أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر: دراسة قياسية في ضوء الإنفاق الاستهلاكي للأسر خلال الفترة (2004-2023)

أسماء محمد حافظ عبد الحميد [1]

ملخص

يهدف هذا البحث إلى دراسة أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر، وذلك بالاعتماد على منهجية اختبار الحدود (The Bound Testing Approach)، وباستخدام نموذج (Augmented ARDL) واستندت الدراسة إلى سلسلة زمنية سنوية تغطي الفترة (2004-2023)، حيث تم استخدام عدد فروع البنوك التجارية (لكل 1000 بالغ) كمؤشر للشمول المالي، إلى جانب عدد من المتغيرات الضابطة في النموذج، وهي: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة. كما استخدمت الدراسة معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية كمؤشر للرفاهية الاقتصادية. وأظهرت نتائج التقدير في الأجل الطويل وجود أثر سلبي ذو دلالة إحصائية لكل من عدد فروع البنوك التجارية، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة على معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية، وهو ما يشير إلى أن الشمول المالي في مصر لم يسهم في تحسين مستويات الرفاهية الاقتصادية. ويُعزى ذلك إلى ضعف اندماج الفئات المهمشة في النظام المالي، واتساع فجوة توزيع الدخول، وارتفاع معدلات التضخم والبطالة، مما أسهم في تقويض الأثر الإيجابي المحتمل للنمو الاقتصادي على مستويات معيشة الأسر. وعليه، توصي الدراسة بضرورة تهيئة بيئة اقتصادية مواتية تُعزز من فاعلية برامج الشمول المالي، وذلك من خلال معالجة التحديات الهيكلية، وتوسيع نطاق الوصول إلى الخدمات المالية للفئات المهمشة، بما يُسهم في تحقيق رفاهية اقتصادية أكثر شمولًا واستدامة.

الكلمات المفتاحية: الشمول المالي، الرفاهية الاقتصادية، مصر، نموذج "Augmented ARDL".

[1] مدرس الاقتصاد – كلية التجارة –جامعة المنصورة.

The Impact of Financial Inclusion on Economic Welfare in Egypt: An Empirical Study in Light of Household Consumption Expenditure During the Period (2004–2023)

Abstract

The purpose of this paper is to study the impact of financial inclusion on economic welfare in Egypt using the Bound Testing Approach and the Augmented ARDL model. The empirical analysis is based on annual time series data covering the period from 2004 to 2023. Financial inclusion is measured by the number of commercial bank branches per 1,000 adults along with several key control variables: real GDP growth rate, inflation rate, and unemployment rate. Economic is measured by the growth rate of per capita household final consumption expenditure. The long-term estimation results showed a statistically significant negative impact of the number of commercial bank branches, the real GDP growth rate, the inflation rate, and the unemployment rate on the per capita growth rate of final household consumption expenditures, indicating that financial inclusion in Egypt has not contributed to enhancing economic welfare. These results are attributed to the poor integration of marginalized groups into the financial system, widening income inequality, and high rates of inflation and unemployment—all of which have contributed to undermining the potential benefits of economic growth in improving household welfare. Accordingly, the study recommends the need for creating an enabling a favorable economic environment that allows for the effective realization of financial inclusion benefits. This entails addressing structural challenges and expanding access to financial services for marginalized groups, thus ultimately fostering more inclusive and sustainable economic welfare.

Keywords: Financial Inclusion, Economic Welfare, Egypt, Augmented ARDL Model.

مقدمة:

يُعد الشمول المالي من المفاهيم الاقتصادية الحديثة التي اكتسبت أهمية متزايدة في العقود الأخيرة، نظرًا لدوره المحوري في إدارة السياسة النقدية بكفاءة. وقد أثبتت التجارب الدولية أن الشمول المالي يعد أداة فعالة لزيادة الرفاهية الاقتصادية. ويُقصد بالشمول المالي زيادة نسبة التعاملات المالية التي تتم داخل الجهاز المصرفي من خلال التعاملات البنكية إلى جملة التعاملات المالية التي تتم في الاقتصاد القومي (Hassouba, 2025). وتُعد مؤشرات الشمول المالي أدوات تحليلية أساسية لفهم مدى تكامل الأفراد والمنشآت في النظام المالي الرسمي، ويُصنف البنك الدولي هذه المؤشرات إلى نوعين رئيسيين أولهما مؤشرات من جانب الطلب (Demand-side indicators) وثانيهما مؤشرات من جانب العرض (Supply-side indicators) (World Bank, 2025).

