دراسة السببية الاقتصادية بين ظاهرتي التضخم والبطالة في الجزائر

خلال الفترة 1984 - 2010

د. هشام لبزة
جامعة الوادي
Hichamlebza@gmail.com

د. محمد الهادي ضيف الله
جامعة الوادي
difmh2008@hotmail.fr

ملخص:

إن الهدف الرئيسي من هذه الدراسة هو الوصول إلى إيجاد السببية بين ظاهرتي التضخم والبطالة في الجزائر، وذلك من خلال إيجاد علاقة هذا الأخير كظاهرة اقتصادية ولها فعالية أساسية بالمتغيرات الاقتصادية الأساسية الأخرى.

وكان من خلال تطبيقنا لمجموعة من الصدمات العشوائية وتحليل التباين وكذا دراسة السببية بين المتغيرات المدروسة – **سيمس، غرانجر**، حيث استطعنا استنتاج العلاقة الموجودة بين هذه المتغيرات المدروسة، والتي تسمح لنا بقياس الأثر المفاجئ في ظاهرة أو فعالية اقتصادية معينة على باقي المتغيرات المدروسة الأخرى.

الكلمات المفتاحية: البطالة، التضخم، منحنى فليبس، السببية.

Abstract:

L'objectif principal de cette étude est de trouver l'accès à des phénomènes de la causalité entre l'inflation et le chômage en Algérie, et que par la recherche de la relation de ce dernier phénomène et son efficacité économique d'autres variables économiques.

*Il était par l'application d'un ensemble de chocs et de l'analyse de variance aléatoires, ainsi que l'étude de causalité entre les variables étudiées-**Sims, Granger**-, où nous avons trouvé une relation entre ces variables étudiées, et qui nous permet de mesurer l'impact de certains phénomène économique dans le reste des autres variables étudiées.*

Mots clés: *le chômage, l'inflation, la courbe de Phillips, la causalité.*

تمهيد:

تعتبر قضيتي البطالة والتضخم من أهم الظواهر الاقتصادية التي تواجه أي اقتصاد في العالم. فمشكلتي التضخم والبطالة تعتبر من المرتكزات الأساسية التي تقوم بتوجيه السياسات والبرامج الحكومية وتحاول الحكومة دائماً إتباع سياسات اقتصادية تهدف إلى تجنب هاتين المشكلتين وتقليل الأضرار الناجمة عنهما. وفي كثير من الأحيان تواجه حكومات الدول التي تعاني من التضخم أو البطالة العديد من المظاهرات والاحتجاجات المنددة بعدم معالجة الحكومة للبطالة أو التضخم. حيث يتطرق هذا البحث إلى مشكلتي البطالة والتضخم ومن ثم نتعرض إلى الطرق التي من خلالها نستطيع معرفة العلاقة بين هاتين المشكلتين.

أولا: البطالة والتضخم في النظرية الاقتصادية

ترتبط البطالة عادة وبشكل عام بحالة الدورة الاقتصادية للدول، حيث تظهر البطالة جلياً وتزداد نسبها في حال الركود الاقتصادي العام، وذلك عند حدوث أزمات اقتصادية–* مؤقتة- ناتجة إما بسبب عوامل داخلية تتعلق بإجراءات العمل والتوظيف أو سوء توافق بين مخرجات التعليم وسوق العمل، أو نتيجة لعوامل وضغوط خارجية تتعلق بمنظومة الاقتصاد الدولي. أما إذا كانت الدورة الاقتصادية نشطة، فإن ذلك سوف ينعكس على الاقتصاد المحلي من حيث انتعاشه ونهوضه وتنوعه، مما يؤدي إلى توافر فرص عديدة ومتنوعة للعمل، ومن ثم تنخفض نسبة العاطلين عن العمل في المجتمع، وبذلك يتضح أن للدورة الاقتصادية دوراً أساسياً في تشكيل اقتصاد المجتمعات المعاصرة، ونشاط سوق العمل فيها.

ويمكن التفرقة بين مفهومين للبطالة هما: المفهوم الرسمي، المفهوم العلمي، فتعرف البطالة في المفهوم الرسمي على أنها[1]: " التعطل أو الانقطاع الإجباري أو الإرادي لعدد معين من أفراد القوة العاملة، برغم القدرة والرغبة في العمل".

وتعرف حسب المفهوم العلمي[2] بأنها " ظاهرة اختلال التوازن في سوق العمل أي مقدار الفرق بين حجم العمل المعروض عند مستويات الأجور السائدة وحجم العمل المستخدم عند تلك المستويات، وذلك خلال فترة زمنية محددة، ومن ثم فإن حجم البطالة يعكس حجم الفجوة بين العرض والطلب في سوق العمل".

أما التضخم يعتبر من المشاكل الاقتصادية التي تعاني منها دول العالم على اختلاف نظمها الاقتصادية والسياسية. لذلك فقد حظيت هذه الظاهرة بأهمية بالغة وأصبحت من أكثر المشاكل التي تتعرض للبحث والتحليل نظراً لما تخلفه من آثار على مختلف المستويات الاقتصادية والاجتماعية.

