مجلة العلوم الإنسانية لجامعة أم البواقي
ISSN 1112-9255/E-ISSN 2588-2414
المجلد09 العدد 03– ديسمبر 2022

OEB Univ. Publish. Co.

دراسة قياسية لأثر السياسة الجبائية على التفاوت في الجزائر للفترة 1985-2018

An econometric study of the impact of tax policy on inequality in Algeria for the period 1985-2018

أ حمودي إيمان[1]*، د براهيمي اسية[2] ،د شيخ قادري جميلة[3]

[1] جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان، imane.hamoudi@univ-tlemcen.dz

[2] المدرسة العليا لإدارة الاعمال تلمسان، bra.assia@gmail.com

[3] جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان، djamila.kadri.chikh@gmail.com

تاريخ التسليم:2022/3/15 تاريخ التقييم:2022/3/20 تاريخ القبول:2022/6/4

الملخص

يهدف هذا المقال لدراسة تأثير الجباية على التفاوت في إعادة توزيع الدخل بالجزائر، السنوات 1985-2018

و اشتملت الدراسة عددا من المتغيرات المستقلة والتابعة اختيرت بناءا على أدبيات الموضوع، وبالاعتماد على الدراسات السابقة التي عالجت نفس الطرح على المستوى الدولي، وكان اختيار هذه المتغيرات بما يتلاءم مع البيئة الاقتصادية للجزائر ، وكذا النظام الجبائي المطبق في الجزائر لاسيما بعد أصلاحه جذريا سنة 1991. الذي يفسر وجود علاقة عكسية بين الجباية ومعامل جيني، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الذي لا يؤثر على العدالة الاجتماعية كونه مؤشر احصائي يفترض تساوي الدخول بين الأفراد غير أن الأفراد في الواقع لا يتحصلون على نفس الدخول بمعنى أن الضرائب ليس لها دور توزيعي في حالة الجزائر.

الكلمات المفتاحية: السياسة الجبائية، إعادة توزيع الدخل،معامل جيني ،ARDL، الجزائر

Abstract

This article aims to study the effect of levying on the inequality in income redistribution in Algeria, the years 1985-2018

The study included a number of independent and dependent variables that were selected based on the literature of the subject of the study, and also based on previous studies that dealt with the same topic at the international level, and the selection of these variables was in line with the economic environment of Algeria, as well as the tax system applied in Algeria, especially After its radical reform in 1991, which explains the existence of an inverse relationship between collection and the Gini coefficient, and the per capita GDP that does not affect social justice, since this indicator is a statistical indicator that assumes equal incomes between individuals, while Algerian individuals in fact do not obtain the same incomes, meaning Taxes have no distributive role in the case of Algeria

Keywords :Fiscal policy, income redistribution, Gini coefficient,ARDL, Algeria

*المؤلف المراسل: ايمان حمودي، الإيميل:imane_hamoudi@hotmail.com

1.مقدمة:

توزيع الدخل داخل المجتمع له أهمية كبيرة، لأنه يؤثر على تماسك المجتمع، مهما كان مستوى الناتج المحلي الإجمالي، فإنه يحدد مدى التفاوت في الدخول بين الأفراد

حيث يمكن أن يكون سببا في ظاهرة الفقر في بعض الاقتصادات إذا كان الدخل مستوى منخفض نسبيا،

فيكون الدخل المرتفع جنبًا إلى جنب مع توزيع غير متكافئ، مما يؤدي إلى انقسامات عميقة في المجتمع وذلك بحضور قوي لظاهرة الفقر والفوارق الطبقية في المجتمعات، كما هو الحال في الدول النامية لاسيما الجزائر

ان توزيع الدخل أكثر مساواة ينقص من حدة الفقر ويزيد من العدالة الاجتماعية التي تساهم في الاستقرار السياسي، الاجتماعي والاقتصادي.

يعد كوزنتس KUZNETS من أشهر الاقتصاديين الذين عالجوا التفاوت، حيث قام بتوضيح العلاقة بين ثروة الفرد وتوزيع الثروة داخل الدولة؛ ومن خلال المنحنى فإننا نجد أن الإحداثي السيني (المحور الأفقي) يُمثل ثروة الفرد والإحداثي الصادي (المحور الرأسي) يُمثل توزيع الثروة للفرد، ويأخذ شكل هذه العلاقة منحنى على هيئة شكل جرس أو حرف U مقلوب، ثم توالت الدراسات التي تهتم بالتفاوت، وتعددت المقاييس مثل منحى لورنز، ومعامل جيني,

إن قياس ظاهرة ما والتعبير عنها غير كافي، بل وجب التدخل من أجل القليل من اثارها أو الحد منها، التفاوت في الدخول كظاهرة قديمة تعدد أسبابها، إلا أن الحكومات في العقود الماضية والحالية تتدخل بوسائط السياسات المالية والاقتصادية للتقليل من حدتها على الأفراد،

وتعد السياسة المالية من أهم وأقوى أدوات التدخل، حيث سنتطرق في بحثنا لأثر السياسة الجبائية على التفاوت في حالة الجزائر خلال الفترة 1985-2018 لما عرفته الجزائر خلال هذه الحقبة من إصلاحات على السياسات الاقتصادية والمالية لاسيما منها سياسة الانفاق العمومي والإصلاح الجبائي,

إشكالية البحث :

هل تؤثر السياسة الجبائية المطبقة في الجزائر على نسب التفاوت في دخول الأفراد؟

فرضيات البحث:

نصيغ فرضين للإجابة على الإشكالية:

1- ليس للجباية تأثير على التفاوت في الجزائر

2- السياسة الجبائية لها تأثير مباشر على النفاوت في الدخول

أهمية البحث :

تتبلور أهمية البحث في النقاذ التالية:

- ✓ محاولة قياس درجة تأثير الضرائب على توزيع الدخل والتفاوت في الجزائر،
- ✓ الوقوف على أهم أسباب التفاوت في الجزائر
- ✓ تطبيق النماذج القياسية الكمية على الظواهر الاجتماعية، الاقتصادية

2. الإطار النظري للدراسة

1.2 الدراسات السابقة:

للدراسات السابقة أهمية بالغة في بحثنا، حيث أنها عالجت جزءا من موضوعنا الذي لم يسبق تناوله حرفيا أين تكمن القيمة المضافة فيه، ولكن استندنا إليها لاسيما في اختيار متغيرات الدراسة بما يتلاءم مع الطبيعة الاقتصادية

والاجتماعية للجزائر، وكذا توفر البيانات لدى الهيئات العمومية المحلية والمنظمات الدولية. وعليه تطرقنا للدراسات الحديثة والملمة بعناصر البحث.