وتعكس مؤشرات جانب الطلب سلوك الأفراد واستخدامهم الفعلي للخدمات المالية، وهو ما تُوثّقه قاعدة بيانات المؤشرات العالمية للشمول المالي (Global Findex Database) التي يصدرها البنك الدولي كل ثلاث سنوات، وتشمل مؤشرات مثل: نسبة البالغين الذين يمتلكون حسابًا مصرفيًا، واستخدام أدوات الادخار الرسمي، والحصول على القروض من مؤسسات مالية، ومدى استخدام المدفوعات الرقمية. وتُعد هذه المؤشرات ذات بعد اجتماعي واقتصادي، حيث تُظهر الفجوات بين الجنسين، وبين الشرائح الدخلية والمناطق الجغرافية المختلفة (World Bank, 2025).

أما مؤشرات جانب العرض، فتعكس مدى توافر البنية التحتية المالية، ويتم الحصول عليها من الجهات الرقابية كالبنوك المركزية، وتُجمع عبر قواعد بيانات مثل استقصاء الوصول المالي Financial Access Survey (FAS) الصادرة عن صندوق النقد الدولي، وقاعدة بيانات التنمية المالية العالمية Global

Financial Development الصادرة عن البنك الدولي. وتشمل هذه المؤشرات: عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ، وعدد أجهزة الصراف الآلي، وعدد الحسابات المفتوحة لدى المؤسسات المالية الرسمية. وتهدف هذه المؤشرات إلى تقييم قدرة النظام المالي على توفير الخدمات، بصرف النظر عن مدى استخدامها فعليًا من قبل السكان (World Bank, 2025).

وفي هذا السياق، تُعد الرفاهية الاقتصادية أحد الأهداف الجوهرية التي تسعى السياسات الاقتصادية إلى تحقيقها، كونها تُعبر عن رفاهية الأفراد في الأجل الطويل، ويشمل ذلك استدامة الدخل، وتوفير الفرص الاقتصادية المتساوية، وتحقيق التوازن بين النمو الاقتصادي وتقليل الفوارق الاقتصادية بين الأفراد والجماعات المختلفة في المجتمع. ويتطلب تحقيق رفاهية اقتصادية بيئة اقتصادية مستدامة، وتوافر خدمات مالية واجتماعية تسهم في تحسين الظروف المعيشية (Eurostat, 2023) ؛ (OECD, 2024).

ويرتبط الشمول المالي بالرفاهية الاقتصادية من خلال عدة قنوات مباشرة وغير مباشرة؛ فتمكين الأفراد من الوصول إلى خدمات مالية بطريقة تضمن الكفاءة والعدالة يساهم في رفع قدراتهم الإنتاجية، وتحقيق الاستقلال المالي، وزيادة فرص التعليم والرعاية الصحية، وتحسين الانفاق الاستهلاكي، وكلها أبعاد أساسية في مفهوم الرفاهية. كما يُحد تعزيز الشمول المالي من الاعتماد على الاقتصاد غير الرسمي، مما يدعم الشفافية ويُحسّن من فعالية السياسات الاقتصادية (Nyrako et al., 2022) ؛ (Kumar & Jie, 2023).

وأظهرت العديد من التجارب الدولية أن الدول التي نجحت في توسيع قاعدة الشمول المالي بشكل فعّال، شهدت تحسنًا ملحوظًا في مؤشرات الرفاهية الاقتصادية، خاصة في الطبقات الفقيرة والهشة اقتصاديًا (Kumar & Jie, 2023). وبالتالي، يُعتبر فهم وتحليل أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية

في السياق المصري أمرًا ضروريًا لصياغة سياسات نقدية ومالية أكثر عدالة وفاعلية، تساهم في تحقيق الأهداف التنموية الشاملة.

وعلى الرغم من الجهود المتزايدة التي تبذلها الدولة المصرية لتعزيز الشمول المالي كأداة لدعم الاستقرار الاقتصادي والاجتماعي، لا تزال هناك مؤشرات على ضعف الأثر الفعلي لهذا الشمول على الرفاهية الاقتصادية للأفراد، وهو ما يتجلى في استمرار التفاوت في توزيع الدخول وانخفاض مستويات الإنفاق الاستهلاكي خاصة في الفئات محدودة الدخل. وقد تفاقمت هذه الإشكالية في ظل الأزمات الاقتصادية المتتالية التي أثرت على أنماط الإنفاق الاستهلاكي للأسر. ومن هنا، تتمثل **مشكلة البحث** في التساؤل الرئيسي الآتي: ما أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة (2004–2023)، باستخدام معدل نمو نصيب الفرد من الإنفاق الاستهلاكي كأحد مؤشرات الرفاهية؟

