.[33]

تقدير NKPC المستمد من إقتراح Clarida et al.(1999) هو الأكثر إستعمالا في الدراسات التجريبية كون أن الأدبيات الإقتصادية تقدم بشكل عام المتغير x_t على أنه فجوة الإنتاج، فهي بالكاد تشير إلى فجوة الإنتاج الفعالة التي تميز NKPC المستمد من إقتراح Woodford (2003b).

I.3.2.3. القاعدة النقدية من نوع Taylor:

تعمل مختلف البنوك المركزية على إدارة السياسة النقدية لتحقيق إستقرار الأسعار، مما يدفعها للبحث عن وسائل لمراقبة التضخم، من خلال وضع قواعد للسياسة النقدية، حيث تعد القاعدة المقترحة من قبل Taylor (1993)[34]

[32] Woodford, M. (2003b),Op.Cit., p.450.

[33] Zumpe, M. (2012), Op.Cit., p.53.

[34] Taylor, J.B. (1993). **Discretion versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 39, 195-214.

لتحديد أسعار الفائدة الإسمية الأكثر شهرةً وفعالية، إذ خصصت للولايات المتحدة في الفترة من 1987-1992 في شكل دالة رد فعل تربط بطريقة ميكانيكية مستوى معدل الفائدة الإسمي للمدى القصير المراقب من طرف البنك المركزي بالتضخم وفجوة الإنتاج، ساهمت الصياغة النظرية البسيطة لهذه القاعدة في نجاحها، والتي تأخذ الشكل التالي:

$$i_t = r^n + \pi_t + g_\pi(\pi_t - \pi^*) + g_x x_t \qquad (33)$$

حيث أن: i_t هو معدل الفائدة الإسمي، r^n هو معدل الفائدة الحقيقي، π_t هو معدل التضخم المحسوب على مدى الأربع فصول الماضية و π^* هو معدل التضخم المستهدف من قبل الـ FOMC[35]، x_t هي فجوة الإنتاج المعبر عنها كنسبة مئوية لإنحراف إجمالي الناتج المحلي الحقيقي عن خط الإتجاه الذي يقيس الإنتاج المحتمل Hatzel (2000,p.2) كما حدد Taylor أن $g_\pi = g_x = 0.5$، وفقًا لهذه المواصفات، عندما يبلغ التضخم قيمته المستهدفة ويكون الفرق بين إجمالي الناتج المحلي الحقيقي والإتجاه مساوياً لصفر، فإن معدل الفائدة الإسمي (i_t) يساوي مجموع معدل الفائدة الحقيقي والتضخم. إن إستبدال القيم $\pi^* = r^n = 2\%$ في المعادلة السابقة يجعل من الممكن إستنتاج معدل الفائدة الإسمي وفقًا لقاعدة تايلور:

$$i_t = 0.02 + \pi_t + 0.5(\pi_t - 0.02) + 0.5x_t \qquad (34)$$

يمكن إعادة كتابة (34) كالتالي:

$$i_t = 0.01 + 1.5\,\pi_t + 0.5x_t \qquad (35)$$

يعكس إدراج فجوتين أن الإحتياطي الفيدرالي يسعى إلى إبقاء التضخم منخفضًا ومستقرًا بالإضافة إلى تعزيز نمو مستدام في الإنتاج، تضفي فجوة الإنتاج بعدًا إستشرافيًا لقاعدة السياسة النقدية حيث يُنظر إليها على أنها مؤشر للتطور المستقبلي للتضخم (Côté, Lam, Liu et St-Amant 2002,p.32).

إنطلاقاً من قاعدة السياسة النقدية:

$$i_t^m = \varphi(\prod_t/\prod_t^*, Y_t/Y_t^*, v_t) \qquad (22)$$

وبإستبدال $i_t = i_t^m, \forall t$ في (22)[36] نتحصل على دالة رد الفعل غير الخطية للسلطات النقدية:

---

[35] اللجنة الفيدرالية للسوق المفتوحة (Federal Open Market Committee).

[36] يدل على أن الفائدة المحصلة من إحتفاظ الأسرة بالثروة في شكل حيازات نقدية لدى البنك المركزي مكافئة لتلك المحصلة من الأصول دون المخاطرة، حيث أن: i_t هو معدل فائدة الأصول دون المخاطرة، i_t^m معدل فائدة الحيازات النقدية.

$$i_t = \varphi(\prod_t/\prod_t^*, Y_t/Y_t^*, v_t) \quad \text{(Woodford 2003b,p.241)} \quad (36)$$

من خلال التقريب اللوغاريتمي الخطي لـ (36) توصل Woodford (2003b) إلى كتابة قاعدة خطية مناسبة لسياق الأسعار الصلبة:

$$\hat{\imath}_t \simeq \varphi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \varphi_x x_t + w_t \quad (37)$$

يمكننا إعادة كتابة (37) كالتالي:

$$i_t \simeq \pi_t + (\varphi_\pi - 1)(\pi_t - \bar{\pi}) + \varphi_x x_t + \bar{r} \quad (38)$$

حيث تعتبر قاعدة Taylor (1993) الكلاسيكية (33) حالة خاصة لـ (37) تتسم بـ:

$w_t = 0$، $\bar{\pi} = 0.02$، $\varphi_\pi = 1.5$، $\varphi_x = 0.5$ ومعدل الفائدة الحقيقي في الحالة الثبات الموافق لـ

$\bar{r} \equiv \bar{\imath} - \bar{\pi} = \frac{\bar{\Pi} - \beta}{\beta} - \bar{\pi} = 0.02$. بتعويض القيم نجد[37]:

$$i_t \simeq \pi_t + 0.5(\pi_t - 0.02) + 0.5_x x_t + 0.02 \quad (39)$$

II. أدبيات الدراسة التطبيقية:

هناك العديد من الدراسات التجريبية والأبحاث التي تناولت موضوع تقدير النموذج النيوكينزي، ومن بين هذه الدراسات السابقة ما يلي :

1. دراسة **Peter N. Ireland** سنة 2004 بعنوان: «Technology Shocks In The New Keynesian Model»

تتمحور الدراسة حول تطوير نموذج NK لتقييم الأهمية النسبية لصدمات مختلفة في شرح السلوك الديناميكي لنمو الإنتاج، التضخم ومعدلات الفائدة وفقا لبيانات الولايات المتحدة الخاصة بفترة بعد الحرب. تم تقدير معلمات النموذج بإستعمال طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood، وتضمن 03 صدمات (صدمة تفضيل الأسر، التكلفة للمؤسسات، السياسة النقدية للبنك المركزي وصدمة التكنولوجيا). تشير النتائج التجريبية إلى أن: أولا، صدمات السياسة النقدية هي مصدر الأساسي لعدم الإستقرار في نمو الناتج لا سيما في الفترة التي سبقت عام 1980، في حين أن صدمة

[37] Zumpe, M.(2012), Op.Cit., pp.49-50.

التكلفة تعتبر أهم مساهم في تغيرات التضخم ويتم تحديد صدمة التفضيل كعامل رئيسي لتغيرات معدل الفائدة الإسمي قصير الأجل؛ ثانيا: في الفترة ما بعد 1980 بدت الصدمات التكنولوجية أكثر أهمية رغم ذلك إلا أنه كان لها دور متواضع في تقلبات متغيرات النموذج، حيث مثلت أقل من نصف التغيرات الملحوظة في نمو الإنتاج وجزءًا أصغر من التغير الحاصل في التضخم والمعدلات الفائدة.، كما تشير إلى أن مسؤولي الـ Federal Reserve واجهوا في كثير من الأحيان مفاضلات صعبة في إدارة السياسة النقدية[38].

2. دراسة **Philip Liu** سنة 2006 بعنوان: «A Small New Keynesian Model of The New Zealand Economy»

تسعى الدراسة إلى تحري ما إذا كان النموذج المطور يوفر وصفًا معقولًا لإقتصاد نيوزيلندا على وجه الخصوص إنتقال السياسة النقدية وإستجاباتها للصدمات؛ وذلك بتطوير نموذج DSGE بناءً على ميزات الإقتصاد النيوزيلندي على أسس نموذج NK مع الصلابة الإسمية، يصف إقتصاد صغير مفتوح. تم التقدير بإستعمال تقنيات التقدير البايزي Bayesian Estimation خلال الفترة الممتدة من الثلاثي الأول لسنة 1991 إلى الثلاثي الرابع لسنة 2004، بإستخدام 08 سلاسل زمنية (إجمالي الناتج المحلي للفرد (Per Capita)، معدلات الفائدة، التضخم العام، التضخم المستورد، سعر الصرف الحقيقي، مؤشر الأسعار التنافسية، الناتج الأجنبي ومعدل الفائدة الحقيقي). توضح النتائج الرئيسية أن: أولاً، هناك درجة عالية من تكوين العادة (Habit Formation) مرتبطة بدرجة منخفضة نسبيًا للإحلال عبر الزمن للإستهلاك أي أنه يصعب تغير نمط الإستهلاك الموحد للأعوان بمرور الوقت، إستجابةً للصدمات فإن إنحرافات الإستهلاك عن التوازن صغيرة نسبيًا عند مقارنتها بتغير الإنتاج. ثانيًا، سلة الإستهلاك تعتمد بشكل كبير على السلع الأجنبية رغم كون الإقتصاد النيوزيلندي منتج للسلع الأساسية. ثالثًا، زيادة الأجور ينتج عنها تغير بسيط في عرض العمل[39].

3. دراسة **Ali Dib** سنة 2008 بعنوان: «Oil prices, U.S. dollar fluctuations, and monetary policy in a small open oil exporting economy :The case of Algeria»

هدفت الدراسة إلى تقييم إنعكاسات تقلبات أسعار النفط وسعر صرف الدولار الأمريكي على الإقتصاد الجزائري، من خلال تقدير نموذج DSGE وذلك بإستعمال كل من تقنية المعايرة Calibration وطريقة المربعات الصغرى

[38] Ireland, P.N. (2004). **Technology Shocks In The New Keynesian Model**. *The Review of Economics and Statistics* 86 (4), 923-936.

[39] Liu, P. (2006). **A Small New Keynesian Model of The New Zealand Economy**. Discussion Paper Series DP2006-03, Reserve Bank of New Zealand.

(OLS)، تم تقدير نموذج NK لإقتصاد صغير مفتوح ومصدر للنفط بإستخدام 06 سلاسل زمنية للإقتصاد الكلي الجزائري (الناتج المحلي الإجمالي، الصادرات، الواردات، الدين الخارجي، المجمع النقدي والحساب الجاري) وضم صدمات هيكلية (صدمة سعر الصرف الثنائيEUR/USD، صدمة أسعار النفط) خلال الفترة 1992-2005. النتائج الرئيسية الثلاثة للدراسة تبين أن: أولا، صدمة سعر الصرف الثنائي السلبية (إنخفاض قيمة صرف الدولار) تؤدي إلى تدهور في معامل تبادل التجاري وميزان مدفوعات البلد، هذا التدهور يرجع أساسا إلى تقويم الدين الخارجي وإرتفاع خدمات الدين وكلفة الواردات؛ ثانيا، 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؛ ثالثا، يمكن للسلطة النقدية التقليل من إنعكاسات التقلبات الخارجية على النشاط الاقتصادي الجزائري وهذا بإستخدام أمثل للسياسة النقدية عن طريق تغيير سعر صرف الدينار (تخفيض قيمة العملة المحلية) أو التحكم في معدل فائدة المدى القصير[40].

4. دراسة **Runchana Pongsaparn** سنة 2008 بعنوان: « A Small Semi-structural Model for Thailand :Construction and Application »

كان الهدف الأساسي من الدراسة هو بناء نموذج شبه هيكلي للبنك التايلندي the Bank of Thailand (BOT) صغير بما يكفي للسماح بإمكانية التتبع وكبير بما يكفي لتحديد العلاقة بين متغيرات الإقتصاد الكلي الرئيسية وديناميكياتها لفهم كيفية إنتشار الصدمات وتحليل السياسات، تم تقدير النموذج بإستعمال تقنيات التقدير البايزي خلال الفترة الممتدة من 2000-2008. يعتبر النموذج المدروس نموذج متعدد البلدان حيث ينظر إلى تايلاند على أنها إقتصاد مفتوح صغير ضمن مجموعة من 10 شركاء تجاريين رئيسيين من بينهم اليابان، الصين، الولايات المتحدة...، تضمن النموذج 05 معادلات رئيسية من بينها معادلة سعر الصرف، قاعدة السياسة النقدية...؛ بالإضافة إلى 03 معادلات أخرى للتعبير عن بقية العالم، إلى جانب وجود صدمات عشوائية داخلية وخارجية. نتائج الدراسة هي كالآتي: أولا: تؤدي الصدمة الإيجابية في معادلة الإنتاج إلى زيادة فجوة الإنتاج مما يؤدي إلى زيادة الضغط التضخمي، تؤدي صدمة أسعار النفط الإيجابية في معادلة التضخم إلى زيادة التضخم ويرجع ذلك إلى ديناميكيات التضخم وفقا للتطلعات السابقة و المستقبلية، ثانيا: أثر التغير في سعر الصرف على التضخم قوي ولكنه قصير الأجل نسبيًا ويرجع ذلك أساسًا إلى أن التغير في سعر الصرف يغذي التضخم بشكل مباشر من خلال الأسعار المستوردة وبشكل غير مباشر عبر فجوة الإنتاج، أثر التغير في سعر الصرف الحقيقي على الناتج أقل نسبيًا، ثالثا: صدمة السياسة النقدية المتوقعة لها تأثير ضعيف على الإنتاج على غرار تلك غير

[40] 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.

المتوقعة، يختلف تأثير صدمة السياسة بإختلاف مدى إستمرارها فكلما زاد ذلك زاد تأثيرها على التضخم والإنتاج وطالت المدة التي يستغرقها النظام للعودة إلى توازنه[41].