لقد أصبح التضخم ظاهرة شائعة بعد الحرب العالمية الثانية في كثير من الدول، وهذا ما أدى إلى اهتمام الاقتصاديين بهذه الظاهرة. وعلى الرغم من هذا الاهتمام المتزايد لدراسة هذه الظاهرة وشيع استخدام هذا اللفظ فإنه لا يوجد اتفاق بين الاقتصاديين حول تحديد مفهوم التضخم[3].

للتضخم عدة تعاريف لأنه يستخدم لوصف عدد من العمليات أو الحالات المختلفة من بينها:

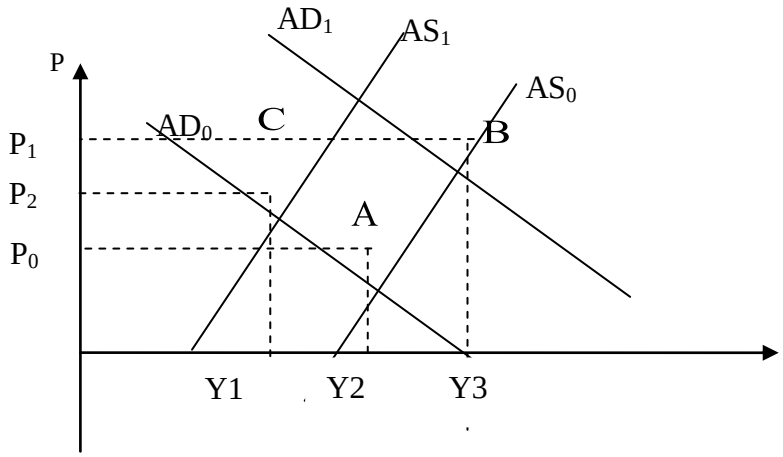
- الارتفاع المفرط في المستوى العام للأسعار.
- ارتفاع الدخول النقدية.
- ارتفاع التكاليف.
- الإفراط في خلق الأرصدة النقدية[4].

1. العلاقة بين التضخم والبطالة:

من المعتقد على نطاق واسع أن هناك علاقة عكسية بين مستوى البطالة ومستوى التضخم في الاقتصاد، فعندما يكون معدل البطالة مرتفعا يكون معدل التضخم منخفضا، والعكس بالعكس، لكن الواقع يثبت عكس ذلك لأنه من الممكن أن تكون العلاقة بين التضخم والبطالة إيجابية بحيث تكون العلاقة طردية بين البطالة والتضخم.

1.1. **العلاقة السلبية بين البطالة والتضخم (تغيير الطلب الكلي)**: لنفرض أن الاقتصاد كان متوازناً عند النقطة A كما في الشكل (01) حيث يتساوى العرض الكلي مع الطلب الكلي.

شكل رقم 1: بين العلاقة السلبية بين التضخم والبطالة.



المصدر: أحمد الأشقر، الاقتصاد الكلي، دار الثقافة و الدار العلمية الدولية، عمان، ط1، ص 301.

حيث كان حجم الناتج y_0، و مستوى الأسعار P_0 و لنفرض أن الطلب الكلي قد ازداد بفعل أحد العوامل، غير عامل السعر. مثلا في حالة ازدياد الكتلة النقدية M ينتج عنها ارتفاع الطلب الكلي وهذا يؤدي إلى نقل منحنى الطلب من الوضع AD_0، وبهذا ينتقل وضع التوازن من النقطة A إلى النقطة B [5].

نلاحظ أن الانتقال إلى وضع التوازن الجديد قد ارتبط بارتفاع حجم الناتج من y_0 إلى y_1مما يعني انخفاض معدل البطالة، كما أنه ارتبط بارتفاع مستوى الأسعار من P_0إلى P_1 مما يعني في النهاية ارتفاع معدل التضخم، في هذا المثال يرتبط انخفاض البطالة مع ارتفاع معدل التضخم أي أن العلاقة بين البطالة والتضخم عكسية.

على العكس من ذلك إذا انخفض الطلب الكلي من جراء عوامل خارجية كما في حالة انخفاض العرض النقدي فسينخفض حجم الناتج وسينخفض مستوى الأسعار كما في الانتقال من النقطة B إلى النقطة A؛ وهذا يدل على ارتفاع معدل البطالة قد ترافق بانخفاض معدل التضخم وأن العلاقة بين البطالة والتضخم في هذه الحالة أيضاً هي علاقة عكسية أي سلبية [6].

