قياس وتحليل معدلات البطالة في الجزائر: دراسة قياسية تحليلية في الفترة 2000– 2016

Measurement and analysis of unemployment rates in Algeria: an analytical econometric study 2000 - 2016

حيمور مصطفى [1]♦، محمد عيسى محمد محمود [2]

[1] طالب دكتوراه ، جامعة مستغانم، الجزائر، الإيميل:mostefahimour@gmail.com

[2] أستاذ محاضر، جامعة مستغانم، الجزائر، الإيميل:dr.ouldmohamed@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2018-12-09 تاريخ القبول: 2018-12-09 تاريخ النشر: 2018-12-12

ملخص:

تعتبر البطالة إحدى المشاكل الرئيسية في معظم بلدان العالم بسبب آثارها الاقتصادية و الاجتماعية، وقد حاولت العديد من المدارس الاقتصادية تفسير ظاهرة البطالة وتقديم علاج لها.

وهذه الدراسة تسعى إلى تحليل و قياس معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 2000– 2016، ولهذا الغرض تم تقسيم البحث إلى ثلاثةأقسام، حيث تضمن القسم الأول توضيحاً لمختلف مفاهيم البطالة بالإضافة إلى أهم النظريات المفسرة لظاهرة البطالة.

وفي القسم الثاني تم تحليل معطيات المتغيرات المستخدمة في الدراسة، و خصص القسم الثالث والأخير للدراسة القياسية ونتائجها

كلمات مفتاحية: بلدان العالم ،معدلات البطالة في الجزائر، النظريات المفسرة لظاهرة البطالة ، الإنحدار

تصنيف JEL : E24

Abstract:

Unemployment is one of the major problems of most countries in the world because of its economic and social consequences.

Several economic schools have tried to explain the phenomenon of unemployment and give treatment.

This study presents an econometric model aimed at identifying and analyzing unemployment rates in Algeria during the period (2000 - 2016).

For this purpose, the study is divided into three sections. The first section is concerned with clarifying the different notions of unemployment and the major explanatory theories of unemployment.

The second section aims to analyze the data of the Variables used in the study.

Finally, the third section is devoted to the quantitative study.

Key words: countries of the world, unemployment rates in Algeria, explanatory theories of unemployment, regression.

JEL Classification: E24

♦المؤلف المرسل: حيمور مصطفى، الإيميل: mostefahimour@gmail.com

1.مقدمة :

تعاني أغلب دول العالم من ظاهرة البطالة التي تزيد حدتها في الدول النامية عن ما هي في الدول المتقدمة التي باتت تهدد تماسك و استقرار مجتمعات هذه الدول لما ينتج عنها من آثار سلبية على الأوضاع الاجتماعية والاقتصادية التي من شأنها أن تمنع من الوصول إلى مستوى التوظيف الكامل لكل أفراد القوى العاملة ، لهذا فقد حظيت البطالة باهتمام كبير منذ القدم من طرف علماء الاقتصاد و المفكرين الاقتصاديين كما تعمقت الدراسات و الأبحاث في الدول المتقدمة لمحاولة إيجاد التوازن في سوق العمل و الذي يعتبر حالة عرضية حسب النظريات الاقتصادية ، وتعد الجزائر كغيرها من دول العالم التي سعت جاهدة للوصول إلى تغطية أكبر قدر ممكن من طلبات العمل للتخفيف من حدة البطالة و ذلك بتسطير و إدراج مخططات و برامج هيكلية ،و رغم كل البرامج والسياسات التي طبقت من أجل خلق مناصب جديدة إلا أن معدلات البطالة لم تنخفض بصورة من شأنها أن تدعم النمو الاقتصادي فيها.

و لمعرفة أهم المتغيرات التي تؤثر على معدلات البطالة في الجزائر تستلزم استخدام طرق و أساليب كمية تساعد على القياس و التنبؤ بمسار معدلات البطالة مستقبلا .

وفي هذا الإطار يمكن صياغة إشكالية الموضوع في السؤال الجوهري التالي:

ما هي أهم المتغيرات الاقتصادية التي يمكن أن تؤثر على معدلات البطالة في الجزائر؟

وللإجابة على هذه الإشكالية سيتم تناول الموضوع من خلال المحاور التالية:

مفاهيم عامة حول البطالة .

تقديم المتغيرات المستعملة في الدراسة .

الدراسة القياسية لمعدلات البطالة في الجزائر .

1. مفاهيم عامة حول البطالة :

1.1. تعريف البطالة :

هناك صعوبة بين الاقتصاديين في تحديد مفهوم البطالة ،حيث تعددت التعريفات التي تناولتها، فيرى بعض الاقتصاديين أن البطالة هي الحالة التي تنطبق على الأشخاص القادرين على العمل و لا يعملون و لكنهم يبحثون بصورة جدية عن فرصة عمل.

و يرى بعضهم الآخر أن البطالة تمثل اختلالا بين قوة العمل المتاحة في مجتمع معين و بين فرص العمل المتاحة تلك التي يتمخض عنها عدم اشتغال جزء من قوة العمل بصورة كلية أو جزئية رغم قدرتها على العمل و رغبتها فيه ، وهناك فئة أخرى تعرف البطالة بأنها عدم قدرة جزء من قوة العمل في الحصول على فرص عمل فضلا عن ذلك فإن هناك من يرى أن البطالة تتمثل في نقص فرص عمل في مجتمع ما بالإضافة إلى وجود عديد من الآراء الأخرى في هذا المجال [1].

2.1. قياس البطالة :

لقياس معدل البطالة يجب التفرقة بين مفهومي البطالة الرسمي و العلمي ، وذلك كما يلي:

1.2.1. المقياس الرسمي للبطالة:

عادة ما يقاس معدل البطالة من قبل الجهات الرسمية كنسبة عدد العاطلين عن العمل إلى القوة العاملة بالمجتمع عند نقطة زمنية معينة و ذلك باستخدام الصيغة التالية [2]:

$$\text{معدل البطالة} = \frac{\text{عدد العاطلين عن العمل}}{\text{القوة النشيطة}} \times 100$$

تتكون الفئة النشيطة من الأفراد الذين هم في سن العمل القادرين و الراغبين فيه سواء كانو يعملون أو لا يعملون أي :

الفئة النشيطة = العاملون + العاطلون

أما نسبة مشاركة قوة العمل فهي قوة العمل كنسبة من السكان القادرين على العمل :

$$\text{نسبة مشاركة قوة العمل} = \frac{\text{قوة العمل}}{\text{عدد السكان القادرين}} \times 100$$

2.2.1. المقياس العلمي للبطالة : وفقا لهذا المقياس فإن العمالة الكاملة تتحقق في المجتمع عندما يكون الناتج الفعلي في الاقتصاد معادلا للناتج المحتمل و بالتالي يكون معدل البطالة الفعلي مساويا لمعدل البطالة الطبيعي غير التضخمي ، و الاستخدام الأمثل لقوة العمل يتطلب ألا تقل إنتاجية العامل عن حد أدنى معين يطلق عليه الإنتاجية المتوسطة المحتملة و تعرف بأنها أعلى متوسط للإنتاجية فيما بين القطاعات المجتمع و إذا كان معدل البطالة الطبيعي[3] و المسموح به ذلك الذي يحافظ على استقرار الأسعار و ليكن 5% مثلا .

