تقدير الأثر الديناميكي للنمو الإقتصادي على البطالة في الجزائر خلال الفترة ١٩٩٠-٢٠٠٩
دراسة قياسية بتطبيق كل من نموذج "أوكن" و "قوردن" الديناميكيين المطورين

د/هني محمد نبيل[1]

أ/بن مريم محمد[2]

ملخص:

نهدف من خلال هذه الورقة البحثية الى قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة ١٩٨٨-٢٠٠٩ ، ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق علاقة "OKUN" الديناميكية التي تستلزم إدخال في النموذج المتغيرات بتأخيرات زمنية، في المرحلة الأولى، ثم بعدها تم تقدير علاقة "OKUN" المطورة من طرف "Gordon" الديناميكية وذلك بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل؛ وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:

– وجود أثر موجب ومعنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة على معدل البطالة الحالي في النموذجين. أي أن معدل البطالة في الفترة (t) يرتبط بمعدل البطالة في الفترات السابقة ($t-i$) وعموما يتناسب طرديا معها، إن هذه العلاقة تظهر شيئا مهما وهو الطبيعة الحركية للبطالة أي أن بطالة الفترة الحالية تتوقف على بطالة الفترة السابقة.

– إن آثار التغير في نمو الناتج على البطالة لا يكون فوريا في النموذج الأول، بمعنى أن:

– معدل نمو *pib* في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذج الأول، كما أنه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.

– وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو *pib* على البطالة في النموذجين، في الأجل الطويل (و الأجل القصير). حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ -٣.٢% في النموذج الأول ،و ٠.٥٣- نقطة في النموذج الثاني.

Résumé : L'estimation de l'effet dynamique de la croissance économique sur le chômage en Algérie pendant la période 1990 – 2009 Une étude empirique

à travers ce papier nous visons a mesurer l'impact de la croissance économique sur le chômage à court terme et long terme dans l'économie algérienne au cours de la période 1988-2009, et pour atteindre cet objectif nous avons appliqués de la relation" OKUN" dynamique qui exige une entrée sous la forme des variables retardées dans le temps, dans la première phase, puis nous avons estimé la relation de «OKUN dynamique développé par le" Gordon" afin d'estimer les élasticités de la fois le court et long terme. Les résultats les plus importants de cette étude sont les suivants: - L'existence de l'effet positif et significatif pour le taux de chômage pendant de longues périodes de retard sur le taux de chômage actuel dans les deux modèles. Cela signifie que le taux de chômage dans la période (t) associée à un taux de chômage dans les périodes précédentes ($t-i$) et généralement proportionnelle à elle, cette relation montre quelque chose d'important, de nature cinétique du chômage cala signifie que le chômage va dépendre de la période actuelle de chômage de la période précédente.- Les effets de la variation de croissance de la production sur le chômage ne peuvent être immédiats dans le premier modèle: - Le taux de croissance BIP à la période t n'affecte pas le taux de croissance du chômage dans la même période dans le premier modèle, car il serait un fort impact dans les périodes tardives.- La présence de l'impact de négatif et significatif pour les taux de croissance de la PIB sur le chômage dans les deux modèles, dans le long terme (et à court terme). Où nous avons constaté que l'élasticité du chômage à la croissance la production est estimée à -3,2% dans le premier modèle, et de 0,53 points dans le deuxième modèle

[1] أستاذ محاضر قسم (أ) تخصص إقتصاد كمي كلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير جامعة حسيبة بن بو علي الشلف الجزائر nabil.henni@laposte.net

[2] أستاذ مساعد قسم (أ) تخصص إقتصاد تطبيقي وإحصاء كلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير جامعة حسيبة بن بو علي الشلف الجزائر benmeriemmostafa@hotmail.com

مقدمة :

تؤكد العديد من الدراسات والبحوث على وجود علاقة ترابطية بين معدلات النمو الاقتصادي و تغير معدلات البطالة السائدة في الاقتصاد. فالدراسات القياسية تبين وجود علاقة سببية حسب مفهوم "Granger"، إلا أن التحليل النظري لا يؤكد دائما هذه العلاقة، نظرا لتركيزه على البطالة كظاهرة اقتصادية ناتجة عن خلل في السياسات الاقتصادية. كما أن هذا التحليل النظري أو المقاربات النظرية قد تفقد أهميتها إذا لم تأخذ بعين الاعتبار العلاقات السببية المثبتة في الواقع. وكذلك السياسات الاقتصادية التي لا تهدف في غالب الأحيان إلى تخفيض معدلات البطالة و إنما لزيادة معدلات النمو الاقتصادي.

إن معرفة أثر النمو الاقتصادي على معدلات البطالة يعتبر أهم عامل لفهم كيفية التأثير على البطالة، باعتبار أن السياسات الاقتصادية توضع عادة لزيادة معدلات النمو و ليس لتخفيض نسب البطالة السائدة، التي تعتبر في أغلب النماذج الاقتصادية القياسية كمتغيرات خارجية.

وعليه نحاول من خلال هذه المقالة تبيين العلاقة بين معدلات النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي وتغير نسب البطالة . حيث يتمثل الهدف من هذه الدراسة في قياس أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة ،لاستنتاج مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي في الأجلين القصير والطويل.

١. الإطار النظري و التجريبي لعلاقة البطالة بالنمو الاقتصادي :

١.١. الإطار النظري :

لم يول علماء الإقتصاد اهتماما كبيرا لعلاقة النمو الاقتصادي معبرا عنه بالناتج الوطني مع البطالة، إلا بعد أن عرض " Paul Samuel Wilson" و "Robert Merton Solow" نتائج أبحاثهما التي تضمنت دراسات قياسية على الاقتصاد الأمريكي و ذلك في الندوة الثانية والسبعين للجمعية الاقتصادية الأمريكية في ديسمبر ١٩٥٩، و التي نشرت بعد ذلك في المجلة الاقتصادية الأمريكية في مايو ١٩٦٠. أهم هذه النتائج كانت :

١. « حتى نحصل على معدل زيادة في الأجر يناسب معدل الزيادة في إنتاجية الاقتصاد الأمريكي، أي2.5 % في السنة، يجب أن نقبل أن تكون في الاقتصاد الأمريكي على أساس معطيات القرن الحالي وعلى ضوء التجارب الماضية من بعد الحرب، معدل بطالة يتراوح بين ٧ إلى ٩ بالمائة من اليد العاملة المدنية. يمثل هذا المعدل التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن تبقى الأسعار مستقرة في السنوات المقبلة ».

٢. « أما إذا أردنا الوصول إلى معدلات منخفضة من البطالة في حدود ٣% في هذه الحالة لابد من تحقيق مستويات عالية من الإنتاج تبقى فيه الأسعار مستقرة تقارب حدود 4%–5% في السنة. يمثل هذا المعدل من التضخم التكلفة التي نحن مجبرين على دفعها إذا أردنا أن نحصل على مستويات عالية من الإنتاج و مستويات عالية من العمالة (أي مستويات منخفضة من البطالة) خلال السنوات المقبلة».

- يظهر من خلال أبحاث " Paul Samuel Wilson" و "Robert Merton Solow" أن العلاقة العكسية ليس فقط بين معدل التغير في البطالة ومعدل التغير في الأجر النقدي و التضخم و إنما هي أيضا بين معدل البطالة و معدل النمو الاقتصادي معبر عنه بالتغير في مستوى الإنتاج. أصبحت تعبر علاقة البطالة بالنمو الاقتصادي بالنسبة لهما على شكل انسياب لمستوى الناتج اللازم عند كل تغير في معدل البطالة .

يظهر قانون 'أوكن' عند ربط معدل البطالة بمستوى الإنتاج و قد نحصل على ذلك عند ربط علاقة 'فيلبس' المطور بعلاقة العرض الإجمالي (في المدى القصير) كما يلي:

– استنادا على علاقة المفاضلة بين البطالة و التضخم للتقديين (علاقة 'فيلبس المطورة') فانه يمكن استنتاج أن :

$$\Pi = \Pi^e - a\cdot(U-\overline{U}) + s \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث أن $a>0$ ، Π يمثل معدل التضخم (التغير في مستوى الأسعار)، U :معدل البطالة و $\overline{U}$ معدل البطالة الطبيعي.

– تعني العلاقة أن التضخم الفعلي(المشاهد) يتوقف على التضخم المتوقع Π^e وعلى تغيرات البطالة حول معدلها الطبيعي $(U-\overline{U})$ و على الصدمات العشوائية للعرض (s) (مثل التغيرات في الإنتاجية و/ أو التغير التكنولوجي، التغيرات المفاجئة في أسعار مواد الطاقة و أساسا في النفط و أسعار المواد الأولية الأخرى، التغيرات في أسعار الصرف...الخ).

–بما أن لكل مستوى من البطالة $(U-\overline{U})$ يقابله مستوى معين من الناتج $(Y-\overline{Y})$ ، العلاقة أعلاه تصبح تكافئ أيضاً:

$$\Pi = \Pi^e + b\cdot(Y-\overline{Y}) + s \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث أن: $b>0$ ، $\overline{Y}$: الناتج الممكن تحقيقه عند مستوى البطالة الطبيعي و Y الناتج المحقق فعلا.

تعبر الصيغة (٢) على علاقة عرض إجمالي لأنها تربط إيجابا الناتج الإجمالي بالمستوى العام للأسعار، معناها أن انحراف الناتج الإجمالي عن مستواه الطبيعي يفسر بالخطأ في توقع الأسعار و الصدمات العشوائية.

– تدل كلتا العلاقتين على أنه في المدى البعيد $(\Pi=\Pi^e)$ فان كل من مستوى البطالة و الإنتاج يصل إلى مستواه الطبيعي $(\overline{U},\overline{Y})$.

– من أجل استنتاج العلاقة التي تربط بين الإنتاج و البطالة(علاقة "OKUN") يكون من المفيد إعادة كتابة العلاقتين السابقتين لنحل جملة المعادلات التالية:

$$\begin{cases} \Pi - \Pi^e = -a\cdot(U-\overline{U}) + s \quad \ldots\ldots (1) \\ \Pi - \Pi^e = +b\cdot(Y-\overline{Y}) + s \quad \ldots\ldots (2) \end{cases}$$

لنحصل على ما يسمى بقانون "OKUN"، كما يلي: $b\cdot(Y-\overline{Y}) = -a\cdot(U-\overline{U}) \Rightarrow (U-\overline{U}) = -\frac{b}{a}\cdot(Y-\overline{Y})$

و بشكل عام فإن : $U-\overline{U} = -\delta\cdot(Y-\overline{Y})$ أو : $U = \overline{U} - \delta\cdot(Y-\overline{Y})$ ..... (3) ..... (4)

– المساواة الأخيرة تدل على أن هناك علاقة عكسية بين تذبذبات الناتج المحلي الحقيقي Y حول مساره في المدى البعيد $\overline{Y}$ (تسمى بفجوة الإنتاج "l'écarte de production") مع تذبذبات معدل البطالة U حول مستواه الطبيعي $\overline{U}$ (تسمى بفجوة البطالة " l'écarte de chômage ") ، حيث δ يسمى معامل "OKUN" ويكون $\delta 0$ وهو يحدد درجة حساسية تغير معدل البطالة الفعلي بسبب تغير الناتج المحلي الحقيقي عن مستواه الطبيعي[ii]. ويعني هذا القانون أن ارتفاع الناتج يصاحبه انخفاض في معدل البطالة ونلاحظ بالتالي أن هذا القانون يقدم نفس العلاقة التي تربط الناتج بالبطالة والتي تنص عليها دالة الإنتاج التي تعتبر أن زيادة الإنتاج يتحقق بزيادة التوظيف. و يعني قانون "OKUN" أن البطالة تزيد في فترات التدهور وتنخفض في فترات الانتعاش.

