المضامين التطبيقية لقانون Okun، كأداة تنبؤية لصنّاع السياسة النقدية: دراسة تحليلية في الولايات المتحدة والعراق للمدة 1984-2015

أ.د. صبحي حسون*

المستخلص

تبرز أهمية هذا الموضوع في كون علاقة قانون Okun تتميز بالبساطة، لأنها تتضمن متغيرين اقتصاديين كليين هامين فقط، كما ان لهذه العلاقة دعم تطبيقي. وتتجلى أهمية هذا البحث في أنه يتناول امكانية استخدام هذا القانون كأداة تنبؤية مفيدة لصنّاع السياسة النقدية، ويتساءل ما إذا كان يمثل علاقة موثوقة ومستقرة عبر الزمن، وعبر الدورة التجارية، وعبر الدول. ويهدف البحث إلى إعطاء صورة موسعة عن ماهية هذا القانون، ومضامينه التطبيقية بالنسبة للسياسة النقدية، ومدى إمكانية استخدامه كأداة تنبؤية لرسم معالم السياسة النقدية مستقبلاً، بالإضافة إلى بيان علاقته بمنحنى Phillips، وأبراز الناتج المفقود بسبب البطالة.

ويضع البحث الفرضية الآتية: يمكن الاستفادة من العلاقة العكسية بين البطالة ومستوى الناتج، عند تحققها، للتنبؤ بكنه السياسة النقدية مستقبلا. ويجري تقسيم البحث إلى عدة أجزاء لإعطاء تصور عن مفهوم قانون Okun، وصيغته العامة، وإمكانية تفسيره، بالإضافة إلى التطرق إلى مضامينه التطبيقية بخصوص تنفيذ السياسة النقدية، من خلال أستخدام ذلك القانون كأداة تنبؤية ناجعة ودقيقة لتحديد كنه السياسة النقدية في المستقبل. ويتبع البحث منهجية التحليل النظري والكمي لتوضيح هذا القانون، ومضامينه في ظل الإطار التطبيقي. وينتقي البحث دولتين، ذات مستوى تطور اقتصادي متباين لعينته، على سبيل المقارنة، وهما الولايات المتحدة والعراق، كإطار مكاني للبحث، خلال مدة زمنية تمتد من 1984 لغاية 2015، كإطار زمني للبحث. وتوصل البحث إلى تحقق فرضية البحث، فقط، على الولايات المتحدة، لتحقق شرط العلاقة العكسية (المعاملβ سالب، أي مدى استجابة البطالة لتغيرات الناتج) بين متغيري القانون. أما بالنسبة للعراق، فلا ينطبق عليه القانون بنفس السنة، وإنما بتباطؤ سنة واحدة، كما أكد ذلك أنموذج ARDL.

Abstract

The importance of this topic highlights the fact that the relationship of Okun law is characterized by simplicity, because it includes only two important macroeconomic variables, and this relationship, also, has practical support. While ,*the importance of this research* lies in that it deals with the possibility of using this law as a useful predictive tool for makers of monetary policy, wondering whether it is a reliable and stable relationship over time, across the business cycle, and across countries.

***The research aims* to give an extended view about what this law images, its applied implications for monetary policy, and the possibility of using it as a predictive tool to draw of future monetary policy parameters, in addition to the statement of its relationship with Phillips curve, and highlights the lost output due to unemployment.**

The research presents the following *hypothesis*: The inverse relationship between unemployment and the level of output, when achieved, can be used to predict future monetary policy formation.

* عضو هيئة تدريسية / الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد.

The research is being divided into several sections to give an idea about the concept of Okun law, its public form, and the possibility of its interpretation, in addition to its applied implications regarding the implementation of monetary policy, through the use of that law as an effective and accurate predictive tool to determine the situation of the monetary policy in the future.

The research follows the methodology of theoretical and quantitative analysis to clarify this law, and its implications under the applied framework. The research identifies two countries, with varying levels of economic development in comparison, the United States and Iraq, as a spatial framework for research, over a period of time from 1984 to 2015, as a time frame for research.

The research reached the realization of the hypothesis of research, only on the United States, to achieve the condition of the inverse relationship (coefficient β negative, i.e. the extent of the unemployment response to the changes in output) between the variables of the law. As for Iraq, the law does not apply to the same year, but a slowdown of one year, as confirmed by the ARDL model.

المقدمة

بالمقارنة مع الأسواق الأخرى، قد يتأثر سوق العمل، على نحو أكبر، بالعوامل الاجتماعية والسياسية، هذا ناهيك عن الأزمات والصدمات الاقتصادية والمالية. ويعتمد عرض العمل، ومن ثم سعر العمل (الأجر)، عادة، على نشاط السكان الكلي، والسكان القابل للاستخدام (الجزء من السكان في سن العمل). وعموماً، يتأثر عرض العمل والطلب عليه بالعمر والتعليم والجنس والأجر وتركيب، أو هيكل، العمل ومستوى التكنولوجيا المستخدمة في العملية الانتاجية وحركة قوة العمل داخليا وامكانية الهجرة ما بين الدول، وغير ذلك.

كما يتأثر سوق العمل، كثيرا، باستيراد وتصدير موارد العمل. فبينما يرفع استيراد العمل (زيادة الاستخدام) الناتج القومي، فإن تصدير القوى العاملة بقصد تخفيض البطالة يرفع، كثيرا، الدخل أو الناتج القومي، أيضا، بسبب مساهمة العمل المُستخدَم برفع الناتج، من جهة، وتدفق التحويلات من المواطنين العاملين بالخارج إلى الداخل، من الجهة الأخرى.

ويعد معدل البطالة عاملاً هاماً يؤثر بالتوازن في سوق العمل والنمو الاقتصادي، أو الناتج القومي، باعتباره عاملا مرسخا للاختلالات الاقتصادية الكلية، طالما ان هناك قدرا من العمل مطلوبا أكثر، عادة، لإنتاج سلع وخدمات أكثر. وهذا العمل الاوسع يمكن ان يأتي، أما عن طريق اشتغال العمال السائدين ساعات أطول، أو استئجار عمل أكثر (زيادة التشغيل، أو تقليل البطالة).

ان تحقيق الانجازات بواسطة متغيرين هما (التغير في كل من البطالة والناتج) في ظل العلاقات الاقتصادية والاجتماعية والسياسية السائدة في دولة ما، في وقت ما، هو أمر هام، على وجه الخصوص، للسلامة الاقتصادية والاجتماعية والسياسية. إلا ان تخفيض البطالة، وزيادة التشغيل،

هي عملية صعبة جدا. والسبب في ذلك يعود الى طبيعة بعض اسواق العمل، التي تتسم بحركة منخفضة للعمل، وتباين مرتفع للأجور في القطاعات الاقتصادية المختلفة، وارتفاع التضخم.

وتبرز أهمية هذا الموضوع في كون علاقة قانون Okun تتميز بالبساطة، لأنها تتضمن متغيرين اقتصاديين كليين هامين فقط، كما ان لهذه العلاقة دعم تطبيقي. وتتجلى أهمية هذا البحث في أنه يتناول إمكانية استخدام هذا القانون كأداة تنبؤية مفيدة لصنّاع السياسة النقدية، ويتساءل البحث ما إذا كان هذا القانون يمثل علاقة موثوقة ومستقرة عبر الزمن، وعبر الدورة التجارية، وعبر الدول. وازداد اهتمام الباحثين بالمضامين التطبيقية لهذا القانون، خصوصا بعد الركود العظيم Great recession في خريف 2008، بسبب الزيادة غير الطبيعية لمعدل البطالة في معظم دول العالم، على نحو أكبر من حالات الركود السابقة. مما يشير ربما إلى حصول إنحراف في هذا القانون، وأنه قد يضحى علاقة غير متناسقة عبر الدورة التجارية.

وتدور *مشكلة البحث* حول تعرض صنّاع السياسة النقدية إلى صعوبات جمة في عملية التنبؤ بكنه هذه السياسة مستقبلا، عند شروعهم باتخاذ قرارات حاسمة بخصوص تلك السياسة، وحاجتهم إلى وسائل ناجعة للقيام بذلك التنبؤ بأقصى دقة ممكنة، بحيث تتجه قراراتهم المستقبلية الوجهة الصحيحة والمرغوبة، دون ان يحيق بالاقتصاد آثار سلبية غير مرغوبة.

ويهدف البحث إلى إعطاء صورة موسعة عن ماهية هذا القانون، ومضامينه التطبيقية بالنسبة للسياسة النقدية، ومدى إمكانية استخدامه كأداة تنبؤية لرسم معالم السياسة النقدية مستقبلا، بالإضافة إلى بيان علاقته بمنحنى Phillips، وإبراز الناتج المفقود بسبب البطالة.

ويضع البحث *الفرضية* الآتية: يمكن استخدام العلاقة العكسية بين البطالة ومستوى الناتج للتنبؤ بكنه السياسة النقدية مستقبلا.

تم *تقسيم* البحث إلى عدة أجزاء لإعطاء تصور عن مفهوم قانونOkun ، وصيغته العامة، وإمكانية تفسيره، بالإضافة إلى التطرق إلى مضامينه التطبيقية بخصوص تنفيذ السياسة النقدية، من خلال استخدام ذلك القانون كأداة تنبؤية ناجعة ودقيقة لتحديد كنه السياسة النقدية في المستقبل.

ويتبع البحث *منهجية* التحليل النظري والكمي لتوضيح هذا القانون، ومضامينه في ظل إطاره التطبيقي. وينتقي البحث دولتين من مناطق مختلفة، ومستوى تطور اقتصادي متباين لعينته، على سبيل المقارنة، وهما الولايات المتحدة والعراق، كإطار مكاني للبحث، خلال مدة زمنية تمتد من 1984 لغاية 2015، كإطار زمني للبحث.

مفهوم قانون Okun Concept of Okun law

يؤكد قانون Okun [1] على أنه مع كل زيادة في الناتج المحلي الإجمالي (GDP) بنسبة 3%، يزداد معدل الإستخدام (التشغيل) بنسبة 1%. بمعنى، أنه توجد علاقة طردية بين (GDP) والاستخدام. وبكلمات أخرى، مع كل زيادة (انخفاض) في معدل البطالة بنسبة (1%)، فوق (دون) مستوى معدلها الطبيعي [2] ينخفض (يرتفع) نمو (GDP) بنسبة 3%، دون (فوق) نموه الاتجاهي، أو الطبيعي (الناتج المحتمل) [3] ، أو ان زيادة (انخفاض) بنقطة مئوية في معدل نمو الناتج متزامنة مع انخفاض (ارتفاع) ب 0.3 نقطة مئوية في معدل البطالة. بمعنى إنه توجد علاقة عكسية بين البطالة و(GDP). وهذا يشير إلى ان علاقة تغير البطالة (الاستخدام) مع تغير الناتج ليس تغير واحد مقابل واحد، وإنما بنسبة 1 إلى 3 (3:1). [4] وسنوضح، لاحقاً، لماذا يكون تغير البطالة أقل من تغير الناتج في هذه العلاقة.

ويشير قانون Okun إلى أنه يجب ان يساوي معدل البطالة معدلها الطبيعي للمحافظة على معدل نمو(GDP) ثابتا. ولذلك، إذا أريد أن رفع معدل نمو(GDP)، فيجب تخفيض البطالة (زيادة الاستخدام) بشكل أكبر من معدلها الطبيعي. وبالتالي، يجب السعي لتحقيق الاستخدام الكامل، والقضاء على البطالة، لتعظيم الناتج.

وعموما، تظهر البطالة، أو انعدام الوظائف joblessness، حيثما لا يجد الأفراد، في سن العمل، الذين لديهم الرغبة والقدرة على العمل، وظائف معينة، تتلاءم مع مهاراتهم، على الرغم من بحثهم بفاعلية عن تلك الوظائف، وقبولهم بالأجر السائد في السوق. وتعني البطالة ان جزء من موارد

---

[1] يُنسب هذا القانون الى الاقتصادي الامريكي Arthur Melvin Okun (1928-1980)، والذي نشر في عام 1962، قانونه في ورقة بحثية بعنوان: " Potential GNP: its Measurement and Significance", in Proceedings of the Business and Economics, Statistics Section, American statistical Association, Washington, 1962, PP. 98-103.

[2] يقصد **بالمعدل الطبيعي للبطالة** natural rate of unemployment، او كما يدعى بمعدل البطالة عند التضخم غير المتصاعد (المستقر) Non-Accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU)، بانه اقل معدل يمكن ان يحافظ عليه الاقتصاد ثابتا في الاجل الطويل. ويسود هذا المعدل عندما يكون الناتج عند مستوى استخدامه الكامل. فعندما يعمل الاقتصاد عند هذا المستوى، يكون معدل البطالة الفعلي، او الجاري، عند مستواه الطبيعي. بينما عندما تكون البطالة دون مستواها الطبيعي، يعمل الاقتصاد عند مستوى اعلى من مستوى الاستخدام الكامل، والعكس بالعكس. ويتضمن هذا المعدل الطبيعي للبطالة حاصل جمع كل من البطالة الهيكلية والاحتكاكية، مع استبعاد البطالة الدورية. ويقصد بالبطالة الهيكلية structural هي تلك البطالة الناجمة عن سوء التوافق بين ما يحتاجه سوق العمل من مهارات وما يعرضه العمل. اما البطالة الاحتكاكية frictional، فهي تشير الى المدة الزمنية التي يبحث فيها العمل عن وظيفة اخرى، عند تغيير مهام العمل، او عند تغيير المنطقة الجغرافية. بينما ترتبط البطالة الدورية cyclical بالاتجاهات الدورية ضمن الدورة التجارية، حيث تنخفض هذه البطالة عند الوصول الى الحد الاقصى لهذه الدورة، لان الناتج يصل لأقصاه، والعكس بالعكس.

[3] **الناتج المحتمل** potential output هو اقصى مستوى للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي يمكن استدامته عبر الاجل الطويل، حيثما تكون الموارد المتاحة بحالة استخدام كامل، ويكون معدل التضخم مستقرا. بكلمات اخرى، انه مقدار ما ينتجه الاقتصاد تحت ظروف الاستخدام الكامل، والاخير يشير الى مستوى منخفض للبطالة بما يكفي لإنتاج أكبر ما يمكن، بدون توليد ضغوط تضخمية كبيرة. وإحدى طرق تقدير الناتج المحتمل هي انه إذا افترضنا ان الاستخدام الكامل يتحقق عندما تكون البطالة 4% مثلا، فطبقا لهذا الافتراض، واعتمادا على معادلة الفجوة لقانونOkun ، التي سنوضحها لاحقا، يمكن تكوين سلسلة معينة للناتج المحتمل.

[4] قُدرت هذه النسبة في دراسات تطبيقية عديدة بعدOkun ، لتكون (2:1) بدلا من (3:1)، كما اعتقد Okun. وعموما، تكون هذه النسبة حساسة (متغيرة) ازاء عوامل عديدة، منها المنطقة الجغرافية، والمدة الزمنية، وغيرها.

العمل غير مستغل بشكل كفوء ، وتقاس بمعدل [1] ، يحتسب كنسبة مئوية من قوة العمل [2] ،التي تعني عدد الأفراد في سن العمل (بعمر 15–65 سنة)، والذين يرغبون بالعمل وقادرين عليه، ويبحثون عنه بفاعلية، أو انهم مُستخدمون فعلا. بينما يقصد بالناتج المحلي الإجمالي القيمة السوقية لجميع السلع والخدمات النهائية المنتجة في دولة معينة خلال مدة معينة، عادة ما تكون سنة. وبإيجاز، يمكن توضيح العلاقة بين البطالة والناتج (قانون Okun) بالمخطط الآتي :

↑ نسبة الاستخدام (التشغيل) ← ↓ معدل البطالة ← ↑ معدل النمو الاقتصادي (الناتج).

