أثر الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر

دراسة قياسية خلال الفترة (1991- 2020)

The impact of population growth and economic growth on unemployment rates in Algeria Standard study during the period (1991-2020)

صماري عبد السلام [1]، طه بن الحبيب [2]

[1] جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)، مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية،semmari.abdessalam@univ-ouargla.dz

[2]جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)، مخبر التطبيقات الكمية في العلوم الاقتصادية والمالية،taha.benlahbib@univ-ouargla.dz

تاريخ الاستلام: 2022/03/24؛ **تاريخ المراجعة**: 2022/04/15؛ **تاريخ النشر**: 2022/06/30

ملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى دراسة أثر الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة (1991- 2020)، ولتحقيق ذلك تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، أين خلصت الدراسة إلى وجود علاقة تأثير لكل من الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر على المدى القصير والمدى الطويل، وبالتالي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع (معدل البطالة) والمتغيرات التفسيرية (النمو السكاني، النمو الاقتصادي)، كما جاءت النتائج معنوية لجميع المتغيرات ومتوافقة مع النظرية الاقتصادية.

الكلمات المفتاحية: نموذج ARDL؛ بطالة؛ نمو سكاني؛ نمو اقتصادي؛ الجزائر.

تصنيف JEL: J11؛O47؛C22

Abstract: This research paper aims to study the impact of population growth and economic growth on unemployment rates in Algeria during the period (1991-2020).to achieve this auto regression Distributed Lag Model (ARDL) was used, where the study concluded that there is an impact relationship for both population increase and economic growth on unemployment rates in Algeria in the short and long term, and thus the existence of a long-term equilibrium relationship between the dependent variable (unemployment rate) and explanatory variables (population growth, economic growth), the results were also significant for all variables and compatible with the economic theory.

Key Words: ARDL Model; Unemployment; population Growth; Economic Growth; Algeria

Jel Classification codes: J 11;O47;C22

I- تمهيد :

يعاني الاقتصاد الجزائري من تفاقم مشكلة البطالة مثله مثل بقية دول العالم خاصة الدول النامية منها، حيث بلغت معدلات البطالة ذروتها في التسعينات أين بلغت حوالي 33% سنة 1995، وللحد من هاته المشكلة لابد من اتخاذ سياسات وإجراءات مستقلة وفعالة من طرف الحكومة للتخلص من شبح البطالة والتي تعد واحدة من أخطر المشاكل الاجتماعية التي تترتب عليها آثار خطيرة، حيث أكدت معظم الدراسات إلى وجود علاقة طردية بين البطالة والمشكلات الاجتماعية الأخرى والذي يؤدي إلى هدر الإمكانيات البشرية وذلك بعدم استثمارها وبالتالي هدر أيضا في الإمكانيات الاقتصادية.

تنجم ظاهرة البطالة عن تراجع وتدهور النشاط الاقتصادي، أي انخفاض في الناتج المحلي الإجمالي تحت مستوى التشغيل الكامل، حيث أكدت جل الدراسات والبحوث عن وجود علاقة عكسية مابين النمو الاقتصادي وتغير معدلات البطالة السائد في الاقتصاد، وهو ما تؤكده أيضا معظم التحاليل النظرية، إلا أن هناك من يرى أن البطالة كظاهرة اقتصادية ناتجة عن خلل في السياسات الاقتصادية.

كما تعتبر الزيادة السكانية الكبيرة عاملا مؤثرا في زيادة معدلات البطالة إن لم تواكبه برامج وإجراءات حكومية تعمل على امتصاص هذه الزيادة في سوق العمل، حيث تكون من نتائج النمو السكاني الكبير زيادة في قاعدة الفئة النشطة مستقبلا مما يؤدي إلى دخول عدد جديد وكبير إلى سوق العمل، وبالتالي للزيادة السكانية أثر كبير على معدلات البطالة سواء بالسلب أو الإيجاب، فالتأثير السلبي للزيادة السكانية الكبيرة على معدلات البطالة ينتج إذا لم يكن هناك استغلال واستثمار في العامل البشري مما يؤدي إلى ارتفاع معدلات البطالة، والعكس بالنسبة للتأثير الإيجابي للزيادة السكانية على معدلات البطالة، والذي ينتج عن طريق اتخاذ الحكومة لبرامج وآليات وسياسات شغل فعالة تستثمر في العامل البشري مما يؤدي إلى انخفاض معدلات البطالة، هذا ما ينعكس إيجابا على معدلات النمو الاقتصادي الذي بدوره يؤدي إلى تخفيض في معدلات البطالة.

مما سبق سيتم تناول موضوع البحث من خلال طرح الإشكالية التالية: **ما مدى تأثير كل من الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة (1991– 2020)؟**

ولإنجاز هذا البحث والإجابة على إشكاليته سيتم طرح الفرضية التالية:

– للمتغيرات محل الدراسة، النمو السكاني والنمو الاقتصادي تأثير على معدلات البطالة في الجزائر.

كما يعتمد البحث في دراسة الإشكالية على المنهجين التاليين:

المنهج الوصفي التحليلي من خلال توصيف أهم المفاهيم المستخدمة في الدراسة، بالإضافة إلى المنهج التحليلي الكمي والمشتمل على الأساليب القياسية لاختبار أثر الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر، وذلك من خلال اختبار درجة استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، ومن ثم استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للتحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بين هذه المتغيرات.

ولغرض اختبار الفرضية سابقة الذكر، فإنه تم تقسيم هذا البحث إلى ثلاثة محاور، حيث يتناول المحور الأول دراسات تطبيقية سابقة، أما المحور الثاني سيتم فيه شرح الطريقة المستخدمة في البحث، وسيتناول المحور الثالث والأخير تحليل وتفسير النتائج المتوصل إليها قياسيا واقتصاديا مع بلورة الخلاصة وإعطاء مجموعة من التوصيات.

دراسات تطبيقية سابقة

1–دراسة (Manh, Dao, & Nguyen, 2014) : لقد بينت هاته الدراسة العلاقة الموجودة مابين التوظيف والنمو الاقتصادي خلال الفترة (1991-2012) في فيتنام والحصول على توقعات التوظيف من 2013 إلى 2020، باستخدام نظريات دالة الإنتاج لإنشاء نماذج اقتصادية قياسية، حيث أظهرت النتائج أن مرونة التشغيل بالنسبة للنمو الاقتصادي هي 0.49-، 0.55، 0.66 لقطاعات الزراعة والتصنيع والخدمات على التوالي، و1.71 للاقتصاد الفيتنامي ككل.

أشارت النتائج إلى أن نسبة معدل النمو من 6% إلى 7% يمكن أن يساعد في خلق 55.322 إلى 56.243 مليون وظيفة بحلول عام 2015 ومن 61.739 إلى 64.519 مليون وظيفة بحلول عام 2020.