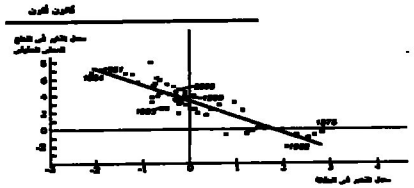
٢.١. الاطار التجريبي:

يعتبر قانون"Okun" بمثابة الأساس التجريبي و النظري للعلاقة بين النمو الاقتصادي و البطالة ،حيث توصّل " Arthur Okun"نتيجة لدراسة قياسية أجراها على الاقتصاد الأمريكي أن هناك علاقة ديناميكية بين النمو الاقتصادي للولايات المتحدة الأمريكية للسنوات ١٩٤٧ و ١٩٦٠ والبطالة. تتمثل هذه العلاقة في ضرورة تقليص الفارق بين الناتج المحلي الإجمالي وبين مستواه الممكن بثلاثة نقاط، لتنخفض البطالة بنقطة واحدة. كما توصل في دراسته إلى أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي تتراوح بين -٠.٣٥ و-٠.٤٠ [iii].

-فسر "Okun" العلاقة بين البطالة و النشاط الاقتصادي بصيغتين مختلفتين:

أ- نموذج الفرق: يتم في هذا النموذج الربط بين التغير في معدل البطالة (ΔU) بالتغير في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (ΔY) ، فكانت نتيجة التقدير على الشكل التالي : $\Delta U_t = -0.3\Delta Y_t + 0.3 + \mu_t$.....(5)

تعني العلاقة أن استقرار معدل البطالة يتطلب أن يزيد معدل النمو الاقتصادي بمستوى ١% في كل ثلاثة أشهر وهذا حسب الشكل (١).



الشكل رقم (١) : منحنى "Okun".

المصدر: بوصال كمال ،محدود البطالة الظرفية و البطالة البنيوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية، مرجع سبق ذكره، ص78.

ب- نموذج الفجوة : يبين هذا النموذج العلاقة بين الفارق في معدل البطالة الفعلي ومستواها الطبيعي القريب من ٤% (٣.٧٢%)، و الفارق بين الناتج المحلي الإجمالي الفعلي ومستواه الممكن(المحتمل) أو ما يسمى أيضا بفجوة "Okun"(gap) ويأخذ هذا النموذج الشكل التالي : $U_t = 0.36gap_t + 3.72 + \mu_t$.....(6)

- بشكل عام فان الصيغة الأولى والثانية، موضحة على التوالي في العلاقتين التاليتين:

$$\Delta u = \alpha - \beta \cdot \Delta y + \varepsilon_1 \text{.....(7)}$$

$$u - \overline{u} = -\delta(y - \overline{y}) + \varepsilon_2 \text{.....(8)}$$

حيث يمثل u معدل البطالة الفعلي و $\overline{u}$ معدله الطبيعي، y الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و $\overline{y}$ مستواه الممكن. β ، α و δ معلمات النموذج، ε المتغير العشوائي.

٢. النمو الاقتصادي والبطالة في الجزائر:

إن الدارس للوضع الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة التي تمتد من١٩٨٨ إلى ٢٠٠٩ يلاحظ أنها تنقسم إلى فترتين فرعيتين: فترة الإصلاح الاقتصادي ثم تليها فترة الإنعاش.

١.٢. الفترة الفرعية الأولى: فترة الإصلاح الاقتصادي (١٩٨٨- ٢٠٠٠) :

يرى" قدي عبد المجيد" أن عملية الإصلاح الاقتصادي تحتوي على تغيرات جذرية في منهج الدولة السياسي والاقتصادي والاجتماعي بحيث تشتمل هذه السياسة على دمقراطية سياسية وحرية اقتصادية تؤدي إلى تغير سلوك الأفراد ووحدات الإنتاج والخدمات. ويكمن الهدف الرئيسي من الإصلاحات التي شرع البلد في تطبيقها فعليا ابتداءاً من سنة ١٩٨٨ في إدخال ميكانزمات اقتصاد السوق في تسيير الاقتصاد الوطني .

على الرغم من التقدم الملموس الذي حققته الجزائر في اتجاه تحقيق الاستقرار المالي والنقدي، فان النمو الاقتصادي المسجل كان ولايزال أقل من الإمكانات المتاحة، حيث سجل متوسط معدل نمو الناتج الداخلي الحقيقي في بداية سنوات الإصلاح الاقتصادي نسبة -0,6 %، و استمر على هذا الحال إلى غاية سنة 1995حيث ارتفعت هذه النسبة إلى 3,2 % خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠٠٠) ،بينما وفي المتوسط سجل مؤشر النمو السنوي للناتج الداخلي الخام خارج المحروقات نسبة2,1% لنفس الفترة، وذلك بفضل قطاع الفلاحة، إلا أن باقي القطاعات الاقتصادية المتمثلة في القطاع الصناعي، البناء والأشغال العمومية والخدمات عرفت نموا ضعيفا في قيمها المضافة، لاسيما قطاع الصناعات المصنعة الذي يشكل هيكل الإنتاج العصري. وقد أدى النمو الاقتصادي المحدود إلى تزايد معدلات البطالة، مع تدهور القدرة الشرائية للسكان بشكل ملفت للانتباه الذي نتج عن انتشار واسع للفقر خلال التسعينات.

١.١.٢.أثر برنامج الإصلاح الاقتصادي على البطالة :

إذا كان برنامج الإصلاح الاقتصادي قد وافق في إعادة التوازن الاقتصادي الكلي والموازنة العامة، إلا أنه أدى إلى تفاقم البطالة التي انتقلت من ٢١% سنة ١٩٨٩ إلى ٣٠ % سنة ٢٠٠٠ حيث حوالي ٥٢%كان مصدرها من القطاع العمومي و٤٨ % من القطاع الخاص ، وقد قدرت البطالة في هذه المرحلة بحوالي ٤.٢ مليون شخص مست ٨٠ % من فئة الشباب الذين لا يتجاوز سنهم ٣٠ سنة، و٧٥ % منهم يتقدمون لأول مرة بطلبات العمل ومست كذلك حوالي ٨٠٠٠٠ من خريجي الجامعات سنة ١٩٩٨ وهذا من بين أكثر من ١٠٠٠٠٠ خريج جامعة كما أن إعادة الهيكلة زادت من تفاقم البطالة بحيث أن أكثر من ٤٦٠٠٠٠ أجير فقدوا مناصب عملهم أو وجهوا إلى البطالة التقنية[٧] مابين ١٩٩٠-١٩٩٨.

إن غياب الإنعاش الاقتصادي وغياب برنامج لدعم الشغل آنذاك أدى إلى الطلب المتزايد على العمل من طرف السكان الذي وصل إلى ٣٠٠٠٠٠ طلب سنويا، كما أن غياب سياسة واضحة للتشغيل أدى إلى تزايد العمل الموازي غير الرسمي وخاصة في مجال النشاط التجاري، ومما ساعد على هذه الوضعية ارتفاع التسرب المدرسي الذي وصل إلى ٦٠٠٠٠٠ تلميذ يغادرون المدرسة سنويا، كما أن البطالة لم ترحم حتى المرأة حيث نجد أنها أخذت حصتها من البطالة، حيث ارتفعت نسبة النساء العاطلات من ١٢٥٠٠٠ امرأة عاطلة سنة ١٩٩٢ إلى 487000 امرأة عاطلة سنة 1996 مع العلم أن النساء يمثلن خمس البطالين و أغلبهن موجودات في المناطق الحضرية ونتيجة لغياب سياسة توجي بالقضاء على البطالة من منظور السياسة العامة للاقتصاد الجزائري، اكتفت الحكومة بمحاولات لتوفير مناصب عمل مؤقتة واعتماد نظام التكفل والشبكة الاجتماعية والتضامن الوطني .

٢.٢. الفترة الفرعية الثانية : برنامج دعم النمو الاقتصادي (الإنعاش الاقتصادي):٢٠٠١-٢٠٠٩.

إنّ النسبة 3,2 % المحققة في معدل النمو الاقتصادي المذكورة أعلاه، تبقى غير كافية لتلبية حاجيات السكان المستحدثة لاسيما في مجال الشغل والسكن والمرافق الاجتماعية وظروف المعيشة، ولقد تزامن هذا الوضع مع ارتفاع في أسعار البترول سنة ٢٠٠٠ إلى مستويات لم يسبق لها مثيل (٢٨,٦٠ دولار للبرميل).

وقد سمح هذا الانفراج المالي بمباشرة تنفيذ برنامج دعم النمو الاقتصادي بمبلغ قدر بـ ٥٢٥ مليار دينار (٧ ملايير دولار) على فترة امتد من سنة ٢٠٠١ إلى ٢٠٠٤. كان يرمي إلى ثلاثة أهداف نوعية كبرى تمثلت في تحقيق التوازن الجهوي، وإنعاش الاقتصاد الجزائري، إنشاء مناصب الشغل (التقليل من حدة البطالة)، ومكافحة الفقر. كما تم تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو رصد له ٥٠ مليار دولار على امتداد أربعة سنوات أخرى أي حتى سنة ٢٠٠٩.

الجدول رقم (١) :تطور متوسط معدل البطالة ومتوسط معدل النمو الاقتصادي.

الفترة الزمنية	متوسط معدل البطالة %	متوسط معدل نمو PIB الحقيقي %
١٩٨٧-٢٠٠٠	٢٥	١,٣٨
٢٠٠١-٢٠٠٩	١٧	٥,٤

المصدر : معطيات الديوان الوطني للإحصائيات.

إن قراءتنا لحصيلة البرنامج في نهايته، توحي بأن أداء النمو الاقتصادي عرف تحسنا مقارنة بالسنوات السابقة. حيث سجل نموه في المتوسط نسبة 5,4 % خلال الفترة .كما أحرز النمو الاقتصادي خارج المحروقات تقدما قدرت نسبته في المتوسط ، 6,5% لنفس الفترة والذي تحقق أساسا بفضل قطاعي البناء والأشغال العمومية وكذا الخدمات.كما شهد البلد في نهاية سنة 2009تقدما في مجال تحسين المؤشرات المالية الكلية.

الجدول رقم (٢): تطور بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية خلال السنتين ٢٠٠٠ و ٢٠٠٩.

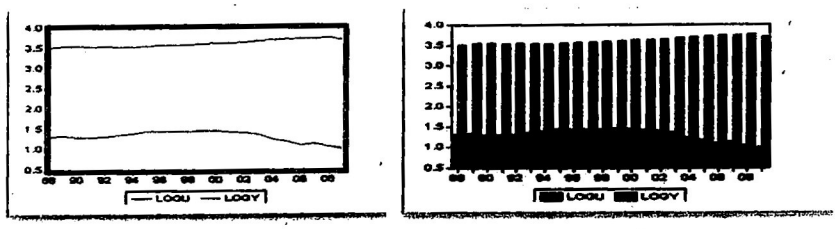
المؤشرات	الدخل	البطالة %	الفقر %	التضخم %	رصيد ميزان المدفوعات مليار دولار	الديون الخارجية مليار دولار	الناتج الداخلي الخام مليار دولار	الناتج الداخلي الخام/الفرد دولار
سنة ٢٠٠٠	٢١٠٠٦٢٤٠	٢٩,٥	١٢,١	٠,٣٤	٧,٩	٢٥,١	٥٤,٧	١٧٩٦
سنة ٢٠٠٤	٢١٠٠٧٧٩٨	١٧,٧	٦,٨	٣,٥٨	٩,٥	٢١,٤	٨٤,٦	٢٠٤٥
سنة ٢٠٠٩	٢١٠٠9146	10.2	٤,٨	٥,٤	3,4	٥,١	١٤٠,٩	٤٠٢٧

Source : Ambassade de France en Algérie -service économique régional- Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie, référence déjà cité, (texte choisie).

لقد سجل ميزان المدفوعات رصيد إيجابي هام في المتوسط على طول الفترة (سجل أعلى قيمة له سنة ٢٠٠٨ بلغت ٣٧ مليار دولار). أما الديون الخارجية فقد انتقلت من 25,1 مليار دولار سنة ٢٠٠٠ إلى ٢١,٤، ثم ٥,١ مليار دولار مواصلة بذلك اتجاهها نحو الانخفاض .بالنسبة للتضخم فنلاحظ من خلال الجدول أنه ارتفع إلى نسبة ٥,٤ % سنة ٢٠٠٩ ، وهذا راجع لتضخ الهائل للنفقات العمومية لاسيما من أجل التنمية وكذا الزيادات في الأجور التي تمت سنة ٢٠٠٤ و ٢٠٠٨ .وأخيرا فقد بلغ الناتج الداخلي الخام ١٤٠.٩ مليار دولار سنة ٢٠٠٩ وقد قدّر الناتج الداخلي الخام لكل فرد بـ ٤٠٢٧ دولار سنة ٢٠٠٩ .