وتم اختيار معدل نمو نصيب الفرد من الإنفاق الاستهلاكي كمؤشر لقياس الرفاهية الاقتصادية لكونه يُعبّر بشكل مباشر عن قدرة الأفراد على تلبية احتياجاتهم الاستهلاكية الأساسية والكمالية، وبالتالي يعكس مستوى المعيشة الحقيقي لهم. ويتميز هذا المؤشر بقدرته على تتبع التغيرات الديناميكية في الرفاهية الاقتصادية للفرد عبر الزمن، تأثرًا بالمتغيرات الاقتصادية الكلية مثل معدل النمو الاقتصادي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة. كما يعكس هذا المؤشر التحسن في الجوانب الاجتماعية والتعليمية والصحية المرتبطة بمستوى الرفاهية، مما يجعله مقياسًا شاملًا للرفاهية الاقتصادية في المجتمع. ويُعد من المؤشرات المعتمدة في التحليل الاقتصادي لما يتسم به من سهولة القياس، وتوافر البيانات، وارتباطه الوثيق بأهداف سياسات الشمول المالي الهادفة إلى تحسين مستويات المعيشة وتحقيق العدالة الاقتصادية (Faton & Chabossou, 2024).

وفي هذا الإطار، يكتسب **البحث أهميته** من تركيزه على أبرز التحديات التنموية في الاقتصاد المصري، وهو تعزيز الرفاهية الاقتصادية من خلال أداة حديثة وفعالة، وهي الشمول المالي. إذ يُتوقع أن يؤدي توسيع قاعدة الشمول المالي إلى زيادة الرفاهية الاقتصادية ورفع مستوى معيشة الأفراد في الدولة وذلك من خلال تحفيز الإنفاق الاستهلاكي، وتمكين الأفراد من الوصول إلى أدوات الادخار والتمويل.

وبناءً على ما سبق، **تتمثل فرضية البحث فيما يلي:**

H1 : يوجد أثر إيجابي ذو دلالة إحصائية للشمول المالي علي الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة محل الدراسة.

أما عن **منهجية البحث** فتشمل المنهج الاستنباطي في بناء الإطار النظري، حيث تم استعراض الأدبيات الاقتصادية والنظرية المتعلقة بالشمول المالي والرفاهية الاقتصادية، وتحليل نتائج الدراسات السابقة لاستنباط العلاقة المفترضة بين الشمول المالي والرفاهية الاقتصادية. كما تم توظيف المنهج الاستقرائي عند تحليل النتائج التطبيقية وتفسيرها في ضوء الواقع المصري، وعند تعميم نتائج الدراسة على نطاق أوسع، خاصة في حال تطبيق التحليل على عينة من فروع البنوك التجارية كمؤشر على الشمول المالي. وبالإضافة إلى ذلك، تم استخدام المنهج الكمي القياسي من خلال نموذج "Augmented ARDL" لقياس أثر الشمول المالي والمتغيرات الاقتصادية الكلية الأخرى (مثل النمو الاقتصادي والتضخم والبطالة) على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة (2004–2023)، باستخدام بيانات سنوية تم الحصول عليها من قاعدة بيانات البنك الدولي.

وتتمثل **مساهمة البحث** في (1) أن الدراسة تستخدم إطارًا قياسيًا لقياس أثر الشمول المالي علي الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة (2004–2023)، وهي فترة اتسمت بتحولات اقتصادية وسياسية ومصرفية كبيرة أثّرت بعمق

على مسارات المتغيرين، مما يجعلها إطارًا زمنيًا مناسبًا لاختبار الأثر محل الدراسة (2) أن الدراسة توظف مجموعة من المتغيرات الضابطة، تشمل معدل النمو الاقتصادي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة، إلى جانب مؤشر الشمول المالي، بما يتيح تحليلًا أكثر شمولًا للأثر المتداخل لهذه المتغيرات على الرفاهية الاقتصادية. (3) أن الدراسة تعتمد على نموذج "Augmented ARDL" مما يتيح تحديد الأثر بين المتغيرات محل الدراسة في الأجلين القصير والطويل بدقة، وهو ما يُعد تطورًا مهمًا مقارنة بالدراسات التي تكتفي بالتحليل الوصفي أو العلاقات الثابتة.

ولتحقيق أهداف الدراسة والإجابة على تساؤلاتها، تم تقسيمها إلى أربعة محاور رئيسية بجانب مقدمة الدراسة وهي: **أولاً:** عرض تطور الشمول المالي والرفاهية الاقتصادية في مصر. **ثانياً:** عرض الأدبيات الاقتصادية لتوضيح أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية. **ثالثاً:** عرض الدراسة القياسية لتقدير أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال السنوات (2004–2023) باستخدام نموذج "Augmented ARDL"، **رابعاً:** عرض نتائج وتوصيات الدراسة.

أولاً: تطور الشمول المالي والرفاهية الاقتصادية في مصر خلال فترة الدراسة:

مر الشمول المالي في مصر مر خلال الفترة (2004–2023) بعدة مراحل متميزة، تعكس توجه الدولة المتصاعد نحو دمج الفئات غير المشمولة ماليًا ضمن النظام المصرفي الرسمي. وتمثل المرحلة الأولى (2004–2010) نقطة انطلاق نحو تطوير القطاع المصرفي، حيث شرعت الدولة في تنفيذ برنامج إصلاح مصرفي شامل بدأ في عام 2004، استهدف إعادة هيكلة البنوك العامة، وخصخصة بعض البنوك المشتركة، وتعزيز كفاءة الإشراف والرقابة (International Monetary Fund, 2010).

