



أثر الشمول المالي على البطالة في الجزائر، دراسة قياسية للفترة 2004-2020
*The Impact Of Financial Inclusion On Unemployment In Algeria, An
 Econometric Study For The Period 2004 – 2020*

بن منصور نجيم*

مخبر التوجهات والتحديات الجديدة للسياسات التنموية في الجزائر،

جامعة وهران 2، الجزائر

Benmansour.nadjim@univ-oran2.dz

تاريخ النشر: 2024/06/19

تاريخ القبول: 2024/05/27

تاريخ الإرسال: 2024/03/15

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى قياس وتحليل أثر الشمول المالي على البطالة في الجزائر خلال الفترة 2004-2020. أولاً؛ تستخدم الدراسة تحليل المكونات الرئيسية لتحديد مؤشر الشمول المالي بناءً على بعدين؛ بعد الوفرة والوصول إلى الخدمات المالية، و بعد استخدام الخدمات المالية. ثانياً؛ تعتمد الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (نموذج ARDL) في تحليل العلاقة بين المتغير المستقل؛ الشمول المالي، و المتغير التابع؛ معدل البطالة، وكمتغيرات تحكم كل من نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي، التعليم، التضخم والاستثمار. خلصت نتيجة البحث؛ إلى وجود علاقة سلبية طويلة الأجل بين الشمول المالي والبطالة، أين كان الاحتمال أقل من 5٪، حيث أن التغيير في مؤشر الشمول المالي بنقطة واحدة يقلل من معدل البطالة بـ 4.37 نقطة. أما عن اختبار العلاقة السببية بين المتغيرين، اختبار سببية غرانجر أظهر وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه على المدى القصير من البطالة نحو الشمول المالي.

الكلمات المفتاحية: شمول مالي، معدل البطالة، تحليل المركبات الرئيسية، نموذج ARDL، اختبار سببية غرانجر.

Abstract

This research aims to measure and analyze the impact of financial inclusion on unemployment in Algeria during the period 2004-2020. Firstly, the study uses principal components analysis to determine the financial inclusion index based on two dimensions: access to and usage of financial services. Secondly, the study relies on the autoregressive distributed lag model (ARDL) to analyze the relationship between the independent variable, financial inclusion, and the dependent variable, unemployment rate, with control variables including per capita GDP, education, inflation, and investment.

The research findings conclude a negative long-term relationship between financial inclusion and unemployment, with a probability of less than 5%. This means that a one-point change in the financial inclusion index reduces the unemployment rate by -4.37 points. Regarding the causal relationship between the two variables, the Granger causality test indicates a unidirectional causal relationship in the short term from unemployment to financial inclusion.

Key Words: Financial Inclusion, Unemployment, PCA, ARDL, Granger Causality Test.

JEL Classification: E24, O16

*مرسل المقال: بن منصور نجيم (nadjimmail82@yahoo.fr)



المقدمة:

تعتبر نظرية العمق المالي لكل من Shaw و Mckinnon عند أغلبية الدول على اختلاف مستوياتها الاقتصادية، دافعا ومحفزا للعمل على تطوير القطاع المالي، أملاً في الظفر بمنصب عمل جديدة وبالتالي تقليص البطالة إلى الحدود المقبولة، بعدما بينت النظرية أن التحرير المالي والعمق المالي ليس لهما أثر فقط على الدخل والادخار، بل كذلك أثر على العمالة بإمكانية زيادتها (McKinnon, 1973) (Shaw, 1973).

التكنولوجيا المالية والرقمنة عززت من تطور القطاع المالي وأتاحت لأكثر عدد ممكن من أفراد المجتمع الولوج إلى القطاع المالي بفتح حساب في مؤسسة بنكية أو مالية رسمية، يتم من خلاله عملية إدخار الأموال لتلبية الاحتياجات اليومية وكذا إرسالها واستلامها بشكل آمن وغير مكلف، والتخطيط لحالات الطوارئ، والقيام باستثمارات منتجة من أجل المستقبل، كما في الصحة والتعليم والأعمال التجارية، وهو ما اصطحح عليه الشمول المالي (Moore, Niazi, Rebecca, & Kramer, 2019).

في تقرير حديث للبنك العالمي حول بيانات الشمول المالي، أظهر أن عدد مالكي الحسابات عبر العالم في المؤسسات البنكية والمؤسسات المالية وصل سنة 2021 إلى نسبة 76% بعدما كان سنة 2011 51%، بارتفاع يقدر بـ 50% في عقد من الزمن (Demirgüç-Kunt, Klapper, Singer, & Ansar, 2022). وهو ارتفاع كبير عززه الوضع الصحي الناتج عن وباء كورونا، ودعمته السياسات المنتهجة من قبل أغلب دول العالم سواء المتقدمة أو النامية، بعدما أجمعت أغلب المؤسسات والمنظمات الدولية على أهمية ضرورة تعزيز الشمول المالي، لدعم التنمية المستدامة (the United Nations; september 2018).

الجزائر كعضو في مجلس محافظي المصارف المركزية ومؤسسات النقد العربية وكذا صندوق النقد العربي، تبنت توصيات كل من صندوق النقد الدولي و البنك العالمي و كذا مجموعة العشرين؛ حول ضرورة تعزيز الشمول المالي لدعم التنمية الاقتصادية الشاملة والمستدامة ومواجهة تحديات البطالة وتحقيق العدالة الاجتماعية؛ وجعلت يوم 27 أفريل من كل سنة، انطلاقاً من سنة 2016، يوماً عربياً للشمول المالي، تعمل من خلاله على دعم المشروعات متناهية الصغر والصغيرة والمتوسطة لفائدة الشباب والمرأة، والعمل على وصولهم إلى الخدمات المالية من خلال استخدام التقنيات الحديثة، إلى جانب التوعية والتثقيف المجتمعي للذات يعززان من فرص نجاح مسعى و جهود الدولة في هذا الشأن (The Secretariat of the Council of Arab, arab financial inclusion day, 2021).

فالبطالة من بين المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تسعى كل دولة إلى تقليصها، بحكم أنها تعرقل مسار التنمية وتبثط من خطوات التقدم نحو تحقيق الأهداف الإنمائية المسطرة من قبل منظمة الأمم المتحدة بحلول سنة 2030، و المتنبأة من قبل أغلب دول العالم، بما فيها الجزائر.



الظاهر أن هناك متغيرين لهما أثرين متباينين على أهداف التنمية المستدامة، حيث أن الشمول المالي يساهم في تحقيق أغلب الأهداف و البطالة تقوّض ذلك، مما يحفزنا إلى البحث عن طبيعة العلاقة التي يمكن أن تكون بينهما، من خلال صياغة الإشكالية التالية: هل هناك أثر للشمول المالي على معدل البطالة في الجزائر؟ يمكن صياغة فرضيتين للإجابة على الإشكالية المطروحة:

- يوجد علاقة توازن طويلة الأجل بين مؤشر الشمول المالي و معدل البطالة.
- توجد علاقة سببية بين مؤشر الشمول المالي ومعدل البطالة.

أهداف الدراسة: المبتغى من الدراسة هو تحليل نوع العلاقة بين مؤشر الشمول المالي ومعدل البطالة في دولة الجزائر، مع تحديد الأثر الذي يمكن أن يسببه الشمول المالي على معدل البطالة ، وذلك بالاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة.

أهمية الدراسة: تظهر أهمية الدراسة من خلال معالجتها موضوعا جديدا متجددا يتمثل في معرفة طبيعة العلاقة بين الشمول المالي و معدل البطالة؛ حيث عرف موضوع الشمول المالي اهتماما كبيرا في الآونة الأخيرة من قبل الباحثين و الهيئات والمنظمات الدولية، صبت أغلب دراساتهم على العلاقة بينه(الشمول المالي) وبين النمو الاقتصادي، في حين أن الدراسات الاقتصادية القياسية التي تجمع بين الشمول المالي و معدل البطالة تعتبر قليلة نوعا ما لاسيما في دولة الجزائر. فالسبب يعود بالدرجة الأولى إلى حداثة الموضوع من جهة، ومن جهة أخرى عدم توفر البيانات الكاملة حول مؤشر الشمول المالي، خصوصا في دولة الجزائر. وعليه، أملا في إثراء المادة العلمية حول الموضوع، قمنا بهذه الدراسة القياسية.

منهجية الدراسة: اعتمدت الدراسة على منهجين في تحليل العلاقة بين مؤشر الشمول المالي و معدل البطالة؛ الوصفي التحليلي في ضبط مصطلحات البحث، و تحليل مخرجات الدراسة القياسية؛ و المنهج القياسي الكمي في تقدير نموذج ARDL بالاعتماد على برنامج Eviews12. أما عن مصدر البيانات المستعملة، فقد تم جمعها من المواقع الرسمية على شبكة الانترنت لكل من البنك الدولي وصندوق النقد الدولي.

