الأكاديمية للدراسات
الإجتماعية والإنسانية

قياس أثر برامج الإصلاح الاقتصادي والبرامج التنموية على مستوى التشغيل في الجزائر خلال الفترة (1980 – 2015)

Measurement of the Impact of Economic Reform and Development Programs on the Employment Level in Algeria During the Period (1980-2015)

[أ] مجاهدي خالد ، [ب] أد. البشير عبد الكريم
[أ] طالب دكتوراه، بكلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف -الجزائر- medjahdi2608@hotmail.com
و عضو بمخبر الانظمة المالية والمصرفية والسياسات الاقتصادية الكلية في ظل التحولات العالمية
[ب] أستاذ التعليم العالي، بكلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف -الجزائر- AK_elbachir@yahoo.fr

ملخص

يهدف هذا المقال إلى دراسة قياس أثر برامج الإصلاح الاقتصادي والبرامج التنموية على مستوى التشغيل في الجزائر للفترة المدروسة، وذلك من المنظور الاقتصادي والقياسي باستعمال نموذج ديناميكي يربط معدل البطالة بالعوامل المؤثرة فيها اعتمادا على علاقة فيليبس المطورة، بالإضافة إلى المتغيرات الصماء التي تمثل البرامج المدروسة، فتوصلنا في الأخير بأن برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي والبرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي يؤثران ايجابيا على مستوى التشغيل في الجزائر، وذلك من خلال العلاقة العكسية بينهما وبين معدل البطالة في النموذج المقدر.

الكلمات الدالة: البرامج التنموية والإصلاح الاقتصادي، التشغيل، معدل البطالة.

Abstract

This article aims to study the measurement of the impact of economic reform programs and development programs on the employment level in Algeria for the studied period, and that from an economic and standard perspective by using dynamic model that connects unemployment rate by the influencing factors on it depending on the Phillips developed relationship, in addition to the variables endocrine that represent studied programs, at the end we have recognized that support programs of the economic recovery and supplementary program to support economic growth affect positively on the employment level in Algeria, through the inverse relationship between them and the unemployment rate in the estimated model.

Keywords: *Development programs and Economic reform, Employment, Unemployment Rate.*

مقدمة

إن موضوع التشغيل قد شكل ميدانا خصبا للبحث العلمي، إذ تناوله العديد من الباحثين بشيء من الإسهاب، من خلال ما كتب من مؤلفات، كما تناولته الكثير من رسائل الماجستير وأطروحات الدكتوراه، في محاولة منها لتحليله والكشف ما يحكمه من محددات ومتغيرات تبعا لحالة الدراسة وطبيعة الموضوع المدروس، قد ركز جلها على دراسة سوق العمالة، كما ربطت جل الدراسات الخاصة بالجزائر، موضوع التشغيل بالبطالة وبالإصلاحات الاقتصادية.

عرفت الجزائر منذ الاستقلال محطات كثيرة على طريق التنمية، تمثلت في برامج الإصلاح الاقتصادي والبرامج التنموية، التي كانت تصبو من خلالها إلى تدارك التأخر في التنمية في كل مجالاتها وقطاعاتها، وتحقيق معدلات مرتفعة في النمو والتشغيل.

قد ترتب على تطبيق هذه البرامج العديد من الآثار والانعكاسات على مستوى العمالة، كما ظهرت البطالة كنتيجة حتمية لتطبيق برامج الإصلاح الاقتصادي والعكس بالنسبة للبرامج التنموية، نظرا لما تضمنته من سياسات وإجراءات مؤثرة على العديد من المتغيرات الاقتصادية الكمية، مثل معدلات الاستثمار ونمو الناتج المحلي الإجمالي التي أثرت بدورها في متغيرات سوق العمل. لمعرفة علاقة التشغيل بالبرامج الإصلاح الاقتصادي والبرامج التنموية طرحنا التساؤل التالي:

" ما مدى تأثير برامج الإصلاح الاقتصادي والبرامج التنموية على مستوى التشغيل في الجزائر؟ وأي هذه البرامج أكثر تأثيرا؟ "، للإجابة على هذا السؤال قسمنا هذه الدراسة إلى ثلاثة مباحث ففي المبحث الأول نتكلم عن أهم مؤشرات سوق العمالة وتطورها الميداني في الجزائر، أما المبحث الثاني يتناول محددات التشغيل في الجزائر، وفي المبحث الثالث والأخير نقوم بتقديم نموذج قياسي الهدف منه معرفة المتغيرات المؤثرة على مستوى التشغيل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980 – 2015).

أولا: أهم مؤشرات سوق العمالة وتطورها الميداني في الجزائر

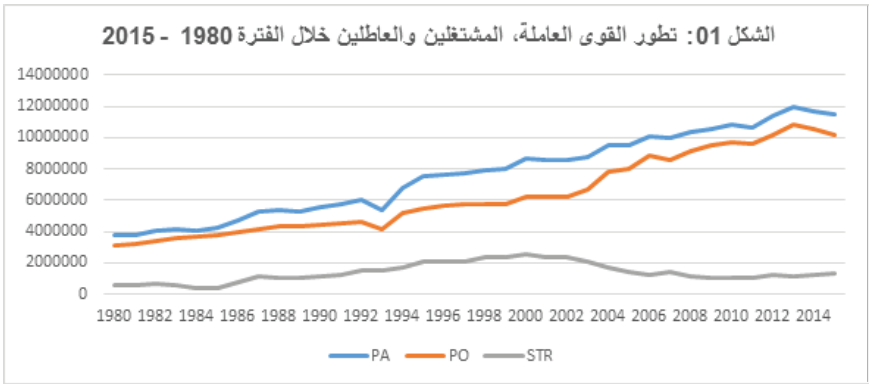
1-أهم مؤشرات سوق العمالة

1-1-معدل البطالة (TC): يعرّف معدل البطالة كنسبة بين عدد العمال العاطلين (STR) إلى العدد الكلي للعمال المشاركين في القوى العاملة (PA) أي: TC=STR/PA .إذا كان هذا المعدل صغيرا، فهذا دلالة على أن سوق العمل قريب من التشغيل الكامل وإذا كان كبيرا معناه أن سوق العمل في حالة اختلال وعدم الاستقرار وأن مناصب العمل الشاغرة تملأ بسهولة. هذا المعدل يعكس نسبة المجموعة التي تكون في وقت معين راغبة في العمل لكنها لا تجد الفرصة[1] .