وعلى الرغم من أن مفهوم "الشمول المالي" لم يكن حاضرًا آنذاك بشكل صريح في الخطاب الاقتصادي الرسمي، فإن بعض المؤشرات المرتبطة به شهدت

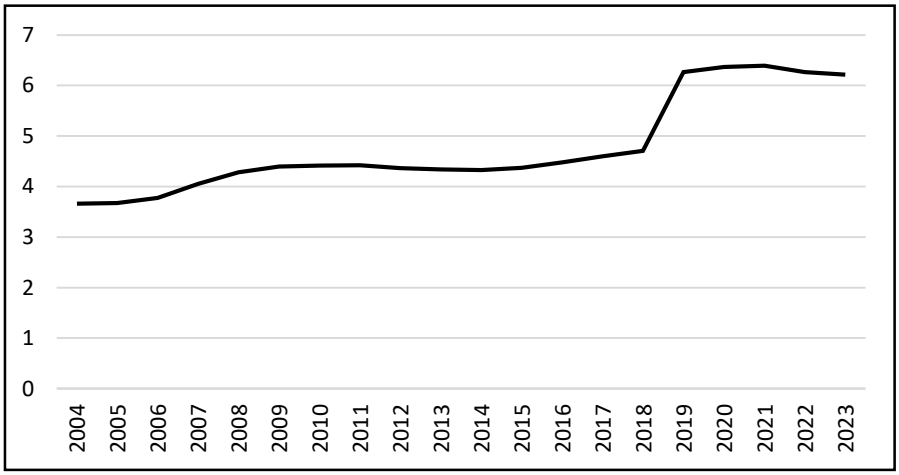
تحسنًا تدريجيًا يعكس إدراكًا متزايدًا من جانب الدولة لأهمية توسيع قاعدة المشاركة المالية (International Monetary Fund, 2010). ويتجلى ذلك في تطور مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ، الذي يُعد أحد أبرز مؤشرات جانب العرض في الشمول المالي، لما يعكسه من قدرة النظام المصرفي على الوصول الجغرافي إلى المواطنين، وهو جانب محوري في بيئة تتسم بتفاوتات مكانية واضحة كما في الحالة المصرية (World Bank, 2023).

ورغم توافر مؤشرات عديدة تعكس جانب الطلب – مثل نسبة امتلاك الأفراد لحسابات مصرفية أو استخدامهم لتطبيقات الدفع الإلكتروني – فقد ارتكز التحليل في هذا البحث على مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ تحديدًا كأحد مؤشرات جانب العرض لما يتمتع به من دلالة هيكلية ومؤسسية، باعتباره مؤشرًا مباشرًا على جاهزية الجهاز المصرفي لتقديم الخدمات المالية بشكل منظم وفعّال. ففي حين تعبّر مؤشرات الطلب عن سلوك الأفراد وتفضيلاتهم، والتي قد تتأثر بعوامل ثقافية أو اجتماعية أو رقمية، يعكس هذا المؤشر التزام الدولة والمؤسسات المالية بتوسيع البنية التحتية اللازمة لتفعيل الشمول المالي، وهو ما يُعد شرطًا أساسيًا لنجاح أي جهود لاحقة لتحفيز الطلب (Sarma, 2012).

وقد ارتفع مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ من نحو 3.66 فرعًا في عام 2004 إلى 4.42 فرعًا في عام 2010، كما هو موضح في الشكل (1) التالي، مما يشير إلى تحسن نسبي في قدرة القطاع المصرفي على التوسع الجغرافي وتقديم الخدمات المالية لشرائح أوسع من السكان، حتى وإن لم يكن المفهوم الشامل للشمول المالي قد طُرح بعد كأولوية على أجندة السياسات الاقتصادية. ويُعزى هذا التحسن إلى تطور البنية التحتية المالية، وزيادة اهتمام الدولة بتحقيق الاستقرار المالي، مما خلق مناخًا ملائمًا لتوسيع النشاط المصرفي، وإتاحة الفرصة أمام مزيد من المواطنين للانخراط في النظام المالي الرسمي، حتى

وإن كان بشكل غير مباشر أو محدود في بدايته (International Monetary Fund, 2010).

شكل (1) تطور عدد فروع البنوك التجارية (لكل 1000 بالغ) في مصر خلال الفترة (2004–2023)



المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي، 2025.