5. دراسة **Pablo Burriel, Jesús Fernández-Villaverde & Juan F.Rubio-Ramírez** سنة 2009 بعنوان: « MEDEA : a DSGE model for the Spanish economy »

تم بناء في هذه الدراسة نموذج DSGE للإقتصاد الإسباني MEDEA (Modelo de Equilibrio Dinámico de la Economía EspañolA) على أسس نموذج NK مع صلابة حقيقية وإسمية. يعتبر الـ MEDEA نموذجًا صغيرًا للإقتصاد المفتوح يهدف إلى وصف السمات الرئيسية للإقتصاد الإسباني لتحليل السياسات بما في ذلك تقييم تجارب السياسات المضادة والبديلة، فهم ديناميكية التقلبات الإجمالية. تم تقدير النموذج بإستعمال تقنيات التقدير البايزي خلال الفترة الممتدة من 1986-2007؛ بإستخدام 09 سلاسل زمنية (الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، الإستهلاك الخاص الحقيقي، تضخم مكمش الإستهلاك، معدل الفائدة الإسمي لمنطقة اليورو، الطلب الأجنبي...)؛ يتضمن النموذج 82 معادلة و10 صدمات عشوائي. توصلت الدراسة إلى العديد من النتائج نذكر منها: أولا: هامش الأجور مرتفع نوعا ما نظراً لصلابة سوق العمل الإسباني، ثانيا: الإقتصاد الإسباني يواجه القيود التكنولوجية في مجالات مثل السلع المتقدمة أو تكنولوجيا المعلومات والتي يتطلب إستيرادها من الخارج، ثالثا: وجود إختلافات بين قطاعات الإقتصاد خاصة بين قطاع الإنتاج وسوق العمل، رابعا: الصدمات الداخلية (المحلية) تعتبر أكثر إستمرارية خاصة تلك المتعلقة بالطلب، الإستهلاك العام و التفضيلات على عكس صدمات الطلب الأجنبي والتضخم، يعتبر كل من عرض العمل، السكان و صدمات الطلب الأكثر مساهمةً في نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تليهم الإنتاجية أما باقي الصدمات فتفسر نسبة قليلة على المدى الطويل[42].

6. دراسة **Vanda Almeida** سنة 2009 بعنوان: «Bayesian estimation of a DSGE model for the Portuguese Economy»

عمد الباحث على إجراء تقدير لنموذج توازن عام ديناميكي عشوائي نيوكينزي New-Keynesian DSGE model كمحاولة أولى لنمذجة الإقتصاد البرتغالي وفقا لهذا النوع من النماذج، من خلال تقدير بعض المعلمات الهيكلية

[41] Pongsaparn, R. (2008). **A Small Semi-structural Model for Thailand: Construction and Application**. Bank of Thailand.

[42] Burriel, P., Fernández-Villaverde, J. & Rubio-Ramírez, J.F. (2009). **MEDEA: a DSGE model for the Spanish economy**. *SERIEs: Journal of the Spanish Economic Association* 1 (1), 175-243.

الرئيسية للإقتصاد، وإستكشاف الخصائص التجريبية للنموذج وقوته التفسيرية وذلك بإستعمال تقنيات التقدير البايزي؛ حيث تم تقدير نموذج NK لإقتصاد صغير مفتوح مدمج في الإتحاد النقدي (Euro area) بإستخدام 13 سلسلة زمنية للإقتصاد البرتغالي (تضخم إجمالي الناتج المحلي، الإستثمار الحقيقي، إجمالي الناتج المحلي الحقيقي، الصادرات و الواردات الحقيقية، معدل الفائدة الإسمي، إجمالي الناتج المحلي الحقيقي الأجنبي...) وضم 20 صدمة هيكلية خلال الفترة 1988-2007. خلصت الدراسة إلى ثلاث نتائج رئيسية: أولا، أن هوامش الربح المرتفعة في السلع المستوردة وأسواق العمل يشير إلى إنخفاض درجة المنافسة في هذه الأسواق. ثانيا، تُقدَّر الأجور على أنها الأسعار الأكثر ثباتًا وأن أسعار السلع المستوردة تكون أكثر مرونة. ثالثا، ترتبط الأسعار بالتضخم السابق بدرجة كبيرة، والأجور بشكل خاص، مما يعتبر منطقيا نظراً لسوق العمل البرتغالي، حيث تعتمد مفاوضات الأجور عادة بشكل كبير على تطورات التضخم السابق[43].

7. دراسة **Jean Pierre Allegret & Mohamed Tahar Benkhodja** سنة 2011 بعنوان: «External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy»

تم في هذه الدراسة التحقيق في التأثير الديناميكي للصدمات الخارجية على إقتصاد مُصدر للنفط من خلال مقارنة أهمية كل صدمة كمصدر لتقلبات الإقتصاد الجزائري وتداعياتها على الرفاهية وإلى جانب فحص السياسة النقدية إستراتيجية تحديد القاعدة المناسبة التي تعزل الإقتصاد الجزائري عن تأثيرات هذه الصدمات. ذلك بتطوير نموذج توازن عام ديناميكي عشوائي متعدد القطاعات MDSGE بناءً على ميزات الإقتصاد الجزائري على أسس نموذج NK مع صلابة حقيقية وإسمية؛ تم تقديره بإستعمال تقنيات التقدير البايزي خلال الفترة الممتدة 1990 - 2010. تضمن MDSGE 04 صدمات خارجية (صدمة أسعار النفط، سعر صرف الحقيقي، التضخم الأجنبي وصدمة أسعار الفائدة الدولية)، توضح النتائج الرئيسية أنه خلال فترة الدراسة، أولا: أن إستهداف التضخم الأساسي (Core-Inflation) بدل التضخم العام يسمح بتجنب رد الفعل المبالغ فيه المحتمل للسياسة النقدية إتجاه صدمة أسعار النفط، ثانيا: تعتبر قاعدة سعر الصرف فعالة بشكل خاص لتحقيق الإستقرار في سعر الصرف الحقيقي ما بعد الصدمة، ثالثا: 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

[43] Almeida,V. (2009). **Bayesian estimation of a DSGE model for the Portuguese economy**", Working Papers Series 2009-14, Bank of Portugal.

الإستقرار بشكل أفضل في كل من الإنتاج والتضخم، كما يبدو أيضًا أن هذه القاعدة هي أفضل طريقة لتحسين الرفاهية الإجتماعية[44].

8. دراسة **Charles N. O. Mordi and al** سنة 2013 بعنوان: « Dynamic Stochastic General Equilibrium Model For Monetary Policy Analysis In Nigeria»

تتحدث الدراسة عن تطوير نموذج توازن عام ديناميكي DSGE للإقتصاد النيجيري يهدف إلى: أولاً، تحديد ما إذا كان من الممكن مستقبلاً تحقيق هدف نقدي "Monetary targe" بالنظر إلى التوجه المعاصر للسياسة النقدية. ثانياً، تحديد حجم وسرعة تحويل سعر الصرف. ثالثًا، تقدير نسبة التضحية أي مقدار الإنتاج الذي سيتم التخلي عنه لتحقيق نسبة معينة دائمة من إنخفاض في معدل التضخم. رابعًا، معرفة كيفية إستجابة معدل التضخم لفجوة الإنتاج وأخيراً، لإلقاء الضوء على الآثار المترتبة على السياسة البديلة. تم تقدير النموذج بإستعمال تقنيات التقدير البايزي خلال الفترة الممتدة من 1985 -2009، تضمن نموذج NK 05 معادلات رئيسية (إجمالي الطلب: فجوة الإنتاج، إجمالي العرض: التضخم، قاعدة السياسة النقدية: قاعدة من نوع Taylor، شرط تكافؤ أسعار الفائدة المكشوفة، الإنفاق الحكومي). تبين النتائج أن: أولا: هناك مفاضلة كبيرة بين نمو الإنتاج والتضخم؛ ثانيا: تشير قاعدة السياسة النقدية من نوع تايلور إلى أن البنك المركزي النيجيري يعطي الأولوية لتثبيت الإنتاج بدلاً من إستقرار الأسعار في إدارة السياسة النقدية؛ ثالثا: ينتج عن صدمة السياسة النقدية الإيجابية (تشديد السياسة النقدية) تأثيرًا على الإنتاج والتضخم كما أن المساهمة النسبية لهذه الصدمات في تفسير التقلبات في معظم المتغيرات تعتبر ضعيفة إلى حد ما ويمكن أن تنعدم بسبب صدمات العرض المحلي وأسعار الفائدة؛ رابعا: تؤدي صدمة الإحتياطي الخارجي الإيجابية إلى إرتفاع سعر الصرف وإستجابة لذلك تنخفض فجوة الإنتاج والتضخم؛ خامسا: تعمل صدمات أسعار النفط على تباطؤ التضخم ولكنها تزيد فجوة الإنتاج؛ توجد علاقة إيجابية بين صدمات أسعار النفط وفجوة الإنتاج والإنفاق الحكومي[45].

9. دراسة **عراقي عبد العزيز الشربيني وولاء محمد محروس** سنة 2013 بعنوان: "إستخدام نماذج التوازن العام العشوائية الديناميكية في تحليل السياسة النقدية مع التطبيق على تنزانيا"

[44] 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.

[45] Mordi, C.N.O., Adebiyi, M.A., Adenuyga, A.O., Abeng, M.O., Adeboye, A.A., Adamgbe, E.T. & Evbuomwan, O.O. (2013). **Dynamic Stochastic General Equilibrium Model For Monetary Policy Analysis In Nigeria**. Research Department, Central Bank of Nigeria.

حلل الباحثان أداء السياسة النقدية في تنزانيا وتتبعا مسار آثارها على عدد من المتغيرات الإقتصادية الكلية، من خلال تقدير نموذج DSGE وذلك بإستعمال تقنيات التقدير البايزي. تم تقدير نموذج NK لإقتصاد صغير مغلق بإستخدام 04 سلاسل زمنية (الناتج المحلي الإجمالي الإسمي، معدل التضخم، الأجور الإسمية، سعر الفائدة الإسمي) وضم 04 صدمات خارجية (صدمة التكنولوجيا، تفضيل/إختيار المستهلك، هامش الربح، وصدمة نقدية) خلال الفترة 1980-2016. تشير الدراسة إلى تأكيد إلتزام 'بنك تنزانيا' بإتباع سياسة نقدية لا يشوبها تغييرات جذرية بالإضافة إلى نجاحه في إستهداف معدل التضخم بصورة أكبر من إستهداف/تحفيز معدل النمو الإقتصادي، كذا وجود علاقة طردية ضعيفة بين معدل التضخم والتكلفة الحدية للمنتجين المحليين في تنزانيا، كما أن إتباع سياسة نقدية توسعية يساهم في زيادة الناتج المحلي الإجمالي وزيادة فجوة الإنتاج والعكس صحيح. أظهرت النتائج أن الدور الفعال الذي تلعبه السياسة النقدية في الإقتصاد التنزاني حيث أن الصدمات التي تلحق بالسياسة النقدية وتفضيل المستهلك هي أكثر الصدمات الأربع تأثيرا في كل من الناتج المحلي الإجمالي ومستوى الأجور في تنزانيا، في حين تؤثر شدة الصدمات التي تلحق بالسياسة النقدية والتكنولوجية في معدل التضخم وسعر الفائدة، وتبدو الصدمات النقدية أكثر تأثيرا على الناتج مقارنةً بمعدل التضخم[46].

10. دراسة **Van Hoang Khieu** سنة 2014 بعنوان: «The role of monetary policy in the New Keynesian Model: Evidence from Vietnam»

عمدت الدراسة الإجابة عن الإشكالية التالية: "ما هو دور السياسة النقدية المعتمدة من طرف البنك الفيتنامي في تحفيز التقلبات في نمو الإنتاج، التضخم وسعر الفائدة الإسمي قصير الأجل؟" من خلال تقدير نموذج NK للإقتصاد الفيتنامي بإستعمال تقنيات التقدير البايزي وذلك بإستخدام البيانات للفترة الممتدة من 1995 - 2012 لتقدير معلمات النموذج؛ الذي ضم 03 متغيرات رئيسية (نمو الإنتاج، التضخم ومعدل الفائدة الإسمي قصير الأجل) و04 صدمات (صدمة الطلب، التكلفة، التكنولوجيا والسياسة النقدية). توصل الباحث إلى أن أولا: دور صدمات التكلفة والسياسة النقدية أكثر أهمية من الصدمة التكنولوجية وصدمة الطلب حيث تلعب هذه الأخيرة دورًا داعمًا فقط؛ ثانيا: خلص إلى كون أن تبني قاعدة Taylor بشكل حازم يؤدي بمساهمة صدمة السياسة النقدية بدرجة كبيرة في إحداث تقلبات على مستوى المتغيرات الرئيسية الثلاثة للنموذج خاصة على نمو الإنتاج، والعكس في حالة تطبيق قاعدة تايلور بنوع من التراخي أين يكون لصدمة السياسة النقدية أثر أقل أهمية. وبالتالي، فإن أحد الآثار المترتبة على السياسة هو أن تطبيق قاعدة تايلور بحزم يمكن أن يعزز

[46] الشربيني، ع. عراقي ومحروس، م. ولاء (2013). **إستخدام نماذج التوازن العام العشوائية الديناميكية في تحليل السياسة النقدية مع التطبيق على تنزانيا.** المؤتمر السنوي 48 للإحصاء وعلوم الكمبيوتر وبحوث العمليات، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة.

دور السياسة النقدية في قيادة التغيرات في المتغيرات الإقتصادية الكلية على سبيل المثال تعزيز النمو الإقتصادي وإستقرار التضخم[47].

