مجلة العلوم الإنسانية لجامعة أم البواقي
ISSN 1112-9255
المجلد8، العدد 03 – ديسمبر 2021

OEB Univ. Publish. Co.

دراسة قياسية لأثر تغيرات الناتج المحلي الإجمالي على معدل البطالة في الجزائر للفترة (1986-2019)

The effect of gross domestic product changes on unemployment rate in Algeria, econometrics study over the period (1986-2019)

سمير شيبان*، جامعة خنشلة،الجزائر.
samir-mob@hotmail.fr

تاريخ التسليم:(2020/10/15)، تاريخ المراجعة:(2021/05/22)،تاريخ القبول:(2021/08/19)

ملخص :

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة التوازنية بين الأثر الناجم عن تغيرات إجمالي الناتج المحلي الإجمالي على معدلات البطالة في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1986-2019)، و قد توصلت نتائج الدراسة القياسية إلى أنه توجد علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدلات البطالة في الجزائر، وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية الكلية، كما أنه توجد علاقة التكامل المتزامن بين المتغيرين في المدى الطويل، فضلا عن ذلك توجد علاقة سببية في اتجاه واحد بين المتغيرين في المدى القصير وذلك حسب اختبار العلاقة السببية لجرانجر.

الكلمات المفتاحية: الناتج المحلي الإجمالي، معدل البطالة، النموذج القياسي، التكامل المشترك

Abstract :

The purpose of this study was analyzing the equilibrium relationship forthe effect induced by gross domestic product changeson unemployment rates in Algeria over the period (1986-2019), the results of econometric study have been consistent with macroeconomic theory and shown a negative relationship between gross domestic product and unemployment rates in Algeria, furthermore, a long run cointegration relationship is found between the variables of the study. For the short run the GRANGER causality has proved a significant unidirectional relationship between the variables of the study.

Keywords : gross domestic product, unemployment rate, the econometric model, cointegration relationship

* المؤلف المراسل: إيمان جبار، الإيميل: imanedjebbar05@yahoo.com

مقدمة:

تعتبر ظاهرة البطالة إحدى المشكلات الاقتصادية الكلية التي تواجه اقتصاديات جميع دول العالم، سواء المتقدمة منها أو النامية، حيث تتطلب تحديات وتدابير من هذه الدول لإيجاد حلول من شأنها معالجة هذه الظاهرة أو التقليل من حدتها.

الجزائر كغيرها من دول العالم لم تسلم من هذه الظاهرة، حيث لا زالت تعاني منها والتي لها آثار سلبية على الجانب الاجتماعي والاقتصادي (كالأداء الاقتصادي، انتشار الفقر في المجتمع، انتشار الآفات الاجتماعية بكل أنواعها...)، وإن البطالة التي يعاني منها الاقتصاد الوطني تتأثر بجملة من المتغيرات الاقتصادية والوقائع الاقتصادية والأزمات التي تهز كيان الاقتصاديات العالمية، وعلى سبيل المثال ما حصل في فترة الثمانينات إثر الأزمة الاقتصادية نتيجة حدوث انهيار في أسعار البترول سنة 1986، والذي كشف هشاشة النظام الاقتصادي للدولة في مواجهة الأزمات الاقتصادية والمالية، وهذا ما أدى بالدولة إلى إعادة النظر في النظام الاقتصادي، والذي أسفر بالانتقال من الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق، والذي ترتب عنه اعتماد الدولة الجزائرية على حزمة من الإصلاحات العميقة التي شملت جميع النواحي الاقتصادية والاجتماعية.

إن الدراسة القياسية لأثر تغيرات الناتج المحلي الإجمالي على معدلات البطالة في الجزائر للفترة (1986-2019) استوجب الاعتماد على البرامج الإحصائية، حيث اعتمدت هذه الدراسة على البرنامج الإحصائي Eviews 10.

أولا: إشكالية الدراسة

على ضوء ما سبق تأتي هذه الدراسة للإجابة عن التساؤل الرئيسي التالي:

ما مدى تأثر معدلات البطالة بتغيرات الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر؟

وللإجابة على التساؤل الرئيس تم طرح الفرضية الرئيسية التالية:

توجد علاقة إيجابية ذات دلالة إحصائية بين تغيرات إجمالي الناتج المحلي ومعدلات البطالة في الجزائر عند درجة معنوية 5%.

ثانيا: أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة أثر تغيرات الناتج المحلي الإجمالي على معدلات البطالة في الجزائر للفترة (1986-2019)، وذلك من خلال الطرح النظري لهذين المتغيرين، ثم محاولة اختبار العلاقة التوازنية بينهما من خلال استعمال أدوات الدراسة القياسية والمتمثلة في اختبار التكامل المتزامن.

ثالثا: منهجية الدراسة:

(ONS)، كما تعتمد أيضا هذه الدراسة على المهج القياسي لاختبار العلاقة التوازنية بين المتغيرين باستخدام برنامج إحصائي Eviews10.

رابعا: حدود الدراسة

تتمحور هذه الدراسة القياسية حول الاقتصاد الجزائري من خلال معرفة أثر تغيرات الناتج المحلي الإجمالي على معدلات البطالة، أما فترة الدراسة فتمتد من سنة 1986 إلى سنة 2019، فهي تشمل كل المراحل التي مر بها الاقتصاد الوطني من اقتصاد موجه إلى اقتصاد السوق، وذلك من خلال بناء نموذج قياسي رياضي انطلاقا من الأدوات الإحصائية التي توفرها نظرية القياس الاقتصادي من أجل معرفة حجم العلاقة الموجودة بين معدلات البطالة وإجمالي الناتج المحلي في الجزائر.