وجاءت المرحلة الثانية (2011–2015) في ظل اضطرابات سياسية واقتصادية واسعة أعقبت ثورتي 2011 و2013، وما تبعها من تغيّرات في بنية الدولة ومؤسساتها بشكل كبير. وقد انعكست هذه التحولات بشكل واضح على أداء القطاع المصرفي، حيث سادت حالة من الحذر الاستثماري، وتراجعت قدرة البنوك على التوسع الجغرافي، نتيجةً للبيئة غير المستقرة وتزايد المخاطر الاقتصادية والسياسية (Herrera & Youssef, 2013) ؛ (Khan & Milier, 2016).

وفي هذا السياق، شهد الشمول المالي حالة من الركود النسبي، تجلت في ثبات مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ بل وانخفاضه الطفيف، حيث بلغ 4.41 في عام 2011 وتراجع إلى 4.37 في عام 2015، كما يتضح من شكل (1) السابق. ويعكس هذا التراجع الطفيف حالة من الجمود في توسع

الخدمات المصرفية، وتراجع زخم إصلاح القطاع المالي، مما حدّ من قدرة الجهاز المصرفي على استقطاب شرائح جديدة من السكان إلى النظام المالي الرسمي. وجدير بالذكر أن هذه المرحلة اتسمت بأولوية الحفاظ على الاستقرار المؤسسي والاقتصادي أكثر من دفع عجلة التوسع المالي، وهو ما جعل جهود الشمول المالي تتراجع إلى الخلفية في السياسات الاقتصادية (Herrera & Youssef, 2013) ؛ (Khan & Milier, 2016).

أما عن المرحلة الثالثة (2016–2023) فتمثل نقطة تحول محورية في مسار الشمول المالي في مصر، حيث انتقل الخطاب الاقتصادي من مجرد تحسين البنية التحتية المصرفية إلى تبنّي نهج استراتيجي شامل لتوسيع قاعدة الشمول المالي. فقد شهدت الفترة إطلاق المجلس القومي للمدفوعات عام 2017 بقرار من رئيس الجمهورية، وهو ما عكس التزامًا سياسيًا عالي المستوى بدعم التحول الرقمي في القطاع المالي (Alex Bank report on FI, 2017). كما تم اعتماد استراتيجية وطنية للشمول المالي من قبل البنك المركزي، تضمنت آليات واضحة لزيادة معدلات فتح الحسابات، وتوسيع استخدام محافظ الهاتف المحمول، وتعزيز منظومة الدفع الإلكتروني (Hassouba, 2025).

وقد انعكست هذه الجهود المؤسسية في تحسن ملحوظ لمؤشرات الشمول المالي، إذ ارتفع مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ من 4.48 عام 2016 إلى 6.21 عام 2023، كما يتضح من الشكل (1) السابق. ويُلاحظ حدوث طفرة نوعية في المؤشر خلال عام 2020 تحديدًا حيث بلغ 6.37، وهو ما يمكن تفسيره بتأثير جائحة كوفيد–19، التي دفعت نحو تسريع وتيرة التحول إلى الخدمات المالية الرقمية كبديل آمن وفعال للتعاملات النقدية المباشرة (Amer, 2022). وأطلق البنك المركزي المصري استراتيجيته للشمول المالي (2022–2025)، وهي خطة تنمية وطنية تُركز على توسيع نطاق الوصول إلى الخدمات المالية، وتطوير

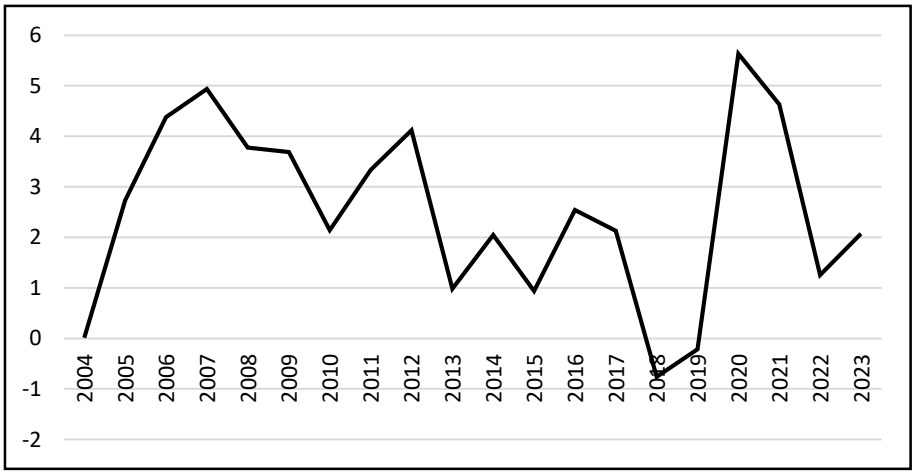
الثقافة المالية، وتسهيل طرح منتجات مالية مبتكرة تُلبي احتياجات المستهلكين والشركات متناهية الصغر والصغيرة والمتوسطة. وقد وفّر هذا التحول بيئة خصبة لدمج فئات جديدة في النظام المالي الرسمي، لاسيما في المناطق الريفية والمهمشة. وبالتالي، يُمكن القول إن هذه المرحلة اتسمت بوضوح الرؤية، وتكامل السياسات، واستخدام أدوات رقمية مبتكرة ساهمت في رفع كفاءة منظومة الشمول المالي، ليس فقط من حيث الانتشار الجغرافي، ولكن أيضًا من حيث التنوع في المنتجات المالية المتاحة (Central Bank of Eygpt, 2022).