حدود الدراسة: بحكم أن البيانات مجتمعة حول متغيرات الدراسة لم تتوفر بعد سنة 2020؛ فكانت الفترة المدروسة من سنة 2004 إلى سنة 2020. تم تحويل البيانات السنوية إلى بيانات فصلية من خلال برنامج eviews، بغية الحصول على مجتمع الدراسة يفوق 30 مشاهدة؛ لنستطيع بذلك استعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، لدراسة أثر مؤشر الشمول المالي على معدل البطالة في الجزائر.

الدراسات السابقة:

هناك مجموعة من البحوث والدراسات السابقة التي حاولت تفسير العلاقة بين الشمول المالي ومعدل البطالة، تم الاعتماد عليه في دراستنا هاته، يمكن إدراج بعضها على النحو التالي:

✓ دراسة (El-Bourainy, Salah, & ElSherif, 2021) حول أثر الشمول المالي على معدل البطالة في الدول النامية، حيث استهلكت الدراسة بإنشاء مؤشر للشمول المالي لـ 35 دولة نامية بناءً على نَحج متعدد



الأبعاد، باستخدام تحليل المكونات الرئيسية (PCA)، باستخدام ثلاثة أبعاد؛ الوصول إلى الخدمات المالية واستخدامها وجودتها. بعدها تم الاعتماد على نموذج الفروق العامة للعزوم *Generalized Method Of Moments* في تقدير بيانات البانل الديناميكية، لإجراء تقييم تجريبي لتأثير الشمول المالي على معدل البطالة في 35 دولة نامية خلال الفترة الزمنية 2009 إلى 2018. أثبتت الدراسة أن الشمول المالي له تأثير على خفض معدل البطالة في البلدان النامية، حيث أن زيادة مستوى الشمول المالي في البلدان النامية يقلل من معدل البطالة فيها. علاوة على ذلك، فإن مستوى التعليم ومعدل التضخم والنمو الاقتصادي لهم تأثير سلبي كبير على معدل البطالة. من ناحية أخرى، تم استخدام اختبار السببية جرانجر (*Granger Causality Test*)، وأشارت الدراسة إلى وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين الشمول المالي ومعدل البطالة.

✓ دراسة (Amakor & Eneh, 2021) بعنوان الشمول المالي ومعدل البطالة في نيجيريا، اعتمدت الدراسة على نموذج المربعات الصغرى لقياس أثر الشمول المالي على معدل البطالة في نيجيريا خلال الفترة 1986-2019، حيث تم استعمال كل من قروض وسلفيات البنوك التجارية للمجتمعات الريفية، وقرروض وسلفيات بنوك التمويل الأصغر للمجتمعات الريفية كمؤشر للشمول المالي، إلى جانب معدل البطالة. خلصت الدراسة إلى وجود علاقة سلبية لكن غير معنوية بين قروض وسلفيات البنوك التجارية للمجتمعات الريفية ومعدل البطالة، في حين أن هناك علاقة موجبة بين قروض وسلفيات بنوك التمويل الأصغر للمجتمعات الريفية ومعدل البطالة، يعزى هذا الارتباط الموجب حسب الباحثين إلى ارتفاع تكلفة الإقراض و عدم مقدرة تسديد القروض في أوانها من قبل المقترضين. لتختتم الدراسة بتوصيات حول تمكين قروض التمويل الأصغر حتى يكون هناك أكبر عدد من مناصب العمل لسكان الريف.

✓ دراسة (Alshyab, Sandr, & Daradkah, 2021) بعنوان أثر الشمول المالي على تخفيض البطالة: تسليط الضوء على الدول العربية غير المنتجة للنفط؛ تبحث هذه الدراسة في العلاقة بين الشمول المالي والبطالة في الدول العربية غير المصدرة للنفط. بداية تم تقدير مؤشر للشمول المالي لكل من مصر، الأردن، لبنان، المغرب وتونس خلال الفترة 2008 إلى 2018 بالاعتماد على المنهجية التي طورها SARMA. ليتم بعد ذلك اختبار تأثير الشمول المالي على البطالة بالاعتماد على نموذج الأثر العشوائي أين كشفت النتائج عن أثر سلبي كبير لكل من الشمول المالي ونمو الناتج الحقيقي على البطالة.

✓ دراسة (Koketso, 2019) بعنوان الشمول المالي و أثره على خلق مناصب العمل في بتسوانا، حيث اعتمدت الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة *ARDL* لتحليل و قياس السلاسل الزمنية الفصلية خلال الفترة 2004-2016، لمعرفة طبيعة الأثر بين مؤشر الشمول المالي الممثل بكل من عدد الفروع البنكية لكل 100.000 بالغ، عدد مالكي الحسابات البنكية (السن 15 فما فوق)، عدد المودعين في البنوك التجارية لكل 100.000 بالغ، و القروض المقدمة من قبل البنوك؛ و معدل العمل (لأصحاب سن 15 فما فوق). خلصت الدراسة إلى وجود علاقة موجبة في المدى القصير لكل من عدد الفروع البنكية و عدد مالكي



الحسابات، و القروض المقدمة من قبل البنوك؛ مع مناصب العمل. نفس الشيء على المدى الطويل هناك علاقة موجبة بين عدد الفروع البنكية و عدد مالكي الحسابات البنكية ؛ في حين أن عدد المودعين له أثر سلبي ومعنوي على المدى البعيد و القريب، في حين القروض المقدمة من قبل البنوك لم يكن لها أثر معنوي على خلق مناصب العمل في المدى الطويل. ختمت الدراسة بتوصيات حول ضرورة توفر الخدمات المالية و تمكين الأفراد من الحصول على الحسابات و الدعوة إلى إنشاء نوافذ للإيداع و الاقتراض بتكاليف معقولة و ميسورة لجذب أكبر عدد من المقصيين من المعاملات المالية.

✓ دراسة (بقيق، 2022) بعنوان أثر الشمول المالي المصرفي على النمو الاقتصادي، البطالة والفقر في الجزائر. اعتمدت الباحثة على نموذج تصحيح الخطأ ECM في تحليل وقياس أثر الشمول المالي المصرفي على النمو الاقتصادي، البطالة و الفقر في الجزائر، خلال الفترة 2004-2020. مؤشر الشمول المالي كمتغير مستقل ؛ تم تمثيله من خلال كل من؛ عدد فروع البنوك التجارية و عدد أجهزة الصراف الآلي لكل 100.000 بالغ، عدد حسابات الودائع لدى البنوك التجارية وكذا عدد المقترضين من البنوك التجارية لكل 1000 بالغ، الائتمان المقدم للقطاع الخاص و المعروض النقدي الموسع. كمتغيرات تابعة قامت الباحثة بإدراج كل من نمو الناتج المحلي و نمو نصيب الفرد من الدخل الوطني، الادخار المحلي الخام وتكوين رأس المال الثابت الخام، و أخيرا إجمالي البطالة. خلصت دراسة العلاقة بين المتغيرات، إلى وجود أثر موجب لأغلب عناصر مؤشر الشمول المالي على النمو الاقتصادي؛ وأثر سالب على الفقر و البطالة، وهو ما يتوافق مع نتائج الكثير من الدراسات السابقة. ما يميز دراستنا هاته، في أنها تعتمد على تحليل المركبات الأساسية في تكوين مؤشر الشمول المالي من خلال بعدين؛ بعد الوفرة و بعد الاستخدام، وهي تقنية لم يتم اعتمادها في أغلب البحوث التي تناولت علاقة الشمول المالي بالمتغيرات الاقتصادية الكلية (في الجزائر بالخصوص)، ليعقبها تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة لتحليل العلاقة بين مؤشر الشمول المالي وعلاقته بمعدل البطالة في دولة الجزائر، خلال الفترة الزمنية 2004-2020، وهي دراسة لم تأخذ حضاها من التدقيق والتحليل في الجزائر، بحكم أن المصطلح حديث نسبيا، وأن أغلب الدراسات صبت اهتمامها بتحليل العلاقة بين الشمول المالي والنمو الاقتصادي في الجزائر دون علاقته بالبطالة، لتكون بذلك لبنة أساسية لإضافة و إثراء المعلومات حول الموضوع.