قوة العمل وفقا للمفهوم العلمي = 0,95 من قوة العمل الكلية .

$$\text{معدل البطالة} = \frac{\text{الإنتاجية المتوسطة الفعلية}}{\text{الإنتاجية المتوسطة المحتملة}} - 1$$

$$\text{حجم البطالة} = \text{معدل البطالة} \times \text{قوة العمل وفقا للمفهوم العلمي}$$

3.1. النظريات المفسرة للبطالة :

لقد شغلت البطالة الكثير من المفكرين الاقتصاديين لذا تعددت النظريات المفسرة لها محاولين تفسيرها وتوضيح أسبابها و سبل علاجها و تتمثل هذه النظريات فيمايلي :

1.3.1. النظرية الكلاسيكية : يقرر التحليل الكلاسيكي أن الناتج القومي يتحدد في الأجل الطويل بكمية عناصر الإنتاج المتاحة و الفن الإنتاجي السائد و أن كمية الإنتاج سوف تستمر في الزيادة من فترة لأخرى حتى نصل إلى سقف الاستخدام الكامل لكافة الموارد الاقتصادية المتاحة[4] ، كما أنه بالنسبة لهم السبب الرئيسي في استمرار البطالة في سوق العمل هو تدخل الحكومة أو النقابات العمالية بفرض حد أدنى للأجور يفوق أجر التوازن مما يؤدي إلى جمود الأجور ، كما أن دالتي العرض و الطلب على العمل تتكونان مما يلي[5] :

دالة الطلب على العمل = العمالة الفعلية + الوظائف الشاغرة

دالة عرض العمل = العمالة الفعلية + البطالة الاحتكاكية

و عند التوازن تختفي البطالة الإحتكاكية تلقائيا .

2.3.1. النظرية النيوكلاسيكية : لقد إعتمد تحليل النيوكلاسيك على نظرية التوازن العام الذي يحقق في سوق السلع و الخدمات و سوق العمل نتيجة لإرتباط حجم العمالة بالعرض و الطلب على العمل و يرتكز هذا التحليل على بعض الفرضيات المستمدة من شروط المنافسة التامة (السوق الحرة) و من أهمها : تجانس وحدات العمل ، حرية تنقل اليد العاملة و دور المنافسة في شراء و بيع قوة العمل مثل بيع و شراء السلع و أن حجم اليد العاملة مرتبط بعرض و طلب العمل في السوق ، و مهما يكن من أمر فإن النظرية النيوكلاسيكية إفترضت حالة التوظيف التام[6] .

3.3.1. النظرية الكينزية: من أهم الفرضيات التي قامت عليها النظرية الكينزية لتفسير البطالة و تحليلها هي كمايلي[7]

أسس كينز نظريته العامة على أساس أن حالة التوظيف الكامل ما هي إلا حالة خاصة جدا وأن التوازن يمكن أن يتحقق عند مستويات مختلفة تقل عن مستوى التوظيف الكامل .

إن الطلب الكلي الفعال يحدد العرض الكلي و بالتالي حجم الناتج ، الدخل و التوظف وعليه فإن قوة العمل تكون مستخدمة استخداما ناقصا في حالة عدم كفاية الطلب الكلي الفعال و عليه فإن زيادة تشغيل العمال تتطلب العمل على زيادة حجم الطلب الكلي الفعال و الذي يقسمه كينز إلى طلب على سلع الاستهلاك والطلب على سلع الاستثمار ، وتعادل الادخار مع الاستثمار شرط ضروري لتوازن الدخل القومي في أي فترة ،وللخروج من حالة الكساد اقترح كينز ضرورة تدخل الدولة لترفع من حجم الطلب الكلي الفعال و بالتالي لتصل إلى التوظيف الكامل .

الأجور و الأسعار لا تتسمان بالمرونة الكافية مما يؤدي لظهور البطالة الإجبارية و إستمرارها المستوى العام للأسعار ثابت و هذا يعني ضمنيا أن العرض الكلي ذا مرونة لا نهائية ومنه فإن جانب العرض قد أهمل و أصبح الطلب الكلي هو المحدد لمستوى الإنتاج ، و الدخل كما أن الطلب على العمل يرتبط بمعدل الأجر الحقيقي فهو تابع متناقص لمعدل الأجر الحقيقي وفق الصيغة التالية :

$$D_{L=f(W.P)}$$

4.3.1. نظرية البحث عن العمل : نشأت هذه النظرية بوصفها نتيجة لمحاولات إستخدام مكونات النظرية الإقتصادية الجزئية لفهم المتغيرات الكلية و تحليلها و تبني هذه النظرية على أساس إسقاط فرض المعرفة التامة و هو فرض أساسي من فروض النموذج التقليدي لسوق العمل ذلك أن هذه النظرية تؤكد صعوبة توافر المعلومات الكاملة عن سوق العمل الأمر الذي يترتب عليه زيادة درجة عدم التأكد عند إتخاذ القرارات مما يدفع الأفراد إلى السعي للتعرف على هذه المعلومات ، و قبل الإنهاء من هذا العرض الموجز لنظرية البحث عن العمل يمكن الإشارة إلى إستنتاج مؤداه أن مجال تطبيق هذه النظرية يقتصر على تفسير ظاهرة البطالة الإحتكاكية حيث أن هذه الظاهرة تتعلق بنوع من أنواع البطالة الإختيارية [8].

5.3.1. نظرية إختلال سوق العمل : تقوم هذه النظرية على رفض الفروض الاساسية للنموذج الكلاسيكي و النيوكلاسيكي لتحليل سوق العمل المتعلق بإستجابة الاجور و الاسعار على النمو الذي يحقق التوازن بين العرض و الطلب و فرض بديل هو جمود الأجور و الاسعار في الاجل القصير و يرجع هذا الجمود إلى عجز كل من الأجور و الأسعار في الأجل القصير بالسرعة الكافية لتحقيق التوازن و نتيجة لذلك قد يتعرض سوق العمل لحالة من الإختلال أو عدم التوازن تتمثل في وجود فائض في عرض العمل عن الطلب عليه ، مما يؤدي إلى ظهور بطالة إجبارية [9].

6.3.1. نظرية تجزئة سوق العمل : ظهرت نظرية تجزئة سوق العمل على إثر العديد من الدراسات الميدانية في الإقتصاد الامريكي خلال فترة الستينات الت أوضعت ان قوة العمل الأمريكية تتعرض لظاهرة من التقسيم أو التجزئة على أساس الجنسية ،النوع ، السن ، المستوى التعليمي و تتعارض هذه النظرية مع النظرية التقليدية لسوق العمل و التي تفترض للحصول على العمل من حيث الخصائص الشخصية و المساواة للحصول على العمل مما يعني وجود فوارق بين النظريتين لكن وجود قصور في النموذج التقليدي على عدم قدرته في تفسير الاوضاع السائدة في المجتمعات الصناعية الحديثة و خاصة البطالة التي مست فئات كبيرة من الإناث و الشباب و العمالة المهاجرة و من ثم تعددت نظرية تجزئة سوق العمل كمحاولة للتغلب على هذا الوجه من أوجه قصور النموذج التقليدي ، و تقوم هذه النظرية على فكرة رئيسية

تتبنى وجود سوقين سوق رئيسي و سوق ثانوي[10] .