١.٢.٢.البطالة خلال برنامج دعم النمو الاقتصادي :

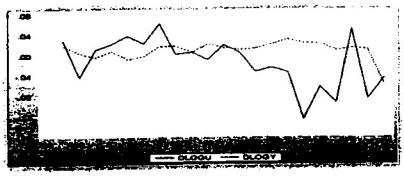
سمح التحسن في معدلات النمو الاقتصادي خلال هذه الفترة باستحداث العديد من فرص العمل الجديدة (قرابة ٧١٧.٠٠٠ منصب شغل سنة ٢٠٠٤) أين سطّر لخلق 926380 منصب شغل دائم و١٨٦٨٥٠ منصب شغل غير دائم ، وهبوط معدلات البطالة إلى نسبة 17,7%، أما بعد تدعيم هذا البرنامج ببرنامج مكمل لدعم النمو حتى سنة ٢٠٠٩، ساهم بشكل واضح في خفض معدل البطالة وزيادة النمو الاقتصادي التي وصلت إلى ١٠.٢% أواخر سنة ٢٠٠٩، أين سجل خلق حوالي ٩٦٤٠٠٠ منصب شغل جديدة (حيث قد سطر لخلق ٢ مليون منصب شغل للفترة الممتدة من ٢٠٠٥ إلى ٢٠١٤ حسب تصريحات وزير الحكومة) ، وتقليص معدلات الفقر إلى نسبة ٤.٨ % سنة ٢٠٠٩ حيث أصبح عدد السكان الذين يعيشون بدولار واحد في اليوم ضعيفا. والشكل البياني التالي يوضح ذلك :



الشكل رقم (٢): منحنى تطور لوغاريتم معدل البطالة و الناتج خلال الفترة.

يلاحظ الدارس لحالة الجزائر في الفترة ١٩٨٨ – ٢٠٠٩ ، أنه يمكن تقسيمها إلى فترتين فمن ١٩٨٨ إلى ٢٠٠٠ والتي توافق مرحلة الإصلاحات في الجزائر، في الوقت الذي يزيد فيه الناتج المحلي الحقيقي يرتفع معدل البطالة أي كما يبينه الشكل أعلاه، كلاهما يتبعان نفس الاتجاه .إلا أنه بداية من ٢٠٠٠ إلى غاية ٢٠٠٩ والتي توافق مرحلة الإنعاش التي طبقتها الجزائر (المخطط الخماسي الأول والثاني) يلاحظ بوضوح علاقة عكسية بين المتغيرتين أي زيادة الناتج المحلي الحقيقي يصاحبه انخفاض في معدلات البطالة، وعموما فان مستوى الـ *Pib* الحقيقي يأخذ اتجاه عام متصاعد على عكس معدل البطالة الذي يسلك اتجاه عام متنازل.

– و للتأكيد أكثر نستعين بالشكل التالي الذي يجمع معدل النمو الاقتصادي ممثل بالتغير في لوغاريتم الناتج مع التغير في لوغاريتم معدل البطالة، حيث يلاحظ أنه خلال الفترة الممتدة من ١٩٨٨ إلى ٢٠٠٠ في الوقت الذي يزيد فيه معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ينخفض عرض التشغيل ويرتفع معدل البطالة، وهذا كما يبينه الشكل أدناه، كلاهما يتبعان نفس الاتجاه وإن اختلفا في حدة دورتهما. أما الفترة الثانية التي تبدأ من سنة ٢٠٠٠ فزيادة معدلات نمو الناتج يتبعها انخفاض ملحوظ في تغير معدلات البطالة، وعموما فان معدلات النمو تسلك اتجاه عام متصاعد، على عكس معدلات نمو البطالة التي تأخذ اتجاه عام متنازل، أي أنه في المدى الطويل العلاقة العكسية بين النمو والبطالة التي نص عليها "Okun" تظهر من الشكل مبدئيا أنها محققة.



الشكل رقم (٣): تطور معدل نمو الـ *PIB* و البطالة خلال فترة الدراسة.

– ولتحديد درجة ومعنوية الارتباط بين معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي ومعدل نمو البطالة، تم إجراء اختبار الارتباط التقاطعي (Cross Correlation) بين هذين المتغيرين بفترات مبطأة وفترات قائدة حتى ٣سنوات ($-3 \le k \le 3$)ويوضح الجدول رقم (٣) نتائج هذا الاختبار.

الجدول رقم (٣):نتائج اختبار الارتباط التقاطعي بين معدل النمو الاقتصادي و معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة ١٩٨٨-٢٠٠٩.

عدد الفترات الزمنية (k)	معاملات الارتباط التقاطعي $cross(DLU_t, DLY_{t-k})$ $cross(DLU_t, DLY_{t+k})$
٣-	٠,٢١ - *
٢-	٠,٢٧ - *
١-	٠,٣٦ - *
٠	٠,٠٥ -
١	٠,١٤ *
٢	٠,٣٢ - *
٣	٠,٤ *

* معامل معنوي عند ٥ %

ويتضح من هذا الجدول اتساق الإشارة المقدرة لمعاملات الارتباط التقاطعي مع ما هو متوقع نظريًا، حيث كانت هناك علاقة ارتباطية سالبة بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل نمو البطالة عند مختلف الفترات المبطأة وبعض الفترات القائدة. وتشير معاملات الارتباط التقاطعية عند الفترات المبطأة إلى أن الزيادة في معدل النمو الاقتصادي في العام السابق أو العام الذي يسبقه سوف تؤدي إلى تخفيض معدل البطالة. وتعكس قيمة هذه المعاملات قوة العلاقة الارتباطية السالبة محل التحليل .

٣. المنهجية والنتائج التجريبية :(الدراسة القياسية)

١.٣. تحديد علاقة "Okun" المعيارية (Standare):إسقاط علاقة "Okun" على حالة مثل حالة الجزائر، سيسمح دون شك تحديد طبيعة العلاقة بين البطالة والنمو الاقتصادي خلال الفترة ١٩٨٨ – ٢٠٠٩، أو بصفة أدق طبيعة العلاقة بين الظرف الاقتصادي والانعطافات التي حدثت في البطالة خلال هذه الفترة.

٣.١.١.الخصائص الإحصائية لعلاقة "Okun":

إن العلاقتين (٩) و (١٠) التاليتين، لا تخضعان لنفس الاعتبارات الإحصائية:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \cdot \Delta y_t + \varepsilon_{1t} \ldots\ldots\ldots(9)$$

$$u_t - \overline{u}_t = -\delta \cdot (y_t - \overline{y}_t) + \varepsilon_{2t} \ldots\ldots\ldots(10)$$

حيث تفترض العلاقة الأولى تغير مستقر في قيم المشاهدات المتضمنة في السلسلة الزمنية، في حين تفترض الصيغة الثانية استقرار البطالة حول معدلها الطبيعي.

– المعادلة الأولى تكون ملائمة إذا وفقط إذا كانت كلٌ من سلسلتي البطالة والناتج المحلي الإجمالي مستقرين بالتفاضل (بالفرق)، بمعنى إذا كانتا تتبعان سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأول I(1) .

–المعادلة الثانية تستلزم استقرار معدل البطالة حول معدله الطبيعي.

يظهر أن التغير الخاص بالبطالة والناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الجزائري هو تغير غير مستقر(Δu_t و Δy_t غير مستقرة)، فل كل من المتغيرتين جذور أحادية وقد تم اختبار حالة اللاإستقرار للناتج المحلي الإجمالي في دراسات سابقة، في حين يصعب تقدير العلاقة الثانية على حالة الجزائر لأن المعطيات المتاحة لا تسمح ليس فقط بإيجاد الطريقة المناسبة لتحديد الناتج المحلي الإجمالي الممكن الوصول إليه عند الاستعمال الأحسن لعوامل الإنتاج[v]، و إنما لتعذر أيضا التقدير المسبق للمستوى الطبيعي للبطالة في الجزائر، ومنه عدم قدرة إثبات الاستقرار في العلاقة الثانية. هذا من جهة ومن جهة أخرى فالعلاقتين السابقتين تبقى على معطيات فصلية.

من أجل هذا ومن منطلق فرضية عدم الاستقرار في العلاقة بين الناتج المحلي الظرفي وبين البطالة، ارتأينا أن نجري الدراسة التحريبية في حالة الجزائر على مرحلتين كما يلي: في المرحلة الأولى: تقوم بتقدير علاقة التغير بين البطالة والناتج المحلي، بافتراض عدم الاستقرار في التغير[vi]؛ أي أننا نقوم بتقدير ديناميكي لعلاقة تأثير التغير في الناتج على التغير في البطالة ومن ثم تقدير عامل المرونة في الأمد الطويل. في المرحلة الثانية: نقدر الفارق بين البطالة والناتج المحلي ليس مع مستواها الطبيعي(للأسباب التي ذكرناها من قبل)، وإنما مع اتجاههما العام أي على أساس علاقة "Gordon" بصفتها علاقة مطورة لعلاقة الفجوة "Okun" الأصلية.

٣.١.٢.تقدير علاقة الانحدار الديناميكية:

يتم تقدير العلاقة (١١) دون الحاجة إلى تحديد مسبق للاتجاه العام للبطالة وللناتج وإنما يستوجب أن يأخذ هذا التقدير الطابع الديناميكي في عملية التأثير، لذا علينا أن نحسب معادلة الانحدار على أساس تأخير رد فعل المتغيرة المستقلة على المتغيرة التابعة أي تقدير العلاقة التالية :

$$\Delta u_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \ldots(11)$$

– تم تحويل المتغيرات الأصلية إلى لوغاريتمية من أجل تقدير المرونة في الأجل الطويل[vii].

حيث أن: $u_t = \log U_t$ و $y_t = \log Y_t$

و من ثم تقدير مرونة التأثير في الأمد الطويل α_{LT} والتي تساوي الى : $\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{k} c_{i-i}}{1 - \sum_{i=1}^{k} b_{i-i}}$

– لكن قبل تقدير هذا النموذج لابد من المرور بالمراحل التالية :

١.٢.١.٣. دراسة استقرارية السلسلتين $\log Y_t$ و $\log U_t$:

أولا. اختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$:

تكون السلسلة مستقرة إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة بالزمن [viii]، ولاختبار استقرارية السلسلة $\log Y_t$ نستعمل اختبار 'ديكي– فولر' المطور Dicky-Fuller Augmente Test (ADF): يمكن اختصار نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي:

الجدول رقم (٤) : نتائج اختبار ADF على السلسلة $\log Y_t$

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $t_{\hat{\theta}_2}$	القيمة الحرجة %	ADF $t_{\hat{\theta}_2}$	القيمة الحرجة %	ADF $t_{\hat{\theta}_2}$	القيمة الحرجة %
اختبار ADF للسلسلة الاصلية ($\log Y_t$)	-1.94 (الاتجاه غ م)	-3.69	-2.73 (الثابت غ م)	-3.04	0.10	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفروقة من الدرجة الأولى ($D\log Y_t$)	-0.62 (الاتجاه غ م)	-3.71	-1.19 (الثابت غ م)	-3.08	-1.29	-1.96
اختبار ADF للسلسلة المفروقة من الدرجة الثانية ($DD\log Y_t$)	-٠.٩٥ (الاتجاه غ م)	-٣.٧١	٠.٢٧ (الثابت غ م)	-٣.٠٨	٠.٠١	-١.٩٦
اختبار ADF للسلسلة المفروقة من الدرجة الثالثة ($DDD\log Y_t$)	-٥.٣٢ (الاتجاه غ م)	-٣.٧١	-٤.١٧ (الثابت غ م)	-٣.٠٤	-١.٩٩	-١.٩٦

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الثالثة للسلسلة $DDD\log Y_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\theta}_2}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة عند τ_{tab} في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية ٥ % ، ومنه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني عدم وجود جذر وحيدي في السلسلة وكذلك عدم معنوية الثابت ومعامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $DDD\log Y_t$ مستقرة من نوع DS بدون إنحراف.