I. الإطار النظري والتحليلي للدراسة:

1. مفهوم الشمول المالي:

مصطلح الشمول المالي اكتسب معاني متعددة، فحسب (Sarma, 2008) يعرف على أنه الوسيلة التي من خلالها يتمكن جميع مكونات المجتمع من الوصول بكل سهولة إلى العمليات المالية الرسمية، مع ضرورة توفرها وإتاحة استخدامها للجميع. حيث يشمل هذا التعريف على عدة أبعاد للشمول المالي على غرار سهولة الوصول، الوفرة، الاستخدام؛ ترسم الأبعاد الثلاث نظاما ماليا شاملا. أما عن تقرير صادر عن البنك العالمي لعام 2014 فقد حصره في نسبة الأفراد والشركات التي تستخدم الخدمات المالية، حيث أن الإقبال الواسع لاستخدام الخدمات



المصرفية من قبل السكان، مرهون بسهولة الوصول إلى البنوك من خلال فروعها أو أجهزة الدفع الآلي، وكذا انخفاض تكلفة الخدمات و زيادة جودتها (barajas, beck, belhaj, & ben naceur, 2020). استندت منظمة الأمم المتحدة في موضوع الشمول المالي على فكرة "النظام المالي في متناول الجميع"، أي أن المؤسسات المالية التي تقدم معاً المنتجات والخدمات المناسبة لجميع شرائح السكان. يتجسد ذلك من خلال توفر الشروط التالية: أ) وصول جميع الأسر والشركات، بتكلفة معقولة، إلى مجموعة الخدمات المالية التي يحق لهم الحصول عليها، مثل المدخرات، والائتمان قصير وطويل الأجل، والتأجير والتخصيم، والرهون العقارية، والتأمين، ومعاشات التقاعد والمدفوعات والتحويلات المالية المحلية والتحويلات الدولية؛ ب) المؤسسات السليمة، التي تحكمها أنظمة إدارة داخلية مناسبة، ومعايير أداء الصناعة، ومراقبة السوق للأداء، وعند الضرورة، تنظيم احترازي مناسب؛ ج) الاستدامة المالية والمؤسسية التي تضمن الوصول المستدام إلى الخدمات المالية؛ د) مضاعفة بقدر الإمكان الخدمات المالية، من أجل تزويد العملاء بمجموعة واسعة من الحلول المرشحة (organisation des nations unies, 2006).

وفقاً لتقرير لجنة رانجاراجان (Rangarajan Committee) (2008)، فقد تم تعريف الشمول المالي على أنه التمكن من وصول الخدمات المالية والائتمان في الوقت المناسب، وبتكلفة معقولة، إلى الفئات الضعيفة من المجتمع ذوي الدخل المنخفض.

انطلاقاً مما سبق، يمكن الإجماع على أن للشمول المالي أبعاد عدة ، يمكن أن تكون كلها أو بعضها مؤشراً له (الشمول المالي)، تقتضي فقط التوفيق في بنائه وتكوينه وفقاً للأبعاد المتوفرة (بن منصور، 2022).

2. مفهوم البطالة:

تعتبر البطالة من أهم المشاكل الاقتصادية الكلية التي تترك أي اقتصاد في العالم، لاسيما تلك الاقتصاديات النامية، فتسعى كل دولة إلى إيجاد الحلول المناسبة لتقليصها وحصصها في معدلات منخفضة. هناك عدة تعاريف للبطالة نذكر بعضها على النحو التالي:

- البطالة تعرف عادة كتعطل أو توقف جزئي أو كلي لقوى العمل في المجتمع، حيث يكون الأفراد قادرين على العمل ويرغبون في العمل والمساهمة في الإنتاج، ولكنهم غير قادرين على العثور على فرص عمل مناسبة (خالد و احمد، 2006). البطالة هي حالة عدم توظيف قوى العمل في المجتمع بشكل كامل وفعال. يكون الناتج الفعلي للمجتمع أقل من الناتج المحتمل في حال توظيف جميع القوى العاملة المتاحة. هذا يؤدي إلى تدني مستوى الرفاهية لأفراد المجتمع مقارنة بما يمكن أن يكون عليه إذا تم توظيف جميع القوى العاملة بشكل مناسب. (حلمي، 2008).

- وفقاً لمنظمة العمل الدولية، تعرف البطالة بأنها حالة تشمل الأشخاص الذين يكونون راغبين في العمل وقادرين عليه ويبحثون عن عمل ويقبلون العمل بالأجر المتداول، ولكنهم لا يجدون فرصاً للعمل خلال الفترة التي تُقاس فيها البطالة، والتي تكون عادةً أسبوعاً أو أسبوعين. (محمود، إبراهيم، و نضال، 2020).



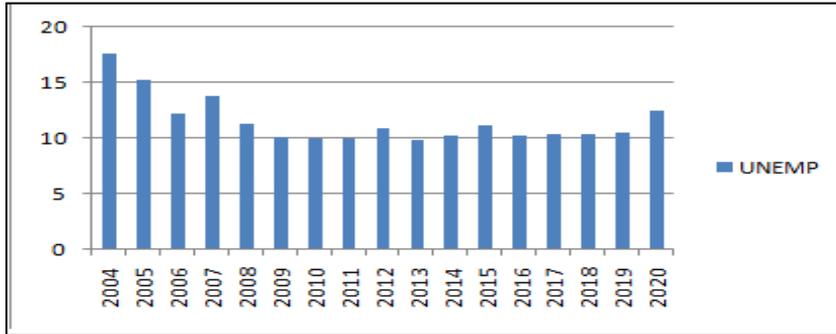
- حسب الديوان الوطني للإحصائيات الجزائري، يعتبر البطال كل شخص استوفى في آن واحد النقاط التالية: أن يكون سنه بين 16-64 سنة؛ ليس لديه عمل خلال فترة الاستقصاء و التحقيق؛ أن يكون بادر في البحث الجاد عن العمل؛ أن يبدي استعداداه لأي عمل مأجور أو لحسابه الخاص.

3. تطور معدلات البطالة في الجزائر:

تقاس البطالة عادةً بواسطة معدل البطالة، الذي يتم حسابه من خلال تحليل بيانات عينة عشوائية من السكان يتم الحصول عليها من مصادر رسمية. يُعتمد هذا التحليل على تاريخ العمل لأفراد العينة، حيث يتم حساب نسبة البطالة كنسبة من قوة العمل باستخدام الصيغة التالية: معدل البطالة = (عدد البطالين / قوة العمل) × 100. حيث قوة العمل تعبر عن مجموع الأفراد الذين يعملون بالفعل بالإضافة إلى الأفراد الذين يبحثون عن عمل ويكونون جاهزين وقادرين على العمل. (سيد و عبد الوهاب، 2008).

إن الحصول على معدل دقيق للبطالة يعتبر أمراً مستبعداً نظراً لتداخل مجموعة من الأسباب والعراقيل التي تحول دون ذلك، على غرار عدم توفر البيانات السليمة و الموثوقة، الناتجة عن تباين بيئة العمل بين المناطق الحضرية والقروية، وكذا المستوى الدراسي، فضلا عن ذلك الاقتصاد الخفي أو الموازي وما يخفي من مشاريع صغيرة وحرف ومهن لا يتم التصريح بها. عموماً، يمكن الاستناد على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات حول تطور معدلات البطالة في الجزائر خلال الفترة 2004-2020 مثلما يبينه الشكل رقم 1.

الشكل رقم 1 : تطور معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2004-2020



المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على معطيات الديوان الوطني للإحصائيات

من خلال الشكل أعلاه نلاحظ أن معدل البطالة عرف انخفاضا ملحوظا من سنة 2004 إلى سنة 2006، من معدل 17.64% إلى معدل 12.27%، قدرت نسبة الانخفاض بـ 30%؛ ليعاود الارتفاع سنة 2007 إلى معدل 13.79%. بداية من سنة 2008 انخفضت نسبة البطالة إلى 11.32% ليتبعها تدبدا وفق هامش صغير صعودا وهبوطا خلال الفترة 2008-2019، تخللتها ارتفاعا نسبيا لمعدل البطالة في كل من سنة 2012 وسنة 2015. يعزى الانخفاض في معدلات البطالة إلى عوامل عدة، من بينها الاستقرار الأمني بالدرجة الأولى و كذا المشاريع التنموية القائمة على أجهزة الدعم الحكومي المختلفة (الوكالة الوطنية لتطوير الاستثمار، الوكالة الوطنية لتسيير القرض المصغر، الصندوق الوطني للتأمين على البطالة، الوكالة الوطنية لتشغيل الشباب (ANSEJ)، أين



استفاد من هذه الآليات فئة معتبرة من الشباب والأسر في إنشاء مؤسسات صغيرة ومتوسطة، ومباشرة مهن وحرف حرة. أما عن سنة 2020 فعرفت ارتفاعاً قدر بنسبة 19.37% مقارنة بسنة 2019، حيث سجلت نسبة البطالة قيمة 12.55%، ويعزى ذلك إلى الأزمة الصحية التي عانى منها العالم بأسره، أين تم تجميد مختلف الأنشطة الاقتصادية من خلال الحجر الصحي.

4. علاقة الشمول المالي بمعدل البطالة:

لقد ساهم التطور الهائل والسريع في تكنولوجيا المعلومات والاتصالات، في ظهور العديد من الخدمات المالية ونماذج للابتكارات التي ساهمت في وصول الخدمة المالية إلى الأفراد، بصورة جد ميسرة على غرار الخدمات المصرفية عبر الهاتف المحمول والخدمات المصرفية من دون فروع بنكية. حيث أصبحت الابتكارات التكنولوجية راهناً تُلبى بشكل متزايد متطلبات العملاء من حيث السهولة والسرعة والشمولية والقدرة على تحمل التكاليف.

ثمنت مجموعة العشرين رفقة كل من البنك الدولي وصندوق النقد الدولي؛ الشمول المالي، وأدرجته ضمن المحاور الرئيسية في أجندة التنمية الاقتصادية والمالية، لدوره الفعال في محاربة الفقر والبطالة وتحقيق التنمية.