ويلاحظ ان رفع النمو يتطلب سياسات من جانب الطلب (حسب التحليل الكينزي)، أو من جانب العرض (عن طريق دعم أو تحفيز المنتجين). وزيادة النمو (في حالة الانتعاش) يتطلب قوة عمل إضافية يمكن الحصول عليها من فائض العمل المتراكم عن مدة سابقة. وبالعكس، عادة ما يترافق معدل النمو المنخفض، أو حتى السالب (في حالة الركود)، مع ارتفاع معدل البطالة، إذ يفقد العمال وظائفهم في تلك الحالة.

الصيغة العامة لقانون General form of Okun's law

عادة ما تتخذ الصيغة العامة لقانون Okun المعادلة الآتية: [3]

$$OG = Y_t - Y_{pt} / Y_{pt} = 2 (u_t - u_{nt}) \quad ....(1)$$

إذ ان:(OG) فجوة الناتج [4] ، (Y_t) الناتج الفعلي لسنة ما (t)، (Y_{pt}) الناتج المحتمل ، لسنة ما (t) ، (u_t) معدل البطالة الفعلي، أو الجاري لسنة ما (t)، (u_{nt}) معدل البطالة الطبيعي لسنة ما (t). وطبقا للعلاقة العكسية بين البطالة والناتج، المذكورة آنفا، يجب ان يساوي معدل نمو الناتج (g_{yt}) سالب التغير في البطالة ($\Delta u = (u_t - u_{t-1})$ ، اي: [5]

$$g_{yt} = - (u_t - u_{t-1}) \quad .....(2)$$

---

[1] يقاس معدل البطالة بقسمة عدد المعطلين على قوة العمل الكلية.

[2] تتألف قوة العمل labour force من المستخدمين فعلا والمعطلين. والافراد اما ان يكونون مستخدمون، او معطلون، او خارج قوة العمل. فالمستخدمون هم الذين يعملون فعلا. والمعطلون هم الذين لا يعملون حاليا، الا انهم يبحثون بفاعلية عن العمل، ولديهم قدرة ورغبة بالعمل. والفئة الاخيرة هم افراد اما لا يبحثون عن العمل حاليا، او لا يعملون إذا وجدوا عملا.

[3] Fernald, John, "Productivity and Potential Output before, during, and after the Great Recession", FRB San Francisco working Paper, 18, 2014, P.36.

[4] **فجوة الناتج** (OG) output gap هي الفرق بين الناتج الفعلي والناتج المحتمل، اي $OG=Y_t-Y_{pt}$. فاذا كانت نتيجة هذه المعادلة موجبة، اي ان الناتج الفعلي أكبر من نظيره المحتمل، دل ذلك على وجود توسع في الاقتصاد (فجوة تضخمية)، لان الطلب الكلي يكون متفوقا على العرض الكلي. اما إذا كانت نتيجة المعادلة سالبة، دل ذلك على وجود فجوة انكماشية (ركود).

[5] في قانون Okun، ذُكرت البطالة على انها متغير تابع (معتمد)، الا ان بعض الدراسات التطبيقية اللاحقة اعتبرت الناتج المحلي الاجمالي، احيانا، هو المتغير المعتمد.

وعن طريق استخدام عدد كبير من السنوات للبيانات المتاحة عن البطالة والناتج (في الجزء التطبيقي من البحث) لأية دولة، فان الخط الذي يمثل هذه البيانات يُعطى بالمعادلة الاتية: [1]

$$\Delta g_y = - \beta \Delta u \ldots\ldots (3)$$

إذ أن β هو معامل Okun (Okun coefficient)، والذي يُعبر عن النسبة التي يتغير بها نمو الناتج، بالمقارنة مع المدة السابقة، عندما تتغير البطالة (الاستخدام)، بنسبة 1%، أو هو مدى إستجابة الناتج لتغيرات البطالة. ويقاس هذا المعامل بالنسبة ($\beta=\Delta Y/\Delta U$).

وإشارة السالبة له تدل على العلاقة العكسية بين البطالة والناتج، المذكورة سلفا. وعموما، يوضح المعامل الأثر على نمو الناتج، المتولد من انحراف البطالة عن مستواها الطبيعي. فمثلاً، ان قيمة معينة ل β، ولتكن 0.4، تشير إلى أن انخفاض (ارتفاع) معدل البطالة بنسبة 1% عن مستواها الطبيعي يؤدي إلى نمو الناتج بنسبة 0.4 % فوق (دون) مستواه الطبيعي. ويعتمد هذا المعامل على عوامل عديدة [2] ، أهمها كلف تغيير الاستخدام (البطالة)، وخصوصا كلف التدريب، وعدد العمال المضافون، حديا، إلى قوة العمل، ومرونة الاجور، والأزمات والصدمات، وغيرها.

وتكون قيمة هذا المعامل أقل من الواحد، مما يعكس استجابة ضعيفة للتغيرات في النمو الاقتصادي (الناتج) إزاء تغيرات البطالة. كما يعكس ايضا اختلاف الناتج وانتاجية العمل معا عبر الدورة التجارية، استجابة لاكتناز العمل (سنوضحه لاحقا). وعموما، ان الدول ذات أسواق العمل الأكثر مرونة يكون لها اكتناز عمل أقل، ومن ثم لها معاملات (β) أكبر. وعندما تخفف الدول القيود على سوق العمل، تزداد فيها المعاملات (β) عبر الزمن [3]، كما يلاحظ في الجدول أدناه:

الجدول (1): معاملات قانون Okun (β) في دول صناعية مختارة للمدة 1960-2006

الدولة	1960-1980	1981-2006
الولايات المتحدة	0.39	0.42
المانيا	0.20	0.29
المملكة المتحدة	0.15	0.51
اليابان	0.02	0.11

[1] Daly Mary, John Fernald, Oscar Jorda and Fernanda Nechio, "Okun's Macro scope and the Changing Cyclicality of underlying Margins of Adjustments", FRB San Francisco Working Paper, 32, 2013, P.37.

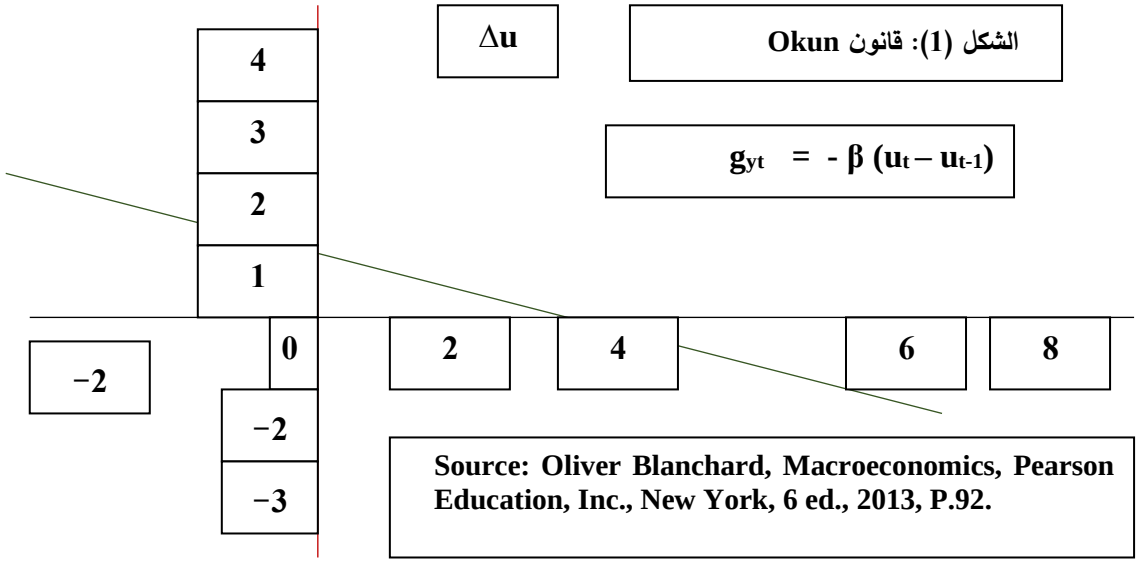
[2] Fendel, Ralf, Elisa Lis, and Jan-Christoph Rulke, "Do Professional Forecasters Believe in the Phillips Curve? Evidence from the G7 Countries", Journal of Forecasters, Vol.30, March 2011, P.268.

[3] Ball, L., Daniel Leigh, and Prakash Loungani, " Okun's Law: Fit at Fifty", NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, No. 18668, 2013, P.243.

Source: Knotek, Edward S., "How Useful Is Okun's Law?" FRB Kansas City Economic Review, Q IV, 2007, P.73.

من الجدول أعلاه، يلاحظ ارتفاع قيمة معامل Okun، عبر الزمن، في الدول المختارة، والتي ساد فيها أسواق عمل ذات مرونة منخفضة في المدة الاولى. وهذه المرونة المنخفضة تولد تغير معين في الناتج، على أثر تغير أقل في معدل البطالة (الإستخدام).

ويمكن كتابة المعادلة (3)، أعلاه، على النحو الاتي: (4) .. $g_{yt} = -\beta (u_t - u_{t-1})$ ،علما بأن-Y_t) [$g_{yt} = Y_{t-1}) / Y_{t-1}$]. ويمكن توضيح هذه العلاقة العكسية بين البطالة والناتج في الشكل أدناه:



من الشكل أعلاه ، يلاحظ العلاقة العكسية بين التغير في معدل البطالة ($\Delta u = u_t - u_{t-1}$) ،ومعدل نمو الناتج (g_{yt})، كنسبة مئوية . وعادة ما تتضمن الصيغة العامة لقانون Okun نسختين، تربطان بين البطالة (الاستخدام) والناتج. وفيما يلي توضيح لكل منهما.

1. نسخة التغير أو الفرق Difference version

تصف هذه النسخة العلاقة المتعاصرة contemporary (غير المتباطئة non-lagged) بين التغيرات في البطالة ونمو الناتج الحقيقي، إذ ترى أنه مع كل تغير في البطالة (الاستخدام) يتغير معدل نمو الناتج، أيضا. ويربط معامل Okun، كما ذكرنا، بين هذه التغيرات في كل من البطالة والناتج. وهنا، يمكن ان يستفيد صنّاع السياسة النقدية من معرفة قيمة المعامل (β) للتوصل إلى معرفة أثر تغير البطالة على نمو الناتج، ومن ثم ربط هذا النمو بنمو عرض النقد (موقف السياسة

النقدية، سواء أكانت توسعية أم تشدّدية)، بغية المحافظة على استقرار الأسعار (انظر الشكل 2). ويمكن ان تتخذ هذه الصيغة ، أو النسخة ، الشكل الآتي : [1]

$$(\Delta Y / Y) = \alpha + \beta\, \Delta u \ldots\ldots\ldots (5) \qquad \beta < 0$$

إذ ان: (ΔY) التغير في الناتج الفعلي من سنة لأخرى قادمة، ($\Delta Y/Y$) معدل نمو الناتج، أو النمو الاقتصادي، (α) الحد الثابت، ويمثل نمو الناتج المحتمل، (Δu) التغير في البطالة الفعلية من سنة لأخرى قادمة. وإذا كانت ($\Delta Y=0$)، فإن تغير البطالة اللازم لتحقيق معدل نمو مستقر (دون تغيير) للناتج يستخرج من المعادلة أعلاه بالنسبة ($\Delta u= -\alpha/\beta$)، او مدى السرعة التي يجب ان تتغير بها البطالة، للمحافظة على مستوى معين (ثابت) لنمو الاقتصاد. [2] وهذا يعني أن هناك معدل نمو طبيعي للبطالة يضمن فقط بقاء الناتج دون تغيير. وعندما يصبح معدل البطالة فوق (دون) المستوى الطبيعي لها، يبدأ التأثير بين البطالة والنمو بالظهور، حيث يتم الربط بين إنخفاض البطالة وارتفاع معدل النمو، والعكس بالعكس. بمعنى، إذا أراد صنّاع السياسة النقدية رفع (خفض) معدل نمو الناتج فوق (دون) مستواه المحتمل ،في وقت ما ،يجب ان يعملوا أولا على تخفيض (رفع) البطالة دون (فوق) مستواها الطبيعي .ولتحقيق الانخفاض في البطالة ،مثلاً، قد يتحتم على هؤلاء الصنّاع اتباع سياسة نقدية توسعية (زيادة عرض النقد) ،بما يتلاءم مع الناتج المزمع رفع معدل نموه ، بما يفضي إلى تحقيق استقرار الأسعار .وعند استخدام المعادلة أعلاه في الدراسات التطبيقية، تتحول للنحو الآتي: [3]

$$\Delta Y = \alpha + \beta\, \Delta u + \varepsilon_t \qquad \underline{\text{or}} \qquad (Y_t - Y_{t-1}) = \alpha + \beta\,(u_t - u_{t-1}) + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (6) \quad \beta < 0$$

2ـ نسخة الفجوة أو المستوى __ Gap version

توضح هذه النسخة العلاقة غير المتعاصرة non-contemporary (المتباطئة lagged) السائدة بين الاستخدام (البطالة) والناتج، إذ ترى انه عندما يتغير معدل البطالة بنسبة (1%) عن مستواها الطبيعي، يتغير الناتج عن مستواه المحتمل، بنسبة (0.5 –0.3%). وعند انخفاض البطالة، وارتفاع الناتج، فان ذلك يعني وجود وضع ايجابي يكتنف الاقتصاد. [4]

---

[1] Tillman, Peter, "Do FOMC Members Believe in the Okun's Law?" Journal of Economic Bulletin, Vol. 30, No.3, 2010, P.2398.

[2] Lal, I. Sulaiman, D. Anwer Jalil, M. and Hussain, A., Test of Okun's Law in some Asian Countries: Co-integration Approach, European Journal of Scientific Research, Vol. 40, No. 1, 2010, P. 48.

[3] لو اضحت المعادلة بعد التقدير $\Delta Y=0.30-0.07\Delta u$، فهذا يعني انه لو كان معدل البطالة في سنة ما صفر، فان ذلك يترافق مع زيادة في نمو الناتج ب (0.3) نقطة مئوية في ذات السنة. ولو أصبحت البطالة ($\Delta u=2.2$)، مثلا، يصبح ($\Delta Y=0.15$)، أو (15%). وطالما ان النسبة **($-\alpha/\beta$)** في هذه المعادلة أكثر قليلا من (4%)، ولو فرضنا ان الاستخدام الكامل يتحقق عندما يكون معدل البطالة (4%)، فإن انخفاض (ارتفاع) معدل البطالة يتزامن عادة مع نمو الناتج أسرع (ابطأ) من هذا المعدل (4%). اما المعامل (β)، فهو يتضمن بان كل نقطة مئوية يتغير بها معدل البطالة فوق (دون) (4%)، مرتبطة مع انخفاض (ارتفاع) الناتج ب (0.07) نقطة مئوية وهو امر هام بالنسبة لصنّاع السياسة النقدية، لأنهم يعتمدون على ذلك، من بين أمور أخرى، لتحديد معدل نمو عرض النقد مستقبلا.

[4] توجد نسختان اخريتان لقانون Okun، وهما النسخة الحركية dynamic، والتي تؤكد على ان البطالة الجارية والسابقة والناتج السابق تؤثر بالمستوى الجاري للناتج. والصيغة الشائعة لهذه النسخة هي $\Delta Y_t = \alpha+\beta_0\,\Delta u_t + \beta_1 Y_{t-1}+\beta_2 u_{t-1}+\varepsilon_t$. وهي تشبه نسخة الفرق، إلا انها لا تتضمن الارتباط المتعاصر (غير المتباطئ) بين تغيرات البطالة ونمو الناتج الحقيقي. والنسخة الاخرى هي نسخة دالة الانتاج production function، والتي تجمع بين دالة انتاج نظرية (طريقة معينة لجمع

ويمكن التعبير عن هذه النسخة بالصيغة الآتية: [1] $(Y_t - Y_{pt}) = \beta_0 + \beta_1 (u_t - u_{nt}) \ldots\ldots(7) \quad \beta_1 < 0$

وهذه النسخة أصعب من النسخة الأولى في الاستخدام التطبيقي، لأن كل من الناتج المحتمل (Y_{pt}) ومعدل البطالة الطبيعي (u_{nt}) لا يمكن قياسهما، وإنما يجب تقديرهما. وفي الدراسات التطبيقية، تستخدم المعادلة الآتية الممثلة لهذه النسخة:

$$(Y_t - Y_{pt}) = \beta_0 + \beta_1 (u_t - u_{nt}) + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots (8) \quad \beta_1 < 0$$

ولمعرفة ما إذا كان قانون Okun مستقرا عبر الزمن ،او عبر الدورة التجارية ،أم لا ،نستخدم المعادلة الآتية : [2]

$$Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta u_t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 u_{t-1} + \beta_4 u_{t-2} + \varepsilon_t$$

وإذا كانت نتيجة انحدار (تقدير) هذه المعادلة موضحة بالجدول أدناه، فهذا يعني ان تقديرات معاملات Okun الأصلية للمدة الأولى كانت قريبة جداً من تقديراتها بعد الحرب (المدة الثانية). ولهذا يطلق بعض الاقتصاديون على علاقة Okun بالقانون، لأنها كانت مستقرة عبر الزمن، كما يلاحظ من الجدول أدناه.