11. دراسة **Sahminan et al.** سنة 2017 بعنوان: « A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model To Assess The Impact Of Structural Reforms On The Indonesian Economy »

تدور الدراسة حول تطوير نموذج DSGE لتقدير تأثير كل من الإنفاق الحكومي الإستثماري والإستهلاكي على الإنتاج والرفاهية في إندونيسيا، بإفتراض وجود إقتصاد مفتوح صغير من أجل إثراء تقييم تأثير الإصلاحات الهيكلية تمت معايرة النموذج بإستخدام معلمات وفقا للإقتصاد الإندونيسي. تظهر محاكاة نموذج الدراسة أن سياسة الحكومة لتحفيز الإقتصاد ستكون أكثر فاعلية من خلال الإستثمار بدلاً من الإستهلاك حيث أظهرت النتائج أنه في المدى القصير، أولاً يمكن أن تؤدي زيادة الإستهلاك الحكومي إلى زيادة النمو الإقتصادي بسبب الإرتفاع الحاصل في الطلب الكلي، تأثير الثروة وساعات العمل، يؤدي الإستهلاك الحكومي المتزايد إلى إنخفاض مستوى الرفاهية؛ ثانياً يمكن أن تؤدي زيادة الإستثمار الحكومي إلى زيادة النمو الإقتصادي، كما أنه في المدى المتوسط إلى الطويل يصبح التأثير أكبر، تنبع هذه الزيادة من إرتفاع الطلب المؤقت وتأثير جانب العرض، ثالثا ينتج عن تزايد الإستثمار الحكومي تحسن في الرفاهية بسبب زيادة الإستهلاك نتيجة إرتفاع الإنتاجية دون ساعات عمل إضافية، مما يحسن رفاهية الأسرة[48].

12. دراسة **Boukheroufa Abd El Salam** سنة 2018 بعنوان: « Business Cycles in Algerian Economy: A Bayesian DSGE Approach »

هدفت الدراسة إلى تحديد أهم الصدمات التي تقود دورات الأعمال في الإقتصاد الجزائري، من خلال تقدير نموذج DSGE و ذلك بإستعمال تقنيات التقدير البايزي، تم تقدير نموذج NK مغلق بإستخدام 04 سلاسل زمنية للإقتصاد الكلي الجزائري (الناتج المحلي الإجمالي، التضخم، الإستثمار الكلي، الإستهلاك) وضم 04 صدمات هيكلية ((1) صدمة الإنتاجية، (2) صدمة الطلب، (3) صدمة الإستثمار، (4) صدمة الإنفاق الحكومي) خلال الفترة 1980-2016، توصلت الدراسة إلى ثلاثة نتائج رئيسية تتمثل في: أن أهم أسباب تقلبات دورات الأعمال في الإقتصاد الجزائري هي

[47] Khieu, V.H. (2014). **The role of monetary policy in the New Keynesian Model**: **Evidence from Vietnam**. Working Paper No.1075, William Davidson Institute.

[48] Sahminan, Utama, G., Rakman, R.N. & Idham, (2017). **A Dynamic Stochastic General Equilibrium** (**Dsge**) **Model to assess The Impact of Structural Reforms on The Indonesian Economy**. Bulletin of Monetary Economics and Banking 20 (2), Bank of Indonesia.

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[49].

13. دراسة **Jorge Blazquez et al.** سنة 2019 بعنوان: "K-DSGE: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Saudi Arabia"

قام باحثو KAPSARK بتقييم أثر السياسات الإقتصادية ضمن الإطار العام لرؤية المملكة العربية السعودية 2030، غرض تحديد تأثيرات الإقتصاد الكلي لصدمات أسعار الطاقة وسياساتها؛ من خلال تقدير نموذج DSGE للإقتصاد السعودي وذلك بإستعمال تقنية المعايرة Calibration. تم تقدير نموذج NK يصف إقتصاداً مفتوحاً صغيراً وغنياً بالموارد بإستخدام 03 سلاسل زمنية (سعر الفائدة العالمي، الأسعار العالمية للسلع القابلة للتداول والأسعار العالمية للنفط والغاز)، ضم 04 صدمات غير متوقعة ((1) صدمات خاصة بالنفط العالمي، (2) أسعار الغاز وإجمالي عامل معدلات الإنتاج في (3) القطاعات المنتجة للسلع القابلة و (4) غير القابلة للتداول) خلال الفترة الممتدة من 1997-2016. تمكن الباحثون من إقتراح وضع مجموعة من التغييرات في السياسة المحتملة كتطبيق ضريبة القيمة المضافة والإستثمار لتفعيل إستخدام مصادر الطاقة المتجددة وفرض الضرائب على دخل الوافدين وزيادة أسعار الطاقة المحددة وفرض ضرائب على العمالة السعودية و/ أو على دخل رأس المال[50].

[49] Boukheroufa, A. (2018). **Business Cycles in Algerian Economy**: **A Bayesian DSGE Approach**. *Journal of Finance and Corporate Governance* 2 (1), 72-100.

[50] Blazquez, J., Galeotti,M., Manzano, B., Pierru, A. & Pradhan, S. (2019).**K-DSGE**: **A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Saudi Arabia**. King Abdullah Petroleum Studies and Research Center (KAPSARC).

الخلاصة:

يُظهر الجانب النظري أن النماذج النيوكينزية تمزج بين عناصر من نظرية دورة الأعمال الحقيقية وتلك المستلهمة من الفكر الكينزي، مبنية على فرضيات أن الأسواق تسودها المنافسة الإحتكارية، الصلابة الإسمية للأسعار والأجور وعدم حيادية السياسة النقدية في المدى القصير، تتكون من ثلاث معادلات أساسية تصف سلوكيات التحسين للأعوان الإقتصاديين القادرين على تشكيل توقعات عقلانية، حيث تزيد أسر النموذج من فائدتها وتبحث الشركات عن أقصى ربح إلى جانب قاعدة السياسة النقدية التي تضعها البنوك المركزي. فيما يتعلق بالدراسات السابقة، فإن أغلبها تهدف إلى بناء نموذج DSGE نيوكينزي قادر على وصف السياسات الإقتصادية لمختلف الإقتصاديات الدولية، وذلك بهدف تحديد التقلبات الحاصلة في المتغيرات الكلية من خلال إدراج صدمات داخلية وخارجية في المعادلات الأساسية للنماذج وإختبار قواعد السياسة النقدية لتبيان مسار آثارها على المتغيرات الإقتصادية، ومدى تحفيزها للتقلبات الحاصلة فيها، تم تقدير النماذج بإستعمال بالدرجة الأولى تقنيات التقدير البايزية إلى جانب تقنية المعايرة.

الدراسة التطبيقية

التمهيد:

بعد تطرقنا في الجانب الأول من البحث لأدبيات الدراسة النظرية وعرضنا لبعض الدراسات التجريبية السابقة؛ سنتناول في هذا القسم ما سبق التطرق إليه تطبيقياً عبر:

- أولاً: وصف النموذج المستخدم وتحليل تطور المتغيرات المستعملة فيه.
- ثانياً: عرض مختلف خطوات تقدير النموذج وذلك بدراسة تم تطبيق نمذجة قياسية لمعادلاته الأساسية من خلال مجموعة من الإختبارات وتحليل نتائجها، قصد التحقق من صحة فرضيات البحث والتوصل لإجابة على الإشكالية المطروحة.

I. تحديد نموذج الدراسة وتحليل تطور متغيراتها :

سنصب إهتمامنا في هذا الجزء على تحديد نموذج نيوكينزي وفقا لخصوصيات الإقتصاد الجزائري، عن طريق وصف معادلاته الأساسية والمتغيرات المكونة لها.

I.1. النموذج المستخدم:

ما تم التطرق له في الجانب النظري يظهر أن النظام العام الخطي للنموذج النيوكينزي في سياق صلابة الأسعار وفقا للإقتصادي Woodford يكتب كالتالي Zumpe (2012,p.56) :

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

تصف معادلة (IS) علاقة عكسية بين المؤشر الإجمالي للإنتاج ومعدل الفائدة الفعلي الحقيقي[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: $\hat{\imath}_t$ 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.

[1] المعبر عنه بـ $\hat{r}_t \simeq \hat{\imath}_t - E_t[\pi_{t+1}]$.

سنقوم بتبسيط النظام المذكورة أعلاه من خلال الإستغناء عن (^)[2] وإستبدال علامة (≃) بـ (=)، إلى جانب إعتبار أن $\hat{r}_t^n = 0$، $w_t = 0$، $u_t = 0$ مما يسمح لنا بتقدير المعادلات الأساسية الثلاثة معادلة بمعادلة وليس في شكل نظام عام.

فيصبح لدينا:

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

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

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

I.2. مصادر البيانات:

يعتبر جمع البيانات الخطوة الأساسية الأولى في الدراسات القياسية، ومن أجل ذلك تم الإعتماد على قواعد البيانات المتوفرة في المواقع الإلكتروني للبنك الدولي WB، صندوق النقد الدولي IMF والإحصائيات المالية الدولية IFS؛ البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة والتي تغطي الفترة (2003-2019). سوف يتم الإعتماد على ترميز متغيرات الدراسة على النحو التالي:

- إجمالي الناتج المحلي ونرمز له بـ GDP المعبر عنه بالقيم الحالية للدولار الأمريكي.
- معدل التضخم ونرمز له بـ INFR المحصل من الفارق بين معدل فائدة السوق النقدي ومعدل الإقراض[3].
- معدل الفائدة الحقيقي ونرمز له بـ IR المعبر عنه بمعدل السوق النقدي[4] (Mmr).

I.3. وصف المتغيرات المستعملة في الدراسة:

سنقوم بتحليل وصفي لمجموع المتغيرات التي سوف تدخل في دراسة فرضيات البحث المحددة، والتي تم ذكرها في العنصر السابق وذلك من خلال رصد مختلف تطوراتها خلال فترة الدراسة.

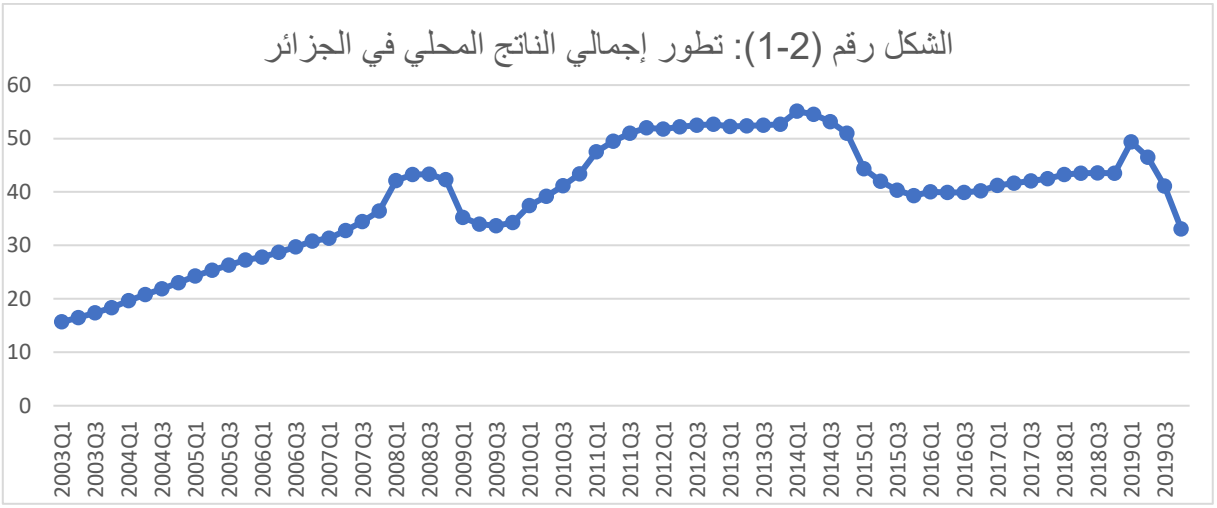
- تطور المتغيرات الإقتصادية الكلية في الجزائر:

1. إجمالي الناتج المحلي:

[2] تستعمل للتعبير عن إنحراف المتغير عن قيمته في حالة الثبات 'The log-deviation from the steady state'

[3] Lending Rate.

[4] Money Market Rate.



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على معطيات البنك الدولي.

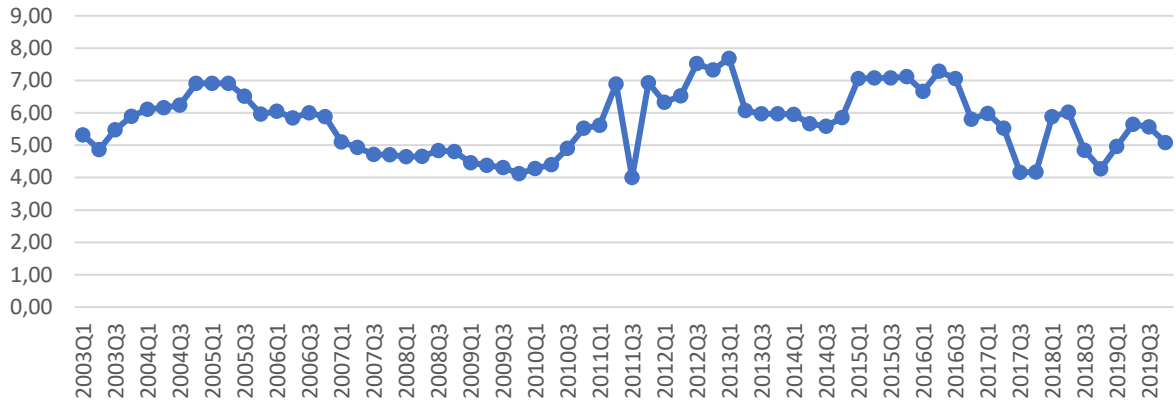
لقد إمتاز إجمالي الناتج المحلي بالضعف في الفترة من نهاية التسعينيات إلى بداية الألفينيات، ويبين الشكل أعلاه أنه عرف نموا شبه مستمر طيلة الفترة الممتدة من سنة 2003 إلى غاية سنة 2018 ما عاد إنخفاض قيمته في بداية سنتي 2009، 2015 ونهاية سنة 2019. فابتداءا من سنة 2003 إلى سنة 2004 قد شهد تحسنا في قيمته، حيث إرتفع من 67.86 مليار دولار أمريكي سنة 2003 إلى مليار 85.32 دولار سنة 2004، وكنتيجة للصدمة البترولية الواقعة في سنة 2004 التي ساهمت في زيادة العوائد البترولية للدولة وذلك لإرتفاع أسعار البترول آنذاك، فقد إستمر إجمالي الناتج المحلي في التزايد التدريجي إلى أن بلغت قيمته 171 مليار دولار سنة 2008.