إن العلاقة بين الشمول المالي ومعدل البطالة، نلتبسها في العلاقة المشتركة للمتغيرات الاقتصادية التي يمكن أن تجمع بينهما في نموذج واحد، سواء من ناحية متغير النمو الاقتصادي أو التضخم، أو المستوى الدراسي، أو الاستثمار.

فمنظرياً، النمو الاقتصادي يوفر مناصب عمل جديدة، فيساهم في تقليص مستوى البطالة (قانون أوكون) (m.sylvina & angel L, 2019)، والمستوى الدراسي يتيح لصاحبة الأفضلية في الحصول على منصب عمل مقارنة بغيره ممن لا مستوى دراسي لهم. أما عن التضخم فيؤطره منحى فيليبس أين يرافق مستوى ارتفاع مستوى التضخم انخفاض في مستوى البطالة والعكس صحيح (Friedman, 1977). أما عن الاستثمار؛ عندما يزيد الاستثمار في البلد ترافقه زيادة في مناصب العمل.

أما عن الشمول المالي، فحصول الأفراد على حسابات بنكية ومالية، يساهم في توفير والادخار، والمساهمة في الاستثمار، والحصول على قروض وديون وتحويلات لتمويل المشاريع و زيادة الإنتاج لتقليص مستويات الأسعار (تقليص التضخم)، يدعم ذلك المستوى الدراسي الذي يوفر المقاربة بالكفاءة، ويشيد بالمبادرة إلى استعمال تكنولوجيا الاتصال والإعلام، ليصب كل ذلك في تحقيق النمو الاقتصادي وتقليص معدلات البطالة.

من خلال ماسبق، يتبادر للأذهان أن هناك علاقة اقتصادية بين مؤشر الشمول المالي ومعدل البطالة، وجب دراستها و التحقق من وجودها، بداية بتكوين مؤشر للشمول المالي.

II. بناء مؤشر الشمول المالي:

لا يوجد مؤشر جوهري للشمول المالي يتم الإجماع عليه، حيث يمكن تكوينه انطلاقاً من مختلف أبعاده المختلفة، و التي تم اعتمادها في دراسات أغلب الخبراء والباحثين (Sarma, 2008), (Gupte, Venkataramani, & Gupta, 2012), (Cámara & Tuesta, 2014), (Amidzic, Massara, & Mialou, 2014), (Yorulmaz, 2016), (Park & Mercado, 2018),



انطلاقاً من الدراسات السالفة الذكر، تم الاعتماد في تكوين مؤشر الشمول المالي في الجزائر على بعدين من أصل ثلاثة، ألا وهما بعد الإتاحة والوفرة Access، وبعد الاستخدام Usage، ليتم استبعاد بعد الجودة Quality لعدم توفر المعلومات حول ذلك؛ مع العلم أن نفس الأثر على الشمول المالي تحققه الأبعاد الثلاث حسب (André, Goran, & Alexander, 2017)

تم تكوين مؤشر الشمول المالي على مرحلتين نوجزها في الآتي:

1. المرحلة الأولى: تكوين المؤشرات الفرعية للشمول المالي:

حيث في هذه المرحلة تم الاعتماد على تحليل المركبات الأساسية Principal Components Analysis في تقليص الأبعاد بين متغيرات الإتاحة، ومتغيرات الاستخدام؛ كل على حدة، اعتماداً على المعادلة التالية:

$$Di = Wi \frac{VAi - mi}{Mi - mi}, i = 1, 2, 3, 4 \dots \dots \dots (1)$$

حيث Di تمثل مؤشر البعد (سواء بعد الوفرة أو بعد الاستخدام)، في حين Wi يمثل نسبة الترجيح للبعد، VAi القيمة الحالية للبعد، Mi القيمة العظمى للبعد، mi القيمة الدنيا للبعد. i تمثل عدد الأبعاد. يفترض أن تكون معادلات الأبعاد خطية على النحو التالي:

$$\begin{aligned} d_1^A &= \alpha NBB + \alpha NBBKM + \alpha ATM + \alpha ATMKM + \varepsilon \\ d_2^U &= \lambda NDACC + \lambda NLACC + \lambda ODCB + \lambda OLCB + \varepsilon \end{aligned}$$

حيث d_1^A يمثل بعد الوفرة، NBB تمثل عدد الفروع البنكية لكل 100.000 بالغ، $NBBKM$ عدد الفروع البنكية لكل 1000 كم²، ATM عدد الصراف الآلي لكل 100.000 بالغ، $ATMKM$ عدد الصراف الآلي لكل 1000 كم²؛

d_2^U يمثل بعد الاستخدام، $NDACC$: عدد حسابات الودائع لدى البنوك التجارية لكل 1000 بالغ، $NLACC$: عدد حسابات القروض لدى البنوك التجارية لكل 1000 بالغ، $ODCB$: الودائع المستحقة لدى البنوك التجارية نسبة للناتج المحلي، $OLCB$: القروض المستحقة لدى البنوك التجارية لكل 1000 بالغ.

α و λ يمثلان معاملا البعدين، الإتاحة و الاستخدام على التوالي، ε يمثل حد الخطأ.

أما عن تكوين مؤشر الشمول المالي (FIINDEX (Financial inclusion index) فيكون من خلال محاكاة المعادلة الرئيسية التالية:

$$FIINDEX = \frac{1}{2} \frac{\sqrt{d_1^2 + d_2^2 + d_3^2}}{\sqrt{w_1^2 + w_2^2 + w_3^2}} + 1 - \frac{\sqrt{(w_1 - d_1)^2 + (w_2 - d_2)^2 + (w_3 - d_3)^2}}{\sqrt{w_1^2 + w_2^2 + w_3^2}} \quad (2)$$

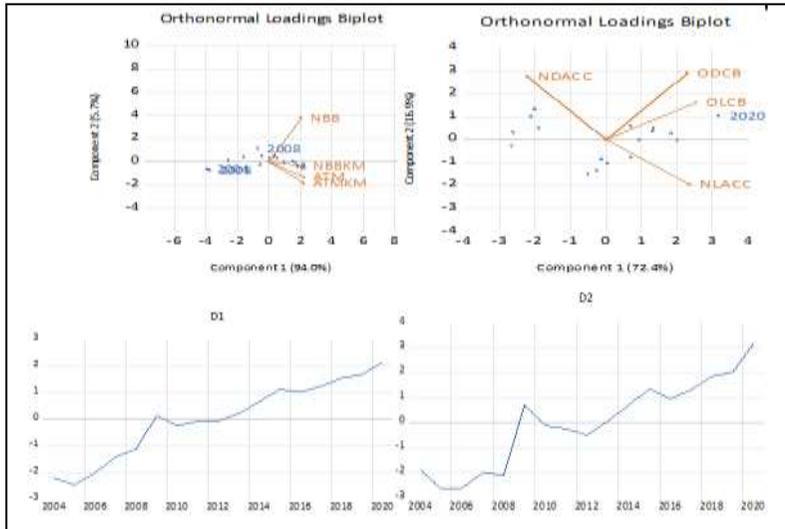
يفترض أن أوزان الترجيح W_i متساوية وتقدر بـ 1. حسب (YORULMAZ, 2016, p. 95)، لتصبح المعادلة (1) على الشكل التالي:

$$FIINDEX = \frac{1}{2} \frac{\sqrt{d_1^2 + d_2^2 + d_3^2}}{\sqrt{3}} + 1 - \frac{\sqrt{(1 - d_1)^2 + (1 - d_2)^2 + (1 - d_3)^2}}{\sqrt{3}} \quad (3)$$

أسفرت مخرجات تحليل المركبات الأساسية لكلا البعدين مثلما يبينه الملحق رقم 1 و 2، على أن المركب PC1 يمثل 94% و 5.7% بعد الإتاحة على التوالي، و المركب 1 و 2 بعد الاستخدام يمثل 72.4% و 16.9% على التوالي، و عليه يمكن القول أن المركب الأول و الثاني يحوزان على أكبر تقدير للمؤشر الفرعي للشمول المالي. كما أن متغيرات البعدين ظهرت أنها مترابطة حيث أن أعلى قيمة لمعامل الارتباط كانت 0.99 بعد الوفرة، و أدنى قيمة له كانت 0.46 بعد الاستخدام، و هو ما يسمح لنا بتكوين مؤشر جيد حسب الخبراء و أهل الاختصاص .

الشكل رقم 2 أسفله يترجم لنا عملية تقليص المسافات بين متغيرات البعدين، حيث تم الاعتماد فقط على المركبين 1 و 2 في رسم المحورين على التوالي، ليتم تكوين المؤشرين الفرعيين للشمول المالي (بعد الإتاحة D1 و بعد الاستخدام D2).

