

إشكالية النمو المحابي للفقراء في الجزائر. دراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار
الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للفترة 1988-2017

*The Problematic of Pro-poor Growth in Algeria. Empirical Study by
Using Autoregressive Distributed Lag Model For the Period 1988-
2017*

ط.د: ممو سعيدة، مخبر الدراسات البيئية والتنمية المستدامة، جامعة تبسة (الجزائر)،
saidamoumou@univ-tebessa.dz

د. آيت يحيى سمير، جامعة تبسة (الجزائر)، samir.ait-yahia@univ-tebessa.dz

تاريخ الاستلام: 2020/08/15 تاريخ القبول: 2020/12/05 تاريخ النشر: 2021/09/30

ملخص: تهدف هذه الورقة البحثية إلى دراسة ظاهرة النمو المحابي للفقراء في الجزائر من خلال قياس أثر معدلات كل من النمو، البطالة وأيضاً التفاوت في توزيع الدخل (كمتغيرات مستقلة)، على معدل الفقر (كمتغير تابع) باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة 1988-2017. بالاستعانة على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL، أظهرت نتائج الدراسة وجود علاقة طردية بين كل من معامل جيني (ممثلاً لمعدل التفاوت) ومعدل البطالة مع معدل الفقر، وعلاقة عكسية بين معدل النمو ومعدل الفقر وذلك في المدى الطويل، وهو ما يؤكد وجود نمو محابي للفقراء في الجزائر.

الكلمات المفتاحية : النمو المحابي للفقراء ؛ نموذج ARDL ؛ الجزائر.

تصنيف JEL : C51 ، D31 ، E24 ، I32.

Abstract: This paper aims to examine the phenomenon of pro-poor growth in Algeria by measuring the effect of the growth rate, the unemployment rate and also the rate of inequality, on the poverty rate during the period 1988 - 2017 (annual data). Using the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL), the study found that there was a positive relationship between both the Gini coefficient and the unemployment rate with the poverty rate, and a negative relationship between the growth rate and the poverty rate in the long run, which is in accordance with pro-poor growth in Algeria.

keyword: Pro-poor Growth ; ARDL Model; Algeria.

JEL classification code : C51 ، D31 ، E24 ، I32.

المؤلف المرسل: د. آيت يحيى سمير، الإيميل: samir.ait-yahia@univ-tebessa.dz

1. مقدمة:

يعتبر النمو الاقتصادي أحد أهم الأهداف الاقتصادية للدول، إلا أن تحقيق هذا الهدف وحده لا يكفي للوصول إلى الرفاه الاجتماعي، ما لم يرتبط معه هدف العدالة في توزيع الدخل حتى تصل ثماره لجل طبقات المجتمع، وبصاحبه بذلك انخفاض معدلات الفقر والبطالة في البلد المعني، وهو ما يصطلح عليه بـ "النمو المحابي للفقراء". ويُذكر في هذا الصدد أن الدول الساعية للإنماء قد ابتدعت برامج للإصلاح الاقتصادي تمحورت حول تحقيق معدلات نمو اقتصادية كان من المؤمل أن يترتب عليها انخفاض الفقر في هذه الدول.

1.1. مشكلة البحث:

باعتبار الجزائر من الدول النامية التي تسعى إلى تحقيق التنمية الاقتصادية، فقد كان الغرض من هدف تحقيق النمو هو التقليل من معدلات الفقر في البلاد من خلال محاربة البطالة من جهة، ومحاولة تحقيق عدالة في توزيع الدخل من جهة ثانية، أي أن الجزائر كانت ولا زالت تسعى، خاصة منذ إصلاحات 1988 وانتقالها من الاقتصاد الموجه إلى الاقتصاد الحر في إطار منهجها الاقتصادي المبني على "البعد الاجتماعي"، إلى خفض معدلات الفقر وبالتالي تحقيق نمو محابي للفقراء.

بناءً على ما تقدم، يمكن صياغة إشكالية البحث في التساؤل الرئيسي التالي:

هل يعتبر النمو الاقتصادي المحقق في الجزائر خلال الفترة 1988-2017

محابيا (منصفا) للفقراء؟

2.1. فرضيات البحث:

- من خلال طرح التساؤل الرئيسي السابق يمكن صياغة الفرضيات التالية للبحث:
- هناك علاقة طويلة وقصيرة الأجل بين كل من: معدل النمو، التفاوت والبطالة (كمتغيرات مفسرة) ومعدل الفقر (كمتغير تابع) في الاقتصاد الجزائري خلال مدة الدراسة؛
 - وجود علاقة عكسية بين معدل النمو ومعدل الفقر في الجزائر،
 - وجود علاقة طردية بين مؤشر كل من التفاوت والبطالة على الفقر في الجزائر، وهو ما يدعم وجود ظاهرة النمو المحابي للفقراء في البلاد.

3.1. أهداف البحث:

يتمثل الهدف الأساسي من هذا البحث في محاولة إيجاد هل معدلات النمو الاقتصادي المحققة في الجزائر خلال مدة الدراسة هي معدلات نمو منصفة (محابية) للفقراء أم لا، وذلك من خلال معرفة إن كانت هناك علاقة طويلة وقصيرة الأجل بين النمو، التفاوت في توزيع الدخل، البطالة والفقير في الجزائر.

4.1. منهجية البحث:

للإجابة على التساؤل السابق، وللتوصل إلى ما يؤكد أو ينفي الفرضيتين السابقتين وتحقيق الهدف الأساسي للبحث، فقد تم استخدام المنهج الكمي القياسي من خلال بناء نموذج لقياس وتحليل متغيرات الدراسة وذلك بإتباع نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (المبطأة) ARDL بالاعتماد على برنامج 9 EViews.