ثانيا : تقديم المتغيرات المستعملة في الدراسة

إعتمدنا في عملية إختيار المتغيرات الإقتصادية التي تؤثر على معدلات البطالة في الجزائر على النظريات الإقتصادبة و أنها تتأثر بشكل كبير على حجم السكان الإجمالي ، الناتج المحلي الإجمالي ، معدل التضخم و الإنفاق الحكومي العام و الجدول التالي يبين المتغيرات الإقتصادية المستعملة في الدراسة :

جدول رقم (01) :

المتغيرات / السنوات	معدل البطالة (%)	حجم السكان الإجمالي (مليون نسمة)	الناتج المحلي الإجمالي (مليار دولار)	معدل التضخم (%)	النفقات الحكومية (مليون دولار)
2000	29.8	31.18	54.79	0.3	13.96
2001	27.3	31.59	54.74	4.2	16.12
2002	25.9	31.99	56.76	1.4	17.19
2003	23.7	32.40	67.86	4.3	19.848
2004	20.1	32.83	85.32	4	24.890
2005	15.3	33.28	103.19	1.4	29.798
2006	12.3	33.77	117.02	2.3	34.265
2007	13.8	34.30	134.97	3.7	46.774
2008	11.3	34.86	171	4.9	66.224

المتغيرات المستعملة في النموذج في الفترة 2000– 2016

60.360	5.7	137.21	35.46	10.2	2009
61.904	3.9	161.20	36.11	10	2010
82.121	4.5	200.01	36.81	10	2011
91.871	8.9	209.04	37.56	11	2012
78.685	3.3	209.78	38.33	9.82	2013
87.301	2.9	213.98	39.11	10.6	2014
93.285	4.8	164.77	39.87	11	2015
92.86	6.4	156.08	40.60	11.22	2016

المصدر : الديوان الوطني للإحصائيات،تقارير صندوق النقد الدولي ، بيانات البنك الدولي، بيانات البنك العالمي (مؤشرات التنمية العالمية) .

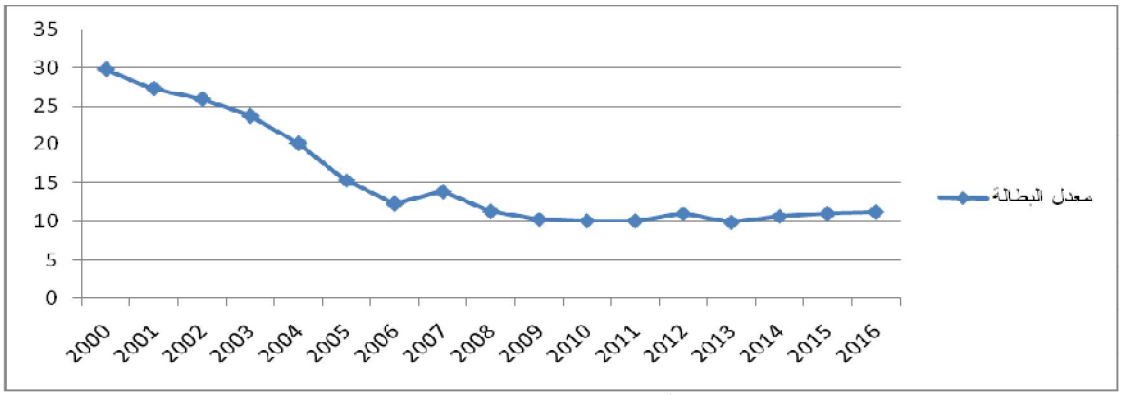
حيث :

- معدل البطالة يمثل المتغير التابع و الذي يرمز له بالرمز Tch، و المقاس بـ % .
- حجم السكان الإجمالي يمثل متغير مستقل و يرمز له بالرمز POP ،و المقاس بمليون نسمة .
- الناتج المحلي الإجمالي يمثل متغير مستقل و يرمز له بالرمز PIB ،و المقاس بمليار دولار .
- معدل التضخم يمثل متغير مستقل و يرمز له بالرمز INF ، والمقاس بـ % .
- الإنفاق الحكومي العام يمثل متغير مستقل و يرمز له بالرمز EXG ، والمقاس بمليون دولار .

1.2. تطور معدلات البطالة في الجزائر :

تعد ظاهرة البطالة الأكثر اهتماما و الشغل الشاغل بالنسبة لدول المغرب العربي لما لها من إنعكاسات سلبية على الأوضاع الاقتصادية و الاجتماعية و الشكل التالي يبين تطور البطالة في الجزائر في الفترة 2000 - 2016 .

الشكل رقم 01 : منحنى تطور معدلات البطالة في الجزائر في الفترة 2000 – 2016



المصدر من إعداد الباحثين بناءً على بيانات الجدول السابق وباستعمال برنامج Excel.

من خلال الشكل نلاحظ أن معدلات البطالة شهدت تناقص مستمر خلال فترة الدراسة فقد سجلت أعلى مستوياتها سنة 2000 بمعدل 29,20 % وهذا راجع إلى الإصلاحات الهيكلية و ما جاءت به في طياتها من تخفيض للنفقات العمومية و تسريح جماعي و فردي للعمال ، و سجلت أدنى مستوياتها سنة 2013بمعدل 9,82 % بحجم 1175000 بطال حسب الديوان الوطني للإحصائيات و يمكن تفسير هذا الإنخفاض المستمر لمعدلات البطالة في هذه الفترة إلى تحسين الوضعية الامنية و الإقتصادية للبلاد التي ساعدت على الإستقرار السياسي مع تحسين المؤشرات الإقتصادية و الإجتماعية ، إضافة إلى تحسن الوضعية النقدية و المالية العمومية التي ساعدت على إستحداث مناصب شغل جديدة و تخفيض من معدل البطالة .

2.2. الإحصاء الوصفي للمتغيرات : الجدول التالي يبين بعض المقاييس الوصفية لمتغيرات الدراسة في الجزائر .

جدول رقم (02): الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة

variable	TCH	POP	PIB	INF	EXG
Mean	15.49	35.29	135.16	3.93	53.96
Median	11.30	34.86	137.21	4.00	60.36
Maximum	29.80	40.60	213.98	8.90	93.28
Minimum	9.82	31.18	54.74	0.30	13.96
Std.Dev	6.95	3.00	57.09	2.03	30.29
Observations	17	17	17	17	17

المصدر :من إعداد الباحثين اعتماداً على نتائج تقدير البرنامج الإحصائي Eviews

ثالثا : الدراسة القياسية لمعدلات البطالة في الجزائر

1.3 . صياغة و تقدير النموذج القياسي

بعد تحديد عدد المتغيرات الإقتصادية التي تؤثر على البطالة من خلال دراستنا للنظرية الإقتصادية ، وذلك باستعمال تقنية الإنحدار الخطي المتعدد معتمدين في ذلك على برنامج Eviews بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية MCO لأنها تعطي مقدرات غير متحيزة .