2-1-معدل العمالة [2] (TE): فهو نسبة السكان المشتغلين (PO) من السكان في سن العمل (PAT) ويعكس مدى قدرة الاقتصاد على استخدام اليد العاملة الموجودة وضعف هذا المعدل دلالة على هدر الموارد البشرية والتي تعتبر من أهم الموارد. ونعبر عنه رياضيا بالصيغة التالية : TE=PO/PAT

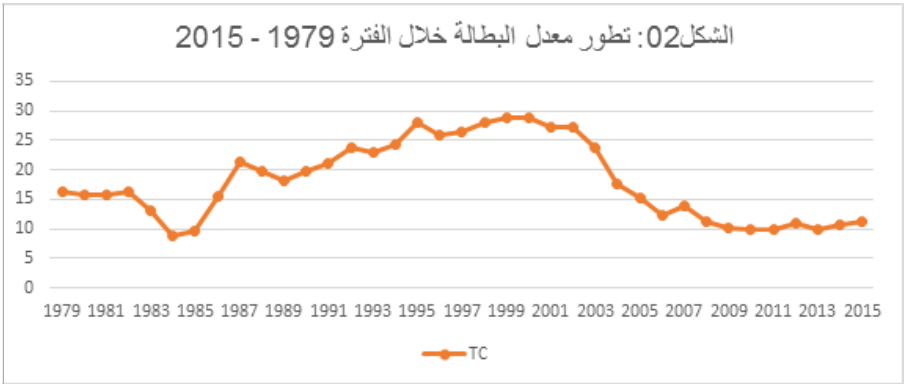
2-التطور الميداني لمؤشرات سوق العمالة الجزائرية

2-1-تطور القوى العاملة، المشتغلين والعاطلين: في حالة عجز الاقتصاد على توفير مناصب شغل إضافية كافية لتغطية العجز الناتج عن زيادة عرض الاستخدام، فإن ذلك ينعكس على تفاقم حدة البطالة واستخدام ناقص للموارد البشرية. فهل كان الاقتصاد الجزائري معافى حتى يستطيع أن يواجه هذا العرض الفائض؟ إن تطور البيانات الإحصائية الخاصة بالقوى العاملة تجيبنا على هذا التساؤل. لنمثل هذه البيانات بيانيا كما تظهره المنحنيات في الشكل التالي [3]:



المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Excel 2013)، اعتمادا على البيانات الإحصائية (ONS)

إن المنحنيات الثلاث في ارتفاع مستمر خلال فترة الاصلاحات الاقتصادية (1989-1998) والارتفاع المستمر للمنحنى الممثل لتطور العاطلين (STR) يدل على تدهور الاقتصاد وعدم قدرته على توفير مناصب الشغل، كما نلاحظ أن منحنى كل من حجم السكان النشطين والمشتغلين بقي في ارتفاع مستمر بوتيرة أسرع في فترة (2001-2014)، وعلى العكس للمنحنى الممثل لتطور العاطلين يظهر أن حجم هؤلاء في انخفاض مستمر ويدل ذلك على أن الاقتصاد كان له من القوة على توفير مناصب الشغل في هذه الفترة.



المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Excel 2013)، اعتمادا على البيانات الإحصائية (ONS)

إن المنحنى الممثل لتطور معدل البطالة يظهر أن هذا المعدل في ارتفاع مستمر في الفترة (1989 – 1998)، أي عند تطبيق برامج الإصلاح الاقتصادي وهذا الارتفاع المستمر يدل على زيادة حجم البطالة لعدم توفير مناصب الشغل في تلك الفترة، وعلى العكس للمنحنى في فترة تطبيق البرامج التنموية بدأ يخطو خطوات سريعة نحو الوصول إلى الاستخدام الكامل للموارد الإنتاجية من خلال انخفاض معدل البطالة.

ثانيا: محددات التشغيل في الجزائر

بناء على ما تم استعراضه في هذه الدراسة، سوف يتم التركيز على المتغيرات المهمة فقط على الرغم من وجود العديد من المتغيرات الأخرى المؤثرة. لتوضيح أثر هذه المتغيرات على مستوى التشغيل نعتمد على النظرية الاقتصادية، وبما أن معدل البطالة يعبر عن حالة التشغيل في البلد سيتم تحديد العلاقات المتوقعة بينه وبين المتغيرات المفسرة له، هذا في ظل افتراض ثبات المتغيرات التفسيرية الأخرى.

أهم المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على معدل البطالة في الاقتصاد الجزائري تتلخص فيما يلي:

1-**معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي**: هو عملية التوسع في الإنتاج خلال فترة زمنية معينة مقارنة بفترة تسبقها في الأجلين القصير والمتوسط[4]، ويعبر عنه أيضا بظاهرة كمية، يتمثل في الزيادة المستمرة في نصيب الفرد من الناتج الوطني[5].

إن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي يمثل مجموعة السلع والخدمات المنتجة خلال سنة وله تأثير عكسي على البطالة، فانخفاض هذه الأخيرة ناجم عن ارتفاع الناتج المحلي الاجمالي والعكس صحيح، بمعنى آخر كلما ازداد حجم الناتج المحلي الإجمالي وارتفع معدل نموه أدى ذلك وفقا لمنطق النظرية الاقتصادية إلى زيادة مستوى التشغيل والتوظيف نتيجة لخلق مزيد من فرص العمل الجديدة، مما يترتب عليه انخفاض كل من حجم البطالة ومعدلها، أي أن العلاقة المتوقعة بين معدل البطالة ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي تكون علاقة عكسية[6].

2-**معدل نمو الاستثمار القومي الحقيقي**: تحدث البطالة لأسباب متعددة، ولعل من أهمها انخفاض معدلات الاستثمار كنتيجة للندرة النسبية في رأس المال، وبالتالي عدم وجود فرص عمل جديدة[7]، بمعنى آخر كلما ارتفع معدل نمو الاستثمار اتجه معدل البطالة إلى الانخفاض والعكس صحيح[8]، أي أن العلاقة المتوقعة بينهما علاقة عكسية لأنه كلما ارتفع الاستثمار ارتفع الطلب على العمالة وبالتالي خلق المزيد من فرص العمل الجديدة[9].

3-**معدل نمو الأجور الحقيقية**: إن منطق فريدمان الخاص بالسياسة النقدية كان كالآتي: رفع الانفاق في اقتصاد ما عن طريق السياسة الضريبية أو النقدية يؤدي إلى ارتفاع غير متوقع في معدل التضخم، لكن الأجور لا تتفاعل بنفس السرعة مع الأسعار وبالتالي تصبح اليد العاملة رخيصة (هذا راجع إلى انخفاض الأجور الحقيقية) والطلب عليها يزداد والبطالة تتقلص[10]، وبعبارة أخرى فإنه زيادة الأجور تؤدي في النهاية إلى زيادة حجم البطالة ومعدلها، والعكس صحيح. ومن ثم فإن العلاقة المتوقعة بين معدل البطالة ومستويات الأجور الحقيقية ومعدلات نموها من جهة أخرى تكون علاقة طردية[11].