5.1. الدراسات السابقة:

- دراسة (بن لحسن، 2017): خلصت إلى أن النمو الاقتصادي في الجزائر كان بصفة نسبية ومتوازنة محابيا للفقراء، فبالرغم من تحسن التفاوت في توزيع الدخل في الجزائر لدى الفئات العشرية الفقيرة خلال الفترة 1988-2011، إلا أن هذا التحسن ليس كافيا.

- دراسة (البشير و سراج، 2013): هدفت إلى تحليل العلاقة بين النمو والفقير وتوزيع الدخل في الدول العربية، وقد توصلت إلى أنه بالرغم من اتجاه متوسط الدخل الفردي نحو الارتفاع في كافة الدول العربية إلا أن لمشكل الفقر أثر كبير على تلك المجتمعات، كما أن الاختلال الكبير في توزيع الدخل يؤثر سلبا في الاستقرار والنمو الاقتصادي وتغذية الثورات العربية، وأن القضاء على الفقر وسيلة لزيادة الناتج الإجمالي.

- دراسة (Bourguignon, 2002): اعتبرت من الدراسات الرائدة في مجال البحث عن العلاقة بين النمو والفقير والتفاوت. أنجزت على عينة من 114 دولة منها 50 دولة نامية، حيث حاول بورغينيون في البداية شرح تأثير النمو الاقتصادي على الفقر بعيدا عن التفاوت في التوزيع، ومن ثم صياغة نموذج تضمن معدل الفقر كمتغير تابع، النمو الاقتصادي مقاسا بالناتج المحلي الاجمالي للفرد، ومعامل جيني كمتغيرات مستقلة، فوجد في الحالة الأولى أن 26 % من تغيرات الفقر مفسرة بالنمو، وبعد الأخذ في الاعتبار التفاوت في الحالة الثانية

خلصت النتائج إلى تحسن القدرة التفسيرية للنموذج، ومع افتراض ارتباط مرونة الفقر بمستوى التفاوت والمستوى الابتدائي للتنمية تتحسن القدرة التفسيرية للنموذج أكثر من سابقتها.

2. المقصود بالنمو المحابي للفقراء:

يُعرف النمو المحابي للفقراء بأنه: " ذلك النمو الذي يخفض بشكل معنوي نسبة الفقر " (Mokaddem & Ghazi, 2011, p 83) وفي ظل هذا المفهوم هناك مقاربتين وتعريفين للنمو المحابي للفقراء (بن لحسن، 2017، ص ص 53-54):

1.2. التعريف المطلق :

من أهم رواده رافاليون وشين، إذ يعرف النمو المحابي للفقراء بأنه ذلك النمو الذي يقلل من الفقر، وهو تعريف مطلق بحكم أنه ينص على أن تكون عملية النمو مناصرة للفقراء، أي يكون هؤلاء قد انتفعوا من خلال زيادة دخولهم المطلقة، بغض النظر عن مقارنة نسبة زيادة دخولهم مع زيادة دخول غير الفقراء.

2.2. التعريف النسبي:

يعد حسب هذا التعريف النمو منصفا للفقراء إذا استفاد الفقراء منه بطريقة نسبية تفوق استفادة غير الفقراء، وهذا ما يعني ضرورة انخفاض درجة عدم المساواة خلال سيرورة عملية النمو، وظهرت هذه المقاربة بصورة جلية سنة 2000 نتيجة العديد من الكتابات على رأسهم كاكواني، سون، برينيا.

3.2. مثلث العلاقة فقر/ نمو/ تفاوت:

بات وضع استراتيجيات التنمية وتطويرها وتوقع نتائجها يتم ضمن ما يعرف مثلث الفقر- النمو- التفاوت PGI. وعلى العموم فإن معادلة تغير الفقر هي دالة في النمو والتوزيع، وفي تغير نمط التوزيع. كلما كان التفاوت مرتفعا في الوضع الأصلي كانت حصة الفقراء من مكاسب النمو اللاحقة أقل والعكس بالعكس (فضل الله، 2015، ص ص 31-32). وحسب بورغينيون (Bourguignon, 2002, p 12)، حتى تكون عملية إعادة التوزيع مفيدة لخفض الفقر لا بد أن تتم على نطاق واسع جدا، لكن ذلك بحد ذاته يتسبب في خفض معدلات النمو مما يزيد نسب الفقر من جديد بعد مرور مدة من الزمن؛ كما أن استراتيجية

مكافحة الفقر المدعومة بالنمو وإعادة التوزيع ليست ملائمة لجميع الدول لاختلاف الإمكانيات المتوفرة لديها.

إن الربط بين العناصر الثلاث يتعارض والأدبيات التقليدية التي تقاضل بين العدالة والفعالية، ومع ذلك فإن الخلاصة التي توصل إليها بورغنيون يمكن تلخيصها في عنصرين (Bourguignon, 2002, pp 12-14):

- مواجهة الفقر تتطلب اعتماد سياسات فعالة للتنمية تناسب احتياجات ذوي الدخل المحدود والأوضاع الهشة؛
- إعادة توزيع الدخل خيار مكمل للنمو في سبيل خفض الفقر، وهذا يتحقق إما بطريقة مباشرة من خلال استهداف الفقراء على نحو خاص بالمنح والتحويلات، أو بصورة غير مباشرة عبر إجراءات تزيد مرونة النمو/ الفقر، أو بخفض مستوى التفاوت الذي يعزز النمو ويقلل الفقر في آن واحد.