إن هبوط قيمته إلى 137,21 مليار دولار أمريكي سنة 2009، راجع للأزمة العالمية التي أحدثت ركودا في الإقتصاد الدولي وإضطرابات في التجارة الدولية، الأمر الذي أدى إلى إنكماش حصيلة صادرات المحروقات ما ترتب عليه الإنخفاض الملحوظ في إجمالي الناتج المحلي. أما إرتفاع قيمته سنة 2010 من 161.20 مليار دولار أمريكي حتى يبلغ مليار 213.80 دولار سنة 2014، فراجع إلى كلمة واحدة وهي " الإنفراج النفطي"، غير أن قيمة إجمالي الناتج المحلي قد إنخفضت إلى 165,97 مليار دولار سنة 2015، لتعود للإنخفاض إلى 160,03 مليار دولار سنة 2016، وذلك بسبب العجز في الميزان التجاري كون أن أداء الإقتصاد الجزائري يتواصل في التأثر بتقلبات أسعار البترول التي إنتقلت من 99 دولار للبرميل سنة 2014 إلى 53 دولار للبرميل سنة 2015 لتستقر عند 45 دولار للبرميل سنة 2016.

منذ سنة 2017 بدأ يشهد نوعا من الإنتعاش خاصة سنة 2018 أين وصلت قيمته إلى 173,75مليار دولار، لكنه سرعان ما عاد للإنخفاض إبتداءا من الثلاثي الثاني لسنة 2019 إلى غاية يومنا هذا.

2. معدل التضخم:

الشكل رقم (2-2): تطور معدل التضخم في الجزائر

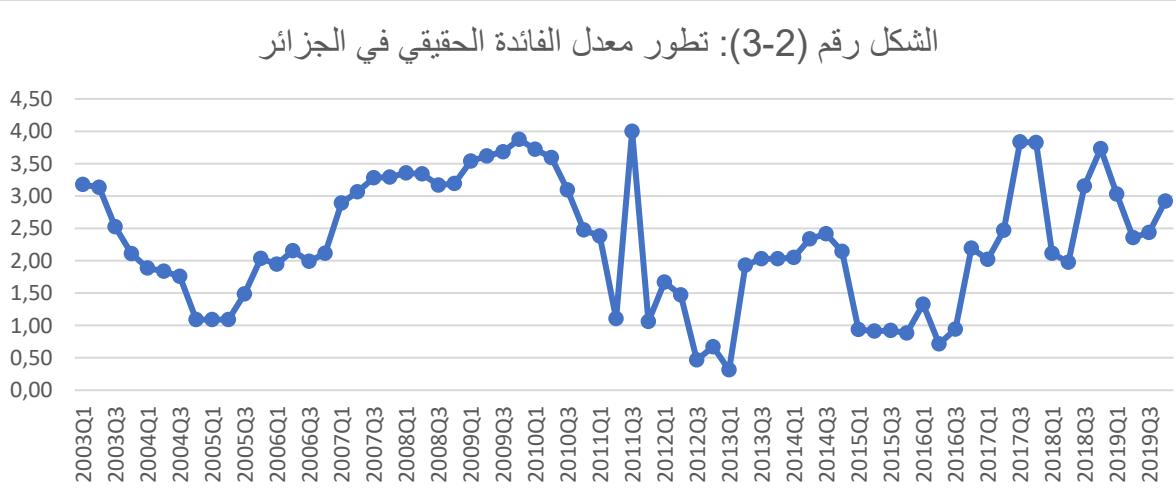


المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على معطيات الإحصائيات المالية الدولية.

لقد تأرجحت معدلات التضخم خلال فترة الدراسة من نسب متدنية إلى أخرى مرتفعة في مجال محصور بين 4% و8%، حث إرتفعت من 4,87% في الثلاثي الثاني لسنة 2003 إلى 6,91% في الثلاثي الثاني لسنة 2005، و ذلك راجع للتعديلات التي أدخلتها السلطة النقدية على النظام المصرفي الجزائري (التعديل الذي صدر سنة 2003 على قانون النقد والقرض لسنة 1990)، إبتداءً من نهاية سنة 2006 باشرت معدلات التضخم في الإنخفاض إلى غاية نهاية سنة 2009، لتبقى بعد ذلك في تذبذب مستمر إلى ان تبلغ أعلى قيمة في الثلاثي الأول من سنة 2013 بنسبة 7,69%، لتعود للتراجع في نفس السنة و إلى غاية الثلاثي الرابع من سنة 2014، أما فيما يخص سنة 2015 فسجلت معدلاً قدر بـ 7%، وفيما يتعلق بالفترة الممتدة من سنة 2016 إلى غاية نهاية سنة 2019 فقد تجاوزت قيم معدلات التضخم الـ 4% مع إستمرارية التذبذب، و هي نسب مرتفعة متولدة عن الإصدارات النقدية المتواصلة من دون مقابلات أو الإعتماد الشبه الكلي على المواد المستوردة في تمويل الإقتصاد.

3. معدل الفائدة الحقيقي:

الشكل رقم (2-3): تطور معدل الفائدة الحقيقي في الجزائر



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على معطيات الإحصائيات المالية الدولية.

بدأت معدلات الفائدة في الإنخفاض مباشرة بعد سنة 2000 لتنتقل من 9% الى 3% سنة 2003، وإستمرت في التراجع إلى غاية سنة 2005، مما يدل على أن السلطة النقدية (الجهاز المصرفي و على رأسه بنك الجزائر) قد إتبع سياسة توسعية لدعم الإستثمار، لتعرف بعد ذلك إرتفاعا تدريجيا من نهاية سنة 2006 إلى غاية نهاية سنة 2009 أين بلغت نسبتها 4% مرورا بالأزمة العالمية لسنة 2008، لتشهد إنخفاضا سنة 2010 ثم إرتفاعا في الثلاثي الثالث من سنة 2011 ثم إنخفاضا سنة 2012، إن هذه التذبذبات الحادة ظهرت بعد صدور الأمر04-10 المؤرخ في 26 أوت 2010 الذي يعدل و يتمم الأمر 03 – 11 المتعلق بقانون النقد و القرض لسنة 2003 و تبني بنك الجزائر لسياسة إستهداف التضخم، لتصل إلى أدنى نسبة خلال فترة الدراسة سنة 2015 قدرت بـ 1 % بسبب محاولة إمتصاص السيولة لمعالجة الإختلالات الواقعة (التضخم 7%) و بعد ذلك واصلت هذه المعدلات تذبذبها خاصة خلال سنة2017 و سنة 2018 بعد عملية طبع النقود و الإصدار النقدي، لتصل نسبتها إلى 3% سنة 2019.

II. خطوات تقدير النموذج وعرض وتحليل النتائج :

بعد عرضنا للنموذج المستخدم وتطور متغيرات الدراسة وفقا للتسلسل الزمني، سنحاول في هذا الجزء من البحث الإلمام بمختلف الخطوات اللازمة لتقدير معادلات النموذج الثلاثة الأساسية معادلة بمعادلة، وذلك بتحديد علاقة IS الديناميكية كخطوة أولى، أما الخطوة الثانية فتتمثل في إعتماد منحنى فليبس النيوكينزي ثم كخطوة أخيرة تطبيق قاعدة نقدية من نوع Taylor.

كما تم الإشارة له أنفاً فإن متغيرات الدراسة المعتمدة في النموذج الجزائري هي كالآتي:

إجمالي الناتج المحلي (GDP)، معدل التضخم (INFR) ومعدل الفائدة الحقيقي (IR)، حيث أن عينة الدراسة تغطي 17 عامًا من البيانات ربع السنوية للجزائر، بدءًا من الربع الأول من عام 2003 وتنتهي بالربع الرابع من عام 2019. بالنسبة لمتغير إجمالي الناتج المحلي (GDP) ونظرا لعدم توفر المعطيات الثلاثية له، إعتمدنا الطريقة التي تسمح بتحويل المشاهدات السنوية لبيانات ثلاثية وفقا لـ[5] (Moleka 2015, p.107) الذي يطرح المعادلات التالية:

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

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

[5] Moleka, E.M. (2015). ***Inflation Dynamics and Its Effects On Monetary Policy Rules***. PhD Thesis. University of Bath, United Kingdom.

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

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

II.1. الإحصاء الوصفي للمتغيرات:

يظهر الجدول التالي الإحصائيات الوصفية لمتغيرات الدراسة:

الجدول رقم (2-1): الإحصاء الوصفي للمتغيرات خلال الفترة 2003-2019

N=68	Maximum	Minimum	Mean	Std.Dev.
GDP	55.10058	15.67613	38.93532	10.72879
INFR	7.6875	4	5.722141	0.981466
IR	4	0.3125	2.285212	0.986385

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

يتبين من القيم المتغير أن معدلات التضخم خلال فترة الدراسة كانت محصورة بين أقل نسبة 4% مسجلة في سنة 2011 وأعلى 7.69% نسبة مسجلة في سنة 2013، بمتوسط بلغ 5.72 وبالإنحراف المعياري قدره 0.98 وهو ما يعطينا فكرة عن تجانس السلسلة.

II.2. دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية للبيانات:

إن صحة تقدير العلاقة بين متغيرات النموذج ترتبط بإفتراض إستقرار السلاسل الزمنية، وذلك لأن عدم إستقرار هذه الأخيرة سيؤدي إلى أخطاء في تحديد النموذج المستخدم، سنقوم بإختبار إستقرارية السلاسل الزمنية لكل من متغيرات الدراسة (GDP، INFR، IR)؛ بيان إذا ما كانت مستقرة أم لا يتطلب إستخدام إختبار جذر الوحدة (Unit Root Test)، وبالرغم من تعدد هذه الإختبارات إلا اننا سنحاول تطبيق إختبارين وهما: إختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey-Fuller (ADF) وإختبار فليبس بيرون Philips-Perron (PP).

1. إختبار Augmented Dickey-Fuller:

قمنا بتلخيص مخرجات برنامج الـ Eviews في الجدول التالي الذي يبين نتائج ADF لكل سلسلة زمنية في النموذج:

الجدول رقم (2-2): إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية وفقا لديكي فولر المطور

المتغيرات	عند المستوى				
	Prob	ADF_{cal}	ADF_{tab}		
			1%	5%	10%
GDP	0.2439	-2.103916	-3.533204	-2.906210	-2.590628
INFR	0.0171	-3.334022	-3.531592	-2.905519	-2.590262
IR	0.0155	-3.371632	-3.531592	-2.905519	-2.590262
المتغيرات	عند الفرق الأول				
	Prob	ADF_{cal}	ADF_{tab}		
			1%	5%	10%
GDP	0.0091	-3.565299	-3.533204	-2.906210	-2.590628
INFR	0.0000	-11.16066	-3.533204	-2.906210	-2.590628
IR	0.0000	-11.04854	-3.533204	-2.911730	-2.590628

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن:

عند المستوى الطبيعي، قيم ADF المحسوبة للمتغير GDP بالقيمة المطلقة أصغر من القيم الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10%، وعليه نقبل الفرضية العدمية H_0 التي تنص على وجود جذر الوحدة وبالتالي عدم إستقرارية السلسلة، ونرفض الفرضية البديلة H_1 التي تنص على عدم وجود جذر الوحدة وبالتالي إستقرار السلسلة، ومنه فإن السلسلة الزمنية لإجمالي الناتج المحلي غير مستقرة. أما بالنسبة لكل من السلسلتين الزمنيتين لمعدل التضخم ومعدل الفائدة الحقيقي فهما غير مستقرتين عند مستوى 1%، إلا أن كليهما مستقرتين عند مستويات المعنوية 5% و10%.

بعد أخذ الفروق من الدرجة الأولى، فإن القيمة المحسوبة للمتغير GDP بالقيمة المطلقة أصبحت أكبر من القيم الحرجة بالقيمة المطلقة عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10%، ومنه فإن السلسلة الزمنية لإجمالي الناتج المحلي مستقرة وهو ما ينسجم مع نتائج النظرية القياسية التي تفترض أن أغلب المتغيرات الإقتصادية الكلية لا تكون مستقرة عند المستوى

الطبيعي، ولكنها تصبح مستقرة عند الفرق الأول. أما بالنسبة لكل من السلسلتين الزمنيتين لمعدل التضخم ومعدل الفائدة الحقيقي فهما مستقرتين عند مستويات المعنوية 1%، 5% و10%.

2. إختبار Philips-Perron:

قمنا بتلخيص مخرجات برنامج الـ Eviews في الجدول التالي الذي يبين نتائج PP لكل سلسلة زمنية في النموذج:

الجدول رقم (2-3): إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية وفقا لفليبس بيرون

المتغيرات	عند المستوى				
	Prob	ADF_{cal}	ADF_{tab}		
			1%	5%	10%
GDP	0.2274	-2.147325	-3.531592	-2.905519	-2.590262
INFR	0.0256	-3.179898	-3.531592	-2.905519	-2.590262
IR	0.0224	-3.232776	-3.531592	-2.905519	-2.590262
المتغيرات	عند الفرق الأول				
	Prob	ADF_{cal}	ADF_{tab}		
			1%	5%	10%
GDP	0.0069	-3.665477	-3.533204	-2.906210	-2.590628
INFR	0.0000	-11.57779	-3.533204	-2.906210	-2.590628
IR	0.0000	-11.44445	-3.533204	-2.906210	-2.590628

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن:

عند المستوى الطبيعي، قيم الإحتمال للمتغيرات الـ GDP، INFR وIR هي أكبر من إحتمال القيم الحالية عند مستوى المعنوية 1% (0.01<0.2274؛ 0.01<0.0256؛ 0.01<0.0224) وبالتالي نقبل الفرضية العدمية

H_0 ونرفض الفرضية البديلة H_1 أي أنه يوجد جذر الوحدة وبالتالي السلاسل الزمنية للمتغيرات الـ 03 غير مستقرة. بما أن قيم الإحتمال للمتغيرات الـ INFR وIR هي أصغر من إحتمال القيم الحالية عند المستويات 5% و10%، فإن السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات مستقرة أي لا يوجد جذر الوحدة.