4-**معدل التضخم**: في عام 1958، لاحظ عالم الاقتصاد أ. و. فيليبس بأن هناك علاقة إحصائية عكسية بين معدل البطالة، من جهة، ومعدل التضخم من جهة أخرى، أي كلما ارتفع معدل التضخم انخفض معدل البطالة، مما يعني بأن هناك إمكانية مقايضة (trade -off) بين البطالة والتضخم[12]. وعلى الرغم من الشعبية التي تمتع بها فيليبس إلا أنّه قد تعرض لعدة اهتزازات منذ نهاية العقد الأول لظهوره على الساحة الاقتصادية، حيث أن العلاقة العكسية بين البطالة والتضخم التي كان يشير إليها قد تعرضت لانتقادات لاذعة من طرف أنصار المدرسة النقدية وعلى رأسهم ميلتون فريدمان، وكان لفشل السياسة النقدية والمالية في حل عقدة التوفيقة "البطالة، التضخم" أن شجعت بعض الاقتصاديين أمثال فريدمان وفيليبس منذ منتصف عقد الستينات على الاقتراح بقوة الاعتماد على سياسات الدخول للعلاقة "أجور – أسعار"، أو على السياسات الهيكلية للعلاقة (عمل- سوق) ، ومن هنا جاءت فكرة المفاضلة بين البطالة والتضخم بمتغيرات إضافية ، حيث تم إضافة متغيرات تشير إلى الإنتاجية ، الأرباح الاحتكارية، آثار الاتحادات النقابية، تشتت البطالة وما شابهها على النحو التالي: $p_t=f(u_t)+R_t$

حيث R_t : يمثل المتغيرات الأخرى الإضافية في النموذج ما عدا البطالة والتضخم، وأغلب هذه المتغيرات موجودة ضمنيا في المحددات الأساسية للطلب على العمل وعرض العمل[13].

5-**معدل نمو السكان في سن العمل**[14]: لمعرفة العلاقة بين معدل نمو السكان في سن العمل ومعدل البطالة نلجأ إلى:

- **العلاقة النظرية لمصدر البطالة**: إن حجم البطالة يساوي إلى الفرق بين السكان النشطين والسكان المشتغلين.

$$STR=PA-PO \xrightarrow{\text{أن}} PA=PO+STR$$

إن القانون أعلاه يمكن كتابته بطريقة بديلة:

$$PO+STR=TA(PAT).....(1)$$

بحيث:

TA : معدل النشاط PAT : حجم السكان في سن العمل

وحسب تعريف معدل البطالة فإن هذا الأخير يعطى بالعلاقة التالية:

$$TC = \frac{STR}{PO + STR} \Longrightarrow PO + STR = \frac{STR}{TC} \cdots\cdots\cdots (2)$$

بتعويض (2) في (1) نحصل على ما يلي:

$$TA_t \times PAT_t = \frac{SRT_t}{TC_t} \Rightarrow TA_t \times PAT = \frac{PA - PO}{TC}$$

$$TA \times PAT = \frac{(TA \times PAT) - PO}{TC} \Rightarrow TA \times PAT(TC - 1) = - PO$$

$$\Rightarrow TA \times PAT = \frac{PO}{1 - TC}$$

بإدخال اللوغاريتم على الطرفين نحصل على ما يلي:

$$LnTA + LnPAT = LnPO - Ln(1 - TC)$$

إذا كان معدل البطالة يقترب من الصفر فإن نهاية المقدار التالي تساوي:

$$\lim_{TC \to 0} Ln(1 - TC) \cong - TC$$

ومنه فإن التفاضل الكلي للعلاقة أعلاه هي كالتالي:

$$dTC = dLnPAT + dLnTA - dLnPO$$

$$dTC = \frac{dPAT}{PAT} + \frac{dTA}{TA} - \frac{dPO}{PO} \Rightarrow dTC = \dot{PAT} + \dot{TA} - \dot{PO} \cdots\cdots\cdots (3)$$

إن العلاقة (3) تدل على أن زيادة معدل نمو السكان في سن العمل ($\dot{PAT}$) يزيد من حدة البطالة، أي هناك علاقة طردية بين معدل نمو السكان في سن العمل ومعدل البطالة.

6-**برامج الإصلاح الاقتصادي**: يرتبط تعريف الإصلاح الاقتصادي بالهدف الأساسي له، والمرتكز على زيادة معدلات النمو الاقتصادي وما يتبعه من زيادة في الإنتاج الوطني الإجمالي وهذا بالاعتماد على التوازنات الاقتصادية الداخلية والخارجية، كما أن برامج الإصلاح الاقتصادي يتكون من سياستين هما: [15]

أ-التثبيت الاقتصادي أو الاستقرار الاقتصادي (1989 – 1994): يقوم هذا الأخير بالسعي نحو تحقيق أسعار الصرف الحقيقية مع أكبر قدر من التأكد والرضى لدى الاستثمار الأجنبي وعدم الخوف من التغيرات لأسعار الصرف للعملات المحلية.

ب-التصحيح الهيكلي أو التعديل الهيكلي (1995 – 1998): يستند خبراء البنك الدولي في تفسير برامج التعديل الهيكلي إلى المفاهيم النظرية الاقتصادية النيوكلاسيكية والأخذ بعين الاعتبار المدة الزمنية إما المتوسطة أو الطويلة وتعني البرامج المذكورة بجوانب العرض التي تؤكد ضرورة استخدام الموارد المحدودة والقابلة للاستثمار.

7-**البرامج التنموية**: بعد سنتين من انتهاء برامج الإصلاحات الهيكلية التي وعدت بتحقيق الانتعاش في إطار برامج الجيل الأول عملت الجزائر على وضع برامج تنموية. هذه البرامج تعمل على تدارك التأخر المسجل على مدار عشر سنوات من الأزمة، وإلى تخفيض تكلفة الإصلاحات المنجزة، والمساهمة في إعطاء دفع جديد للاقتصاد واستدامة النتائج المحققة على مستوى التوازنات الكلية، تتمثل هذه البرامج في: برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي (2001 – 2004)، البرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي (2005 – 2009)، برنامج التنمية الخماسي (2010 – 2014) [16] . تهدف هذه البرامج إلى تنشيط الطلب الكلي من خلال تحفيز المشاريع الاستثمارية العمومية الكبرى وتسريع وتيرة النمو الاقتصادي والاستمرار في تعزيز الاتجاه الإيجابي لتوازنات الاقتصادية الكلية المالية. لعل من أهم النتائج المحققة: انخفاض حجم المديونية الخارجية إلى حدود 5,58 مليار دولار سنة 2006، وارتفاع نسب النمو الاقتصادي إلى مستويات مقبولة، إذ بلغت نسبته 6,8 % سنة 2003، نفس الشيء عرفته مستويات التشغيل أين انخفضت نسبة البطالة في الجزائر [17].