2–دراسة (Cherifi, 2015) : قامت هذه الدراسة باختبار العلاقة بين كل من البطالة والأجور الحقيقية والنمو السكاني في الجزائر خلال الفترة (1970-2010)، وهذا باستخدام نموذج تصحيح الخطأ الشعاعي VECM والذي يمكن من إيجاد العلاقة قصيرة وطويلة المدى بين هاته المتغيرات عن تقدير متجه تصحيح الخطأ، وبالتالي الحصول على معادلة التكامل المشترك، حيث بينت نتائج الدراسة إلى هناك تأثير إيجابي ومعنوي لتسارع مستوى المعيشة على معدل النمو السكاني، وتأثير إيجابي ومعنوي لتسارع نمو السكان على الأجور الحقيقية وبالتالي على مستوى المعيشة.

أظهرت النتائج وجود تأثير سلبي لمعدل البطالة على معدل نمو الأجور الحقيقية وبالتالي على نمو المستوى المعيشي، وتأثير سلبي كذلك على معدل النمو السكاني وهذا من خلال التغير في مستوى التوظيف، وبالتالي يمكننا القول على أن العلاقة العكسية بين معدل البطالة ومعدل النمو السكاني جاءت نتيجة التأثير السلبي لمعدلات البطالة على المستوى المعيشي للسكان، كما أن لهذا الأخير تأثيرا إيجابيا على النمو السكاني من جهة أخرى.

3–دراسة (العوفي و بصدار، 2017): قامت الدراسة باختبار العلاقة بين سوق العمل والنمو الاقتصادي في الجزائر، خلال الفترة (1970-2015)، حيث توصلت الدراسة بعد تقدير النموذج بطريقة ARDL، إلى وجود تأثير سلبي للإنفاق على العمل ومعدلات البطالة على الناتج المحلي الخام في المدى الطويل، فالزيادة 1% في الإنفاق على قطاع العمل تؤدي إلى انخفاض الناتج المحلي الخام للفرد بنسبة 0.36%، أيضا الزيادة بـ 1% في معدلات البطالة تؤدي إلى انخفاض بنسبة 0.02% في الناتج المحلي الخام.

أما المتغيران معدل النشاط والدعم الاجتماعي فقد كان لهما تأثير إيجابي على الناتج المحلي الخام للفرد في المدى الطويل بنسبة زيادة قدرها 0.52% و0.28% على التوالي، وهذا عند زيادتهما بنسبة 1%.

4–دراسة (مزوري و دقيش، 2018): كانت دراسة قياسية حول تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية في تخفيض معدل البطالة في ماليزيا خلال الفترة (1997-2016) وذلك باستخدام طريقة التكامل المتزامن co-integration، حيث خلصت الدراسة إلى أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع (معدل البطالة) والمتغيرات التفسيرية (النمو الاقتصادي، تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر، إجمالي تكوين رأس المال، النمو السكاني)، وجاءت النتائج معنوية ومتوافقة مع النظرية الاقتصادية، حيث كان لعدد السكان تأثير إيجابي على حجم البطالة في الأجل الطويل.

أما بقية المتغيرات المفسرة (النمو الاقتصادي، إجمالي تكوين رأس المال، تدفق الاستثمار الأجنبي) فقد كان لهم تأثير سلبي على حجم البطالة في الأجل الطويل، وبالتالي فالتحليل الاقتصادي للنتائج يؤكد ما جاء في النظرية الاقتصادية، حيث بزيادة حجم الاستثمار الأجنبي وتكوين رأس المال والنمو الاقتصادي يؤدي إلى نقصان حجم البطالة، أما الزيادة السكانية فتؤدي إلى ارتفاع حجم البطالة.

II – الطريقة والأدوات :

تتلخص المنهجية المستخدمة في البحث في إتباع خطوات معينة، تقوم على اختبارات قبلية واختبارات بعدية، تتمثل الاختبارات القبلية في اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات وهذا بعد تحديد نموذج ومعطيات الدراسة، ومن بعدها تقدير نموذج ARDL وتحديد درجة إبطائه، أما الاختبارات البعدية فتتمثل في اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج اختبار الحدود (Bounds-Test) ومن ثم تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-ECM) وأخيرا القيام بالاختبارات التشخيصية والمتمثلة في اختبار الارتباط الذاتي LM واختبار ثبات التباين ومن ثم اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج (ARDL-ECM).

1–تحديد نموذج ومعطيات الدراسة:

إن الهدف من الدراسة هو تحليل وقياس أثر بعض المتغيرات الاقتصادية على معدلات البطالة في الجزائر، وهذا من خلال قياس أثر كل من الناتج المحلي الإجمالي GDP وعدد السكان POP على حجم البطالة UNP في الجزائر خلال الفترة (1991-2020) وهذا على المدى الطويل.

تعتبر متغيرات الدراسة GDP، POP، UNP مؤشرات لكل من النمو الاقتصادي والنمو السكاني ومعدل البطالة على التوالي، والتي يمكن تعريفها على النحو التالي:

النمو الاقتصادي: يعرف النمو الاقتصادي على أنه الزيادة المستمرة في إجمالي الناتج المحلي بما يحقق زيادة في دخل الفرد الحقيقي، وبالتالي يعتبر GDP أهم مؤشر للنمو الاقتصادي.(weil & howitt, 2010)

النمو السكاني : هو عبارة على الزيادة الطبيعية للسكان الناتجة عن زيادة معدلات المواليد خلال فترة زمنية معينة عن معدلات الوفيات خلال الفترة نفسها. (نعيم، 1999)

حجم البطالة: تعرف البطالة على أنها مجموع الأفراد في سن العمل، قادرين على العمل ويرغبون به ويبحثون عنه ولا يجدونه. (الطلاحفة و الفهداوي، 1998)

يعتبر حجم البطالة المتغير التابع في الدراسة التطبيقية، بينما حجم السكان والناتج المحلي الإجمالي يعتبران متغيرين مستقلين، غير أنه ومن الناحية النظرية والدراسات السابقة قد تكون السببية في كلا الاتجاهين، إلا أن دراستنا قد اعتمدت على طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) والتي تستخدم في نظام المعادلة الواحدة، كما أنها تأخذ بعين الاعتبار القيم المتباطئة للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة، ويمكن من خلالها أيضا معرفة أيضا أثر كل المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجل القصير والأجل الطويل، ومعرفة سرعة التعديل أو التكيف لانحرافات علاقة الأجل القصير عن وضعها التوازني طويل الأجل وبالتالي وجود تكامل مشترك.

يمكن صياغة نموذج الدراسة على النحو التالي:

$$UNP_t = F(POP_t, GDP_t)$$

حيث أن:

UNP: حجم البطالة في الجزائر (وحدة القياس: نسمة).

POP: عدد السكان في الجزائر (وحدة القياس: نسمة).

