دراسة قياسية لأثر بعض المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة (1980-2012)

أ. علي جباري

جامعة الجلفة

تمهيد:

تتأثر ظاهرة البطالة بجملة من المتغيرات التي تشرح مختلف تباينات الظاهرة عبر الزمن، والتي يستعان في قياس تأثيرها بمجموعة من الأدوات الإحصائية، ومن بين هذه الأدوات نجد النماذج القياسية التي تعمل على تبسيط المعطيات الواقعية والحصول على نتائج قابلة للتحليل والتفسير على أساس منهجي ومبسط، حيث تعتمد على السلاسل الزمنية لكل من المتغير التابع والمتغيرات المفسرة له.

بناء على ما سبق، يمكن طرح التساؤل التالي:

ما مدى تأثير المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على ظاهرة البطالة في الجزائر؟ وهل يمكن على أساس هذه المتغيرات بناء نموذج قياسي للظاهرة؟

إنطلاقا من التساؤل السابق، يمكن صياغة الفرضية التالية:

تتأثر ظاهرة البطالة في الجزائر بجملة من المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية، والتي على أساسها يمكن بناء نموذج قياسي للظاهرة.

يمكن تجزئة هذه الفرضية إلى الفرضيتين التاليتين:

- تتأثر ظاهرة البطالة في الجزائر بالمتغيرات الديموغرافية المتمثلة في التنمية والنمو السكاني.

- تتأثر ظاهرة البطالة في الجزائر بالمتغيرات الإقتصادية المتمثلة في النمو الإقتصادي والتضخم.

أولا: منهجية القياس بإستعمال النماذج:

يعتبر النموذج من الأدوات الإحصائية التي تقوم بقياس الأثر بين متغير تابع ومتغير آخر أو جملة من المتغيرات (المتغيرات المفسرة)، والوصول إلى تحديد مدى العلاقة التي تربط بينها.[1]

تنقسم النماذج إلى خطية وغير خطية، بسيطة ومتعددة. في هذا البحث سيتم التركيز على النموذج الخطي المتعدد لتعدد المتغيرات المفسرة المراد إدراجها في عملية القياس.

1. صياغة النموذج القياسي المتعدد:

يصاغ النموذج المتعدد على الشكل التالي:

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad t = \overline{1,n}$$

حيث: y_t تمثل المتغير التابع؛ x_t تمثل المتغير المستقل؛ β تمثل معاملات المتغيرات؛ k تمثل عدد المتغيرات؛ U_t تمثل حد الخطأ العشوائي.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_0 \\ u_1 \\ \vdots \\ u_n \end{pmatrix}$$

وتكتب هذه الصيغة مختصرة على النحو الموالي:[2]

$$\mathbf{Y}_{(n,1)} = \boldsymbol{X}_{(n,k+1)} \cdot \boldsymbol{\beta}_{(k+1,1)} + \boldsymbol{u}_{(n+1)}$$

حيث تشير القيم الموضوعة بين قوسين إلى أبعاد المصفوفات.

2. فرضيات النموذج القياسي:

- الخطية: حيث يكتب النموذج المتعدد على الشكل الخطي السابق.

- الأمل الرياضي للخطأ معدوم: $E(\boldsymbol{u_t}) = \underline{\mathbf{0}}$.

- تجانس تباين الأخطاء: $V(u) = E(u'u) = \delta^2 . \mathbf{I}_n$ ، حيث I_n تمثل مصفوفة الوحدة.

- الحد العشوائي يتبع قانون التوزيع الطبيعي.

- لا توجد علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة، أي أن رتبة المصفوفة تساوي عدد المتغيرات المفسرة.

- مصفوفة المعطيات تأخذ قيما مؤكدة وغير إحتمالية.

3. تقدير النموذج القياسي:

لتقدير النماذج القياسية تستعمل عدة طرق، لعل أبرزها طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO)،[3]* ترتكز هذه الطريقة على توفيق أفضل خط مستقيم لعينة مشاهدات، وهي تتضمن تصغير مربعات الإنحرافات إلى أدنى حد ممكن.

تعطي هذه الطريقة قيم المعاملات المقدرة كما هو مبين في المعادلة التالية:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$$

4. إختبار جودة النموذج القياسي:

بعد عملية صياغة النموذج ثم تقديره بإستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية، تأتي مرحلة الإختبار والتي تعتبر من أهم المراحل التي يجب المرور بها لمعرفة صلاحية النموذج لعملية القياس من عدمه، سيتم في هذا العنصر الإشارة إلى أهم إختبارات النماذج.