ثانيا. اختبار استقرارية السلسلة $\log U_t$:

بإتباع نفس الخطوات المطبقة على السلسلة $\log Y_t$ ، نحصل على الجدول التالي[IX]:

الجدول رقم (٥): اختبار ADF لاستقرارية السلسلة $\log U_t$

نوع النموذج	النموذج الثالث		النموذج الثاني		النموذج الاول	
	ADF $t_{\hat{\phi}_3}$	القيمة الحرجة ٥%	ADF $t_{\hat{\phi}_2}$	القيمة الحرجة ٥%	ADF $t_{\hat{\phi}_1}$	القيمة الحرجة ٥%
اختبار ADF للسلسلة الأصلية ($\log U_t$)	-٠.٥٣ (الاتجاه غ م)	-٣.٧١	-٠.٩٢ (الثابت غ م)	-٣.٠٥	-١.٠٩	-١.٩٦
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الأولى ($D\log U_t$)	– ٢.٥٧ (الاتجاه غ م)	-٣.٦٧	- ١.٢٦ (الثابت غ م)	-٣.٠٢	- ١.١	-١.٩٦
اختبار ADF للسلسلة المفرقة من الدرجة الثانية ($DD\log U_t$)	-٩.٠٦ (الاتجاه غ م)	-٣.٦٧	-٩.١٩ (الثابت غ م)	-٣.٠٢	-٩.٤٣	-١.٩٦

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الثانية للسلسلة $\log U_t$ الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_i}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{tabulé}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية ٥ % ، ومنه نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_1 = 1)$، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت ومعامل الاتجاه، ومنه فان السلسلة $DD\log U_t$ مستقرة من نوع DS بدون إنحراف.

٢.٢.١.٣. اختبار العلاقة السببية لـ "Granger" :

يستخدم اختبار "Granger" للتأكد من مدى وجود علاقة تبادلية بين متغيرين كال PIB والبطالة، وذلك في حالة وجود بيانات سلاسل زمنية، ومن المشاكل التي توجد في هذه الحالة أن بيانات السلاسل الزمنية لمتغير ما كثيرا ما تكون مرتبطة، أي يوجد ارتباط ذاتي بين قيم المتغير الواحد عبر الزمن، ولاستبعاد أثر هذا الارتباط الذاتي إن وجد، يتم إدراج قيم نفس المتغير التابع لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية في علاقة السببية المراد قياسها يضاف إلى ذلك قيم المتغير التفسيري الآخر لعدد من الفجوات الزمنية كمتغيرات تفسيرية أيضا، في حالتنا هذه يتطلب اختبار "Granger" للسببية تقدير العلاقات التالية:
بالنسبة لحالتنا هذه تحصلنا باستعمال برنامج Eviews 7.0 على النتائج التالية :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/12/10 Time: 11:32
Sample: 1988 2009
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D²LOGY does not Granger Cause D²LOGU	19	4.70743	0.0273
D²LOGU does not Granger Cause D²LOGY		1.77014	0.2764

الشكل رقم (٤): نتائج اختبار "غرانجر".

لدينا $F^* = 4.7$ وهي أكبر من الجدولية عند حد معنوية ٥ % وكذلك $(prob : 0.02 \langle 0.05)$ وهذا يعني رفض H_0 ومن جهة أخرى في المعادلة الثانية $F^* = 1.77$ وهي أصغر من الجدولية عند حد معنوية ٥% وكذلك

$(prob : 0.27)0.05$ أي عدم رفض H_0' ومنه: فان المتغير $DlogY$ يسبب في المتغير $DlogU$ والمتغير $DlogU$ لا يسبب في المتغير $DlogY$.

٣.٢.١.٣.اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين $d\log Y_t$ و $d\log U_t$:

إن دراسة العلاقة السابقة (١١) في المدى الطويل تضمنا أمام مشكلة تتمثل في أن السلاسل الزمنية ($d\log Y_t$ و $d\log U_t$) غير مستقرة، وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلاسل الزمنية يكون غالبا انحدارا زائفا (العلاقة بين المتغيرات تكون علاقة ارتباط – الذي يعني التقارب بين مسارات السلاسل الزمنية– وليس علاقة سببية) وهذا ما بينته دراسة كل من"Newbold.P" و "Granger.C.W.J"،١٩٧٤).بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية $\log Y_t$ و $\log U_t$ وجدنا أن $\log U_t$ متكاملة من الدرجة الثانية$I(2)$، أما السلسلة $\log Y_t$ فهي متكاملة من الدرجة الثالثة $I(3)$.وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، وعليه وحسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (التزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملها ليس من نفس الدرجة. كما أنه لا جدوى من تطبيق طريقة تصحيح الأخطاء (ECM) في التقدير.

–وعليه فان معادلة الانحدار سوف تأخذ الشكل التالي:

$$d\log U_t = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot d\log U_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot d\log Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad .....(12)$$

٤.٢.١.٣. تحديد عدد التأخيرات الأمثل للنموذج :

من أجل تحديد العدد الأمثل للتأخيرات، ونظرا لأهمية هذه المرحلة نقوم بدراسة مختلف الحالات المرشحة للنموذج والمحققة حسب قيم P^{*}، اختار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعايير (*Akaike, Schwarz, Hannan and Quinn*) كما يظهر في الجدول ،مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ، معنوية المعلمات المقدرة، واحصائية DW .

– بعد تفحص النماذج المرشحة السابقة يمكننا اختيار النموذج لعدة اختبارات :

١. اقل قيمة للمعايير السابقة كما يظهر في الجدول.

٢.مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2 .

٣. معنوية جيدة للمعلمات المقدرة .

يمكن اختصار حساب المعايير السابقة باستعمال برنامج التالي[٢٥] في *Eviews7.0* التالي:

```
for !i=5 to 0 step -1
Equation eq_ls dlogu dlogu(0 to -i) dlogy(0 to -i)
' Calcul du critère de  Akaike
Scalar akaik!i=-log( @ ssr/ @ regobs)+i!*2/ @regobs
' Calcul du critèr du Schwartz
Scalar schi!i= log( @ ssr/ @ regobs)+i!*log( @ regobs)/ @ regobs
end if
next
SIMPL 1988 2009.
```

الجدول رقم (٦): قيم المعايير عند التأخيرات المختلفة :

عدد التأخيرات k	معيار *Akaike*	معيار *Schwarz*	معيار *Hannan – Quinn*
0	-٣.٠٦	-٣.٠١	-٣.٠٥
1	-٣.٣٧	-٣.٢٢	-٣.٣٤
2	- ٣.٣٥	- ٣.١٠	-٣.٣١
3	- ٣.٢٠	- ٢.٨٦	-٣.١٦
4	-٣.٦٢	-٣.١٧	-٣.٥٧
٥	-٣.٤٠	-٢.٨٧	-٣.٣٧

– نلاحظ أن قيمة P التي تدني المعايير السابقة هي: $P = 4$.

٣.١.٢.٥.نتائج التقدير:

أعطى حساب معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى، على أساس التأخر بأربع فترات بالنسبة للمتغيرة المستقلة والتابعة(بالاعتماد على معايير كل من(*AIC,SC, HQ*) ،كما أنه عند التقدير تم إتباع طريقة "Tang" (2000) التي تتلخص في إلغاء المتغير المستقل الذي تكون القيمة المطلقة لإحصاء t الخاصة به اقل من الواحد الصحيح، وذلك بشكل متتالي، وعليه أعطى التقدير الشكل التالي؛ وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج . ويتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية التالية:

١. اختبار مضاعف لاغرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي :Multiplier Test of Residual Lagrange. [Breush-Godfrey (BG)] :

٢. اختبار تجانس التباين (اختبار 'وايت' "wite"):

٣. اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي : اختبار 'جاك– بيرا' "Jarque-Bera"

٤. اختبار الارتباط بين المتغيرات المفسرة: اختبار "Klein"

٥. اختبار مدى ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي لهذا النموذج [Ramsey (RESET)]: (Regression error specication test):

٦. اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج : (*CUSUM*) ، (*CUSUMSQ*)

الجدول رقم (٧): نتائج تقدير النموذج (المتغير التابع : *DlogU*)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار		قيمة الاحتمال P-
DLOGU(-2)	0.405208		0.1281
DLOGU(-4)	0.585708		0.0294
DLOGY	0.629767		0.2277
DLOGY(-1)	-3.884277		0.0004
DLOGY(-4)	2.539424		0.0096
R^2	0,75		
DW	1,86		
الاختبارات التشخيصية +			
JB	BG LM	wite	RESET
χ^2 = 0,09 (0,95)	F=1.20 (0.3786)	F=3.68 (0.16)	F=0.21 (0.81)

ملاحظات: ***معنوي عند مستوي ١% ، **معنوي عند مستوي 5 % ،*معنوي عند مستوي10%

+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p-value).

ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

١. يشير إحصاء اختبار BG LM إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي.من الدرجة p أكبر من ١.

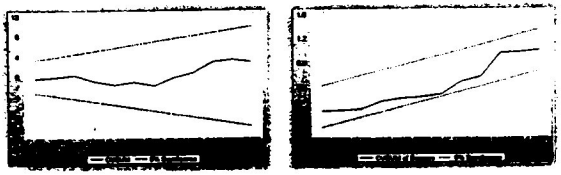
٢. يشير إحصاء ARCH إلى قبول فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر . Homoscedasticity

٣. يشير إحصاء اختبار JB إلى قبول الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.

٤. يشير إحصاء اختبار "RESET " إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .

٥. يعتمد اختبار"Klein " على مقارنة معامل التحديد R^2 للنموذج المقدر مع معاملات الارتباط البسيطة r^2 بين المتغيرات المفسرة. إذا كان $\forall i \; r^2_{x_i x_{i-1}} < R^2$ ،نرفض فرضية وجود أي ارتباط بين المتغيرات المفسرة. من مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المفسرة[xiii]، نلاحظ أنه كل معاملات الارتباط البسيطة بين مختلف المتغيرات المفسرة أصغر من معامل التحديد للنموذج، وعليه لا توجد مشكلة التعدد الخطي "Multicollinearity " بين المتغيرات.

وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (٠.٧٥).



الشكل رقم (٥): الأشكال البيانية لإحصائية كل من *CUSUM* و*CUSUMSQ*

ويتضح من الشكل التالي أن المعاملات المقدرة للنموذج مستقرة هيكليًا عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية ٥ %.

*** التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير:**

– وفقا للنقاط السابقة فان الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$d\log U_t = 0.58\, d\log U_{t-4} - 3.88\, d\log Y_{t-1} + 2.54\, d\log Y_{t-4}$$

– يتضح مما سبق ما يلي:

– وجود أثر موجب وقوي معنويا لنمو معدل البطالة المتأخر بأربع سنوات علي معدل نمو البطالة الحالي، ويعني هذا أن زيادة معدل نمو البطالة المتأخر بأربع سنوات بنسبة ١%سوف تؤدي إلى زيادة معدل نمو البطالة بحوالي ٠.٥٨ %.

– وجود أثر سالب(موجب) ومعنوي قوي لمعدل نمو الـ*PIB* للسنة الماضية (المتأخر بأربع سنوات) علي البطالة في الأجل القصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للبطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي حوالي-٣.٨٨ (٢.٥٤)، ويعني هذا أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض(زيادة) معدل نمو البطالة بـ ٣.٨٨% (٢.٥٤) في الأجل القصير.

– وجود أثر سالب وقوي معنويا لمعدل نمو الـ*PIB* (النمو الاقتصادي) علي البطالة في الأجل الطويل، حيث أن مرونة البطالة بالنسبة للنمو الاقتصادي في الأجل الطويل هي: $a_{LT} = \dfrac{\sum_{i=0}^{4} c_{t-i}}{1-\sum_{i=1}^{4} b_{t-i}} = \dfrac{-1.34}{1-(0.58)} \approx -3.2$

– و هذا يعني أن الزيادة في النمو الاقتصادي بنسبة ١ % سوف تؤدي إلى انخفاض معدل نمو البطالة بـ 3.2 % في الأجل الطويل.

– تدل هذه القيمة على وجود حساسية شديدة بين التغير في معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي والتغير في معدل البطالة، بمعنى أن تغير طفيف في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة.