GDP: الناتج المحلي الإجمالي في الجزائر (وحدة القياس:القيمة الحالية بالدولار الأمريكي).

نفترض أن النموذج يأخذ الشكل الخطي التالي:

$$UNP_t = C + \beta_1 POP_t + \beta_2 GDP_t + U_t$$

وبإدخال اللوغاريتم على المتغيرات من أجل تزويدنا بمفهوم المرونة مباشرة ولتخفيف التقلبات في المتغيرات نفسها وكذلك لتخفيف التقلبات فيما بين المتغيرات الثلاثة، فتصبح المعادلة كالآتي:

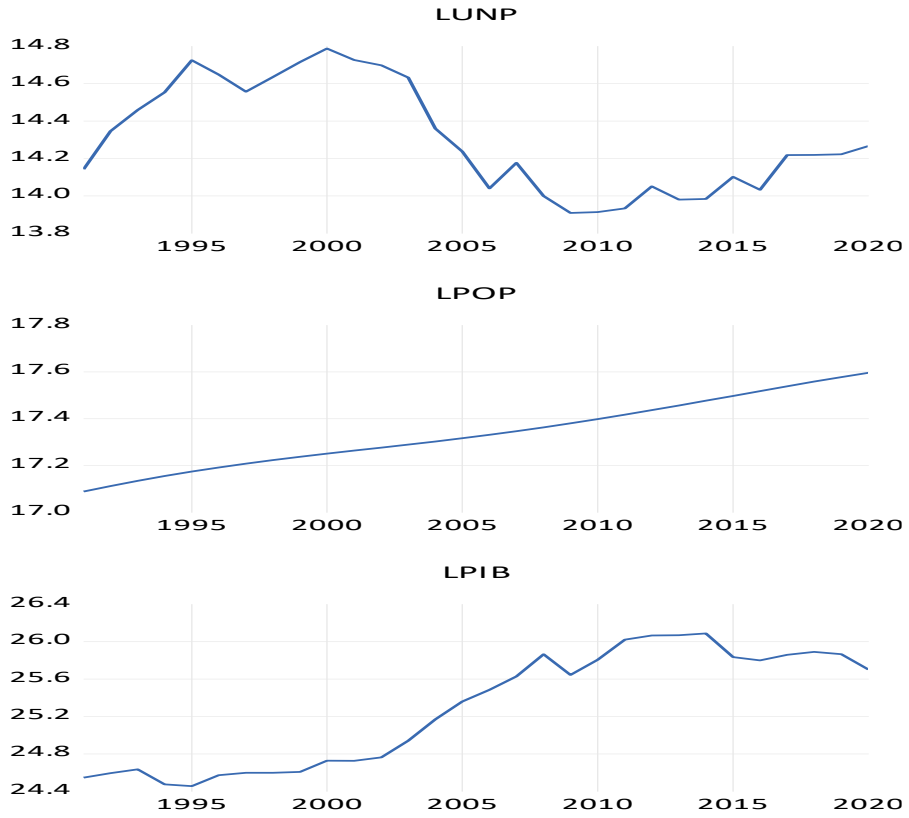
$$LUNP_t = C + \beta_1 LPOP_t + \beta_2 LGDP_t + U_t$$

حيث أن β_1، β_2 تمثل معلمات كل من المتغيرين المستقلين $LPOP_t$ ،$LGDP_t$ على التوالي أما C تمثل معلمة الحد الثابت.

تؤكد معظم النظريات الاقتصادية والدراسات السابقة وجود علاقة طردية بين الزيادة السكانية ومعدلات البطالة ووجود علاقة عكسية بين معدلات النمو الاقتصادي ومعدلات البطالة، وهذا ما سوف نؤكده أو نفنده في هاته الدراسة.

2–اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات باستخدام اختبار ديكي فولر المطور –Augmented Dickey Fuller: قبل البدء في اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات، نقوم بتفسير وتحليل الرسوم البيانية لمتغيرات الدراسة خلال الفترة (1991 –2020)، وذلك بناءا على المعطيات المتوفرة لدينا والموضحة في الشكل أدناه.

الشكل (1): تطور كل من LUNP،LPOP،LGDP في الجزائر خلال الفترة (1991–2020)



مصدر بيانات UNP،POP،GDP: قاعدة بيانات Prospect Monde

من خلال هذا الشكل يتضح لنا وجود مركبة اتجاه عام في السلاسل الزمنية الثلاثة ($LGDP_t$،$LPOP_t$،$LUNP_t$) حيث تختلف إشارة مركبة الاتجاه لهاته السلاسل، أين نلاحظ وجود إشارة موجبة لكل من المتغير $LPOP_t$ والمتغير $LGDP_t$ وإشارة سالبة للمتغير $LUNP_t$ وهذا مايدل على عدم استقرارية السلاسل الزمنية الثلاثة عند المستوى أين سيتم علاج عدم الاستقرارية عن طريق الفروق من الدرجة الأولى أو الثانية بالنسبة للسلاسل الزمنية من نوع (DS)، (عطيه، 1998، الصفحات 669-672) وباستخدام طريقة الانحدار الخطي إذا كانت السلاسل الزمنية من نوع (TS). (جيجاراتي، 2015، الصفحات 1055-1057)

ويمكننا معرفة درجة استقرارية المتغيرات أو رتبة تكاملها من خلال اختبار ديكي فولر المطور (Augmented Dickey Fuller Test)،(Bourbonnais, 2003, pp. 304-305) وهذا من أجل التأكد من تطبيق منهجية ARDL للتكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة، حيث يشترط أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الدرجة صفر أي مستقرة عند المستوى I(0) أو متكاملة من الدرجة الأولى I(1) أي مستقرة عند الفرق الأول، أو عندهما معا I(0)، I(1)، فإن كانت إحدى هاته السلاسل متكاملة من الدرجة الثانية I(2) أي مستقرة عند الفرق الثاني عندئذ لا يمكن تطبيق منهجية ARDL والتوجه إلى تطبيق نماذج أخرى من أبرزها نموذج VAR غير المقيد، وهذا من أجل تجنب النتائج المضللة، حيث لا يمكن تطبيق اختبار وولد (Wald Test) للتكامل المشترك عن طريق F المحسوبة بواسطة (Pesaran al.1999) وإحدى السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من الدرجة الثانية I(2).

ولتحديد رتبة التكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة سيتم استخدام اختبار ديكي فولر المطور " Augmented Dickey Fuller " والذي قام بتطويره العالمان ديكي وفولر سنة 1981، حيث يعتمد هذا الاختبار على تصحيح مشكلة الارتباط الذاتي في البواقي عن طريق تضمين دالة الاختبار عددا معينا من الفروق في المتغير التابع، وتحويل النموذج من نوع AR(1) إلى نموذج من نوع AR(P) وهذا بزيادة عدد التأخيرات في فروق المتغيرات المستقلة، كما لديه القدرة على تحديد سبب عدم الاستقرارية، وهذا بمعرفة نوع السلسلة إن كانت من نوع TS أو DS.