1.4. معامل التحديد R^2:

يقيس معامل التحديد R^2 العلاقة الموجودة بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع، وتتم الإستعانة به لمعرفة جودة التقدير وذلك بإعطائه النسبة التي تفسر مقدار التغير الذي تحدثه المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

2.4. إختبار معنوية المقدرات (إختبار ستودنت t):

يتم قياس معنوية المقدرات بالإعتماد على إختبار ستودنت، حيث يرتكز هذا الإختبار على قياس معنوية كل مقدرة على حدى، ويكون شكل الإختبار كالتالي:

$H_0 : \beta = 0$ المقدرة β غير معنوية.

$H_1 : \beta \neq 0$ المقدرة β معنوية.

بعد حساب قيمة ستودنت، نقوم بمقارنتها بالقيمة المستخرجة من جدول ستودنت، بمستوى معنوية محددة؛ وبدرجة حرية (n-k).

3.4. إختبار المعنوية الكلية للنموذج - إختبار فيشر F -:

يتم قياس المعنوية الكلية للنموذج القياسي بالإعتماد على إختبار فيشر F، حيث يرتكز هذا الإختبار على قياس المعنوية الكلية للنموذج، ويكون شكل الإختبار كالتالي:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ النموذج غير معنوي.

H_1 يوجد على الأقل $\beta_j \neq 0$، حيث $j = \overline{1,k}$ النموذج معنوي إجمالا.

4.4. إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء - إختبار دربين واتسون DW -:

في حالة وجود إرتباط ذاتي للأخطاء، نكون أمام مشكل النموذج الزائف، أي أن قيمة معامل التحديد المحسوبة لا تعبر حقيقة عن القوة التفسيرية للنموذج. يتم إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء بالإعتماد على إحصائية دربين واتسون DW، حيث تعطى معادلة حد الخطأ العشوائي بين الفترتين t و(t-1) بالعلاقة التالية:

$$u_t = \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t$$

وعليه يكون شكل الإختبار على النحو التالي:

$H_0 : \alpha = 0$ لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.

$H_1 : \alpha \neq 0$ يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.

يتم رفض أو قبول الفرضيات السابقة بالرجوع إلى القيم الحرجة في جدول دربين واتسون.

5.4. إختبار التعدد الخطي المشترك:

يقصد بالتعدد الخطي المشترك وجود إرتباط خطي قوي بين المتغيرات المفسرة فيما بينها، ويظهر أثره السلبي من خلال الزيادة في نسبة تفسير المتغيرات المستقلة للمتغير التابع، فنصبح أمام معامل تحديد مبالغ في قيمته وبالتالي لا يعبر عن الجودة الفعلية للنموذج.

من أبسط الإختبارات في إكتشاف مشكل التعدد الخطي المشترك، تقدير نماذج بسيطة (ذات متغير مفسر واحد) بين كل

زوج من المتغيرات المفسرة، وإحتساب معاملات إرتباطها.

5. دراسة إستقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات:

تعرف السلسلة الزمنية على أنها مجموعة من القيم لمؤشر إحصائي معين، مرتبة حسب تسلسل زمني، بحيث كل فترة تقابلها قيمة عددية للمؤشر تسمى مستوى السلسلة، أو هي متتالية لقيم متغير إحصائي خلال مجالات زمنية متساوية[4]، كما تعرف على أنها مجموعة من المعطيات لظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن.[5]

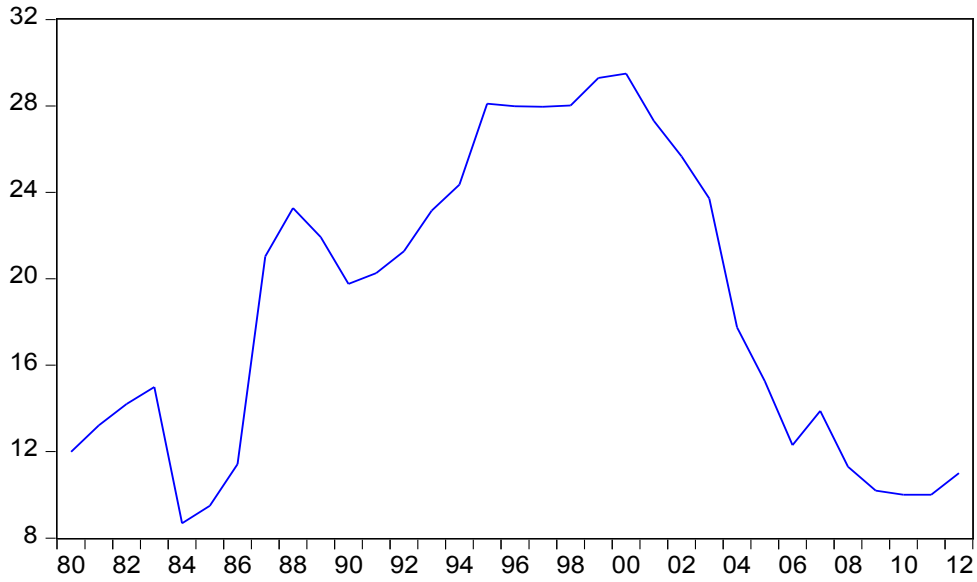
تختبر إستقرارية السلاسل الزمنية بتطبيق إختبار ديكي فولار المطور (ADF)،[*6] حيث قسمت السلاسل الزمنية حسب هذا الإختبار إلى ثلاثة نماذج.