بعد أخذ الفروق من الدرجة الأولى، أصبحت السلاسل الزمنية للمتغيرات الثلاثة للنموذج مستقرة عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10%.

II.3. النمذجة القياسية لمختلف معادلات النموذج:

بعد إجرائنا لإختبارات الإستقرارية 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 الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) لتقدير كل من علاقة IS الديناميكية و منحنى فليبس النيوكينزي NKPC، قدم نموذج الـ ARDL من طرف Pesaran & Shin (1999)[6] و Pesaran & al. (2001)[7]، حيث تقوم هذه الطريقة بإختبار الحدود (Bound test) للعلاقة طويلة الأجل بين متغيرات متكاملة من درجة مختلفة، تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها وقيم المتغيرات التفسيرية الحالية وإبطائها بفترة واحدة أو أكثر. تمكننا ARDL من فصل تأثيرا المدى القصير عن المدى الطويل، كذا تحديد العلاقة التكاملية للمتغير الداخلي والمتغيرات الخارجية في الأجلين الطويل والقصير في نفس المعادلة، زيادة على ذلك تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات الخارجية على المتغير الداخلي، ونستطيع أيضا تقدير معلمات المتغيرات الخارجية في الأجلين القصير والطويل. بن سليمان (2018، ص.99).

أما فيما يتعلق بالقاعدة النقدية من نوع Taylor فسيتم تقديرها بإستخدام طريقة العزوم المعممة Generalized Method of Moments (GMM) كونها الأكثر إستعمالا في الأدبيات الإقتصادية، تم تقديم هذه الطريقة لأول مرة في ورقة بحثية من قبل Hansen (1982)[8] ولكن الفكرة الأساسية تعود لـ Sargan

[6] Pesaran, M.H., Smith, R.J. & Yongcheol Shin, Y. (1999). **An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis**. *Econometric Society Monographs* 31(1), 371-413.

[7] Pesaran, M.H., Smith, R.J. & Yongcheol Shin, Y. (2001). **Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships**. *Journal of Applied Econometrics* 16 (3),289-326.

[8] Hansen, L.P. (1982). **Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators**. *Econometrica* 50 (4), 1029–1054.

(1958)[9] ؛ إن الإهتمام المتزايد بنماذج التوقعات العقلانية في بداية الثمانينات كان أحد الدوافع لتطوير هذه الطريقة، حيث تعتبر الملائمة حسابيًا و البسيطة نسبياً لتقدير معلمات هذه النماذج، يمكن تطبيقها في النماذج الإقتصاد الكلي الخطية أو غير الخطية، في المعادلات الفردية أو أنظمة المعادلات في بيانات Panel أو بيانات السلاسل الزمنية، كما تسمح بالأخذ بعين الإعتبار الطبيعة الداخلية لبعض المتغيرات التفسيرية بإستخدام القيم المتأخرة لهذه المتغيرات كأدوات، مما أدى إلى إستعمالها في العديد من مجالات الإقتصاد التجريبي، إذ يعتبر ظهور GMM أحد أهم التطورات في التحليل الإقتصادي القياسي لنماذج الإقتصاد الكلي على مدى السنوات الـ 37 الماضية (Hall (2005,pp.1-2.

II.1.3. النمذجة القياسية لعلاقة IS الديناميكية خلال الفترة (2003–2019) بإستعمال نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL):

قمنا بتقدير علاقة IS الديناميكية وفقا لخصوصيات الإقتصاد الجزائري وذلك بكتابتها وفقاً للصيغة القياسية الخطية التالية:

$$GDP_t = E_t GDP_{t+1} - IR_t + E_t INFR_{t+1}$$

حيث أن:

GDP_t: يعبر عن مستوى الناتج الحالي، كل من $E_t GDP_{t+1}$ و $E_t INFR_{t+1}$ يعبران على التوالي عن مستوى الناتج المتوقع ومعدل التضخم المتوقع، المتحصل عليهما عن طريق إستخدام مرشح HP[10] (Hodrick-Prescott filter) في حين أن IR_t يعبر عن معدل الفائدة الحقيقي.

II.1.1.3. تقدير نموذج الـ ARDL لمعادلة IS وتحليل نتائجه:

فيما يلي سنقوم بعرض مختلف إختبارات نموذج الـ ARDL اللازمة لتقدير علاقة IS الديناميكية وتحليل نتائجها.

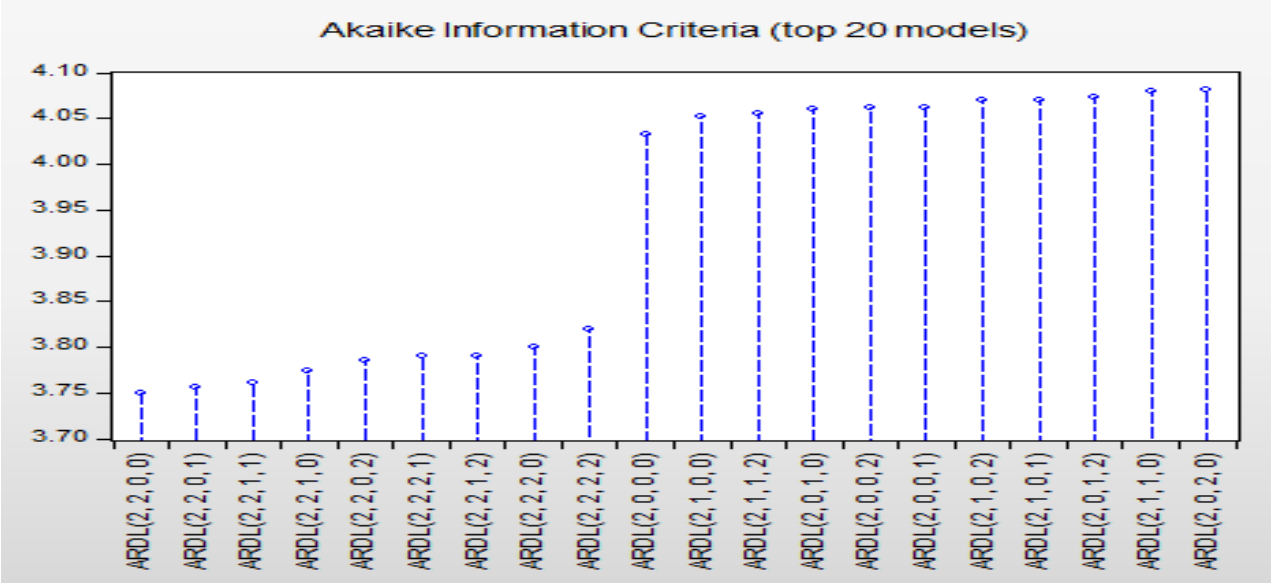
- تحديد درجة الإبطاء الزمني:

[9] Sargan, J. D. (1958). **The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables**. *Econometrica*, 26(3) , 393–415.

[10] حيث Lambda=1600.

يوضح الشكل أدناه درجات الإبطاء الزمني والتي تم تحديدها بإستخدام برنامج Eviews09 بناءاً على معيار Akaike للمعلومة (AIC)، إذ تمثل ARDL(2,2,0,0) درجة الإبطاء المثلى والتي توافق أقل قيمة لهذا لمعيار.

الشكل رقم (2-4): درجة التباطؤ المثلى



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

- جودة أداء نموذج ARDL (2,2,0,0) :

يوضح الجدول أدناه، أن معامل التحديد يساوي 0.9808 أي أن متغيرات المستقلة تفسر التغيرات التي تحدث في الناتج الحالي بنسبة 08. 98% 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 المجدولة أي المعنوية الكلية للنموذج مقبولة عند مستوى 1% وهذا ما يعني أن المتغيرات المستقلة وهي مجمعة لها القدرة على تفسير التغيرات التي تحدث على المتغير التابع، ونلاحظ أن أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على مستوى الناتج الحالي في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الجدول رقم (2-4): نموذج ARDL (2,2,0,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP (-1)	0.930085	0.126926	7.327754	0.0000
GDP (-2)	-0.533917	0.104532	-5.107678	0.0000
GDPHP (1)	-63.15901	13.48508	-4.683622	0.0000
GDPHP	123.6455	26.19218	4.720702	0.0000

GDPHP (-1)	-60.08202	12.67632	-4.739705	0.0000
-IR	-0.274196	0.267859	-1.023657	0.3103
INFRHP (1)	-1.777895	0.847952	-2.096693	0.0405
C	17.24859	6.571523	2.624747	0.0111
R^2= 0.980800		**F-statistic= 415.9562; Prob= 0.000000**		

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

قبل إجراء تقدير العلاقة في الأجل القصير والطويل، يجب إجراء إختبار الكشف عن وجود مشكلة الإرتباط الذاتي بين بواقي التقدير (Serial Correlation LM Test) وفي حال وجود إرتباط ذاتي بين البواقي لا يمكن القبول بالنموذج المدروس والمقترح لدراسة معادلة IS. وفي هذا الصدد، من المهم أن تكون أخطاء النموذج مستقلة بشكل تسلسلي، إذا لم يحدث ذلك فإن تقديرات المعلمة لا تكون متسقة (بسبب القيم المختلفة للمتغير التابع التي تظهر كإنحدار في النموذج)، ولهذا يتم إستخدام إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation (LM Test).

- إختبار وجود الإرتباط الذاتي بين البواقي (LM):

الجدول رقم (2-5): نتائج إختبار الإرتباط الذاتي بين البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.210621	**Prob. F (2,55)**	0.1193
Obs*R-squared	4.836330	**Prob. Chi-Square (2)**	0.0891

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

تشير 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 التكامل المشترك بإستخدام منهج الحدود:

نستعمل هنا إختبار الـ Bounds test للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في المدى الطويل والقصير، وذلك لكي نستطيع تقدير هذه العلاقات في آن واحد.

الجدول رقم (2-6): نتائج إختبار منهج الحدود

Test Statistic	Value	K
F-statistic	8.155439	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 bound
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال نتائج إختبار منهج الحدود Bounds test لهذا النموذج نلاحظ 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.

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات سوف نقوم بتقدير التأثيرات قصيرة وطويلة الأجل بين هذه المتغيرات.

- تقدير العلاقة في المدى القصير (نموذج تصحيح الخطأ ECM):

الجدول رقم (2-7): نتائج تقدير العلاقة في المدى القصير

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP (-1))	0.527485	0.101009	5.222137	0.0000
D(GDPHP (1))	-66.534188	11.342426	-5.865957	0.0000
D(GDPHP)	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

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن 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 للفترة المقبلة. وأن إشارة 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.

ونلاحظ أن معلمة معامل تصحيح الخطأ (أي سرعة العودة إلى التوازن) تساوي CointEq (-1) = -0.622 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 الإنحرافات والإختلالات في الفترة t أي أنه يستغرق نحو 7 أشهر تقريباً حتى يعود إلى التوازن في المدى الطويل.

- تقدير العلاقة في المدى الطويل:

الجدول رقم (2-8): نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPHP (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

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال الجدول نلاحظ أن 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:

$$GDP_t = 0.6698\, E_t GDP_{t+1} + 0.45\,41\, IR_t - 2.944\, E_t INFR_{t+1} + 28.5652$$

نتائج التقدير تظهر أن 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 إرتفاع 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.

وفيما يتعلق بإشارة 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 إرتفاع معدل الفائدة بوحدة واحدة سيزيد الناتج الحالي بـ 0.45 وحدة، وهو على عكس النظرية الإقتصادية إذ أن إرتفاع معدلات الفائدة يؤدي إلى تثبيط فتراجع حجم الإستثمارات ومنه إنخفاض إجمالي الناتج المحلي وهو ما ينعكس جزئيا حيث أن الناتج الحالي (اليوم) يعتمد عكسيا على معدل الفائدة إذ أن إرتفاع هذا الأخير يعني إرتفاع سعر الإستهلاك الحالي فتحتفظ الأسر بنفس مستويات الإستهلاك مما يدفع المؤسسات إلى خفض الإنتاج.