الشكل رقم 2: تكوين المؤشرين الفرعيين للشمول المالي



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج eviews12



2. المرحلة الثانية: تكوين المؤشر الرئيسي للشمول المالي:

بعد تكوين المؤشرين الفرعيين للشمول المالي، المتمثلين في كل من بعد الإتاحة D1 و بعد الاستخدام D2 ،
وجب تقليص المسافة بين بينهما، بالاعتماد مجدداً على تحليل المركبات الأساسية، بافتراض أن معادلة الشمول المالي
الرئيسية خطية تكتب على النحو التالي (Cámara & Tuesta, 2014):

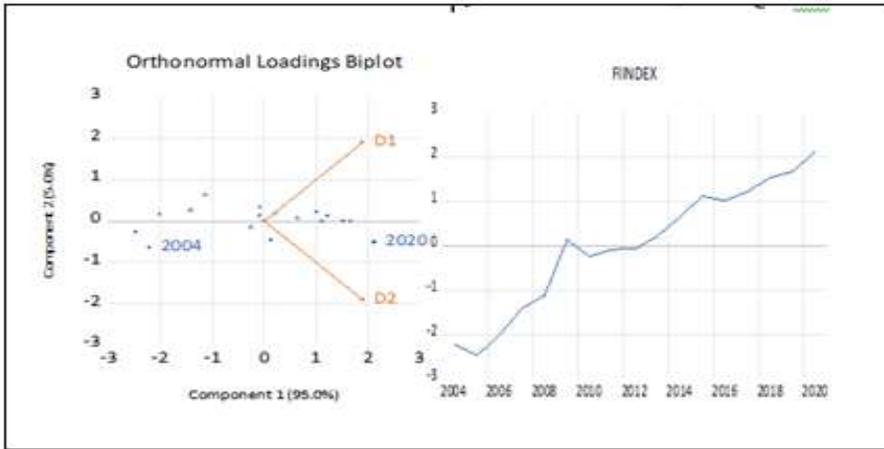
$$FII = \mu D1 + \mu D2 + \varepsilon$$

حيث FII يمثل مؤشر الشمول المالي الرئيسي، D1 و D2 بعدي الإتاحة و الاستخدام على التوالي، و μ يمثل
معامل المؤشر، ε يمثل حد الخطأ.

فكانت النتيجة مثلما يبينه الملحق رقم 3، أن المركبة PC1 تمثل 95.0% ، و المركبة 2 تمثل 5.0% ؛ من
مجموع مؤشر الشمول المالي. أما عن معامل الارتباط فقد بلغ 90.07% و هو معدل مرتفع يساعد على تكوين
مؤشر جيد للشمول المالي الرئيسي.

الشكل التالي يوضح عملية تقليص المسافة بين البعدين D1 و D2 و يعرض مؤشر الشمول المالي
الرئيسي FIINDEX على شكل منحنى يقترب كثيراً من شكل منحنى بعد الإتاحة D1.

الشكل رقم 3: تكوين المؤشر الرئيسي للشمول المالي



المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12



III. النموذج القياسي:

1. توصيف النموذج:

بعد تكوين مؤشر الشمول المالي الرئيسي، باشرنا في قياس أثر هذا الأخير على البطالة في دولة الجزائر خلال الفترة 2004-2020، بصياغة النموذج التالي :

$$UNEMP = f(FII, GDP, EDUC, INF, INVEST)$$

حيث تمثل متغيرات الدراسة:

المتغير	المؤشر	المصدر
UNEMP	البطالة، وتمثل عدد القادرين عن العمل ولم يجدوا عملا، تقاس تناسبيا مع القوى العاملة	البنك العالمي
FII	مؤشر الشمول المالي الرئيسي، الذي يجمع بين بعد الاتاحة وبعد الاستخدام في تكوينه، استنادا على تحليل المركبات الرئيسية .	صندوق النقد الدولي و البنك العالمي
GDP	يمثل معدل النمو الاقتصادي معبرا عنه بنصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي. تم إدراجه في النموذج بحكم أن النمو الاقتصادي من بين محددات البطالة، له أثر سلبي على معدل البطالة حسب النظريات والدراسات السابقة (Levine, (Martin F. J, 1993) (2013)، (Tugba & (Handson, Hlanganipai, & Fortune, 2016) (Yilmaz, 2020)	البنك العالمي
EDUC	نسبة الالتحاق الإجمالية إلى التعليم الابتدائي بغض النظر عن العمر، إلى عدد السكان في الفئة العمرية التي تتوافق رسمياً مع مستوى التعليم الابتدائي، كمؤشر لمستوى التعليم. يزود التعليم الابتدائي الأطفال بمهارات القراءة والكتابة والرياضيات الأساسية إلى جانب فهم أولي لمواضيع مثل التاريخ والجغرافيا والعلوم الطبيعية والعلوم الاجتماعية والفن والموسيقى. تم اعتماده في النموذج نظرا لأهميته في الحصول على الشهادات المهنية(شهادة التكوين المهني تتطلب مستوى دراسي ابتدائي على الأقل)، وكذا الدراسات العليا لمن واصل دراسته، لما لذلك من أثر في الظفر بمنصب عمل (El-Bourainy, Salah, & ElSherif, 2021).	البنك العالمي
INF	التضخم، ويمثل المستوى العام لأسعار السلع والخدمات وتغيراتها من فترة إلى أخرى كنسبة مئوية. تم اعتماده في النموذج نظرا للعلاقة النظرية بينه و بين معدل البطالة من خلال منحى فليبيس (Friedman, 1977).	البنك العالمي
INVEST	الاستثمار، يعبر عنه بنسبة إجمالي تكوين رأس المال الثابت إلى الناتج المحلي الإجمالي. تم اعتماده نظرا لأهمية الاستثمار في خلق مناصب عمل، والعلاقة السلبية بينه و بين معدل البطالة.	البنك العالمي

بحكم أن العينة صغيرة نوعا ما(17 مشاهدة)، تم تحويل البيانات إلى ربع سنوية لتصبح 68 مشاهدة، حتى تكون النتائج مقبولة لاسيما إذا اعتمدنا على نموذج الانحدار الذاتي لفجوات الإبطاء الموزعة ARDL، أين يعتبر الأنسب عند تحليل العينات الصغيرة (Pesaran, Shin, & Smith, 2001).

تقدير العلاقة بين المتغير التابع الذي يمثل معدل البطالة والمتغير المفسر الذي يمثل مؤشر الشمول المالي، مع إدراج في النموذج كل من الناتج المحلي الإجمالي، التعليم، التضخم، الاستثمار كمتغيرات تحكم. يمكن صياغة المعادلة على النحو التالي:



$$UNEMP_t = \beta_0 + \beta_1 FII_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 EDUC_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 INVEST_t + \varepsilon$$

حيث β تمثل معامل تقدير المعادلة، t تمثل السنة.

يسمح لنا نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL بتقدير العلاقة في الأجلين الطويل والقصير، بين المتغير التابع UNEMP، والمتغيرات التفسيرية (INVEST، INF، EDUC، GDP، FII)، في معادلة واحدة على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \Delta UNEMP_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta UNEMP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta FII_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta EDUC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta INF_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{6i} \Delta INVEST_{t-i} + \lambda_1 UNEMP_{t-1} + \lambda_2 FII_{t-1} + \lambda_3 GDP_{t-1} + \lambda_4 EDUC_{t-1} + \\ & \lambda_5 INF_{t-1} + \lambda_6 INVEST_{t-1} + \end{aligned}$$

حيث: Δ تمثل الفرق الأول (First Difference Operator)، p تمثل عدد فترات الإبطاء للمتغير التابع (UNEMP)، و q يمثل عدد فترات الإبطاء للمتغيرات التفسيرية:

(FII، GDP، EDUC، INF، INVEST).

تمثل معاملات الأجل القصير لمتغيرات الدراسة؛ و $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_K$ ، تمثل معاملات الأجل الطويل.

تم الاعتماد في تحديد هذا النموذج القياسي على بيانات من صندوق النقد الدولي والبنك العالمي، تم تحويلها إلى اللوغاريتم العشري.