2- مقاربات نظرية حول البطالة:

2-1- تعريف البطالة:

تعددت واختلفت التعاريف التي تطرقت إلى البطالة لكن اتفقت من حيث المفهوم والمعنى ، ونبرز أهمها فيما يلي:

-**التعريف الأول:** "تعرف البطالة على أنها التعطل (التوقف) الجبري لجزء من القوة العاملة في مجتمع ما، برغم القدرة والرغبة في العمل والإنتاج". (خالد، 2014، ص265) .

-**التعريف الثاني:** تعرف منظمة العمل الدولية البطالة بأنها "تشمل كافة الأشخاص الذين هم في سن العمل، وراغبين فيه، وباحثين عنه ولكنهم لا يجدون عملا، وذلك خلال فترة الإسناد، والمقصود بفترة الإسناد هي تلك الفترة التي تقاس بها البطالة وعادة ما تكون أسبوع أو أسبوعين". (حسام، 2014، ص 184).

-**التعريف الثالث:** "تعرف البطالة على أنها عبارة عن مجموعة من أفراد المجتمع الباحثين عن فرص العمل إلا أنهم لا يحصلون على هذه الفرص، وذلك بسبب الاختلال في التوازن بين الطلب الكلي والعرض الكلي". (أحمد محمد، 2001، صفحة 264).

يستنتج من التعاريف السابقة الذكر تعريف شامل للبطالة والتي هي عبارة عن مجموعة من أفراد المجتمع القادرين والراغبين في العمل ولكن لا يجدونه.

ويمكن قياس معدل البطالة على أنها عدد العاطلين عن العمل كنسبة من القوة العاملة بالمجتمع وذلك باستخدام الصيغة التالية:(Gregory, 2006, p. 42)

$$\text{معدل البطالة} = \frac{\text{عدد العاطلين عن العمل}}{\text{إجمالي القوة العاملة}} * 100$$

حيث أن إجمالي القوة العاملة تشمل عدد العاملين و عدد العاطلين.

2-2- أنواع البطالة: تتقسم البطالة إلى عدة أنواع نذكر البعض منها فيما يلي:

2-2-1- البطالة الاحتكاكية: تتميز الحياة البشرية بالحراك الاجتماعي والجغرافي والوظيفي والتطور السريع، فقد أصبح من السهل على الأفراد الانتقال من منطقة جغرافية إلى أخرى، كما أدخلت التكنولوجيا الكثير من الوسائل التي أدت إلى توفير الوقت والانتقال بالعملية الإنتاجية من مرحلة إلى أخرى، كما أن العديد من المهن اختلفت الآن وبات من الضروري على أصحابها البحث عن وظائف جديدة، يضاف إلى ذلك كله القادمون الجدد إلى سوف العمل في كل عام، وهؤلاء هم خريجو الجامعات والمعاهد ومراحل التعليم المختلفة، وتسمى الحالة التي يتعطل فيها جزء من القوة العاملة بسبب الانتقال أو البحث بين الوظائف بالبطالة الاحتكاكية، فهي حالة بطالة مؤقتة بسبب تطورات ظروف العمل(تطور تكنولوجي، انتقال من منطقة إلى أخرى، التخرج من مراحل التعليم إلى سوق العمل، الرغبة في وظيفة أفضل بعد الحصول على مؤهل أفضل وهكذا)، ولعل الصفة الأساسية للبطالة الاحتكاكية أنها مؤقتة، وأن الشخص يترك وظيفة ما ليجد أفضل منها والأصل أن يجد ذلك، وأن الاحتكاك في سوق العمل لابد وأن يسمح بوجود الوظيفة المناسبة. (خالد واصف الوزني،أحمد حسين الرفاعي،2007، ص194)

2-2-2- البطالة الهيكلية: قد ينشأ هذا النوع من البطالة نتيجة للتغيرات الهيكلية التي قد تحدث في الاقتصاد القومي، كتحول الاقتصاد من اقتصاد زراعي إلى اقتصاد صناعي، ذلك التحول الذي قد يقود لظهور هذا النوع من البطالة، إذ أن تحول بعض القوى العاملة من القطاع الزراعي إلى القطاع الصناعي، فإن ذلك التحول يتطلب من تلك القوى الحصول على مستوى معين من التدريب والتأهيل يمكنها أن تجد لها فرص عمل في القطاع الصناعي الذي يتطلب العمل فيه مهارات تختلف عن المهارات التي يتطلبها العمل في القطاع الزراعي، كما يمكن أن يحدث هذا النوع من البطالة عند الانتقال من أساليب إنتاجية معينة إلى أساليب إنتاجية أخرى أكثر تطورا، ذلك الانتقال الذي لابد أن يرافقه ظهور هذا النوع من البطالة، وإذا كانت البطالة الاحتكاكية تمثل ظاهرة مؤقتة، فإن البطالة الهيكلية تمثل ظاهرة قد تحتاج إلى وقت أطول (محمود، أحمد، و وليد، 2013، ص ص 191-192).

2-2-3- البطالة الدورية: وهي عبارة عن الحالة التي يتعطل فيها جزء من القوة العاملة متأثرا بحركة الاقتصاد القومي ومسيرة نموه، وينشأ هذا النوع كنتيجة لمرور اقتصاد أي دولة بمراحل تمثل الدورة الاقتصادية، فعند مرور الاقتصاد في مرحلة الكساد والركود الاقتصادي ينخفض الناتج القومي، وهو يعني تعطيل جزء من قوة العمل، إلى أن ينتقل الاقتصاد مرة أخرى إلى حالة النمو والازدهار، بالتالي فإن نسبة البطالة سوف تنخفض والمتمثلة بإعادة تشغيل قوة العمل المتعطلة مرة أخرى. (هيثم و حسن، 2000، ص148).