إن هذا الاختبار يعتمد على ثلاثة نماذج باستعمال طريقة المربعات الصغر على النحو التالي: (Dickey & Fuller, 1981, p. 1072)

–النموذج الأول: $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$

– النموذج الثاني: $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + c + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$ –

النموذج الثالث: $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + c + bt + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$

يعتمد هذا الاختبار على الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 & \text{وجود جذر وحدة (السلسلة غير مستقرة)} \\ H_1: \delta < 0 & \text{عدم وجود جذر وحدة (السلسلة مستقرة)} \end{cases}$$

من خلال الجدول (1)، نلاحظ أن المتغيرين LUNP وLGDP غير مستقرين عند المستوى، حيث أن الاحتمال (Prob) لكلا المتغيرين أكبر من 1%، 5%، 10% وفي النماذج الثلاثة وبالتالي نقبل بالفرضية العدم أي عدم معنوية المعلمة δ وبالتالي السلسلتين من نوع (DS)، غير أنه عند الفرق الأول استقرت السلسلتان وهذا عند مستوى معنوية 1% وفي النماذج الثلاثة وبالتالي نقبل بالفرضية البديلة، أي معنوية المعلمة δ وعدم وجود جذر وحدة.

الجدول (1): درجة تكامل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستخدام اختبار ديكي فولر المطور

Obs:29	LUNP: level		LGDP: level		LPOP: level	
	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*	t–Statistic	Prob.*
cons	-1.1364	0.6874	-0.9956	0.7413	-2.3260	0.1721
trend&cons	-2.0719	0.5391	-0.6161	0.9702	-5.1982	0.0015
none	0.1719	0.7287	1.6700	0.9740	4.9498	1.0000
Obs:28	D(LUNP): first difference		D(LGDP): first difference		D(LPOP): first difference	
cons	-4.6044	0.0010	-3.9761	0.0051	-5.2366	0.0003
trend&cons	-4.4622	0.0073	-3.2253	0.0217	-5.1288	0.0019
none	-4.6952	0.0000	-3.7845	0.0005	-0.9572	0.2917

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

نلاحظ أن سلسلة المتغير LPOP قد استقرت في المستوى عند النموذج الثالث أي بوجود مركبة اتجاه عام وثابت، حيث كان الاحتمال(Prob) أقل من 1%، وتبين أيضا معنوية كل من معامل الاتجاه العام (Trend) ومعامل LPOP(-1) عند

مستوى معنوية 1%، بالإضافة إلى أن معامل LPOP(-1) أقل من الصفر، ومنه نستنتج أن سلسلة المتغير LPOP من نوع (TS)، ولمعالجة عدم استقرار السلسلة نستخدم طريقة الانحدار الخطي وهذا بإنشاء سلسلة جديدة نسميها $(\Delta LPOP)$ حيث:

$$\Delta LPOP = LPOP - (a + bt)$$

حيث كانت هاته السلسلة الجديدة مستقرة عند مستوى معنوية 5%.

ومنه نستنتج أن سلاسل المتغيرات الثلاثة LUNP، LGDP، LPOP متكاملة من الدرجة الأولى I(1) ومنه نستطيع تطبيق منهجية ARDL.

3–تقدير نموذج ARDL وتحديد درجات الإبطاء: قبل البدء في اختبار التكامل المشترك يجب تحديد واختيار مكون نموذج ARDL من المكونات الخمسة (Deta Generate Processus)، ومن خلال الرسم البياني لسلسلة المتغير التابع LUNP يتضح أن مكون النموذج هو الحالة الثالثة بثابت غير مقيد (Constant) لعلاقة التكامل المشترك، أما بالنسبة لدرجات إبطاء نموذج ARDL المثلى فقد وجدنا في دراستنا أن النموذج الأمثل هو ARDL(1.0.0) وفقا لمعيار Akaike (Information Criteria، (Akaike, 1973) والتي بلغت(1.86-)، وهي أدنى قيمة من بين كل قيم AIC للنماذج المقدرة الأخرى، والجدول التالي يوضح أن النموذج الأمثل هو ARDL(1.0.0) من بين أفضل ثلاثة نماذج قمنا بالمقارنة بينها.

الجدول (2): تحديد درجات الإبطاء لنموذج ARDL المقدر

Specification	Adj. R-sq	HQ	BIC	AIC*	LogL
ARDL(1, 0, 0)	0.915981	-1.804672	-1.666855	-1.860408	28.185302
ARDL(2, 0, 0)	0.916894	-1.771260	-1.598989	-1.840931	28.932102
ARDL(1, 0, 1)	0.914430	-1.742035	-1.569764	-1.811706	28.552174

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

الجدول (3): يوضح المعادلة طويلة المدى لنموذج ARDL والتي تعطى كما يلي:

$$LUNP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} LUNP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{2i} LPOP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{3i} LGDP_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: LUNP

Method: ARDL

Model: ARDL(1, 0, 0) fromaic

Variable	Coefficient	Std. Error	t–Statisti	Prob.*
LUNP(–1)	0.414847	0.107869	3.8458	0.0007
LPOP	0.868881	0.274648	3.1636	0.0041
LGDP	-0.446529	0.090357	4.9418	0.0000
Constant	4.605885	3.22424	1.4285	0.1655
observations	29			
R–squared	0.928002	Mean dependent var		14.31461
Adjusted R–squared	0.919362	S.D. dependent var		0.295255
S.E. of regression	0.083843	Akaike info criterion		-1.992302
Sum squared resid	0.175741	Schwarz criterion		-1.803709
Log likelihood	32.88838	Hannan–Quinn criter.		-1.933237
F–statistic	107.4104	Durbin–Watson stat		1.944591
Prob(F–statistic)	0.0000			

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

ومنه المعادلة تصبح:

$$LUNP_t = 4.605 + 0.414LUNP_{t-1} + 0.868LPOP_t - 0.446LGDP_t \ldots(1)$$

4–اختبار الحدود للتكامل المشترك (Bounds–Test): إن منهجية ARDL التي تم تقديمها وتطويرها من قبل (Pesaran & Shin, 1995) و(Pesaran H. , 1997) ثم من قبل (Pesaran, Shin, & Smith, 2001) تعتمد على وجود علاقة تكامل مشترك (وجود علاقة طويلة الأجل) والتي يتم التأكد منها تبعا لمنهجية اختبار الحدود Bounds Testing Approach المقدم من طرف (Pesaran, Shin, & Smith, 2001) والذي يمتاز عن اختبارات التكامل المشترك الأخرى التي من أبرزها اختبار(Engle & Granger, 1987)، و (Johansen, 1988)واختبار (Johansen & Juselius, 1990) و(Johansen, 1991) بعدة مزايا منها:

– يمكن تطبيقه بغض النظر عما إذا كانت كل المتغيرات متكاملة عند المستوى I(0) أو عند الرتبة الأولى I(1) أو متكاملة من نفس الرتبة.