الجدول (2): معاملات Okun في الولايات المتحدة للمدة ما بعد الحرب العالمية الثانية

Variable	1948–1960	1948–2007
Constant	+0.38	+0.28
u_t	- 0.05	-0.05
Y_{t-1}	- 0.02	-0.02
Y_{t-2}	- 0.02	-0.01
u_{t-1}	+0.30	+0.31
u_{t-2}	-0.26	-0.12

-Source: Tillman, Peter, "Do FOMC Members Believe in the Okun's Law?" Journal of Economic Bulletin, Vol. 30, No.3, 2010, P.2398.

العمل وراس المال والتكنلوجيا لتوليد الناتج) مع نسخة معتمدة على نسخة الفجوة لقانون Okun، الا انه يصعب قياس راس المال والتكنولوجيا. لمزيد من التفاصيل، انظر: Abiodun S. Bankole & Basiru O. Fatai, "Empirical Test of Okun' s Law in Nigeria", International Journal of Economic Practices and Theories, Vol.3, No.33, July 2013.

[1] Abel, Andrew B. & Bernanke Ben S., Macroeconomics, Pearson Adison Wesley, New Your, 5 th. ed., 2005, P.46.

[2] Layard, R. Nickell, S. and Jackman, R., Unemployment: Performance and the Labour Market, Oxford University Papers, Oxford, Sec. Ed., 2005, P.180.

تفسير قانون Okun Interpretation of Okun's Law

لو فرضنا ان معدل البطالة يتغير بنسبة (u%)، وان (Y) هو التغير المئوي في الناتج المحلي، أو القومي، السنوي خلال سنة ما، فان قانون Okun يمكن ان تتخذ الصيغة الآتية: $Y=\alpha-\beta u$. وإذا افترضنا ان قيمة (α وβ) هي (3و2)، على التوالي، تصبح المعادلة: $Y=3-2u$. ان الرقم (3) يشير الى الزيادة المئوية في (Y) عندما تكون (u=0). بمعنى، ان معدل نمو الناتج هو 3%، بافتراض عدم تغير معدل البطالة ($\Delta u=0$). أما إذا ارتفعت البطالة (u) من (4.0 %) الى (7.5 %) (اي $\Delta u=3.5\%$)، مثلا، فعندئذ يجب ان ينخفض الناتج بنسبة (4 %) تقريبا، [اي $Y=\alpha-\beta u=3-2(3.5)=-4$]. وإذا كانت قيمة (Y) في سنة معينة نفس قيمته في سنة سابقة، بمعنى ان ($\Delta Y=0$)، فتكون(u): ($0=3-2u$)، ومن ثم (u=1.5). بمعنى ان البطالة يجب ان تكون بنسبة (1.5%) في تلك السنة. وهكذا تؤثر البطالة بالناتج، إذ ان انخفاض الاستخدام (زيادة البطالة) يفضي إلى انخفاض معدل نمو الناتج. وهذه العلاقة السائدة بين الوظائف المتاحة (الاستخدام او البطالة) والناتج، هو ما يدعى بقانون Okun. ان هذا القانون يؤكد على ان انخفاض البطالة بنسبة (0.5) تفضي إلى التنبؤ بزيادة معدل نمو الناتج بنسبة 1% (طبقا للنسبة 2:1 بينهما). وهنا يتحتم على صنّاع السياسة النقدية، استنادا إلى هذا التنبؤ، ابقاء الاقتصاد ينمو بنسبة 1%، ليكون عند مستواه المحتمل، في الأجل الطويل، عن طريق المحافظة على معدل بطالة ثابت، وعند مستواه الطبيعي. وكل ذلك يمكن ان ينعكس، إيجابيا، على استقرار الأسعار (التضخم)، وهو الهدف الأساس للسياسة النقدية. وبذلك، يولد قانون Okun حدس معين، يؤكد بأن زيادة الناتج، أو العرض، تعني ان أفراد أكثر يعملون في دولة ما في وقت ما، أي عندما يحصل جميع القادرين والراغبين بالعمل على الوظائف المتوفرة، كل منهم حسب مؤهلاته، بمعنى، زيادة معدل الاستخدام (انخفاض البطالة). وهذا الاستخدام المرتفع يفضي إلى رفع الطلب، لان زيادة الاستخدام تولد زيادة في الاجور الموزعة على العمال، مما يمكنهم من زيادة انفاقهم (رفع الطلب) على مختلف السلع والخدمات. وفي نهاية الأمر يزداد الناتج، وربما يرتفع التضخم.

وعموماً، يمكن تفسير العلاقة الطردية بين معدل الاستخدام ونمو GDP، والعلاقة العكسية بين معدل البطالة ومعدل نمو الناتج، في النقطتين الآتيتين:

1- اكتناز العمل labour hording

عندما ينخفض الطلب على الناتج، وتخفض الشركات هذا الناتج، فهي تفضل الاحتفاظ ببعض العمل، وخصوصا الماهر منه، وعدم تسريحهم، لحين عودة الحاجة إليهم، حتى إذا كان العمل بحالة استخدام قاصر underutilized، لان استقدام عمل جديد، عند انتعاش الطلب ثانية، يفرض كلف باهظة تتعلق بالبحث عن هذا العمل الجديد وتدريبه، إضافة إلى كلف أخرى.

ولذلك، يلاحظ ان البطالة تنخفض، وتحصل زيادة في الناتج، ولكن ليس بنفس النسبة، طالما ان معدل الاستخدام يتكيف ببطء (وجود تباطؤ زمني time lag) ازاء نمو الناتج، لان الشركات، كما ذكرنا، لا تطرد fire، ولا تستأجر hire، العمل، مباشرة، بعد تغير الطلب على منتجاتها، لأنه يتحتم عليها، عندئذ، ان تدفع أجر فصل العمل severance wage، وتتحمل كلف البحث عن عمل جديد وتدريبهم، هذا ناهيك عن تأثر معنويات العمال المتبقين، بعد طرد بعض زملائهم. [1]

وعندما يبدا الاقتصاد بالانتعاش، فإن الشركات (عندما يزداد الطلب على منتجاتها ثانية) تكون بحاجة إلى عدد قليل، نسبيا، من العمل، لأنها أصلا لم تطرد الكثير منهم خلال فترة الانكماش، أو الركود، مما يعني عدم وجود امكانية لتخفيض البطالة، بشكل يماثل مقدار التغير (الزيادة) في النمو، أو الناتج. وهذا ما يجعل تغير البطالة أقل من تغير GDP في قانون Okun (بنسبة 2:1). ويمكن تفسير ذلك في النقاط الآتية: [2]

ا- قد يتوقف العمال، لسبب أو لآخر، عن البحث عن العمل (ينسحبون من قوة العمل)، ومن ثم لا يظهرون، لاحقا، في إحصاءات البطالة. وعند نمو الناتج، تكون البطالة أقل من مستواها الفعلي.

ب- قد يعمل العمال المستخدمون فعلاً (بحالة تشغيل) بجد أكبر (يرفعون انتاجيتهم)، لتجنب طردهم عند انخفاض الطلب على منتجات شركاتهم. وعند نمو الناتج، لا تكون هناك حاجة لإستقدام عمل أكثر.

ج- قد يحتفظ أرباب العمل بالعمال أكثر مما يحتاجون إليه فعلا (حصول بطالة مقنعة)، عند إنخفاض الناتج، لأسباب تتعلق بكلف التدريب، وأمور أخرى، كما ذكرنا. وعند معاودة نمو الناتج، لن تنشأ حاجة اضافية لعمل أكثر.

[1] Malley, J. and Molana, H., "Relationship between Output and Unemployment with Efficiency Wages, Centre Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers, 2007, P.457.

[2] Layard, R. Nickell, S. and Jackman, R., op. cit., P.287.

د- ان الأفراد خارج قوة العمل (المُعطّلون) لا يُخفضون الناتج فحسب (لعدم مساهمتهم في العملية الانتاجية)، إنما يخفضون الانفاق (الطلب) ايضا (لعدم امتلاكم للدخل). وعند ازدهار الناتج، تتردد، أو تتباطأ، الشركات في زيادة طلبها على العمل، لحين التأكد من وجود طلب فعلي على ناتجها، وبروز حاجة فعلية للعمل. وبذلك، قد لا تتغير البطالة كثيرا، على الرغم من نمو الناتج، وان انخفضت، بعد حين، فإن إنخفاضها يحصل ببطء شديد.

هـ- ان البطالة ليست العامل الوحيد المؤثر بالناتج، فقد يرتفع GDP، حتى لو بقت البطالة (الاستخدام) ثابتة. ومن العوامل الأخرى التي تؤثر بالناتج، غير البطالة، التكنولوجيا، مثلا.

و- ان التكنولوجيا الحديثة أضحت بديلاً عن العمل، وحلت محله، مما يجعل البطالة غير متغيرة، حتى مع انتعاش الناتج.

ز- قد تعمل منافع، أو اعانات، البطالة unemployment benefits، التي يستلمها العامل عند تعطله عن العمل لحين ما يجد عمل آخر، على تثبيطه عن البحث عن عمل جديد، مما يجعل البطالة تبقى دون تغيير كبير، حتى مع ارتفاع الناتج.

ح- قد لا يعمل النمو في الناتج الحقيقي على توليد زيادة ملموسة في الاستخدام (انخفاض البطالة). وهذه الظاهرة تدعى بالنمو دون وظائف، أو عديم الوظائف jobless growth، إذ لا يعمل نمو الناتج هنا على خلق وظائف جديدة. كما ان تغير البطالة قد يكون أقل من تغير الاستخدام، لأنه قد لا يتم شغل جميع الوظائف الجديدة من قبل المُعطّلين.

وطبقا للمعادلة (4) أعلاه، إذا افترضنا ان المعامل (β=0.4) و (u_{t-1}=3%) و (u_t > 3%)، فعندئذ يكون التغير في نمو الناتج أقل من الصفر، أي: [1] $\Delta g_y = g_{yt} - g_{pt}$ = - 0.4 (+) < 0، اما إذا كان (u_t < 3%) ، فعندئذ يكون تغير نمو الناتج اكبر من الصفر (موجب) ، أي: $g_{yt} - g_{pt}$ = - 0.4 (-) > 0 ، بينما لو كان (u_t = 3%) ، فعندئذ يكون تغير نمو الناتج صفر ، أي: $g_{yt} - g_{pt}$ = - 0.4 (0) = 0.

[1] Freeman, D.G., Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries, Economic Inquiry, Vol.39, No. 4, 2001, P. 51.

2 ـ مستوى النشاط الاقتصادي economic activity level

عندما يزداد الطلب على العمل (تنخفض البطالة)، فان الاقتصاد يكون محموم (مُفعم النشاط) overheating، أي يرتفع معدل نمو (GDP). إلا إنه قد لا يتم شغل جميع الوظائف من قبل المُعطّلين، كما ذكرنا. فمثلا، عندما يزداد الاستخدام بنسبة 6%، تنخفض البطالة بنسبة 4%، مثلا، مما يشير، مرة أخرى، إلى العلاقة العكسية بين البطالة والناتج، من جهة، وإلى تغير البطالة بنسبة أقل من تغير الناتج، من جهة أخرى، حيث يفضي خفض (زيادة) معدل البطالة دون (فوق) مستواها الطبيعي إلى زيادة (خفض) نمو الناتج، إلى ما فوق (دون) مستواه الطبيعي، أو المحتمل.

وعموما، يحصل توازن سوق العمل عندما يكون معدل تغير البطالة صفر. [1] أما إذا كان معدل البطالة الفعلية actual أكبر (أقل) من معدلها الطبيعي natural، فان ذلك يؤدي إلى جعل (GDP) الحقيقي دون (فوق) مستواه المحتمل، لأن الانتاج يتطلب وجود العمل. وطالما ان بعض العمل مُعطّل unemployed (وجود بطالة)، فإن ذلك سيخفض الناتج، مما يشير، مرة أخرى، إلى العلاقة العكسية بين البطالة والناتج.

وبإيجاز، طبقا للمعادلة (4)، عندما يكون (β=0.4)، يؤدي انخفاض (زيادة) البطالة بنسبة 1% فوق (دون) مستواها الطبيعي، والذي يكون مثلاً بنسبة (3%)، إلى نمو الناتج بنسبة (0.4%) فقط، وذلك للتفسيرين أعلاه. بمعنى أنه للمحافظة على معدل نمو الناتج ثابتا، يجب أن تكون البطالة عند معدلها الطبيعي (تتغير بنسبة 3% كل سنة). ويمكن تلخيص العلاقات السابقة، طبقا للمعادلة (4)، بما يلي: [2]

$g_{yt} > g_{pt}$ (ناتج فعلي موجب) ⟹ $u_t < u_{t-1}$ (بطالة جارية سالبة)

$g_{yt} < g_{pt}$ (ناتج فعلي سالب) ⟹ $u_t > u_{t-1}$ (بطالة جارية موجبة)

[1] يقاس التغير في معدل البطالة بطرح معدلات البطالة خلال مدة معينة. فمثلا، اذا كان معدل البطالة 6.9% في عام 2014 ، واضحى 7.5% في 2015 ، فان التغير في معدل البطالة هو 0.6%=6.9%-7.5% . وعندما يكون معدل البطالة صفر، فمن المتوقع ان ترتفع الاجور، ومن ثم الاسعار، بشدة، مما يستوجب على صنّاع السياسة النقدية اخذ ذلك بنظر الاعتبار، لان ذلك يعني ان الاقتصاد، او الناتج، قريب، او عند، معدله الطبيعي، او المحتمل.

[2] Izyumov, A. and Vahaly, J., Unemployment-Output Tradeoff in Transition Economies: Does Okun's Law Apply? College of Business and Public Administration, University of Louisville, Louisville, New York, KY 40292, 2004, P. 317.

مضامين قانون Okun بالنسبة الى السياسة النقدية Implications of Okun law for monetary policy

يوضح قانون Okun مقدار GDP المفقود (سنحتسبه لاحقا) عندما يكون معدل البطالة فوق مستواها الطبيعي، طالما، وكما ذكرنا، ان الناتج يعتمد على مقدار العمل المستخدم في عملية الانتاج، بحيث يكون هناك علاقة طردية بين الناتج والاستخدام، وعكسية بين البطالة والناتج. [1]

فمثلاً، إذا كان معدل البطالة الطبيعي (5%)، ومعدل البطالة الفعلي (6%) فطبقا لقانون Okun، الذي يؤكد بأن انخفاض (زيادة) في GDP بنسبة (2%) دون (فوق) مستواه المحتمل تترافق مع زيادة (انخفاض) في معدل البطالة بنسبة (1%) فوق (دون) معدلها الطبيعي، كما ذكرنا، فإن فجوة بطالة (البطالة الفعلية – البطالة الطبيعية) موجبة بنسبة (1%+)، يجب أن تترافق مع فجوة ناتج (الناتج الفعلي – الناتج المحتمل) سالبة بنسبة (2%-) ، كما يتضح في عام 2011 من الجدول أدناه. وكان الناتج المحتمل 8000 بليون دولار، وفجوة الناتج (160-) بليون دولار (أي، -*8000 2%)، كرقم مطلق، في 2011، أيضا. وبينما تكون فجوة البطالة 1%+ (اي،5% - 6%) ، فإن فجوة الناتج هي 2%- (اي،2-*1%). أما الناتج المفقود (فجوة الناتج)، بسبب كون البطالة الدورية فوق مستواها الطبيعي، فهو (160-) بليون دولار، كما ذكرنا. وعندما يواجه الاقتصاد فجوة ناتج توسعية (موجبة) expansionary gap، تكون فجوة البطالة (معدل البطالة الدورية) سالبة.