ثالثا: نموذج قياسي لتحديد المتغيرات المؤثرة على مستوى التشغيل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1980 – 2015)

1-**صياغة النموذج**: لإيجاد العلاقة بين معدل البطالة (TC) ومحدداته نقوم بتقدير النموذج الديناميكي باستعمال طريقة الانحدار المتعدد لتحديد المتغيرات المؤثرة للمتغير التابع، وتعتبر طريقة المربعات الصغرى الطريقة المثلى في تقدير النموذج الامثل لمعدل البطالة في الجزائر، وبتالي تم وصف النموذج الرياضي كالتالي:

$$TC_T = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \dot{PAT}_t + \hat{\beta}_2 \dot{PAT}_t - 1 + \hat{\beta}_3 \dot{PAT}_{t-2} + \hat{\beta}_4 \dot{PAT}_{t-3} + \hat{\beta}_5 \dot{PIB}_t + \hat{\beta}6 \dot{PIB}_{t-1} + \hat{\beta}7 \dot{PIB}_{t-2} + \hat{\beta}_8 \dot{PIB}_{t-3} + \hat{\beta}9 I_t + \hat{\beta}_{10} I_{t-1} + \hat{\beta}_{11} I_{t-2} + \hat{\beta}12 I_{t-3} + \hat{\beta}_{13} \dot{P}_t + \hat{\beta}_{14} \dot{P}_t - 1 + \hat{\beta}_{15} \dot{P}_{t-2} + \hat{\beta}_{16} \dot{P}_{t-3} + \hat{\beta}_{17} WPq_t - 1 + \hat{\beta}_{18} M1_t + \hat{\beta}_{19} M2_t$$

حيث:

TC_t **:يمثل معدل البطالة.**

$\dot{PAT}_t$ **:معدل نمو السكان في سن العمل.**

$\dot{PIB}_t$**: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.**

$\dot{I}t$**: معدل نمو الإستثمار الحقيقي.**

$\dot{P}t$ **:معدل التضخم.**

WPq_{t-1} **:معامل التوازن في المدى الطويل.**

حيث: $WPq_{t-1} = \left(\frac{\dot{W}}{P} - \dot{P}_m P_L\right)_{t-1}$

$\frac{\dot{W}}{P}$ **:معدل نمو الاجر الحقيقي.**

$\dot{P}_m P_L$: معدل نمو الانتاجية الحدية للعمل.

$M1_t$: متغيرة صماء تمثل برنامج التثبيت الإقتصادي.

$M2_t$: متغيرة صماء تمثل برنامج التعديل الهيكلي.

$M3_t$: متغيرة صماء تمثل برنامج دعم الإنعاش الإقتصادي.

$M4_t$: متغيرة صماء تمثل برنامج التكميلي لدعم النمو الإقتصادي.

$M5_t$: متغيرة صماء تمثل برنامج التنمية الخماسية.

ε_t : الخطأ العشوائي، نفرض أن له وسط حسابي يساوي الصفر و تباين ثابت وعدم وجود إرتباط ذاتي بين الأخطاء .

(t–3)،(t–2)،(t–1): تمثل فترات التأخير.

2ـ دراسة الاسقرارية

2ـ1ـاختبار جذر الوحدة: من أهم الاختبارات التي تستخدم في اختبار جذر الوحدة ما يلي:

–اختبار ديكي– فولر Dickey–fuller (DF): يعتمد هذا الاختبار على تقدير النماذج الثلاثة التالية: [18]

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + C + \varepsilon t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + C + b_t + \varepsilon t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

– اختبار ديكي– فولر المطور (ADF): نقول عن السلسلة الزمنية (y_t) أنها مستقرة إذا تذبذبت حول توقع ثابت وتباين غير مرتبط بالزمن، ولاختبار استقرارية السلاسل الزمنية محل الدراسة نعتمد على اختبار ديكي– فولر المطور (ADF) ويعتمد هذا الأخير في دراسة استقرارية السلسلة (y_t) على تقدير النماذج الثلاثة التالية: [19]

$$\Delta yt = \lambda y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

$$\Delta yt = \lambda y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + C + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

$$\Delta yt = \lambda y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + C + b_t + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

ويتم تحديد مستوى التأخير p حسب أقل قيمة للمعايير (QH) nniuQ nannaH، (CS) zrawhcS، (CIA) ekiakA. بحيث يتم الحصول على درجة التأخير تلقائيا من خلال البرنامج الإحصائي Eviews. 7

2ـ2ـاختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات الدراسة

سنختصر اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات الدراسة في الجدول التالي:

الجدول رقم(01): نتائج دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند المستوي

المتغيرات	درجة التأخير	النموذج	المعامل	احتمال المعامل	احتمال القيمة الحرجة	القرار
TC_t	1	6	b	0.3137	0.05	b=0
		5	c	0.2015	0.05	c=0
		4	λ	0.5056	0.05	λ=0 السلسلة غير مستقرة من النوع DS
I_t	0	3	b	0.8528	0.05	b=0
		2	c	0.0028	0.05	c≠0
		1	λ	0.0195	0.05	λ≠0 السلسة مستقرة
$P\dot{I}B_t$	0	3	b	0.6998	0.05	b=0
		2	c	0.0806	0.05	c=0
		1	λ	0.0000	0.05	λ≠0 السلسة مستقرة
$P\dot{A}T_t$	0	3	b	0.2373	0.05	b=0
		2	c	0.0002	0.05	c≠0
		1	λ	0.0044	0.05	λ≠0 السلسة مستقرة
$\dot{P}_t$	0	3	b	0.2735	0.05	b=0
		2	c	0.2451	0.05	c=0
		1	λ	0.2058	0.05	λ=0 السلسلة غير مستقرة من النوع DS
WPq_{t-1}	0	3	b	0.2923	0.05	b=0
		2	c	0.0431	0.05	c≠0
		1	λ	0.0000	0.05	λ≠0 السلسة مستقرة

المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

يتبين لنا من خلال الجدول أعلاه أن السلسلتينو $(P_t$ و $TC_t)$ غير مستقرتين عند المستوي، ولكن استقرت بعد اجراء الفروق من الدرجة الأولى d(I) .

3–**تقدير النموذج**: لمعرفة المتغيرات التي تؤثر على معدل البطالة في الجزائر نقوم بتقدير النموذج اعتمادا على المتغيرات المفسرة فكانت نتائج عملية التقدير كالتالي:

الجدول رقم (02) يبين تقدير النموذج الأول

Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 04/28/16 Time: 22:53
Sample (adjusted): 1984 2014
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PAT	0.780592	0.204395	3.819040	0.0051
PAT(1)	0.670217	0.196477	3.411183	0.0092
PAT(-2)	-0.101769	0.240692	-0.422817	0.6836
PAT(-3)	-0.503319	0.307655	-1.635982	0.1405
D(P)	0.170484	0.156865	1.086819	0.3088
D(P(-1))	0.133572	0.144397	0.925034	0.3820
D(P(-2))	-0.196385	0.133304	-1.473206	0.1789
D(P(-3))	0.136153	0.106708	1.275949	0.2378
I	-0.040958	0.055940	-0.732167	0.4850
I(-1)	-0.083432	0.043324	-1.925790	0.0903
I(-2)	-0.029621	0.045644	-0.648957	0.5345
I(-3)	-0.042946	0.063944	-0.671621	0.5207
PIB	-0.000294	0.013862	-0.021230	0.9836
PIB(-1)	-0.009759	0.008638	-1.129784	0.2913
PIB(-2)	0.007113	0.014556	0.488646	0.6382
PIB(-3)	-0.018285	0.010488	-1.743362	0.1194
WPQ(-1)	0.096784	0.050660	1.910476	0.0925
M1	7.764417	2.688823	2.887665	0.0203
M2	7.947463	2.323938	3.419826	0.0091
M3	6.354494	4.212842	1.508363	0.1699
M4	4.764366	2.220516	2.145612	0.0642
M5	5.671596	2.415457	2.348043	0.0468
C	-4.506972	3.575277	-1.260594	0.2430