ثانيا: أثر المتغيرات المفسرة على معدلات البطالة في الأجل القصير:

من أجل قياس أثر المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على معدلات البطالة في الأجل القصير، من الضروري دراسة خصائص السلاسل الزمنية (الإستقرارية) للمتغيرات الداخلة في عملية التقدير. تتم هذه الدراسة عبر تحليل المنحنى البياني لمختلف المتغيرات إضافة إلى إجراء إختبار جذر الوحدة ADF، وفي حالة ثبوت عدم إستقرارية السلسلة الزمنية يتم اللجوء إلى الفروقات.

1. دراسة الإستقرارية

1.1. دراسة إستقرارية المتغير التابع معدل البطالة tch:



شكل 1 : تطور معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 1980-2012.

من خلال المنحنى البياني السابق، نلاحظ عدم إستقرارية السلسلة الزمنية لمعدل البطالة، حيث عرفت إرتفاعا متزايدا إلى غاية سنة 2000، وإنخفاضا مستمرا في الفترة اللاحقة. وللتأكد من عدم الإستقرارية نقوم بإجراء إختبار جذر الوحدة ADF.

نتائج هذا الإختبار موضحة في الجدول التالي:

جدول 1 : نتائج إختبار الإستقرارية ADF لسلسلة معدل البطالة tch.

النموذج	معلمات النماذج Φ ، β ، c	السلسلة tch		سلسلة الفرق الأول dtch	
		t المحسوبة	t المجدولة	t المحسوبة	t المجدولة
النموذج [3]	جذر الوحدة	- 1.41	- 3.56	- 4.06	- 3.56
	مركبة الإتجاه العام	- 1.01	2.79	- 1.08	2.79
	الحد الثابت c	1.68	3.11	0.92	3.11
النموذج [2]	جذر الوحدة Φ	- 1.48	- 2.96	- 3.92	- 2.96
	الحد الثابت c	1.36	2.54	- 0.1	2.54
النموذج [1]	جذر الوحدة Φ	- 0.58	- 1.95	- 3.98	- 1.95

مخرجات برنامج Eviews7.0.

من خلال الجدول السابق، نلاحظ ما يلي:

- **السلسلة tch:**

- t المحسوبة لمركبة الإتجاه العام β في السلسلة الزمنية لمعدل البطالة tch أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود مركبة الإتجاه العام في السلسلة (النموذج [3]).

- t المحسوبة للثابت c في السلسلة الزمنية لمعدل البطالة tch أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α=5%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود الثابت في السلسلة (النموذج [2]).

- t المحسوبة لجذر الوحدة Φ في السلسلة الزمنية لمعدل البطالة tch أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى المعنوية α=5%، ومنه نقبل فرضية العدم التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة، أي أن هذه السلسلة غير مستقرة.

من أجل جعل هذه السلسلة مستقرة، نقوم بإجراء الفروقات من الدرجة الأولى، وقد جاءت النتائج كالتالي:

- **السلسلة dtch:**

- t المحسوبة لمركبة الإتجاه العام β في سلسلة الفرق الأول لمعدل البطالة dtch أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α=5%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود مركبة الإتجاه العام في السلسلة (النموذج [3]).

- t المحسوبة للثابت c في سلسلة الفرق الأول لمعدل البطالة dtch أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α=5%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود الثابت في السلسلة (النموذج [2]).

- t المحسوبة لجذر الوحدة Φ في سلسلة الفرق الأول لمعدل البطالة dtch أصغر من القيمة المجدولة عند مستوى المعنوية α=5%، ومنه نرفض فرضية العدم التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة، أي أن السلسلة dtch مستقرة.

وبتطبيق نفس المنهجية على بقية المتغيرات نتحصل على السلاسل المستقرة لمختلف المتغيرات الداخلة في عملية التقدير.

2. تقدير النموذج الأول في الأجل القصير:

جدول 2 : نتائج تقدير النموذج الأول في المدى القصير.