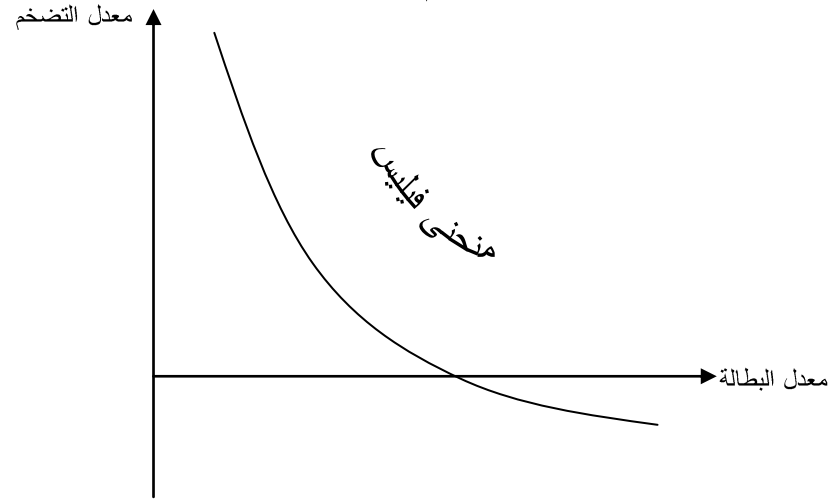
2.1. **العلاقة الإيجابية بين البطالة والتضخم (تغير العرض الكلي)**: سوف نعود إلى الشكل (01)، ونفترض أن التوازن كان عند النقطة A ونفترض أن العرض الكلي قد انخفض لأسباب خارجية مثل الارتفاع المفاجئ في تكاليف الإنتاج في هذه الحالة سينتقل منحنى العرض الكلي AS_0 نحو اليسار إلى الوضع AS_1 وينتقل وضع التوازن من النقطة Aإلى النقطة C، ونلاحظ أن هذا الوضع التوازني الجديد يتصف بارتفاع مستوى الأسعار وانخفاض مستوى الناتج عما كان عليه في النقطة Aأي أن الانتقال من A إلى C ترافق بارتفاع معدل التضخم وارتفاع مستوى البطالة في آن واحد.

ويحدث العكس إذا افترضنا أن العرض الكلي قد ارتفع لأسباب خارجية (غير تغير الأسعار)، فإن ذلك يؤدي إلى انخفاض الأسعار وازدياد الناتج، في هذه الحالة يترافق انخفاض التضخم مع انخفاض البطالة وتظل العلاقة إيجابية بين البطالة والتضخم [7].

3.1. **منحنى فيليبس:** في سنة 1958 قام الاقتصادي فيليبس** بنشر دراسة تطبيقية عن الاقتصاد الانجليزي مستخدما بيانات لـ98 سنة، تمتد بين (1867، 1957)، وكان موضوع بحثه العلاقة بين توأمة منحنيات الظاهرتين (التضخم والبطالة)[8] ، حيث يشار إلى هذه العلاقة بمنحنى فيليبس.

وجد فيليبس بأن الأجور ترتفع بشكل واضح حينما تنخفض معدلات البطالة وعندما ترتفع هذه الأخيرة تنخفض معدلات الأجور وكانت النتيجة أن هناك نوعا من المفاوضة بين التضخم و البطالة، أي أن هناك علاقة عكسية بين معدل البطالة ومعدل التضخم. وقد تم تمثيل تلك العلاقة لمنحنى فيليبس بالشكل التالي:

شكل 2: الشكل العام لمنحنى فيليبس.



المصدر: خالد واصف، أحمد حسين، مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، دار وائل للنشر، عمان، 1999، ص 265

يعود تفسير المنحنى (02) إلى أنه عند زيادة مستوى الطلب الكلي في اقتصاد ما بمعدل كبير فإن المؤسسات ستسعى إلى زيادة إنتاجها من خلال توظيف المزيد من العمال وإغرائهم بأجور مرتفعة، وهذا يعني اقتراب الاقتصاد من التوظيف الكامل، وإذا اقتربنا من التوظيف الكامل زاد معدل الارتفاع في الأسعار نتيجة ارتفاع تكاليف الإنتاج بفعل زيادة الأجور، وبالتالي يخلق التضخم، إذن البطالة انخفضت في حين أن معدلات التضخم ارتفعت.

استنتج فيليبس أنه إذا كان معدل زيادة الإنتاجية هو 2% سنوياً فإن وجود معدل البطالة يبلغ 2.5% يتماشى مع تحقيق استقرار الأسعار، وللمحافظة على استقرار الأجور فإنه يتوجب قبول معدل بطالة يساوي 5.5%.

أما في حالة الركود والكساد، فإن ذلك يعني أن الوضع الاقتصادي في تراجع، وأن الطلب إما ثابت أو في انكماش مما يعني ثبات الأسعار نسبيا أو تراجعهما، أي انخفاض معدلات التضخم أو اختفاؤه وظهور البطالة، فالبطالة هي الثمن الذي يدفعه المجتمع الرأسمالي لمكافحة التضخم [9].

وما أن جاء عام 1970 حتى انهارت هذه العلاقة بين معدل التضخم والبطالة، ففي عام 1969 حاول الرئيس الأمريكي السابق فيكسون أن يخفض معدل التضخم الذي كان آنذاك في الو.م.أ والذي كان يتراوح ما بين (5- 6%) عن طريق تقييد نمو الطلب الكلي بالأساليب الكينزية بواسطة تقليل حجم النقود والائتمان المصرفي والإنفاق العام.

غير أن النتائج كانت عكسية تماماً، وبشكل يناقض الفكرة الأساسية التي قام عليها منحنى فيليبس، ففي عام 1970 انخفض حجم الإنتاج الصناعي الأمريكي بأكثر من 5% وتضاعف معدل البطالة تقريباً، وظل المستوى العام للأسعار مرتفعاً.

كما استمرت إدارة فورد في تطبيق نفس هذه السياسة مع تحقيق نفس النتائج السيئة (تدهور في معدلات النمو وتزايد معدلات البطالة والتضخم).