2 1. 1. دراسات أجنبية

- دراسة سيمون كوزنتس **(Kuznets، 1955)**: تعد من أولى الدراسات التي تطرقت للعلاقة بين النمو الاقتصادي والتفاوت في توزيع الدخول ، واستنتج Kuznets ان العلاقة تأخذ شكل U مقلوب أي ان التفاوت في توزيع الدخل يكون منخفضا في المرحلة الأولى من النمو الاقتصادي، ثم تزداد حدته ليبلغ الذروة مع زيادة معدلات النمو ثم يستقر إلى أن يبدأ بالانخفاض في المراحل الموالية من النمو الاقتصادي.
- دراسة عبد القار توهامي ، فوزية الجعواني، مقال صادر بمجلة منتدى البحوث الاقتصادية ، مارس 2018 بعنوان " أثر السياسات الجبائية على الفقر و التفاوت في المغرب" حيث أن الباحثان اعتمدا على بيانات دراسة مسحية للأسر لمعرفة العلاقة بين فعالية النظام الجبائي المغربي و سياسات الدعم و أثرها على مكافحة الفقر و التفاوت ، حيث حدد الباحثان العبئ الضريبي و الإعانات بين مختلف شرائح المجتمع ، و توصل الباحثان إلى نتائج مقاربة مع دول شمال أفريقيا و أمريكا الجنوبية حيث أن النظام الجبائي يقلل من الفقر و التفاوت بالمغرب.
- دراسة مجموعة البنك الدولي**(bank, 2017)** ، أصدرت المجموعة دراسة بعنوان " أثر توزيع الضرائب والتحويلات: شواهد من ثمانية بلدان نامية " سنة 2017، درس البنك الدولي نفقات و إيرادات ثماني دول متوسطة و منخفضة الدخل : أرمينيا وإثيوبيا وجورجيا وإندونيسيا والأردن وروسيا الاتحادية وجنوب أفريقيا وسري لانكا، و يعد التقرير جزءا من جزءا يصاحب كتاب "أثر إعادة توزيع الضرائب والإنفاق الاجتماعي في أمريكا اللاتينية" أراد البنك من خلاله الإجابة على إشكالية " دور السياسات المالية العامة من الضرائب و التحويلات في إعادة توزيع الدخل في البلدان منخفضة الدخل والبلدان متوسطة الدخل للحد من عدم المساواة، غير أنها تركز بصورة أقل على أثر السياسة المالية على مستوى معيشة الفقراء، و على الرغم من أن نظم المالية العامة (الضرائب و التحويلات)تعمل دائما على تحقيق المساواة، فإنها غالبا ما تقلل الاستهلاك الفعلي لسلع الفقراء، اعتمد البنك الدولي على البيانات التالية : إيرادات الضرائب بمختلف أنواعها. التحويلات و النفقات الاجتماعية، مؤشر جيني ، و توصلت دراسة البنك الدولي إلى :
  - تتحدد قدرة أي بلد على جعل توزيع دخل الأسر المعيشية أكثر مساواة بحجم موازنته وتكوينها. وفي البلدان التي شملتها الدراسة، تراوح إجمالي الإيرادات من 12.2% من إجمالي الناتج المحلي في غواتيمالا إلى ما يقرب من 35% من إجمالي الناتج المحلي في روسيا الاتحادية. وشكلت الضرائب غير المباشرة نسبة أكبر من إجمالي الإيرادات في جميع البلدان باستثناء المكسيك وجنوب أفريقيا. وتراوح إجمالي الإنفاق الاجتماعي من 5.6% من إجمالي الناتج المحلي في إندونيسيا إلى 25.3% في البرازيل. وبغض النظر عن مستوى دخل البلد، شكل الإنفاق على التعليم جزءا مهما من الإنفاق الاجتماعي، في حين تفاوت الإنفاق على الصحة بشكل أكبر في البلدان المتماثلة في الحجم.
  - يمكن أن تزيد الضرائب والتحويلات مستوى الفقر حتى وإن حدت من عدم المساواة
  - تكون الضرائب المباشرة والتحويلات المباشرة تصاعدية بصفة عامة وتحقق المساواة

- غالبا ما تزيد الضرائب غير المباشرة من عدم المساواة، غير أنها أحيانا ما تكون محايدة من الناحية العملية

2.1.2 دراسات محلية :