– نظرا لأهمية النتائج التي تحصلنا عليها، سوف يتم تدعيمها من خلال الاعتماد على علاقة "Okun" المطورة من طرف "Gordon" كما يلي:

٢.٣. التقدير على أساس نموذج "Okun" المطور من طرف "Gordon " الديناميكي:

تكمن "R.J.Gordon" سنة ١٩٨٤ في إيجاد علاقة "Okun" جديدة، حيث تمكن من إيجاد علاقة الانحدار بين فجوة البطالة (écarte du chômage) التي تمثل معدل البطالة الظرفية، وفجوة الناتج (écarte du PIB) التي تمثل الناتج المحلي الظرفي، كما تظهر فيها المتغيرات المفسرة متأخرة زمنيا، كما هو مبين في الصيغة (١٣) التالية:

$$U_t^c = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots (13)$$

أين يشكل كل من U_t^c و Y_t^c الفارق بين الاتجاه العام ومعدل البطالة الفعلي والفارق بين الاتجاه العام للناتج المحلي الإجمالي والناتج المحلي الإجمالي الفعلي على التوالي أي : $Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T$ و $U_t^c = \log U_t - \log U_t^T$

باعتبار أن Y_t^T و U_t^T : هما الاتجاه العام لكل من الناتج والبطالة على التوالي.

قبل حساب معادلة الانحدار على أساس علاقة "Gordon " الديناميكية، علينا أن نحسب أولا:

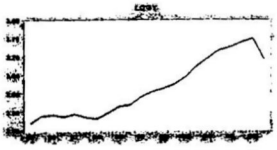
$$Y_t^c = \log Y_t - \log Y_t^T \quad \text{و} \quad U_t^c = \log U_t - \log U_t^T$$

١.٢.٣. إيجاد الاتجاه العام لكل من معدل البطالة و الناتج المحلي الإجمالي :

أهم التقنيات المستعملة لتقدير الاتجاه العام لمتغيرة اقتصادية كلية (مثل البطالة أو *PIB*) هي: مصفاة "Hodrick " و"Prescott "، مصفاة المتوسط المتحرك، طريقة الاتجاه العام الخطي وطريقة الاتجاه العام المجزئ.

- تعتبر هذه التقنيات إحصائية حيث ترتكز على استعمال المعلومات المتضمنة في تاريخ السلسلة دون مرجع لنموذج اقتصادي خاص، أين تعتبر على الأمد الطويل أن *pib* أو *u* الملاحظ يتطور حول *pib* أو*u* طبيعي، بحيث نستطيع تقريبه من طرف الاتجاه العام لـ *pib* أو *u* الملاحظ ، ومنه فان الاتجاه العام يمثل التوازن في الأجل الطويل والدورة تؤسس الحركية في الأجل القصير.

أولا . الناتج المحلي الإجمالي:



الشكل رقم (٦) :تطور لوغاريتم الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي الفعلي عبر الزمن.

نلاحظ أن الـ *pib* يأخذ عموما اتجاه عام موجب وأن السلسلة قليلة التذبذبات أي أنها تحمل معدل نمو متصاعد وعليه فان تطبيق الطرقتين الأوليتين (المصفاتين) لتحديد الاتجاه العام غير ممكن، لأن الشرط الأولي والضروري لتطبيق هذين المصفاتين هو توفر المعطيات الثلاثية (أي لكل ثلاثة أشهر). هذا من جهة ومن جهة أخرى، أن تكون السلسلة لا تحمل اتجاه عام متصاعد أو متنازل وأن تكون بها تغيرات (تذبذبات) مهمة، وعليه ولتعذر تحقيق هذه الشروط اكتفينا في دراستنا على المعطيات السنوية، مع استعمال طريقة الاتجاه العام الخطي، التي تفترض أن يكون للسلسلة معدل نمو يتطور في نفس الاتجاه .

• طريقة الاتجاه العام الخطي:

التحليل الأكثر استعمالا لسلسلة متغيرة اقتصادية كلية مثل الـ *pib* يرتكز على الاتجاه العام الذي تسلكه هذه المتغيرة والذي عادة ما يكون خطيا، حيث أن الـ*pib* المحتمل (أو الممكن) يمثل الاتجاه العام الخطي للناتج الفعلي ، وهو نفس التحليل الذي قام به "Taylor" من أجل قياس فجوة الإنتاج، من خلال استعمال العلاقة التالية : $y_t = \alpha + \beta \cdot t$ ، أين y_t تمثل لوغاريتم الناتج الفعلي، في هذا النموذج الاتجاه يكون مقدر بالانحدار و البواقي المحصل عليها تكون مشابهة للجزء الدوري للسلسلة.

- أعطت نتائج التقدير الصيغة التالية:

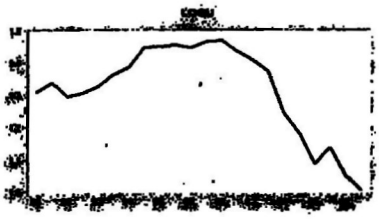
$$\log Y_t^T = -19.32 + 0.0115 \cdot t \quad \ldots\ldots\ldots (14)$$

أين الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (٧) :تطور الناتج المحلي الإجمالي الفعلي واتجاهه العام (الممكن) عبر الزمن.

تحليل هذا الشكل يبين أن الناتج المحتمل ينمو عندما الإنتاج الفعلي يرتفع بشكل دائم، من جهة أخرى يكون غير متأثر عندما الزيادة للإنتاج الفعلي لا تكون سوى مؤقتة.

ثانيا. معدل البطالة:



الشكل رقم (٨) :تطور لوغاريتم معدل البطالة الفعلي عبر الزمن.

نلاحظ أن السلسة u يمكن تقسيمها إلى فترتين الأولى يأخذ فيها معدل البطالة اتجاه عام متصاعد وبعدها من سنة ٢٠٠٠ اتجاه عام متنازل عكس سلسلة y التي لها اتجاه عام متصاعد. طريقة الاتجاه الخطي تفرض لتطبيقها أن يكون هناك اتجاه عام واحد في السلسلة، وعليه فهي غير ملائمة في هذه الحالة لعدم ثبات تطور معدل النمو في اتجاه واحد، ومنه سوف يتم الاستنجاد بطريقة الاتجاه المجزئ.

*** طريقة الاتجاه العام المجزئ (Méthode de la tendance segmentée) :**

هذه التقنية قدمت من طرف(NBER (National Bureau of Economic Research الأمريكي، و كانت واسعة الاستعمال من طرف إدارة OCDE خلال السنوات الأخيرة [xiii] ، بهذه الطريقة معدل النمو الطبيعي ممكن يغير مساره عند نقاط الانكسار (points de rupture) و لكن يبقى ثابت الاتجاه داخل الفترات المجزئية، تطبيق هذه الطريقة يعني تمليس (lissage) السلسلة u بتقدير اتجاه محدد خطي لكل فترة جزئية، بواسطة انحدار للوغاريتم U لعدة فترات زمنية، في دالة لنقاط الانكسار المعرفة . يتطلب إذن تقدير الدالة التالية :

$$u_t = \gamma + \eta \cdot t + \sum \eta_r \cdot tr + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots(15)$$

في هذه العلاقة، المتغيرة u تمثل لوغاريتم U ، t: الزمن.

tr:هي متغيرة زمنية حيث أن $tr = 0$ إذا $t \le r$ و $tr = t - r$ إذا $t > r$.

المؤشر r :يدل على التاريخ المحتمل لحدوث كسر في السلسلة، بإدخال تواريخ الانكسارات في هذا النموذج يسمح بالحصول على مركبة الاتجاه العام الذي يكون أقل حساسية (تأثر) في مختلف الفترات الجزئية، واختبار للمعنوية الإحصائية لهذه الانكسارات

– أعطت نتائج تقدير هذه الطريقة باستعمال برنامج *Eviews 7.0* الصيغة الرياضية التالية :

$$\log U_t^r = 0{,}0167 \cdot t - 0{,}07 \cdot tr - 31{,}96 \ldots\ldots(16)$$

الشكل يكون على النحو التالي:

الشكل رقم (٩) :تطور معدل البطالة الفعلي واتجاهه العام (الطبيعي) عبر الزمن..

يظهر من الشكل أن معدل البطالة الطبيعي (في المدى الطويل) لا يتبع التغيرات المؤقتة التي تحدث في معدل البطالة الفعلي.

ملاحظة: قد تم إدخال عدة نقاط انكسار عند تقدير u إلا أنها كانت معنويا لا تختلف عن الصفر إلا سنة ٢٠٠٠، من جهة أخرى عند استعمال طريقة الاتجاه المجزئ على السلسلة y وجدنا أن مختلف نقاط الانكسار المستعملة (عند تواريخ انخفاض معدل النمو) كانت معاملاتها غير معنوية إحصائيا و هو دليل على استعمال طريقة الاتجاه الخطي.

٢.٢.٣.دراسة استقرارية السلسلتين Y_t^c و U_t^c: سوف يتم الاعتماد على اختبار ديكي – فولر المطور *(ADF) Test* :

أولا. السلسلة Y_t^c : نتائج الاختبار ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (٨) : نتائج اختبار *ADF* على السلسلة Y_t^c

نوع النموذج	النموذج الاول		النموذج الثاني		النموذج الثالث	
	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة ٥%	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة ٥%	ADF $t_{\hat{\phi}_j}$	القيمة الحرجة ٥%
اختبار ADF (السلسلة الاصلية)	-٢.٦٨	-١.٩٦	-٢.٨١ (الثابت غ م)	-٣.٠٤	-١.٩٤ (الاتجاه غ م) xiv	-٣.٩٦
اختبار ADF (السلسلة المفرقة من الدرجة الاولى)	-١.٣	-١.٩٥	- ١.٢٩ (الثابت غ م)	-٣.٠١	-٠.٨١ (الاتجاه غ م)	-٣.٦٥
اختبار ADF (السلسلة المفرقة من الدرجة الثانية)	-٢.٨٩	-١.٩٦	-٢.٨٨ (الثابت غ م)	-٣.٠٢	-٢.٩١ (الاتجاه غ م)	-٣.٦٧
اختبار ADF (السلسلة المفرقة من الدرجة الثالثة)	-٤.٩٩	-١.٩٦	-٤.٨٢ (الثابت غ م)	-٣.٠٥	-٥.٣١ (الاتجاه غ م)	-٣.٧١

من خلال الجدول نلاحظ أنه عند الفروق الثالثة للسلسلة Y_t^c الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_j}$ تصبح أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{مجدولة}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية ٥ % ، ومنه لا نقبل الفرضية $(H_0 : \lambda = 0)$ أو $(H_0 : \phi_j = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،وكذلك عدم معنوية الثابت ومعامل الاتجاه ،ومنه فان السلسلة $DDDY_t^c$ أو $(d(Y_t^c,3))$ مستقرة من نوع *DS* بدون إنحراف.

ثانيا. السلسلة U_t^c: نتائج الاختبار ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (٩): نتائج اختبار ADF على السلسلة U_t^c

نوع النموذج	النموذج ١		النموذج٢		النموذج٣	
	ADF $t_{\hat{\phi}_1}$	القيمة الحرجة ‰	ADF $t_{\hat{\phi}_1}$	القيمة الحرجة ‰	ADF $t_{\hat{\phi}_1}$	القيمة الحرجة ‰
اختبار ADF (السلسلة الاصلية)	-٥.٢٦	-١.٩٦	-٥.١٤ (الثابت خ م)	-٣.٠٢	-٤.٩٨ (الاتجاه خ م)	- ٣.٦٧

من خلال الجدول نلاحظ أنه بالنسبة للسلسلة U_t^c ،الإحصائية المحسوبة $\tau_{\hat{\phi}_1}$ أكبر (بالقيمة المطلقة) من الإحصائية المجدولة $\tau_{مجدولة}$ في النماذج الثلاثة عند مستوى معنوية ٥ % ، ومنه لا نقبل الفرضية $(H_0: \lambda = 0)$ أو$(H_0: \phi_1 = 1)$ ، وهذا يعني عدم وجود جذر وحدوي في السلسلة ،أي أنها مستقرة في المستوى $(I(0))$

٣.٢.٣. اختبار التكامل المتزامن بين المتغيرتين Y_t^c و U_t^c :

بعد دراستنا لخصائص السلاسل الزمنية Y_t^c و U_t^c وجدنا أن U_t^c مستقرة في المستوى $(I(0))$، أما السلسلة Y_t^c فهي متكاملة من الدرجة الثالثة $(I(3))$. وهكذا نستطيع القول أن اختبار إمكانية وجود مسار مشترك بين المتغيرات لا يكون إلا بين المتغيرات المتكاملة من نفس الدرجة والتي تنمو بنفس وتيرة الاتجاه على المدى الطويل، والتي نقوم بتطبيق طريقة المرحلتين "ENGEL"و "GRANGER" وعليه وحسب المعطيات التي هي لدينا فانه لا يوجد مجال للتكامل المشترك (المتزامن) بين هذين المتغيرين كون أن تكاملهما ليس من نفس الدرجة.