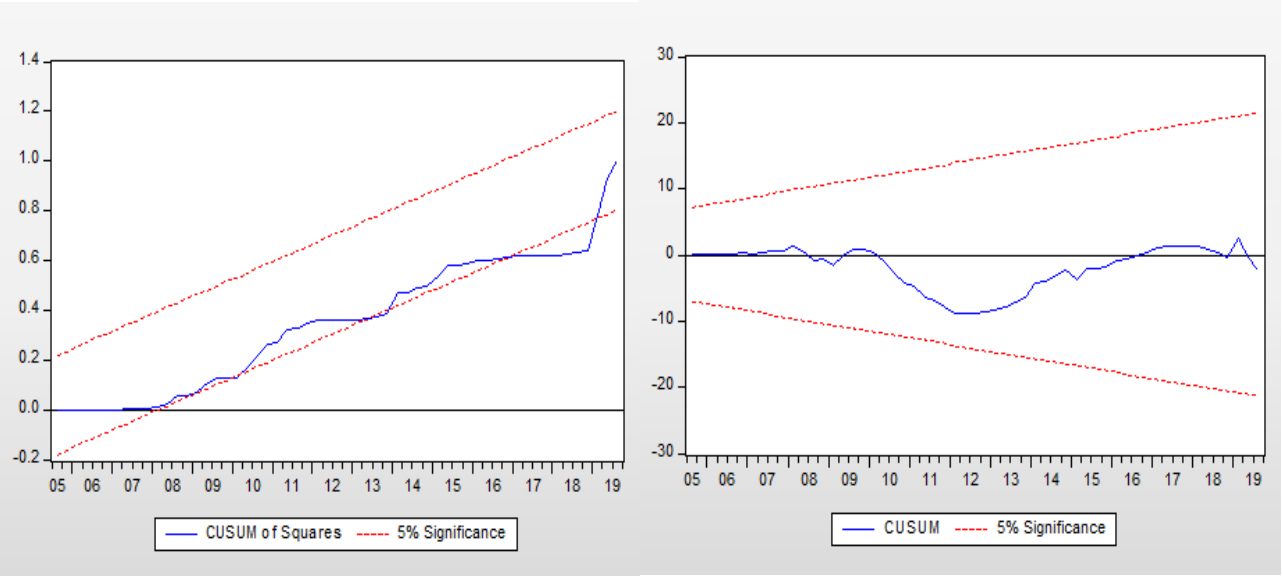
أما إشارة معلمة معدل التضخم المتوقع للفترة المقبلة فهي سالبة مما يدل على أنه يؤثر بشكل عكسي على الناتج الحالي في المدى الطويل وبشكل معنوي إحصائيا حيث أن إرتفاع معدل التضخم المتوقع بوحدة واحدة سيخفض الناتج الحالي بـ 2.94 وحدة، وهو ما يتوافق والنظرية الإقتصادية حيث إذا توقعت الأسر زيادة في معدل التضخم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

كما نلاحظ أن 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.

- إختبار إستقرار النموذج:

للتأكد من أن البيانات المستخدمة تخلو من وجود أي تغيرات هيكلية فيها ومدى إستقرار وإنسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل لابد من أن نستخدم إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) وكذا إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares)، ونتائج الإختبارين موضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (2-5): نتائج إختبار CUSUM وCUSUM of Squares



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

يتضح من الشكل السابق أن المعلمات المقدرة للنموذج غير مستقرة هيكليا خلال الفترة محل الدراسة، حيث نلاحظ أن الشكل البياني لإختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM وقع داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، أما إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة 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 (سوق السلع: جانب الطلب) خلال فترة الدراسة وأن نتائجها في المدى الطويل غير منسجمة ونتائجها في المدى القصير.

يمكن إيضاح فترات الإختلالات من خلال إختبار Bai-Perron Multiple Breakpoint Test.

الجدول رقم (2-9): نتائج إختبار Bai-Perron

Sequential F-statistic determined breaks:			3
Break Test	**F-statistic**	**Scaled F-statistic**	**Critical Value****
0 vs. 1 *	9.727418	9.727418	8.58
1 vs. 2 *	33.51882	33.51882	10.13
2 vs. 3 *	16.68589	16.68589	11.14
3 vs. 4	9.810747	9.810747	11.83
* Significant at the 0.05 level.			
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.			

Break dates:	Sequential	Repartition	
1	2009Q1	2009Q1	
2	2017Q2	2014Q4	
3	2014Q4	2017Q2	

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال الجدول يظهر بأن 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 الأزمنة النفطية التي تولدت عن وفرة المعروض النفطي مما أدى إلى تدهور أسعاره، أما الفترة الثالثة فترجع لعملية طبع النقود المتواصل بدون مقابل.

II.3.2. النمذجة القياسية لمنحنى فليبس النيوكينزي خلال الفترة (2003-2019) بإستعمال نموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL):

قمنا بتقدير منحنى فليبس النيوكينزي وفقا لخصوصيات الاقتصاد الجزائري وذلك بكتابته وفقاً للصيغة القياسية الخطية التالية:

$$INFR_t = GDP_t + E_t INFR_{t+1}$$

حيث أن:

$INFR_t$: يعبر عن معدل التضخم الحالي، GDP_t: يعبر عن مستوى الناتج الحالي و $E_t INFR_{t+1}$ يعبر عن معدل التضخم المتوقع.

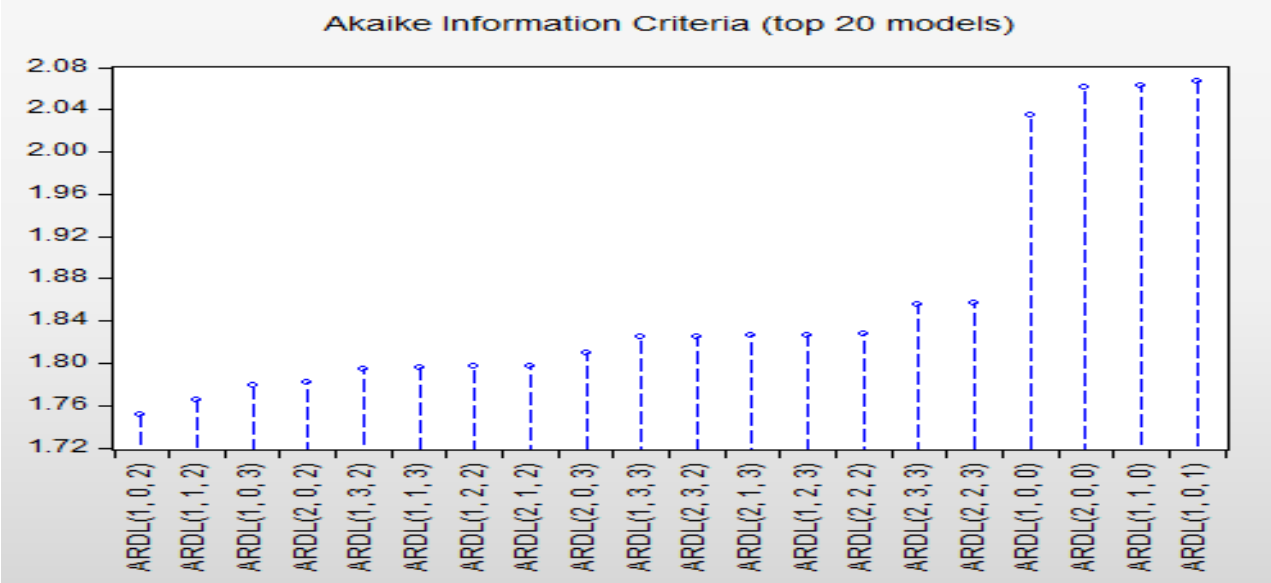
II.3.2.1. تقدير نموذج الـ ARDL لمعادلة CP وتحليل نتائجه:

فيما يلي سنقوم بعرض مختلف إختبارات نموذج الـ ARDL اللازمة لتقدير منحنى فليبس النيوكينزي وتحليل نتائجه.

- تحديد درجة الإبطاء الزمني:

يوضح الشكل أدناه درجات الإبطاء الزمني والتي تم تحديدها بإستخدام برنامج Eviews09 بناءاً على معيار Akaike للمعلومة (AIC)، إذ تمثل ARDL(1,0,2) درجة الإبطاء المثلى والتي توافق أقل قيمة لهذا لمعيار.

الشكل رقم (2-6): درجة التباطؤ المثلى



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

- جودة أداء نموذج ARDL (1,0,2) :

يوضح الجدول أدناه، أن 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 المجدولة أي المعنوية الكلية للنموذج مقبولة عند مستوى 1% وهذا ما يعني أن المتغيرات المستقلة وهي مجمعة لها القدرة على تفسير التغيرات التي تحدث على المتغير التابع، ونلاحظ أن أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة.

الجدول رقم (2-10): نموذج ARDL (1,0,2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFR (-1)	0.118102	0.115466	1.022831	0.3105
GDP	-0.005875	0.007146	-0.822121	0.4143
INFRHP (1)	-131.4753	25.72151	-5.111493	0.0000
INFRHP	265.4218	51.59574	5.144257	0.0000
INFRPH (-1)	-134.7600	26.21816	-5.139948	0.0000
C	9.840656	2.441025	4.031363	0.0002

R^2= 0.710304	F-statistic= 29.42268; Prob= 0.000000

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

قبل إجراء تقدير العلاقة في الأجل القصير والطويل، يجب إجراء إختبار الكشف عن وجود مشكلة الإرتباط الذاتي بين بواقي التقدير (Serial Correlation LM Test) وفي حال وجود إرتباط ذاتي بين البواقي لا يمكن القبول بالنموذج المدروس والمقترح لدراسة معادلة CP. وفي هذا الصدد، من المهم أن تكون أخطاء النموذج مستقلة بشكل تسلسلي، إذا لم يحدث ذلك فإن تقديرات المعلمة لا تكون متسقة (بسبب القيم المختلفة للمتغير التابع التي تظهر كإنحدار في النموذج)، ولهذا يتم إستخدام إختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation (LM Test).

- إختبار وجود الإرتباط الذاتي بين البواقي (LM):

الجدول رقم (2-11): نتائج إختبار الإرتباط الذاتي بين البواقي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.070230	**Prob. F (2,55)**	0.9323
Obs*R-squared	0.159447	**Prob. Chi-Square (2)**	0.9234

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

تشير 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.

- إختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود:

نستعمل هنا إختبار الـ Bounds test للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في المدى الطويل والقصير، وذلك لكي نستطيع تقدير هذه العلاقات في آن واحد.

الجدول رقم (2-12): نتائج إختبار منهج الحدود

Test Statistic	Value	K
F-statistic	14.79249	2
Critical Value Bounds		

Significance	I0 Bound	I1 bound
10%	2.63	3.35
5%	3.1	3.87
2.5%	3.55	4.38
1%	4.13	5

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال نتائج إختبار منهج الحدود Bounds test لهذا النموذج نلاحظ 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.

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات سوف نقوم بتقدير التأثيرات قصيرة وطويلة الأجل بين هذه المتغيرات.

- تقدير العلاقة في المدى القصير (نموذج تصحيح الخطأ ECM):

الجدول رقم (2-13): نتائج تقدير العلاقة في المدى القصير

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

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن أغلب معالم النموذج لهم دلالة معنوية مما يدل على تأثيرهم على معدل التضخم في الجزائر في المدى القصير ما عدا معلمة الناتج؛ وأن إشارة كل من معلمتي الناتج ومعدل التضخم المتوقع ظهرت سالبة مما يدل على أنهما يؤثران بصفة سالبة على التضخم في المدى القصير في الجزائر.

ونلاحظ أن معلمة معامل تصحيح الخطأ (أي سرعة العودة إلى التوازن) تساوي - CointEq (-1) = 0.8956 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 الإنحرافات والإختلالات في الفترة t أي أنه يستغرق نحو 10 أشهر تقريباً حتى يعود إلى التوازن في المدى الطويل.

- تقدير العلاقة في المدى الطويل:

الجدول رقم (2-14): نتائج تقدير العلاقة في المدى الطويل

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

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

بتعويض معلمات المتغيرات المحصلة في صيغة القياسية المذكورة أنفاً نتحصل على التالية:

$$INFR_t = -0.0067GDP_t - 0.9225E_tINFR_{t+1} + 11.1585$$

تشير نتائج التقدير إلى 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 إنخفاض 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 إنخفاض التضخم.

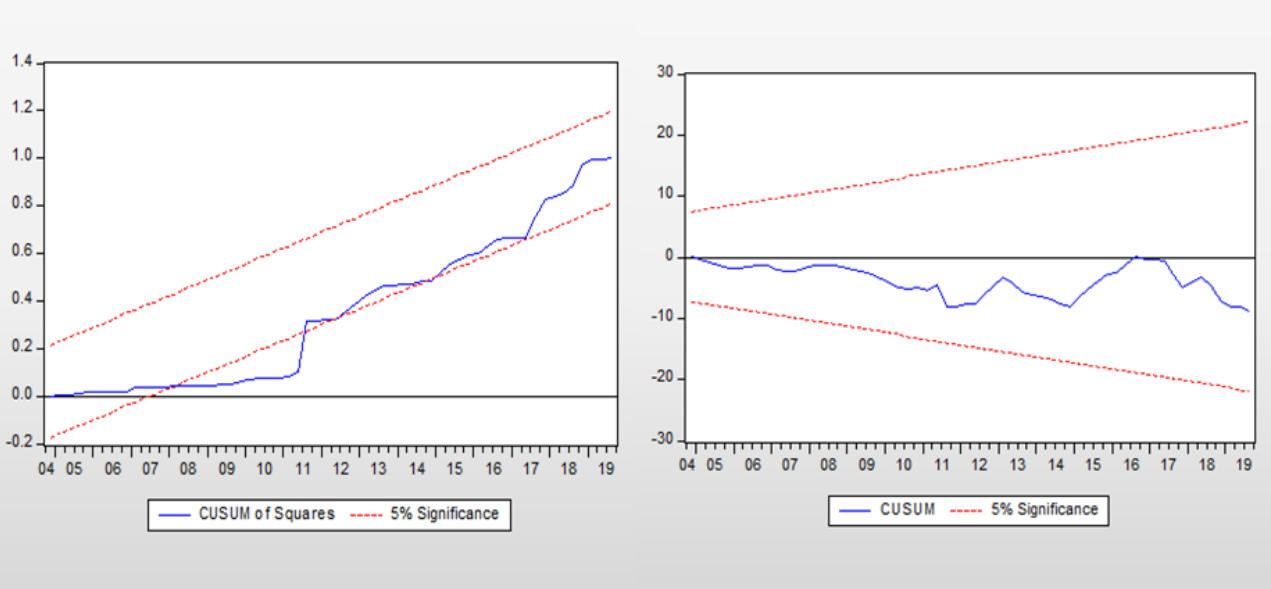
وفيما يتعلق بإشارة معلمة معدل التضخم المتوقع للفترة المقبلة فهي سالبة مما يدل على أنه يؤثر بشكل عكسي على معدل التضخم في المدى الطويل وبشكل معنوي إحصائيا حيث أن إرتفاع معدل التضخم المتوقع بوحدة واحدة سيؤدي إلى إنخفاض معدل التضخم الحالي بـ 2.9225 وحدة، وهو ما لا يتوافق وتحليل الـ NKPC، حيث معدلات التضخم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

أما بالنسبة 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.