3. التعريف بنموذج الدراسة القياسية ARDL ومراحل تطبيقه:

سوف يتم من خلال الدراسة القياسية للنمو المحابي للفقراء في الجزائر محاولة دراسة العلاقة بين المتغيرات الثلاث المشكلة لمثلث النمو المحابي وهي: النمو الاقتصادي، التفاوت في توزيع الدخل، ممثلاً في معامل جيني، والذي نضيف إليهما متغير آخر متمثل في معدل البطالة لمعرفة أثر ذلك على المتغير التابع المتمثل في معدل الفقر البشري، ولكن قبل ذلك يجب التعريف بالنموذج المتبع في هذه الدراسة القياسية وهو نموذج ARDL.

أصبحت منهجية Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) للتكامل المشترك شائعة الاستخدام في السنوات الأخيرة، وقد ساهم في نشر هذا النوع من النماذج كل من Pesaran et al ثم Pesaran and Smith (1998,1999) و Pesaran and Smith (1995) و (2001). ويتم في هذه المنهجية دمج نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model ونماذج فترات الابطاء الموزعة Lag Distributed Model في نموذج واحد، ويتميز نموذج ARDL بعدة مزايا أهمها (عبد المحمدي، محمد العيساوي، 2017، ص 150):

- يمكن تطبيق هذا النموذج في حالة أن المتغيرات محل الدراسة تكون متكاملة من الدرجة صفر (مستقرة عند المستوى $I(0)$)، أو متكاملة من الدرجة واحد (مستقرة

- عند الفارق الأول (I(1)) أو مزيج بينهما، على شرط أن لا يكون أحد السلاسل الزمنية لمتغير من المتغيرات مستقرة عند الفارق الثاني (I(2).
- يساعد استخدام هذا لنموذج على تقدير نتائج الأجلين القصير والطويل معا وفي الوقت نفسه، وهو ما يمنح أفضلية للباحث من تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة بشكل دقيق.
 - تتميز المقدرات الناتجة عن هذا النموذج بعدم التحيز والكفاءة، فضلا عن أنه يساعد على التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي للبواقي.
- وفقا لمنهجية الدراسة، سوف يتم استخدام طريقة ARDL على ثلاث مراحل:

1.3. المرحلة الأولى: اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود

حسب منهجية ARDL المطورة من قبل (Pesaran et al (2001) ، فإن السلسلة الزمنية للمتغير التابع تكون عبارة عن دالة في ابطاء قيمها وقيم المتغيرات التفسيرية وإبطائها بفترة واحدة أو أكثر، ويتم اختبار التكامل المشترك وذلك في إطار UECM الذي يأخذ الصيغة التالية بفرض العلاقة بين Y المتغير التابع و X متجه المتغيرات المستقلة:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \underbrace{\sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-1}}_{\text{المدى القصير}} + \underbrace{\sum_{i=0}^n \delta_i \Delta x_{t-1} + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 x_{t-1}}_{\text{المدى الطويل}} + \mu_t \dots (1)$$

حيث يعبر كل من β_i, δ_i معاملات المدى القصير لنموذج ARDL و φ_1, φ_2 معاملات المدى الطويل للنموذج، ويشير الرمز Δ إلى الفروق الأولى للمتغيرات و μ_t يعبر عن حد الخطأ العشوائي الذي له متوسط حساب يساوي الصفر وتباينا ثابتا وليس له ارتباطات ذاتية متسلسلة فيما بينها.

تعتمد مقارنة ARDL على اختبار خاص بها لتحديد التكامل المشترك يسمى باختبار الحدود Bounds test بحيث نضع الفرضيات التالية من خلال المعادلة (1) السابقة:

$$\begin{aligned} \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_k = 0 & \quad \text{فرضية العدم: عدم وجود تكامل مشترك} \\ \varphi_1 \neq 0, \varphi_2 \neq 0, \dots = \varphi_k \neq 0 & \quad \text{الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك} \end{aligned}$$

يتم التحقق من وجود علاقة المدى الطويل بين المتغيرات باستخدام اختبار الحدود الذي يستند بدوره على اختبار F . القيم الجدولية لاختبار F تتضمن حدين، قيمة الحد الأدنى والتي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر $I(0)$ ، وقيمة الحد الأعلى التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$. يتم مقارنة القيمة F المحسوبة و F الجدولية للحد الأعلى. يتم من خلالها عدم قبول فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة في حالة تكون F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى لـ F الجدولية (وجود تكامل مشترك). ونقبل فرضية العدم في حالة كانت F المحسوبة أقل من الحد الأدنى لـ F الجدولية (عدم وجود تكامل مشترك)، وتعتبر النتيجة غير محسومة عندما تكون F المحسوبة تقع بين الحدين الأدنى والأعلى.

2.3. الخطوة الثانية: تقدير معادلة العلاقة طويلة الأجل

بعد اثبات وجود تكامل مشترك بين المتغيرات نلجأ إلى تقدير العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في شكل الصيغة الرياضية التالية:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i X_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

حيث تمثل كل من γ, θ معاملات المتغيرات وتشير p, q إلى فترات الإبطاء لتلك المتغيرات، و ε يمثل حد الخطأ العشوائي.

يتم اختيار رتبة الإبطاء في نموذج ARDL حسب معيار (Akaike) AIC أو معيار SC (Schwarz) قبل أن يتم تقدير النموذج المحدد بطريقة OLS بهدف إلغاء الارتباط الذاتي في الأخطاء العشوائية، وأوصى (Pesaran and Shin (2009)، باختيار فترتي إبطاء كحد أقصى في البيانات السنوية.