- دراسة بن احمد جيلالي ، أطروحة دكتوراه بجامعة تلمسان سنة 2020-2021 بعنوان " سياسة إعادة توزيع الدخل والتنمية الاجتماعية في الجزائر – إشكاليات وآليات" درس الباحث أثر سياسة اعادة توزيع الدخل على التنمية الاجتماعية في الجزائر من خلال على الدور الذي من الممكن ان يلعبه الإنفاق العام الاجتماعي كأهم آلية من اليات اعادة توزيع الدخل على التنمية الاجتماعية .ولقد تناولنا هذه الدراسة يالتحليل من خلال استخدام معطيات جديدة خصت توزيع الدخل الوطني على مختلف فئات المجتمع، وحساب معامل جيني على اساس انصبة الدخل العشرية، وكذا مختلف مؤشرات التي تقيس التفاوت في توزيع الدخل، وتوصل الباحث إلى أن الانفاق العام الاجتماعي كسياسة من سياسات إعادة توزيع الدخل الوطني لا تؤدي دورها التوزيعي بالكفاءة والفعالية المنتظرة.
- دراسة عبد الهادي مختار، أطروحة دكتوراه بجامعة تلمسان سنة 2015-2016 بعنوان " الإصلاحات الجبائية و دورها في تحقيق العدالة الاجتماعية بالجزائر" حيث حاول الباحث الإجابة عن إشكالية مدى مساهمة الإصلاحات الجبائية في تحقيق العدالة الاجتماعية ، حيث افترض أن الإصلاحات الجبائية بعيدة عن إرساء جبائي عادل فعال يستجيب لأهداف العدالة الاجتماعية ، و أن الإصلاحات الجبائية تساهم في نماء الحواصل الجبائية التي تساهم بدورها في نماء الانفاق العمومي لصالح المكاسب الاجتماعية، استعان الباحث في دراسته بالمنهج التحليلي حيث قام بتحليل النظام الجبائي الجزائري و أثر إصلاحاته على العدالة الاجتماعية، و امتدت فترة الدراسة من 1992-2015. و خلص الباحث إلى : أن الإصلاحات الجبائية في الجزائر لم تحقق ما كان مؤمولا منها و مسطرا لها خاصة الجوانب الاجتماعية، إلا أنها ساهمت في ارتفاع المداخيل و زيادة الانفاق العمومي
- دراسة عبد الكريم بريشي، أطروحة دكتوراه بجامعة تلمسان سنة 2013-2014 بعنوان "دور الضريبة في إعادة توزيع الدخل الوطني دراسة حالة الجزائر خلال فترة 1988-2011" أنطلق الباحث من إشكالية ما أثر الضريبة على توزيع المداخيل بين فئات المجتمع في الجزائر؟ و قد افترض الباحث أن :الإصلاحات الضريبة لم تمكن من تحقيق الأهداف المسطرة ، و أن هناك تباين شديد في توزيع الدخل في الجزائر، و أن الضريبة لا تساهم في العدالة التوزيعية للدخل، و من خلال تحليله للواقع توزيع الدخل في الجزائر و أثر الضرائب عليها خلال الفترة 1988-2011 توصل الباحث إلى أن هناك تفاوت في توزيع الدخل بالجزائر حيث يحصل 10% من الأغنياء على نفس حصة دخل 60% من السكان، و فرض الضرائب المباشرة و غير المباشرة أدى إلى سوء توزيع الدخل بين أفراد المجتمع

2.2 الإجراءات المنهجية المتبعة في الدراسة

للإنجاز الدراسة القياسية وفق المنهجية العلمية المعتمدة حاليا، نعرض هنا كل الإجراءات التي اتبعناها، والتي من شأنها أن تجيب عن إشكاليتنا بطريقة علمية بالاعتماد على مختلف مصادر البيانات الرسمية المعترف بها لدى جمهور الباحثين والأكاديميين

1.2.2. اختيار متغيرات الدراسة والفترة

تم اختيار متغيرات الدراسة بناءا على ما تم استنباطه مما جاء به المنظرون والاقتصاديون، و كذا الدراسات السابقة التي عالجت الموضوع ، و لو أن الدراسات التي تطرقت لموضوعنا هي نادرة ، إلا أن متغيرات الدراسة رست على:

1- المتغيرات التابعة : و هي المتغيرات التي تقيس أو تعبر عن التنمية الاجتماعية، و حسب ما تطرق في القسم النظري الخاص بأدبيات التنمية الاجتماعية ، نجد كل من الفقر ، و دليل التنمية البشرية IDH ، و الانفاق على التنمية الاجتماعية، و مؤشر جيني الذي سوف نعتمده كمتغير تابع بحكم أن جل الدراسات السابقة اعتمدته.

2- المتغيرات المستقلة : هي كل المتغيرات التي تدل على السياسة الجبائية، و حسب النظام الجبائي الجزائري يمكن حصرها في إيرادات الجبائية العادية و النفطية التي استبعدناها من النموذج القياسي حيث أنها تعاني مشاكل في استقرارية السلاسل الزمنية و بها جذر الوحدة، و عليه اعتمدنا متغير الضغط الجبائي.

3- المتغيرات الوسيطية: استعنا بالمؤشرات الوسيطية لمعرفة وزنها التفسري داخل النموذج إضافة إلى المتغيرات المستقلة ، و يرجع هذا الاختيار عملا بالدراسات السابقة لاسيما دراسة البنك الدولي 2017 التي أضاف كل من متغير التضخم ، البطالة ، و نصيب الفرد من الناتج المحلي الخام PIB/H .

تتمثل البيانات المستخدمة في تقديرالنموذج بالبيانات السنوية للفترة (1985-2018)، و يرجع سبب اختيار هذه الفترة كونها شهدت أهم الاصلاحات الجبائية الأساسية و كذا الاصلاحات الاقتصادية و القانونية للمنظومة الاجتماعية للجزائر ،كما تم الاعتماد على البيانات الصادرة عن الديوان الوطني للإحصاء (ONS) للتضخم و الناتج المحلي الخام، أما نصيب الفرد من الناتج المحلي الخام و البطالة و مؤشر جيني فهما من مختلف تقارير البنك الدولي، أما الضغط الجبائي فقمنا بحسابه بناءا على المعادلة التالية :

الضغط الجبائي = إيرادات الجبائية/ الناتج الداخلي الخام *100%

وتحصلنا على الإيرادات الجبائية من المديرية العامة للضرائب بوزارة المالية الجزائرية.

2.2.2. النماذج الاقتصادية

"يمكن تعريف النموذج الاقتصادي بأنه عبارة عن مجموعة من العلاقات التي تربط بين مجموعة من المتغيرات الاقتصادية و التي يعبر عنها في صورة معادلات تشرح العلاقة بين هذه المتغيرات) **العناني ,التحليل القياسي و الاحصائي للعلاقات الاقتصادية، مدخل حديث باستخدام (spss, 2009.**" من أمثلة النماذج الاقتصادية نموذج كينز للدخل القومي في حالة اقتصاد مغلق و عدم تأثير القطاع الحكومي على الأنشطة الاقتصادية، اشتمل نموذج كينز على ثلاث معادلات هي :

تفسير الاستهلاك:c=f(Y) .....

معادلة الاستثمار :.....I=I0

معادلة الدخل :.....Y=C+I

شروط النموذج الاقتصادي : لكي يكون النموذج قادرا على قياس العلاقات الاقتصادية لابد من أن تتوفر فيه مجموعة من المزايا و هي)**مشعل(2003** , :

تطابق متغيرات النموذج مع منطوق النظرية الاقتصادية.