2-2-4- البطالة الموسمية: يرتبط هذا النوع من البطالة في الأعمال التي تزدهر في موسم ما مثل الزراعة وبعض أنواع المنتجات الصيفية أو الشتوية، ففي المواسم التي تزدهر فيها الأعمال يزيد الطلب على الأيدي العاملة بينما المواسم الأخرى يتم الاستغناء عن أعداد كبيرة من العمال عند انتهاء الموسم،

حيث يزيد الطلب على العمالة في مواسم وينحسر في مواسم أخرى، ويمكن علاج هذا النوع من البطالة بتأهيل وتدريب العمال على القيام بأعمال أخرى يمكن مزاولتها بعد انتهاء الموسم الإنتاجي للسلعة التي يشغلون فيها أساسا. (عبد الناصر، عبد الحليم، و محمد، 2000، ص146).

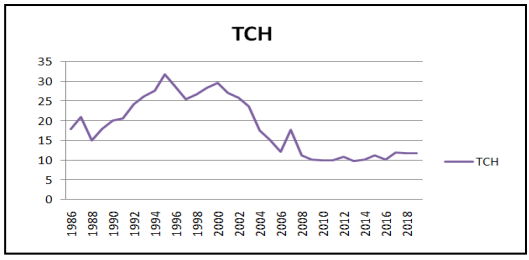
2-2-5- البطالة المقنعة (المستترة): وقد تكون هذه أسوء أنواع البطالة فهي لا تكاد تظهر في إحصائيات البطالة وغالبا ما تعاني الدول النامية من جراء هذه البطالة، فظاهريا العمال يعملون في الزراعة وفي مكاتب الحكومية ولكن مساهمتهم الفعلية في الإنتاج هي معدومة، ويمكن حذف جزء كبير من العمال دون أن يتأثر الإنتاج بل قد يزيد الإنتاج وتزيد الإنتاجية للعمالة المتبقية في الزراعة أو في القطاع الحكومي.

وقد تكون فرصة للدول النامية في التخلص من هذه البطالة وذلك بتشجيع قطاع الصناعة الحديثة وبذلك يتم انتقال العمالة غير المنتجة في الزراعة إلى مجالات أكثر إنتاجية في الصناعة وفي نفس الوقت تكسب الصناعة من انخفاض كلفة العمالة المنقولة إليها. (رشيد، 2010، ص ص 186-187).

3- مراحل تطور معدل البطالة في الجزائر للفترة(1986-2019)

تعد البطالة مؤشر ذو بعدين اجتماعي وآخر اقتصادي، وهي من أكبر المشاكل الاقتصادية والاجتماعية التي تعاني منها الدولة الجزائرية والتي تؤرق كاهل الفرد الجزائري، حيث يعتبر منصب العمل في الفئات القادرة على العمل وخرجي الجامعات والمعاهد ومراكز التعليم الشغل الشاغل وحلم هذه الأخيرة خاصة في السنوات الأخير، والشكل الموالي يمثل تطور معدلات البطالة في الجزائر للفترة الممتدة من 1986 إلى غاية 2019.

الشكل 1: مراحل تطور معدلات البطالة في الجزائر للفترة (1986-2019)



المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات Excel.

من خلال الشكل أعلاه يلاحظ أن معدلات البطالة في الجزائر متزايدة خلال الفترة (1986-2000)، حيث قدر معدل البطالة بـ 18 % في سنة 1986 ليرتفع هذا المعدل إلى 21% سنة 1987، وهذا راجع إلى الأزمة التي عصفت بالاقتصاد الوطني جراء أزمة انهيار أسعار البترول سنة 1986، وهذا الأخير يعتبر المورد الرئيسي للدولة من العملة الصعبة. استمر ارتفاع معدل البطالة ليصل في سنة 1992 إلى 24.3%، و29.7% في سنة 2000، ويعود السبب في ذلك إلى هشاشة الاقتصاد الوطني

وتحوله من اقتصاد موجه إلى اقتصاد السوق الذي تتطلب الشروع في إصلاحات اقتصادية عميقة التي فرضتها مؤسسات التمويل الدولية(كتطبيقها لبرامج التثبيت الاقتصادي الأول والثاني والثالث والذي امتد من سنة 1989 إلى غاية 1995، وبرنامج التصحيح الهيكلي من سنة 1995إلى غاية 1998) .

وعرفت مرحلة (2001–2010) انخفاض محسوس في معدل البطالة، حيث بلغ 27.2% في سنة 2001، و17.6% في سنة 2004، ليستمر في الانخفاض ليصل إلى 9.9 في سنة 2010، ويرجع السبب في ذلك إلى ارتفاع إيرادات الدولة بارتفاع أسعار البترول خلال هذه الفترة، وهذا ما سمح باتخاذ بعض الإجراءات والتدابير التي تساعد على النمو الاقتصادي، حيث قامت الدولة بتسطير برنامج الإنعاش الاقتصادي (2001–2004) والذي خصص له غلاف مالي مقدر بـ 525 مليار دينار، والهدف منه التقليل من حدة البطالة من خلال إنشاء حوالي 22000 منصب شغل ثابت سنويا بمبلغ مالي تكميلي مقدر بـ9 مليار دينار. كما دعم ببرنامج تكميلي لدعم النمو الممتد (2005–2009) والذي رصد له غلاف مالي مقدر بـ50 مليار دينار، والهدف منه تفعيل الطلب الكلي وترقية الأنشطة التي بإمكانها توفير مناصب الشغل وتهيئة البنية التحتية للاقتصاد الوطني.