2. اختبار استقرار السلاسل الزمنية

بعد تحديد فترات الإبطاء لكل متغير، قمنا بإجراء اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية بالاستعانة بمخرجات اختبار ديكي فولر الموسع، فكانت النتائج على النحو التالي:

الجدول رقم 1: نتائج اختبار ديكي فولر لاختبار جذر الوحدة

variables	level			First Difference		
	Trend and intercept	intercept	None	Trend and intercept	intercept	None
	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob
UNEMP	0.7012	0.0734	0.3124	0.0000	0.0000	0.0000
FII	0.3884	0.4012	0.1558	0.0000	0.0000	0.0000
GDP	0.9613	0.9478	0.3326	0.0000	0.0000	0.0000
EDUC	0.5250	0.2325	0.7965	0.0000	0.0000	0.0000
INF	0.4700	0.1863	0.3094	0.0000	0.0000	0.0000
INVEST	0.9867	0.2676	0.7103	0.0000	0.0000	0.0000

المصدر: مخرجات برنامج eviews12

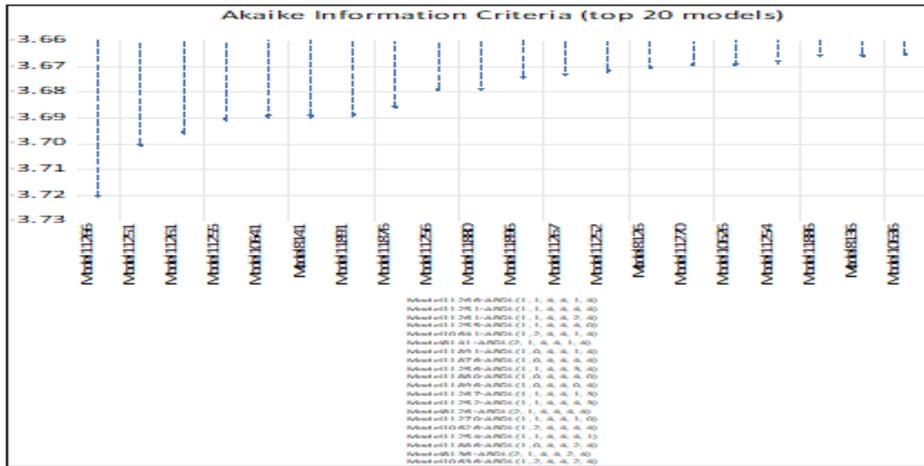


الظاهر ان جميع المتغيرات تستقر عند الفرق الأول بخلاف المتغير التابع (UNEMP) يستقر عند المستوى بحد ثابت، لكن عند معنوية 10%. ليكون لدينا مستويين من الإستقرارية $I(1), I(0)$. وهو ما يعالجه نموذج ARDL إذ يمكن تطبيقه إذا كانت السلاسل مستقرة عند المستوى أو عند الفرق الأول أو الاثنين معا، شرط ألا يكون الاستقرار عند الفرق الثاني $I(2)$.

3. ضبط عدد فترات الإبطاء المثلى لمتغيرات الدراسة:

في دراستنا هاته تم الاعتماد على مخرجات معيار akaike ، مع العلم أن هناك عدة معايير إحصائية أخرى لتحديد فترات الإبطاء، أين اختار لنا هذا المعيار أفضل 20 نموذج من أصل 12.500 نموذج، شكلت مدد الإبطاء (4, 1, 4, 4, 1, 1) عدد الفترات المثلى لمتغيرات الدراسة على التوالي: UNEMP, FII, GDP, INVEST, INF, EDUC؛ (أقل قيمة لمعيار AIC) مثلما يبينه الشكل أسفله.

الشكل رقم 4: فترات الإبطاء المثلى حسب معيار akaike



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج eviews12

4. تقدير النموذج وجودته:

مثلما يبينه الجدول أسفله، أكدت نتائج معامل R^2 و كذا إحصائية فيشر F أن البيانات التي تم جمعها لدراسة المتغيرات موثوقة وقوية، حيث بلغت قيمة معامل التحديد 0.952352 (95%)، وهي نسبة كبيرة ومهمة تمثل مدى قوة تأثير المتغيرات المدرجة في النموذج على معدل البطالة، وكذا إحصائية فيشر قدرت ب 0.0000، بقيمة معنوية أقل من 5%. فضلا عن ذلك، أن قيمة اختبار ديرين واطسون DW ظهرت بقيمة أكبر من قيمة معامل التحديد، حيث لا يتم الاعتماد عليها في نماذج الانحدار الذاتي VAR باعتبارها تشويش أبيض وتعتبر قيمة مضللة.



الجدول رقم 2: نتائج تقدير نموذج ARDL لنموذج الدراسة

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNEMP(-1)	0.406351	0.084845	4.777532	0.0000
FI	-0.046879	0.011847	-3.973737	0.0004
FI(-1)	0.019853	0.011895	1.659110	0.1024
GDP	-0.039866	0.011075	-3.599636	0.0008
GDP(-1)	0.005085	0.013602	0.373842	0.7104
GDP(-2)	-3.97E-12	0.013404	-2.98E-10	1.0000
GDP(-3)	9.34E-12	0.013404	6.96E-10	1.0000
GDP(-4)	-0.328975	0.054147	-6.075576	0.0000
EDUC	-1.949642	0.660425	-2.952097	0.0051
EDUC(-1)	-0.142097	0.808717	-0.175707	0.8613
EDUC(-2)	-2.07E-10	0.806585	-3.31E-10	1.0000
EDUC(-3)	9.40E-10	0.806585	1.17E-09	1.0000
EDUC(-4)	3.887181	0.817268	4.756309	0.0000
INF	0.073601	0.020475	3.594697	0.0008
INF(-1)	-0.047792	0.022185	-2.155208	0.0367
INVEST	-0.342414	0.088399	-3.873524	0.0004
INVEST(-1)	0.125007	0.100964	1.238136	0.2224
INVEST(-2)	5.03E-11	0.096847	5.19E-10	1.0000
INVEST(-3)	-5.21E-11	0.096847	-5.51E-10	1.0000
INVEST(-4)	-0.140780	0.075185	-1.872953	0.0672
C	2.608298	0.982660	2.654323	0.0111
R-squared	0.962352	Mean dependent var	2.406475	
Adjusted R-squared	0.930191	S.D. dependent var	0.125261	
S.E. of regression	0.033098	Akaike info criterion	-3.720252	
Sum squared resid	0.047099	Schwarz criterion	-3.011859	
Log likelihood	145.0481	Hannan-Quinn crit	-3.441184	
F-statistic	42.97351	Durbin-Watson stat	1.381261	
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12

للتأكد من جودة النموذج تم الاعتماد على الاختبارات التالية:

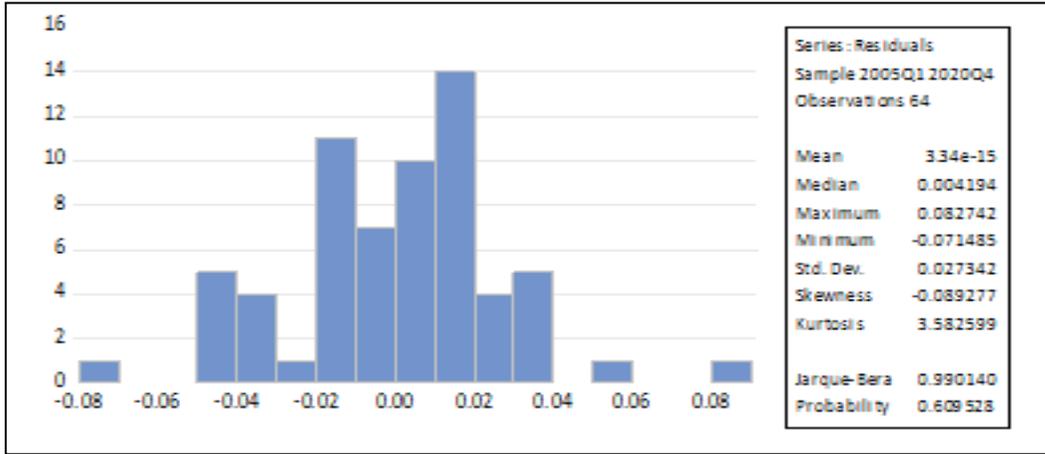
1.4 اختبار Heteroskedasticity Test: ARCH: أين بلغت قيمة $\text{Prob. Chi-Square}(1)$ 0.6116 وهي أكبر من 5% و بالتالي يتم قبول فرضية العدم H_0 القائلة بتجانس البواقي و عدم احتوائها اختلاف التباين.

2.4 اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: يظهر من الجدول أن قيمة $\text{Prob. Chi-Square}(2)$ تقدر بـ 0.4176 وهي أكبر من 5% ، و بالتالي قبول فرضية العدم H_0 القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء(البواقي غير مرتبطة ذاتياً)، ونرفض الفرضية البديلة القائلة بوجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

3.4 اختبار Jarque-Bera: فضلاً عن الاختبارين السابقين استخدمنا اختبار Jarque-Bera، مثلما يبينه الشكل رقم 4 ، وذلك للتأكد من أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي أم لا، حيث بلغت القيمة الاحتمالية للاختبار 0.609528 وهي أكبر من 5% ، و بالتالي سوف نقبل فرضية العدم H_0 القائلة بأن بواقي النموذج موزعة توزيعاً طبيعياً، ولا توجد مشكلة التوزيع الطبيعي.



الشكل رقم 5: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12

5. اختبار الحدود (Bounds Test) (التكامل المشترك):

يتضح من الجدول أسفله، أن القيمة الاحصائية F المحسوبة تقدر بـ 10.14736 وهي أكبر من الحدود العليا لقيم F الجدولية المقابلة لجميع المستويات المعنوية (10%، 5%، 1%)، مما يؤكد قبول الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، ورفض فرضية عدم التكامل المشترك بين المتغيرات الموجودة في النموذج.