ان هذه الفجوة التوسعية تعني ان GDP الفعلي أعلى من مستواه المحتمل، وGDP الفعلي المرتفع هذا يعني اننا ننتج كثيرا، مما نحتاج إلى تشغيل أفراد أكثر، بحيث ان البطالة الفعلية تكون أقل من نظيرتها الطبيعية (فجوة بطالة سالبة). أما في 2010، فقد كان معدل البطالة الطبيعي 5.2%، وكان الناتج الفعلي دون مستواه المحتمل بنسبة 3.7%، فإن ذلك يجعل صنّاع السياسة النقدية يتنبؤون بأن معدل البطالة الفعلي أعلى من مستواه الطبيعي بنسبة 1.9% (طبقا للنسبة 1:2)، (أي، 7.1%=1.9%+5.2%). بينما في 2009، كانت فجوة الناتج % 3.4- (أي أن GDP الفعلي دون نظيره المحتمل بنسبة 3.4)، وكان معدل البطالة الفعلي 7.1%، وبذلك فان معدل البطالة الطبيعي من المتوقع ان يكون دون مستوه الفعلي بنسبة (3.4%/2)، لان فجوة البطالة نصف فجوة الناتج. بمعنى، ان معدل البطالة الطبيعي هو 5.4%، اي [(3.4%/2)-7.1].

وهكذا، تمثل فجوة الناتج الموجبة حالة توسع expansion في الاقتصاد، طالما ان GDP الفعلي أعلى من نظيره المحتمل، بينما تشير فجوة الناتج السالبة إلى وجود ركود recession فيه، كما

[1] الاستخدام الكلي total employment يساوي قوة العمل ناقصا المُعطلين.

يلاحظ في الجدول أدناه، وهذا الأمر يجب ان يأخذه صنّاع السياسة النقدية بنظر الاعتبار، لأن فجوة الناتج تشير إلى وجود تقلبات في الناتج، يمكن ان تؤثر على الأسعار.

الجدول (3): فجوة الناتج وفجوة البطالة في الولايات المتحدة للمدة 2005-2004 (بليون دولار)

السنوات (1)	(Y_t) (2)	(Y_{pt}) (3)	$(Y_t - Y_{pt})$ (4)=(2)-(3)	$(Y_t - Y_{pt})/Y_{pt}$ 5= 4/3*100%	(u_t) % (6)	(u_{nt}) % (7)	$(u_t - u_{nt})$ % (8)=(6-7)
2005	5844	5788	+56	+1.0 %	5.0	5.5	-0.5
2006	6056	5943	+113	+1.9	5.2	5.8	-0.6
2007	6172	6102	+70	+1.2	4.9	5.5	-0.6
2008	6075	6265	-190	-3.0	7.1	5.6	+1.5
2009	6214	6432	-218	-3.4	7.1	5.4	+1.7
2010	6360	6604	-244	-3.7	7.1	5.2	+1.9
2011	7840	8000	-160	-2.0	6.0	5.0	+1.0
2012	8100	8100	0	0	5.0	5.0	0
2013	8282	8200	+82	+1.0	4.0	4.5	-0.5
2014	8415	8250	+165	+2.0	4.0	5.0	-1.0

Source: Mary C. Daly, John Fernald, Oscar Jorda, and Fernanda Nechio, Interpreting Deviations from Okun's Law, FRBSF Economic Letter, New York, 12, 2014, P.470.

ملاحظة: الأعمدة 4 و5 و8 من استخراج الباحث.

من الجدول أعلاه، ان المدتين 2007–2005 و2014–2013 هما مدتا انتعاش، أو ازدهار prosperity، والمدة 2011–2008 هي فترة ركود، او انكماش recession، بينما يعد عام 2012 مدة طبيعية.

كما يلاحظ من الجدول أعلاه، انه في عام 2005، طالما ان الناتج الفعلي (Y_t) أعلى من الناتج المحتمل (Y_{pt}) بنسبة +1% (فجوة الناتج كنسبة مئوية $Y_t - Y_{pt}/Y_{pt}$) . وإذا عرفنا الناتج المحتمل (5788) بليون دولار، فيمكن ان يتنبأ صنّاع السياسة النقدية بان الناتج الفعلي أعلى من المحتمل بنسبة 1% (فجوة الناتج)، أي أن الناتج الفعلي هو (5844) بليون دولار. وطبقا لقانون Okun، يمكن التنبؤ بان فجوة البطالة $(u_t - u_{nt})$ ستكون 0.5- = $(u_t - u_{nt})$,1= $2(u_t - u_{nt})$، اي ان معدل البطالة الفعلي (u_t) دون مستواه الطبيعي (u_{nt}). وإذا عرفنا معدل البطالة الطبيعي (5.5%)، فيمكن التنبؤ بان معدل البطالة الفعلي اقل من الطبيعي بنسبة 0.5- (فجوة البطالة)، اي ان معدل البطالة الفعلي هو (5.0%). بمعنى، ان فجوة الناتج ضعف فجوة البطالة، أو ان فجوة البطالة نصف فجوة الناتج، وبعكس الإشارة، لأن العلاقة بينهما عكسية. وفي عام 2008، وهو العام الذي نشبت فيه الأزمة المالية العالمية، انخفض الناتج الفعلي دون مستواه المحتمل، لتصبح فجوة الناتج سالبة (190-) بليون دولار، وبالصيغة المئوية (3%-)، مما يؤكد بأن الاقتصاد بحالة ركود.

وبالنسبة للبطالة، يمكن التنبؤ بوجود فجوة بطالة موجبة، أي، (u_t-u_{nt}) = +1.5 ,$(u_t-u_{nt})2=3$- تبلغ نصف فجوة الناتج، إذ ان معدلها الفعلي أعلى من معدلها الطبيعي، في نفس السنة. فإذا عرفنا معدل البطالة الفعلي (7.1%)، فإن نظيره الطبيعي من المتوقع ان يكون أقل منه بنسبة (1.5)، أي التنبؤ بان المعدل الطبيعي هو (5.6%).

وفي عام 2012، كان الناتج الفعلي مساوياً لنظيره المحتمل، مما جعل فجوة الناتج صفر، كما ان معدل البطالة الفعلي مساويا لمستواه الطبيعي، مما جعل فجوة البطالة (البطالة الدورية) صفر، أيضا. وهذا يدل على ان الاقتصاد بحالة طبيعية. فإذا عرفنا الناتج الفعلي (8100) بليون دولار، فيمكن التنبؤ بأن الناتج المحتمل هو أيضا (8100) بليون دولار.

نستنتج من ذلك، انه إذا كان GDP الفعلي اعلى (أدنى) من نظيره المحتمل، أي بوجود فجوة ناتج موجبة (سالبة)، فإن معدل البطالة الفعلي يكون أدنى (أعلى) من مستواه الطبيعي، أي بوجود فجوة بطالة سالبة (موجبة)، مما يؤكد، مرة أخرى، العلاقة العكسية بين البطالة والناتج. كما يمكن الاستنتاج بأن فجوة الناتج، كنسبة مئوية، تساوي ضعف فجوة البطالة، كفرق مطلق، ويرتبطان معا بعلاقة عكسية (لاحظ اشارات الأرقام).

وهذا الاستنتاج يمكن ان يستفيد منه صنّاع السياسة النقدية عند التنبؤ بكنهها مستقبلا. فمثلاً في عام 2013، كانت فجوة البطالة (0.5-)، مما يجعل هؤلاء الصنّاع يتنبؤون بأن فجوة الناتج ستكون $[2(u_t-u_{nt})$ =2(0.5) =1%]. [1] وبعد معرفة فجوة الناتج، يحددون كنه السياسة النقدية مستقبلا (موقف هذه السياسة، سواء اكانت توسعية او تشدُّدية)، بغية المحافظة على استقرار الأسعار، لان قانون Okun يؤكد بان GDP الحقيقي ينمو بنسبة 2% كل سنة، عندما تكون البطالة عند مستواها الطبيعي. ولكل نقطة مئوية واحدة ترتفع (تنخفض) بها البطالة فوق (دون) مستواها الطبيعي، ينخفض (يرتفع) الناتج دون (أعلى) مستواه المحتمل بنسبة 2 %.

وبإيجاز، يؤكد قانون Okun على وجود فجوة ناتج سالبة (موجبة)، بنسبة −2% (+2%)، لكل نسبة +1%، يتجاوز بها (−1% يقل بها) معدل البطالة الفعلي عن مستواه الطبيعي. ففي عام 2008، كان معدل البطالة الطبيعي (5.6%)، ومعدل البطالة الجاري (7.1%)، أي ان فجوة البطالة

---

[1] ان هذه النسبة (1%+) يمكن كتابتها بالصيغة المطلقة كما يلي: Y_t-Y_{pt} / Y_{pt} = 8282-8200 / 8200 (انظر الجدول3). وبضرب الطرفين ب (Y_{pt})، يكون لدينا Y_t-Y_{pt} =0.01*Y_{pt}. وطالما ان Y_{pt}= 8200، يكون لدينا (8200) (0.01) =8200 - Y_t. وبإعادة ترتيب الحدود، نحصل على Y_t =8200+82=8282. وهكذا، يتعرف صنّاع السياسة النقدية على حجم الناتج الفعلي، عند معرفة مستواه المحتمل، وفجوة الناتج، كنسبة مئوية، ومن ثم صياغة معالم السياسة النقدية، طبقا لذلك. كما يمكن ان يتعرفون على فجوة الناتج، كرقم مطلق، عن طريق ضرب GDP المحتمل بفجوة الناتج كنسبة مئوية. فمثلا، بالنسبة ل عام 2013، تكون فجوة الناتج: (82 =0.01 * 8200) ، كما يتضح من الجدول (3).

تكون (1.5+= 5.6%-7.1%)، وفجوة الناتج عبارة عن [فجوة البطالة *(2-)]، أي: $(u_t - u_{nt})$ (1.5+)*- 2 = -3% or 2= (7.1 – 5.6) *- 2 = -3 % -*وهنا سيتنبأ صنّاع السياسة النقدية بحدوث ركود في الاقتصاد (لوجود فجوة ناتج سالبة كنسبة مئوية بمقدار (3%-)، وفجوة بطالة موجبة تبلغ (1.5+) كرقم مطلق)، ومن ثم سيوجهون إجراءات السياسة النقدية لمواجهة هذا الركود. ولو ارتفع معدل البطالة الى (10.6%)، مثلا، مع بقاء معدله الطبيعي على حاله، فيمكن ان يتنبأ صنّاع السياسة النقدية بأن فجوة الناتج ستصبح (10%−) [أي، 2-*(5.6%-10.6%)] . ولو كان GDP الفعلي، آنذاك، (14592) بليون دولار، مثلا، فان GDP الفعلي سيكون دون مستواه المحتمل بنسبة (10%) (لوجود فجوة ناتج سالبة). وبذلك يشكل GDP الفعلي (90%) من GDP المحتمل، اي ان GDP المحتمل سيكون (16213) بليون دولار، أي (14592/0.90$).

وهكذا، يمكن ان يستنتج صنّاع السياسة النقدية، بانه لكل نقطة مئوية واحدة يكون فيها GDP الفعلي اعلى (أدنى) من GDP المحتمل، اي وجود فجوة ناتج موجبة (سالبة)، فان ذلك سيتولد لان البطالة تكون أقل (أعلى) من معدلها الطبيعي بنسبة نصف بالمئة (طبقا للنسبة 1:2)، أي وجود فجوة بطالة سالبة (موجبة)، واستنادا إلى ذلك يتخذون الاجراءات المناسبة بخصوص السياسة النقدية.

- **علاقة قانون Okun بمنحنى Phillips**

أكد الاقتصادي البريطاني A.W. Phillips، في عام 1958، على وجود علاقة عكسية بين البطالة والأجور (ومن ثم التضخم)، إذ لاحظ أنه طالما أن أفراد أكثر يعملون في وقت ما (زيادة الاستخدام، أو انخفاض البطالة)، فلابد ان يرافق ذلك زيادة في الناتج، مما يرفع الأجور الموزعة، ومن ثم يكون للعمال قدرة أكبر على الانفاق (الطلب)، وبذلك يزداد الطلب على مختلف السلع والخدمات، وقد ترتفع اسعارها، ان لم يقابل هذا الطلب المتزايد زيادة مماثلة في العرض ،وهو ما يجب أخذه الاعتبار من قبل صنّاع السياسة النقدية، كما يلاحظ في الجدول أدناه:

الجدول (4): العلاقة بين الناتج والبطالة والتضخم في الولايات المتحدة للمدة 2002-2007

السنوات	GDP الأسمي بالأسعار الجارية (بليون دولار)	U_t (%)	CPI (%)
2002	5089	7.5	140.3
2003	5376	6.9	144.5
2004	5684	6.1	148.2
2005	5844	5.0	152.4
2006	6056	5.2	156.9
2007	6172	4.9	160.5

Source: Pulke, Jan-Christoph, "Do Professional Forecasters Apply the Phillips Curve and Okun's Law? Evidence from Six Asian-Pacific Countries", Japan and the World Economy, Vol. 24, December 2012, P.16.

يلاحظ من الجدول أعلاه، أنه مع انخفاض البطالة (u_t) يرتفع GDP الأسمي، مما يؤكد صحة قانون Okun (وجود علاقة عكسية بينهما). وهذا الانخفاض بالبطالة (أي، زيادة الاستخدام، والتي تفضي إلى رفع الأجور) يرفع الأسعار، (أو التضخم CPI)، مما يؤكد صحة فكرة منحنى Phillips (وجود علاقة عكسية بين البطالة والتضخم).

ويمكن ان يتخذ منحنى Phillips المعادلة الآتية : $[\pi_t - \pi^e = \lambda (u_t - u_{nt})]$ [1] ، تعبيراً عن العلاقة العكسية بين التضخم والبطالة . ومن هذه المعادلة، نحصل على التضخم الفعلي أو الجاري (π_t) - ^{e} (π) : $\pi_t = \pi\lambda (u_t - u_{nt})$ ، مما يعني ان التضخم يعتمد على مستواه المتوقع (π^e) وانحراف البطالة عن مستواها الطبيعي . وإذا كان (π_{t-1}) ممثلا ل (π^e) ، وتضحى علاقة منحنى Phillips بهذه الصيغة $\pi_t - \pi_{t-1} = \lambda (u_t - u_{nt})$ ، فيمكن تلخيص هذه العلاقة كما يلي :

$$u_t < u_{nt} \longrightarrow \pi_t > \pi_{t-1}$$
$$u_t > u_{nt} \longrightarrow \pi_t < \pi_{t-1}$$

فاذا افترضنا ان معدل البطالة الطبيعي (u_{nt} =6%)، ومعدل التضخم المتوقع (π^e =8%) ، ومعدل التضخم الفعلي (π_t=4%) ، وميل منحنى Phillips (λ=2) ، فإن معدل البطالة الفعلي هو u_t =0.08، استنادا التضخم CPI)، مما يؤكد صحة فكرة منحنى Phillips (وجود علاقة عكسية بين البطالة والتضخم).

المعادلة أعلاه $[0.04=0.08-2(u_t-0.06)]$ ،كما يتضح في عام 2011 من الجدول أدناه. وهذا يعني ان معدل البطالة الفعلي (8%) أعلى من مستواه الطبيعي (6%) بنسبة 2% (فجوة بطالة

[1] Freeman, D.G., Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries, op cit, P. 519.