٤.٢.٣. تحديد التأخر الزمني P :

يسمح إدخال التأخر بإلغاء الارتباط الذاتي للبواقي ε_t ، أما تحديد عدد التأخر P فيتحدد بتطبيق نفس الخطوات السابقة :

الجدول رقم (١٠): تحديد عدد التأخيرات بالاعتماد على كل من معيار AIC و SC و HQ :

عدد التأخيرات k	معيار $Akaike$	معيار $Schwarz$	معيار $Quinn - Hannan$
0	-٤.١٨	-٤.١٣	-٤.١٧
1	-٤.٠٩	-٣.٩٤	-٤.٠٦
2	-٤.٠١	-٣.٧٦	-٣.٩٦
3	-٥.٠٩	-٤.٧٤	-٥.٠٣
4	-٤.٨٨	-٤.٤٣	-٤.٨٢
٥	-٥.٩٥	-٥.٤١	-٥.٩

نلاحظ أن قيمة P التي تدنى مختلف المعايير السابقة هي $P=5$.

– نحصل على نفس النتائج من خلال استعمال البرنامج برنامج التالي[XV] في Eviews7.0 :

```
for !i=5 to 0 step -1
Equation eq.ls logact logact(0 to -!i) logyct(0 to -!i)
' Calcul du critère de Akaike
Scalar aic!i=log( @ ssr/ @ regobs)+!i*2/ @regobs
' Calcul du critèr de Schwartz
Scalar sch!i= log( @ ssr/ @ regobs)+!i*log( @ regobs)/ @ regobs
End if
next
SMPL 1988 2009.
```

٥.٢.٣. تقدير النموذج :أعطت السلسلتين Y_t^e وU_t^e للفترة الزمنية ١٩٨٨–٢٠٠٩، النتائج التالية: أين علاقة "Gordon" المطلوب تقديرها تكون على الشكل الآتي :

$$U_t^e = \sum_{i=1}^{3} b_{t-i} \cdot U_{t-i}^e + \sum_{i=0}^{3} c_{t-i} \cdot Y_{t-i}^e + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots(17)$$

– بعد نزع المتغيرة $\log UCT(-2)$ من النموذج بالاعتماد على طريقة Tsng تحصل على ما يلي؛ وقبل اعتماد هذا النموذج لاستخدامه في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج .وتتم ذلك بإجراء الاختبارات التشخيصية السابقة: الجدول رقم (١١): نتائج تقدير نموذج (المتغير التابع : $DlogU$)

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار		قيمة الاحتمال P-
LOGUCT(-1)	0.595453		0.0473
LOGUCT(-3)	-1.276751		0.0001
LOGUCT(-4)	0.792939		0.0262
LOGUCT(-5)	-0.895482		0.0020
LOGYCT	1.032140		0.0016
LOGYCT(-1)	-3.836016		0.0017
LOGYCT(-2)	3.359851		0.0127
LOGYCT(-3)	-0.845887		0.2968
LOGYCT(-4)	0.956864		0.1776
LOGYCT(-5)	-1.437361		0.0234
R^2	0.94		
DW	1,87		
الاختبارات التشخيصية +			
JB	BG LM	ARCH	RESET
χ^2 = 0,31 (0,85)	F =0.861745 (0.9773)	F =0.717937 (0.6133)	F=0.029537 (0.8652)

ملاحظات: ***معنوي عند مستوى 1% ؛ **معنوي عند مستوى 5% ؛*معنوي عند مستوى 10%

+ الأرقام بين الأقواس تمثل قيم الاحتمال (p-value).

ويتضح من هذا الجدول ما يلي:

١. تشير إحصائية اختبار BG LM إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي.من الدرجة p أكبر من ١.

٢. تشير إحصائية ARCH إلى قبول فرضية العدم القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المقدر . Homoscedasticity

٣. تشير إحصائية اختبار JB إلى قبول الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير.

٤. يشير إحصاء اختبار RESET إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المستخدم .

وتشير قيمة معامل التحديد (R^2) إلى ارتفاع القوة التفسيرية للمتغيرات المستقلة محل الاهتمام (٠.٩٤).

– التحليل الاقتصادي لنتائج التقدير: الصيغة القياسية المثلى للنموذج هي :

$$U_t^c = 0.59U_{t-1}^c - 1.28U_{t-3}^c + 0.79U_{t-4}^c - 0.89U_{t-5}^c + 1.03Y_t^c - 3.85Y_{t-1}^c + 3.34Y_{t-2}^c - 1.46Y_{t-5}^c$$

يتضح من هذه الصيغة ما يلي:

– وجود أثر موجب (سالب) وقوي معنويا لفجوة معدل البطالة المتأخر بسنة وأربع سنوات (المتأخر بثلاث وخمس سنوات) على فجوة البطالة الحالي أو ما يسمى بمعدل البطالة الظرفي، ويعني هذا أن زيادة معدل البطالة الظرفية المتأخر بسنتين بنقطة واحدة أو معدل البطالة الظرفية المتأخر بأربع سنوات بنقطة واحدة .(المتأخر بثلاث سنوات أو خمس سنوات) سوف تؤدي إلى زيادة(انخفاض) معدل البطالة الظرفي بحوالي٠.٥٩،٠.٧٩ وحدة على التوالي (١.٢٨ ، ٠.٨٩ وحدة على التوالي في الأجل القصير).

– وجود أثر موجب ومعنوي لفجوة الناتج الحالي على معدل البطالة الظرفي الحالي، حيث أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة تؤدي إلى زيادة فجوة البطالة الحالي بـ ١.٠٣ نقطة.

– وجود أثر سالب (موجب) وقوي لفجوة الناتج للفترة الماضية والمتأخرة بخمس سنوات (لفجوة الناتج المتأخرة بسنتين) على معدل البطالة الظرفي في الأجل القصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للتأثير بالنسبة للناتج الظرفي حوالي-٣.٨٥ ،-١.٤٦ (٣.٣٤)، ويعني هذا أن الزيادة في فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض (ارتفاع) فجوة البطالة بـ - ٣.٨٥ ،-١.٤٦ (٣.٣٤) نقطة في الأجل القصير. على التوالي.

– وجود أثر سالب للـ *PIB* الظرفي (فجوة الناتج *"output gap"*) على البطالة الظرفية (فجوة البطالة) في الأجل الطويل . حيث أن تأثير تطور الناتج الظرفي على البطالة الظرفية في الأجل الطويل(معامل "OKUN" في الأجل الطويل) هو:

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^{5} c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^{5} b_{t-i}} = \frac{-0.94}{1-(-0.78)} \approx -0.53$$

– ويعني هذا أن نمو فجوة الناتج بنقطة واحدة سوف تؤدي إلى انخفاض البطالة الظرفية(écarte du chomage) بـ ٠.٥٣ نقطة في الأجل الطويل، بمعنى أن معدل البطالة الفعلي يقترب من معدل البطالة الطبيعي بحوالي نصف نقطة إذا بقي معدل البطالة الطبيعي ثابت.

ملاحظة: لم يتم التطرق لتقدير علاقة "OKUN" البسيطة (بمعنى دون ادخال التأخيرات في النموذج) وعلاقة "Gordon" البسيطة، أين كل معلمات النموذج نجدها لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى وجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة *DW*)، و قيمة معامل التحديد الصغيرة جدا[xvi].

٤. التفسير الاقتصادي للنتائج :

إن النتائج المتوصل إليها من خلال ما سبق تبدوا قياسية[xvii]، حيث أنه نتيجة للمعطيات التي بحوزتنا نجد أن معدلات البطالة شهدت انخفاضات مهمة في الفترات الأخيرة فمن معدلات تقارب ٣٠% في أواخر التسعينيات إلى معدلات تقارب ١٠% أواخر سنة ٢٠٠٠، إلا أن معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي لم يشهد سوى بعض الزيادات الطفيفة في معدل نموه خلال الفترة، كما يلاحظ في الشكل (٣) السابق، أين يظهر في الشكل أن منحنى تطور معدل نمو الـ*pib* الحقيقي خلال فترة الدراسة يأخذ تقريبا الشكل الأفقي عكس منحنى معدل نمو البطالة الذي يشهد انخفاضات مهمة.

–وعليه قد نجد أن التفسيرات الاقتصادية قد لا تنطبق على حالة الجزائر، ما يلاحظ في الجزائر في السنوات الأخيرة هو إلتحام الشباب الذي يمثل أكبر نسبة من البطالين (٦٥%) في العمل من جراء اعتماد برنامج الإدماج المهني الذي يقضي بإلتحام البطالين في المؤسسات، والذي لا يشكل عائق(أي تكاليف) لما مهما كان العدد لأن أجر هؤلاء يكون من طرف الدولة حسب هذا البرنامج، من جهة أخرى تنمية مشاركة المرأة في العمل التي كانت تمثل أكبر نسبة من البطالة، أين أعطي لها الحق بـ٧٥% في العمل حلال المخطط الخماسي الأخير–حسب تصريحات الحكومة–.

و لهذا فان النسبة ٣.٢% لا تعود إلى نمو الـ*pib* وحده، وإنما النسبة الكبيرة من هذا الانخفاض في معدل البطالة خلال الفترة يعود إلى البرنامج المطبق الذي قامت به الحكومة للتخفيف من حدة البطالة وما يدعم عليها من آثار.

– والدليل على ذلك هو من خلال تحليل الإحصائيات الخاصة بمعدل التشغيل ومعدل نمو الإنتاجية المتوسطة (الإنتاج لكل عامل)[xviii] أين يظهر أن زيادة معدلات التشغيل يرافق مع انخفاض معدل إنتاجية العمل، أي أن زيادة التوظيف ترافق مع انخفاض معدل الإنتاجية مما يؤدي إلى تعويض الانخفاض في الإنتاجية بالزيادة في اليد العاملة .

* يمكن استعمال النتائج التي توصلنا إليها للتنبؤ بمعدل النمو اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي للخمس سنوات القادمة "في الأجل الطويل" (توافق هذه الفترة المخطط الخماسي الذي أطلقته الجزائر الذي يمتد من أواخر سنة ٢٠٠٩ إلى غاية سنة ٢٠١٤)، من خلال ما سبق نجد أن:

– حسب معادلة الاتجاه العام للبطالة رقم (١٦) نجد أن معدل البطالة الطبيعي سنة ٢٠١٤ يكون :

$$\log U_t = 0{,}0167 \cdot (2014) - 0{,}07 \cdot (14) - 31{,}96 = 0.6938 \Rightarrow U_t = 4.94$$

من خلال علاقة "OKUN" الديناميكية (النموذج الأول) فان زيادة نمو الناتج بـ١% تؤدي إلى انخفاض البطالة بـ ٣.٢% في الأجل الطويل (خمس سنوات)، لدينا معدل البطالة سنة٢٠٠٩ هو ١٠.٢% أما الطبيعي سنة ٢٠١٤ يكون٤.٩٤ % ومنه معدل انخفاضه هو: $\frac{4.94-10.2}{10.2} = -0.52$ أي -٥٢%، رأينا من قبل أن زيادة النمو بـ١% يؤدي إلى تخفيض معدل البطالة بـ٣.٢%، أما لتحقيق معدل البطالة الطبيعي ٤.٩٤% سنة ٢٠١٤ لابد من تحقيق معدل نمو للـ*pib* قدره: $\frac{52}{3.2} = 16.25\% = 0.1625$.وهو معدل نمو الناتج اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي، أين نجد أن قيمة الناتج (بالمليار دينار) هي:

$$\frac{pib_{2014} - pib_{2009}}{pib_{2009}} = \frac{pib_{2014} - 4948.4}{4948.4} = 0.1625 \Rightarrow pib_{2014} \approx 5752.515$$

وهو مستوى الناتج اللازم لمعدل البطالة الطبيعي.