الأمر الذي دفع **بورنس** رئيس مجلس الاحتياطي الفيدرالي إلى القول:« يجب علينا أن نعترف بالحقيقة القاسية الماثلة أمام أعيننا، و هي أن ثمة جزء كبير من سوقنا الداخلية قد فقد فاعليته في مجال المنافسة، ذلك أنه إذا كان معدل البطالة يتراوح ما بين 8- 9%غير كاف لإيقاف التضخم، فإن ذلك يعني أن اقتصادنا لم يعد يعمل كما كان يعمل في الماضي» .

ولم يكن الأمر قاصراً على الولايات المتحدة الأمريكية فحسب، بل كان ذلك أيضاً في الدول الأوروبية الرأسمالية، إذ ظلت معدلات التضخم في ارتفاع مستمر، مع نمو واضح في معدلات البطالة وانخفاض في معدلات النمو، وتم ذلك في إطار الركود الاقتصادي.

وهنا بدأ الاقتصاديون الرأسماليون يلحظون لأول مرة ظاهرة جديدة لم تكن معروفة من قبل، وغير معقولة في ضوء النظرية الكينزية، وهي ظاهرة تعايش نمو البطالة مع تزايد معدلات التضخم، وسميت هذه الظاهرة **بالتضخم الركودي** الذي يقاس معدله من خلال الجمع الحسابي بين معدل التضخم ومعدل البطالة.

إن ظاهرة التضخم الركودي قد دمرت وهم الاعتقاد الذي كان سائدا حول صحة منحنى فيليبس، فلم تعد القضية هي المفاضلة بين التضخم و البطالة و البحث عن حل وسط بينهما، وإنما القضية أصبحت في تواجد البطالة مع التضخم في إطار من الركود الاقتصادي، وهي أمور تتنافى مع منطق منحنى فيليبس الكينزي [10].

كما أثبتت الممارسات الاقتصادية التي طبقتها حكومات نيكسون وفورد و كارتر وحكومات دول أوروبا الغربية عدم استجابة الواقع الرأسمالي الجديد للسياسات الكينزية التقليدية، وهنا وصل الاقتصاديون الرأسماليون ومعهم ساسة الغرب إلى طريق مسدود، وسادت بين صفوفهم ضجة كبرى، عبرت في النهاية عن شك كبير في النظرية الكينزية.

ثانيا: المفهوم القياسي للسببية بين الظواهر الاقتصادية

نهتم بالتحليل القياسي للسببية باعتبار علاقات بين الظواهر الاقتصادية وقياسها إحصائياً، والبعد النظري للسببية في القياس الاقتصادي يطرح مشكلتين:

- ✓ كثرة وتعقد العلاقات السببية.
- ✓ محدودية التصور الأكيد.

عرض الباحث غرنجر1969 تصور للسببية في القياس الاقتصادي، إذ يرى أن سلسلة تسبب سلسلة أخرى إذا كان معرفة الماضي السلسلة الأولى يحسن التنبؤ بالسلسلة الثانية [11]. أما الباحث سيمس فقد تصور السببية في متغيرات الانحدار الذاتي، ويستعمل مبدأ مدى المتغيرات المفسرة - الخارجية – المستعملة لدرجة السببية ذات اتجاه واحد من المتغيرة الخارجية إلى المتغيرة الداخلية، كذلك معرفة القيم الحالية و الماضية للمتغيرة المدروسة.

في سنة 1988 انتقد الباحث زلنر *Zellner* الأعمال التجريبية التي تستعمل النماذج القياسية الاقتصادية الأكثر تعقيداً وأكثر بساطة ونصح بتطوير المخطط الاقتصادي النظري لإقامة قوانين سببية في الاقتصاد [12].

وسوف نتطرق إلى اختبارين للسببية، الأول اختبار حسب مفهوم غرانجر(*Granger*) والثاني اختبار حسب مفهوم سيمس (*Sims*).

1. **السببية حسب مفهوم غرانجر**(1969): لقد اقترح قرانجر سنة 1969 مفهوم السببية ؛ y_{2t} هي سبب y_{1t}، إذا كان التكهن بـ y_{1t}يتحسن لأننا أدخلنا المعلومة المتعلقة بـ y_{2t} في التحليل. و ليكن لدينا نموذج شعاع الانحدار الذاتي $VAR(p)$ بحيث أن y_{1t} و y_{2t} سلسلتان مستقرتان (*Stationnaires*):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \ldots + \begin{bmatrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

المتغيرات $(y_{2t-1}, y_{2t-2}, \ldots, y_{2t-p})$ تمثل المتغيرات المفسرة أو الخارجية بالنسبة للمتغيرات $(y_{1t-1}, y_{1t-2}, \ldots, y_{1t-p})$، أما تحديد درجة التأخير p يكون باستعمال معياري أكاييك Aic وشوارز Sc حيث أن:

$$Aic(P) = Ln(\det|\Omega_e|) + \frac{2K^2P}{n} \qquad Sc(P) = Ln(\det|\Omega_e|) + \frac{2K^2PLn(n)}{n}$$

حيث: Ω_e تمثل مصفوفة التباين لبواقي نموذج الانحدار الذاتي.