الجدول رقم 3: نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام منهجية الحدود لنموذج ARDL

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	10.14736 5	10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15
		Asymptotic: n=1000		

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12

6. تقدير العلاقة قصيرة الأجل (نموذج تصحيح الخطأ):

من خلال الجدول رقم 4، نلاحظ أن نتائج تقدير أثر المتغيرات FII, GDP, EDUC, INF, INVEST على معدل البطالة (UNEMP) في الأجل القصير، تظهر أن جميع المتغيرات كانت ذات معنوية إحصائية أقل من 5%، مما يؤكد على وجود أثر لمتغيرات الدراسة على معدل البطالة في المدى القصير. أما بالنسبة لمعامل تصحيح الخطأ فقد كانت قيمته سالبة (-0.594649)، و معنوية (0.0000)، حيث يشير إلى العلاقة ما بين المدى الطويل و المدى القصير، ويترجم نسبة تعديل العلاقة في المدى القصير حتى تبقى متوازنة على المدى الطويل،



بمعنى انه تم تعديل الفترة السابقة بنسبة 59.46% سنويا حتى نصل إلى حالة التوازن. وهذا دليل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة.

الجدول رقم 4: تقدير نموذج تصحيح الخطأ و العلاقة قصيرة الاجل لنموذج ARDL

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(UNEMP)				
Selected Model: ARDL(1, 1, 4, 4, 1, 4)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 09/23/23 Time: 19:20				
Sample: 2004Q12020Q4				
Included observations: 64				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FII)	-0.045879	0.009510	-4.824305	0.0000
D(GDP)	-0.039866	0.009479	-4.205561	0.0001
D(GDP(-1))	0.328975	0.037628	8.742773	0.0000
D(GDP(-2))	0.328975	0.037628	8.742773	0.0000
D(GDP(-3))	0.328975	0.037628	8.742773	0.0000
D(EDUC)	-1.949642	0.591272	-3.297372	0.0020
D(EDUC(-1))	-3.887181	0.687111	-5.657284	0.0000
D(EDUC(-2))	-3.887181	0.687111	-5.657284	0.0000
D(EDUC(-3))	-3.887181	0.687111	-5.657284	0.0000
D(INF)	0.073601	0.017978	4.093904	0.0002
D(INVEST)	-0.342414	0.064889	-5.276934	0.0000
D(INVEST(-1))	0.140780	0.066033	2.131982	0.0388
D(INVEST(-2))	0.140780	0.066033	2.131982	0.0388
D(INVEST(-3))	0.140780	0.066033	2.131982	0.0388
CointEq(-1)*	-0.594649	0.066095	-8.996827	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews12.

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews12

7. تقدير العلاقة طويلة الأجل:

من خلال الجدول رقم 5، تظهر العلاقة طويلة الأجل لأثر الشمول المالي على معدل البطالة بقيمة سالبة ذات معنوية إحصائية أقل من 5%، حيث بلغت القيمة الاحتمالية 0.0112، أين نرفض الفرضية العدمية والتي تنص على عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، و نقبل الفرضية البديلة التي تؤكد على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين. أما عن المتغيرات الأخرى، نجد أنها الأخرى بعوامل سلبية و معنوية عند مستوى الدلالة 5% لكل من معدل النمو (GDP) والاستثمار (INVEST)، وبعوامل ايجابية ومعنوية بالنسبة لمستوى التعليم EDUC و التضخم INF عند مستوى الدلالة 5% و 10% على التوالي. مما يعبر على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين كل من متغيرات الدراسة مع المتغير التابع البطالة (UNEMP).

الجدول رقم 5: تقدير العلاقة طويلة الاجل لنموذج ARDL

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FII	-0.043766	0.016515	-2.650053	0.0112
GDP	-0.611715	0.092483	-6.614339	0.0000
EDUC	3.019332	0.598852	5.041871	0.0000
INF	0.043401	0.023986	1.809472	0.0774
INVEST	-0.602352	0.097549	-6.174855	0.0000
C	4.386283	1.417286	3.094847	0.0035

EC = UNEMP - (-0.0438*FII - 0.6117*GDP + 3.0193*EDUC + 0.0434*INF - 0.6024*INVEST + 4.3863)

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EViews12

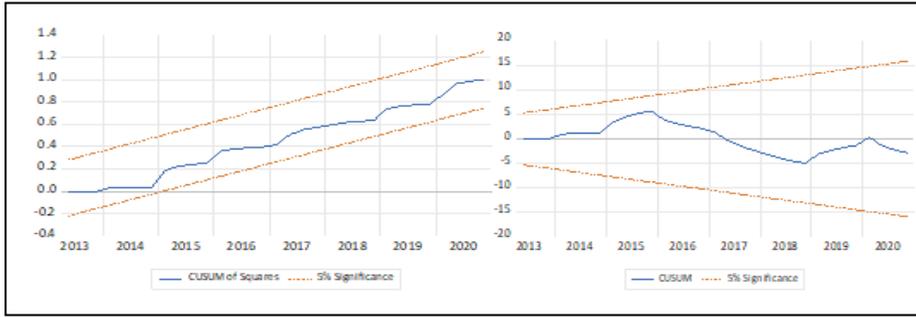


فالملاحظ أن مؤشر الشمول المالي له تأثير سلبي معنوي على معدل البطالة في المدى الطويل، حيث أن تغيير درجة الشمول المالي بنسبة 1% يؤدي إلى تغيير معدل البطالة بـ 4.37%، لتتجسد صحة النظريات والدراسات السابقة بخصوص العلاقة العكسية بين المتغيرين الشمول المالي والبطالة، سواء على مستوى المدى القصير أو المدى الطويل.

8. اختبار الاستقرار الهيكلي (السكون) لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL :

لاختبار الاستقرار الهيكلي للنموذج، تم استخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (Cusum)، واختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (Cusum Of Squares). فانطلاقاً من الشكلين رقم 6، يتضح أن قيم الخطأ لم تخرج عن حدود الثقة عند مستوى المعنوية 5% في كلا الاختبارين، ومن ثم يمكن استخدام النموذج في التنبؤ.

الشكل رقم 6: المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (cusum) و لمربعات البواقي المعاودة (cusum of squares)



المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews12

9. اختبار السببية (العلاقة قصيرة الأجل):

انطلاقاً من اختبار سببية غرانجر، أظهرت النتائج مثلما يبينه الجدول أسفله، أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه، تشير إلى أن البطالة تؤثر على مؤشر الشمول المالي، حيث كانت احتمالية إحصائية فيشر أقل من 5% (0.0143)، في حين أن مؤشر الشمول المالي ليس له علاقة سببية مع البطالة، أين ترجمتها احتمالية إحصائية فيشر بأقل من 5% (0.014). أما عن باقي متغيرات النموذج (متغيرات التحكم)، فقد أظهرت النتائج وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بينها وبين المتغير التابع (UNEMP).

الجدول رقم 6: اختبار سببية غرانجر Granger causality

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/28/23 Time: 15:38			
Sample: 2004Q1 2020Q4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FII does not Granger Cause UNEMP	66	0.04857	0.9526
UNEMP does not Granger Cause FII		4.55477	0.0143

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج Eviews12.



النتائج واختبار الفرضيات:

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر مؤشر الشمول المالي على معدل البطالة في الجزائر خلال الفترة 2004-2020؛ بداية بتكوين مؤشر الشمول المالي انطلاقاً من بعدي الإتاحة و الإستخدام، ليتم بعدها مباشرة الدراسة القياسية، و التي خلصت إلى مايلي:

- إن جميع اختبارات الجودة و التشخيص وغيرها من الاختبارات الأخرى، أثبتت أن النموذج القياسي المعتمد في الدراسة مقبول لدراسة العلاقة بين الشمول المالي والبطالة.

- أبرزت نتائج اختبار الحدود إلى وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، حيث أن قيمة F المحسوبة أكبر من الحدود العليا لقيم F الجدولية المقابلة لجميع المستويات المعنوية (10%، 5%، 1%).

- أن نتائج تقدير أثر المتغيرات FII, GDP, EDUC, INF, INVEST؛ على معدل البطالة (UNEMP) في الأجل القصير، تظهر أن جميع المتغيرات كانت ذات معنوية إحصائية أقل من 5%، مما يؤكد على وجود أثر لمتغيرات الدراسة على معدل البطالة في المدى القصير.

- وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين مؤشر الشمول المالي و معدل البطالة. أما عن المتغيرات الأخرى، نجدها هي الأخرى لها علاقة توازنية طويلة الأجل مع المتغير التابع (معدل البطالة)، تباينت من حيث الإشارة ومستوى الدلالة المعنوية.

- أن مؤشر الشمول المالي له تأثير سلبي معنوي على معدل البطالة في المدى القصير والطويل، حيث أن تغيير درجة الشمول المالي بنسبة 1% يؤدي إلى تغيير معدل البطالة بـ -4.59% في المدى القصير، و بـ -4.37% في المدى الطويل، لتتجسد بذلك صحة النظريات والدراسات السابقة بخصوص العلاقة العكسية بين المتغيرين الشمول المالي والبطالة، سواء على مستوى المدى القصير أو المدى الطويل.

- أن هناك علاقة سببية أحادية الاتجاه، تشير إلى أن البطالة تؤثر على مؤشر الشمول المالي، حيث كانت احتمالية إحصائية فيشر أقل من 5% (0.0143)، في حين أن مؤشر الشمول المالي ليس له علاقة سببية مع البطالة، أين ترجمتها احتمالية إحصائية فيشر بأقل من 5% (0.014). أما عن باقي متغيرات النموذج، فقد أظهرت النتائج، وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بينها و بين المتغير التابع (UNEMP).