تطابق تقدير معلمات النموذج و قيمها الواقعية

إمكانية استخدام القيم المقدرة لمتغيرات النموذج في اتخاذ القرار و التنبؤ.

بساطة عرض النموذج للعلاقات الاقتصادية بمعادلات رياضية تتطابق و منطوق النظرية الاقتصادية.

و لكي يكون للنموذج حل لابد أن يكون عدد المعادلات الهيكلية مساويا لعدد المعلمات الموجودة في النموذج.

متغيرات النموذج : تتكون معادلات النموذج الاقتصادي من مجموعة من المتغيرات، تختلف بحسب المشكلة الاقتصادية المراد معالجتها، و تنقسم المتغيرات عموما إلى نوعين هما :

المتغيرات المنتظمة : Systematic variables (**العناني، 2009**) و هي تلك المتغيرات التي تدخل في النموذج بصورة صريحة و واضحة و تعبر عن مفهوم واضح و محدد المعنى. و تنقسم إلى:

المتغيرات الداخلية: هي تلك المتغيرات التي تتحدد قيمتها داخل النموذج الاقتصادي الذي يمثل الظاهرة قيد البحث و ذلك بعد معرفة التقديرات العددية لمعالم النموذج و قيم المتغيرات الأخرى فيه، و ينبغي الإشارة هنا إلى أن النموذج الاقتصادي يكون كاملا أذا تساوى فيه عدد المعادلات التي يتضمنها مع عدد المتغيرات الداخلية المطلوب شرحها للتعرف على القوى المؤثرة عليها.

المتغيرات المحددة سابقا: و هي تلك المتغيرات التي لا تحدد قيمتها عن طريق النموذج محل الدراسة و إنما تتحدد بعوامل أخرى خارجية عن النموذج و بالتالي لا تعامل على أنها متغيرات بقدر ما تعامل على أنها معطيات أو ثوابت ، و معنى ذلك أن هذه المتغيرات تؤثر على المتغيرات الداخلية و لكنها لا تتأثر بها ، و ليست هناك حدود لعدد المتغيرات المحددة مسبقا في النموذج . و تنقسم المتغيرات المحددة مسبقا إلى متغيرات خارجية ، و متغيرات داخلية محددة في فترات سابقة أو ذات فترات أبطاء.

المتغيرات العشوائية: Random variables (**العناني، 2009**) و هي تلك المتغيرات التي لا تظهر في المعادلات بصورة صريحة و لا تعبر عن متغيرات واضحة و محددة المعنى.

مكونات النموذج الاقتصادي (معادلات النوذج):

معادلة النموذج تتكون من ثابتCo أو ثابت خط الانحدار أو القطع Intercept ، و معادلة الانحدارRegression الذي يعبر عن مقدار التأثير، التغيير أو الميل C، و يسمى Ci المتغير التابع، و يسمى Yi المتغير المستقل أو التفسيري، و عليه يمكن أن يكون النموذج في شكل معادلة واحدة أو مجموع معادلات تسمى بالمعادلات الهيكلية، و من بين أنواع المعادلات نجد: (**محمد السيفوولي، 2003**)

المعادلات التعريفية :

المعادلات السلوكية:

المعادلات الفنية:

المعادلات المؤسسية:

المعادلات التطابقية

المعادلات التوازنية :

3.2.2. نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL

ظهرت النماذج ذات الفجوات الزمنية نظرا لقصور نماذج الانحدار في أن المتغير التفسيري يؤثر تأثيرا أنيا مباشرا على المتغير التابع ، حيث أنها تهمل الفجوات الزمنية التي عبرها يبدأ المتغير التابع في الاستجابة، و من هنا كان لابد من استخدام نماذج تعنى بالفجوات الزمنية و تعتمد على متغيرات تفسيرية تمتد أثارها فترات زمنية عديدة.

اقترح نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL من طرف pesaran, et al ،حيث يشترط استقرارية السلاسل الزمنية عند كل من المستوى (1)I و (0)i على أن لا تكون متغيرات الدراسة من الدرجة الثانية (2)I بمعنى

أن السلاسل الزمنية للنموذج يجب أن تحتوي على متغيرات مستقرة من الدرجة الصفر والدرجة الأولى بحيث نلجأ إلى تطبيق التكامل المشترك . نموذجARDL يأخذ بعين الاعتبار الفارق الزمني لتباطؤ الفجوة lag حيث تتوزع المتغيرات التفسيرية على فترات زمنية يدمجها النموذج ARDL في عدد من المتباطئات الموزعة في معلمات تتوافق وعدد المتغيرات التفسيرية حيث تستغرق العوامل الاقتصادية المفسرة قيد الدراسة مدة زمنية للتأثير على المتغير التابع متوزعة بين الأجل القصير وطويل لأجل، كما يستعمل هذا النموذج للسلاسل الزمنية صغيرة الحجم **(فراجي، 2017**)

تكون معادلته من الشكل التالي :

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \varepsilon_t$$

تقسم نماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة وفقا لمعيارين :

نوع المتغير التفسيري ذو الفجوة: **(عطية، 2009)** حيث تتقسم النماذج ذات الفجوة الزمنية لنوعين وفقا للمتغير التفسيري ذو الفجوة:

النماذج ذات الفجوة الموزعة Distributed lag models ، و هي نماذج تحتوي على قيم سابقة لمتغيرات خارجية تفسيرية.

نماذج الانحدار الذاتي : Autoregressive models و هي تحتوي على قيم سابقة لمتغيرات تابعة كمتغيرات تفسيرية.