– لدينا مستوى الناتج الطبيعي سنة ٢٠١٤ بالاستعانة بمعادلة الاتجاه العام للناتج رقم (٢١.٤) هو (بالمليار دينار) :

$$\log Y_{2014} = -19.32 + 0.0115 \cdot (2014) = 3.841 \Rightarrow Y_{2014} = 6934.426$$

ومنه فان معدل نمو الـ*pib* الطبيعي لسنة ٢٠١٤ هو: $\frac{pib_{2014} - pib_{2009}}{pib_{2009}} = \frac{6934.426 - 4948.4}{4948.4} \approx 0.4$ ، أي ٤٠%.

– وعليه من خلال النتائج التي توصلنا إليها نجد أن معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى معدل البطالة الطبيعي (٤.٩٤) سنة ٢٠١٤ هو ١٦.٢٥%، والذي يمثل حوالي ٤٠% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة أي :

$$\frac{16.25}{40} \approx 0.4 \approx 40\ \%$$

خاتمة:

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر النمو الاقتصادي علي البطالة في الأجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة الممتدة من ١٩٨٨-٢٠٠٩ ولتحقيق هذا الهدف تم تطبيق نموذج "OKUN" الديناميكي و نموذج "OKUN" المطور من طرف "Gordon" بهدف تقدير مرونات الأجلين القصير و الطويل. وتتلخص أهم نتائج هذه الدراسة في الآتي:

١. فائدة التقنية الإحصائية للحصول على والتمييز بين البطالة الهيكلية أو الطبيعية (اتجاهها العام) والبطالة الظرفية (دورتها) من جهة، وحساب الناتج المحتمل أو الطبيعي (اتجاهه العام) ومستواه الظرفي من جهة أخرى.

٢. وجود أثر موجب ومعنوي لمعدلات البطالة لفترات متأخرة على معدل البطالة الحالي في النموذجين. أي أن معدل البطالة في الفترة (t) يرتبط بمعدل البطالة في الفترات السابقة($t-i$) وعموما يتناسب طرديا معها، إن هذه العلاقة تظهر شيئا مهما وهو الطبيعة الحركية للبطالة أي أن بطالة الفترة الحالية تتوقف على بطالة الفترة السابقة.

٣. إن معدل نمو الـ *pib* في الفترة t لا يؤثر على معدل نمو البطالة في نفس الفترة في النموذج الأول، إلا أنه يكون عالي التأثير في الفترات المتأخرة زمنيا.

٤. وجود أثر سالب ومعنوي لمعدلات نمو الـ*pib* على البطالة في الأجل الطويل (و الأجل القصير) في النموذجين.

٥. إن تغيرا طفيفا في الناتج المحلي، يؤدي إلى تغير حاد و في الاتجاه المعاكس في معدل البطالة، عندما يزيد الإنتاج معدل البطالة ينخفض بشكل معتبر. حيث وجدنا أن مرونة البطالة بالنسبة لنمو الناتج تقدر بـ -٣.٢% في النموذج الأول و-٠.٥٣ نقطة في النموذج الثاني في الأجل الطويل.

٦. من خلال النتائج المتوصل إليها يمكن استنتاج أن: معدل البطالة الطبيعي لسنة ٢٠١٤ (نهاية المخطط الخماسي الثالث) يقدر بـ ٤.٩٤، أما معدل نمو الناتج الطبيعي لسنة ٢٠١٤ هو ٤٠%، أما معدل النمو الاقتصادي اللازم للوصول إلى أدنى مستوى من البطالة حسب النموذج الأول سنة ٢٠١٤ يقدر بـ ١٦.٢٥%. والذي يمثل حوالي ٤٠% من معدل النمو الطبيعي للناتج خلال هذه السنة.

التوصيات: من خلال دراستنا لهذا الموضوع، تبين لنا بعض مناطق الضعف في الاقتصاد الوطني، لذلك سوف نحاول وضع مجموعة من التوصيات والتي ربما تكون الحل المناسب في نظرنا، وهي:

- **تحسين النظام الإحصائي الجزائري** : ضرورة توفير قاعدة بيانات أساسية متكاملة عن مشكلة البطالة في الجزائر تراعي التعريفات والمصطلحات والقياسات والمعايير الدولية المتعارف عليها بما يمكن من إنجاز إجراءات مقارنة وواقعية غير متضاربة، خصوصا أن مسألة الإعلام الاقتصادي باتت ضرورة ملحة خاصة بالنسبة للقائمين على التخطيط والتنبؤ المستقبلي لسلوكات الظواهر الاقتصادية وعلى رأسها البطالة.
- **تطبيق سياسات جدية تحقق نمو اقتصادي مستدام:** تتمثل أهم العناصر اللازمة لتحقيق نمو مستدام في الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج ومن ثم النمو الاقتصادي في الآتي: توفر المؤسسات على درجة عالية من الجودة، تنمية رأس المال البشري، وجود بيئة لسياسة اقتصادية كلية مواتية، تنويع القاعدة الاقتصادية.

- الاهتمام بقطاعات الخدمات الإنتاجي (مثل : النقل، الاتصالات، التجارة، والتأمين، والمطاعم والفنادق) وقطاعات الخدمات الاجتماعية (مثل:الإسكان، والخدمات الشخصية والاجتماعية، والخدمات الحكومية.) حيث نجد أنه في مختلف الدول النامية أن قطاع الخدمات يحتل النصيب الأكبر من إجمالي العمالة.
- ضرورة اعتماد مبدأ التخطيط المستقبلي للعمالة مع الأخذ بعين الاعتبار البعدين: الكمي(العرض المتاح من القوة العاملة) والبعد الكيفي (التأهيل، التدريب، المستوى التعليمي...) وذلك على المستويين القطاعي والإقليمي.
- ضرورة الاستفادة من تجارب الدول في مجال التشغيل خاصة تلك التي تتزامن مع تطبيق برامج الإنعاش الاقتصادي، والهادفة إلى إصلاح الخلل الاقتصادي الكلي المميز لأجل الدول النامية بما فيها الجزائر.

الهوامش:

[i] نجد تحليل مطول لهذه العلاقة في المراجع التالية:

- Gregory N. Mankiw, **Macroéconomie** , p428-430.
- Michael Burda & Charles Wyplosz,**Macroéconomie**, p322- 324.

[ii] " Arthur Okun" (١٩٢٨-١٩٨٠) برهن مبدئيا في الولايات الأمريكية المتحدة، أن تخفيض ١% لمعدل البطالة يوافق لزيادة ، ٣% للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي فوق مستواه الطبيعي، في هذه الحالة δ لابد أن تساوي الثلث (١/٣)

[iii] الإشارة السالبة للدلالة على العلاقة العكسية

[iv] حالة تتميز بعدم إمكانية متابعة نشاط ما لأسباب تقنية (عطب ، دمار...).

[v] هناك محاولات تقييم في هذا الاتجاه، إلا أنها لم تبلور بالشكل الكافي لنعتمد عليها في هذه الدراسة مثلا:

A . Durand « **Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR structurels** » ; cellule de recherche en économie appliquée, document de travail n° 024، Cite:www.sciencedirect.com, date de consultation :17/10/2010.

[vi] يعني أن المتغيرتين في فترات تظهر علاقة عكسية وفي فترات أخرى تظهر علاقة طردية لهذا يتم الاعتماد على العلاقة الديناميكية ،أي بإدخال فترات إبطاء لكل متغيرة من أجل التقدير الصحيح.

[vii] حيث نجد أن: $dLogU$ يعبر عن معدل نمو البطالة، و $dLogY$ على معدل نمو PIB.

[viii] قد نبه كل من "Nelson " و "Plosser "سنة 1982 كيف أن الجذر الأحادي موجود في أغلبية السلاسل الزمنية في الاقتصاد الكلي.

[ix] انظر الملحق رقم (4).

[x] أي ١٦ صيغة رياضية.

[xi] من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

[xii] انظر الملحق رقم (٦).

[xiii] هناك عدة دراسات نذكر منها :

-R. Price and P. Muller 1984 **'structural Budget Indicators and Fiscal Stance in OECD Economies**, OECD Economic Studies, Autumn .

- Chouraqui J., C. R. Hagemann and N. Sartor (1990), **"Indicators of Fiscal Policy : a Reexamination"**, Document de travail, Département des Affaires économiques et statistiques, OCDE, No. 78.

-Baccouche R., R. Bouazizet et M. Goaied (1997), **"Croissance potentielle et fluctuations conjoncturelles en Tunisie"**, Economie Internationale, No. 69, 1er trimestre.

[xiv] غ م :تعني غير معنوي عند حد معنوية ٥ %.

[xv] من اعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج *Eviews 7.0*

[xvi] انظر الملحق رقم (٣ و٥).

[xvii] حسب دراسة " Dorna" و " Borden" على مجموعة *EU* فان قيمة المرونة في الأجل الطويل لعلاقة "OKUN" بلغت أقصى قيمة لها في فنلندا (-٠,٣٤..%)، أما بالنسبة لعلاقة "Gordon" في بلجيكا وبلغت -٠,٠٠٩.

[xxx] انظر الملحق رقم (١).

المراجع :

١ - رمزي زكي، ١٩٩٨ ، الاقتصاد السياسي للبطالة ، "تحليل لأخطر مشكلات الرأسمالية المعاصرة"، عالم المعرفة، الكويت، ص ٣٦٤ -٣٦٥ .
٢- Mankiw N. Gregory, 2003, **Macroéconomie** , traduction de la 5eme édition américaine par Jean Houard, 3eme édition , édition De Boeck Univercity , Bruxelles, Belgique, p428.
٣- داود حسام و آخرون ، ٢٠٠٠ ،مبادئ الاقتصاد الكلي ، دار المسيرة للنشر و التوزيع، عمان ، الأردن، ص ١٥٣.
4- قدي عبد المجيد،2002 ،الإصلاحات الاقتصادية في الجزائر ومحاولة تقويمية 3ème trimestre Cahiers du CREAD n°61 / 3 ،الجزائر،٢٠٠٢، ص٥
٥- مولود حشمان، حاشية معلم ،٢٠٠٨، اتجاهات النمو الاقتصادي في الجزائر خلال الفترة ١٩٩٠ -٢٠٠٤ ،ص٣، الموقع:
http// :www.hms-koutla.net/Doc/Growth%20Algeria%20Hachmane%20M.pdf. date de consultation :17/10/2010.
٦- شيبي عبد الرحيم ، شكوري محمد ،٢٠٠٨، البطالة في الجزائر مقاربة تحليلية وقياسية ، المؤتمر الدولي حول "أزمة البطالة في الدول العربية "، القاهرة ، جمهورية مصر العربية : ١٧-١٨ مارس ٢٠٠٨ ، ص ١٧ . الموقع:
http// :www.arab-api/jodep/products/abstracts/abstracts-v10-2.pdf. date de consultation :17/10/2010.
٧- مجدي الشوربجي ،٢٠٠٥، أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا ، العدد ٦ ، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف ، الجزائر، ٢٠٠٥ ، ص ١٤٣-١٤٤.

8-Michael Burda & Charles Wyplosz, 2006,**Macroèconomie ,A l'èchelle européenne**,traduction de la 4eme èditon anglaise par Stanislas Standaert , 4eme èditon , èditon De Boeck Univercity , Bruxelles,Belgique, p322- 324.

9-Durand, J., Huchet-Bourdon. 2003, **« La loi d'Okun comme indicateur de disperion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? »**; Communication , in Journées de l'Association françaises de sciences économiques ; Lille 26-27 , mai 2003, p 3.
cite :www.lille1.fr/afsemedee/communications/huchetbourdon.marilyne.pdf. date de consultation :15/10/2010.

10-Musette Saib, Hamouda Nacereddine, **Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie,** .١٩in :les cahiers du CREAD : Alger, N°46/47, 1er trimestre 1999,1999, P 1

11- Hénin.P.Y., Jobert.T., 199٩, **« La persistance du chômage, caractérisation et mesure »**, Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, document n°2 ,p5. Cite :annales.ensae.fr/anciens/n44/vol44-02.pdf. date de consultation :15/10/2010

12-Arture Charpentier, 2005,cours de séries temporelles, Théorie et Application, Dauphine, université de Parie , ENSAE, volume 2, p 6-7.