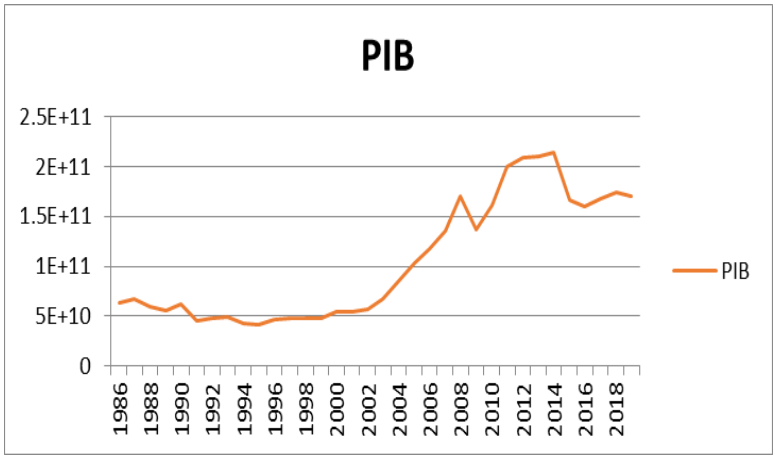
أما الفترة(2011–2019)، يلاحظ استقرار معدل البطالة ليتراوح ما بين 9% إلى حوالي 11.7 % خلال هذه الفترة، والسبب في ذلك الاستقرار السياسي والأمني الذي شهدتها الدولة، بالإضافة إلى تسطير برامج تنموية عديدة كبرنامج تشغيل الشباب وجهاز الإدماج المهني، وكذا السياسات والتدابير المتبعة في عملية دعم وتشجيع المؤسسات الصغير والمتوسطة والتي تعتبر العمود الفقري لأي اقتصاد وهذا أدى بالدولة إلى الاهتمام بهذه المؤسسات.

4- مراحل تطور الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر للفترة(1986–2019)

يعرف الناتج المحلي الإجمالي على أنه القيمة السوقية لجميع السلع والخدمات المنتجة داخل حدود الدولة، بغض النظر عن عناصر الإنتاج والموارد المستخدمة في الإنتاج سواء وطنية أو أجنبية، ويستخدم هذا المعيار لحصر مستوى نشاط الاقتصاد الوطني وتحديد مساهمة عناصر الإنتاج الوطنية الموجودة في الخارج.

والشكل أدناه يمثل تطور مستوى الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر للفترة (1986–2019).

الشكل 2: مراحل تطور الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر للفترة(1986–2019)



المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات Excel.

شهد إجمالي الناتج المحلي في الجزائر خلال الفترة (1986-2019) ركودا نتيجة التدهور الكبير في إرادات الصادرات نتيجة أزمة انهيار أسعار البترول في سنة 1986، علما أن صادرات الدولة تعتمد بالدرجة الأولى على المحرقات، حيث قدر أجمالي الناتج المحلي في سنة 1986 بـ 63.6 مليار دينار، وفي سنة 1987 انخفض الناتج المحلي الإجمالي ليصل إلى 59.08 مليار دينار، وعرف إجمالي الناتج المحلي ارتفاع محسوس في عام 1990 مقدر بـ 62.04 مليار دينار، وعرف إجمالي الناتج الداخلي انخفاضا سنة 1995 ليصل إلى 41.7 مليار دينار، ويرجع السبب في ذلك إلى التحول الجذري في نظام الاقتصاد الوطني من اقتصاد موجه إلى اقتصاد السوق وما ترتب منه من إصلاحات عميقة في الاقتصاد الوطني الذي فرض على الدولة من مؤسسات التمويل الدولية. وفي سنة 1996 عرف معدل النمو الحقيقي ارتفاعا بـ4%، ليستمر في الارتفاع حيث وصل عام 1999 الناتج المحلي الإجمالي 48.64 مليار دينار.

وخلال الفترة (2000-2010) عرف الناتج المحلي الإجمالي زيادة في مؤشراته الكلية وذلك نتيجة ارتفاع أسعار البترول، حيث وصل متوسط سعر برميل النفط إلى 28.5 دولار أمريكي خلال سنة 2000 وهو أعلى سعر يبلغه منذ عام 1990، (بن يوسف، 2016، صفحة 204)، وقد عرف الناتج المحلي الإجمالي في سنة 2009 ارتفاعا مقدر بـ137.2 مليار دينار، ليستمر في الارتفاع و يصل إلى 162.2 مليار دينار سنة 2010.

وخلال الفترة (2011-2019) بلغت إيرادات الدولة من قطاع المحروقات نسبة إلى إجمالي الناتج المحلي خارج قطاع المحروقات 20.9% في عام 2012 بعدما كانت سنة 2011 بـ 19.5% ، في حين قدر إجمالي الإيرادات نسبة 40.5% من إجمالي الناتج المحلي وعليه ارتفعت الإيرادات الضريبية بنسبة 29.9% في سنة 2012 (بن يوسف، 2016، الصفحات 205-206)، ليستمر الناتج المحلي الإجمالي في الارتفاع ليصل في عام 2019 بـ169.9 مليار دينار.