Dependent Variable: DTCH

Method: Least Squares

Date: 06/25/14 Time: 07:07

Sample adjusted: 1982 2012

Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
سلسلة الفرق الأول لمعدل التضخم ((dtinf	-0.135646	0.094976	-1.428209	0.1661
سلسلة الفرق الثاني للحجم الإجمالي للسكان (ddpop)	-0.001486	0.010718	-0.138639	0.8909
سلسلة الفرق الأول للناتج الداخلي الخام (dpib)	-0.000378	0.000869	-0.435133	0.6674
سلسلة الفرق الأول لمؤشر نصيب الفرد من الناتج (dph)	-0.006681	0.002372	-2.816930	0.0095
سلسلة الفرق الثاني لمؤشر التحصيل التعليمي (ddis)	0.651048	3.559938	0.182882	0.8564
سلسلة الفرق الأول لأمل الحياة عند الولادة (dev)	0.191581	0.616689	0.310661	0.7587
الثابت (c)	0.443474	0.749372	0.591795	0.5595
R-squared	0.328853	Mean dependent var		-0.071613
Adjusted R-squared	0.161066	S.D. dependent var		2.856240
S.E. of regression	2.616126	Akaike info criterion		4.956946
Sum squared resid	164.2587	Schwarz criterion		5.280749
Log likelihood	-69.83266	.Hannan-Quinn criter		5.062497
F-statistic	1.959945	Durbin-Watson stat		2.255543
ProbF-statistic	0.111768			

مخرجات برنامج Eviews7.0.

بالإعتماد على نتائج التقدير الموضحة في الجدول السابق، يمكن صياغة النموذج الأول على الشكل التالي:

$$dtch_i = +0.443474 - 0.001486\,ddpop_i - 0.135646\,dtinf_i - 0.000378\,dpib_i$$
$$(0.591795)\ (-0.138639)\ (-1.428209)\ (-0.435133)$$
$$-0.006681\,dph_i + 0.651048\,ddis_i + 0.191581\,dev_i$$
$$(-2.816930)\ (0.182882)\ (0.310661)$$
$$N=31\quad R^2=0.33\quad \overline{R^2}=0.16\quad DW=2.25\quad F=1.96\quad proba(F)\approx 0.10$$

1. إختبار المعنوية الإحصائية للنموذج الأول:

- معامل التحديد المصحح $\overline{R^2}$: تدل القيمة 0.33 على أن المتغيرات المفسرة الداخلة في النموذج تتحكم بنسبة 33% فقط من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة، في حين أن 67% مفسرة بحد الخطأ العشوائي، وهو ما يدل على عدم قدرة هذه المتغيرات على التفسير الجيد لمعدلات البطالة في الأجل القصير.

- معنوية المقدرات:

- t المحسوبة للحد الثابت c أصغر من t المجدولة[7] عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل فرضية العدم H_0، أي أن الحد الثابت c غير معنوي إحصائيا.

- t المحسوبة لمقدرة مؤشر نصيب الفرد من الناتج ph أكبر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل الفرضية البديلة H_1، أي أن هذه المقدرة معنوية إحصائيا، وعليه يمكن القول بأن مؤشر نصيب الفرد من الناتج له معنوية إحصائية في تفسير معدلات البطالة في الأجل القصير حسب النموذج الأول.

- t المحسوبة لمقدرات كل المتغيرات المفسرة الأخرى أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل فرضية العدم H_0، أي أن هذه المقدرات غير معنوية إحصائيا، وعليه يمكن القول بأن هذه المتغيرات ليس لها معنوية إحصائية في تفسير معدل البطالة في الأجل القصير حسب النموذج الأول.

- المعنوية الكلية للنموذج:F المحسوبة للنموذج أصغر من F المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، F المجدولة = 2.60[8]، ومنه نقبل فرضية العدم H_0 ، أي أن مقدرات جميع المتغيرات تساوي الصفر، ومنه يمكن القول بأن النموذج الأول غير معنوي، إلا أنه يمكن قبول هذا النموذج عند مستوى المعنوية α = 10%، حيث أن إحتمال إختبار فيشر يساوي إلى القيمة 0.10 عند هذا المستوى.

2. إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء للنموذج الأول:

- dw المحسوبة محصورة بين القيمتين الحرجتين d_u و 4-d_u ، 1.60= d_u،و 2.40 = 4-d_u[9] عند مستوى المعنوية α = 1%، ومنه نقبل فرضية العدم H_0، أي عدم وجود الإرتباط الذاتي للأخطاء لهذا النموذج. (2.40 > 2.25 > 1.60).

نفس التحليل الإحصائي لبقية النماذج القياسية في الأجل القصير النموذج الثاني؛ الثالث؛ الرابع والخامس، حيث أن المتغيرات الداخلة في التقدير لا تفسر جيدا التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة إضافة إلى عدم معنوية مقدرات جميع المتغيرات الأخرى بإستثناء مؤشر نصيب الفرد من الناتج ، مما يدفعنا إلى قياس أثر هذه المتغيرات على معدلات البطالة في الأجل الطويل.