– لا يهتم بحجم العينة، حيث يمكن تطبيق هذا الاختبار حتى لو كان حجم العينة صغيرا، عكس الاختبارات الأخرى، كما أن نتائجه تكون أكثر دقة.

- يساعد على تقدير مكونات الأجلين الطويل والقصير معا وفي نفس الوقت.
- يقدم ARDL بشكل عام تقديرات غير متحيزة للنموذج في المدى الطويل.

سيتم الانتقال إلى اختبار(t(Bounds–Test الذي يؤكد أو يفند منطقية هاته العلاقة (علاقة التكامل المشترك) بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك باستخدام اختبار(F(Bounds–Test.

إختبار الحدود (F(Bounds–Test: بما أن الدراسة تبحث عن أثر الزيادة السكانية وحجم الناتج المحلي الإجمالي على حجم البطالة، فإن اختبار التكامل المشترك طبقا لاختبار الحدود (F(Bounds–Test سوف يتم وفق نموذج تصحيح الخطأ من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta LUNP_t = a_0 + b_1 LUNP_{t-1} + b_2 LPOP_{t-1} + b_3 LGDP_{t-1}$$
$$+ \sum_{i=1}^{p-1} a_{1i} DLUNP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{2i} DLPOP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{3i} DLGDP_{t-i} + U_t$$

حيث أن:

D: الفرق الأول.

U: حد الخطأ العشوائي.

a_{1i}، a_{2i}، a_{3i}: هي عبارة على معاملات الأجل القصير.

b_1، b_2، b_3: هي عبارة على معلومات الأجل الطويل والتي يكون لها معنى إحصائي غير اقتصادي، فبقسمة المعاملين b_2، b_3 على المعامل b_1 نحصل على معلمات أو معاملات الأجل الطويل لكل من LPOP وLGDP، وبالتالي نستخلص معادلة الأجل الطويل أو معادلة التكامل المشترك، والتي سنوضحها لاحقا.

كما أن معلمة LUNP المتأخر زمنيا لفترة واحدة b_1، هي عبارة على معلمة تصحيح الخطأ في حالة وجود علاقة توازنية بين المتغيرات في الأجل الطويل، وهو ماسنتأكد منه وفق نتائج إختبار الحدود (Bounds–Test) والذي يستند على اختبارWald وذلك بمقارنة إحصائية فيشر المحسوبة (F) مع القيم المجدولة التي وضعها (Pesaran and al, 2001) عند الحدود الدنيا I(0) والحدود العليا I(0)، ومن أجل ذلك يتطلب تحويل النموذج العام (1.0.0) ARDL الموجودة في المعادلة رقم (1) إلى نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM (Unrestricted Error Correction Model)، حيث سنقوم باختبار المعنوية الكلية للمعاملات b_1، b_2، b_3 في هذا النموذج وفق الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0: b_1 = b_2 = b_3 = 0 \\ H_1: b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq 0 \end{cases}$$

فرضية العدم H_0: عدم وجود تكامل مشترك (عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل).

الفرضية البديلة H_1: وجود تكامل مشترك (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل).

- **اختبار الحدود *t(Bound–Test)***: يعتمد هذا الاختبار على الفرضية التالية:

- فرضية العدم H_0: عدم وجود تكامل مشترك منطقي.

أ- لفرضية البديلة H_1: وجود تكامل مشترك منطقي.

بما أن متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى *I(1)* فيشترط أن تكون قيمة *(t)*المحسوبة أكبر من قيم *(t)* الجدولية العليا *I(1)* عند مستوى معنوية 1% أو 5% أو 10% لكي نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرضية البديلة أي وجود علاقة تكامل مشترك منطقي، والعكس عندما تكون قيمة *(t)*المحسوبة أصغر من قيم *(t)* الجدولية العليا *I(1)* حيث نقبل بفرضية العدم التي تؤكد عدم وجود علاقة تكامل مشترك منطقي.

والجدول التالي يوضح اختبار*F(Bound-Test)* و*t(Bound-Test)*على النحو التالي:

الجدول (4): اختبار الحدود للتكامل المشترك (Bounds-Test)

Bounds Test

Test Statistic	Value	Signif	I(0)	I(1)
F-statistic	**10.379**	%10	3.17	4.14
		%5	3.79	4.85
		%2.5	.414	5.52
K	**2**	%1	5.15	6.36
		%10	-2.57	-3.21
t-statistic	**-5.424**	%5	-2.86	-3.53
		%2.5	-3.13	-3.8
		%1	-3.43	-4.1

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

نلاحظ من خلال الجدول(4) أن القيمة المحسوبة لإحصائية *(F)* والبالغة 10.379 أكبر من قيم فيشر*(F)* الجدولية العليا *I(1)* عند مستويات معنوية 1%، 5%، 10%، وكذلك القيمة المطلقة المحسوبة لإحصائية *(t)* والبالغة *5.42-* أكبر من قيم ستودينت*(t)* الجدولية العليا *I(1)* عند مستويات 1%، 5%، 10%، مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة لكل من

اختبار *F(Bounds-Test)* واختبار *t(Bounds-Test)*، أي أن هناك علاقة توازنية ومنطقية في الأجل الطويل بين حجم البطالة والمتغيرات المفسرة للنموذج، ومنه نستنتج أن هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

5–تقدير نموذج تصحيح الخطأ *(ARDL–ECM)* وعلاقة التكامل المشترك: بعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع حجم البطالة (*LUNP*) والمتغيرات المفسرة له، عدد السكان *(LPOP)* والناتج المحلي الإجمالي *(LGDP)* لنموذج الدراسة *(ARDL (1.0.0)*، سنقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ *(ARDL-ECM)* ومن ثم تقدير أيضا علاقة التكامل المشترك (علاقة طويلة الأجل) على النحو التالي:

الجدول (5): تقدير نموذج تصحيح الخطأ *(ARDL–ECM)* وعلاقة التكامل المشترك

Dependent Variable: **D**(**LUNP**)

Selected Model: **ARDL**(**1**, **0**, **0**)

Conditional Error Correction Regression				
Variable	**Coefficient**	**Std–Er**	**t–Statistic**	**prob**
C	4.6058	3.2242	1.4285	0.1655
CointEq(**–1**)	-0.5851	0.1078	-5.424	0.0000
DLPOP	0.868881	0.2746	3.16	0.0041
DGDP	-0.4465	0.0903	-4.941	0.0000
observations:	29			
R^2	0.9280			
F	107.4104			
prob(**F–stat**)	0.0000			
Long Run Cofficients				
Variable	**Coefficient**	**Std–Er**	**t–Statistic**	**Prob**.
LPOP	1.4848	0.420	3.5314	0.0016
LGDP	-0.7630	0.099	-7.6714	0.0000
C	7.8712	5.1859	1.5178	0.1416
Cointeq =LUNP – (1.4849*LPOP –0.7631*LGDP + 7.8712)				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

ومنه تصبح معادلة تصحيح الخطأ*(ARDL-ECM)*:

$$\Delta \text{LUNP}_t = -0.585 CointEq(-1) + 0.686 \Delta LPOP_t - 0.446 \Delta LGDP_t \quad \ldots(2)$$

حيث أن:

CointEq(-1) : حد تصحيح الخطأ.