5- علاقة الناتج المحلي الإجمالي بمعدل البطالة (دراسة قياسية للفترة 1986-2019)

يتم من خلال هذا المحور تحليل وتفسير العلاقة الموجودة بين الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر من خلال النتائج المتوصل إليها في الدراسة القياسية لهذه العلاقة، وتستخدم في هذه الدراسة سلسلة زمنية سنوية لكل من إجمالي الناتج المحلي ومعدلات البطالة في الجزائر للفترة (1986-2019). ولقد تم ترميز لكل من إجمالي الناتج المحلي بالرمز (PIB) ومعدل البطالة بالرمز (TCH).

5-1- اختبار المعنوية الكلية للنموذج:

الجدول 1: تقدير المعادلة الخطية للنموذج

Dependent Variable: TCH
Method: Least Squares
Date: 07/11/20 Time: 19:54
Sample: 1986 2019
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	-1.05E-10	1.04E-11	-10.11624	0.0000
C	29.45671	1.246464	23.63222	0.0000

R-squared	0.761795	Mean dependent var	18.51765
Adjusted R-squared	0.754352	S.D. dependent var	7.293977
S.E. of regression	3.615109	Akaike info criterion	5.465144
Sum squared resid	418.2084	Schwarz criterion	5.554929
Log likelihood	-90.90744	Hannan-Quinn criter.	5.495763
F-statistic	102.3383	Durbin-Watson stat	0.718937
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات EVIEWS10

يربط النموذج بين إجمالي الناتج المحلي كمتغير مستقل مقابل معدل البطالة في الجزائر كمتغير تابع، حيث أكدت الدراسة على وجود علاقة بين متغيرات النموذج بنسبة 76.17% حسب معامل الارتباط (R)، والباقي 23.83% يرجع إلى البواقي (حد الخطأ العشوائي " متغيرات لم تؤخذ بعين الاعتبار في الدراسة ")، وهو ارتباط قوي، حيث أن تقلبات إجمالي الناتج المحلي تفسر 76.17% من معدل البطالة في الجزائر، وزيادة في إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة يترتب عنه انخفاض في معدل البطالة بـمقدار 1.05E-10وحدة، فالعلاقة عكسية بين المتغيرين وهذا مقبول اقتصاديا، كما أن المعلمة مقبولة اقتصاديا إذ تساوي قيمة الاحتمالية 0.0000 وهي أصغر من 0.05 وبالتالي احتمال وجود علاقة في المدى الطويل بين المتغيرين.

أما إحصائية فيشر، F(prob)=0.0000 فهي أصغر من 0.05 ما يدل على جودة نموذج الانحدار وقبول النموذج إحصائيا واقتصاديا (نموذج معنوي)، وهو ما تؤكده F-statistic =102.33 وهي أكبر من F الجدولية.

5-2- التكامل المتزامن:

5-2-1- **اختبار استقرار السلاسل الزمنية:** تتميز السلاسل الزمنية غالبا بعدم الاستقرار وذلك لان معظمها يتغير مع تغير الزمن، مما يجعل من متوسطهما وتباينهما غير مستقرين ومرتبطين بالزمن، لذا

وجب علينا اختبار استقرارية السلاسل الزمنية ومعرفة درجة تكاملها، وللتأكد من ذلك أو نفيه يتطلب منا الأمر استخدام اختبارات جذر الوحدة، ففي هذه الدراسة نعتمد فقط على اختبار ديكي فولر Augmented Dickey Fuller لاختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة.

الجدول 2: نتائج اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية الأصلية (Unit Root Test) عند درجة معنوية 5% باستعمال اختبار ديكي فولر.

النموذج	PIB القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال	TCH القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال
الثابت Intercept	−0.5071 (−2.9540) 0.8714	−0.9109 (−2.9540) 0.7721
الثابت والاتجاه Trend and Intercept	−1.7455 (−3.5529) 0.6594	−1.9522 (−3.5529) 0.6049
بدون ثابت وبدون اتجاه None	0.7147 (−1.9513) 0.8647	−0.6869 (−1.9513) 0.4117

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

يتضح لنا من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية أن القيم المحسوبة لكلا المتغيرين أكبر من القيمة الحرجة في اختبار ديكي فولر عند درجة المعنوية 5% وهو ما تؤكده قيمة الاحتمالية (أكبر من 0.05)، نقبل فرضية العدم وهذا ما يدل على أن السلسلة غير مستقرة لاحتوائها على جذر الوحدة. لذا نقوم بإدخال الفروق من الدرجة الأولى.

الجدول 3: نتائج اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية المحولة(الفروق من الدرجة الأولى) عند درجة معنوية 5% باستعمال اختبار ديكي فولر.

النموذج	DPIB القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال	DTCH القيمة المحسوبة (القيمة الحرجة) الاحتمال
الثابت Intercept	−5.1541 (−2.9571)	− 6.1686 (−2.9571)

	0.0002	0.0000
الثابت والاتجاه Trend and Intercept	−5.1032 (−3.5577) 0.0013	− 6.1126 (−3.5577) 0.0001
بدون ثابت وبدون اتجاه None	− 5.0575 (−1.9516) 0.0000	− 6.2059 (−1.9516) 0.0000

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

يتضح لنا من خلال نتائج اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية أن القيم المحسوبة لكلا المتغيرين أصغر من القيمة الحرجة في اختبار ديكي فولر عند درجة المعنوية 5 % وهو ما تؤكده القيمة الاحتمالية (أصغر من 0.05)، نرفض فرضية العدم وهذا ما يدل على أن السلسلة الزمنية لا تحتوي على جذر الوحدة وبالتالي فهي مستقرة عند الفرق الأول أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى عند درجة معنوية 5% وهو ما تؤكده قيمة الاحتمالية (أكبر من 0.05).