3.3. المرحلة الثالثة: تقدير نموذج تصحيح الخطأ للأجل القصير

كمرحلة أخيرة، يمكن استخلاص مواصفات ARDL لحركيات المدى القصير عن طريق بناء نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model, ECM) وفق المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = C + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i \Delta X_{t-1} + \Psi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

حيث أن ECT_{t-1} حد تصحيح الخطأ و Ψ معامل تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التكيف التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن في الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل.

4. تقدير النموذج القياسي للدراسة باستخدام منهجية ARDL:

ويتم ذلك عبر الخطوات التالية:

1.4. توصيف بيانات ومصادر متغيرات الدراسة:

وذلك من خلال التعريف بمتغيرات الدراسة كما يلي:

أ- **معدل الفقر:** يمكن النظر إلى الفقر بأنه ظاهرة اجتماعية اقتصادية سياسية ذات أبعاد نفسية وإنسانية (دواي، 2007، ص 203). وبذلك يمكن تحديد مستوى الفقر في البلاد باعتماد مقاربتين: أولهما نقدية تعتمد على تحديد الفقر باستعمال عتبة الفقر النقدية، أما المقاربة الثاني وهي مقارنة الفقر البشري (الإنساني) IPH المعتمدة من قبل البرنامج الإنمائي للأمم المتحدة (بن لحسن، 2017، ص 54)، حيث يقيس مؤشر الفقر البشري الفقر في أربع جوانب أساسية في حياة الناس وهي: القدرة على العيش طويلا وبصحة جيدة، المعرفة، الإمدادات الاقتصادية، والمشاركة في الحياة الاجتماعية. وهو المؤشر الذي سوف يتم الاعتماد عليه في هذه الدراسة كمتغير تابع.

ب- **تفاوت الدخل:** تماشيا مع النظرية الاقتصادية تم إدراج مؤشر جيني كمؤشر لقياس التفاوت في توزيع الدخل، وهو مؤشر احصائي للتشتت شائع الاستخدام طوره العالم الاحصائي كورادو جيني سنة 1912 (Warrens, 2018, p 580). ويمكن حسابه بالعلاقة التالية (عبد القادر علي، 2005) :

$$G = 1 - \frac{\sum (P_i - P_{i-1}) (L_i + L_{i-1})}{2}$$

حيث: P: التوزيع التكراري المتراكم للسكان أو أصحاب الدخل، L: هي التوزيع التكراري

المتراكم للدخل. علما أن: $P_0 = L_0 = 0$; $P_n = L_n = 1$

تتم معايرة المؤشر بين الصفر والواحد، حيث يعبر الصفر على التوزيع الأمثل والعدالة التامة، أما الواحد فيعبر عن التفاوت الحاد، مما يعني أنه كلما كانت قيمة مؤشر جيني صغيرة كان التوزيع أفضل.

ج- **معدل البطالة:** تعتبر البطالة أحد أهم أسباب ظاهرة الفقر ومحدد هام لها في الجزائر، وهي ظاهرة مركبة ذات أبعاد ديمغرافية واقتصادية وسياسية واجتماعية، وطالما أدى ارتفاع

معدل البطالة في الجزائر إلى تفاقم ظاهرة الفقر، وسوف يتم الاعتماد عليها في الدراسة القياسية كمتغير مفسر للفقر.

د- **معدل النمو الحقيقي**: يقاس عادة النمو الاقتصادي في أي اقتصاد بما يعرف بالنتائج الوطني الخام الحقيقي وليس الاسمي، بمعنى ذلك التغير في مستوى الدخل الوطني الذي يأخذ بعين الاعتبار مستويات الأسعار، وهو ما سوف يعتمد عليه في النموذج كمتغير مفسر للفقر. تم الاعتماد من خلال هذه الدراسة على سلسلة من البيانات السنوية للمتغيرات سابقة الذكر، والتي امتدت من سنة 1988 (وقد تم اختيار هذه السنة لسببين: الأول أنها سنة شرعت فيها الحكومة الجزائرية بتطبيق إصلاحات من أجل الانتقال الجدي للاقتصاد الحر؛ والسبب الثاني: أن احصائيات معامل جيني في الجزائر بدأت منذ هذه السنة) إلى غاية سنة 2017 وهي آخر سنة تتوفر فيها الاحصائيات (أي ما يعادل 30 مشاهدة) وذلك لمحاولة معرفة وجود النمو المحابي للفقراء في الجزائر من عدمه.

تم الاعتماد على قاعدة بيانات البنك الدولي World Bank Indicator لتجميع بيانات النمو الاقتصادي الحقيقي ومعدل البطالة. أما فيما يتعلق بمعامل جيني فقد تم الاعتماد على قاعدة بيانات البنك الدولي POVCALNET بالإضافة إلى صندوق النقد الدولي، كما تم حساب بعض القيم المفقودة من طرف الباحثين. وفيما يتعلق بمعدل الفقر البشري فقد تم إعداده من طرف الباحثين بالاعتماد على تقارير التنمية البشرية الصادرة عن برنامج الأمم المتحدة الإنمائي، بالإضافة إلى بعض الدراسات السابقة.