ثالثا: أثر المتغيرات المفسرة على معدلات البطالة في الأجل الطويل:

نقوم في هذه الحالة بعملية التقدير بإستخدام السلاسل الزمنية الخام وذلك من أجل قياس أثر المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على معدلات البطالة في المدى الطويل، وللقيام بعملية التقدير سيتم إستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية MCO والتي تعتبر الطريقة الأمثل في عملية تقدير النماذج القياسية الخطية.

ترتكز طريقة العمل على تقدير النموذج بإدخال جميع المتغيرات المفسرة للمتغير التابع معدل البطالة، ثم سحب –في كل مرة- المتغير غير المعنوي إحصائيا في النموذج الذي يليه إلى غاية الوصول إلى النموذج الذي تتحقق معه معنوية جميع المتغيرات المفسرة، والذي على أساسه تتم عملية القياس.

1. تقدير النموذج الأول في الأجل الطويل:

في هذا النموذج ستتم عملية التقدير بإدخال كل المتغيرات المفسرة لمعدل البطالة، ونتائج عملية التقدير موضحة في الجدول الموالي:

جدول 3 : نتائج تقدير النموذج الأول في المدى الطويل.

Dependent Variable: TCH

Method: Least Squares

Date: 07/17/14 Time: 00:07

Sample: 1980 2012

Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
معدل التضخم ((tinf	-0.230615	0.053278	-4.328496	0.0002
الحجم الإجمالي للسكان (pop)	-0.001285	0.002126	-0.604583	0.5507
الناتج الداخلي الخام (pib)	0.000145	0.000757	0.191767	0.8494
مؤشر نصيب الفرد من الناتج ((ph	-0.009152	0.001210	-7.566930	0.0000
مؤشر التحصيل التعليمي (is)	1.180031	1.36366919	0.865335	0.3948
أمل الحياة عند الولادة (ev)	0.325220	0.501414	0.648605	0.5223
الثابت (c)	51.69731	15.54250	3.326189	0.0026
R-squared	0.936154	Mean dependent var		18.73515
Adjusted R-squared	0.921420	S.D. dependent var		7.035855
S.E. of regression	1.972299	Akaike info criterion		4.382108
Sum squared resid	101.1390	Schwarz criterion		4.699549
Log likelihood	-65.30478	.Hannan-Quinn criter		4.488917
F-statistic	63.53813	Durbin-Watson stat		1.743320
ProbF-statistic	0.000000			

مخرجات برنامج Eviews7.0.

إنطلاقا من نتائج التقدير الموضحة في الجدول السابق، يمكن صياغة النموذج الأول على الشكل التالي:

$$tch_i = 51.6973 - 0.00128\,pop_i - 0.23061\,tinf_i + 0.000145\,pib_i - 0.00915\,ph_i$$
$$(3.326189)\quad (-0.604583)\quad (-4.328496)\quad (0.191767)\quad (-7.566930)$$
$$+ 1.180031\,is_i + 0.32522\,ev_i$$
$$(0.865335)\quad (0.648605)$$

N= 33 R^2= 0.93 $\overline{R^2}$= 0.92 DW= 1.74 F= 63.53 proba(F)= 0.0

1. إختبار المعنوية الإحصائية للنموذج الأول:

- معامل التحديد المصحح $\overline{R^2}$ [10]: تدل القيمة 0.92 على أن المتغيرات المفسرة الداخلة في النموذج تتحكم بنسبة 92% من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة، في حين أن 8% فقط مفسرة بحد الخطأ العشوائي، وهو ما يدل على جودة النموذج الأول.

- معنوية المقدرات:

- t المحسوبة للحد الثابت c أكبر من t المجدولة[11] عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل الفرضية البديلة H_1، أي أن الحد الثابت c معنوي إحصائيا.

- t المحسوبة لمقدرات كل من معدل التضخم tinf ومؤشر نصيب الفرد من الناتج ph أكبر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل الفرضية البديلة H_1، أي أن هذين المقدرتين معنويتان إحصائيا، وعليه يمكن القول بأن معدل التضخم و مؤشر نصيب الفرد من الناتج لهما معنوية إحصائية في تفسير معدلات البطالة في الأجل الطويل حسب

النموذج الأول.

- t المحسوبة لمقدرات كل من حجم السكان الإجماليpop ؛ الناتج الداخلي الخامpib ؛ مؤشر التحصيل التعليمي is ومؤشر أمل الحياة عند الولادة ev أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل فرضية العدم H_0، أي أن هذه المقدرات غير معنوية إحصائيا، وعليه يمكن القول أن هذه المتغيرات ليس لها معنوية إحصائية في تفسير معدلات البطالة في الأجل الطويل حسب النموذج الأول.