بعد دراسة استقرارية السلسلتين الزمنيتين TCH و PIB بين أنهما متكاملتين من نفس الدرجة. والتكامل من الدرجة الأولى شرط أساسي لنماذج الانحدار الذاتي للأشعة VAR(إن نموذج VAR يعالج المتغيرات الاقتصادية بصفة متماثلة وبدون شرط الإقصاء مع إدخال عامل التأخر أو التباطؤ لكل المتغيرات(Bruce, 2018, p. 684)

5-2-2- تحديد درجات التأخر الزمني لنموذج VAR

تقاس فترة التباطؤ الزمني بالفترة التي يظهر منها أثر متغير ما على متغير آخر وتتحدد هذه الفترة بالإجابة عن السؤال التالي: كم يتأخر ظهور أثر متغير ما على متغير آخر؟

يتم اختبار وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج في الآجال الطويلة عن طريق التكامل المتزامن (Johansen 1988)، والذي يتطلب تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني المناسبة، ومن أجل اختيار العدد الأمثل لفترات التباطؤ نستخدم اختبار Lag Length Criteria ، والذي يعتمد على استخدامات عدة .

ويتم اختيار الفترة الملائمة التي تملك أقل قيمة من المعايير الإحصائية المقدرة أعلاه.

الجدول 4: اختبار عدد فترات التأخير الزمني في النموذج:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: TCH PIB
Exogenous variables: C
Date: 07/11/20 Time: 21:16
Sample: 1986 2019
Included observations: 31

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-893.7965	NA	4.31e+22	57.79332	57.88584	57.82348
1	-841.4013	94.64951*	1.90e+21*	54.67105*	54.94859*	54.76152*
2	-839.4623	3.252510	2.18e+21	54.80402	55.26659	54.95480
3	-835.1487	6.679029	2.16e+21	54.78379	55.43140	54.99489

* indicates lag order selected by the criterion

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال الجدول أعلاه يتبين أن كل الاختبارات المعنوية تقابل فترات التباطؤ الزمني مساوية لـ(1) أي أن درجة التأخر الزمني مساوية لـ(1)، وبالتالي سنقوم بتقدير نموذج VAR الذي يصاحب درجة التأخر تساوي(1).

5-3- اختبار التكامل المشترك بين إجمالي الناتج المحلي ومعدل البطالة

عندما تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى هذا ما يعني توافر شرط إجراء اختبار التكامل المشترك الذي اقترحه جوهانسن والجدول أدناه يبين نتائج الاختبار.

الجدول 5: نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن بين إجمالي الناتج المحلي ومعدل البطالة

Date: 07/12/20 Time: 13:06
Sample (adjusted): 1989 2019
Included observations: 31 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: DPIB DTCH
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.550188	31.49995	15.49471	0.0001
At most 1 *	0.195233	6.733282	3.841466	0.0995

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.550188	24.76667	14.26460	0.0008
At most 1 *	0.195233	6.733282	3.841466	0.0995

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

5-4- اختبار العلاقة السببية لجرانجر:

تعتبر العلاقة السببية لجرانجر بين المتغيرات الاقتصادية على المستوى النظري من أهم المحاور الأساسية في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية، حيث تعمل على تحديد نوع التأثير بين هذه المتغيرات في المدى القصير، حيث اقترح هذا الاختبار الاقتصادي جرانجر عام 1969 ,2015 ,Bourbonnais) . p. 292)

يعمل اختبار السببية لجرانجر على تحديد التأثير، الذي يمكن أن يحدثه متغير ما على متغير آخر، إذ يبين هذا الاختبار اتجاه التأثير، فهل هو أحادي التأثير أم أنه متبادل، و ن ثمّ معرفة اتجاه العلاقة السببية ما بين متغيرات الدراسة (إجمالي الناتج المحلي ومعدل البطالة)، إذ تفيد اختبارات السببية في تحديد نوع التأثير في المدى القصير باستعمال طريقة جرانجر Granger .

الجدول 6: نتائج اختبار العلاقة السببية لجرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 07/12/20 Time: 13:28
Sample: 1986 2019
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DPIB does not Granger Cause DTCH	31	0.95483	0.3980
DTCH does not Granger Cause DPIB		5.00280	0.0145

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال نتائج اختبار جرانجر للسببية يمكننا قبول الفرضية الصفرية القائلة بان إجمالي الناتج المحلي لايؤثر في معدل البطالة وهذا ما يؤكده الاحتمال Prob=0.3980 وهي أكبر من 0.05، وكذا قبول الفرضية البديلة بأن معدل البطالة يؤثر ويتسبب في إجمالي الناتج المحلي Prob=0.0145 وهي أقل من 0.05، والخلاصة انه توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه بين المتغيرين معدل البطالة وإجمالي الناتج المحلي في المدى القصير.

5-6- اختبار النموذج من الناحية الإحصائية

إن التحقق من صحة النموذج المقدر يستوجب التأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتيا.

5-6-1-اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: كما هو مبين في الشكل أدناه.