2.4. صياغة النموذج القياسي:

بعد توصيف متغيرات الدراسة، يتم صياغة النموذج القياسي للدراسة بالشكل التالي:

$$tph = f(\text{growth}, \text{tch}, \text{gini})$$

حيث:

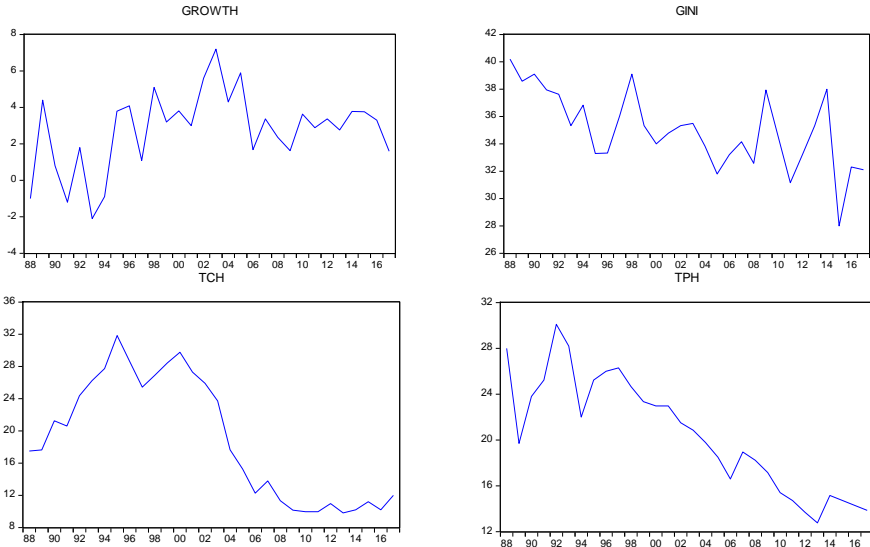
- Tph: يمثل معدل الفقر البشري (الإنساني) وهو المتغير التابع للنموذج.
- growth: يمثل معدل النمو الحقيقي (وهو التغير في الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار المحلية الثابتة)، وهو المتغير المستقل الأول.
- Tch: معدل البطالة وهو المتغير المستقل الثاني.
- Gini : معامل التفاوت مقاسا بمؤشر جيني وهو المتغير المستقل الثالث.

3.4. اختبار استقرارية المتغيرات:

يعد تحليل السلاسل الزمنية مهم للتأكد من استقرار المتغيرات الاقتصادية قبل إجراء أي اختبار للعلاقة بين هذه المتغيرات، وذلك من أجل التأكد من خلو النموذج من الانحدارات الزائفة، ويتم اختبار الاستقرارية من خلال جذر الوحدة Unit Root.

يوضح الشكل الموالي التمثيلات البيانية لمتغيرات الدراسة عند المستوى

الشكل 1: التمثيلات البيانية لمتغيرات النموذج



المصدر: مخرجات E-Views 9

هناك عدة اختبارات لاستقرار السلاسل الزمنية لعل أهمها اختبار Dickey- Fuller Augmented أي اختبار (ADF) واختبار Phillips-Perron فيليب وبيرون PP وهو ما سيتم تطبيقهما على متغيرات هذه الدراسة.

الجدول 1: اختبارات الجذر الوجودي لمتغيرات الدراسة حسب ADF و PP

النتيجة	عند الفارق الأول		عند المستوى		المتغير
	t-PP	t-ADF	t-PP	t-ADF	
I (1)	****-7.989653	***-7.571191	-1.415813	-1.538782	الثابت
I (1)	****-8.551220	***-7.567070	*-3.359405	*-3.483285	الاتجاه العام والثابت
I (0)			****-3.683999	***-3.755885	الثابت
I (0)			****-8.436901	** -3.976202	الاتجاه العام والثابت
I (1)	***-3.994927	***-3.975205	-0.875646	-0.568565	الثابت
I (1)	** -4.080288	** -4.035853	-2.189084	-2.174889	الاتجاه العام والثابت
I (0)			****-4.174218	***-4.074001	الثابت
I (0)			** -4.246584	** -4.089274	الاتجاه العام والثابت

، * ، ** و *** تعني رفض فرضية العدم (استقرار السلسلة) عند مستويات 10%، 5% و 1% على الترتيب.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات 9 E-Views.

من خلال الجدول السابق أظهر اختبار كل من ADF و PP أن كل من المتغيرين: النمو الاقتصادي الحقيقي (growth) ومؤشر التفاوت ممثلاً في معامل جيني (gini) مستقرين عند المستوى I(0)، أما المتغيرين الآخرين المتمثلين في كل من معدل الفقر الانساني (tph) ومعدل البطالة (tch) فهما مستقران عند الفارق الأول I(1).

4.4. اختبار التكامل المشترك للنموذج باستخدام منهج الحدود:

كما تم الإشارة إليه سابقاً، يتمثل الهدف الرئيسي من البحث في دراسة النمو المحابي للفقراء من خلال العلاقة الموجودة بين المثلث: نمو، فقر وتفاوت؛ وبما أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المعنية مستقرة سواء عند المستوى أو عند الفارق الأول، فإن منهجية الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة هي النموذج الأنسب للكشف عن وجود التكامل المشترك، حيث تعتمد مقارنة ARDL على اختبار الحدود Bounds test.

حسب منهجية ARDL فإن السلسلة الزمنية للمتغير التابع تكون عبارة عن دالة في ابطاء قيمها وقيم المتغيرات التفسيرية وإبطائها بفترة واحدة أو أكثر، ويتم اختبار التكامل المشترك وذلك في إطار UECM الذي يأخذ، حسب هذه الدراسة، الصيغة التالية :

$$\Delta pth_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta pth_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_{1,i} \Delta growth_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_{2,i} \Delta gini_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_{3,i} \Delta tch_{t-1} + \varphi_1 pth_{t-1} + \varphi_2 growth + \varphi_3 gini_{t-1} + \varphi_4 tch_{t-1} + \mu_t$$

الاختبار التكامل المشترك بين متغيرات هذا النموذج، سوف يتم الاعتماد على اختبار الحدود Bounds test، والجدول رقم 2 يوضح نتائج هذا الاختبار.