R-squared	0.897300	Mean dependent var	-0.080645
Adjusted R-squared	0.614875	S.D. dependent var	2.635706
S.E. of regression	1.635678	Akaike info criterion	3.951317
Sum squared resid	21.40354	Schwarz criterion	5.015243
Log likelihood	-38.24542	Hannan-Quinn criter.	4.298131
F-statistic	3.177127	Durbin-Watson stat	2.530281
Prob(F-statistic)	0.047999		

المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن جل المعاملات ليس لها معنى إحصائي لأن الاحتمال المقابل لها أكبر من حد المعنوية 0.05 و0.1 أي أنها غير مقبولة إحصائيا وليس لها تأثير جيد في النموذج وبالتالي يمكن الاستغناء عنها، إذن نقول على هذا النموذج غير مقبول من الناحية الإحصائية ولا يمكن الاعتماد عليه، لصلاحيته نلجأ إلى طريقة (Tang) التي تنص على حذف المتغيرة المفسرة التي يقابلها الاحتمال الكبير في الجدول مع الأخذ بعين الاعتبار تناقص القيم كل من (Akaike و Schwarz). وبإسقاط المتغيرات المفسرة تدريجيا بهدف الوصول في النهاية إلى التوليفة المثلى الأكثر فاعلية التي تأثر على المتغير التابع والمتمثل لدينا هنا في معدل البطالة (TC)، فكانت النتائج الموجزة لهاذا التقدير كما يلي:

الجدول رقم (03) يبين تقدير النموذج الثاني

Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 04/28/16 Time: 23:03
Sample (adjusted): 1983 2015
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PAT	0.267822	0.096176	2.784705	0.0097
D(P(-1))	0.177511	0.078241	2.268779	0.0315
I(-3)	0.056780	0.027548	2.061140	0.0490
I(-2)	-0.071701	0.026810	-2.674390	0.0126
M3	-3.104696	1.050404	-2.955715	0.0064
M4	-1.876098	0.959605	-1.955073	0.0610

R-squared	0.507425	Mean dependent var	-0.154545
Adjusted R-squared	0.416207	S.D. dependent var	2.612601
S.E. of regression	1.996193	Akaike info criterion	4.383326
Sum squared resid	107.5892	Schwarz criterion	4.655418
Log likelihood	-66.32488	Hannan-Quinn criter.	4.474877
Durbin-Watson stat	2.003449		

المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن كل المعاملات لها معنى إحصائي ولها تأثير جيد في النموذج أي أن النموذج مقبول إحصائيا ويمكن الاعتماد عليه، هذا بعد حذف المتغيرات المفسرة التي ليس لها تأثير في النموذج فتحصلنا في الأخير على النموذج المقدر التالي:

$$D(TC) = + 0.267*PAT +0.177*D(P(-1)) – 0.071*I(-2) + 0.056*I(-3) -3.10*M3 – 1.87*M4$$

4-تشخيص النموذج المقدر

قبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في التقدير ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية.

4-1-اختبار عدم ارتباط البواقي :(اختبار داربن واطسن[20]**:**

ويهدف هذا الاختبار إلى الكشف عن وجود ارتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى. ويقوم على أساس العلاقة التالية:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \gamma_t$$

حيث: ρ: معامل الارتباط بين ε_t و ε_{t-1}

ويمكن كتابة فرضيات هذا الاختبار على الشكل التالي:

$H_0: \rho = 0$

$H_1: \rho \neq 0$

إحصائية هذا الاختبار هي :

$$Dw = \frac{\sum_{i=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{1=1}^{n}(e_t)^2}$$

بعد حساب DW نقارنها مع القيمتين المجدولتين *(d1)* والتي تمثل الحد الأدنى لانعدام الارتباط الذاتي، *(d2)* التي تمثل الحد الأقصى، ذلك حسب عدد المشاهدات *(n)* وعدد المتغيرات المستقلة في النموذج لكل مستوى من مستويات الدلالة α (1% أو 5%) ويتم قبول أو رفض الفرضيتين حسب الحالات الممكنة:

قيمة d الوسطية هي "2"، عندما ينعدم الارتباط الذاتي أي $P=0$.

$0<d<d_1$

وجود ارتباط ذاتي موجب. نرفض الفرضية H0: P>0

$d_1<d<d_2$

مجال غير محسوم (هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي).

$d_2<d<4-d_2$

عدم وجود ارتباط ذاتي، قبول الفرضية H0 : P=0.

$4-d_2<d<4-d_2$

مجال غير محسوم. (هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي).

$4-d_1<d<4$

وجود ارتباط ذاتي سالب. نرفض الفرضية H0: P<0

نلاحظ من خلال جدول التقدير أن القيمة الإحصائية لداربن واطسون تساوي 2 أي (DW=2)، فهي تنتمي إلى مجال استقلال الأخطاء، ومنه نقول عن هذه القيمة الإحصائية بأنها تشير إلى عدم وجود ارتباط بواقي من الدرجة الأولى.

4-2-اختبار مضاعف لاغرونج للارتباط التسلسلي بين البواقي LM:(اختبار بروش غودفراي) [21]

يسمح هذا الاختبار باكتشاف الارتباط الذاتي للبواقي من الدرجة (p)، حيث P أكبر من الواحد، وهو الاختبار المشهور عندما يكون النموذج متغيراته متأخرة زمنيا أي النموذج الديناميكي، يعتمد هذا الاختبار على التقدير بطريقة المربعات الصغرى (MCO) للنموذج التالي:

$$\varepsilon_t = \alpha_1\chi_{1t} + \alpha_2\chi_{2t} + ... + \alpha_k\chi_{kt} + \alpha_0 + \rho_1\varepsilon_{t-1} + ... + \rho_p\ \varepsilon_{t-\rho} + \nu_t$$

أي فرضية العدم التي نريد اختيارها هي: $H_0: p_1 = p_2 = ... = pp$

إذا رفضنا فرضية العدم نقول يوجد مشكل الارتباط بين الأخطاء من الرتبة *(p)* من أجل تأكيد H_0 هناك امكانيتين:

إما بالاعتماد على اختبار فيشر لانعدام المعلمات *pi*،

إما بالاعتماد على الإحصائية Lm التي لها توزيع x^2 بـ ρ درجة حرية حيث إذا كان $lm=nR^2 > x^2(\rho)$ نرفض فرضية استقلالية الأخطاء باستعمال برنامج Eviews7 تحصلنا على:

الجدول رقم (04) نتائج اختبار مضاعف لاغرونج

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.975971	Prob. F(6,21)	0.1151
Obs*R-squared	11.83116	Prob. Chi-Square(6)	0.0658

المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

تشير إحصائية الاختبار BG "LM" إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي، حيث أن الاحتمال المقابل لقيمة F أكبر من مستوى المعنوية أي 0.05 <prob=0.1151 ومنه نقبل الفرضية H0 ، إذن لا يوجد مشكل الارتباط بين الأخطاء من الدرجة(6).