طول الفجوة الزمنية : **(عطية، 2009)** تتقسم هذه النماذج لقسمين وفقا لطول الفجوة الزمنية،

نماذج ذات عدد محدود من الفجوات Finite number of lags : في هذه الحالة يمتد أثر المتغير التفسيري عبر عدد محدد من الفترات أقل من ما لا نهاية

مثال :

⟦Y_t=α+β_1 (X_t+β_2)┬⟦X_(t−1)+⋯+⟧ β┬m⟦X_(t−m)+⟧⟧⟦u_t ⟧

حيث أن عدد الفترات التي يمتد عبرها تأثير المتغير التفسيري Y=m ، و يلاحظ أن هناك :

β_(1=) Y_t/X_t

أي تأثير التغيير في X بمقدار وحدة واحدة على Yخلال الفترة الحالية β_1

β_(2=) Y_t/X_(t−1)

أي تأثير التغيير في قيمة X بالفترة السابقة بمقدار وحدة واحدة على قيمة Yt بالفترة الحالية β_2

β_(m=) Y_t/X_(t−m)

أي تأثير التغيير في قيمة X بالفترة السابقة بمقدار وحدة واحدة على قيمة Yt−m بالفترة الحالية β_m.

مجموع تأثيرات التغيير في القيمة X بمقدار وحدة واحدة على قيمة Y خلال فترة من الزمن طولها m

∑_(i=0)^m▒βi_

نماذج ذات عدد لانهائي من الفجوات Infinite sequence of lags: في هذه الحالة يمتد أثر المتغير التفسيري ذو الفجوة الزمنية عبر عدد غير محدود من الفترات الزمنية تأخذ فيها معادلة الانحدار الشكل التالي :

⟦Y_t=α+β_1 (X_t+β_2)┬⟦X_(t−1)+(β_3)┬⟦X_(t−2)+⋯⟧+⟧⟧⟦u_t ⟧

و لكي نتمكن من تقدير هذه النماذج لابد من وضع قيود معينة على عدد الفجوات الزمنية (فترات الإبطاء) .

و من الطرائق التي تعنى بتقدير النماذج نجد

(السيفو، 2006): تشمل طرائق التقدير هذه تلك الطرائق التي تحسب أثر المتغير المفسر (الخارجي) على المتغير التابع و الأخذ بعين الاعتبار تقدير المعلمات الخاصة بها و حد الخطأ ، و من بين هذه الطرائق نجد:

طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS

طريقة ألمون بالأوزان المسترسلة almon polynomial weights

نموذج التعديل الجزئي نيرلوف Nerlove's Partial

نموذج التوقع المكيف كاقان Cagan's adaptive expectation model

نموذج التخلف الهندسي المركب A compound geometric lag model

طريقة باسكال Pascal lag scheme

طريقة جوركينس Jorgenson's rational distributed lag model

3. الدراسة القياسية لأثر السياسة الجبائية على التفاوت في الجزائر (1985-2018)

نظرا لخصوصية الموضوع، وعدم تطرق الباحثين قبلنا في دراساتهم القياسية لأثر السياسة الجبائية على التفاوت في الجزائر، سنحاول في هذا الجزء نمذجة الأثر خلال الفترة 1985-2018، أين عرفت هذه الفترة أهم إصلاحات الجبائية وكذا التغير في الهيكل الاقتصادي والاجتماعي للجزائر

1.3 النموذج القياسي:

يمكن وضع النموذج القياسي كما يلي :

$$geni_t = C + C_1 pres_t + C_2 inf_t + C_3 cho_t + C_4 pibh_t + \varepsilon_t$$

حيث:

$geni$: معامل جيني

pres: الضغط الضريبي

inf: التضخم

Cho : البطالة

Pibh : نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام

1.1.3. الطريقة المستخدمة في تقدير النموذج

من أجل تقدير النموذج سنقوم باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)، حيث يعتبر منهجية حديثة طورها كل من PESARAN (1997)، SHINAND AND SUN(1998)، وكل من PESARANET AL (2001) . ويتميز هذا الاختبار بأنه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة نفسها. و يرى pesaran أن اختبار الحدود في إطار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية، ما أن الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية (2) (Pesaran،

1998، الصفحات 371-413)[1]. كما أن طريقة PESARAN تتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى المعتادة في اختبار التكامل المشترك مثل طريقة (قرانجر- ENGLE GRANGER 1987) ذات المرحلتين واختبار التكامل المشترك بدلالة دربن واتسن (CEDW TEST)أو اختبار التكامل المشترك لجوهانس JOHANSEN COINTEGRATION TESTفي إطار نموذج VAR .

لاختبار مدى تحقق علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج (VECM)، يقدم كل من PESARAN ET AL(2001) منهجا حديثا لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة بـ (BOUNDS TESTING APPROACH) أي طريقة اختبار الحدود. ويأخذ النموذجين الصيغة التالية:

$$\Delta VarU_{dif} = \alpha + \beta_1 VarU_{dif_{t-1}} + \beta_2 VarY_{dif_{t-1}} + \sum_{i=1}^{P} \gamma_1 \Delta VarY_{dif_{t-1}} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_2 \Delta VarU_{dif_{t-1}} + \varepsilon_t$$

$$\Delta VarU_{gap} = \alpha + \beta_1 VarU_{gap_{t-1}} + \beta_2 VarY_{gap_{t-1}} + \sum_{i=1}^{P} \gamma_1 \Delta VarY_{gap_{t-1}} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_2 \Delta VarU_{gap_{t-1}} + \varepsilon_t$$

تكون معلمة المتغير المبطأ لفترة واحدة على يسار المعادلة، تمثل β معلمات العلاقة طويلة الامد، بينما تعبر معلمات الفروق الأول (y_1, y_2)معلمات الفترة القصيرة، في حين أن α و ε تشير إلى الجزء القاطع و أخطاء الحد العشوائي على التوالي.