وإجمالاً، يمكن القول أن مؤشر الشمول المالي في مصر – وفقًا لعدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ – قد شهد مسارًا تصاعديًا نسبيًا رغم بعض فترات التباطؤ، حيث ارتفع من 3.66 في عام 2004 إلى 6.21 في عام 2023. ويُعزى هذا النمو في مجمله إلى التحولات الهيكلية في الجهاز المصرفي، وتبني الدولة سياسات واضحة لتعزيز الشمول المالي، خاصة في المرحلة الأخيرة التي تميزت بالتحول الرقمي وتوسيع قاعدة الخدمات المصرفية. وهو ما يعكس تطورًا تدريجيًا في قدرة القطاع المالي على استيعاب شرائح أوسع من السكان، بما يعزز من فرص النمو الاقتصادي والدمج الاجتماعي على المدى الطويل.

أما فيما يتعلق بتطور الرفاهية الاقتصادية في مصر، والتي تم التعبير عنها من خلال معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية، فيُلاحظ أن هذا المؤشر قد شهد تذبذبات واضحة خلال الفترة (2004–2023)، كما يتضح في الشكل (2) التالي. وتعكس هذه التذبذبات مدى تأثر الإنفاق الاستهلاكي بالمتغيرات الاقتصادية الكلية والتحولات السياسية التي مرت بها الدولة، بما في ذلك مراحل الإصلاح الاقتصادي، والتغيرات في أسعار الصرف، والأزمات العالمية مثل الأزمة المالية العالمية (2008–2009) وجائحة كوفيد–19 عام 2020، فضلًا عن تداعيات الأزمات الجيوسياسية الإقليمية. وتشير هذه التغيرات

إلى الطبيعة الديناميكية للإنفاق الاستهلاكي في مصر، ومدى حساسيته للتقلبات الاقتصادية، وهو ما يجعل هذا المؤشر أداة مناسبة لرصد التغيرات في مستوى الرفاهية الاقتصادية خلال فترة الدراسة.

شكل (2) تطور معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية في مصر خلال الفترة (2004–2023)



المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات البنك الدولي، 2025.

ويمكن تقسيم التحليل إلى ثلاث مراحل، تبدأ بالمرحلة الأولى خلال الفترة (2004–2010)، وقد شهدت هذه المرحلة كما يتضح من شكل (2) السابق اتجاهًا تصاعديًا نسبيًا في بدايتها في معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية. فقد بدأ المؤشر بنمو طفيف في عام 2004، إذ بلغ نحو 0.01%، ثم سجل قفزة ملحوظة خلال الفترة (2005–2007)، ليبلغ ذروته عند نحو 5% تقريبًا في عام 2007. ويُعزى هذا التحسن إلى فترة من الاستقرار الاقتصادي النسبي، وارتفاع معدلات النمو الاقتصادي الكلي، فضلًا عن استفادة الإنفاق الاستهلاكي من تحسّن الدخول وزيادة التوظيف. إلا أنه اتخذ اتجاهاً تنازلياً

تأثراً بالأزمة المالية العالمية (2008–2009) ليصل إلى 2.14% عام 2010 مقابل 5% عام 2007.

ويمكن تقسيم التحليل إلى ثلاث مراحل، تبدأ بالمرحلة الأولى خلال الفترة (2004–2010)، وقد شهدت هذه المرحلة اتجاهًا تصاعديًا نسبيًا في بدايتها في معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية كما يتضح من شكل (2) السابق. فقد بدأ المؤشر بنمو طفيف في عام 2004، إذ بلغ نحو 0.01%، ثم سجل قفزة ملحوظة خلال الفترة (2005–2007)، ليبلغ ذروته عند نحو 5% تقريبًا في عام 2007. ويُعزى هذا التحسن إلى فترة من الاستقرار الاقتصادي النسبي، وارتفاع معدلات النمو الاقتصادي الكلي، فضلًا عن استفادة الإنفاق الاستهلاكي من تحسّن الدخول وزيادة التوظيف. إلا أنه اتخذ اتجاهاً تنازلياً تأثراً بالأزمة المالية العالمية (2008–2009) ليصل إلى 2.14% عام 2010 مقابل 5% عام 2007.