أما بالنسبة لمعادلة الأجل الطويل (التكامل المشترك) تصبح:

$$LUNP_t = 1.484 LPOP_t - 0.763 LGDP_t + 7.871 \quad \ldots(3)$$

قبل قيامنا بتحليل معادلتي تصحيح الخطأ والتكامل المشترك، سنقوم أولا بالاختبارات التشخيصية لصلاحية نموذج الدراسة.

6–تشخيص صلاحية النموذج: الجدول التالي يوضح ذلك:

الجدول (6): الاختبارات التشخيصية لصلاحية نموذج الدراسة

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	**F-statistic**	0.2390	**Prob**. F(2,23)	0.7893
Heteroskedasticity Test ARCH	**F-statistic**	0.6124	**Prob**. F(2,24)	0.5503
Jarque Bera Test	**JB**	0.3553	**Prob**. Chi-Square(2)	0.8372

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

يتضح من خلال هذا الجدول ما يلي:

– تشير إحصائية اختبار *BGLM* إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي بين البواقي وهذا ما تتضمنه فرضية العدم.

– تشير إحصائية *ARCH* إلى قبول فرضية العدم، والتي تنص على ثبات تباين حد الخطأ العشوائي *Homoscedasticity* في النموذج المقدر.

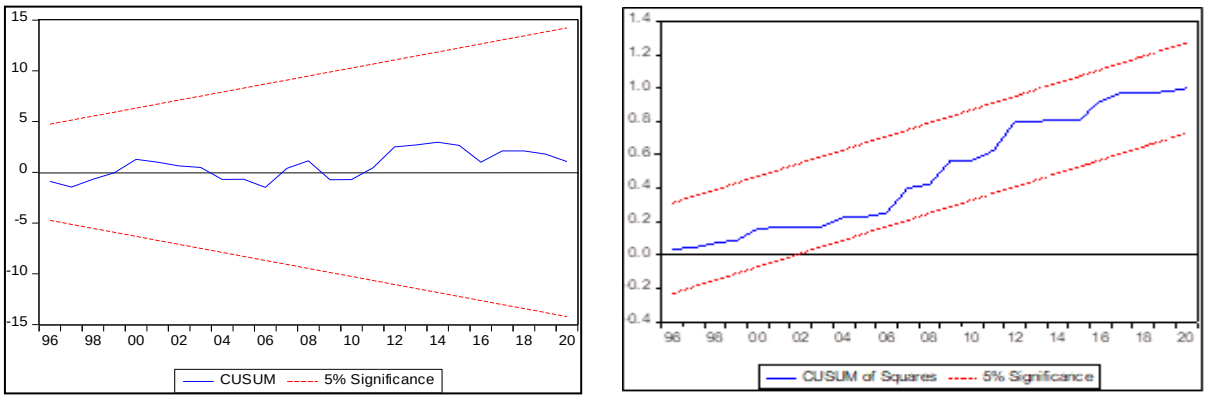
– تشير إحصائية *JB* إلى عدم رفض فرضية العدم والتي تنص على أن البواقي تتوزع توزيعا طبيعيا في النموذج.

– بالنسبة لمشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة للنموذج *Multicollinearity*، لا يوجد اختبار إحصائي محدد يطرح ويختبر لنا هذه المشكلة، إلا أنه من خلال تشخيص معاملات النموذج المقدر تبين لنا أن قيم معامل تضخم التباين *(VIF)* للمتغيرات المستقلة كانت أقل من 10، وكذلك معنوية كل المتغيرات المستقلة التي يتضمنها هذا النموذج عند مستوى معنوية 1%، مما يعطي لنا صورة إلى عدم وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات المستقلة في النموذج.

– **اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج *ARDL-ECM***: من أجل اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل، سوف يتم استخدام اختبارين،(Brown, Durbin, & Evans, 1975) الأول يتمثل في اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة *CUSUM (CumultativeSum of Recursive Residuals)*، والثاني يتمثل في اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي *CUSUMSQ (Cumultative Sum of Squares of Recursive Residuals)*، حيث يتحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج(*ARDL-ECM*) إذا وقع الشكل البياني داخل الحدود الحرجة، أي في مجال الثقة لكل من *CUSUM* و*CUSUMSQ* عند مستوى معنوية 5%، أما إذا وقع الشكل البياني

لكل من *CUSUM* و*CUSUMSQ* خارج الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5% فهذا يدل على عدم الاستقرار الهيكلي لمعاملات نموذج تصحيح الخطأ (*ARDL-ECM*).

الشكل رقم(2): الأشكال البيانية لإحصاء كل من *CUSUM* و *CUSUMSQ* لاستقرار معاملات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج *ARDL* المختار.

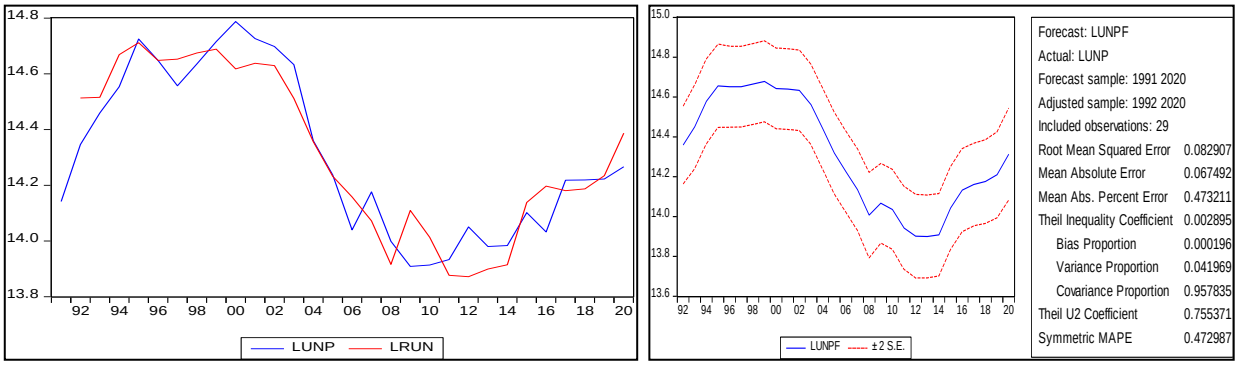


المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

يتضح من خلال الشكل رقم (2) على أن معاملات نموذج تصحيح الخطأ(*ARDL-ECM*) مستقرة هيكليا عند مستوى معنوية 5% وهذا لوقوع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين *CUSUM* و*CUSUMSQ* داخل الحدود الحرجة أي في مجال الثقة.