موجبة). واستنادا إلى ذلك، يمكن أن يتنبأ صنّاع السياسة النقدية بانه يجب ان تحصل فجوة ناتج سالبة، لأن الناتج الفعلي سيكون دون نظيره المحتمل بنسبة (−4%) في نفس السنة [أي- * 2% 2]، حسب النسبة 2:1 بينهما، كما ذكرنا. وبعد هذا التنبؤ، يمكن اتخاذ الإجراءات المتعلقة بالسياسة النقدية من قبل صنّاع هذه السياسة. ولو أنخفض معدل التضخم المتوقع إلى (4%)، أي انه يصبح مساوياً لنظيره الفعلي ($\pi_t = \pi^e$=4%)، فعندئذ يمكن ان يتنبأ صنّاع السياسة النقدية، وهم بصدد تحديد موقف السياسة النقدية مستقبلاً، بأن معدل البطالة سيكون عند مستواه الطبيعي (u=0.06)، أي من معادلة منحنى Phillips أعلاه، نحصل على ($u_t = u_{nt} + 0.05 (\pi_t - \pi^e)$ وبتعويض قيم المتغيرات نحصل على u_t: [u_t=0.06+0.05(0.04-0.04) =0.06]، كما يتضح في عام 2013 من الجدول أدناه. ولما كان معدل البطالة عند مستواه الطبيعي، يتنبأ صنّاع السياسة النقدية بان الناتج سيكون عند مستواه المحتمل، أي ان Y_t=2*u (طبقا للنسبة 2:1)، بمعنى ان (Y_t=2*0.06=0.12).

- تحديد الناتج المفقود بسبب البطالة

يمكن معرفة الناتج المفقود missed، بسبب الفشل بخلق وظائف كافية لجميع الراغبين والقادرين على العمل، ولكون الاقتصاد يعمل دون مستواه المحتمل، عن طريق ضرب فجوة الناتج بالناتج المحتمل (أنظر الجدول 3). فإذا افترضنا ان GDP المحتمل كان الف بليون دولار، وكانت فجوة الناتج (−3%)، مثلاً ، فإن الناتج المفقود ، أو النقص في الناتج output shortfall سيكون 30 بليون دولار [اي: .b 1000$*3%-] . ويمكن توضيح هذا النقص بالإنتاج (فجوة الناتج) بالجدول الآتي:

الجدول (5): النقص في الناتج بسبب البطالة في الولايات المتحدة للمدة 2010-2013 %

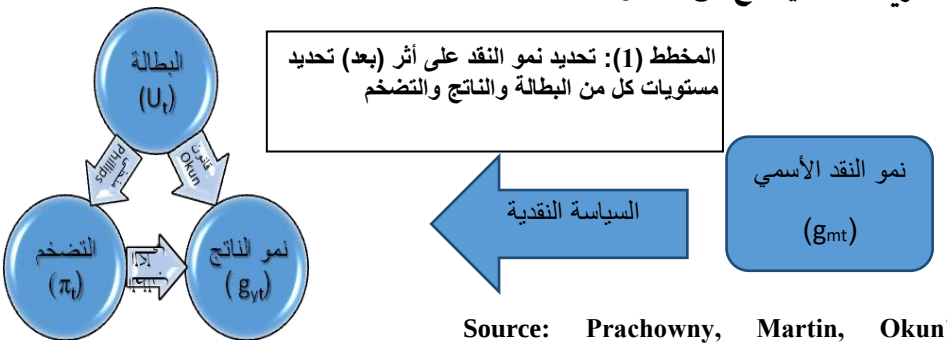
السنوات	π_t (2)	π^e (3)	U_t (4)	$(u_t - u_{nt})$ (5)	OS(6)=2*(5)
2010	0.08	0.10	0.07	0.01	0.02
2011	0.04	0.08	0.08	0.02	0.04
2012	0.04	0.07	0.07	0.01	0.02
2013	0.04	0.04	0.06	0.0	0.0

Source: Sinclair, Tara, Stekler, H.O., and Warren Carnow, a New Approach for Evaluating Economic Forecasters, 2014, P. 798.

ملاحظة: الأعمدة 4 و 5 و6 من إستخراج الباحث. العمود 4 مُستخرج بالاعتماد على المعادلة – ^{e} [$\pi = \pi\lambda (u_t - u_{nt})$]. العمود 5 مُستخرج على أساس ان (u_{nt}=6%). العمود 6 يمثل نقص

الناتج، أو الناتج المفقود (OS)، ويستخرج على أساس ان $2(u_t-u_{nt})$، أي مضاعفة فجوة البطالة، أو مضاعفة أرقام العمود 5.

يلاحظ من الجدول أعلاه، أنه في عام 2011، ارتفعت فجوة البطالة من 1% إلى 2%، مما أدى إلى إنخفاض الناتج الفعلي عن مستواه المحتمل (نقص الناتج) بنسبة الضعف، أي ارتفعت فجوة الناتج من (2%) الى (4%)، لأن فجوة البطالة نصف فجوة الناتج، أو أن الأخيرة ضعف الأولى (النسبة 2:1). بينما في عام 2013، كان التضخم الجاري مساويا لنظيره المتوقع، والبطالة الجارية مساوية لمعدلها الطبيعي، والناتج الجاري، أو الفعلي، مساويا لمستواه المحتمل. وهكذا، يكون كل من فجوة البطالة وفجوة الناتج صفر. وبذلك، يمكن ان يستفيد صنّاع السياسة النقدية من قانون Okun للتنبؤ بما سيحدث للناتج. فلو تم استخدام كل من السياسة النقدية (عن طريق زيادة عرض النقد) والسياسة المالية (عن طريق زيادة الانفاق، أو تخفيض الضرائب، أو كليهما معا) لتخفيض البطالة بنسبة (1%) ، مثلاً، أي بنقطة مئوية واحدة أقل من معدلها الطبيعي، فإن صنّاع السياسة النقدية سيتنبؤون بأن معدل نمو GDP الفعلي يجب ان يكون أعلى من معدله الطبيعي، أو المحتمل، بنسبة 2% (النسبة 2:1). إلا أن تخفيض البطالة (رفع الاستخدام) يعني ان موارد العمل (النادرة نسبيا) ستستخدم بشدة أكبر. وإذا كان سوق العمل جامد، أو غير مرن rigid، سيطالب العمال بزيادة الأجور (لأن العمل نادر، ويزداد الطلب عليه)، مما قد يفضي إلى رفع التضخم. وهذا الأمر يسعى صنّاع السياسة النقدية إلى تجنبه، عن طريق جعل الاقتصاد يعمل عند معدله الطبيعي، وجعل البطالة عند مستواها الطبيعي، لمنع تصاعد التضخم. وبإيجاز، بعد معرفة صنّاع السياسة النقدية مستوى كل من البطالة والناتج والتضخم، يمكنهم تحديد معدل نمو عرض النقد الأسمي، بما يتلاءم مع هذه المستويات، كما يتضح من الشكل أدناه:



المخطط (1): تحديد نمو النقد على أثر (بعد) تحديد مستويات كل من البطالة والناتج والتضخم

Source: Prachowny, Martin, Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", Review of Economics and Statistics, May 1993, 75(2), P. 331.

ـ آثار نمو عرض النقد

لمعرفة إجراءات السياسة النقدية استجابة لقانون Okun، نفترض وجود اقتصاد معين يتسم بالمعادلات الآتية:

1- قانون Okun، الذي يربط التغير في البطالة بنمو الناتج (1)..... $(gyt–gpt) = -\beta\ (ut–ut\text{-}1)$

2- معادلة منحنى Phillips، التي تربط التغيرات في التضخم بالبطالة (2)..... $t–\pi t\text{-}1=-(ut – unt)$

3- علاقة الطلب الكلي، إذ ان (gmt) هو معدل نمو عرض النقد ..... (3) $gyt = gmt - \pi t$

أولاً نحصل على (g_{yt}) من المعادلة (3)، وكذلك من المعادلة (1)، وكما يلي:

$$g_{yt} = -\beta\ (u_t - u_{t-1}) + g_{pt} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (4)$$

وللحصول على (u_t)، نذهب الى المعادلة (2)، وكما يلي:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\ u_t + u_{nt}$$

$$-\ u_t = \pi_t - \pi_{t-1} - u_{nt}$$

وبضرب طرفي المعادلة ب (−1)، وباعادة ترتيب المتغيرات، نحصل على:

$$u_t = \pi_{t-1} - \pi_t + u_{nt} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ (5)$$

كما يمكننا الحصول على (u_t)، بطريقة اخرى، عن طريق استخراج π_t من المعادلة (2)، كما يلي:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - (u_t - u_{nt}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ (6)$$

ثم نعوض g_{yt} من المعادلة (3) في المعادلة (1)، وكما يلي:

$$(g_{mt} - \pi_t - g_{pt}) = -\beta\ (u_t - u_{t-1}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ (7)$$

نعوض المعادلة (6) في المعادلة (7) ، وكما يلي :

$$[g_{mt} - \{\pi_{t-1} - (u_t - u_{nt})\} - g_{pt}] = -\beta\ (u_t - u_{t-1})$$

$$[g_{mt} - \pi_{t-1} + u_t - u_{nt} - g_{pt}] = -\beta\ u_t + \beta\ u_{t-1}$$

$$u_t + \beta\ u_t = \beta\ u_{t-1} - g_{mt} + \pi_{t-1} + u_{nt} + g_{pt}$$

$$u_t\ (1+\beta) = \beta\ u_{t-1} - g_{mt} + \pi_{t-1} + u_{nt} + g_{pt}$$

وبقسمة طرفي المعادلة على (1+ β) ، نحصل على :

$$u_t = 1 / (1+\beta)\ [\beta\ u_{t-1} - g_{mt} + \pi_{t-1} + u_{nt} + g_{pt}] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ (8)$$

ويمكننا الحصول على (π_t) من المعادلة (6) ، وكذلك نحصل عليه ، بطريقة أخرى ، عن طريق تعويض المعادلة (5) في المعادلة (7) ، وكما يلي :

$$(g_{mt} - \pi_t - g_{pt}) = - \beta [(\pi_{t-1} - \pi_t + u_{nt}) - u_{t-1}]$$

$$(g_{mt} - \pi_t - g_{pt}) = - \beta \pi_{t-1} + \beta \pi_t - \beta u_{nt} + \beta u_{t-1}$$

$$- \pi_t - \beta \pi_t = - \beta \pi_{t-1} - \beta u_{nt} + \beta u_{t-1} - g_{mt} + g_{pt}$$

وبضرب طرفي المعادلة ب −1

$$\pi_t + \beta \pi_t = \beta \pi_{t-1} + \beta u_{nt} - \beta u_{t-1} + g_{mt} - g_{pt}$$

$$\pi_t (1+ \beta) = \beta \pi_{t-1} + \beta u_{nt} - \beta u_{t-1} + g_{mt} - g_{pt}$$

وبضرب طرفي المعادلة ب $1/ 1+ \beta$

$$\pi_t = (1/1+ \beta) [\beta \pi_{t-1} + \beta u_{nt} - \beta u_{t-1} + g_{mt} - g_{pt}] \ldots\ldots\ldots (9)$$

واستنادا الى المعادلات أعلاه، يمكن استخراج قيم المتغيرات (g_y,u,π)، ومن ثم (g_{mt}) لسنوات أخرى، كما يتضح من الجدول أدناه:

الجدول (6): استخراج قيم π وU و g_y و g_{mt}

T	π	U	g_{yt}	g_{mt}
t-1	$\pi_{t-1}=\pi_{t-2}-(u_{t-1}-u_{nt})$	$\pi_{t-1}-\pi_{t-2}=-(u_{t-1}-u_{nt})$	$g_{yt-1}= g_{mt-1}- \pi_{t-1}$	$g_{mt-1}= g_{yt-1}+ \pi_{t-1}$
t	$\pi_t=\pi_{t-1}-(u_t-u_{nt})$	$\pi_t-\pi_{t-1}=-(u_{t-1}-u_{nt})$	$g_{yt}= g_{mt}- \pi_t$	$g_{mt}= g_{yt}+ \pi_t$
t+1	$\pi_{t+1}=\pi_t-(u_{t+1}-u_{nt})$	$\pi_{t+1}-\pi_t=-(u_{t+1}-u_{nt})$	$g_{yt+1}= g_{mt+1}- \pi_{t+1}$	$g_{mt+1}= g_{yt+1}+ \pi_{t+1}$
t+2	$\pi_{t+2}=\pi_{t+1}-(u_{t+2}-u_{nt})$	$\pi_{t+2}-\pi_{t+1}=-(u_{t+2}-u_{nt})$	$g_{yt+2}= g_{mt+2}- \pi_{t+2}$	$g_{mt+2}= g_{yt+2}+ \pi_{t+2}$
t+3	$\pi_{t+3}=\pi_{t+2}-(u_{t+3}-u_{nt})$	$\pi_{t+3}-\pi_{t+2}=-(u_{t+3}-u_{nt})$	$g_{yt+3}= g_{mt+3}- \pi_{t+3}$	$g_{mt+3}= g_{yt+3}+ \pi_{t+3}$
t+4	$\pi_{t+4}=\pi_{t+3}-(u_{t+4}-u_{nt})$	$\pi_{t+4}-\pi_{t+3}=-(u_{t+4}-u_{nt})$	$g_{yt+4}= g_{mt+4}- \pi_{t+4}$	$g_{mt+4}= g_{yt+4}+ \pi_{t+4}$
t+5	$\pi_{t+5}=\pi_{t+4}-(u_{t+5}-u_{nt})$	$\pi_{t+5}-\pi_{t+4}=-(u_{t+5}-u_{nt})$	$g_{yt+5}= g_{mt+5}- \pi_{t+5}$	$g_{mt+5}= g_{yt+5}+ \pi_{t+5}$
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.

المصدر: من إعداد الباحث، بالاعتماد على القوانين السالفة الذكر.

يلاحظ من أعلاه، تأثير كل من البطالة الناتج والتضخم في نمو عرض النقد. والآن، لنرى آثار هذا النمو في عرض النقد. لو أفترضنا ان المصرف المركزي قرر تخفيض نمو عرض النقد الأسمي. ما الذي يحصل في الأجل القصير؟ من ملاحظة المخطط (1)، وبالاستناد الى المعادلات الثلاث الأولى، أعلاه، أساسا، يؤدي انخفاض معدل نمو عرض النقد الأسمي، عند وجود معدل أولي معين للتضخم، إلى إنخفاض نمو النقد الحقيقي، مما يفضي إلى هبوط نمو الناتج. واستنادا إلى قانون Okun، ينخفض نمو الناتج، دون مستوه الطبيعي، بسبب انخفاض عرض النقد وزيادة في البطالة. وبالاعتماد على علاقة منحنى Phillips، تؤدي البطالة، فوق المعدل الطبيعي لها، إلى انخفاض في التضخم. وبإيجاز،

يؤدي التقييد (التوسع) النقدي، إلى زيادة (انخفاض) مؤقت في البطالة، وتباطؤ (ارتفاع) في النمو، كما يتضح من الجدول أدناه.

أما في الأجل المتوسط، يعود معدل البطالة إلى معدله الطبيعي، ويعود نمو الناتج إلى المستوى الطبيعي. ولو افترضنا ان المصرف المركزي قرر المحافظة على معدل نمو أسمي ثابت للنقد، (أي g_{mt}). ففي هذه الحالة، كيف ستكون قيم البطالة ونمو الناتج والتضخم، في الأجل المتوسط؟ ان الناتج يجب ان ينمو، عند معدل نموه الطبيعي (g_{pt}) .وإذا علمنا ان نمو النقد الأسمي المعدّل (الحقيقي) يساوي نمو النقد الأسمي ،ناقصا معدل التضخم ، فعندئذ يساوي نمو الناتج نمو النقد الأسمي المعدّل، كما تؤكد المعادلة 3 أعلاه . كما يجب ان يساوي معدل البطالة مستواه الطبيعي، كما يلاحظ من الجدول أدناه. ويحصل العكس، تماماً، في حالة التوسع النقدي.