- إختبار إستقرار النموذج:

للتأكد من أن البيانات المستخدمة تخلو من وجود أي تغيرات هيكلية فيها ومدى إستقرار وإنسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل لابد من أن نستخدم إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) وكذا إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares)، ونتائج الإختبارين موضحة في الشكل التالي:

الشكل رقم (2-7): نتائج إختبار CUSUM وCUSUM of Squares



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

يتضح من الشكل السابق أن المعلمات المقدرة للنموذج غير مستقرة هيكليا خلال الفترة محل الدراسة، حيث نلاحظ أن الشكل البياني لإختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUM وقع داخل حدود المنطقة الحرجة عند مستوى المعنوية 5%، أما إختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة 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.

يمكن إيضاح فترات الإختلالات من خلال إختبار Bai-Perron Multiple Breakpoint Test.

الجدول رقم (2-15): نتائج إختبار Bai-Perron

Sequential F-statistic determined breaks:			2
Break Test	**F-statistic**	**Scaled F-statistic**	**Critical Value****
0 vs. 1 *	5.549218	16.64765	13.98
1 vs. 2 *	7.992916	23.97875	15.72
2 vs. 3 *	5.434259	16.30278	16.83
* Significant at the 0.05 level.			
** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.			
Break dates:	**Sequential**	**Repartition**	
1	2013Q1	2007Q1	
2	2007Q2	2013Q4	

المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

من خلال الجدول يظهر بأن 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.

II.3.3. النمذجة القياسية لقاعدة نقدية من نوع Taylor خلال الفترة (2003-2019) بإستعمال طريقة العزوم المعممة (GMM):

تطرقنا في الجانب النظري إلى كون أن قاعدة Taylor الأصلية هي حالة خاصة للقاعدة النقدية من نوع Taylor التي إعتمدناها في نموذج الدراسة، كون هذه الأخيرة تُبنى وفق مبدأ التضخم المستهدف. سنحاول في هذا الجزء إختبار معادلة RT ذلك بما يتناسب وخصائص الإقتصاد الجزائري بإستخدام طريقة العزوم المعممة GMM.

لتطبيق نموذج العزوم المعممة (GMM) قمنا بإستخدام مجموعة من المتغيرات المساعدة المتمثلة في :

الصادرات (Expo)، الواردات (Impo)، سعر برميل البترول (Op)، سعر الصرف الحقيقي (Reer)، معدل الإقراض (Lendr)، معدل الخصم (Dr)، معدل الفائدة على سندات الخزينة (Tbr).

II.3.3.1. إختبار القاعدة النقدية (RT) وتحليل نتائجها:

تكتب وفقاً للصيغة القياسية الخطية التالية:

$$IR_t = (INFR_t - \overline{INFR_t}) + GDP_t$$

حيث أن:

IR_t يعبر عن معدل الفائدة التايلوري، $(INFR_t - \overline{INFR_t})$ 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[11] (Hodrik-Prescott filter) و GDP_t تعبر عن فجوة الناتج وهي الفرق بين الناتج الحالي والمحتمل.

الجدول رقم (2-16): نتائج تقدير قاعدة من نوع Taylor

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-GDPHP	0.083515	0.038720	2.156915	0.0349

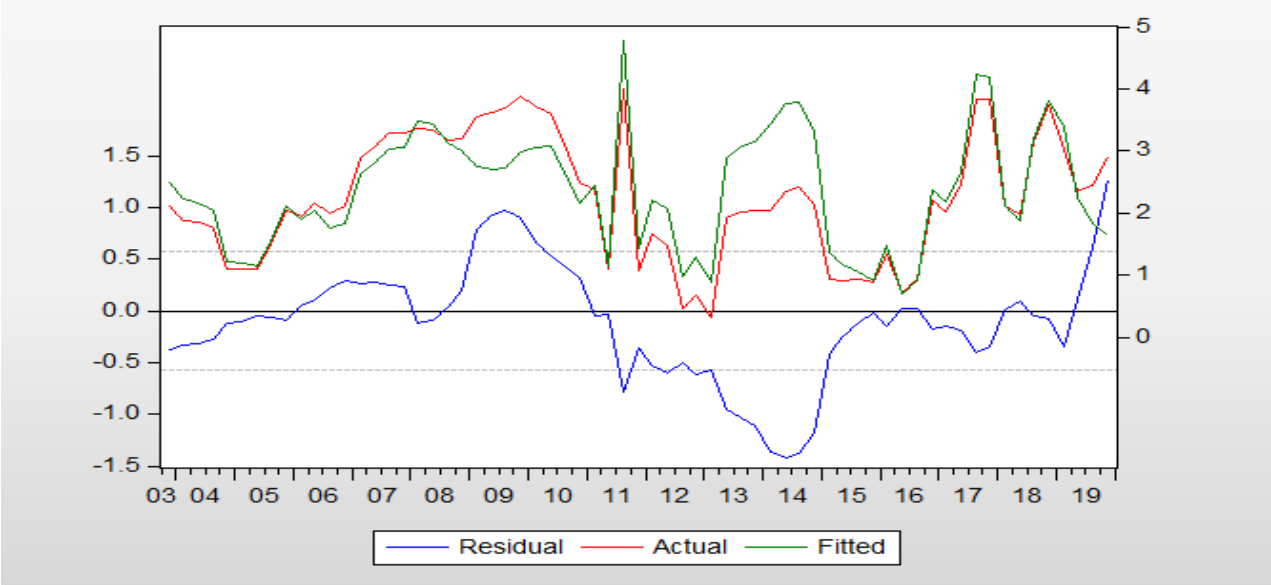
المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

بتعويض معلمات المتغيرات المحصلة في صيغة القياسية المذكورة أنفاً نتحصل على التالية:

$$IR_t = -1.19(INFR_t - \overline{INFR_t}) + 0.08\, GDP_t + 2.41$$

الشكل رقم (2-8): الفرق بين معدل الفائدة الحقيقي والمحسوب

[11] حيث Lambda=1600.



المصدر: من إعداد الطالبة بالإعتماد على مخرجات Eviews 09.

نلاحظ من خلال نتائج التقدير 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 التايلورية حول كون أن المعاملات أكبر من الصفر. يبين الشكل أعلاه الفوارق بين معدلات الفائدة الحقيقية وتلك المحسوبة وفقا لقاعدة Taylor المفعِلة 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 بالمراحل 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 التايلوري، يرجع هذا الفرق الموجب إلى ما شهده الإقتصاد الدولي من إضطرابات بسبب الأزمة العالمية وتقلبات أسعار النفط التي أثرت على المداخيل الجزائرية، ليعود وينقلب الوضع أين يعلو معدل الفائدة المحسوب فوق منحنى معدل الفائدة الحقيقي إبتداءً 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 منحنى البواقي يقع تحت المحور بسبب قرار السلطة النقدية فيما يخص التسهيلات الكمية من خلال الإصدار النقدي لسنة 2017.

الخلاصة:

باشرنا الجانب التطبيقي للدراسة بتحديد النموذج النيوكينزي المعتمد وتبسيطه، حيث إرتأينا أن نقوم بإختبار تقدير النموذج معادلة بمعادلة بغية الوصول إلى تحليل قياسي قريب من الواقع ومطابق للنظريات والمدلول الإقتصادي، بالإعتماد على ثلاث سلاسل زمنية للمتغيرات الإقتصادية الكلية التالية: إجمالي الناتج المحلي، معدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم فتتبعنا مسار تطوراتها، وكشفنا عن درجة إستقرارها ما خول لنا إستعمال الإختبارات القياسية الخاصة بكل من نموذج ARDL وطريقة GMM واللتان عرضنا مفهومهما بإختصار؛ إنتقلنا في الجزء الموالي إلى النمذجة القياسية للمعادلات الثلاثة الرئيسية للنموذج: معادلة IS و معادلة CP اللتان مكنتانا من تحديد طبيعة العلاقات بين متغيرات الدراسة وذلك بتحليل نتائج التقدير جزئيا وكليا، ومعادلة RT التي شخصت لنا رد فعل السياسة النقدية.

الخاتمة العامة

الخاتمة العامة:

يظهر من خلال تتبع خطوات البحث المعنون بـ " تقدير النموذج النيوكينزي للإقتصاد الجزائري" في الفترة من الثلاثي الأول لسنة 2003 إلى غاية الثلاثي الرابع لسنة 2019 أن محور إهتمامنا في هذه الدراسة هو التحقق من إمكانية تطبيق النموذج النيوكينزي القاعدي على الإقتصاد الجزائري، ولبلوغ ذلك قمنا بتقسيم دراستنا إلى جانبين حيث يخص الجانب الأول الإطار النظري وذلك قصد تكوين نظرة عامة حول الموضوع المعالج، الذي سلطنا الضوء فيه على كل ما يتعلق بالنموذج النيوكينزي بداية من التطور التاريخي للنهج النيوكينزي، مرورا بمفهومه وأهم ملامحه ومن تم توصيف سلوكيات القطاعات الأساسية التي يتضمنها، لننتقل بعد ذلك لعرض المعادلات الرئيسية الثلاث المكونة له، وختمنا الدراسة النظرية بمجموعة من الدراسات التجريبية للنموذج على عدد من دول العالم. فيما يتعلق بالجانب الثاني والذي يتمثل في الدراسة التطبيقية، فحاولنا من خلاله تبني النموذج النيوكينزي القاعدي بإستخدام ثلاث سلاسل زمنية للإقتصاد الكلي الجزائري (إجمالي الناتج المحلي، معدل التضخم ومعدل الفائدة الحقيقي)، تم تقدير معادلات النموذج معادلة بمعادلة وذلك بإستخدام كل من طريقة الـ ARDL والـ GMM.

حصرنا الإجابة عن الإشكالية العامة والإشكاليات الفرعية للبحث في نطاق ثلاث فرضيات، سنستعرض فيما يلي صحتها من عدمها:

الفرضية الأولى: التأثير السلبي لمعدل الفائدة الحقيقي على النشاط الإقتصادي ينعكس على ديناميكيات معدلات التضخم.

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.

الفرضية الثانية: يمكن تحقيق الإستقرار النقدي من خلال مبدأ إستهداف التضخم.

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 نتيجةً لعدم تناسق معدل الفائدة الحقيقي مع المنتظر كون أن معلمات فجوة التضخم (الحالي والمستهدف) وفجوة الإنتاج لا تنطبق والشروط التايلورية، وبالتالي فإنه لا يمكن إعتمادها 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 نتيجةً لمنافاة ما هو معلن لما هو مطبق والراجع لنقص معايير المصداقية والشفافية.

الفرضية الثالثة: خصوصيات الإقتصاد الجزائري تستدعي إدخال تعديلات على النموذج النيوكينزي القاعدي.

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 معادلة 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 كصدمة أسعار النفط، صدمة التضخم، صدمة السياسة النقدية وغيرها من الصدمات.

- **التوصيات والإقتراحات:**

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 الإقتصاد.
- ضرورة شفافية المنظومة الإحصائية الجزائرية والعمل على تكاملها بما يسمح بتكوين توقعات عقلانية مبنية على بيانات صحيحة.
- العمل على إنتشار إستعمال النماذج النيوكينزية متوسطة الحجم التي تظهر نطاقًا واسعًا من الإحتكاكات بإعتبارها أدوات لتقييم آثار التغييرات السياسية ولتوضيح مصادر التقلبات الإقتصادية الكلية.
- إستخدام النماذج النيوكينزي خاصة الحديثة منها كنماذج DSGE لإنتاج التنبؤات وإجراء تحليلات السياسات الإقتصادية وبشكل خاص لتسهيل عملية إتخاذ قرار السياسة النقدية.
- تقدير النماذج القياسية الكلية بإستعمال الأساليب الحديثة كالتقنيات البايزية لتقدير المعلمات 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.
- نظرا للإستخدامات العديدة للنماذج النيوكينزية، فيمكن إستخدامها لتقييم التطورات المؤسسية مثل إنشاء تكتلات اقتصادية كمنطقة عملة مشتركة (منطقة نقد مثلى).

المراجع

المراجع باللغة العربية:

1. بن سليمان، يحي (2018). **قياس أثر الإنفاق الحكومي على النمو الإقتصادي في الجزائر بإستعمال مقاربة ARDL Bounds Testing**. مجلة البديل الإقتصادي 5 (1)، جامعة الجزائر 3.
2. الشربيني، ع. عراقي ومحروس، م. ولاء (2013). **إستخدام نماذج التوازن العام العشوائية الديناميكية في تحليل السياسة النقدية مع التطبيق على تنزانيا**. المؤتمر السنوي 48 للإحصاء وعلوم الكمبيوتر وبحوث العمليات، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة.