1.1.3. صياغة النموذج :

إن صياغة النموذج القياسي من أهم مراحل بناء النموذج و بعد التعرف على المتغيرات التي يتضمنها النموذج القياسي ، و بعد جمع البيانات المتعلقة بكل متغير يتم تحديد الشكل الرياضي للنموذج و المتمثل في الدالة التالية :

$$Tch = f(POP, PIB, INF, EXG)$$

من أجل دراسة هذه الدالة و تغيراتها نقوم باستخدام أسلوب الإنحدار الخطي المتعدد الذي يساعدنا في تقدير النموذج القياسي الخاص بمعدل البطالة و الصيغة الرياضية للنموذج المراد دراسته هي كالتالي :

$$Tch_t = \beta_0 + \beta_1 POP_t + \beta_2 PIB_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 EXG_t + u_t$$

حيث :

t : تمثل الزمن أي قيمة المتغير في السنة t

$\beta_0 , \beta_1 , \beta_2 , \beta_3 , \beta_4$: تمثل معلمات النموذج

U: يمثل المتغير العشوائي أو حد الخطأ الذي ينوب عن بعض المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على معدل البطالة و التي لم ندرجها في النموذج لشدة إرتباطها بالمتغيرات المختارة أو لصعوبة قياسها أو لأسباب أخرى .

2.1.3. تقدير النموذج :

لتقدير النموذج القياسي المعبر عن العلاقات الاقتصادية نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية MCO باعتبارها تعطي مقدرات خطية غير متحيزة و يقودنا ذلك إلى معرفة المعايير للحكم على جودة هذه المقدرات عموما من المفروض أن تكون قيم المعاملات المقدرة قريبة من القيم الحقيقية [11]، و بالتالي تعتبر طريقة المربعات الصغرى من أحسن الطرق لتقدير النماذج الخطية و ذلك لما تمتاز به من خصائص و فرضيات لتقدير نموذج الإنحدار الخطي المتعدد و المتمثلة فيمايلي [12]:

أ .خاصية عدم التحيز :

التحيز هو الفرق بين مقدرة ما و وسط توزيعها فإذا إختلف هذا الفرق عن 0 نقول بأن المقدر متحيز أما بالنسبة لمقدرات طريقة المربعات الصغرى فهي تحقق مايلي :

$$E(\hat{\beta}_i) = \beta_i \qquad ,i = 0,1,2,\dots\dots k$$

و بالتالي $\hat{\beta}_i$ هي مقدر غير متحيز لـ β_i

ب . خاصية الاتساق :

نقول بأن المعلمات هي مقدرات متسقة إذا تحقق مايلي :

قيم المعالم المقدرة تقترب من قيم المعالم الحقيقية و ذلك كلما كبر حجم العينة .

قيمتي التحيز و التباين تقتربان أو تساويان الصفر كلما إقترب حجم العينة مالا نهاية أي :

$$\lim_{n\to\infty} E(\hat{\beta}) = b \qquad \lim_{n\to\infty} \hat{\beta} = \beta$$

$$\lim_{n\to\infty} var(\hat{\beta}) = b \qquad \lim_{n\to\infty} var(\hat{\beta}) = 0$$

و إذا تحقق هذين الشرطين نقول أن $\hat{\beta}$ هو مقدر متسق لـ β .

ج _ خاصية أصغر تباين [13]:

يقصد بأقل تباين ممكن للمقدرات ، عندما يكون تباين $\hat{\beta}_i$ أقل من تباين أي قيمة مقدرة أخرى أي :

$$var(\hat{\beta}_i) < var(\overline{\beta}_i) \qquad ,i = 0,1,2,\dots\dots k$$

حيث :

$\overline{\beta}_i$: هي القيمة المقدرة الأخرى لـ β_i.

3.1.3. فرضيات نموذج الانحدار الخطي المتعدد :

عند إستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير النموذج الخطي المتعدد ، فإنه يجب توفر الفرضيات التالية :

H_1 : المتغير التابع يكون دالة خطية في المتغيرات المستقلة بحيث تكون قيمة واحدة على الأقل من قيم المتغير المستقل مختلفة عن بقية القيم .

H_2 : القيمة المتوقعة أو متوسط القيمة للمتغير العشوائي تساوي الصفر ، أي :

$$E(U_i) = 0 \qquad ,\forall i$$

H_3 : تجانس تباين الأخطاء أو تباين المتغير العشوائي يكون ثابت أي :

$$var(U_i) = E(U_i^2) = \sigma_u^2$$

H_4 : عدم وجود إرتباط ذاتي بين الأخطاء أي :

$$cov(U_iU_j) = E(U_iU_j) = 0 \qquad ,\forall\, i \neq j$$

H_5 : إستقلال المتغير العشوائي عن المتغيرات المستقلة أي :

$$cov(U_iX_i) = E(U_iX_i) = 0$$

H_6 : المتغير العشوائي موزع توزيع طبيعي :

$$U_i \longrightarrow N(0\,,\ \sigma^2)$$

بعد إدخال بيانات متغيرات الدراسة المتمثلة في معدل البطالة و المتغيرات الإقتصادية المختارة في البرنامج الإحصائيEviews تحصلنا على نتائج التقدير للنموذج إنطلاقا من الجدول رقم 22 كمايلي :

جدول رقم (03) : نتائج تقدير النموذج الخطي المتعدد

Dependent Variable: TCH				
Method: Least Squares				
Date: 11/03/17 Time: 16:02				
Sample: 2000 2016				
Included observations: 17				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	68.04884	43.23978	1.573755	0.1415
POP	-1.205620	1.373599	-0.877709	0.3973
PIB	-0.125811	0.052737	-2.385634	0.0344
INF	-0.416254	0.663761	-0.627114	0.5423
EXG	0.160082	0.216547	0.739249	0.4740
R-squared	0.806162	Mean dependent var		15.49059
Adjusted R-squared	0.741550	S.D. dependent var		6.958714
S.E. of regression	3.537671	Akaike info criterion		5.604743
Sum squared resid	150.1814	Schwarz criterion		5.849806
Log likelihood	-42.64031	Hannan-Quinn criter.		5.629102
F-statistic	12.47687	Durbin-Watson stat		0.640040
Prob(F-statistic)	0.000310			

المصدر : من إعداد الباحثين إنطلاقا من الجدول (01) باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews

من الجدول رقم 03.يمكن كتابة الصيغة النهائية للنموذج كمايلي :

$$\hat{T}ch = 68{,}048 - 1{,}205\ POP - 0{,}125\ PIB - 0{,}416\ INF + 0{,}160\ EXG$$
$$t_c : \ (1{,}573) \quad (-0{,}877) \quad (-2{,}385) \quad (-0{,}627) \quad (0{,}739)$$
$$\delta_{\beta_i} : (43{,}239) \quad (1{,}373) \quad (0{,}052) \quad (0{,}663) \quad (0{,}216)$$
$$\sum \varepsilon_i^2 = 150{,}181 \qquad R^2 = 0{,}8061 \qquad \overline{R^2} = 0{,}7415$$
$$Dw = 0{,}64 \qquad F_c = 12{,}476 \qquad n = 17$$

2.3. الدراسة الإحصائية و الاقتصادية للنموذج المقدر

1.2.3 إختبار المعنوية الفردية للمعالم المقدرة : لإجراء هذا الإختبار تستخدم إحصائية ستيودنت و ذلك لتقييم معنوية معالم النموذج ، و من ثم تقييم تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع ، و الجدول التالي يوضح معنوية كل معلمة في النموذج :

الجدول رقم (04) : جدول مساعد يوضح معنوية كل معلمة في النموذج

المقدرات	المعاملات	T_{cal}	T_{tab}	prob
الثابت	β_0	1,573	2,178	0,141
POP	β_1	-0,877	2,178	0,397
PIB	β_2	-2,385	2,178	0,034
INF	β_3	-0,627	2,178	0,542
EXG	β_4	0.739	2,178	0,474

المصدر : من إعداد الباحثين

و لإجراء هذا الإختبار نقوم بمقارنة إحصاءة ستيودنت المحسوبة مع الجدولية عند مستوى معنوية 5 % ، وفقا للفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_i = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

حيث :

H_0 : تمثل فرضية العدم و تعني المعلمة ليس لها معنوية إحصائية .