3.4 اختبار التجانس التباين (اختبار وايت) [22]

يسمح هذا الاختبار بالكشف عن وجود أو عدم وجود مشكلة التجانس، أي أن البواقي لا تعاني من مشكلة التجانس. ومن خصائص هذا الاختبار:

- لا يتطلب معلومات سابقة عن مشكلة عدم ثبات التباين.
- لا يعتمد على افتراض اعتدال التوزيع.
- يصلح للعينات كبيرة الحجم.

خطوات إجراء هذا الاختبار هي:

1- تقدير دالة الانحدار الأصلية باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية

2- الحصول على قيم البواقي (e_t) على النحو التالي:

3- تقدير انحدار مساعد بين (X_i^2) من ناحية والمتغيرات $(X_{kt}, X_{kt}^2, X_{2t}^2, X_{1t}^2, X_{2t}, X_{1t})$ من ناحية أخرى.

أي تقدير الصيغة:

$$\varepsilon_t^2=\alpha_1 x_{1t}+\beta_1 x_{1t}^2+\alpha_2 x_{2t}+\beta_2 x^2_{2t}....+\alpha_k x_{kt}+\beta_k x_{kt}^2+\alpha_0+v_t$$

4- نقوم بحساب $(n\times R^2)$ حيث:

n: حجم العينة.

R^2: معامل التحديد.

نقوم باختبار فرض العدم $H0: \alpha_1=\alpha_2=....=\alpha_k=\beta_k=0$. وذلك بمقارنة $(n\times R^2)$ مع $\chi^2_{(p)}$ ، عند مستوى معنوية 5 % ، ودرجات حرية= عدد المعلمات الانحدارية في صيغة الانحدار المساعد (أي مع استبعاد المعلمات التقاطعية).

ويكون اتخاذ القرار في هذا الاختبار كما يلي:

-إذا كان $(n\times R^2)>\chi^2_{(p)}$ نرفض فرضية العدم، أي توجد مشكلة عدم التباين.

- إذا كان $(n\times R^2)< \chi^2_{(p)}$ نقبل فرضية العدم، أي لا توجد مشكلة عدم التباين.

بعد اجراء هذا الاختبار باستعمال البرنامج (Eviews7) تحصلنا على النتائج الموضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (05): **نتائج اختبار تجانس التباين**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.328446	Prob. F(19,13)	0.9863
Obs*R-squared	10.70326	Prob. Chi-Square(19)	0.9334
Scaled explained SS	6.001071	Prob. Chi-Square(19)	0.9979

المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

نلاحظ من خلال الجدول أن كل الاحتمالات المقابلة للمعلمات أكبر من حد المعنوية 0.05، ومنه نقبل فرضية العدم، أي معاملات النموذج لا تختلف معنويا عن الصفر، ومنه نقول انه لا يوجد مشكلة عدم تجانس تباين الأخطاء.

4-4-اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي [23]

من أجل اختبار فرضية العدم H0 سلسلة البواقي ذات توزيع طبيعي نقوم بحساب إحصائية جاك بيرا (JB) التي تتبع توزيع $x^2_{(1-\alpha)}$:

$$JB = n\left(\frac{B^2}{6}+\frac{(A-3)^2}{24}\right)$$

B: معامل التناظر

A: معامل التفلطح

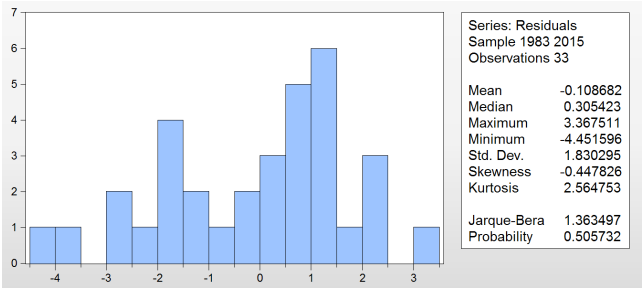
- فرضيات هذا الاختبار هي:

H0 : البواقي تتبع التوزيع الطبيعي

H1 : البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي

بعد اجراء هذا الاختبار باستعمال البرنامج (Eviews7) تحصلنا على النتائج الموضحة في الشكل التالي:

شكل رقم (03) **نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**



المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

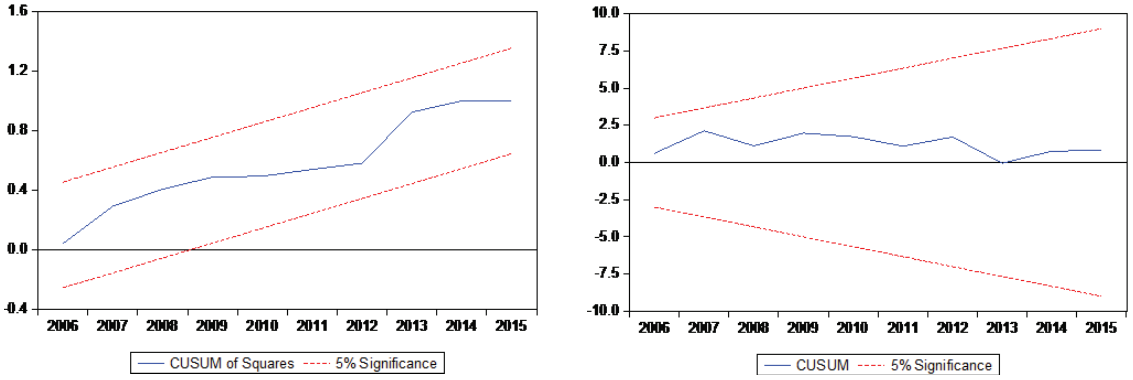
نلاحظ من خلال الشكل أن الاحتمال المقابل للإحصائية JB (P=0.5057>0.05)، ومنه نقبل فرضية العدم H0 بمعنوية 5% أي البواقي تتبع التوزيع طبيعي.

5-4-اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج

باتباع طريقة pesaran فان الخطوة التالية بعد تقدير صيغة النموذج يتمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذج خلال فترة الدراسة، ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام اختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المتكررة (CUSUM)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المتكررة (CUSUMSQ)، هذان الاختباران يسمحان باكتشاف عدم الثبات الهيكلي لمعادلات الانحدار عبر الزمن، عكس اختبار "chow" الذي يتطلب مسبقا معرفة تاريخ التغير الهيكلي.