ومنه لدينا الاختبار كالآتي:

- y_{2t} لا يسبب y_{1t} إذا قبلنا الفرضية التالية:

$$H_0: \quad b_1^1 = b_2^1 = \ldots = b_p^1 = 0$$

- y_{1t} لا يسبب y_{2t} إذا قبلنا الفرضية التالية:

$$H_0: \quad a_1^2 = a_2^2 = \ldots = a_p^2 = 0$$

إذا رفضا الفرضيتين السابقتين، نتكلم عن الحلقة الرجعية أو تبادلية(*feedback effect*).

يمكن استعمال اختبار فيشر التقليدي، معادلة بمعادلة كما يلي:

$$F_{cal}=\frac{(SCRR-SCRU)/c}{SCRU/(n-k-1)}$$

حيث:

$SCRR$: مجموع مربعات البواقي بالنسبة للنموذج المقيد (*contraint*).

$SCRU$: مجموع مربعات البواقي بالنسبة للنموذج بدون قيد (*noncontraint*).

c : عدد المعالم التي نختبر صفريتها (*restriction*).

إذا كان $F_{cal}>F^{5\%}_{(c,n-k-1)}$ نرفض الفرضية الصفرية.

أو مباشرة بالمقارنة بين نموذج شعاع الانحدار الذاتي بقيد ($RVAR$) ونموذج شعاع الإنحدار الذاتي بدون قيد ($UVAR$). نحسب:

$$L^*=(n-c)\times\left(Ln\left|\sum_{RVAR}\right|-Ln\left|\sum_{UVAR}\right|\right)$$

حيث:

$\sum_{RVAR}$: مصفوفة التباين للبواقي للنموذج بقيد.

$\sum_{UVAR}$: مصفوفة التباين للبواقي للنموذج بدون قيد.

إذا كان $L^*>\chi^2_{(2p)}$ نرفض الفرضية الصفرية.

2. **السببية حسب مفهوم سيمس** (1980): لقد قدم سيمس سنة 1980 اختباراً يختلف قليلاً عن الاختبار الأول، بحيث يعتبر أنه إذا كانت القيم المستقبلية لـ y_{1t} تسمح بشرح القيم الحاضرة لـ y_{2t} ، فإذا كانت y_{2t} هي سبب y_{1t} فيمكن أن يترجم في التمثيل التالي:

$$y_{1t}=a^1_0+\sum_{i=1}^{p}a^1_{1i}y_{1t-i}+\sum_{i=1}^{p}a^2_{1i}y_{2t-i}+\sum_{i=1}^{p}b^2_i y_{2t+i}+\varepsilon_{1t}$$

$$y_{2t}=a^2_0+\sum_{i=1}^{p}a^1_{2i}y_{1t-i}+\sum_{i=1}^{p}a^2_{2i}y_{2t-i}+\sum_{i=1}^{p}b^1_i y_{1t+i}+\varepsilon_{2t}$$

- y_{2t} لا يسبب y_{1t} إذا قبلنا الفرضية التالية:

$$H_0: \quad b^2_1=b^2_2=\ldots=b^2_p=0$$

- y_{1t} لا يسبب y_{2t} إذا قبلنا الفرضية التالية:

$$H_0: \quad b^1_1=b^1_2=\ldots=b^1_p=0$$

نستعمل نفس إحصاءة فيشر لاختبار غرانجر.

$$F_{cal}=\frac{(SCRR-SCRU)/c}{SCRU/(n-k-1)}$$

ومن الطريقتين السابقتين لتحليل السببية تبين أنه [13]:

✓ بالنسبة للباحث غرنجر السببية تعرف بحد تحسينها للتنبؤ ويحلل السببية فقط بين المسارات المستقرة.

✓ بالنسبة للباحث سيمس فالسببية تفتح إمكانية أن السببية تبدأ في اللحظة t وتأخذ إلى مسارات غير مستقرة وتقترح ترشيح السلاسل.

ثالثا: دارسة استقرارية المتغيرات

من أجل دراسة تطبيقية للعلاقة بين التضخم والبطالة وجب جمع معطيات كمية لظاهرتين، وتم الاعتماد على مجموعة مختلفة من المعطيات والمصادر من بينها بنك الجزائر والديوان الوطني للإحصائيات وكذلك البنك الدولي. وكانت فترة المعطيات سنوية من سنة 1984 إلى غاية سنة 2010، وسبب أخذ سنة 1984 كسنة الأساس هو غياب بعض معطيات لمتغيرات البطالة لبعض السنوات السابقة لها، وتمت تسمية متغيرات الدراسة بالرموز التالية:

✓ متغيرة التضخم inf.

✓ متغيرة البطالة cho.

من أجل تحديد درجة تأخير المتغيرات، باستعمال اختبار ديكي فولر المطور نختار التأخير الذي تحدده أدنى قيم للمعيارين $Akaike$ و$Schwarz$.

$$Aic(P)=Ln(\det|\Omega_e|)+\frac{2K^2P}{n} \quad , Sc(P)=Ln(\det|\Omega_e|)+\frac{2K^2PLn(n)}{n}$$

جدول 1: تحديد درجة التأخير للسلسلتين

	p	01	02	03
inf	Aic	6.33	6.46	6.38
	Aic	6.52	6.71	6.68
cho	Aic	4.79	4.84	4.93
	Sc	4.89	5.08	5.22

المصدر: من إعداد الباحثين.