الجدول 7: نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 07/12/20 Time: 14:00
Sample: 1986 2019
Included observations: 32

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.707685	4	0.0688	2.333716	(4, 48.0)	0.0690
2	6.631434	4	0.1567	1.739049	(4, 48.0)	0.1569
3	3.746661	4	0.4414	0.953540	(4, 48.0)	0.4416
4	0.659665	4	0.9562	0.162643	(4, 48.0)	0.9562
5	3.138859	4	0.5349	0.793855	(4, 48.0)	0.5350
6	7.001210	4	0.1358	1.843122	(4, 48.0)	0.1360
7	0.445517	4	0.9786	0.109604	(4, 48.0)	0.9786
8	1.262225	4	0.8678	0.313132	(4, 48.0)	0.8678
9	1.357989	4	0.8515	0.337220	(4, 48.0)	0.8515
10	2.713808	4	0.6068	0.683355	(4, 48.0)	0.6069
11	6.519364	4	0.1636	1.707661	(4, 48.0)	0.1638
12	6.142264	4	0.1888	1.602573	(4, 48.0)	0.1890

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال نتائج الجدول أعلاه يلاحظ أن كل الاحتمالات غير معنوية أي أن كل الاحتمالات أكبر من 0.05، وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية لا يوجد ارتباط ذاتي للبواقي (لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء).

5-6-2- **اختبار عدم التجانس**: الجدول التالي يبن نتائج اختبار عدم التجانس

الجدول 8: نتائج عدم تجانس تباينات البواقي

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)
Date: 07/12/20 Time: 14:03
Sample: 1986 2019
Included observations: 32

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
23.31241	24	0.5014

Individual components:

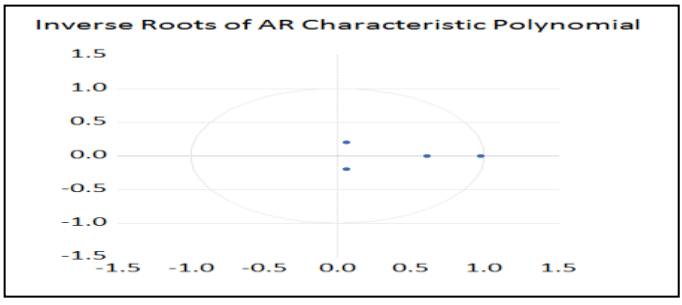
Dependent	R-squared	F(8,23)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.301646	1.241823	0.3202	9.652671	0.2903
res2*res2	0.213391	0.779929	0.6245	6.828511	0.5552
res2*res1	0.167710	0.579326	0.7843	5.366730	0.7178

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

من خلال نتائج الجدول يلاحظ أن احتمال Chi-sq=0.5014 وهي أكبر من 0.05 يعني نقبل الفرض الصفري على أن سلسلة البواقي لها تباين متجانس، و منه يستنتج أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم التجانس ولا من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

5-6-3- **إختبار الجذور المقلوبة**: نعتمد في هذا الاختبار على اختبار Ljung-Box والجدول الموالي يبين نتائج الاختبار نتائج توزيع الجذور المقلوبة.

الشكل 3: نتائج اختبار الجذور المقلوبة



المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

يتضح من خلال الشكل أعلاه أن جميع الجذور تقع داخل دائرة الوحدة هذا ما يؤكد أن النموذج المقدر يتمتع بتحقيق جميع شروط الاستقرار، وهذا ما يفسر أيضا أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

وبما أن البواقي غير مرتبطة فيما بينها فإن هذا يؤكد أن نموذج VAR مقبول وصالح لتفسير وتحليل العلاقة بين إجمالي الناتج المحلي ومعدلات البطالة في الجزائر.

5-6-4- تحليل مكونات التباين المشترك

يتم في هذه المرحلة إجراء اختبارات تحليل مكونات التباين المشترك للأخطاء، ونتائج الاختبار مبينة في الجدول أدناه

الجدول 9: نتائج تحليل مكونات التباين بين حجم البطالة والناتج المحلي الإجمالي

Variance Decomposition of DTCH:

Period	S.E.	DTCH	DPIB
1	2.792653	100.0000	0.000000
2	2.851182	96.05300	3.947003
3	2.884046	95.10171	4.898287
4	2.895398	95.13692	4.863082
5	2.900948	95.14203	4.857969
6	2.901734	95.09323	4.906773
7	2.902019	95.08967	4.910330
8	2.902208	95.09030	4.909696
9	2.902244	95.08985	4.910147
10	2.902253	95.08939	4.910611

Variance Decomposition of DPIB:

Period	S.E.	DTCH	DPIB
1	1.52E+10	5.034451	94.96555
2	1.53E+10	5.033625	94.96638
3	1.73E+10	24.26587	75.73413
4	1.74E+10	24.25956	75.74044
5	1.74E+10	24.13005	75.86995
6	1.74E+10	24.22137	75.77863
7	1.74E+10	24.31438	75.68562
8	1.74E+10	24.31175	75.68825
9	1.74E+10	24.31105	75.68895
10	1.74E+10	24.31319	75.68681

Cholesky Ordering: DTCH DPIB

المصدر: إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews 10

يتضح من خلال نتائج الجدول أعلاه أنه عند إجراء اختبارات تحليل مكونات التباين المشترك للأخطاء أنه أي تقلبات ظرفية على مستوى معدل البطالة في المدى القصير تتعلق بصدمات معدل الناتج المحلي الإجمالي بنسبة 100 % من الخطأ في التنبؤ بالنسبة لمعدل البطالة نفسها في المرحلة

الأولى، بينما في المرحلة الثانية تقل هذه النسبة لتصل إلى96.05% مقابل 3.94 % التي تعزي متغير إجمالي الناتج المحلي، لتصل النسبة في الفترة الثالثة إلى 4.89% التي تعزي متغير إجمالي الناتج المحلي مقابل 95.10% التي تعزي متغير معدل البطالة، وتبقى ثابتة تقريبا بهذه النسبة إلى غاية السنة العاشرة.