13-Pesaran M H. Shin Y.and Smith R J ,**Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships** ,Journal of Applied Econometrics, 2001,p20. in the cite :http// :www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1.pdf , Date of consultation :11/11/2010.
14- Régis Bourbonnais, **économétrie**, 5 édition , édition Dunod , paris, France, 2004,p108.

15- Papa Lamine DIOP,**2000, Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA,** , UNION MONETAIRE OUEST AFRICAIN, N° 506, Août/Septembre, p3.
Cite :www.bceao.int/internet/bcweb.nsf/files/er23.pdf/FILE/er23.pdf. date de consultation :15/10/2010.
16-Doz C., G. Rabault et N. Sobczak 1995, "Décomposition tendance-cycle : estimations par des methods statistiques univariées", Economie et Prévision, No. 120, 4ème trimestre.
17-Conway, P and B Hunt 1997, **'Estimating Potential Output: a semi-structural approach'** *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* G97/9, Wellington, New Zealand.

الملاحق

الملحق رقم (1): البيانات الإحصائية لمتغيرات الدراسة القياسية خلال الفترة ١٩٨٨- ٢٠٠٩.

السنوات	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (٧)	U	معدل التشغيل (%)	الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل(٧)	معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل (%)
١٩٨٨	3317,4	20,50	36,35	٢٦٣٣٥٦,٤	٤,٣٤-
١٩٨٩	3463,3	21,90	35,25	٢٦٥٦٩٦,٥	٠,٨٩
1990	3491,0	19,80	34,8	٢٥٨٧٧٢,٣	٢,٦١-
1991	3449,1	20,30	34,74	٢٤٦٩٩٤,٤	٤,٥٦-
1992	3508,7	21,30	34,41	٢٤٢٦٩٩,٢	١,٧٣-
1993	3434,6	23,20	33,7	٢٢٩٥٤٢,٣	٥,٤٢-
1994	3404,4	24,40	35,23	٢١٩٨٩٤,٢	٤,٢-
1995	3533,8	28,10	33,94	٢٢٠٦١٥,١	٠,٣٣
1996	3679,4	28,20	33,96	٢٢٢١٠٧,٧	٠,٦٨
1997	3719,2	28,60	33,95	٢١٧١٦١,٩	٢,٢٣-
1998	3909,6	28,00	33,87	٢٢٠٩٧١,٤	١,٧٥
1999	4034,7	29,24	33,25	٢٢٠٩٣١	٠,٠٢-
2000	4123,5	29,50	33,14	٢١٨٩٦٩,٩	٠,٨٩-
2001	4232,6	27,30	34,01	٢١٨١٨٧,٣	٠,٣٦-
2002	4432,4	25,70	34,66	٢٢٢٠٩٢,٩	١,٧٩
2003	4736,8	23,70	32,58	٢٣٠٨٩٦,٦	٣,٩٦
2004	4983,2	17,70	34,67	٢٢١٥٣٣,٢	٤,٠٦-
2005	5236,6	15,30	34,74	٢٢٢٣٤٩,٧	٠,٣٧
2006	5339,9	12,30	37,28	٢٢٤٤٧٩,٣	٠,٩٦
2007	5497,7	13,8	35,26	٢٢٥٥٥٩,٣	٠,٤٨
2008	5630,3	11,30	36,97	٢٢٧٦١٣,٣	٠,٩١
2009	4948,4	10,20	٣٨,١١	٢٢٨٣٦٠,٢	٠,٣٣

المصدر: الديوان الوطني للإحصائيات (O.N.S) ،من موقع الديوان:

http://www.ons.dz/

تاريخ الاطلاع :٢٠١٠/٠٤/٢٣.

– قيم سنة ٢٠٠٩ :

Ambassade de France en Algérie -service économique régional- Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie, référence déjà cité .

Y:الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي باستعمال مكمش سنة ٢٠٠٠ (بالمليار دينار).

U: معدل البطالة.

معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي لكل عامل من إعداد الطالب.

الملحق رقم (٢) : تطور البطالة و الناتج المحلي الحقيقي و اتجاههما العام خلال الفترة ١٩٨٨-٢٠٠٩.

السنوات	tr	$\log U_t$	$\log U_t^T$ (١)	U_t^e	$\log Y_t$	(٢) $\log Y_t^T$	Y_t^e
١٩٨٨	0	1,31175386	1,291156	0,02059786	3,52079262	3,494184	0,02660862
١٩٨٩	0	1,34044411	1,307883	0,03256111	3,53949913	3,505662	0,03383113
١٩٩٠	0	1,29666519	1,32461	-0,02794481	3,54295364	3,51714	0,02581364
١٩٩١	0	1,30749604	1,341337	-0,03384096	3,53771058	3,528618	0,00909258
١٩٩٢	0	1,3283796	1,358064	-0,0296844	3,54514417	3,540096	0,00504817
١٩٩٣	0	1,36548798	1,374791	-0,00930302	3,53588092	3,551574	-0,01569308
١٩٩٤	0	1,38738983	1,391518	-0,00412817	3,53204488	3,563052	-0,03100712
١٩٩٥	0	1,44870632	1,408245	0,04046132	3,5482421	3,57453	-0,0262879
١٩٩٦	0	1,45024911	1,424972	0,02527711	3,56977355	3,586008	-0,02023445
١٩٩٧	0	1,45636603	1,441699	0,01466703	3,5704458	3,597486	-0,0270402
١٩٩٨	0	1,44715803	1,458426	-0,01126797	3,59219687	3,608964	-0,01682713
١٩٩٩	0	1,46597737	1,475153	-0,00917563	3,60581657	3,620442	-0,01462543
٢٠٠٠	0	1,46982202	1,49188	-0,02205798	3,61526746	3,63192	-0,01665254
٢٠٠١	1	1,43616265	1,436357	-0,00019435	3,62860882	3,643398	-0,01678918
٢٠٠٢	2	1,40993312	1,380834	0,02909912	3,64663536	3,654876	-0,00824064
٢٠٠٣	3	1,37474835	1,325311	0,04943735	3,67548777	3,666354	0,00913377
٢٠٠٤	4	1,24797327	1,269788	-0,02181473	3,69750676	3,677832	0,01967476
٢٠٠٥	5	1,18469143	1,214265	-0,02957357	3,71905004	3,68931	0,02974004
٢٠٠٦	6	1,08990511	1,158742	-0,06883689	3,72753267	3,700788	0,02674467
٢٠٠٧	7	1,13987909	1,103219	0,03666009	3,74018321	3,712266	0,02791721
٢٠٠٨	8	1,05307844	1,047696	0,00538244	3,75053086	3,723744	0,02678686
٢٠٠٩	9	1,00860017	0,992173	0,01642717	3,69446512	3,735222	-0,04075688

المصدر: بالاعتماد على معطيات الملحق رقم (٢).

(١) :الاتجاه العام للبطالة بالاعتماد على العلاقة (١٤).

(2) :الاتجاه العام للناتج بالاعتماد على العلاقة (١٥).

الملحق رقم (٣) : تقدير علاقة 'أوكن' البسيطة .

نتائج تقدير علاقة 'أوكن' البسيطة التالية: $d\log U_t = \alpha + \beta \cdot d\log Y_t + \varepsilon_t$ بالاستعانة ببرنامج Eviews تكون كما يلي:

Dependent Variable: DLOGU
Method: Least Squares
Date: 01/02/11 Time: 17:31
Sample (adjusted): 1989 2009
Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOGY	-0.151846	0.642928	-0.236179	0.8158
C	-0.017180	0.017293	-0.977180	0.3971
R-squared	0.002927	Mean dependent var		-0.014436
Adjusted R-squared	-0.049550	S.D. dependent var		0.049577
S.E. of regression	0.050790	Akaike info criterion		-3.031842
Sum squared resid	0.049013	Schwarz criterion		-2.932363
Log likelihood	33.83434	Hannan-Quinn criter.		-3.010252
F-statistic	0.055781	Durbin-Watson stat		1.762428
Prob(F-statistic)	0.815821			

نلاحظ ان كل قيم t المقابلة للمعلمات اصغر من قيمها الجدولية وكذلك الأمر بالنسبة لقيمة فيشر f وعليه يمكن تأكيد أن كل معلمات النموذج لا تختلف معنويا عن الصفر إضافة إلى وجود مشكل الارتباط الخطي للأخطاء (صغر قيمة DW) وقيمة معامل التحديد الصغيرة جدا ومنه يعتبر هذا النموذج مرفوض إحصائيا.

الملحق رقم (٤) : مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المستخدمة في تقدير معادلة 'أوكن' الديناميكية.

	DLOGU(-2)	DLOGU(-4)	DLOGY	DLOGY(-1)	DLOGY(-4)
DLOGU(-2)	١				
DLOGU(-4)	-٠.٥١	١			
DLOGY	٠.٤٧	-0.٣٦	١		
DLOGY(-1)	-٠.٠٦	-0.٢٢	-0.٤١	١	
DLOGY(-4)	0.٢٣	0.٣٣	0.٢٢	-0.٦١	١

الملحق رقم (٥): تقدير نموذج غوردن البسيط:

نتائج تقدير النموذج البسيط باستعمال طريقة المربعات الصغرى والاعتماد على برنامج *Eviews* كانت على النحو الآتي:

نتائج تقدير علاقة 'غوردن' البسيطة.

Dependent Variable: LOGUCT
Method: Least Squares
Date: 11/21/10 Time: 20:42
Sample: 1988 2009
Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGYCT	-0.247416	0.272683	-0.907339	0.3750
C	0.000195	0.006374	0.030602	0.9759
R-squared	0.039536	Mean dependent var		0.000125
Adjusted R-squared	-0.008487	S.D. dependent var		0.029765
S.E. of regression	0.029892	Akaike info criterion		-4.095929
Sum squared resid	0.017871	Schwarz criterion		-3.996743
Log likelihood	47.05521	Hannan-Quinn criter.		-4.072563
F-statistic	0.823264	Durbin-Watson stat		1.419903
Prob(F-statistic)	0.375031			

حيث المعادلة المقدرة هي : $U_t^c = -0.247 \cdot Y_t^c + 0.00019$ .....(24.4)

نلاحظ أن كل من اختبار ستيودنت وفيشر لا يرفض فرضية انعدام معامل المتغيرة المفسرة، كما أن معامل التحديد ضعيف زيادة على احتمال وجود ارتباط في الأخطاء ($DW = 1.3$) و عليه سوف نعتمد على علاقة 'غوردن' المطورة كما سيأتي لاحقا، غير أن هذه العلاقة مهمة كتحليل أولي لقانون "أوكن" ،أين نجد علاقة عكسية بين المتغيرتين كما يظهر في الشكل التالي الذي يمثل سلسلتي الفارق بين معدل البطالة و اتجاهه العام U_t^c و الفارق في كل من الناتج المحلي الإجمالي و اتجاهه العام Y_t^c.

الملحق رقم (٦): مصفوفة معاملات الارتباط للمتغيرات المفسرة المستخدمة في تقدير علاقة 'غوردن' المطورة :

	LOGUCT(-1)	LOGUCT(-3)	LOGUCT(-4)	LOGUCT(-5)	LOGYCT	LOGYCT(-1)	LOGYCT(-2)	LOGYCT(-3)	LOGYCT(-4)	LOGYCT(-5)
LOGUCT(-1)	1									
LOGUCT(-3)	-0.26	1								
LOGUCT(-4)	0.65	-0.47	1							
LOGUCT(-5)	-0.46	0.34	-0.6	1						
LOGYCT	0.08	-0.46	0.21	-0.27	1					
LOGYCT(-1)	-0.58	0.28	-0.57	0.62	-0.38	1				
LOGYCT(-2)	0.62	-0.28	0.64	-0.65	0.25	-0.67	1			
LOGYCT(-3)	-0.17	0.13	-0.18	0.29	-0.3	0.364	-0.54	1		
LOGYCT(-4)	0.08	0.252	-0.01	-0.26	0.19	-0.37	0.33	-0.63	1	
LOGYCT(-5)	-0.28	-0.125	-0.06	0.44	-0.06	0.57	-0.48	0.28	-0.68	1