الجدول 2 : نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود

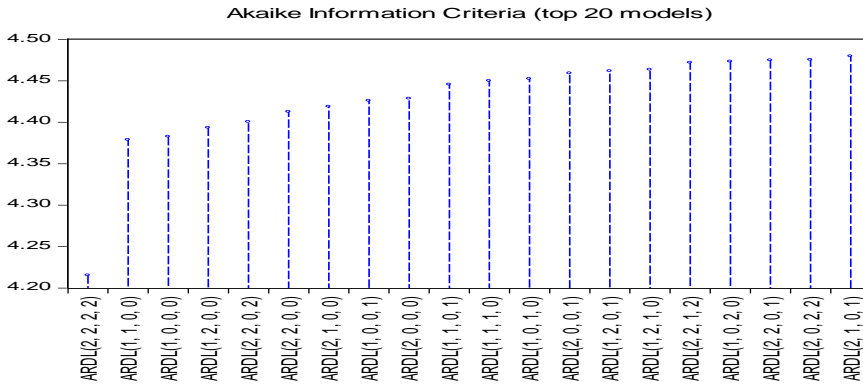
مستوى المعنوية			القيم الحرجة	قيمة F المحسوبة
%1	%5	%10		
4.29	3.23	2.72	الحد الأدنى I(0)	4.729482
5.61	4.35	3.77	الحد الأعلى I(1)	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات E-Views 9

يتبين من الجدول 2 أعلاه أن قيمة F المحسوبة جاءت أكبر من الحد الأعلى لدرجة المعنوية 10% و 5%، وهو ما يعني عدم قبول فرضية العدم وقبول الفرض البديل أي أن معدل الفقر الإنساني وكل من: معدل البطالة، معدل النمو الحقيقي ومعامل جيني، الذي يفسر التفاوت في توزيع الدخل، هي متغيرات متكاملة معا ويتحقق بينهم علاقة توازن في الأجل الطويل عند مستوى معنوية 10% و 5%.

بعد التأكد من وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وقبل تقدير معادلة للعلاقة طويلة الأجل فإننا نقوم بتحديد عدد الابطاءات المثلى باستخدام معيار Akaike information Criteria في هذه الحالة نستعين ببرنامج E-Views 9 الذي يقوم تلقائيا بتحديد فترات الابطاء الزمني المثلى وكانت النتائج كما يوضحه الشكل الموالي:

الشكل 2: نتائج معيار Akaike لتحديد فترة الإبطاء



المصدر: من مخرجات EViews 9.

حسب الشكل 2، فإن النموذج ARDL(2,2,2) هو النموذج الأمثل لتقدير العلاقة بين المتغيرات، حيث يؤخر جميع متغيرات النموذج بفترتين (2) للإبطاء.

5. نتائج تقدير النموذج القياسي للدراسة ومناقشتها:

جاءت نتائج تقدير النموذج القياسي للدراسة، بالاعتماد على نموذج ARDL، من خلال تقدير معاملات النموذج للأجل الطويل ثم نموذج تصحيح الخطأ UECM للأجل القصير، كما يلي:

1.5. تقدير معاملات الأجل الطويل:

جاءت نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل للنموذج كما يوضحه الجدول رقم 3.

الجدول 3: نتائج تقدير معاملات الأجل الطويل

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GINI	0.676637	0.196580	3.442042	0.0033
GROWTH	-0.964903	0.294878	-3.272211	0.0048
TCH	0.472793	0.044412	10.645509	0.0000
C	-9.625015	6.725530	-1.431116	0.1716

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات EViews 9

تشير النتائج المحصل عليها من الجدول 3 أعلاه أن جميع معاملات المتغيرات هي معنوية؛ ذلك أن اختبار ستودنت المرافق لها أصغر من 5% أي: $\text{Prob}(t\text{-Statistic}) < 0.05$ ، مع وجود علاقة طويلة الأجل تسري من المتغيرات المفسرة الثلاثة نحو المتغير التابع مشكلة المعادلة طويلة الأجل التالية:

$$tph = -9.62 + 0.67 gini - 0.96 growth + 0.47 tch$$

وتتوافق إشارات المعاملات كلها مع النظريات الاقتصادية وتفسير ذلك كالتالي:

- العلاقة بين معدل الفقر ومعامل جيني هي علاقة طردية أي كلما زاد معامل جيني (زاد التفاوت في توزيع الدخل) ب 1% كلما زاد معدل الفقر في المجتمع ب 0.67%.
- كما تبين المعادلة أيضا أن العلاقة بين معدل البطالة ومعدل الفقر هي علاقة طردية، وهي توافق كذلك النظرية الاقتصادية، حيث كلما زادت البطالة ب 1% كلما أدى ذلك إلى ارتفاع معدل الفقر ب 0.47% وتفسير ذلك أيضا منطقي.
- العلاقة بين معدل النمو ومعدل الفقر هي علاقة عكسية وهو ما توافق عليه وتفسره أيضا النظرية الاقتصادية. فكلما نقص معدل النمو في البلاد ودخلت مرحلة الركود كلما أدى ذلك إلى أضرار: أثر مباشر على معدل الفقر حيث كلما ارتفع معدل النمو ب 1% كلما أدى ذلك - حسب المعادلة - إلى انخفاض في معدل الفقر ب 0.96%؛ وأثر غير مباشر يتمثل في أن الإنعاش الاقتصادي الذي ينتج عن ارتفاع في معدل النمو يعمل على امتصاص البطالة، وباعتبار أن علاقة هذه الأخيرة هي علاقة عكسية مع معدل الفقر فإن ذلك سوف يعمل على التقليل وتخفيض معدل الفقر في البلاد. من خلال النتائج السابقة يمكن القول أن النمو المحقق في الجزائر خلال مدة الدراسة يوافق ظاهرة النمو المحابي للفقراء. أي أن النمو الذي حدث في الجزائر خلال مدة الدراسة أدى إلى انخفاض الفقر، وهذا الانخفاض ساعده في ذلك العلاقة العكسية بين معدل الفقر والتفاوت في توزيع الدخل والعلاقة الطردية مع معدل البطالة الذي تم ذكره سابقا.

2.5. الاختبارات التشخيصية للنموذج:

للحكم على مدى ملاءمة النموذج المستخدم في قياس المعلمات المقدرة في الأجل الطويل كان لزاما علينا اجراء مجموعة من الاختبارات الإحصائية والقياسية، وكان تلخيصها في الجدول 4 الموالي:

الجدول 4 : نتائج الاختبارات التشخيصية لنموذج الدراسة

الاختبار	الاحصائية	القيمة	الاحتمال
الارتباط الذاتي	F-Statistic	1.606937	0.2354
Breusch-Godfrey	Chi-Square	5.227671	0.0733
التوزيع الطبيعي	Jarque-Bera	0.960524	0.618621
عدم ثبات التباين Arch	F-Statistic	0.048707	0.8271
	Chi-Square	0.052501	0.8188
استقرار النموذج	T-Statistic	0.668113	0.5142
Ramsey-Reset	F-Statistic	0.446376	0.5142

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات *EViews 9*.

من الجدول أعلاه، نلاحظ أن بواقي النموذج لا تعاني من وجود ارتباط ذاتي (قبول فرضية عدم نظرا لأن الاحتمالية أكبر من 5%)، وأنها تتوزع توزيعا طبيعيا (قبول فرضية عدم احتمالية جارك بيرا أكبر من 5%)، وتباينها ثابت، فضلا عن ذلك تشير إحصائية (Ramsey-Reset) إلى صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المذكور، أي هناك استقرار في النموذج المستخدم. وبناء على نتائج الاختبارات التشخيصية السابقة للنموذج المقدر، يمكن اتخاذ قرار بصلاحيّة استخدام هذا النموذج في تقدير العلاقة طويلة الأجل.

3.5. نموذج تصحيح الخطأ UECM للأجل القصير:

تتمثل الخطوة الثالثة والأخيرة في تحليل نموذج ARDL في تقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يمثل العلاقة بين معدل النمو ومتغيراته المفسرة في الأجل القصير، وباستخدام نموذج ARDL (2,2,2,2).

الجدول 5: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TPH(-1))	0.664122	0.225298	2.947744	0.0095
D(GINI)	0.269660	0.159937	1.686043	0.1112
D(GINI(-1))	-0.422593	0.163533	-2.584154	0.0200
D(GROWTH)	-0.553196	0.288461	-1.917753	0.0732
D(GROWTH(-1))	0.613303	0.246174	2.491341	0.0241
D(TCH)	0.459127	0.244748	1.875912	0.0790
D(TCH(-1))	-0.931344	0.309619	-3.008028	0.0083
CointEq(-1)	-1.257218	0.310326	-4.051286	0.0009

$$\text{Cointeq} = \text{TPH} - (0.6766 * \text{GINI} - 0.9649 * \text{GROWTH} + 0.4728 * \text{TCH} - 9.6250)$$

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات *EViews 9*.

كما هو موضح في الجدول أدناه جاءت نتائج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL لتؤكد العلاقة التكاملية لمتغيرات النموذج وقد كانت إشارة معامل تصحيح الخطأ سالبة $(\text{CointEq}(-1)) = -1.257218 < 0$ واحتماليته تساوي 0.0009 وهي أقل من 0.05 أي أن سرعة تعديل النموذج نحو التوازن أو حد تصحيح الخطأ $(\text{CointEq}(-1))$ معنوي. هذا بالإضافة إلى أن قيمته مرتفعة وتقدر بـ (-1.257218) ، أي أنه خلال سنة وثلاثة أشهر تقريبا يتم تعديل الاختلال الحادث في الأجل القصير، وهذا يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل. بالإضافة إلى ذلك فإن كل المحددات المقترحة لمعدل الفقر لها أثر معنوي في الأجل القصير - باستثناء التغير في معامل جيني $D(\text{gini})$ - وهو ما يؤكد مرة أخرى جودة هذا النموذج في المدى القصير.

6. الخاتمة :

بناءً على ما تقدم في هذه الدراسة يمكن استخلاص النتائج التالية:

- استقرار السلسلة الزمنية لكل من النمو الاقتصادي الحقيقي ومؤشر التفاوت ممثلاً في معامل جيني مستقرين عند المستوى $I(0)$ ، وكل من معدل الفقر البشري (tph) ومعدل البطالة (tch) عند الفارق الأول $I(1)$.