H_1 : تمثل الفرضية البديلة و تعني المعلمة لها معنوية إحصائية

من خلال الجدول رقم 04 نلاحظ مايلي :

$|t_{cal\beta_0}| < t_{tab\beta_0}$ و بالتالي نقبل H_0 ونرفض H_1 ، و منه β_0 ليس لها معنوية إحصائية .

$|t_{cal\beta_1}| < t_{tab\beta_1}$ و بالتالي نقبل H_0 ونرفض H_1 ، و منه β_1 ليس لها معنوية إحصائية .

$|t_{cal\beta_2}| > t_{tab\beta_2}$ و بالتالي نرفض H_0 و نقبل H_1 ، و منه β_2 لها معنوية إحصائية

$|t_{cal\beta_3}| < t_{tab\beta_3}$ و بالتالي نقبل H_0 و نرفض H_1 ، و منه β_3 ليس لها معنوية إحصائية .

$|t_{cal\beta_4}| < t_{tab\beta_4}$ و بالتالي نقبل H_0 و نرفض H_1 ، و منه β_4 ليس لها معنوية إحصائية .

2.2.3 اختبار المعنوية الإجمالية للنموذج :

لإختبار المعنوية الإجمالية للنموذج يستخدم إختبار Fisher ، وفقا للفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \\ H_1 : \exists \beta_i / \beta_i \neq 0 \qquad i = 0,1,2,\ldots..4 \end{cases}$$

H_0 : تمثل فرضية العدم و تعني النموذج ليس له معنوية كلية .

H_1 : تمثل الفرضية البديلة و تعني النموذج له معنوية كلية .

لدينا إحصائية فيشر المحسوبة : $F_{cal} = 12.47$

أما إحصائية فيشر المجدولة عند مستوى معنوية 5 % هي كمايلي :

$$F_{(4,12)}^{0,05} = 3,26$$

نلاحظ أن : $F_{tab} < F_{cal}$ ومنه نرفض H_0 و نقبل H_1 و بالتالي النموذج له معنوية كلية .

3.2.3. قياس القدرة التفسيرية للنموذج :

$R^2 = 0,8061$: تدل قيمة معامل التحديد المتعدد على أن نموذج الإنحدار المتعدد المقترح يمثل العلاقة محل الدراسة تمثيلا جيدا ، حيث أن 80,61 % من التغيرات التي تحدث في معدلات البطالة هي ناتجة عن التغيرات في المتغيرات المستقلة ، أما 19,39 % تبقى لعوامل غير مشخصة .

من خلال التحليل الإحصائي للنموذج الخطي المقدر وجدنا أن الناتج المحلي الإجمالي هو المتغير الوحيد ذو معنوية إحصائية و بالتالي هو الوحيد الذي يقيس التغيرات التي تحدث في معدلات البطالة في الفترة المدروسة أما باقي المتغيرات فهي ليست معنوية إحصائيا كما أن إشاراتها لم تتوافق مع منطق النظرية الإقتصادية ، لكن النموذج ككل له معنوية إجمالية وله قدرة تفسيرية جيدة من خلال معامل التحديد ، و هذا ما يفسر على وجود مشكل التعدد الخطي

3.3. اختبار الكشف عن التعدد الخطي :

هناك عدة إختبارات للكشف عن التعدد الخطي و سنعتمد في هذه الدراسة على إختبار Ferrarr _ Glauber ، و في البداية نبحث عن مصفوفة الإرتباط الزوجية بين المتغيرات المستقلة .

جدول رقم (05) : جدول بين الإرتباط الزوجي بين المتغيرات المستقلة

	POP	***PIB***	***INF***	***EXG***
POP	1	0,85	0,53	0,96
PIB	0,85	1	0,50	0,93
INF	0,53	0,50	1	0,62
EXG	0,96	0,93	0,62	1

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Eviews

و من بين الإختبارات التي يعتمد عليها Ferrarr - Glauber هو إختبار مربع كاي χ^2 و لتطبيق هذا الاختبار يتم إتباع الخطوات التالية :

– حساب قيمة محدد معاملات الارتباط الزوجي بين المؤشرات المستقلة $|R|$.

– اختبار الفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : D = 1 \\ H_1 : D < 1 \end{cases}$$

H_0 : استقلالية ما بين المتغيرات المستقلة .

H_1 : يوجد إرتباط بين المتغيرات المستقلة .

– تعطى الصيغة الرياضية لهذا الإختبار كمايلي[14] :

$$\chi^2 = -\left[n - 1 - \frac{1}{6}(2K + 5)\right].\log|R|$$

حيث :

n : تمثل عدد المشاهدات .

K : تمثل عدد المتغيرات المستقلة .

$\log|R|$: تمثل اللوغارتم الطبيعي لمحدد مصفوفة معاملات الإرتباط الزوجية .

نقارن قيمة χ^2 المحسوبة مع القيمة الجدولية لـ χ^2 المحصل عليها من جدول القيم الحرجة لـ χ^2 عند درجة الحرية K(K-1) $V = \frac{1}{2}$ ، و مستوى معنوية α [15]

باستعمال برنامج Excel تحصلنا على قيمة المحدد كما يلي :

$$|R| = 0{,}00393$$

أما قيمة χ^2 المحسوبة فهي كمايلي :

$$\chi^2_{cal} = -\left[17 - 1 - \frac{1}{6}(8 + 5)\right]\log 0{,}00393 \Rightarrow \chi^2_{cal} = 33{,}277$$

أما قيمة χ^2 الجدولية عند درجة الحرية 6 و مستوى المعنوية 5 % فهي كمايلي:

$$\chi^2_{tab} = 12{,}592$$

نلاحظ أن : $\chi^2_{tab} < \chi^2_{cal}$ و منه نرفض H_0 و نقبل H_1 و بالتالي يوجد ارتباط بين المتغيرات المستقلة مما يفسر بوجود مشكل التعدد الخطي .

1.3.3. تحديد المتغيرات المستقلة المتسببة في مشكل التعدد الخطي :

لايجاد المتغيرات الواجب حذفها من النموذج نقوم أولا بتحديد الإرتباط الزوجي بين المتغير التابع و المتغيرات المستقلة ، حسب الجدول التالي :

جدول رقم (06) : جدول يبين الإرتباط الزوجي بين المتغير التابع و المتغيرات المستقلة

	POP	***PIB***	***INF***	***EXG***
Tch	-0,79	-0,88	- 0 ,48	-0,84

المصدر : من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews

من خلال الجدول رقم 05 و الجدول رقم 06 اللذان يمثلان مصفوفة الإرتباط الزوجية بين المتغيرات فإن المتغيرات الواجب حذفها من النموذج هي معدل التضخم و الإنفاق الحكومي العام .