حسب معياري Aic وSc نستشف من الجدول أعلاه أن درجة تأخير p لسلسلة التضخم تساوي $p=1$، كذلك لسلسة البطالة فتأخيرها من الدرجة $p=1$.

1. **تطبيق اختبار الجذر الأحادي على السلاسل**: من أجل معرفة استقرارية السلاسل نقوم بتطبيق اختبار الجذر الأحادي ADF، وهذا باستعمال درجة التأخير P، وبالاعتماد على درجة التأخير للنماذج الثلاثة مع اختبار معنوية المعالم (b,c) لمعرفة النموذج المناسب.

النموذج السادس: $$\Delta Y_t = \bar{c}_2 + \bar{b}t + \bar{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p}\bar{\varphi}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t \quad (\tilde{\phi} = \tilde{\varphi} - 1).\tilde{A}_m(1))$$

النموذج الخامس: $$\Delta Y_t = \tilde{c}_1 + \tilde{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p}\tilde{\varphi}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (\tilde{\phi} = \tilde{\varphi} - 1).\tilde{A}_m(1))$$

النموذج الرابع: $$\Delta Y_t = \hat{\phi}Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\hat{\varphi}_j Y_{t+j+1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (\hat{\phi} = \hat{\varphi} - 1).\hat{A}_m(1))$$

نستعمل اختبار الجذر الأحادي المؤسس تحت فرضية التناوب $(alternative)|\varphi_1|<1$ على تقدير النماذج الثلاثة السابقة باستعمال طريقة المربعات الصغرى ، وتكون مبادئ الاختبار كالتالي:

- نقوم بتقدير معالم φ_1 نرمز لها للنماذج (4)، (5) و(6)، بعدها نقوم بحساب $t_{\hat{\phi}1}cal$ الذي يمثل اختبار $Student$.

- إذا كان $t_{\hat{\Phi}1}tab$ $t_{\hat{\Phi}1}cal$>نقبل الفرضية الصفرية H_0 ،وجود الجذر الأحادي *(Racine unitaire)* ، وبالتالي السيرورة *(Processus)* غير مستقرة.

يحسب برنامج *Eviews* بطريقة أوتوماتكية قيم $t_{\hat{\Phi}1}cal$ فكانت نتائج هذا الاختبار بالنسبة للسلستين كما يلي:

- **سلسلة التضخم** inf:

جدول 2 :اختبار الجذر الأحادي على سلسلة التضخم.

	النموذج 6		النموذج 5		النموذج 4	
	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$
السلسلة *inf*	-2.12	5% :-3.60 10% :-3.23	-1.64	5% :-2.98 10% :-2.63	-1.25	5% :-1.95 10% :-1.62
السلسلة *Dinf*	-3.46	5% :-3.61 10% :-3.24	-3.56	5% :-2.99 10% :-2.63	-3.59	5% :-1.95 10% :-1.62
السلسلة D^2inf	-5.77	5% :-3.62 10% :-3.25	-5.94	5% :-2.99 10% :-2.63	-6.09	5% :-1.95 10% :-1.62

المصدر: من إعداد الباحثين.

نستنتج من الجدول أعلاه أن المتغيرة *Inf* غير مستقرة ، لأن القيم المحسوبة *ADF* لكل النماذج 4- 5- 6 أكبر من القيم المجدولة *Mackninon* عند مستوي معنوية 5%، وكذلك عند إجراء الاختبار للفروقات من الدرجة الأولى وجد أن السلسلة *Dinf* غير مستقرة عند مستوى معنوية 5%، وبعد إجراء نفس الاختبار على الفروقات من الدرجة الثانية استخلاصنا من النموذج السادس ما يلي:

- لدينا الإحصائية المحسوبة $t_{\hat{\Phi}1}cal = -5.77$ أقل من الإحصائية المجدولة $t_{\hat{\Phi}1}tab = -3.62$ عند مستوى معنوية 5٪ (وكذلك عند 10٪)، ومنه نرفض فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة D^2inf.
- نرفض الفرضية H_0*(b = 0)*: ، أي أن معامل الاتجاه في السلسلة D^2inf تختلف معنويا عن الصفر لأن *prob=0.877> 0.05* ، وبالتالي نرفض فرضية النموذج من نوع *TS* ومنه تكون السلسلة مستقرة.
- السلسلة D^2inf مستقرة ومتكاملة من الدرجة الثانية.

- **سلسلة البطالة** cho:

جدول 3: اختبار الجذر الأحادي على سلسلة البطالة.

	النموذج 6		النموذج 5		النموذج 4	
	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$	$t_{\hat{\Phi}1}cal$	$t_{\hat{\Phi}1}tab$
السلسلة *cho*	-3.06	5% :-3.61 10% :-3.24	-2.32	5% :-2.99 10% :-2.63	-2.35	5% :-1.95 10% :-1.62
السلسلة *Dcho*	-5.51	5% :-3.62 10% :-3.24	-5.69	5% :-2.99 10% :-2.63	-5.82	5% :-1.95 10% :-1.62

المصدر: من إعداد الباحثين.