- إن معدل الفقر البشري وكل من: معدل البطالة، معدل النمو الحقيقي ومعامل جيني، الذي يفسر التفاوت في توزيع الدخل، هي متغيرات متكاملة معا ويتحقق بينهم علاقة توازن في الأجل الطويل عند مستوى معنوية 10% و 5%.
 - إن كل المحددات المقترحة لمعدل الفقر لها أثر معنوي في الأجل القصير - باستثناء التغيير في معامل جيني $D(gini)$ - وهو ما يؤكد مرة أخرى جودة هذا النموذج في المدى القصير.
 - إن سرعة تعديل النموذج نحو التوازن أو حد تصحيح الخطأ $(CointEq(-1))$ معنوي. ويتم خلال سنة وثلاثة أشهر تقريبا تعديل الاختلال الحادث في الأجل القصير. وعليه، النتائج الثلاث السابقة تؤكد صحة الفرضية الأولى.
 - العلاقة بين معدل النمو ومعدل الفقر هي علاقة عكسية، وهو ما تفسره أيضا النظرية الاقتصادية، فكلما نقص معدل النمو في البلاد بنسبة 1% كلما أدى ذلك إلى زيادة معدل الفقر بنسبة 0.96% . وهو ما يؤكد صحة الفرضية الثانية.
 - العلاقة طويلة الأجل بين معدل الفقر وكل من معامل جيني ومعدل البطالة هي علاقة طردية معنوية (وهو ما يوافق النظريات الاقتصادية)، حيث كلما زاد معامل جيني (زاد التفاوت في توزيع الدخل) ومعدل البطالة ب 1% أدى ذلك إلى زيادة معدل الفقر ب 0.67% و 0.47% على التوالي في المجتمع. وهو ما يؤكد صحة الفرضية الثالثة، وهو ما يدعم وجود ظاهرة النمو المحابي للفقراء في الجزائر.
 - ومن أجل تفعيل أكثر للتمويل المحابي للفقراء في الجزائر خلصت الدراسة إلى
- التوصيات التالية:**

- تفعيل النمو المحابي للفقراء انطلاقا من تحقيق العدالة الضريبية ؛
- التحول إلى اقتصاد أكثر تنوعا واستقرار وإصلاح العملية الإنتاجية للاقتصاد ؛
- محاولة دعم النمو المحابي للفقراء بمراجعة السياسة الانفاقية والتحول نحو الدعم الموجه ؛
- محاولة بناء نظام مالي إسلامي يقوم على التكافل الاجتماعي والذي يحارب من خلاله الفقر وسوء توزيع الخيرات بين أفراد المجتمع.

7. قائمة المراجع:

1. أحمد يوسف دودين. (2011). أساسيات التنمية الإدارية والاقتصادية في الوطن العربي نظريا وتطبيقيا. عمان (الأردن): دار المنهل ناشرون وموزعون. ص: 153.
2. البشير عبد الكريم، سراج وهيبة. (2013). تحليل العلاقة بين توزيع الدخل، النمو الاقتصادي والفقير في الدول العربية. الجزائر: مجلة اقتصاديات شمال افريقيا، جامعة الشلف. المجلد 09 (11). ص ص : 1-22.
3. رشيد عباس الجزراوي. (2015). ظاهرة العولمة وتأثيرها على البطالة في الوطن العربي. عمان (الأردن): مركز الكتاب الأكاديمي للنشر والتوزيع. ص: 117.
4. طارق عبد الرؤوف محمد عامر، إيهاب عيسى المصري. (2017). البطالة: مفهوما أسبابها، خصائصها: اتجاهات عربية وعالمية. عمان: دار المنهل ناشرون وموزعون. ص:30.
5. عبد الحليم فضل الله. (2015). أثر النمو الاقتصادي على معدل الفقر وعدالة توزيع الدخل القومي: حالة لبنان 1992 - 2012. أطروحة دكتوراه في العلوم الاقتصادية، غير منشورة، كلية الاقتصاد، جامعة دمشق، سوريا. ص:06.
6. علي عبد القادر علي. (2005). العولمة وقضايا المساواة في توزيع الدخل في الدول العربية. الكويت: المعهد العربي للتخطيط، العدد الثالث عشر.
7. مهدي صالح دواي. (2007). دراسة تحليلية لواقع الفقر العربي من منظور التنمية البشرية، مجلة الفتح، المجلد 03 (31). جامعة ديالي، العراق. ص ص : 124-140.
8. ناظم عبد الله عبد المحمدي، ماجد جاسم محمد العيساوي. (2017). قياس وتحليل العوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار في الاقتصاد العراقي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للمدة 1990-2015. العراق: مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية. المجلد 9 (17). ص ص: 141-171.

9. الهواري بن لحسن. (2017). *الفقر والتفاوت في توزيع الدخل في الجزائر: دراسة قياسية 1980-2013*. الجزائر: مجلة البشائر الاقتصادية، جامعة بشار. المجلد 03 (02). ص ص: 46-69.
10. Bourguignon, F., (2002), The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time period, *DELTA (Département et Laboratoire Théorique et Appliquée)*, Working Paper N°2002-03.
11. Dickey, D. and W. Fuller.,(1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49.
12. Lamia, M. et B. Ghazi., (2011), Croissance pro-pauvres dans des pays du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord, *Revue d'économie du développement*, Vol 19 : 77-105.
13. Matthijs, J. W., (2018), On the Negative Bias of the Gini Coefficient due to Grouping, *Journal of Classification*, University of Groningen, Vol 35 (3).
14. Pesaran, M. H, Shin. Y, Smith.R.J.,(2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of applied econometrics*, 16 (3) : 289-326.
15. Phillips, P.C.B. and P. Perron.,(1988), Testing for a Unit Root in Times Series Regression, *Biometrika* 75 : 335-46.