أما عن المرحلة الثانية (2011–2015) فتتميز بحالة من التذبذب وعدم الاستقرار في معدل نمو نصيب الفرد من الإنفاق الاستهلاكي كما يتضح من شكل (2) السابق، وهى نتيجة مباشرة للاضطرابات السياسية والاقتصادية التي شهدتها مصر بعد ثورتي 2011 و2013. فقد تراجع المؤشر بشكل ملحوظ في 2013 ليبلغ نحو 0.98% فقط، ثم واصل التراجع الحاد في 2015 ليسجل 0.94%، وذلك رغم التحسن النسبي الذي شهده في عام 2014، إذ بلغ 2.05%. ويعكس هذا المسار تأثر مستويات الرفاهية الاقتصادية خلال هذه الفترة بانخفاض معدلات التشغيل، وارتفاع معدلات التضخم، وتراجع النشاط الاقتصادي العام نتيجة لحدوث ثورتي 2011 و2013 (Abdou & Zaazou, 2013).

وأخيراً المرحلة الثالثة (2016–2023) التي تعتبر أكثر الفترات تقلبًا في مؤشر الرفاهية الاقتصادية، حيث تأثرت بشكل مباشر بتنفيذ برنامج الإصلاح

الاقتصادي الذي بدأ عام 2016، والذي شمل تحرير سعر الصرف وتخفيض دعم الطاقة (World Bank, 2016)، ما انعكس في البداية على تراجع حاد في المؤشر وصل إلى مستويات سالبة بلغت 0.76%- في 2018، و0.21%- في 2019 كما يتضح من شكل (2) السابق، وهي أدنى مستويات وصل إليها المؤشر خلال فترة الدراسة. إلا أن المؤشر شهد قفزة استثنائية في عام 2020 ليصل إلى 5.63%، ويُرجح أن يكون ذلك نتيجة تعافي جزئي في الدخول وتحسن بعض المؤشرات الاقتصادية الكلية. ومع ذلك، فإن هذا المؤشر اتخذ اتجاهاً تنازلياً خلال السنوات (2020–2022) ليصل إلى 1.26% عام 2022 مقابل 5.64% عام 2020، وذلك على خلفية تأثيرات جائحة كوفيد–19 التي حدث عام 2020، ثم سجل المؤشر تحسنًا طفيفًا في 2023 ليبلغ 2.07%، وإجمالاً تشير هذه المرحلة إلى هشاشة التحسن في مستويات الرفاهية وذلك نتيجة تعرض الاقتصاد المصري لعدة تحديات اجتماعية واقتصادية.

بوجه عام، يُظهر تطور معدل نمو نصيب الفرد من الإنفاق الاستهلاكي النهائي للأسر في مصر خلال الفترة (2004–2023) مسارًا غير مستقر، يتأثر بشكل مباشر بالتقلبات الاقتصادية والسياسية والسياسات الحكومية وفى بعض الأحيان الأزمات العالمية. فبينما عكست المرحلة الأولى تحسنًا تدريجيًا في مستويات الرفاهية، جاءت المرحلة الثانية لتُجسد التأثيرات السلبية للاضطرابات السياسية، أما المرحلة الثالثة فقد كشفت بوضوح حجم التأثير العميق للأزمات العالمية.

وإجمالاً، تشير نتائج تحليل مؤشر الشمول المالي ومؤشر الرفاهية الاقتصادية خلال فترة الدراسة (2004–2023) الى أن مؤشر الرفاهية الاقتصادية لم يشهد نفس المستوى من التحسن في مؤشر الشمول المالي، بل اتسم بالتذبذب والتأثر بالظروف الاقتصادية المحلية والعالمية. وهو ما يثير التساؤل حول مدى

وجود أثر مباشر أو غير مباشر للشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال فترة الدراسة، وهل كان لهذا التوسع في الشمول المالي أثر فعلي في تحسين مستوى المعيشة، أم أن تأثيره ظل محدودًا أو مشروطًا بعوامل أخرى. وتُعد هذه التساؤلات محور الدراسة الحالية، التي تسعى إلى تحليل هذه الأثر بشكل قياسي خلال فترة الدراسة.

ثانياً: الأدبيات الاقتصادية السابقة:

شهدت الأدبيات الاقتصادية اهتمامًا متزايدًا بتحليل أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في السنوات الأخيرة، خاصة في ظل التحولات العالمية التي تشهدها الأسواق المالية والنظم الاقتصادية. وفي ظل المساعي العالمية لتقليص الفجوات الاقتصادية بين الدول المتقدمة والنامية، يُعد تحسين الوصول إلى الخدمات المالية لجميع شرائح المجتمع عنصرًا رئيسيًا لتعزيز العدالة الاجتماعية ورفع مستوى الرفاهية الاقتصادية.