جدول (7): اثار التقييد النقدي

المتغيرات	السنة صفر	السنة 1	السنة 2	السنة 3
عرض النقد الاسمي (g_m) (%)	8.0	4.5	9.5	7.0
معدل التضخم (CPI) (π) (%)	5.0	4.0	4.0	4.0
نمو النقد الحقيقي (g_m-π) (%)	3.0	0.5	5.5	3.0
نمو الناتج (g_y) (%)	8.0	0.5	5.5	3.0
معدل البطالة (u) (%)	6.0	7.0	6.0	6.0

Source: Malley, J. and Molana, H., "Relationship between Output and Unemployment with Efficiency Wages, Centre Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers, 2007, P.161.

يلاحظ من الجدول أعلاه، انه مع التقييد النقدي في السنة (1)، أدت زيادة البطالة إلى انخفاض التضخم والناتج. ومن المعروف، بانه لتخفيض التضخم، يتطلب الامر تخفيض نمو النقد. ومن المعروف، أيضا، بان تخفيض نمو النقد، يتضمن زيادة البطالة، لبعض الوقت.

والآن، نناقش بأي سرعة يجب أن يحقق المصرف المركزي ذلك؟ في علاقة منحنى **Phillips**، يمكن كبح التضخم **disinflation**، فقط، على حساب ارتفاع البطالة، كما يتضح من المعادلة أدناه:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\lambda\,(u_t - u_{nt})$$

$$(\pi_t - \pi_{t-1}) \lessgtr 0 \qquad (u_t - u_{nt}) \gtrless 0 \qquad u_t \gtrless u_{nt}$$

ان (نقطة مئوية – سنة) للبطالة المفرطة excess (فوق المستوى الطبيعي)، هي الفرق بين معدل البطالة الفعلية والطبيعية، بنقطة مئوية واحدة لسنة واحدة.

ولو افترضنا ان (λ=1)، وان المصرف المركزي يريد تحقيق انخفاض في التضخم، في غضون سنة واحدة، فعندئذ، من الضروري المعاناة من سنة واحدة من البطالة، عند نسبة (10% أي 1/10%)، أكثر من المعدل الطبيعي. أما إذا أراد المصرف المركزي تخفيض التضخم، عبر (2) سنة، فعندئذ، لابد من المعاناة من (2) سنة من البطالة، عند (5% اي 2/10%) فوق المعدل الطبيعي. وبنفس المنطق، يتطلب تخفيض التضخم، عبر (5) سنوات، المعاناة من البطالة لمدة (5) سنوات، عند (2% أي 5/10%)، فوق المعدل الطبيعي (10%=2%*5)، بينما يتطلب تخفيض التضخم، عبر (10) سنوات، المعاناة من البطالة لمدة (10) سنوات، عن (1%اي 10/10%)، فوق المعدل الطبيعي.

ان عدد (النقاط المئوية–السنوات) للبطالة المفرطة، المطلوبة لتخفيض التضخم، بنسبة (1%)، يدعى بنسبة التضحية **sacrifice ratio**. فمثلا، إذا كانت (λ) مساوية، تقريبا، إلى الواحد، كما يؤكد منحنى **Phillips** المقدّر، فعندئذ، تساوي نسبة التضحية، تقريبا، واحد، كما يتضح من الجدول أدناه:

الجدول (8): نسبة التضحية (عملية كبح التضخم) في الولايات المتحدة للمدة 1985-1979 *

المتغيرات	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
نمو GDP (%)	2.5	-0.5	1.8	-2.2	3.9	6.2	3.2
معدل البطالة (%)	5.8	7.1	7.6	9.7	9.6	7.5	7.2
معدل التضخم (CPI) (%)	13.3	12.5	8.9	3.8	3.8	3.9	3.8
البطالة المتراكمة		1.0	2.6	6.3	9.9	11.4	12.6
كبح التضخم المتراكم		0.8	4.4	9.5	9.5	9.4	9.5
نسبة التضحية		1.25	0.59	1.04	1.04	1.21	1.32

Source: Prachowny, Martin, Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", Review of Economics and Statistics, May 1993, 75(2), PP. 331-32.

*** اختيرت تلك المدة، لأنه حصل فيها كبح للتضخم، في هذه الدولة.**

يلاحظ من الجدول أعلاه، ان البطالة المتراكمة **cumulative**، هي مجموع (النقاط المئوية–السنوات) للبطالة الفائضة، من عام 1980، فصاعدا، بافتراض ان معدل البطالة الطبيعية، يبلغ (6%). وكبح التضخم المتراكم، هو الفرق بين التضخم، في سنة معينة والتضخم، في عام 1979 (سنة البدء في التحليل). أما نسبة التضحية، فهي نسبة البطالة المتراكمة إلى كبح التضخم المتراكم. فمثلا ،يُستخرج الرقم (1.0) للبطالة المتراكمة في 1980 ،عن طريق استخدام العلاقة الاتية : (u_t-u_{nt}) ،كما يلي: (7.1-6.0=1.1≈1.0) .ويُستخرج الرقم (2.6) للبطالة المتراكمة في 1981،بطرح المعدل الطبيعي

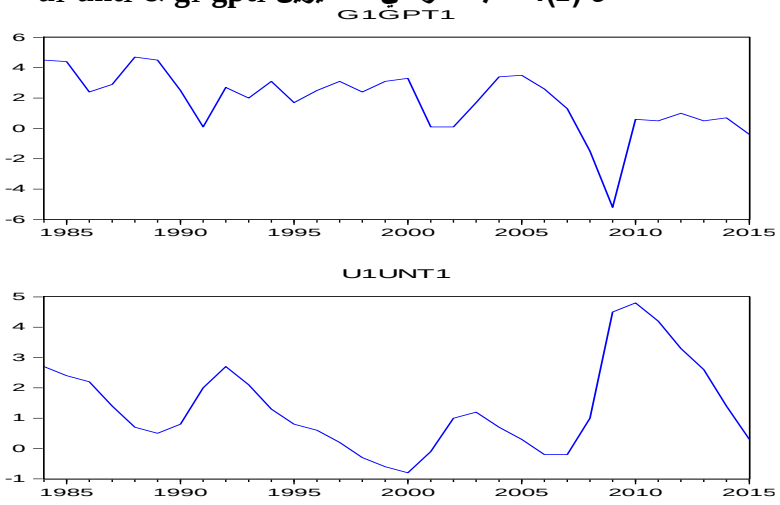
(u_{nt}=6%) ، من معدل البطالة في 1981 (7.6%) ،فيكون الجواب (1.6) ،والذي يُضاف إليه رقم البطالة المتراكمة في 1980 (1.0) ،فيصبح الجواب (2.6) .ويُستخرج رقم البطالة المتراكمة في 1982 (6.3) ،بطرح البطالة الطبيعية (6.0) ،من معدل البطالة في 1982 (9.7) ،فيكون الجواب (3.7) ،والذي يُضاف اليه البطالة المتراكمة في 1981 (2.6) ، فيكون الجواب (6.3) ، وهكذا . وكذلك الحال، بالنسبة لكبح التضخم المتراكم، إذ يُستخرج رقمه في عام 1980 (0.8)، بطرح معدل التضخم في 1980 (12.5)، من نظيره في 1979 (13.3)، ليكون الناتج (0.8). ويُستخرج رقم كبح التضخم المتراكم في 1981 (4.4) ، بطرح معدل التضخم في 1981 (8.9) ،من معدل التضخم في 1980 (12.5) ،ويُضاف للناتج ،رقم كبح التضخم المتراكم في 1980 (0.8) ، ليضحى الجواب (4.4) ، وهكذا . وبالنسبة لنسبة التضحية، فيُستخرج رقمها في 1980 (1.25)، بقسمة البطالة المتراكمة في 1980 (1.0)، على كبح التضخم المتراكم لنفس العام (0.8)، وهكذا.

الجانب التطبيقي

أولاً: توصيف الأنموذج الأول (الولايات المتحدة)

تم استعمال بيانات المتغير التابع (فجوة الناتج g_1-gpt_1)، والمتغير المستقل (فجوة البطالة -u_1 unt_1)، وللمدة 1984– 2015. وتظهر بيانات هذه الدولة، على وفق الشكل البياني الآتي، بعدم وجود إتجاه عند المستوى وللمتغيرين. وللتأكد أكثر من سكون المتغيرين، سنلجأ إلى اختبار السكون (الاستقرارية)، بواسطة اختيار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey – Fuller Test) ،وكما يأتي:

الشكل (2): الاتجاه الزمني للمتغيرين u_1-unt_1 & g_1-gpt_1



المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews 10+).

ثانياً: اختبارات السكون

للتأكد من سكون متغيرات الأنموذج، لابد إجراء اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات المبحوثة قبل تطبيقهِ، لمعرفة فيما إذا كانتْ هذه المتغيرات مستقرة عند المستوى أو عند الفروق، أو إنها مزيج من النوعين. وبناءً على ذلك، نجري اختبار جذر الوحدة لكلّ من المتغيرات المبحوثة بإستعمال اختبار ديكي – فولر الموسع. وكانت النتائج كما مبين في الجدول الآتي:

الجدول (9): اختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey – Fuller)

المتغيرات	عند المستوى*	
	T-Statistic	P-Value
g_1-gpt_1	-2.877689	0.0532
u_1-unt_1	-3.518461	0.0144

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews 10+).

*يتضمن الأنموذج عند المستوى حد ثابت (Intercept).

أظهرت اختبارات السكون، بموجب اختبار ADF للمتغيرات موضوع البحث، ان المتغيرين ساكنين عند المستوى، إذ بلغت قيمة p-value للمتغير التابع g_1-gpt_1 (0.0532)، وهي ساكنة عند المستوى، عند درجة معنوية 5% تقريباً، في حين كانت قيمة p-value للمتغير المستقل u_1-unt_1 (0.0144)، وهي ساكنة عند مستوى 5%. وفي النهاية يمكننا تقدير العلاقة بموجب طريقة المربعات الصغرى العادية OLS.

ثالثاً: تقدير أ نموذج (OLS)

أظهرت نتائج التقدير بموجب طريقة (OLS)، وبالاعتماد على برنامج (Eviews10+) ،معنوية المتغير المستقل (فجوة البطالة u_1-unt_1) في التأثير على المتغير التابع (g_1-gpt_1) ، إذ بلغت القيمة الإحتمالية P-value (0.03) ،وهي اقل من 5% ،وان العلاقة بين المتغيرين موضوع الدراسة هي علاقة عكسية ،مما يعني ان زيادة المتغير المستقل u_1-unt_1 بمقدار وحدة واحدة سينخفض المتغير التابع g_1-gpt_1 بمقدار 54% ،وان قيمة R^2=0.15 تبين ان المتغير المستقل فسر ما نسبته 15% من التغير الحاصل في المتغير التابع ،والباقي يعود إلى عوامل أخرى لم تدخل إلى الأنموذج .وبلغت قيمة F-Prop statistic 0.026 ،أي أقل من 5% ،مما يعني معنوية الأنموذج المقدر.

نتائج تقدير الأنموذج

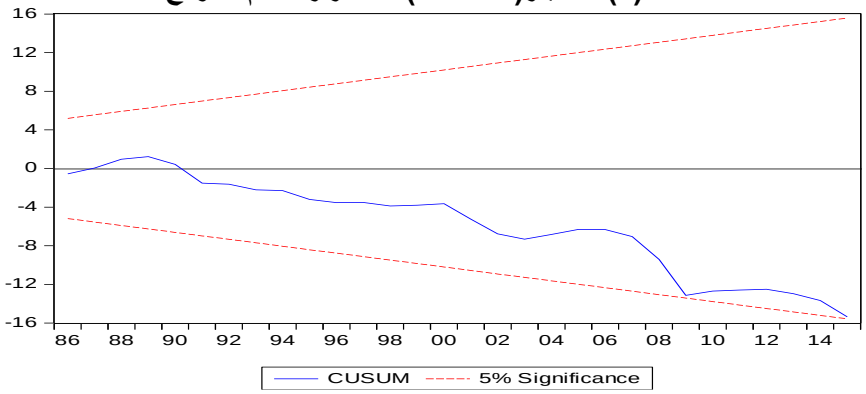
Dependent Variable: G1GPT1				
Method: Least Square				
Date: 12/22/17 Time 24:09				
Sample: 1984 2015				
Included observations: 32				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1UNT1	–o.543140	0.232531	-2.335773	0.0264
C	20575831	0.460480	5.593794	0.0000
Adjusted R-Squared	0.125673		Mean dependent var	1.837500
S.E. of regression	1.894198		D. dependent var	2.025762
Sum squared resid	107.6396		Akaike info criterion	4.175929
Log likelihood	-64.81487		Schwarz criterion	4.267538
F-statistic	5.455833		Hannan-Quinn criter.	4.206295
Prob (F-statistic)	0.026378		Durbin-Watson Stat	0.853704

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews 10+).

رابعاً: اختبار (Cusum) لاستقرار معالم الأنموذج

والآن نختبر ما إذا كانت معاملات الأنموذج تتميز بالاستقرار (Stationarity) أم لا. ولهذا نلجأ إلى استعمال اختبار (Cusum). وتنص فرضية العدم (H_0) هنا على إن المعلمات مستقرة، في حين تنص الفرضية البديلة (H_1) على إن المعلمات ليست مستقرة. وتم الاسترشاد في هذا الصدد بالشكل البياني، الذي يكون أحد معطيات البرنامج الاحصائي (Eviwes10+)، وبما ان الخط المقدر يقع بين حدي الثقة، فإن هذا يعني إن معاملات الانحدار تتغير بصورة منتظمة، فنقبل فرضية العدم، ونرفض الفرضية البديلة، مما يعني ان المعلمات مستقرة.

الشكل (3): اختبار(Cusum) لاستقرار معالم أنموذج ARDL



المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews 10+).

خامساً: اختبار الارتباط الذاتي

للتأكد من عدم وجود مشكلة الارتباط لذاتي ،سنجري اختبار Q-statistic .وكانت النتائج كما في الجدول التالي، إذ بين الجدول اختبار سكون البواقي، وإنها لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، أي إنها مستقلة عن بعضها بعض، إذ ان قيم الارتباط الذاتي تقترب من الصفر، وتقع ضمن حدود الثقة.

اختبار الارتباط الذاتي

Date: 12/22/17 Time: 23:11
Sample: 1984 2015
Included observations: 32

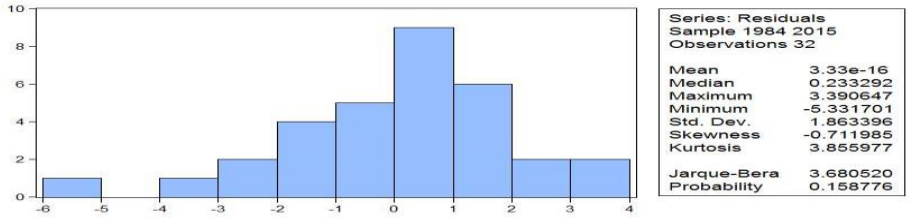
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.483	0.483	8.1874	0.004
		2	0.115	-0.154	8.6688	0.013
		3	-0.005	0.007	8.6697	0.034
		4	0.084	0.135	8.9416	0.063
		5	0.152	0.064	9.8697	0.079
		6	0.306	0.262	13.797	0.032
		7	0.293	0.061	17.542	0.014
		8	0.202	0.056	19.398	0.013
		9	-0.048	-0.195	19.509	0.021
		10	-0.010	0.118	19.513	0.034
		11	0.011	-0.103	19.519	0.052
		12	0.006	-0.107	19.521	0.077
		13	-0.019	-0.050	19.543	0.107
		14	-0.050	-0.138	19.696	0.140
		15	-0.113	-0.035	20.513	0.153
		16	-0.096	-0.022	21.140	0.173

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews 10+).