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدر إذا وقع الشكل البياني لإحصاء كل من CUSUMوCUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5% ومن ثم تكون هذه المعلمات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين خارج الحدود الحرجة عند المستوى.

شكل رقم (03) **نتائج اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**



المصدر: من إعداد الباحثين عن طريق البرنامج (Eviews7)

يتضح من الشكل رقم (04) أن كل المعاملات المقدرة للنموذج مستقرة هيكليا عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

5- تقييم وتفسير النموذج المقدر

5-1 تقييم النموذج من الناحية الاحصائية

اختبار جودة النموذج

إن قيمة معامل التحديد R^2 يساوي 0.5074 أي 50.74% وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر حوالي 50.74% من التغير الحاصل في المتغير التابع(*TC*)وأما النسبة الباقية حوالي 49.26% تمثل متغيرات اخرى لم تدخل في النموذج.

المعنوية الفردية (اختبار ستودنت)

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن كل المعاملات الاحتمال المقابل لها أقل من 0.05 إلا المعلمة *(M4)* معنوية عند 0.1%. إذن نقول على هذه المعلمات أن لها معنى إحصائي وتأثير جيد في النموذج.

5-2-تقييم النموذج من الناحية الاقتصادية

-وجود أثر موجب لمعدل نمو السكان في سن العمل على معدل البطالة، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لمعدل البطالة

بالنسبة لمعدل نمو السكان ففي سن العمل حوالي 0.2678 ويعني هذا أن الزيادة في *(PA˙T)* بنسبة 1% سوف تؤدي الى ارتفاع معدل البطالة بـ 0.2678% ، هذه العلاقة الطردية مطابقة تماما لمنطق النظرية الاقتصادية.

-وجود أثر موجب لمعدل التضخم في الفترة (t-1) على معدل البطالة، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لمعدل البطالة بالنسبة لمعدل التضخم في الفترة (t-1) حوالي 0.1775 ويعني هذا أن الزيادة في*(D(P(-1))* بنسبة 1% سوف تؤدي الى ارتفاع معدل البطالة بـ0.1775%، هذه العلاقة الطردية مخالفة تماما لمنطق النظرية الاقتصادية.

-وجود أثر سالب لمعدل نمو الاستثمار في الفترة (t-2) على معدل البطالة، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لمعدل البطالة بالنسبة لمعدل نمو الاستثمار في الفترة (t-2) حوالي 0.0717-، ويعني هذا أن الزيادة في *(I(-2))*بنسبة 1% سوف تؤدي الى انخفاض معدل البطالة بـ0.0717% ، هذه العلاقة العكسية مطابقة تماما لمنطق النظرية الاقتصادية.

-وجود أثر موجب لمعدل نمو الاستثمار في الفترة (t-3) على معدل البطالة، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لمعدل البطالة بالنسبة لمعدل نمو الاستثمار في الفترة (t-3) حوالي 0.0567، ويعني هذا أن الزيادة في *(I(-3))* بنسبة 1% سوف تؤدي الى ارتفاع معدل البطالة بـ0.0567% ، هذه العلاقة الطردية مخالفة تماما لمنطق النظرية الاقتصادية.

- وجود أثر سالب للبرنامجين (M3) و(M4) على معدل البطالة، هذا ما توضحه الإشارة السالبة في معادلة الانحدار المقدرة، وهذه النتيجة تتفق مع التوقعات القبلية، حيث ترتب على تطبيق هذين البرنامجين انخفاض معدل البطالة بدرجة ملحوظة، إذ انهما مسؤولان عن انخفاض معدل البطالة بحوالي 3.1% بالنسبة لـ (M3) و1.87% بالنسبة لـ (M4).

5-3 -تفسير نتائج التقدير

-يعود تفسير العلاقة الطردية بين معدل نمو السكان في سن العمل ومعدل البطالة إلى نسبة السكان في سن العمل من حجم السكان الإجمالي كانت متزايدة خلال الفترة (2003 – 2015)، ويرجع السبب الأول إلى تناقص المعدل الطبيعي لنمو السكان. ونتوقع إثر هذه الزيادة، ارتفاع حجم القوى العاملة نتيجة ارتباطها القوي بفئة السكان في سن العمل. في حالة عجز الاقتصاد على توفير مناصب شغل إضافية كافية لتغطية العجز الناتج عن زيادة عرض الاستخدام، فإن ذلك ينعكس على تفاقم حدة البطالة واستخدام ناقص للموارد البشرية.

-إن العلاقة الطردية بين معدل التضخم في الفترة (t-1) أي

في المدى القصير ومعدل البطالة سنعتمد في تفسيرها عن طريق العالم فريدمان، حيث أدخل مفهوما آخر وهو التوقعات التكيفية ومفادها بأن رؤية الناس لتضخم الأسعار في حياتهم اليومية، يدفعهم نحو توقع معدلات تضخم أعلى في المستقبل، وبالتالي فإن نقابات العمال تدخل هذه التوقعات في المفاوضات حول الأجور، ولذلك فإن الأجور تتبع الأسعار ولو ارتفعت الأسعار بشكل كبير، فإن مطالبات العمال بزيادة الأجور يكون بشكل أكبر، وبالتالي ترتفع أسعار السلع نتيجة لزيادة كلفة الأجور. فتؤدي التوقعات عن التضخم إلى إزاحة منحنى فيليبس في المدى القصير إلى اليمين وارتفاع معدل البطالة مع بقاء معدل التضخم عند نفس المستوى.

- ترتب على تطبيق البرنامجين (M3) و(M4) انتقال معادلة الانحدار المقدرة المتعلقة بهذا الأثر إلى الأدنى. ويؤكد هذا الأمر وجود فارق جوهري في معادلة الانحدار المقدرة قبل وفي ظل تطبيق هذين البرنامجين، يمكن التمييز بين معادلة الانحدار المقدرة لمعدل البطالة

قبل وفي ظل تطبيق هذين البرنامجين كما يلي:

قبل تطبيق برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي (M3=0): تكون معادلة الانحدار المقدرة على الصورة التالية:

$$TC = 0.2678*PAT + 0.1775*D(P(-1)) - 0.0717*I(-2) + 0.0567*I(-3) - 1.8760*M4$$

في ظل تطبيق برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي (M3=1): تكون معادلة الانحدار المقدرة على الصورة التالية:

$$TC = -3.104 + 0.2678*PAT + 0.1775*D(P(-1)) - 0.0717*I(-2) + 0.0567*I(-3) - 1.8760*M4$$

قبل تطبيق البرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي (M4=0): تكون معادلة الانحدار المقدرة على الصورة التالية:

$$TC = 0.2678*PAT + 0.1775*D(P(-1)) - 0.0717*I(-2) + 0.0567*I(-3) - 3.1046*M3$$

في ظل تطبيق البرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي (M4=1): تكون معادلة الانحدار المقدرة على الصورة التالية:

$$TC = -1.8760 + 0.2678*PAT + 0.1775*D(P(-1)) - 0.0717*I(-2) + 0.0567*I(-3) - 3.1046*M3$$

هناك اختلاف جوهري في المعلمة التقاطعية لمعادلة الانحدار المقدر، مما يدل على أن برنامج دعم الإنعاش الاقتصادي والبرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي قد ترتب على تنفيذهما انخفاض معدل البطالة في الاقتصاد الجزائري، وهذا الامر يتفق مع الفرض المبدئي للدراسة.