خاتمة:

خلال هذه الدراسة تم تحليل العلاقة الثنائية الموجودة بين إجمالي الناتج المحلي ومعدلات البطالة في الجزائر وذلك للفترة (1986-2019)، حيث تم اختبار استقرارية السلاسل من عدمها، وذلك من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة، ثم بعدها تم اختبار استقرارية سلسلة البواقي، كما تم تحديد رتبة التكامل لكل متغير على حدا وتبين أن المتغيرين متكاملين من الدرجة الأولى، ثم تم استخدام اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن ثم تلاه اختبار العلاقة السببية باستخدام طريقة جرانجر، وهذا لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة متوازنة بين المتغيرين الاقتصاديين في المدى الطويل والقصير، لكن تبين من خلال التحليل وجود العلاقة بين المتغيرين الناتج المحلي الإجمالي ومعدل البطالة في المدى الطويل والقصير وهذا ما يؤكد قبول الفرضية القائلة بوجود علاقة توازنية بين المتغيرين في المدى الطويل والقصير.

وتوصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

- أكدت الدراسة التطبيقية على أنه توجد علاقة عكسية بين الناتج المحلي الإجمالي ومعدلات البطالة في الجزائر، وهذا ما يوافق النظرية الاقتصادية الكلية؛
- أكدت اختبارات المعنوية الكلية للنموذج جودة هذا النموذج (F-statistic)؛
- بلغت القدرة التفسيرية للناتج المحلي الإجمالي بـ 75.17% في معدلات البطالة والباقي بحوالي 23.83%يعود لحد الخطأ العشوائي؛
- تغير (زيادة) في إجمالي الناتج المحلي بوحدة واحدة يترتب عنه انخفاض في معدل البطالة بـ1.05؛
- توافر شرطي التكامل المتزامن وهما: استقرارية سلسلتي المتغيرين من الدرجة الأولى عند درجة المعنوية 5%، وسلسلة البواقي عند المستوى (درجة المعنوية 5%)؛
- تم اختيار عدد فترات الإبطاء بفترة واحدة بناءا على الاختبارات التي تم إجراؤها؛
- أكد اختبار جوهانسن للتكامل المتزامن وجود علاقة طويلة المدى (علاقة تكامل مشترك في الأمد الطويل)؛
- أكد اختبار علاقة جرانجر للسببية وجود توجد علاقة سببية أحادية الاتجاه بين المتغيرين معدل البطالة وإجمالي الناتج المحلي في المدى القصير؛
- اختبار عدم التجانس النموذج لا يعاني من مشكلة عدم التجانس ولا من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

اقتراحات الدراسة:

- على الدولة العمل على تنويع مصادر الدخل الوطني وذلك من خلال تشجيع الصادرات خارج المحروقات؛
- على الدولة العمل على تطوير وتشجيع المؤسسات الصغيرة والمتوسطة كونها النموذج الفعال لامتصاص البطالة من جهة وزيادة الناتج المحلي الإجمالي من جهة أخرى؛
- على الدولة العمل على خلق فرص جديدة وحقيقية خاصة في القطاع الزراعي والفلاحي لامتصاص البطالة ورفع من قيمة الناتج المحلي الإجمالي.

قائمة المراجع:

أولا – المراجع باللغة العربية:

- أحمد مقبل أحمد محمد، مبادئ الاقتصاد الجزئي والكلي، دار جامعة عدن للطباعة والنشر،(عدن ، دار جامعة عدن للطباعة والنشر، 2001).
- الزغبي هيثم، وأبو الزيت حسن، أسس ومبادئ الاقتصاد الكلي، دار الفكر للطباعة والنشر، (عمان، دار الفكر للطباعة والنشر، 2000).
- العبادي عبد الناصر، كراجة عبد الحليم، و الباشا محمد، مبادئ الاقتصاد الكلي، دار صفاء للنشر والتوزيع، (عمان، دار صفاء للنشر والتوزيع، 2000).
- حسين الوادي محمود، عارف العساف أحمد، وأحمد صافي وليد، الاقتصاد الكلي، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، (عمان، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، 2013).
- عبد الحكيم رشيد، مبادئ الاقتصاد الكلي، دار البداية ناشرون وموزعون، (عمان، دار البداية ناشرون وموزعون، 2010).
- علي داوود حسام، مبادئ الاقتصاد الكلي، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، (عمان، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، 2014).
- نوة بن يوسف، تأثير التضخم على المتغيرات الاقتصادية الكلية دراسة قياسية لحالة الجزائر خلال الفترة 1970-2012، جامعة محمد خيصر، (بسكرة، جامعة محمد خيصر، 2016).
- واصف الوزني خالد، مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، دار المسيرة للنشر والتوزيع، (عمان، دار المسيرة للنشر والتوزيع، 2014).
- واصف الوزني خالد، وحسين الرفاعي أحمد، مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق، دار وائل للنشر والتوزيع، (عمان، دار وائل للنشر والتوزيع، 2007).

ثانيا – المراجع باللغة الأجنبية:

- Bourbonnais, R, Econométie cours et exercices corriges, Dunod, (paris, Dunod, 2015).
- Gregory, N. M, Macroéconomie, de boeck, (paris, de boeck, 2006).
- Bruce, E. H, Econometrice, University of wisconsin, (University of wisconsin 2018).