سادساً: اختبار التوزيع الطبيعي

نقوم بأجراء اختبار التوزيع الطبيعي، للتأكد من عدم وجود مشكلة في التوزيع الطبيعي (المتغيرات موزعة طبيعيا) ،بالاعتماد على اختبار Jarque-Bera .وكانت النتائج كما في الشكل التالي، إذ بلغت قيمة prop للاختبار (0.15)، وهي أكبر من 5%، مما يعني عدم وجود مشكلة في التوزيع الطبيعي للأنموذج.

الشكل (4): اختبار التوزيع الطبيعي Jarque-Bera



المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+).

سابعاً: اختبار انعدام ثبات التباين

طالما إن الأنموذج المقدر يجب ألا يعاني من مشكلة اختلاف التباين(Heteroscedasticity)، لذلك نجري اختبار(Breusch – Pagan – Godfrey) . ويتبين من نتائج هذا الاختبار إن قيمة (P- Value) لـ(Obs* x^2-Squared) هي [$x^2_{(3)}$=6.7%]؛ وطالما إن قيمة الاحتمال أكبر من (5%), فإن الأنموذج لا يعاني من مشكلة اختلاف التباين.

اختبار اختلاف التباين Breusch – Pagan – Godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.489624	Prob. F(1,30)	0.0715
Obs*R-squared	3.334405	Prob. Chi-Square(1)	0.0678
Scaled explained SS	4.184905	Prob. Chi-Square(1)	0.0408

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/22/17 Time: 23:13
Sample: 1984 2015
Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.631513	1.350842	1.207775	0.2366
U1UNT1	1.274279	0.682143	1.868053	0.0715

R-squared	0.104200	Mean dependent var	3.363736
Adjusted R-squared	0.074340	S.D. dependent var	5.775551
S.E. of regression	5.556728	Akaike info criterion	6.328357
Sum squared resid	926.3167	Schwarz criterion	6.419966
Log likelihood	-99.25372	Hannan-Quinn criter.	6.358723
F-statistic	3.489624	Durbin-Watson stat	1.415266
Prob(F-statistic)	0.071550		

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+).

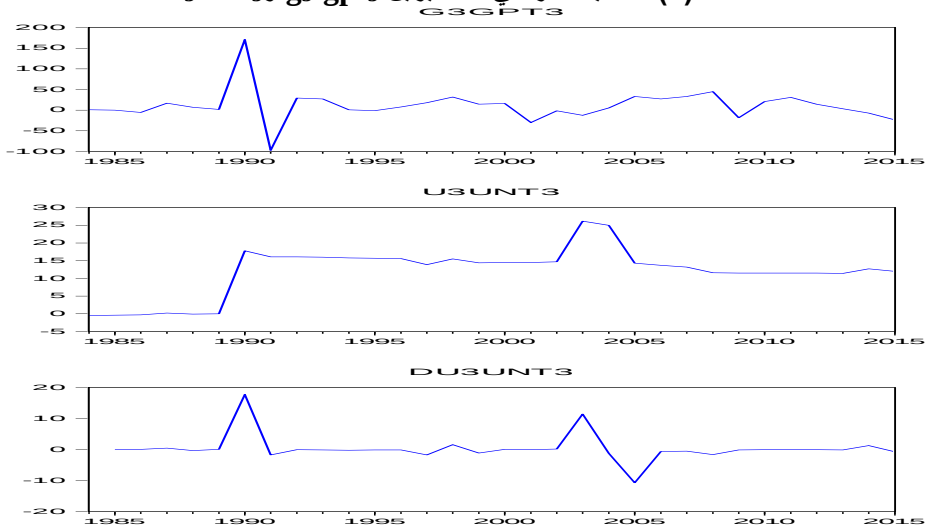
يلاحظ من خلال إجراء الاختبارات المهمهة أن الأنموذج المقدر قد اجتاز أهمها، وبالتالي يمكن الاعتماد عليه في تفسير العلاقة بين المتغيرين موضوع الدراسة إذ يلاحظ تحقق فرضية البحث على الولايات المتحدة لوجود علاقة عكسية بين متغيري الدراسة، وبالتالي يمكن استخراج المعامل β من معادلة الانحدار، كما يلي:

من معادلة الانحدار: $g_1\text{-}gpt_1 = 2.575831 - 0.543140\ u_1\text{-}unt_1$، نستخرج النسبة $u= - \alpha/\beta$ Δ، خلال مدة البحث كما يلي: $\Delta u= - \alpha/\beta= -2.575831/-0.543140 = 4.74$، وهي نسبة التغير المطلوبة في البطالة للحفاظ على معدل نمو الناتج دون تغيير(استقراره). بمعنى، ان هناك نسبة تغير للبطالة تضمن فقط بقاء معدل نمو الناتج دون تغيير. ويبدأ التأثير بين البطالة والنمو، عندما يضحى معدل البطالة فوق (أدني) من معدله الطبيعي، ومن ثم يتم الربط بين تغير البطالة، وتغير النمو، والذي يعتمد عليه صنّاع السياسة النقدية في التنبؤ بكنه هذه السياسة مستقبلا.

اولاً: توصيف الأنموذج الثاني (العراق)

تم استعمال بيانات المتغير ($u_3\text{-}unt_3$)، والمتغير ($g_3\text{-}gpt_3$)، وللمدة 1984- 2015. وتظهر بيانات المتغيرين ان المتغير $g_3\text{-}gpt_3$ لا يحتوي على اتجاه عند المستوى. إلا ان المتغير $u_3\text{-}unt_3$، عند المستوى، يظهر اتجاهاً لكن عند الفرق الأول $Du_3\text{-}unt_3$ يبدو ساكناً، إذ يبين الشكل ان المتغير لا يعاني من اتجاه. وللتأكد أكثر من سكون المتغيرات أعلاه، سنلجأ إلى اختبار السكون بواسطة اختبار ديكي فولر الموسع وكما يأتي:

الشكل (5): الاتجاه الزمني للمتغيرين $g_3\text{-}gpt_3$ و$u_3\text{-}unt_3$



المصدر: من عمل الباحث إستناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+).

ثانياً: اختبارات السكون

بناءً على نتائج اختبار جذر الوحدة لكلّ من المتغيرات المبحوثة، باستعمال اختبار ديكي – فولر الموسع، كما مبين في الجدول التالي، بينت النتائج ان المتغير الأول u_3-unt_3 ساكن عند الفرق الأول، إذ كانت قيمة p-valueتساوي (0.000) أي اقل من 5%. والمتغير الثاني g_3-gpt_3 ساكن عند المستوى، إذ بلغت قيمة p-value (0.000)، وهي ايضاً اقل من 5%. وفي النهاية يكون لدينا مبرر في اكتشاف العلاقة بموجب أنموذج اختبار الحدود Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL).

الجدول (10): اختبار جذور الوحدة (Augmented Dickey – Fuller) للمتغيرين (u_3-unt_3 و gpt_3-g_3)

المتغيرات	عند المستوى*		عند الفرق الأول*	
	T-Statistic	P-Value	T-Statistic	P-Value
U3-UNT3	-1.241903	0.6433	-4.166769	0.0000
G3-GPT3	-3525568	0.000	–	–

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews 10+).

*يتضمن الأنموذج حد ثابت (Intercept).

ثالثاً: تقدير أنموذج (ARDL)

بعد ان قمنا بأجراء اختبار السكون للمتغيرين، وتبين ان أحدهما ساكن عند المستوى، والآخر ساكن عند الفرق الأول، سنجري الان تقدير نموذج ARDL، وكانت النتائج كما هو مبين في أدناه:

نتائج تقدير أنموذج ARDL

Dependent Variable: G3GPT3
Method: ARDEL
Date: 11/24/17 Time: 20.40
Sample (adjusted): 1986 2015
Included observations: 30 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags. Automatic): DU3UNT3
Fixed regressors: C
Number of models evaluated: 20
Selected Model: ARDEL (1.1)
Note: final equation sample is larger than selection sample
HAS standard errors& covariance (Bartlett Kernel, Newey-West fixed Bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob *
G3GPT3(-1)	-0.194859	0.083750	-2.326692	0.0280
DU3UNT3	3.926220	3.774606	1.040167	0.3078
DU3UNT3(-1)	-2.954048	0.899745	-3.283206	0.0029
C	13.96607	5.700585	2.449936	0.0213

Adjusted R-squared	0.362025	Mean dependent var	11.83000
S.E. of regression	32.08763	S.D. dependent var	40.17314
Sum squared resid	26770.02	Akaike info criterion	9.898384
Log likelihood	-144.4758	Schwarz criterion	10.08521
F-statistic	6.485436	Hannan-Quinn criter.	9.958151
Prob (F-statistic)	0.002008	Durbin-Watson Stat	1.959325

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

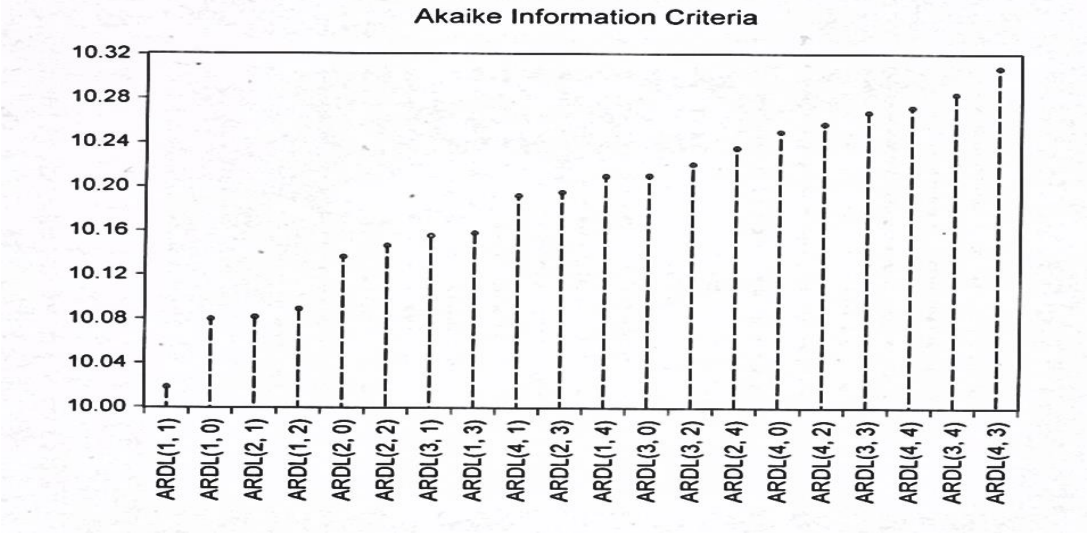
المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews10+).

يلاحظ من أعلاه نتائج التقدير بموجب أنموذج ARDL ،إذ تم اختيار النموذج 1.1 من بين 20 أنموذج ،كما موضح في الشكل البياني القادم (6) .واظهرت نتائج التقدير معنوية المتغير المتباطئ G3GPT3(-1) في التأثير على المتغير التابع ، إذ بلغت قيمة P-value (0.02) ،وهي أقل من5% ،وان العلاقة عكسية بمعنىأنه اذا زاد المتغير المستقل g_3gpt_3(-1) بمقدار وحدة واحدة ،سينخفض المتغير التابع G3GPT3 بمقدار 0.194 . كما بينت النتائج معنوية المتغير المتباطئ DU3UNT3(-1) في التأثير على المتغير التابع ،لأن قيمة P-Value لهذا المتغير بلغت (0.002)، وهي اقل من 5% ،مع وجود علاقة عكسية ، إذ إذا زاد المتغير DU3UNT3(-1) بمقدار وحدة واحدة ،سينخفض المتغير التابع G3GPT3 بمقدار 2.954 . ان قيمة R^2=0.42 تبين ان المتغيرات المستقلة فسرت ما نسبته 42% من التغير الحاصل في المتغير التابع، والباقي يعود إلى عوامل أخرى لم تدخل إلى الأنموذج. ان قيمة Prop F. statistic، والتي بلغت 0.002 هي أقل من 5%، مما يعني معنوية الأنموذج المقدر.

رابعاً: نتائج افضل توصيف للأنموذج

بين الشكل أدناه اننا نختار الأنموذج 1.1، لأنه يعطي أدنى قيم لمعيار AIC من بين 20 أنموذج، وهو الذي تم اختياره فعلاً وتم تفسيره في الأنموذج السابق.

الشكل (6): نتائج أفضل توصيف للأنموذج

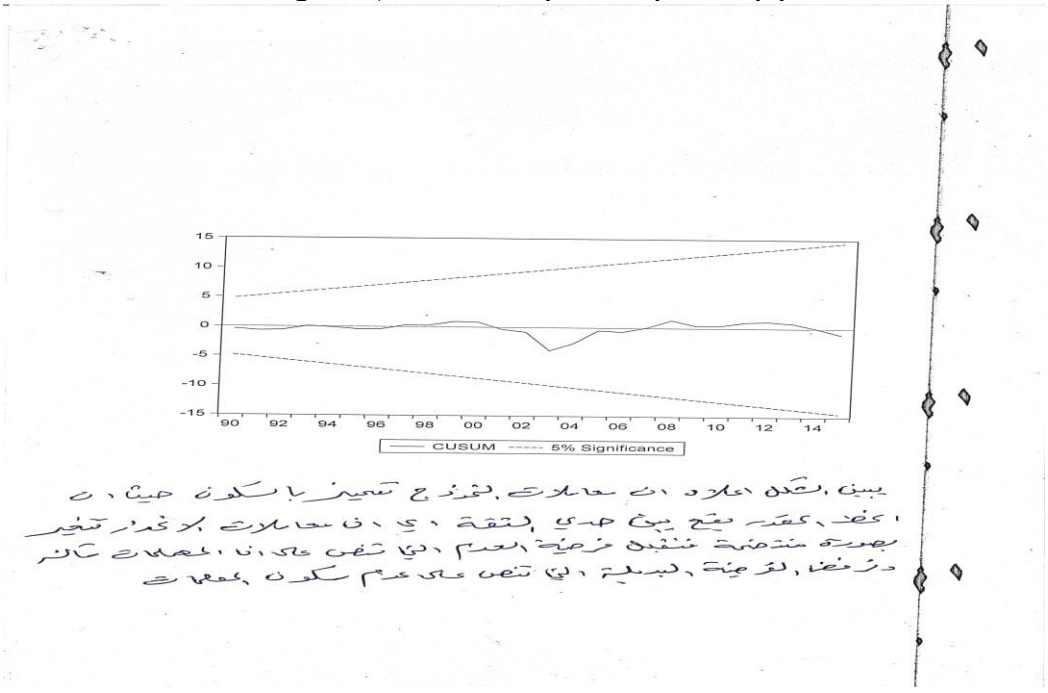


المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews10+).

خامساً: اختبار(Cusum) لاستقرار معالم الأنموذج

والآن نختبر ما إذا كانت معاملات النموذج تتميز بالسكون (Stationarity) أم لا، ولهذا نلجأ إلى استعمال اختبار (Cusum). وتنص فرضية العدم (H_0) هنا على إن المعلمات ساكنة، في حين تنص الفرضية البديلة (H_1) على إن المعلمات ليست ساكنة، وفي هذا الصدد يبين الشكل البياني ادناه (7) هذا الاختبار. فإذا كان الخط المقدر يقع بين حدي الثقة، فإن هذا يعني إن معاملات الانحدار تتغير بصورة منتظمة، فنقبل فرضية العدم ونرفض الفرضية البديلة. ويوضح الشكل التالي ان معاملات الأنموذج تتميز بالسكون، إذ ان الخط المقدر يقع بين حدي الثقة، أي ان معاملات الانحدار تتغير بصورة منتظمة، فنقبل فرضية العدم التي تنص على ان المعلمات ساكنة، ونرفض الفرضية البديلة التي تنص على عدم سكون المعلمات.

الشكل (7): اختبار(Cusum) لاستقرار معالم أنموذج ARDL



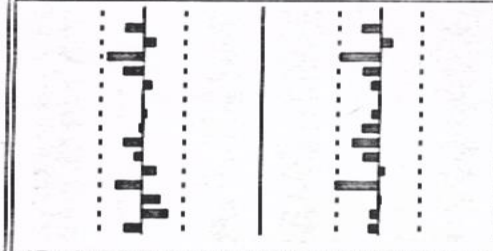
المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (+Eviews10).