2.3. تقدير النموذج القياسي باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة(ARDL)

1.2.3. إختبار إستقرارية السلاسل الزمنية

كمرحلة أولى نقوم باختبار استقرار السلاسل الزمنية وهو شرط من شروط التكامل المشترك، وتعد اختبارات جذور الوحدة أهم طريقة في تحديد مدى إستقرارية السلاسل الزمنية، ومعرفة الخصائص الإحصائية ومعرفة خصائص السلاسل الزمنية محل الدراسة من حيث تكاملها، رغم تعدد اختبارات جدر الوحدة إلا أننا سوف نستخدم اختبارين وهما اختبار Dickey – Fuller Augmented وكذا اختبار PHILLIP – PERRON والجدول التالي يوضح الاختبارين:

الجدول 01 يمثل نتائج اختبار استقراريه السلاسل الزمنية للمتغيرات

المتغير	الفرق	PP. ADF				
		القيمة المحسوبة ADF	القيمة الحرجة عند 5 %	القيمة المحسوبة PP	القيمة الحرجة عند 5 %	القرار
Geni	Geni	-2.08	-2.95	-1.90	-2.95	عدم رفض H_0
	D (geni)	-8.01	-2.95	-10.35	-2.95	رفض H_0
Pres	Pres	-1.68	-2.95	-1.60	-2.95	عدم رفض H_0
	D(pres)	-8.06	-2.95	-7.77	-2.95	رفض H_0
Inf	Inf	-1.64	-2.95	-1.78	-2.95	عدم رفض H_0

	D(inf)	−4.91	−2.95	−4.91	−2.95	رفض H_0
Cho	Cho	−117.08	−2.98	−5.72	−2.95	رفض H_0
	D(cho)	−6.48	−2.96	−31.26	−2.95	رفض H_0
Pibh	Pibh	−0.74	−2.95	−0.83	−2.95	عدم رفض H_0
	D(pibh)	−5.18	−2.96	−5.18	−2.96	رفض H_0

المصدر : من إعداد الباحثات بالاعتماد على مخرجات eviews.10

يتضح من اختبار (ADF وPP) انه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بأن المتغيرات بها جذر للوحدة، إلا أنه يمكن رفض هذه الفرضية بالنسبة للفروق الأولى لها. مما يعني أن المتغيرات متكاملة من الرتبة (1)I،

ومن ثم يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك باستعمال طريقة منهج الحدود (TEST BOUNDING) و يعتبر نموذج الـ ARDL أكثر النماذج ملائمة مع حجم العينة المستخدمة في هذا البحث

2.2.3. منهجية الحدود لاختبار التكامل المشترك:

$$geni = \alpha + B_1 geni_{t-1} + B_2 pres_{t-1} + B_2 inf_{t-1} + B_3 cho_{t-1} + B_4 pibh_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} y_1 \Delta geni_{t-p} + \sum_{i=1}^{p} y_2 \Delta inh_{t-p} + \sum_{i=1}^{p} y_3 \Delta cho_{t-p} + \sum_{i=1}^{p} y_4 \Delta pibh_{t-p}$$

لأجل التأكد من وجود العلاقة نقوم بحساب إحصائية (F) من خلال (wald test) حيث يتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (غياب علاقة توازنية طويل الأجل) أي :

$$H_0 : \beta_1=\beta_2\ \beta_3=\beta_4=0$$

مقابل الفرض البديل بوجود علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين مستوى متغيرات النموذج:

$$H1 : \beta1\neq\beta2\neq\ \beta3\neq\beta4\neq0$$

ننتقل بعد ذلك إلى الجدول الذي أقترحه كل من PESARAN ET AL (2001) عند مستويات معنوية 5%،و 10% ، حيث تشير قيمة إحصائية فيشر (F=4.40) إلى أنها أكبر من قيمة الحد الأعلى للقيم الحرجة عند مستوى معنوية 10%، وهذا ما يؤكد رفض فرضية العدم وبالتالي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وهذا ما يوضحه الجدول التالي:

جدول 02 اختبار منهج الحدود لوجود علاقة طويلة الأمد

Null Hypothesis: No levels relationship

F-Bounds Test

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	4.403782	10%	2.2	3.09
K	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87

		1%	3.29	4.37
			FiniteSampl	
Actual Sample Size	29		e: n=35	
		10%	2.46	3.46
		5%	2.947	4.088
		1%	4.093	5.532
			FiniteSampl	
			e: n=30	
		10%	2.525	3.56
		5%	3.058	4.223
		1%	4.28	5.84

المصدر : من إعداد الباحثات بالاعتماد على برنامج EVIEWS 10 .

3.2.3.تقدير العلاقة التوازنية في المدى الطويل

نقوم بقياس العلاقة طويلة الأمد في إطار نموذج ARDLباستخدام أهم برنامج مخصص لمثل هذه النماذج وهو برنامج Eviews. 10، وتتضمن هذه المرحلة الحصول على مقدرات المعلمات في الأجل الطويل ونتائج التوازن في المدى الطويل، ، وقد اعتمدنا على فترات التباطؤ وفق معيار(INFORMATION CRITERION AKAIKE)، كما هو موضح في الجدول

جدول 04 مقدرات معلمات الأجل الطويل

Levels Equation

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRES	-10.95823	3.965205	-2.763597	0.0327
INF	0.202717	0.077214	2.625395	0.0393
CHO	-0.008462	0.002981	-2.839145	0.0296
PIBH	0.000175	0.000484	0.361203	0.7303
C	36.26938	1.107702	32.74291	0.0000

المصدر : من إعداد الباحثات بالاعتماد على برنامج Eviews10 .

و عليه تصاغ معادلة النموذج بالشكل:

GENI =36.2694 + (-10.9582*PRES + 0.2027*INF -0.0085*CHO + 0.0002*PIBH)

قيمة الثابت C: هي موجبة 36.2694

من خلال الجدول رقم (04-53) نستنتج أن :

- هناك علاقة عكسية معنوية بين الضغط الضريبي ومعامل جيني أي كلما ارتفع الضغط الضريبي بمقدار 10 % تنخفض قيمة مؤشر جيني ب 10.95% ، حيث أن زيادة الضغط الضريبي بمعنى أخر هي زيادة حصيلة الضرائب للناتج المحلي الخام و بالتالي تنخفض قيمة جيني متوجهة نحو 0 الصفر أي يكون هناك توزيع عادل للدخل و عدالة اجتماعية.
- كلما يزيد معدل التضخم ب 1 % يزداد معدل جيني ب 20 % أي أن التضخم يتسبب في زيادة اللاعدالة، و تفاوت الدخل بين الأفراد مما يكون عائقا في تمكينهم من السلع و الخدمات الاجتماعية لاسيما الضرورية منها.
- كلما تزيد معدلات البطالة ب 1 % ينقص مؤشر جيني ب 0.0084% ، و يمكن اعتبار أن البطالة لا تؤثر بشكل واضح في العدالة الاجتماعية حالة الجزائر. و هذا الراجع لأسباب أهمها مشكل مصداقية الاحصائيات و تعارضها بين المصادر المحلية و الدولية، و معدلات البطالة المصرح بها تشمل أيضا اليد العاملة في السوق السوداء أو الغير مصرح بها لدى صناديق الضمان الاجتماعي و لدى الجهات المختصة.