نلاحظ من الجدول أعلاه أن المتغيرة *cho* تظهر حسب القيم المحسوبة لـ *ADF* للنموذج الرابع لا تحتوي على جذر أحادي عند مستوى معنوية 5%، لكن النموذجين 5- 6 لديهما القيم المحسوبة لـــ*ADF* أكبر من القيم المجدولة *Mackninon* عند مستوي معنوية 5% و10%، وبعد إجراء نفس الاختبار على الفروقات من الدرجة الأولى استخلاصنا من النموذج السادس ما يلي:

- لدينا الإحصائية المحسوبة $t_{\hat{\Phi}_1} cal = -5.51$ أقل من الإحصائية المجدولة $t_{\hat{\Phi}_1} tab = -3.62$ عند مستوى معنوية 5٪ (وكذلك عند 10٪)، ومنه نرفض فرضية وجود جذر أحادي في السلسلة *Dcho*.
- نرفض الفرضية H_0 *(b = 0)*: ، أي أن معامل الاتجاه في السلسة *Dcho* تختلف معنويا عن الصفر لأن *prob=0.962> 0.05* ، وبالتالي نرفض فرضية النموذج من نوع *TS* ومنه تكون السلسلة مستقرة.
- السلسلة *Dcho* مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى.

رابعا: دراسة تطبيقية لسببية بين ظاهرتي التضخم والبطالة

من أجل دراسة السببية بين ظاهرتي التضخم و البطالة، سنستعمل اختباري غرانجر وسيمس لكي نتمكن من مقارنة النتائج [14]، في ما يخص اختبار غرانجر موجود مباشرة في برنامج *Eviews*، أما اختبار سيمس فلا بد من كتابة برنامجه في الصفحة المخصصة لكتابة البرامج في *Eviews* كما يلي:

شكل 3: يمثل برنامج اختيار سيمس

```
SMPL 1984 2010
equation EQU1.LS inf  C inf(-1) cho(-1) cho(1)
scalar SCRU1 = @SSR
scalar NDLU1 = @REGOBS-@NCOEF
equation EQR1.LS inf  C inf(-1) cho(-1)
scalar SCRR1 = @SSR
scalar NDLR1 = @REGOBS-@NCOEF
SCALAR F1N = (SCRR1 - SCRU1) /(NDLR1 - NDLU1)
SCALAR F1D =SCRU1/NDLU1
SCALAR FS1 = F1N / F1D
equation EQU2.LS cho C inf(-1) cho(-1) inf(1)
scalar SCRU2 = @SSR
scalar NDLU2 = @REGOBS-@NCOEF
equation EQR2.LS cho C inf(-1) cho(-1)
scalar SCRR2 = @SSR
scalar NDLR2 = @REGOBS-@NCOEF
SCALAR F2N = (SCRR2 - SCRU2) /(NDLR2 - NDLU2)
SCALAR F2D =SCRU2/NDLU2
SCALAR FS2 = F2N/F2D
delete  SCRU1 SCRU2 SCRR1 SCRR2 F1N F2N F1D F2D          NDLU1
NDLR1 NDLU2 NDLR2
```

1. **السببية وفق اختبار سيمس بين البطالة والتضخم:**

بتطبيق برنامج الشكل رقم 3 في برنامج *Eviews* حصلنا على النتائج التالية:

شكل 4 : تطبيق اختبار سيمس

Dependent Variable: CHO
Method: Least Squares
Date: 03/12/11 Time: 18:28
Sample(adjusted): 1985 2009
Included observations: 25 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.886554	2.030325	-0.436656	0.6668
CHO(-1)	0.956071	0.087396	10.93957	0.0000
INF(-1)	0.110673	0.066829	1.656075	0.1126
INF(1)	0.031855	0.065571	0.485806	0.6321

R-squared	0.875583	Mean dependent var	21.57280
Adjusted R-squared	0.857809	S.D. dependent var	6.309503
S.E. of regression	2.379204	Akaike info criterion	4.717056
Sum squared resid	118.8728	Schwarz criterion	4.912076
Log likelihood	-54.96320	F-statistic	49.26223
Durbin-Watson stat	2.026999	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: من مستخرجات برنامج *Eviews*.

نستخلص من الشكل رقم (04) في ما يلي: نرفض الفرضية الأولى والثانية لا توجد سببية في مفهوم سيمس من ظاهرة التضخم نحو البطالة ومن ظاهرة البطالة نحو التضخم.

2. **السببية وفق اختبار غرانجر بين البطالة والتضخم:**

شكل 5: تطبيق اختبار غرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 05/24/11 Time: 21:14
Sample: 1984 2010
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INF does not Granger Cause CHO	25	7.72634	0.08974
CHO does not Granger Cause INF		6.44025	0.04996

المصدر: من مستخرجات برنامج *Eviews*.

من الشكل أعلاه نلاحظ إحصاءة فيشر المحسوبة F=5.01 نقبل وجود سببية بين ظاهرة التضخم نحو البطالة في الاقتصاد الجزائري، وكذلك هناك سببية بين البطالة نحو التضخم، وهذا يعني أن هذا الأخير يساعد في تفسير بشكل جيد في شرح وتحسين النموذج المقترح للتقدير.