- المعنوية الكلية للنموذج:F المحسوبة للنموذج أكبر من F المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5% F المجدولة = 2.57 [12]، ومنه نقبل الفرضية البديلة ، أي يوجد على الأقل متغير واحد لا يساوي الصفر، ومنه يمكن القول بأن النموذج الأول معنوي إجمالا.

2. إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء للنموذج الأول:

- dw المحسوبة محصورة بين القيمتين الحرجتين d_u و 4-d_u ، 1.59= d_u،و 2.41 = 4-d_u [13] عند مستوى المعنوية α = 1%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود الإرتباط الذاتي للأخطاء لهذا النموذج. (2.41 < 1.74 < 1.59).

يتم سحب –في كل مرة- المتغير غير المعنوي إحصائيا في النموذج الذي يليه إلى غاية الوصول إلى النموذج الذي تتحقق معه معنوية جميع المتغيرات المفسرة، وهو النموذج الرابع والموضح كالتالي:

2. تقدير النموذج الرابع:

في هذا النموذج ستتم عملية التقدير بسحب كل المتغيرات التي أثبتت النماذج الثلاثة السابقة عدم معنويتها في تفسير معدلات البطالة، وهي –على الترتيب-: الناتج الداخلي الخامpib ؛ مؤشر أمل الحياة عند الولادة ev وحجم السكان الإجمالي pop. نتائج عملية التقدير جاءت كالتالي:

جدول 4 : نتائج تقدير النموذج الرابع في المدى الطويل.

Dependent Variable: TCH
Method: Least Squares
Date: 07/19/14 Time: 23:30
Sample: 1980 2012
Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
معدل التضخم (tinf)	-0.264452	0.048328	-5.472036	0.0000
مؤشر نصيب الفرد من الناتج (ph)	-0.009418	0.000500	-18.84716	0.0000
مؤشر التحصيل التعليمي (is)	0.536429	0.054357	9.868714	0.0000
الثابت (c)	74.73053	4.505916	16.58498	0.0000

R-squared	0.929122	Mean dependent var	18.73515
Adjusted R-squared	0.921790	S.D. dependent var	7.035855
S.E. of regression	1.967655	Akaike info criterion	4.304774
Sum squared resid	112.2783	Schwarz criterion	4.486169
Log likelihood	-67.02878	.Hannan-Quinn criter	4.365808
F-statistic	126.7177	Durbin-Watson stat	1.690512
ProbF-statistic	0.000000		

مخرجات برنامج Eviews7.0.

إنطلاقا من نتائج التقدير الموضحة في الجدول السابق، يمكن صياغة النموذج الرابع على النحو الآتي:

$$tch_i = 74.73053 - 0.264452\, tinf_i - 0.009418\, ph_i + 0.536429\, is_i$$
$$(16.58498)\quad (-5.472036)\quad (-18.84716)\quad (9.868714)$$

N= 33 R^2= 0.92 $\overline{R^2}$= 0.92 DW= 1.69 F= 126.71 proba(F)= 0.0

1. إختبار المعنوية الإحصائية للنموذج الرابع:

- معامل التحديد المصحح $\overline{R^2}$: تدل القيمة 0.92 على أن المتغيرات المفسرة الداخلة في النموذج تتحكم بنسبة 92% من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة، في حين أن 8% فقط مفسرة بحد الخطأ العشوائي، وهو ما يدل على جودة النموذج الرابع.

- معنوية المقدرات:

- t المحسوبة للحد الثابت c أكبر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل الفرضية البديلة H_1، أي أن الحد الثابت c معنوي إحصائيا.

- t المحسوبة لمقدرات كل من معدل التضخم tinf؛ مؤشر نصيب الفرد من الناتج ph ومؤشر التحصيل التعليمي is أكبر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل الفرضية البديلة H_1، أي أن هذين المقدرتين معنويتان إحصائيا، وعليه يمكن القول بأن معدل التضخم؛ مؤشر نصيب الفرد من الناتج ومؤشر التحصيل التعليمي لها معنوية إحصائية في تفسير معدلات البطالة في الأجل الطويل حسب النموذج الرابع.

- t المحسوبة لمقدرات كل من حجم السكان الإجمالي pop ؛ الناتج الداخلي الخام pib ؛ مؤشر التحصيل التعليمي is ومؤشر أمل الحياة عند الولادة ev أصغر من t المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5%، ومنه نقبل فرضية العدم H_0، أي أن هذه المقدرات غير معنوية إحصائيا، وعليه يمكن القول بأن هذه المتغيرات ليس لها معنوية إحصائية في تفسير معدلات البطالة في الأجل الطويل حسب النموذج الرابع.