– لا يوجد أي تأثير للناتج المحلي الخام على فرد pibh على معامل جيني فهو في حالة الجزائر غير مفسر للتنمية الاجتماعية و العدالة الاجتماعية كون مؤشر PIB/H هو مؤشر احصائي لا يأخذ بعين الاعتبار الفروقات في الدخل ، حيث يساوي دخل جميع الأفراد على رغم كل الاعتبارات الاقتصادية و الاجتماعية.

3.3 نموذج تصحيح الخطأ (ECM ARDL)

فيما يخص حد تصحيح الخطأ ECM(−1) فقد ظهرت بإشارة سالبة و عند مستوى معنوية 1% مما يؤكد على وجود علاقة توازنية طويلة المدى، والجدول التالي يوضح نتائج تقديرات نموذج حد تصحيح الخطأ :

جدول 05: نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ لنموذجARDL

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GENI)
Selected Model: ARDL(3, 4, 3, 4, 4)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 05/21/21 Time: 12:57
Sample: 1985 2018
Included observations: 29

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GENI(−1))	−0.332790	0.146771	−2.267401	0.0639
D(GENI(−2))	0.174438	0.155849	1.119277	0.3058
D(PRES)	−12.11339	1.811925	−6.685374	0.0005
D(PRES(−1))	1.823887	2.391594	0.762624	0.4746
D(PRES(−2))	10.52158	2.032008	5.177925	0.0021

D(PRES(-3))	6.890755	1.709905	4.029904	0.0069
D(INF)	0.228194	0.048552	4.700016	0.0033
D(INF(-1))	-0.093036	0.041726	-2.229706	0.0673
D(INF(-2))	-0.130486	0.043702	-2.985841	0.0245
D(CHO)	-0.002034	0.000493	-4.126726	0.0062
D(CHO(-1))	0.006314	0.001046	6.037071	0.0009
D(CHO(-2))	0.003864	0.000832	4.642222	0.0035
D(CHO(-3))	0.001342	0.000438	3.063655	0.0221
D(PIBH)	0.000941	0.000424	2.217854	0.0684
D(PIBH(-1))	0.000256	0.000349	0.733966	0.4906
D(PIBH(-2))	0.000737	0.000375	1.965475	0.0970
D(PIBH(-3))	0.001188	0.000476	2.495919	0.0468
CointEq(-1)*	-1.159409	0.166582	-6.960000	0.0004

R-squared	0.916771	Mean dependent var	-0.213793
Adjusted R-squared	0.788145	S.D. dependent var	1.569500
S.E. of regression	0.722404	Akaike info criterion	2.459515
Sum squared resid	5.740547	Schwarz criterion	3.308181
Log likelihood	-17.66297	Hannan-Quinn criter.	2.725307
Durbin-Watson stat	1.999834		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.403782	10%	2.2	3.09
K	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

المصدر : من إعداد الباحثات باستعمال برنامج Eviews10

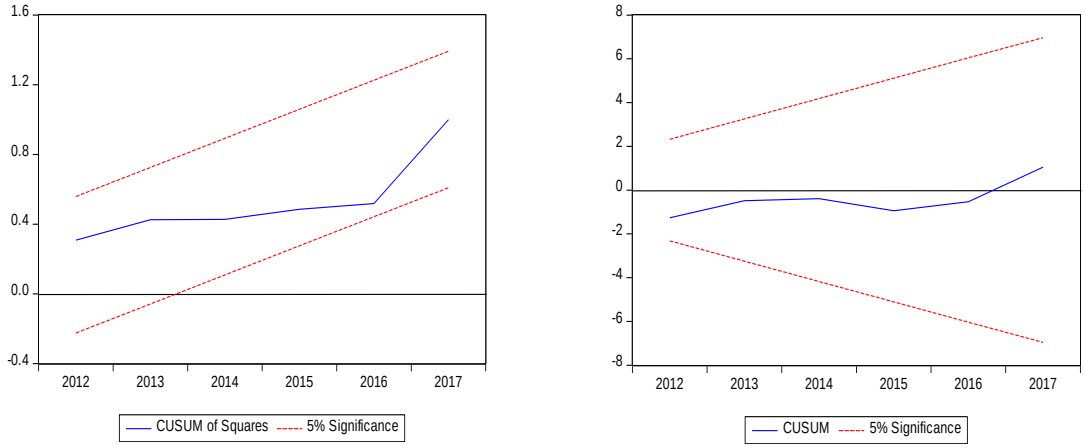
من خلال الجدول نلاحظ أن معلمة حد تصحيح الخطأ سالبة وتساوي ومعنوية عند مستوى 1%. وهذا يعني أن سلوك المتغير التابع والمتمثل في معامل جيني يستغرق فترة واحدة حتى يصل إلى التوازن في المدى الطويل، وهو ما يدعم وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المتغيرات حيث تعكس هذه المعلمة سرعة تكيف النمو-1.15) إلى أنه عند انحراف معامل جيني خلال الفترة قصيرة الأجل (t-1)عن قيمته التوازنية في الأجل البعيد فإنه يتم تصحيح ما يعادل 115% من ذلك الانحراف خلال الفترة t.

4.3 . اختبار استقرار النموذج (stability test)

لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لا بد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك مثل: المجموع التراكمي للبواقي المعاودة(CUSUM). ويعد هذان الاختباران من أهم الاختبارات في هذا المجال لأنه يوضح أمرين مهمين وهما تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأمد مع المعلمات قصيرة الأمد، وأظهرت الكثير من الدراسات أن مثل هذه الاختبارات دائما نجدها مصاحبة لمنهجية ARDL .