– **اختبار الأداء التنبؤي لنموذج الدراسة:** تعتمد دقة النتائج المقدرة على مدى جودة الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر، وللتأكد من القدرة التنبؤية لنموذج الدراسة سوف نعتمد على أهم مقاييس الأداء التنبؤي في الدراسات الاقتصادية القياسية والتي تتمثل في: معامل *Theil* ، متوسط القيم المطلقة للخطأ *MAE (Mean Absolute Error)*، متوسط نسب القيم المطلقة للخطأ *MAPE (Mean Absolute Percentage Error)*، الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ *RMSE (Root Mean Square Error)*.

الشكل (3): منحنى القيم الفعلية والمقدرة لحجم البطالة *(LUNP)* ومنحنى الأجل الطويل *(LRUN)* في الجزائر (1991–2020).



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برمجية Eviews 10

يتضح من خلال الشكل (3) أن معامل *Theil* تبلغ قيمة منخفضة جدا (0.0028)، كما أن المقاييس (*MAE*، *MAPE*، *RMSE*) تبلغ على التوالي 0.067، 0.473، 0.082 وهي قيم منخفضة وقريبة من الصفر، ونلاحظ أيضا أن منحنى *LUNPF* يقع داخل القيم الحرجة عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم يمكن القول أن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد له قدرة تنبؤية جيدة.

كما أن الشكل (3) يوضح قرب منحنى العلاقة التوازنية طويلة الأجل *LRUN* من منحنى القيم الفعلية للمتغير التابع محل الدراسة *LUNP* والمتمثل في حجم البطالة، ولهما أيضا نفس الاتجاه، مما يدل كذلك على القدرة التنبؤية الجيدة لهذا النموذج، ويدل أيضا على وجود علاقة تكامل مشترك.

III – النتائج ومناقشتها :

من خلال الجدول (5) نشتق معادلة تصحيح الخطأ (*ARDL-ECM*) ومعادلة الأجل الطويل على النحو التالي:

- **معادلة تصحيح الخطأ(*ARDL-ECM*):**

$$\Delta \mathrm{LUNP}_t = -0.585 CointEq(-1) + 0.686 \Delta LPOP_t - 0.446 \Delta LGDP_t$$

- **معادلة الأجل الطويل (التكامل المشترك):**

$$LUNP_t = 1.484 LPOP_t - 0.763 LGDP_t + 7.871$$

نلاحظ أن معلمة تصحيح الخطأ *((CointEq(-1)* والتي تساوي(*0.58-*) هي قيمة سالبة وكذلك معنوية عند مستوى 1%، وبالتالي هاته المعلمة تتحقق فيها الخاصيتان الإحصائيتان

(الشرط الكافي والشرط اللازم)، الشرط الكافي يجب أن تكون المعلمة سالبة بينما الشرط اللازم يجب أن تكون معنوية، لكي يكون هناك توازن في الأجل الطويل أي وجود علاقة تكامل مشترك وهو ما أكده اختبار الحدود *Bounds-Test*.

كما أن هناك إمكانية لتصحيح الأخطاء قصيرة الأجل والعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، حيث أن نسبة القيمة المطلقة لمعلمة تصحيح الخطأ (58%) تعبر عن نسبة الأخطاء أو الانحرافات التي يمكن تصحيحها في واحدة من الزمن، أي إذا حدثت صدمة آنية فإن في كل سنة نستطيع أن نتخلص من آثار هذه الصدمة بنسبة 58%، وبالتالي الزمن اللازم لتجاوز هذه الصدمة والعودة إلى الوضع التوازني هو مقلوب القيمة المطلقة لمعلمة تصحيح الخطأ $\left(\frac{1}{0.58}\right)$، أي خلال مدة سنة وتسعة أشهر.

ومنه يمكن أن نستنتج من خلال هذا التحليل أن سرعة تكيف أو تعديل النموذج (58%) هي مقبولة وغير متدهورة لمعالجة الاختلالات قصيرة الأجل للمتغير (حجم البطالة) والعودة إلى الوضع التوازني في المدى الطويل.

- وجود أثر إيجابي ومعنوي إحصائيا في المدى القصير والمدى الطويل للمتغير عدد السكان على حجم البطالة.
- وجود أثر سلبي ومعنوي إحصائيا في المدى القصير والمدى الطويل للمتغير الناتج المحلي الإجمالي على حجم البطالة .

IV– الخلاصة:

من أبرز النتائج التي توصلت إليها الدراسة والتي تجيب على السؤال المطروح في الإشكالية هي وجود علاقة تأثير لكل من الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر على المدى القصير والمدى الطويل، حيث كان هناك تأثير إيجابي للزيادة السكانية على معدلات البطالة في المدى القصير بمقدار 0.686 والمدى الطويل بمقدار 1.484، حيث كلما زاد عدد السكان بنسبة 1% زاد حجم البطالة بمقدار 0.686% في المدى القصير، أما في المدى الطويل فحجم البطالة يزيد بمقدار 1.484%، وبالتالي المرونة الجزئية لمعدلات البطالة في الجزائر كانت في المدى الطويل أكبر من المرونة الجزئية في المدى القصير، وهذا راجع إلى طول الفترة مابين الولادة والعمر الذي يكون فيه الشخص قادرا على العمل ويسعى للبحث عليه، أي بين فئة المواليد والفئة النشطة والتي تبدأ في سن الخامسة عشر، كما كان هناك تأثير سلبي لحجم الناتج المحلي الإجمالي على معدلات البطالة في المدى القصير بمقدار 0.446% وفي المدى الطويل بمقدار 0.763% ،حيث كلما زاد حجم الناتج المحلي الإجمالي نسبة 1% نقص حجم البطالة بمقدار 0.446% في المدى القصير، أما في المدى الطويل فحجم البطالة تنقص بمقدار 0.763% كلما زاد حجم إجمالي الناتج المحلي الإجمالي نسبة 1%، ويرجع اختلاف المرونة الجزئية لحجم البطالة بالنسبة لحجم الناتج المحلي الإجمالي إلى الأهداف التي سطرتها الدولة الجزائرية من خلال السياسة الاقتصادية بما تمثله من استثمارات وآليات شغل، حيث كانت فاعليتها أكبر في المدى الطويل، كما أن المردود الإيجابي لمعظم السياسات الاقتصادية المسطرة للدول تكون على المدى الطويل.