- المعنوية الكلية للنموذج الرابع:F المحسوبة للنموذج أكبر من F المجدولة عند مستوى المعنوية α = 5% F المجدولة = 3.32 ، ومنه نقبل الفرضية البديلة ، أي يوجد على الأقل متغير واحد لا يساوي الصفر، ومنه يمكن القول بأن النموذج الرابع معنوي إجمالا.

2. إختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء للنموذج الرابع:

- dw المحسوبة محصورة بين القيمتين الحرجتين d_u و 4-d_u ، 1.43= d_u،و 2.57 = 4-d_u عند مستوى المعنوية α = 1%، ومنه نقبل فرضية العدم ، أي عدم وجود الإرتباط الذاتي للأخطاء لهذا النموذج. (2.57 > 1.73 < 1.43).

النتائج والمناقشة:

من خلال نتائج التقدير المتوصل إليها عبر النمذجة القياسية للمتغيرات المفسرة والمتغير التابع، يمكن تحليل الأثر الموجود بين المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية ومعدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2012-1980 على النحو التالي:

أثر المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على معدلات البطالة في الأجل القصير:

- في الأجل القصير، لا يظهر أي أثر لمعظم المتغيرات التي تم إفتراض تأثيرها على معدلات البطالة في الجزائر خلال فترة الدراسة المقترحة، حيث أشارت الأدوات الإحصائية المعتمدة إلى عدم معنوية مقدرات هذه المتغيرات وكذا عدم تفسيرها للتغيرات التي تحصل في معدلات البطالة، بإستثناء مؤشر نصيب الفرد من الناتج والذي أثبتت معنويته في تأثيره على معدلات البطالة في الأجل القصير، حيث نلاحظ أن إشارة معلمته سالبة -0.0066، أي أن العلاقة عكسية بين المتغير التابع (معدل البطالة) والمتغير المفسر (نصيب الفرد من الناتج)، فإذا إرتفعت قيمة هذا الأخير بوحدة واحدة، فإن معدل البطالة سينخفض بـ 0.0066 وحدة. وبإعتبار مؤشر نصيب الفرد من الناتج من مؤشرات التنمية الثلاثة التي تم الإعتماد عليها في هذا البحث، فقد تفسر العلاقة العكسية بينه وبين معدلات البطالة إلى الأثر الذي يحدثه تطور مستويات التنمية على الأفراد في سبيل حصولهم على منصب عمل.

غير أنه لا يمكن تعميم هذه النتيجة لأن معنوية مؤشر واحد من مؤشرات التنمية الثلاثة لا يفسر العلاقة بين التنمية ومعدلات البطالة، وعليه يمكن القول بأن تغير مستويات التنمية لا تؤثر على معدلات البطالة في الأجل القصير.

- أما فيما يخص عدم معنوية باقي المتغيرات وعدم جودة النماذج المقدرة في الأجل القصير -حيث لم تشرح سوى 33% من التغيرات الحاصلة في معدلات البطالة-، فقد تفسر بوجود عوامل نفسية وإجتماعية غير مدرجة في هذه النماذج، حيث يكون وقع هذه العوامل قويا في بداياته ثم يؤول إلى النقصان مع طول الفترة التي يقضيها الفرد في عملية البحث عن عمل، ويعود سبب عدم إدراج هذه العوامل في النماذج المقدرة إلى صعوبة قياسها كميا وبالتالي إستحالة الإعتماد عليها في عملية التقدير. وعليه فإن العوامل النفسية والإجتماعية أكبر تأثيرا على ظاهرة البطالة في الأجل القصير من باقي المتغيرات.

أثر المتغيرات الديموغرافية والإقتصادية على معدلات البطالة في الأجل الطويل:

- في الأجل الطويل، أثبتت الأدوات الإحصائية المعتمدة جودة النماذج المقدرة، حيث شرحت المتغيرات المفسرة التي تم إفتراض تأثيرها على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة المقترحة ما نسبته 92% من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، إضافة إلى ثبوت معنوية هذه النماذج بعد تطبيق إختبار المعنوية الكلية عليها، كما إنعدمت من مشكل الإرتباط الذاتي للأخطاء أي أن هذه النماذج غير زائفة إحصائيا، وعليه يمكن الأخذ بها كأساس لعملية القياس وتحليل الأثر.

- من خلال نتائج تقدير النموذج الأول، ثبت عدم معنوية مقدرة الناتج الداخلي الخام، أي أن

هذا المتغير لا يؤثر على معدلات البطالة في الأجل الطويل، وبالتالي عدم تحقق علاقة أوكون في الجزائر خلال فترة الدراسة المقترحة، وعليه عدم تحقق الشق الأول من الفرضية الثانية من فرضيات هذا البحث.