سادساً: اختبار الارتباط الذاتي

للتأكد من عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي ،سنجري اختبار Q-statistic. وكانت النتائج كما في أدناه :

اختبار Q-statistic

Date: 11/24/17 Time: 20:42
Sample: 1984 2015
Included observations: 30
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor



	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1			-0.007	-0.007	0.0015	0.969
2			-0.157	-0.157	0.8440	0.656
3			0.102	0.102	1.2141	0.750
4			-0.312	-0.349	4.8061	0.308
5			-0.169	-0.141	5.8997	0.316
6			0.068	-0.068	6.0854	0.414
7			0.002	0.006	6.0856	0.530
8			0.025	-0.065	6.1129	0.635
9			-0.019	-0.147	6.1302	0.727
10			-0.157	-0.233	7.3143	0.695
11			-0.058	-0.133	7.4827	0.759
12			0.121	0.046	8.2665	0.764
13			-0.224	-0.385	11.088	0.603
14			0.161	0.024	12.635	0.555
15			0.226	-0.065	15.896	0.389
16			-0.140	-0.082	17.245	0.370

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews10+).

يلاحظ من الجدول أعلاه اختبار سكون البواقي، وإنها لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، أي انها مستقلة عن بعضها بعض، حيث ان قيم الارتباط الذاتي تقترب من الصفر وتقع ضمن حدود الثقة.

سابعاً: اختبار الارتباط التسلسلي

ومن المهم أيضاً ألا تكون أخطاء هذا الأنموذج مرتبطة تسلسلياً، وإذا لم تكنْ كذلك، فإن تقديرات المعلمات سوف لن تكونَ متسقة. لذلك نلجأ إلى استعمال (Breusch – Godfrey Serial correlation) (LM Test) لاختبارها، وكما في الجدول الآتي:

اختبار LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.375106	Prob. F(2,24)	0.6912
Obs*R-squared	0.909340	Prob. Chi-Square(2)	0.6347

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 11/24/17 Time: 20:43
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G3GPT3(-1)	-0.078299	0.361329	-0.216697	0.8303
DU3UNT3	0.123909	1.452057	0.085333	0.9327
DU3UNT3(-1)	0.020588	2.029898	0.010142	0.9920
C	1.237811	7.046711	0.175658	0.8620
RESID(-1)	0.067026	0.426624	0.157109	0.8765
RESID(-2)	-0.196269	0.227330	-0.863369	0.3965

R-squared	0.030311	Mean dependent var	-3.08E-15
Adjusted R-squared	-0.171707	S.D. dependent var	30.38263
S.E. of regression	32.88780	Akaike info criterion	10.00094
Sum squared resid	25958.58	Schwarz criterion	10.28118
Log likelihood	-144.0141	Hannan-Quinn criter.	10.09059
F-statistic	0.150042	Durbin-Watson stat	1.892326
Prob(F-statistic)	0.978060		

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews10+).

يوضح الاختبار ان الأنموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي، بموجب اختبار Breach-Godfrey. وطالما ان قيمة P-Value لـ (Obs R-Squared) هي 0.63 أكبر من 5%، فعليه نقبل فرض العدم القائلة، بأن بواقي النموذج لا تعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي.

ثامناً: اختبار الحدود Bound Test

إن أحد الأهداف الرئيسة في تقدير أنموذج (ARDL) هو استعماله كأساس في تطبيق اختبار الحدود (Bounds Test)، والذي يقوم على اختبار العلاقة طويلة الأجل، إذ تنص فرضية العدم: عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات ويبين الجدول التالي هذا الاختبار.

نلاحظ من الجدول ان القيمة F-Statistic لاختبار الحدود Bounds-Test هي أكبر من القيم الحرجة عند مختلف مستويات المعنوية، مما يدعونا الى رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة طويلة الأجل، وان هذه النتيجة تمكننا من الحصول على علاقة التكامل المشترك في الاجل الطويل للأنموذج ARDI.

اختبار ARDL Bound Test

ARDL Bounds Test
Date: 11/24/17 Time: 20:45
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	25.49041	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(G3GPT3)
Method: Least Squares
Date: 11/24/17 Time: 20:45
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DU3UNT3)	3.926220	1.347070	2.914637	0.0072
C	13.96607	6.216617	2.246571	0.0334
DU3UNT3(-1)	0.972171	2.029006	0.479137	0.6358
G3GPT3(-1)	-1.194859	0.171532	-6.965809	0.0000

R-squared	0.792984	Mean dependent var	-0.790000
Adjusted R-square	0.769098	S.D. dependent var	66.77649
S.E. of regression	32.08763	Akaike info criterion	9.898384
Sum squared resi	26770.02	Schwarz criterion	10.08521
Log likelihood	-144.4758	Hannan-Quinn criter.	9.958151
F-statistic	33.19810	Durbin-Watson stat	1.959325
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الاحصائي (Eviews10+).

تاسعاً: اختبار التكامل المشترك والعلاقة طويلة الأجل

يوضح الجدول أدناه اختبار علاقة الأجل الطويل والتكامل المشترك في أنموذج ARDL، إذ بلغت قيمة معامل تصحيح الخطأ (1.194859-) وهي معنوية، لان قيمة Prob =0.000، وهي أقل من 5%. وهذا يعني ان سرعة النظام في الاستجابة للعودة إلى توازن الاجل الطويل بنسبة أكبر من 100%، وان أكثر من 100% من عدم التوازن في الفترة السابقة سيتم تصحيحه في الفترة الحالية .

التكامل المشترك وعلاقة الاجل الطويل في أنموذج ARDL

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: G3GPT3
Selected Model: ARDL(1, 1)
Date: 11/24/17 Time: 20:45
Sample: 1984 2015
Included observations: 30

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DU3UNT3)	3.926220	3.774606	1.040167	0.3078
CointEq(-1)	-1.194859	0.083750	-14.267059	0.0000

Cointeq = G3GPT3 - (0.8136*DU3UNT3 + 11.6885)

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DU3UNT3	0.813628	2.727285	0.298329	0.7678
C	11.688463	4.354861	2.684003	0.0125

المصدر: من عمل الباحث استناداً إلى البرنامج الإحصائي (Eviews10+).

الاستنتاجات

قدم هذا البحث تحليلا تطبيقيا للعلاقة بين الناتج والبطالة لدولتي عينة البحث، للمدة 1984-2015، من خلال تقدير المعامل β لقانون Okun. وبعد اختبار استقرارية البيانات المستخدمة للعينة، أظهرت النتائج بأن سلسلة البيانات كان مستقرة للولايات المتحدة عند المستوى. وبذلك، استخدم التحليل التطبيقي طريقة OLS لتقدير العلاقة بين معدل البطالة والنمو الاقتصادي. أما البيانات الخاصة بالعراق، فقد اظهر اختبار الاستقرارية استقرار نمو الناتج عند المستوى، فقط. أما معدل البطالة، فقد استقر عند الفرق الأول. وبذلك لم يكن بالإمكان استخدام طريقة OLS، وانما تم اللجوء لنموذج ARDL. واظهرت النتائج تحقق فرضية البحث في حالة الولايات المتحدة، فقط، لتحقق شرط العلاقة العكسية (المعاملβ سالب) بين متغيري القانون. وبالتالي يمكن استخدام هذا القانون، من قبل صنّاع السياسة النقدية، للتنبؤ بكنه هذه السياسة مستقبلا. فقد أظهرت معادلة الانحدار المقدرة ان تغير المتغير المستقل بنسبة 1%، يفضي إلى تغير المتغير التابع بحدود النصف تقريبا، مما يؤكد طبيعة العلاقة بين فجوتي البطالة والناتج، التي تم توضيحها في الجزء النظري. أما بالنسبة للعراق، فلا ينطبق عليه القانون بنفس السنة، وإنما بتباطؤ سنة واحدة، كما أكد ذلك أنموذج ARDL.

Sources

1- **Abel, Andrew B. & Bernanke Ben S., Macroeconomics, Pearson Adison Wesley, New Your, 5 th ed., 2005.**

2- **Ball, L., Daniel Leigh, and Prakash Loungani, " Okun's Law: Fit at Fifty", NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, No. 18668, 2013.**

3- **Daly Mary, John Fernald, Oscar Jorda and Fernanda Nechio, "Okun's Macro scope and the Changing Cyclicality of underlying Margins of Adjustments", FRB San Francisco Working Paper, 32, 2013.**

4- **Fendel, Ralf, Elisa Lis, and Jan-Christoph Rulke, "Do Professional Forecasters Believe in the Phillips Curve? Evidence from the G7 Countries", Journal of Forecasters, Vol.30, March 2011.**

5- **Fernald, John, "Productivity and Potential Output before, during, and after the Great Recession", FRB San Francisco Working Paper, 18, 2014.**

6- **Freeman, D.G., Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries, Economic Inquiry, Vol.39, No. 4, 2001.**

7- **Izyumov, A. and Vahaly, J., Unemployment-Output Tradeoff in Transition Economies: Does Okun's Law Apply? College of Business and Public Administration, University of Louisville, Louisville, New York, KY 40292, 2004.**

8- **Knotek, Edward S., "How Useful Is Okun's Law?" FRB Kansas City Economic Review, Q IV, 2007.**

9- **Lal, I. Sulaiman, D. Anwer Jalil, M. and Hussain, A., Test of Okun's Law in some Asian Countries: Co-integration Approach, European Journal of Scientific Research, Vol. 40, No. 1, 2010.**

10- **Layard, R. Nickell, S. and Jackman, R., Unemployment: Performance and the Labour Market, Oxford University Papers, Oxford, Sec. Ed., 2005.**

11- **Malley, J. and Molana, H., "Relationship between Output and Unemployment with Efficiency Wages, Centre Dynamic Macroeconomic Analysis Conference Papers, 2007.**

12- **Mary C. Daly, John Fernald, Oscar Jorda, and Fernanda Nechio, Interpreting Deviations from Okun's Law, FRBSF Economic Letter, New Your, 12, 2014.**

13- **Oliver Blanchard, Macroeconomics, Pearson Education, Inc., New York, 6 ed., 2013.**

14- **Prachowny, Martin, Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", Review of Economics and Statistics, May 1993, 75(2).**

15- **Pulke, Jan-Christoph, "Do Professional Forecasters Apply the Phillips Curve and Okun's Law? Evidence from Six Asaian-Pacific Countries", Japan and the World Economy, Vol. 24, December 2012.**

16- **Sinclair, Tara, Stekler, H.O., and Warren Carnow, a New Approach for Evaluating Economic Forecasters, 2014.**

17- **Tillman, Peter, "Do FOMC Members Believe in the Okun's Law?" Journal of Economic Bulletin, Vol. 30, No.3, 2010.**

الملحق

الجدول (1): الناتج المحلي الإجمالي (GDP) للولايات المتحدة وللعراق للمدة 1984-2015

	1984	1985	1986	1987	1988	1989
U	4040693000000	4346734000000	4590155000000	4870217000000	5252629000000	5657693000000
I	46808830635	48291501126	47124059506	56617488896	62511498166	65650230207
	1990	1991	1992	1993	1994	1995
U	5979589000000	6174043000000	6539299000000	6878718000000	7308755000000	7664060000000
I	179910699665	10680200000	14163500000	18453600000	19164900000	19571200000
	1996	1997	1998	1999	2000	2001
U	8100201000000	8608515000000	9089168000000	9660624000000	10284779000000	10621824000000
I	21728100000	26342700000	35525000000	41771100000	49904410459	36527544347
	2002	2003	2004	2005	2006	2007
U	10977514000000	11510670000000	12274928000000	13093726000000	13855888000000	14477635000000
I	37124290781	33715440779	36627901762	49954890353	65140293688	88840050497
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
U	14718582000000	14418739000000	14964372000000	15517926000000	16163158000000	16768053000000
I	131613661510	111660855043	138516722650	185749664444	218000986223	232497236278
	2014	2015				
U	17419000000000	17913700000000				
I	223508094683	177632421789				

Source: - World Bank at the website: www.data.worldbank.org/indicator
– Eurostat at the website: www.ec. europa.eu/Eurostat
- cosit at the website: www.cosit.gov.iq/ar

U = الولايات المتحدة وأرقامها بالدولار **i = العراق وأرقامه بالدينار**

الجدول (2): معدلات نمو الناتج ومعدلات البطالة في الولايات المتحدة (برقم 1) والعراق (برقم 2)

السنوات	U1	U1-Unt1	g1	g1-gpt1	U2	U2-Unt2	g2	g2-gpt2
1984	7.5	2.7	7.7	4.5	3.2	-0.5	4.2	0.9
1985	7.2	2.4	7.6	4.4	3.3	-0.4	3.2	-0.1
1986	7	2.2	5.6	2.4	3.4	-0.3	2.4-	-5.7
1987	6.2	1.4	6.1	2.9	3.9	0.2	20.1	16.8
1988	5.5	0.7	7.9	4.7	3.6	-0.1	10.1	6.8
1989	5.3	0.5	7.7	4.5	3.7	0	5	1.7
1990	5.6	0.8	5.7	2.5	21.5	17.8	174	170.7
1991	6.8	2	3.3	0.1	19.8	16.1	94.1-	-97.4
1992	7.5	2.7	5.9	2.7	19.8	16.1	32.6	29.3
1993	6.9	2.1	5.2	2	19.7	16	30.3	27
1994	6.1	1.3	6.3	3.1	19.5	15.8	3.9	0.6
1995	5.6	0.8	4.9	1.7	19.4	15.7	2.1	-1.2
1996	5.4	0.6	5.7	2.5	19.3	15.6	11	7.7
1997	5	0.2	6.3	3.1	17.6	13.9	21.2	17.9
1998	4.5	-0.3	5.6	2.4	19.2	15.5	34.9	31.6
1999	4.2	-0.6	6.3	3.1	18.1	14.4	17.6	14.3
2000	4	-0.8	6.5	3.3	18.2	14.5	19.5	16.2
2001	4.7	-0.1	3.3	0.1	18.2	14.5	26.8-	-30.1
2002	5.8	1	3.3	0.1	18.4	14.7	1.6	-1.7
2003	6	1.2	4.9	1.7	29.9	26.2	9.2-	-12.5
2004	5.5	0.7	6.6	3.4	28.7	25	8.6	5.3
2005	5.1	0.3	6.7	3.5	18	14.3	36.4	33.1
2006	4.6	-0.2	5.8	2.6	17.4	13.7	30.4	27.1
2007	4.6	-0.2	4.5	1.3	16.9	13.2	36.4	33.1
2008	5.8	1	1.7	-1.5	15.3	11.6	48.1	44.8
2009	9.3	4.5	2-	-5.2	15.2	11.5	15.2-	-18.5
2010	9.6	4.8	3.8	0.6	15.2	11.5	24.1	20.8
2011	9	4.2	3.7	0.5	15.2	11.5	34.1	30.8
2012	8.1	3.3	4.2	1	15.2	11.5	17.4	14.1
2013	7.4	2.6	3.7	0.5	15.1	11.4	6.6	3.3
2014	6.2	1.4	3.9	0.7	16.4	12.7	3.9-	-7.2
2015	5.1	0.3	2.8	-0.4	15.7	12	20.5-	-23.8

المصدر: الجدول من إعداد الباحث بالاعتماد على أرقام الجدول أعلاه.

ملاحظة: تم الحصول على أرقام البطلة الطبيعية والتي تروحت (5و4-5%)، ومتوسطها 8و4 والناتج المحتمل البالغ 2و3

www.federalreserve.gov/econresdata/defauit.htmللولايات المتحدة من المصدر الآتي:

أما أرقام العراق للبطلة الطبيعية والتي تروحت (5و3-8و3%)، ومتوسطها 7و3 والناتج المحتمل البالغ 2و3 فقد تم الحصول عليها من المصدر:

cosit at the website: www.cosit.gov.iq/ar