بالرغم من مختلف آليات الشغل المعتمدة في الجزائر سواء تلك المتعلقة بدعم الشباب أو تلك التي تهدف إلى تشجيع المبادرات الفردية وإنشاء المؤسسات المصغرة ومن أبرزها *ANSEJ*، *ANGEM* (مدلس، 2018، الصفحات 190–200) وهذا من أجل تخفيض معدلات البطالة إلا أن هاته الأخيرة مازالت في مستويات مرتفعة خاصة مابين سنة 1991 و2003 وهذا راجع إلى ضعف النشاط الإنتاجي قياسا بالتركيبة السكانية التي تغلب عليها الفئة النشطة، بالإضافة إلى ارتفاع معدلات النمو السكاني حيث بلغ 2.46% سنة 1991، وكذلك الوضع السياسي والأمني الصعب التي كانت تشهده الجزائر خلال هاته الفترة، غير أن معدلات البطالة شهدت انخفاضا معتبرا خلال الفترة (2004–2020) حيث بلغت أدناها عام 2013 بمعدل بطالة 9.82% وهذا راجع أساسا لارتفاع أسعار البترول كون أن الجزائر لديها اقتصاد ريعي، لكن تبقى معدلات البطالة في الجزائر مرتفعة نسبيا مقارنة بالدول المتقدمة وبعض الدول النامية.

من جانبنا سنقدم مجموعة من التوصيات التي قد تساعد في تخفيض معدلات البطالة في الجزائر:

- إنشاء آليات شغل تكون أكثر فاعلية في زيادة النمو الاقتصادي وامتصاص عرض اليد العاملة في سوق العمل.
- زيادة الاستثمار الخاص الداخلي والاستثمار الأجنبي اللذان يؤديان إلى زيادة في معدلات النمو الاقتصادي وبالتالي تنخفض معدلات البطالة، وهذا من خلال العلاقة العكسية الموجودة بينهما وهو ما أثبتته دراستنا من خلال التأثير السلبي لحجم الناتج المحلي الإجمالي على حجم البطالة في الجزائر.
- الاستثمار في المورد البشري من خلال التعليم عالي الجودة، وبتوفير مؤسسات تدريب وتأهيل للأفراد المتسربين من الدراسة.
- زيادة الإنفاق الحكومي على البحث والتطوير في المجال الصناعي بإنشاء مؤسسات اقتصادية قادرة على امتصاص اليد العاملة المؤهلة والتي تؤدي إلى زيادة في النمو الاقتصادي وتخفيض معدلات البطالة في الجزائر.

– الإحالات والمراجع :

[1] Manh, P. H., Dao, T. T., & Nguyen, V. N. (2014). **Relationship between Economic Growth and Employment in Vietnam**. *Journal of economic development* , pp. 40-50.

[2]Cherifi, B. (2015). **Chômage**,**Salaires Reèls et Croissance Dèmographique**: Est-ce qu'un Modèle à Correction d'Erreurs peut Rendre Compteds Interaction entre ces Variables ?*Revue académique des études humaines sociales*,pp3-18.

[3]حكيمة العوفي، وزوليخة بصدار. (2017). **سوق العمل والنمو الإقتصادي نموذج ARDL**. *مجلة التنظيم والعمل* ،الصفحات 58-71.

[4]الطيب مزوري، وجمال دقيش. (2018). **دراسة قياسية حول تلأثير بعض المتغيرات الإقتصادية في تخفيض معدل البطالة "دولة ماليزيا أنموذجا"**. *مجلة مينا للدراسات الإقتصادية* ،الصفحات 35-51.

[5]weil, d., & howitt, p. (2010, january). ***economic growth***. Retrieved 09 2021, from researchgate: **http**://**www**.**researchgate**/**publication**/**304642133**.

[6]معتز نعيم. (1999). النمو **السكاني والتنمية الاقتصادية والاجتماعية ترابط وثيق وعلاقة متبادلة**. *مجلة جامعة دمشق* ،الصفحات 127-166.

[7]حسين الطلاحفة، والفهداوي. (1998). **دراسة تحيلية لمشكلة لبطالة في الاقتصاد الأردني خلال الفترة 1978–1997** . *أبحاث مركز الدراسات الأردنية* . منشورات جامعة اليرموك.

[8]عبد القادر محمد عبد القادر عطيه. (1998). ***الاقتصاد القياسي بين النظري والتطبيق*** **(الإصدار الأولى)**. الإسكندرية: الدار الجامعية.

[9]دامودار جيجاراتي. (2015). ***الاقتصاد القياسي*** **(المجلد الجزء الأول)**. (هند عبد الغفار عودة، وعفاف علي حسين الدش، المترجمون) الرياض: دار المريخ للنشر.

[10]Bourbonnais, R. (2003). ***Econometrie*** (éd. 5eme édition). Paris.

[11] Dickey, D., & Fuller, W. (1981). **Likelihood Ratio statistics for Autoregressive Time Serie with A Unit Root**. *Journal of The Econometric Society* , pp. 1057-1072.

[12]Akaike, H. (1973). **Information theory on Etension of the maximum likelihood principle**. *Secend International Symposium on Information Theory*. (B. Petrov, & F. Csake, Eds.) Budapest, Akademia Kiadoi.

[13]Pesaran, H., & Shin, Y. (1995). **An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis**. *DAE Working Paper Series No 9514 , First Version*. Department of Applied Economics, University of Cambridge, England.

[14]Pesaran, H. (1997).**The role of Economic Theory in Modelling The long Run**. *The Economic Journal* ,pp178-191.

[15]Pesaran, h., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). **Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Rolationships**. *Journal of Applied Econometrics*.

[16]Engle, R. F., & Granger, C. (1987). **Co-Integration And Error Correction**: **Representation**, **Estimation**, **And Testing**. ***Econometrica*** *Journal of The Econometric Society , 55* (2), pp. 251-276.

[17]Johansen,S. (1988). **Statistical Analysis of Cointegration Vectors**. *Journal of Economic Dynamics And Control*, pp. 231-254.

[18]Johansen, S., & Juselius, K. (1990). **MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION AND INFERENCE ON COINTEGRATION – WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY**. 169-210. OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS.

[19]Johansen. (1991). **Estimation And Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models**. *Journal of The Econometric Society , 59* (6), pp. 1551-1580.

[20]Brown, R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). **Techniques For Testing The Constancy of Regression Relatioships Over Time**. *Journal of The Royal Statistical Society , 37* (2), pp. 149-192.

[21]شكري مدلس. (2018). **آليات التشغيل المستخدمة في الجزائر وأثرها على النمو الإقتصادي في الفترة الممتدة بين 2000–2014** (أطروحة دكتوراه). كلية العلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، بسكرة: جامعة محمد خيضر.

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

صماري عبد السلام، طه بن الحبيب (2022)، **أثر الزيادة السكانية والنمو الاقتصادي على معدلات البطالة في الجزائر دراسة قياسية خلال الفترة (1991– 2020)**، مجلة التنمية الاقتصادية، المجلد 07(العدد 01)، الجزائر : جامعة الشهيد حمه لخضر، الوادي، الجزائر ص.ص 16-33.

SCAN ME