4.3. تقدير النموذج بعد إزالة المتغيرات المتسببة في مشكلة التعدد الخطي :

بعد إزالة المتغيرات المتسببة في مشكلة التعدد الخطي و المتمثلة في معدل التضخم و الإنفاق الحكومي العام يتم تقدير النموذج من جديد باستعمال برنامج Eviews كمايلي :

جدول رقم (07) : نتائج تقدير النموذج بعد إزالة مشكل التعدد الخطي

Dependent Variable: TCH				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/17 Time: 12:07				
Sample: 2000 2016				
Included observations: 17				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39.25374	15.78126	2.487364	0.0261
POP	-0.311587	0.534953	-0.582456	0.5695
PIB	-0.094444	0.028162	-3.353637	0.0047
R-squared	0.796627	Mean dependent var		15.49059
Adjusted R-squared	0.767573	S.D. dependent var		6.958714
S.E. of regression	3.354842	Akaike info criterion		5.417471
Sum squared resid	157.5695	Schwarz criterion		5.564509
Log likelihood	-43.04851	Hannan-Quinn criter.		5.432087
F-statistic	27.41945	Durbin-Watson stat		0.604569
Prob(F-statistic)	0.000014			

المصدر : من إعداد الباحثين انطلاقا من الجدول (01) باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews

من الجدول رقم 07 يمكن كتابة الصيغة النهائية للنموذج كمايلي :

$$\hat{T}ch = 39{,}253 + 0{,}311POP - 0{,}094\,PIB$$
$$t_c : (2{,}487) \quad (0{,}582) \quad (-3{,}353)$$
$$\delta_{\hat{\beta}_i} : (15{,}781) \quad (0{,}534) \quad (0{,}028)$$
$$\sum \varepsilon_i^2 = 157{,}569 \qquad R^2 = 0{,}7966 \qquad \overline{R^2} = 0{,}7675$$
$$Dw = 0{,}60 \qquad F_c = 27{,}419 \qquad n = 17$$

جدول رقم (08) : جدول مساعد يوضح معنوية كل معلمة في النموذج

prob	T_{tab}	T_{cal}	المعاملات	المقدرات
0,02	2,145	2,487	β_0	الثابت
0,56	2,145	0,582	β_1	**POP**
0,00	2,145	-3,353	β_2	**PIB**

المصدر : من إعداد الباحثين

من خلال الجدول رقم 08 نلاحظ مايلي :

$|t_{cal\hat{\beta}_0}| > t_{tab\hat{\beta}_0}$ و بالتالي نرفض H_0 ونقبل H_1 ، و منه β_0 لها معنوية إحصائية .

$|t_{cal\hat{\beta}_1}| < t_{tab\hat{\beta}_1}$ و بالتالي نقبل H_0 ونرفض H_1 ، و منه β_1 ليس لها معنوية إحصائية .

$|t_{cal\hat{\beta}_2}| > t_{tab\hat{\beta}_2}$ و بالتالي نرفض H_0 ونقبل H_1 ، و منه β_2 لها معنوية إحصائية .

$F_{(2,14)}^{0,05} = 3{,}74 < F_c = 27{,}419$: نرفض H_0 ونقبل H_1 و بالتالي النموذج له معنوية كلية .

من خلال الصيغة النهائية للنموذج نلاحظ أن 79,66 % من التغيرات التي تحدث في معدلات البطالة خلال فترة الدراسة تشرحها كل من حجم السكان الإجمالي و الناتج المحلي الإجمالي و تبقى 20,34 % لعوامل غير مشخصة يمثلها المتغير العشوائي ، كما أن إشارة المعالم جاءت موافقة للنظرية الاقتصادية حيث كلما زاد حجم السكان بمليون نسمة فإن معدل البطالة يزيد بمقدار 0,31 % ، وكلما زاد الناتج المحلي الإجمالي بمليار دولار تنخفض معدل البطالة بمقدار 0,09 % .

نلاحظ أن المعلمة β_1 ليس لها معنوية إحصائية و هذا يدل على عدم وجود تأثير حجم السكان على معدل البطالة لهذا يجب حذفها من النموذج ، ويعطي تقدير برنامج Eviews بعد حذف حجم السكان الإجمالي كمايلي :

جدول رقم (09) : نتائج تقدير النموذج بعد حذف حجم السكان الإجمالي

Dependent Variable: TCH				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/17 Time: 11:50				
Sample: 2000 2016				
Included observations: 17				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.14721	2.097827	14.37068	0.0000
PIB	-0.108439	0.014362	-7.550560	0.0000
R-squared	0.791698	Mean dependent var		15.49059
Adjusted R-squared	0.777812	S.D. dependent var		6.958714
S.E. of regression	3.280120	Akaike info criterion		5.323768
Sum squared resid	161.3878	Schwarz criterion		5.421793
Log likelihood	-43.25203	Hannan-Quinn criter.		5.333512
F-statistic	57.01096	Durbin-Watson stat		0.703868
Prob(F-statistic)	0.000002			

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews

من الجدول رقم 09 يمكن كتابة الصيغة النهائية للنموذج كمايلي :

$$\hat{T}ch = 30,147 - 0,108\,PIB$$
$$t_c \ : \ (14,370) \quad (-7,550)$$
$$\delta_{\hat{\beta}_i} \ : \ (2,097) \quad (0,014)$$
$$\sum \varepsilon_i^2 = 161,387 \qquad R^2 = 0,7916 \qquad \overline{R^2} = 0,7778$$
$$Dw = 0,70 \qquad F_c = 57,010 \qquad n = 17$$

جدول رقم (10) : جدول مساعد يوضح معنوية كل معلمة في النموذج

prob	T_{tab}	T_{cal}	*المعاملات*	*المقدرات*
0,000	2,131	14,370	β_0	الثابت
0,000	2,131	-7,550	β_1	**PIB**

المصدر : من إعداد الباحثين

1.4.3. التحليل الإحصائي للنموذج :

من الجدول رقم 10 نلاحظ أن :

$|t_{cal\hat{\beta}_0}| > t_{tab\hat{\beta}_0}$ و منه نرفض H_0 ونقبل H_1 ، و بالتالي β_0 لها معنوية إحصائية

$|t_{cal\hat{\beta}_1}| > t_{tab\hat{\beta}_1}$ و منه نرفض H_0 ونقبل H_1 ، و بالتالي β_1 لها معنوية إحصائية .

$F_{(1,15)}^{0,05} = 4,54 < F_c = 57,010$: نرفض H_0 ونقبل H_1 و بالتالي النموذج له معنوية كلية

2.4.3. التحليل الاقتصادي للنموذج :

$R^2 = 0,7916$: تدل قيمة معامل التحديد على أن نموذج الانحدار المقترح يمثل العلاقة محل الدراسة تمثيلا جيدا ، حيث أن 79,16 % من التغيرات التي تحدث في معدلات البطالة هي ناتجة عن تغيرات الناتج المحلي الإجمالي ، أما 19,84 % تبقى لعوامل غير مشخصة يمثلها المتغير العشوائي .

إشارة المعلمة سالبة هذا يدل على وجود علاقة عكسية بين معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي و هذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الإقتصادية ، حيث إذا ارتفع الناتج المحلي الإجمالي بمليار دولار فإن معدل البطالة ينخفض بنسبة 0,108 %.