المراجع باللغة الأجنبية:

1. 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. https://economix.fr/pdf/dt/2011/WP_EcoX_2011-39.pdf
2. Almeida,V. (2009). **Bayesian estimation of a DSGE model for the Portuguese economy**, Working Papers Series 2009-14, Bank of Portugal. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1535285
3. Bergholt, D. (2012). **The Basic New Keynesian Model**. Lecture notes, Norwegian Business School. http://bergholt.weebly.com/uploads/1/1/8/4/11843961/the_basic_new_keynesian_model_-_drago_bergholt.pdf
4. Blazquez, J., Galeotti,M., Manzano, B., Pierru, A. & Pradhan, S. (2019). **K-DSGE: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Saudi Arabia**. King Abdullah Petroleum Studies and Research Center (KAPSARC). https://www.kapsarc.org/research/publications/k-dsge-a-dynamic-stochastic-general-equilibrium-model-for-saudi-arabia/
5. Boukheroufa, A. (2018). **Business Cycles in Algerian Economy: A Bayesian DSGE Approach**. *Journal of Finance and Corporate Governance* 2 (1), 72-100. http://www.univ-oeb.dz/JFCG/index.php/category/articles/

6. Burriel, P., Fernández-Villaverde, J. & Rubio-Ramírez, J.F. (2009). **MEDEA : a DSGE model for the Spanish economy**. *Series: Journal of the Spanish Economic Association* 1 (1), 175-243. https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s13209-009-0011-x.pdf
7. Calvo, G.A. (1983). **Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework**. *Journal of Monetary Economics* 12 (3), 383–398. https://booksc.xyz/book/13117877/139c37
8. Christiano, L.J., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2001). Nominal Rigiditis and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary policy. Working Paper 2001-08, Federal Reserve Bank of Cleveland. https://booksc.xyz/book/72328189/8ead25
9. Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999). **The Science of Monetary: A New Keynesian Prospective**", *Journal of Economic Literature* 37(4), 1661–1707. https://wwwusers.york.ac.uk/~psm509/ULB2012/ClaridaGaliGertlerJEL1999.pdf
10. Côté, D., Lam, J., Liu, Y. et St-Amant, P. (2002). **Le rôle des règles simples dans la conduite de la politique monétaire au Canada**. Revue De La Banque Du Canada. https://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/cote_f.pdf
11. 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. https://www.asjp.cerist.dz/en/article/9488
12. Dixit, A.K. & Stiglitz, J.E. (1977). **Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity**. *The American Economic Review* 67 (3), 297–308. https://booksc.xyz/book/22017219/9ce6ff
13. El Mokri, K., Ragbi, A. et Tounsi, S. (2015). **Politique Budgétaire Et Activité Économique Au Maroc : une analyse quantitative**. OCP Policy Center. https://www.policycenter.ma/sites/default/files/Book-Politique-Budge%cc%81taire3_1.pdf
14. Fischer, S. (1975). **Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule**. Working Paper No. 166, MIT,191-205.

https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/63894/longtermcontract00fisc.pdf?sequence=1&isAllowed=y

15. Froyen, R.T. & Guender, A.V. (2007). ***Optimal Monetary Policy under Uncertainty***. Edward Elgar Publishing Limited. https://b-ok.africa/book/3434465/9182f2
16. Galí, J. (2002). **New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle**. NBER Working Paper Series No.8767. https://www.nber.org/papers/w8767.pdf
17. Galí, J. (2008). ***Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework***. Princeton University Press. https://b-ok.africa/book/873271/6033fc
18. Galí, J. (2018). **The State Of New Keynesian Economics: A Partial Assessment**. *Journal of Economic Perspectives* 32 (3), 87-112. https://www.nber.org/papers/w24845.pdf
19. Goodfriend, M.& King,R. (1997). **The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy**. Working Paper 98-5, Federal Reserve Bank of Richmond, 231-283. https://www.richmondfed.org/-/media/richmondfedorg/publications/research/working_papers/1998/pdf/wp98-5.pdf
20. Hall, A.R. (2005) ***Generalized Method of Moments: Advanced texts in econometrics***. Oxford University Press. https://b-ok.africa/book/448452/f1b820?regionChanged=&redirect=22436990
21. Hansen, L.P. (1982). **Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators**. *Econometrica* 50 (4), 1029–1054.
22. Hetzel, R.L. (2000). **The Taylor Rule: Is It a Useful Guide to Understanding Monetary Policy?** . Economic Quarterly, 86(2), Federal Reserve Bank of Richmond. https://www.richmondfed.org//media/richmondfedorg/publications/research/economic_quarterly/2000/spring/pdf/hetzel.pdf

23. Hicks, J. R. (1937). **Mr. Keynes and the "Classics" : A Suggested Interpretation**. *Econometrica* 5(2), 147–159. https://booksc.xyz/book/21895291/b341c2

24. Ireland, P.N. (2004). **Technology Shocks In The New Keynesian Model**. *The Review of Economics and Statistics* 86 (4), 923-936. https://core.ac.uk/reader/192706072

25. Juselius, M. (2008). **Testing the New Keynesian Model on U.S. And Euro Area Data**. Economics Discussion Paper No. 2008-23. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1726658#

26. Khieu, V.H. (2014). **The role of monetary policy in the New Keynesian Model: Evidence from Vietnam**. Working Paper No.1075, William Davidson Institute. https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/132974/wp1075.pdf;jsessionid=F28B087E303A55CDC58682C696482484?sequence=1

27. Kydland, F.E. & Prescott, E.C. (1982). **Time to Build and Aggregate Fluctuations**. *Econometrica* 50 (6), 1345-1370. https://booksc.xyz/book/29206891/674e8e

28. Liu, P. (2006). **A Small New Keynesian Model of The New Zealand Economy**. Discussion Paper Series DP2006-03, Reserve Bank of New Zealand. https://www.rbnz.govt.nz/-/media/ReserveBank/Files/Publications/Discussion%20papers/2006/dp06-03.pdf

29. Lucas, R.E. (1976). **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1 (1), 19-46. http://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500_Fall2013/2Nov2013_CevdetAkcay/LucasCritique_1976.pdf

30. Lünnemann, P. et Rouabah, A. (2003). **Règle De Taylor : Estimation Et Interprétation Pour La Zone Euro Et Pour Le Luxembourg**. Cahier D'étude N° 9, Banque centrale du Luxembourg. http://www.bcl.lu/en/publications/Working-papers/9/BCLWP009.pdf

31. McCallum, B.T. & Nelson, E. (1999). **An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis**. NBER Working Paper Series No. 5875, 296–316. https://www.nber.org/papers/w5875.pdf

32. Moleka, E.M. (2015). ***Inflation Dynamics and Its Effects On Monetary Policy Rules***. PhD Thesis. University of Bath, United Kingdom. https://researchportal.bath.ac.uk/en/studentTheses/inflation-dynamics-and-its-effects-on-monetary-policy-rules

33. Mordi, C.N.O., Adebiyi, M.A., Adenuyga, A.O., Abeng, M.O., Adeboye, A.A., Adamgbe, E.T. & Evbuomwan, O.O. (2013). **Dynamic Stochastic General Equilibrium Model For Monetary Policy Analysis In Nigeria**. Research Department, Central Bank of Nigeria. https://www.cbn.gov.ng/Out/2015/RSD/Dynamic%20Stochastic%20General%20Equilibrium%20Model%20for%20Monetary%20Policy%20Analysis%20in%20Nigeria.pdf

34. Moyen, S. et Sahuc, J. (2008). **Le modèle d'Equilibre Général de la "Nouvelle Synthèse" : Quelles Hypothèses Retenir ?**. *Économie & prévision* 183-184, 15-34. https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_2008_num_183_2_7804

35. Pesaran, M.H., Smith, R.J. & Yongcheol Shin, Y. (1999). **An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis**. *Econometric Society Monographs* 31(1), 371-413. https://pdfs.semanticscholar.org/743d/c1e8cf7eea4a2ac9bc58907f2ce08a1f5d90.pdf?_ga=2.160787965.1326676816.1599358325-1172068619.1597622289

36. Pesaran, M.H., Smith, R.J. & Yongcheol Shin, Y. (2001). **Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships**. *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), 289-326. https://www.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/418/pss1.pdf?s

37. Phelps, E. & John B. Taylor, J.B. (1977). **Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations**. *Journal of Political Economy* 85 (1),163-190. https://booksc.xyz/book/37125461/d4c281

38. Pongsaparn, R. (2008). **A Small Semi-structural Model for Thailand**: **Construction and Application**. Bank of Thailand. https://www.bot.or.th/Thai/MonetaryPolicy/MonetPolicyKnowledge/Documents/22Paper_SmallModel.pdf

39. Preston, B. (2005). **Learning about Monetary Policy Rules when Long-Horizon Expectations Matter**. *International Journal of Central Banking* 1 (2), 81–126. https://www.ijcb.org/journal/ijcb05q3a3.htm

40. Rotemberg, J.J. & Woodford, M. (1997). **An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy**. in 'NBER Macroeconomics Annual 1997', NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, Inc, 297–346. https://www.nber.org/booksbyseries/MA.html

41. Sahminan, Utama, G., Rakman, R.N. & Idham, (2017). **A Dynamic Stochastic General Equilibrium** (**Dsge**) **Model to assess The Impact of Structural Reforms on The Indonesian Economy**. Bulletin of Monetary Economics and Banking 20 (2), Bank of Indonesia. https://pdfs.semanticscholar.org/0929/3a2ec7255f5c5722ddd1ea6c2d7f1bd41aef.pdf?_ga=2.156466034.851154327.1599249975-1172068619.1597622289

42. Sargan, J. D. (1958). **The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables**. *Econometrica*, 26 (3), 393–415. https://booksc.xyz/book/18879539/8dc1d4

43. 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). https://www.econstor.eu/bitstream/10419/97764/1/IMFS_WP_52.pdf

44. Sims, C.A. (1980). **Macroeconomics and reality**. *Econometrica* 48 (1), 1-48. https://booksc.xyz/book/18772783/e35fb4

45. Smets, F. & Wouters, R. (2003). **An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area**. *Journal of the European Economic Association* 1 (5), 1123–1175. https://booksc.xyz/book/55445903/cb97a6

46. Taylor, J.B. (1979a). **Staggered Wage Setting in a Macro Model**. *The American Economic Review* 69 (2), 108-113. https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1991/Staggered%20Wage%20Setting%20in%20a%20Macro%20Model.pdf

47. Taylor, J.B. (1979b). **Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations**. *Econometrica* 47 (5), 1267-1286. https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1979/Estimation_and_Control_of_a_Macroeconomic_Model_with_Rational_Expectations.pdf

48. Taylor, J.B. (1980). **Aggregate dynamics and staggered contracts**. *Journal of Political Economy* 88 (1), 1-23. https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1980/Aggregate_Dynamics_and_Staggered_Contracts.pdf

49. Taylor, J.B. (1993). **Discretion versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Series on Public Policy 39, 195-214. https://booksc.xyz/book/16359747/974b89

50. Walsh, C.E. (2003). ***Monetary Theory and Policy***. 2nd edition. MIT Press. https://b-ok.africa/book/683005/1c8d04

51. Woodford, M. (1999). **Revolution and Evolution in Twentieth-Century Macroeconomics**. Princeton University. http://www.columbia.edu/~mw2230/macro20C.pdf

52. Woodford, M. (2003). ***Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy***. Princeton University Press. https://b-ok.africa/book/2614253/e71149

53. Yun, T. (1996). **Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles**. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 345–370. https://booksc.xyz/book/14145390/c9259f

54. 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. http://www.theses.fr/2012BOR40022/abes

الملاحق

- الملحق رقم (2-1): نموذج ARDL (2,2,0,0)

Dependent Variable: GDP
Method: ARDL
Date: 09/09/20 Time: 21:40
Sample (adjusted): 2003Q3 2019Q3
Included observations: 65 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (2 lags, automatic): GDPHP(+1) -IR INFRHP(+1)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 54
Selected Model: ARDL(2, 2, 0, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDP(-1)	0.930085	0.126926	7.327754	0.0000
GDP(-2)	-0.533917	0.104532	-5.107678	0.0000
GDPHP(1)	-63.15901	13.48508	-4.683622	0.0000
GDPHP	123.6455	26.19218	4.720702	0.0000
GDPHP(-1)	-60.08202	12.67632	-4.739705	0.0000
-IR	-0.274196	0.267859	-1.023657	0.3103
INFRHP(1)	-1.777895	0.847952	-2.096693	0.0405
C	17.24859	6.571523	2.624747	0.0111

R-squared	0.980800	Mean dependent var	39.72929
Adjusted R-squared	0.978442	S.D. dependent var	10.14807
S.E. of regression	1.490015	Akaike info criterion	3.750267
Sum squared resid	126.5483	Schwarz criterion	4.017884
Log likelihood	-113.8837	Hannan-Quinn criter.	3.855859
F-statistic	415.9562	Durbin-Watson stat	2.171006
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

- الملحق رقم (2-2): نتائج تقدير المدى الطويل والقصير لمعادلة IS

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(GDPHP(1))	-66.534188	11.342426	-5.865957	0.0000
D(GDPHP)	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*GDPHP(1) -0.4541*-IR -2.9444*INFRHP(1) + 28.5652)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPHP(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 (2-3): نموذج ARDL (1,0,2)

Dependent Variable: INFR
Method: ARDL
Date: 07/26/20 Time: 19:10
Sample (adjusted): 2003Q2 2019Q3
Included observations: 66 after adjustments
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): GDP INFRHP(+1)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 32
Selected Model: ARDL(1, 0, 2)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INFR(-1)	0.118102	0.115466	1.022831	0.3105
GDP	-0.005875	0.007146	-0.822121	0.4143
INFRHP(1)	-131.4753	25.72151	-5.111493	0.0000
INFRHP	265.4218	51.59574	5.144257	0.0000
INFRHP(-1)	-134.7600	26.21816	-5.139948	0.0000
C	9.840656	2.441025	4.031363	0.0002

R-squared	0.710304	Mean dependent var	5.737942
Adjusted R-squared	0.686162	S.D. dependent var	0.991896
S.E. of regression	0.555672	Akaike info criterion	1.749232
Sum squared resid	18.52630	Schwarz criterion	1.948291
Log likelihood	-51.72465	Hannan-Quinn criter.	1.827890
F-statistic	29.42268	Durbin-Watson stat	1.956418
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

- الملحق رقم (2-4): نتائج تقدير المدى الطويل والقصير لمعادلة 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

- الملحق رقم (2-5): نتائج تقدير معادلة RT

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) LNLENDR(-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-GDPHP	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