خاتمة

شهد الاقتصاد الجزائري في ظل تطبيق برامج الإصلاح الاقتصادي تزايد واضح في معدل البطالة وفقا للإحصائيات الرسمية، إلا أن الواقع يشير إلى ارتفاع معدلها عن تلك القيم الرسمية بكثير، وهذا ما تأكده عديد من الدراسات في هذا المجال، فضلا عن تراجع معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي، وتزايد عدد الوافدين إلى سوق العمل، ويرجع ارتفاع معدل البطالة إلى الطبيعة الانكماشية لبرامج الإصلاح الاقتصادي، فضلا عن عدم وجود سياسات مباشرة ضمن مكوناته لعلاج هذه المشكلة أما في حالة تطبيق البرامج التنموية تكمن نجاعة مستوى التشغيل في توفير مناصب شغل مما أدى ذلك إلى تناقص في معدل البطالة، ويرجع السبب في ذلك إلى زيادة الاستثمارات والمشاريع المبرمجة من طرف الدولة في إطار البرامج التنموية، وقد انجز عن هذه البرامج زيادة فرص الشغل سواء الدائمة أو المؤقتة وخاصة في قطاع البناء والأشغال العمومية، ولكن يبقى أثر تطبيق هذه البرامج على تحسين معدلات النمو الاقتصادي، ومنها على زيادة معدلات فرص التشغيل ضئيلا ومحدودا، بالمقارنة مع الموارد المالية المخصصة التي تم انفاقها، ويرجع السبب في ذلك إلى ضعف مرونة الجهاز الإنتاجي مع التغيرات في الطلب الكلي نتيجة التوسع في الإنفاق العام.

توضح نتائج النموذج القياسي أن المتغيرات ذات التأثير الجوهري والفاعل للمستوى التشغيل في الجزائر وذلك من خلال معدل البطالة خلال فترة الدراسة في كل من: معدل نمو السكان في سن العمل، ومعدل التضخم في الفترة (t-1)، ومعدل نمو الاستثمار في الفترة (t-2) و(t-3)، وبرنامج دعم الإنعاش الاقتصادي، والبرنامج التكميلي لدعم النمو الاقتصادي، فإن هذين البرنامجين لهما آثار إيجابية في مستوى التشغيل مما ترتب على تطبيقهما توفير مناصب شغل حيث أدى ذلك إلى تناقص في معدل البطالة، أما البرامج الأخرى فليس لها تأثير في معدل البطالة وبتالي ليس لها تأثير في مستوى التشغيل وذلك من خلال نتائج تقدير النموذج أثبتت بأنها عدم معنوية هذه البرامج، كما هو واقع اقتصاد الجزائر يشير إلى حدوث آثار انكماشية لها على مستوى الإنتاج، وبالتالي على مستوى التشغيل.

الهوامش

1- البشير عبد الكريم، محددات البطالة، دراسة اقتصادية قياسية (حالة الجزائر)، أطروحة لنيل شهادة دكتوراه الدولة في الإحصاء الاقتصادي والاقتصاد التطبيقي، المعهد الوطني للتخطيط والاحصاء، الجزائر جوان 2003، ص 140.

2- البشير عبد الكريم، دلالات معدل البطالة والعمالة ومصداقيتها في تفسير فعالية سوق العمل، مجلة اقتصادية لعمال افريقيا، العدد السادس، السداسي الأول، 2009، ص 181.

3- البشير عبد الكريم، دلالات معدل البطالة والعمالة ومصداقيتها في تفسير فعالية سوق العمل، المرجع السابق، ص 184.

4- Eric Bousserelle, Dynamique économique – Croissance, crises, cycles, Gualino éditeur, paris, 2004, p 30.

5 - Maré Nouchi, croissance - histoire économique, édition Hazan, paris , 1990, p 44.

6- علي عبد الوهاب النجا، مشكلة البطالة وأثر برنامج الإصلاح الاقتصادي عليها، الدار الجامعية، الإسكندرية، الطبعة الثانية، 2015، ص 351.

7- محمد الوادي، وآخرون، الأساس في علم الاقتصاد، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، الطبعة العربية، عمان -الأردن، 2007، ص 294.

8- علي عبد الوهاب النجا، المرجع السابق، ص 351.

9- علواش وردة، دراسة قياسية لأثر الإصلاحات الاقتصادية على البطالة في الجزائر، الأكاديمية للدراسات الاجتماعية والإنسانية، العدد 12، 2014، ص 49.

10- البشير عبد الكريم، محددات البطالة، دراسة اقتصادية قياسية (حالة الجزائر)، المرجع السابق، ص 80.

11- علي عبد الوهاب النجا، المرجع السابق، ص 352.

12- عبد الرزاق بني هاني، مبادئ الاقتصاد الكلي، دار وائل للنشر، الطبعة الثالثة، الأردن – عمان، 2014، ص 263.

13- سعيد هتهات، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، رسالة ماجستير في العلوم الاقتصادية: تخصص: دراسات اقتصادية، السنة الجامعية 2005-2006، ص 81.

14- البشير عبد الكريم، دلالات معدل البطالة والعمالة ومصداقيتها في تفسير فعالية سوق العمل، المرجع السابق، ص 192.

15- ناصر دادي عدون، عبد الرحمان العايب، البطالة وإشكالية التشغيل ضمن برامج التعديل الهيكلي للاقتصاد من خلال حالة الجزائر، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010، ص 79.

16- زوين ايمان، دور الجيل الثاني من الإصلاحات الاقتصادية في تحقيق التنمية، دراسة حالة الجزائر، رسالة الماجستير، جامعة منتوري قسنطينة، الجائر، (2010 – 2011)، ص 95.

17- زوين ايمان، دور الجيل الثاني ممن الإصلاحات الاقتصادية في تحقيق التنمية، المرجع السابق، ص99.

18- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصادي القياسي بين النظرية والتطبيق، كلية التجارة، جامعة الإسكندرية، 2000، ص 654

19- Régis Bourbonnais, Econométrie, Cours et exercices corrigés 9éme Edition, DUNOD, Paris, 2015, p 250.

20- Brigitte Dormont, introduction a économétrie, Montchrestien, paris, 1999, p 332 - 336.

21- Régis bourbonnais, économétrie, manuel et exercices corrigés,8éme edition, dunod,paris,2011, p132.

22- عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية،2000، ص447.

23- Damodar N Gujarati. Econométrie, tradution de la 4 edition par bernard bernier de boeck , paris, 2004, p 149 - 150.