3. **تقدير العلاقة بين البطالة والتضخم:** في هذه المرحلة نقوم بتقدير النموذج الخطي لظاهرتي البطالة والتضخم، من أجل إيجاد أثر البطالة على التضخم، فاستخرجت النتائج الملخصة في الجدول التالي:

شكل 6: تقدير العلاقة الخطية بين البطالة والتضخم

Dependent Variable: INF
Method: Least Squares
Date: 05/25/11 Time: 20:38
Sample: 1984 2010
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.312962	6.365202	0.520480	0.6073
CHO	0.322810	0.289412	1.115400	0.2753

R-squared	0.047406	Mean dependent var	10.11111
Adjusted R-squared	0.009302	S.D. dependent var	9.582245
S.E. of regression	9.537575	Akaike info criterion	7.419543
Sum squared resid	2274.134	Schwarz criterion	7.515531
Log likelihood	-98.16383	F-statistic	1.244116
Durbin-Watson stat	0.348129	Prob(F-statistic)	0.275287

المصدر: من مستخرجات برنامج *Eviews*.

الملاحظ من الجدول أعلاه أن نموذج التضخم كل معلماته غير معنوية عند كل مستويات المعنوية حسب اختبار ستودنت، كما أكده الاختبار الاحتمالي *prob*، و يظهر وجود غياب مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء[15] وكذلك مجموع مربعات البواقي يعتبر كبير، وقبول عدم معنوية المعالم عند إحصاءة فيشر =1.24 عند كل مستويات المعنوية. والنموذج مفسر بمعامل تحديد ضعيف قيمته 0.047 ، لنلخص أن النموذج غير مقبول إحصائياً. وكذلك عند تقديرنا لنموذج بين لنا أثر التضخم على البطالة، أظهر ضعفه الإحصائي.

خلاصة:

بعد أن تمكنا من حصر مختلف المتغيرات بعد جمعها غربلتها وهي ظاهرتي البطالة والتضخم، قمنا في مرحلة بعد ذلك بمحاولة تقدير النماذج، وذلك عن طريق النماذج الخطية البسيطة *OLS* ، قبل ذلك وجب دراسة استقرارية السلاسل أكدت لنا أنها ليست متكاملة من نفس الدرجة، وبعد دراسة السببية استخلاصنا:

- ✓ لا توجد سببية في مفهوم سيمس من ظاهرة التضخم نحو البطالة ومن ظاهرة البطالة نحو التضخم.
- ✓ وجود سببية بين ظاهرة التضخم نحو البطالة في الاقتصاد الجزائري، وكذلك هناك سببية بين البطالة نحو التضخم حسب غرانجر.
- ✓ حسب معطيات الاقتصاد الجزائري هناك أثر ضعيف للتضخم نحو البطالة.

الاحالات و المراجع:

*مثل أزمة الكساد الاقتصادي في عام 1929 تعطل في الولايات المتحدة الأمريكية وحدها 14 مليون عامل أي حوالي 20% من إجمالي القوى العاملة الأمريكية.

1. خالد واصف وأحمد حسين ، مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، دار وائل للنشر، عمان، 1999، ص265.

2 مجيد علي وعفاف عبد الجبار، مقدمة في التحليل الاقتصادي الكلي، دار وائل للنشر، عمان، 2004، ص327.

3. بلعزوز بن علي، محاضرات في النظريات والسياسات النقدية، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2004، ص140.

4 مصطفى رشيدي شيحة، الاقتصاد النقدي والمصرفي، دار الجامعات، بيروت، بدون سنة نشر، ص576 .

5 أحمد الأشقر، الاقتصاد الكلي، دار الثقافة والدار العلمية الدولية، عمان، ط1، ص301.

6. نفس المرجع السابق، ص 322.

7. نفس المرجع السابق، ص 323.

** اهتم فيلبس بدراسة وتحليل سوق العمل في الاقتصاد الإنجليزي، حيث كشف وجود علاقة إحصائية قوية بين نسبة العاطلين إلى إجمالي السكان، ومعدل التغيير في أجر الساعة للعامل خلال مدة زمنية معينة، بمعنى أن الفترة التي تقل فيها معدلات البطالة ترتفع عندها الأجور النقدية والعكس صحيح.

8. خالد واصف وأحمد حسين ، مرجع سابق، ص 272.

9. رمزي زكي ، الأزمة الاقتصادية العالمية الراهنة، المؤسسة الجامعية للنشر والتوزيع، الكويت، 1985، ص 54.

10. نفس المرجع السابق، نفس الصفحة.

[11] *George Bresson – Alain Pirotte (1996) « Econométrie des séries temporelles » ,1ere édition, Presses universitaires de France, p125.*

[12] *G. Bresson – A. Pirotte.(1995) « Econométrie des séries temporelles ».Edition, Press Universitaires de France, p 69.*

[13] *Régis Bourbonnais (2005) « Econométrie », 6ème édition , Dunod , Paris, p181.*

[14] *Guillaume Chevillon (2005) « Econométrie » ,IEP, France, p 123.*

[15] . أموري هادي كاضم الحسناوي، طرق القياس الاقتصادي، دار وائل لنشر، عمان، 2002، ص 396.