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM و CUSUMOFSQUARES داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5% وعلى ضوء معظم هذه الدراسات قمنا بتطبيق اختبارات CUSUM** و CUSUMSQ التي أقترحها كل من BROWN, DUBLIN و EVANS (1975).

شكل 01: اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة



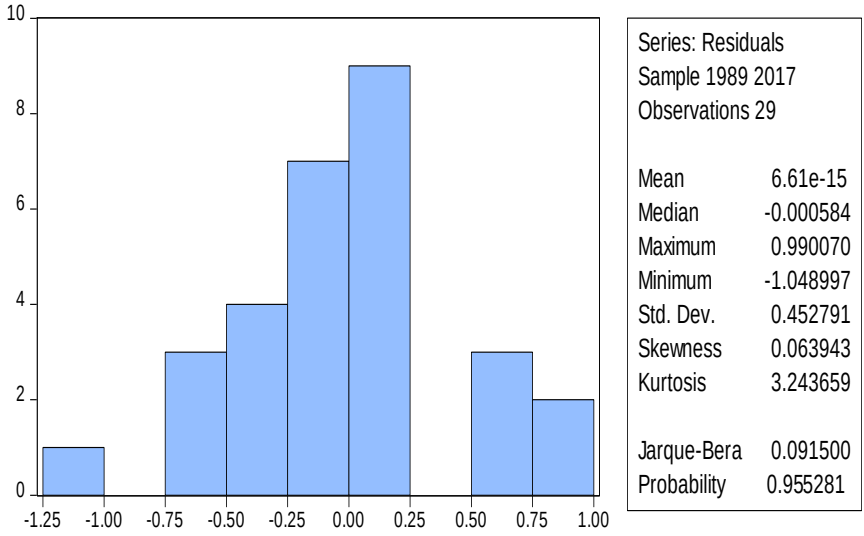
المصدر : من إعداد الباحثات باستعمال برنامج Eviews 9

من خلال الرسم البياني نلاحظ أن إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة CUSUMSQو CUSUM بالنسبة لهذا النموذج، فهو يعبر عن وسط خطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى نوع من الإستقرار في النموذج عند حدود معنوية 5%، ويتضح من هذين الاختبارين أن هناك إستقرارا وإنسجاما في النموذج بين نتائج الأمد الطويل ونتائج الفترة القصيرة المدى.

1.4.3. التوزيع الطبيعي للبواقي

يوضح الشكل رقم(02) التوزيع الطبيعي للبواقي، و من خلال اختبار جاكبيرا –Jarque Bera، الذي أعطى درجة معنوية نساوي 0.955 التي تتجاوز 0.05 فإن البواقي تتوزع بشكل طبيعي.

الشكل 02 التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: من إعداد الباحثات بالاعتماد على مخرجات eviews10

4. خاتمة:

عالجنا في هذا المقال أثر الضرائب على التفاوت في الجزائر في شكل دراسة قياسية، باستعمال نموذج ARDL الذي يعتبر من النماذج الحديثة التي تقيس الأثر على المدى القصير و الطويل ، و كانت فترة الدراسة من 1985-2018 و هي فترة مناسبة لإدراك أهم التحولات و الإصلاحات في مجال الضرائب و التنمية الاجتماعية بخاصة التفاوت في التوزيع الدخل، التي عبرنا عليها بمتغير مؤشر جيني نظرا لشيوع استعماله وسط الهيئات الأممية كالبنك الدولي ، و بين الأكاديميين و الباحثين ، إلى جانب المتغيرات الوسيطية لكل من التضخم و معدل البطالة،

وتوصلنا في دراستنا إلى أن زيادة التحصيل الضريبي يقلل من حدة اللاعدالة واللامساواة، التي تعد الزاويتين الأكثر تفسيرا لتفاوت في الجزائر و ارتباطا بالضرائب و السياسة الجبائية المنتهجة بها.

وهذا بعدما طبقنا نموذج ARDL على متغير جيني بدلالة الضرائب، التضخم، البطالة، ونصيب الفرد من الناتج المحلي الخام، صيغ النموذج على الشكل التالي + 36.2694= GENI :
(-10.9582*PRES + 0.2027*INF -0.0085*CHO + 0.0002*PIBH

الذي يفسر وجود علاقة عكسية بين الجباية ومعامل جيني، ونصيب الفرد من الناتج المحلي لا يؤثر على العدالة الاجتماعية كون هذا المؤشر هو مؤشر احصائي يفترض تساوي الدخول بين الأفراد في حين أن الأفراد في الواقع لا يتحصلون على نفس الدخول بمعنى أن الضرائب ليس لها دور توزيعي في حالة الجزائر.

5. قائمة المراجع:

Bbank, t. w. (2017). *The Distributional Impact of Taxes and Transfers.*

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 1-28.

Pesaran, M. H. (1998). An Autoregressive Distributed-Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. *" in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Sy mposium, Steinar Strom (ed), Cambridge University* .

:دار الفن للتصميم .*مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي ، الطبعة الأولى* .(2006) .ا .و ,السيفو .الأردن
التحليل القياسي و الاحصائي للعلاقات الاقتصادية، مدخل حديث باستخدام .(2009) .ع .م ,العناني .الدار الجامعية :مصر .*spss*
مدخل حديث باستخدام :التحليل القياسي والاحصائي للعلاقات الاقتصادية .(2009) .ع .م ,العناني .مصر :الدار الجامعية للطباعة والنشر والتوزيع .*SPSS*
-*2008الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق ، الطبعة الثالثة* .(2009) .ا .ع ,عطية .الدار الجامعية :مصر .*2009*
دراسة :أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري الجزائري .(2017) .ف .م ,فراجي) ARDL)قياسية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة الموزعة .10 ,*ديسمبر - 04 :مجلة البشائر ، المجلد الثالث، العدد* .،)1990-2015)للفترة
دار :عمان .*الإقتصاد القياسي التحليلي بين النظرية و التطبيق* .(2003) .إ .د ,محمد السيفوولي .مجدلاوي
دار :عمان الأردن .*الاقتصاد القياسي التحليلي بين النظرية و التطبيق* .(2003) .ا .و ,مشعل .مجدلاوي للنشر و التوزيع،