في الختام، أظهرت الدراسة إلى وجود أثر ملحوظ لمؤشر الشمول المالي في تقليص معدل البطالة، وهذا ما يزيد من قناعتنا وتثميننا لتبني الدولة مسار تعزيز الشمول المالي، وسعيها إلى وصول الخدمات المالية والبنكية لجميع الأفراد والمؤسسات على اختلاف مستوياتهم الاجتماعية ومناطقهم الجغرافية، سواء من خلال الفروع البنكية أو من خلال ما توفره التكنولوجيا المالية.



قائمة المراجع:

- Alshyab, N., Sandr, S., & Daradkah, D. (2021). The effect of financial inclusion on unemployment reduction– evidence from non-oil producing Arab. *International Journal of Business Performance Management* , 22 (2/3), 100–116.
- Amakor, I. C., & Eneh, O. M. (2021). FINANCIAL INCLUSION AND UNEMPLOYMENT RATE IN NIGERIA. *International Journal of Research* , 8 (11).
- Amidzic, G., Massara, A., & Mialou, A. (2014). *Assessing Countries' Financial Inclusion Standing-a New Composite Index*. Washington, DC: IMF Working Papers.
- André, M., Goran, A., & Alexander, M. (2017). Assessing Countries' Financial Inclusion Standing-A New Composite Index. *Journal of Banking and Financial Economics* , 105-126.
- barajas, a., beck, t., belhaj, m., & ben naceur, s. (2020). *financial inclusion: what have we learned so far? what do we have to learn?* imf working paper.
- Cámara, N., & Tuesta, D. (2014). *Measuring Financial Inclusion: A Multidimensional Index*. BBVA Research Working Papers.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2022). *Global Findex Database 2021: Financial Inclusion, Digital Payments, and Resilience in the Age of COVID-19*. Washington, DC: World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2022). *Global Findex Database 2021: Financial Inclusion, Digital Payments, and Resilience in the Age of COVID-19*. Washington, DC: World Bank. .
- El-Bourainy, M., Salah, A., & ElSherif, M. (2021). The Impact of Financial Inclusion on Unemployment Rate in Developing Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues* , 11 (1), 79-93.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *The Journal of Political Economy* , 85 (3), 451-472.
- Gupte, R., Venkataramani, B., & Gupta, D. (2012). Computation of financial inclusion index for Indi. *Procedia Social and Behavioral Sciences* , 37, 133.149.
- Handson, B., Hlanganipai, N., & Fortune, H. (2016). The impact of economic growth on unemployment in South Africa:1994-2012. *Investment Management and Financial Innovations* , 13 (2), 246-255.
- Koketso, M. (2019). *Financial Inclusion and its Impact on Employment Creation in Botswana*. BIDPA Working Paper , Botswana Institute for Development Policy Analysis.
- Koketso, M. (2019). *Financial Inclusion and its Impact on Employment Creation in Botswana*. BIDPA Working Paper , Botswana Institute for Development Policy Analysis.
- Levine, L. (2013). *Economic Growth and the Unemployment Rate*. Congressional Research Service.
- 16-m.sylvina, p.-a., & angel L, m.-r. (2019). Self-employment and the Okun's law. *Economic Modelling* , 77, 253-265.



- Martin F. J, P. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates. *The Review of Economics and Statistics* , 75 (2), 331-336.
- McKinnon, R. I. (1973). Money and Capital in Economic Development. *Washington D.C.: Brookings Institution* .
- Moore, D., Niazi, Z., Rebecca, R., & Kramer, B. (2019). *Building Resilience through Financial Inclusion: A Review of Existing Evidence and Knowledge Gaps*. Financial Inclusion Program, Innovations for Poverty Action, Washington, DC.
- organisationdesnationsunies. (2006). *Construire des secteurs financiers accessibles à tous*. new york: onu.
- Park, C., & Mercado, R. (2018). *Financial Inclusion: New Measurement and Cross-country Impact Assessment*. Philippines: ADB Economics Working Paper Series (No. 539).
- 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.
- Sarma, M. (2008, 6). Index of Financial Inclusion. *WORKING PAPER N°215* , 1-26. Indian council for research on international economic relations.
- Shaw, E. S. (1973). Financial Deepening in Economic Development. *New York: Oxford University Press* .
- The Secretariat of the Council of Arab, C. B. (2021, april 27). arab financial inclusion day. bank of algeria.
- The Secretariat of the Council of Arab, C. B. (2021, april 27). arab financial inclusion day. bank of algeria.
- the United Nations;. (september 2018). IGNITING SDG PROGRESS through digital financial inclusion.
- Tuğba, D., & Yılmaz, A. (2020). Relationship between Economic Growth, Unemployment, Inflation and Current Account Balance: Theory and Case of Turkey. *IntechOpen Journals* .
- Yorulmaz, R. (2016). Construction of a financial inclusion index for the member and candidate countries of the European Union. *Sayıştay Dergisi* , 102, 91-106.
- Yorulmaz, R. (2016). Construction of a Financial Inclusion Index for The Member and Candidate Countries of the European Union. *sayıstay dergisi* (102), 91-106.
- اسمهان بقبق. (2022). أثر الشمول المالي المصرفي على النمو الاقتصادي ، البطالة و الفقر في الجزائر دراسة قياسية (2004-2020). *مجلة اقتصاديات شمال افريقيا* ، 161-182.
- الوزني خالد، و الرفاعي احمد. (2006). *مبادئ الاقتصاد الكلي بين النظرية والتطبيق*. عمان، دار وائل للنشر.
- حلمي ج. (2008). *الابعاد الاجتماعية لمشكلة البطالة في المجتمع المصري، تداعياتها و اساليب مواجهتها*: رؤية مستقبلية. مصر: عين الشمس.
- سيد م. ا. & .، عبد الوهاب بن. (2008). *النظرية الاقتصادية الكلية*. الاسكندرية، مصر: الدار الجامعية.
- محمود ح. ا.، ابراهيم م. خ & .، نضال ع. ع. (2020). *مبادئ علم الاقتصاد*. دار المسيرة للطباعة.
- نجيم بن منصور. (2022). اثر الشمول المالي على النمو الاقتصادي في دول شمال افريقيا: دراسة قياسية تحليلية خلال الفترة 2004-2019. *مجلة اقتصاديات شمال افريقيا* ، 18 (1)، 257-274.



الملاحق:

الملحق رقم 1: تحليل المركبات الأساسية لبعدها الاتاحة

Eigenvalues: (Sum = 4, Average = 1)					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	3.758840	3.532697	0.9400	3.758840	0.9400
2	0.227143	0.214742	0.0568	3.986983	0.9967
3	0.012400	0.011784	0.0031	3.999383	0.9998
4	0.000817	---	0.0002	4.000000	1.0000

Eigenvectors (loadings):				
Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
NBB	0.470784	0.855881	0.170989	0.130289
NBBKM	0.813228	-0.078478	-0.811822	-0.267487
ATM	0.508426	-0.288260	0.546820	-0.583138
ATMKM	0.505415	-0.414700	0.113654	0.748105

Ordinary correlations:				
	NBB	NBBKM	ATM	ATMKM
NBB	1.000000			
NBBKM	0.891262	1.000000		
ATM	0.844871	0.983011	1.000000	
ATMKM	0.814324	0.981497	0.998737	1.000000

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12

الملحق رقم 2: تحليل المركبات الأساسية لبعدها الاستخدام

Eigenvalues: (Sum = 4, Average = 1)					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	2.895048	2.218119	0.7238	2.895048	0.7238
2	0.676928	0.376681	0.1692	3.571976	0.8930
3	0.300247	0.172470	0.0751	3.872223	0.9681
4	0.127777	---	0.0319	4.000000	1.0000

Eigenvectors (loadings):				
Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
OLCB	0.539129	0.340767	0.154552	-0.754541
ODCB	0.487214	0.610929	-0.245247	0.573796
NLACC	0.501135	-0.415173	0.692063	0.312320
NDACC	-0.469922	0.581613	0.661072	0.062311

Ordinary correlations:				
	OLCB	ODCB	NLACC	NDACC
OLCB	1.000000			
ODCB	0.834870	1.000000		
NLACC	0.688408	0.507098	1.000000	
NDACC	-0.574624	-0.466408	-0.705374	1.000000

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12

الملحق رقم 3: تحليل المركبات الأساسية لمؤشر الشمول المالي

Eigenvalues: (Sum = 2, Average = 1)					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	1.900795	1.801589	0.9504	1.900795	0.9504
2	0.099205	---	0.0498	2.000000	1.0000

Eigenvectors (loadings):		
Variable	PC 1	PC 2
D2	0.707107	-0.707107
D1	0.707107	0.707107

Ordinary correlations:		
	D2	D1
D2	1.000000	
D1	0.900795	1.000000

المصدر: من إعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج eviews12