5.3. التحليل القياسي للنموذج : بعد أن تأكدنا من مدى صلاحية النموذج من الناحية الإحصائية و الاقتصادية ، سنقوم باختباره من الناحية القياسية لمعرفة مدى إنسجامه و تطابقه مع الفرضيات الخاصة به .

1.5.3.إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء : للكشف عن وجود أو عدم وجود مشكل الإرتباط الذاتي للأخطاء نستخدم إختبار Breusch-Pagan-Godfrey ويكتب النموذج العام الذي يحتوي الإرتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة ρ كمايلي[16] :

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots\cdots + \rho_\rho \varepsilon_{t-\rho} + \mu_t$$

و تتلخص فكرة هذا الإختبار على وجودعلاقة معنوية بين الأخطاء ،و إختبار الفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \cdots\cdots = \rho_\rho = 0 \\ H_1 : \exists \rho_i / \rho_i \neq 0 \qquad i = 1,2 \cdots \rho \end{cases}$$

H_0 : تمثل الفرضية الصفرية و تنص على عدم وجود إرتباط ذاتي للأخطاء .

H_1 : تمثل الفرضية البديلة و تنص على وجود إرتباط ذاتي للأخطاء .

جدول رقم (11): نتائج التقدير لأختبار Breusch-Pagan-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.374974	Prob. F(2,13)	0.0660
Obs*R-squared	5.810097	Prob. Chi-Square(2)	0.0547

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews

تحسب إحصاءة LM وفق العلاقة التالية : $LM = n.R^2 \Rightarrow LM = 5,810$

نقارنها مع إحصائية χ_ρ^2 الجدولية التالية : $\chi^2_{(0,05;\,2)} = 5,991$

نلاحظ أن : $\chi^2_{(0,05;\,2)} > LM$ و منه نقبل H_0 و نرفض H_1 و بالتالي لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء (الإستقلالية ما بين البواقي) .

2.5.3. اختبار تجانس تباين الأخطاء : سيتم إعتماد إختبار وايت white للكشف إذاكان هناك تجانس أو عدم تجانس الأخطاء ، و الذي يعتمد على وجود علاقة بين مربع البواقي u_t^2 و المتغير المستقل و يكون التقدير وفق الصيغة التالية:

$$u_t^2 = \beta_0 + \alpha_1 PIB_t + \beta_1 PIB_t^2 + \varepsilon_t$$

ونقوم بإختبار الفرضية التالية :

$$H_0 : \beta_0 = \alpha_1 = \beta_1 = \alpha_2 = \beta_2 = \cdots = \alpha_k = \beta_k = 0$$

H_0 : تمثل فرضية العدم و تنص على تجانس تباين الأخطاء

جدول رقم (12) : نتائج التقدير لاختبار وايت (White)

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.243454	Prob. F(2,14)		0.7872
Obs*R-squared	0.571374	Prob. Chi-Square(2)		0.7515
Scaled explained SS	0.224928	Prob. Chi-Square(2)		0.8936
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 11/05/17 Time: 13:50				
Sample: 2000 2016				
Included observations: 17				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.15751	15.81750	0.958275	0.3542
PIB^2	9.98E-05	0.000998	0.100062	0.9217
PIB	-0.057667	0.267671	-0.215441	0.8325
R-squared	0.033610	Mean dependent var		9.493399
Adjusted R-squared	-0.104445	S.D. dependent var		9.840570
S.E. of regression	10.34171	Akaike info criterion		7.669033
Sum squared resid	1497.314	Schwarz criterion		7.816070
Log likelihood	-62.18678	Hannan-Quinn criter.		7.683649
F-statistic	0.243454	Durbin-Watson stat		1.825164
Prob(F-statistic)	0.787166			

المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews

من الجدول رقم 12تعطى الصيغة للنموذج كمايلي :

$$\hat{u}_t^2 = 15{,}157 - 0{,}057 PIB_t + 9{,}98 PIB_t^2$$

$$R^2 = 0{,}033 \qquad \overline{R}^2 = -0{,}104 \qquad n = 17$$

$$F_c = 0{,}243 \qquad n.R^2 = 0{,}571$$

تحسب إحصاءة LM وفق العلاقة التالية :

$$LM = n.R^2 \Rightarrow LM = 0{,}571$$

نقارنها مع إحصائية χ^2 الجدولية التالية :

$$\chi^2_{(0.05;\,2)} = 5{,}991$$

نلاحظ أن : LM ⋗ $\chi^2_{(0,05;\,2)}$ و منه نقبل فرضية العدم H_0 و بالتالي الأخطاء متجانسة التباين أي ثبات التباين الأخطاء .

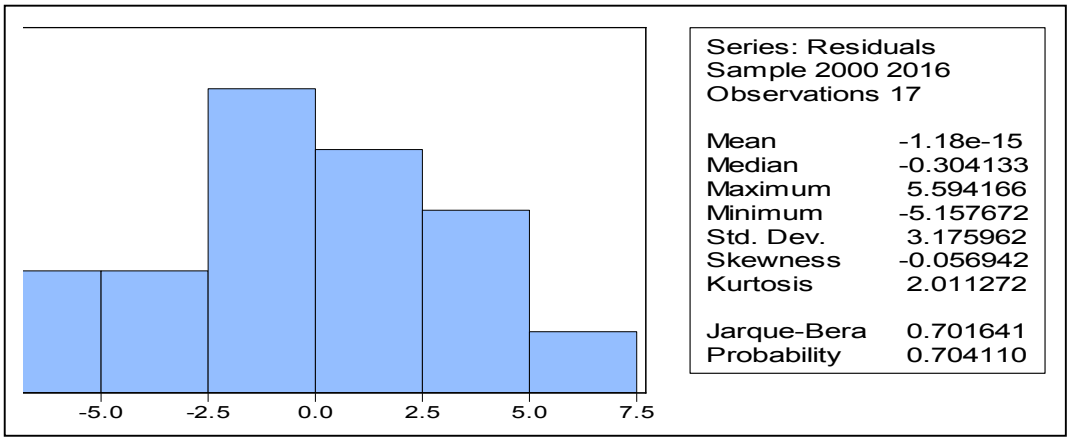
3.5.3.إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء :

سنعتمد على إختبار jarque bera و الذي يسمح باختبار الفرضية التالية :

H_0 : الخطأ العشوائي يتبع التوزيع الطبيعي

H_1 : الخطأ العشوائي لا يتبع التوزيع الطبيعي

الشكل رقم (02) : توضيح إختبار jarque bera لتوزيع الأخطاء العشوائية



المصدر : من إعداد الباحثين باستعمال برنامج Eviews

من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ أن إحصائية جارك بيرا المحسوبة: $JB = 0,701$ ، والإحتمال المرافق لها 0,704