- من خلال نتائج تقدير النموذج الثاني، ثبت عدم معنوية مقدرة أمل الحياة عند الولادة، أي أن هذا المتغير لا يؤثر على معدلات البطالة في الأجل الطويل خلال فترة الدراسة المقترحة، إلا أنه لا يمكن الجزم بتحقق الشق الثاني من الفرضية الأولى من عدمه، لأن مؤشر واحد من مؤشرات التنمية غير كاف لقبول الفرضية أو رفضها.

- من خلال نتائج تقدير النموذج الثالث، ثبت عدم معنوية مقدرة النمو السكاني، أي أن هذا المتغير لا يؤثر على معدلات البطالة في الأجل الطويل، وعليه عدم تحقق الشق الأول من الفرضية الأولى لهذا البحث.

- من خلال نتائج تقدير النموذج الرابع، ثبتت معنوية معدل التضخم، حيث نلاحظ أن إشارة معلمته سالبة -0.264452، أي أن العلاقة عكسية ما بين المتغير التابع (معدل البطالة)، والمتغير المفسر (معدل التضخم)، فإذا إرتفعت قيمة هذا الأخير بوحدة واحدة فإن معدل البطالة سينخفض بـ 0.264452 وحدة، وهو ما يشير إلى

تحقق علاقة فيليبس، وعليه فإن الشق الثاني للفرضية الثانية لهذا البحث قد تحقق.

تعريف الإختصارات:

- **ADF : إختبار ديكي فولار المطور.**
- **DDIS : سلسلة الفرق الثاني لمؤشر التحصيل التعليمي.**
- **DDPOP : سلسلة الفرق الثاني لمتغير النمو السكاني.**
- **DEV : سلسلة الفرق الأول لمتغير أمل الحياة عند الولادة.**
- **DIS : سلسلة الفرق الأول لمؤشر التحصيل التعليمي.**
- **DPH : سلسلة الفرق الأول لمؤشر نصيب الفرد من الناتج.**
- **DPIB : سلسلة الفرق الأول لمتغير الناتج الداخلي الخام.**
- **DPOP : سلسلة الفرق الأول لمتغير النمو السكاني.**
- **DTCH : سلسلة الفرق الأول لمعدل البطالة.**
- **DTINF: سلسلة الفرق الأول لمعدل التضخم.**
- **DW : إختبار دربين واتسون.**
- **EV : متغير أمل الحياة عند الولادة.**
- **IS : مؤشر التحصيل التعليمي.**
- **MCO : طريقة المربعات الصغرى العادية.**
- **PH : مؤشر نصيب الفرد من الناتج.**
- **PIB : متغير الناتج الداخلي الخام.**
- **POP : متغير النمو السكاني.**
- **TCH : معدل البطالة.**
- **TINF : معدل التضخم.**

الهوامش:

1/ عبد القادر حليمي: مدخل إلى الإحصاء. الطبعة 5. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية. 2004، ص 241.

2/ BOURBONNAIS, Régis : Econométrie. 5éme édition. France : Dunod. 2005, p50.

3/* MCO : Moindres Carrées Ordinaires.

4/ HAMDANI, Hocine : Statistique descriptive et expression graphique. Alger : OPU. 1988, p299.

5/ David et J. Michaud : La prévision -Approche empirique d'une méthode statistique-. Paris : Masson. 1989, p22.

6/* ADF : Ducky Fuller Augmenté.

7/ يتم أخذ القيمة المستخرجة من جدول ستودنت والمقدرة بـ 2.042 .

8/ يتم أخذ القيمة المستخرجة من جدول فيشر بدرجة حرية (1-k,k-n)، حيث k تمثل عدد المتغيرات عدا الثابت، و n تمثل عدد الملاحظات السنوات.

9/ يتم أخذ **من خلال جدول دربين واتسون** DW، **وذلك بأخذ كل من عدد الملاحظات** n، **وعدد المقدرات** k **باستثناء الحد الثابت.**

10/ في النماذج القياسية المتعددة لا يؤخذ بعين الإعتبار معامل التحديد **وإنما معامل التحديد المصحح .**

11/ كما سبق ذكره يتم أخذ القيمة المستخرجة من جدول ستودنت والمقدرة بـ 2.042.

12/ مثلما تم التطرق إليه سابقا، يتم أخذ القيمة المستخرجة من جدول فيشر بدرجة حرية (1-k,k-n)، حيث k تمثل عدد المتغيرات عدا الثابت، و n تمثل عدد الملاحظات السنوات.

13/ يتم أخذ **من خلال جدول دربين واتسون** DW، **وذلك بأخذ كل من عدد الملاحظات** n، **وعدد المقدرات** k **باستثناء الحد الثابت .**