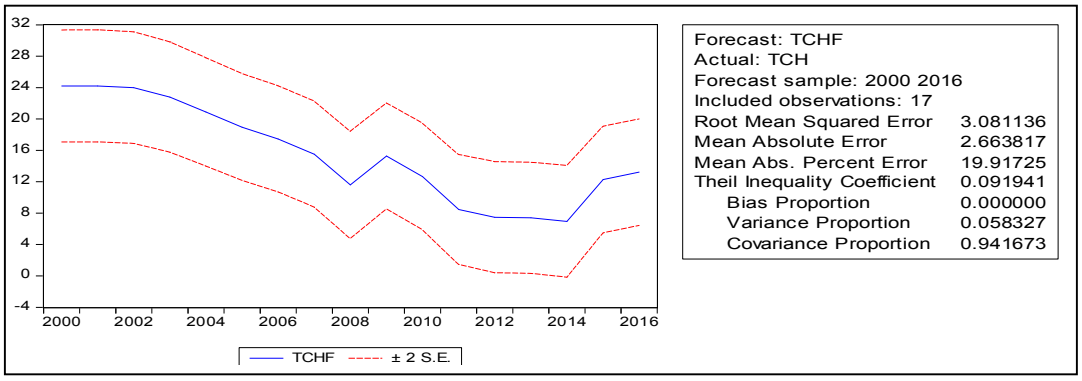
نقارن قيمة جارك بيرا مع إحصائية χ^2_0 الجدولية التالية :

$\chi^2_{(0,05;\,2)} = 5,991$

نلاحظ أن : JB ⋗ $\chi^2_{(0,05;\,2)}$ و منه نقبل H_0 و نرفض H_1 و بالتالي الأخطاء العشوائية تتبع التوزيع الطبيعي .

إختبار مقدرة النموذج على التنبؤ : يمكن إختبار مدى مقدرة النموذج على التنبؤ باستخدام معيار معامل عدم التساوي لثايل كما يوضحه الشكل التالي :

الشكل رقم (03) :توضيح إختبار معامل ثايل



المصدر : من إعداد الباحثين بالإعتماد على **برنامج Eviews**

من خلال الشكل نلاحظ أن النموذج المقدر له مقدرة تنبؤية مقبولة و هذا من خلال معامل ثايل حيث أنه يقترب من الصفر $U_t = 0,09$ ، ما يفسر على أن النموذج له مقدرة تنبؤية بمعدلات البطالة تكون مقبولة .

4. خلاصة

توصلت هذه الدراسة إلى النتائج والتوصيات التالية:

1.4 النتائج:

- هناك جدلا واختلافا بين الاقتصاديين على اختلاف مدارسهم فيما يتعلق بتفسير ظاهرة البطالة.
- تتأثر معدلات البطالة بشكل كبير في الجزائر بالناتج المحلي الإجمالي .
- معدل التضخم لم يظهر تأثيره في النموذج ،و يمكن إرجاع ذلك إلى أنه لا توجد علاقة واضحة بين معدل البطالة و معدل التضخم في الجزائر في الأجل القصير، وبالتالي لاتؤثر التغيرات التي تحدث في معدل التضخم على معدلات البطالة.
- حذف الإنفاق الحكومي العام من النموذج بسبب ارتباطه الكبير بالناتج المحلي الإجمالي .
- حذف حجم السكان الإجمالي من النموذج الأخير لأنه غير معنوي إحصائيا وأن حجم السكان الإجمالي
- يحتوي على فئة نشيطة و فئة غير نشيطة و كما نعلم أن الفئة النشيطة هي التي لها تأثير على معدلات البطالة.
- يمكن الإعتماد على النموذج الأخير في التنبؤات لأنه صالح إحصائيا و إقتصاديا و قياسيا .

2.4 التوصيات:

- ضرورة توفير قاعدة بيانات أساسية متكاملة عن مشكلة البطالة في الجزائر.
- توفير قاعدة بيانات و إحصاءات دقيقة عن سوق العمل حتى يتم تحليل كل قطاع و التقليل من تشوهات في سوق العمل.
- ضرورة تخطيط مخرجات التعليم و التكوين وفقا لحاجة و متطلبات سوق العمل ، و لهذا يجب أولا القيام بدراسة موسعة لسوق العمل وفقا للقطاعات الاقتصادية لمعرفة النقص و الفائض في شتى الميادين .
- العمل على الربط بين المؤسسات التعليمية و المؤسسات الاقتصادية عن طريق التدريب و غيره من أجل حصول الطلاب على خبرة ميدانية و لو بسيطة تساعدهم على الاندماج في سوق العمل .
- ضرورة السيطرة على العوامل و المتغيرات الإقتصادية التي تؤثر بشكل مباشر أو غير مباشر على معدل و حجم البطالة ، و دراسة تطورها و التنبؤ بقيمها في الفترات المستقبلية لإتخاذ مختلف التدابير اللازمة التي من شأنها التخفيف من حدة البطالة و محاولة قياس تغيراتها بأساليب رياضية حديثة .

5. الهوامش والإحالات :

[1] مصطفى يوسف كافي ، الإقتصاد الكلي مبادئ و تطبيقات ، مكتبة المجتمع العربي للنشر و التوزيع ، الطبعة العربية الأولى 2014 ، عمان الأردن، ص 213 ، 214

[2] Gregory. N. M, (2006), " Macroéconomie ", De Boeck, Paris, 3 eme édition, p 42.

[3] محمد فوزي أبو السعود ، علي عبد الوهاب نجا ، عفاف عبد العزيز عايد ، أسامة أحمد الفيل ، مرجع سبق ذكره ، ص 262 ، 263

[4] رمضان محمد مقلد و أسامة أحمد الفيل ، النظرية الإقتصادية الكلية ، دار التعليم الجامعي للطباعة و النشر و التوزيع 2012 ، الإسكندرية ، ص 126

[5] عبد الوهاب نجا ، ، مشكلة البطالة و أثر برنامج الإصلاح الإقتصادي عليها ، الدار الجامعية، الإسكندرية 2005، ص 36

[6] وديع طوروس ، الإقتصاد الكلي ، المؤسسة الحديثة للكتاب ، الطبعة الأولى ، طرابلس 2010 ، ص 205

[7] رمزي زكي ، الإقتصاد السياسي للبطالة ، تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة ، عالم المعرفة ، الكويت 1998 ، ص 296

[8] مصطفى يوسف كافي ، مرجع سبق ذكره ، ص 238 ، 241

[9] مدني بن شهرة ، الإصلاح الإقتصادي و سياسة التشغيل (التجربة الجزائرية) ، دار الحامد للنشر و التوزيع ، عمان 2008، ص 246

[10] مدني بن شهرة ، مرجع سبق ذكره ، ص 248

[11] مجيد علي حسين ، عفاف عبد الجبار سعيد ، الإقتصاد القياسي النظرية و التطبيق ، دار وائل للطباعة و النشر ، عمان 1998 ، ص 179

[12] جلاطو الجيلالي ، الإحصاء التطبيقي مع تمارين و مسائل محلولة ، دار الخلدونية ، الطبعة الثانية ، الجزائر 2009 ، ص 29

[13] مجيد علي حسين ، عفاف عبد الجبار سعيد ، مرجع سبق ذكره ، ص 188

[14] حسين علي بخيت ، سحر فتح الله ، الإقتصاد القياسي ، دار اليازوري العلمية للنشر و التوزيع ، عمان ، الأردن 2009 ، ص 246 .

[15] مكيد علي ، الإقتصاد القياسي دروس و مسائل محلولة ، ديوان المطبوعات الجامعية ، بن عكنون الجزائر 2007 ، ص 143 .

[16] Regis Bourbonnais "Exercices Pedagogiques d'Econométrie", Dunod, Paris, Ed , Economica 2008 , p 84.