وقد أسفرت هذه الرؤى عن إجراء العديد من الدراسات التجريبية لاختبار هذا الأثر. وتوصلت العديد من الدراسات الى الأثر الايجابي للشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية. على سبيل المثال، قامت دراسة Chakrabarty & Mukherjee (2022)، بتقييم مدى فعالية برامج الشمول المالي التي تقودها الدولة في تعزيز مستوى الرفاهية الاقتصادية في الهند. واعتمدت الدراسة على مؤشر ثيل القائم على الإنتروبيا (Theil's entropy–based index) لقياس تنوع الإنفاق الاستهلاكي، باعتباره مؤشرًا كميًا يعكس درجة الرفاهية الاقتصادية للأسر. واستندت الدراسة إلى بيانات لوحية (Panel Data) تغطي أسرًا من مختلف أقاليم الهند. وقد أظهرت النتائج وجود أثر إيجابي ذو دلالة إحصائية لارتفاع مستويات الشمول المالي علي زيادة تنوع الاستهلاك للأسر، لا سيّما في فئة السلع غير الغذائية.

كما بحثت دراسة Razak & Asutay (2022) في أثر الشمول المالي على تحسين الرفاهية الاقتصادية في ماليزيا خلال الفترة (2010–2016) باستخدام نمذجة المعادلات الهيكلية (SEM)[2]. وقد أظهرت النتائج أن الشمول المالي –من خلال تسهيل الوصول إلى التمويل مثل الرهن العقاري– يؤدي إلى تحسن الرفاهية الاقتصادية للأفراد، مما يعزز من قدرتهم على المشاركة في النشاط الاقتصادي بشكل فعال.

هذا بالإضافة إلى دراسة Nyrako et al. (2022) التي قامت بالبحث في أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية للأسر المعيشية في غانا باستخدام بيانات مسح أسري أُجري في عام 2017. واعتمدت الدراسة على نماذج تحليلية متعددة، مثل نموذج بروبيت بسيط، ونموذج بروبيت رباعي، بالإضافة إلى نموذج الانحدار الخاص (SRM)[3]. وأظهرت النتائج وجود أثر إيجابي ملحوظ لزيادة الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية للأسر. كما بينت النتائج أن تعزيز الشمول المالي يساهم في تحسين استهلاك الغذاء، والرعاية الطبية، والدخل النقدي، وكذلك معدلات الالتحاق بالمدارس.

كما بحثت دراسة Ranabhat et al. (2023) في أثر الشمول المالي على الرفاهية الاجتماعية والاقتصادية للأسر في منطقة كاسكي بنيبال، وذلك من خلال تحليل بيانات تم جمعها عبر استبيان موجه أُعد بواسطة الباحث وشمل عينة مكونة من 383 مستجيبًا. واعتمدت الدراسة على أسلوب النمذجة بالمعادلات الهيكلية الجزئية (PLS–SEM) [4] باستخدام برنامج Smart–PLS لفحص

[2] Structural Equation Modeling.
[3] Specific Regression Model.
[4] Partial Least Squares Structural Equation Modeling.

العلاقات بين المتغيرات المدروسة. وقد أظهرت النتائج أن الشمول المالي له أثر إيجابي وذو دلالة إحصائية على مستويات الرفاهية الاجتماعية والاقتصادية للأسر.

كما سعت دراسة Insawan et al. (2022) إلى تحليل العلاقة بين الشمول المالي الرقمي والإنفاق الاستهلاكي للأسر في إندونيسيا خلال الفترة (2007–2019)، وذلك باستخدام منهجية المربعات الصغرى العادية (OLS) [5] واعتمدت الدراسة على مؤشر مركب للشمول المالي الرقمي تم تطويره استنادًا إلى قاعدة بيانات (Indonesian Family Life Survey – IFLS) وقد أظهرت النتائج أن الشمول المالي الرقمي يرتبط بعلاقة طردية موجبة مع الإنفاق الاستهلاكي للأسر، حيث وُجد ارتباط إيجابي بينه وبين الإنفاق على مجموعة متنوعة من بنود الاستهلاك، مثل الغذاء، والملابس، واحتياجات السكن، والرعاية الصحية، والتعليم.

كما هدفت دراسة Alam & Rashid (2023) إلى تحليل العلاقة بين الشمول المالي والرفاهية الاقتصادية في منطقتي سريناغار وبولواما في كشمير، وذلك من خلال إجراء مسح ميداني شمل عينة قوامها 200 أسرة من المناطق الحضرية والريفية، باستخدام أداة الاستبيان. واعتمدت الدراسة على مجموعة من الأساليب الإحصائية لتحليل البيانات، شملت اختبار t للمجموعات المستقلة، واختبار t للمجموعات المقترنة، وتحليل التباين (ANOVA)، واختبار مربع كاي (Chi-square test). وأظهرت النتائج وجود علاقة طردية معنوية بين استفادة المستجيبين من برامج الشمول المالي ومستوى كل من ادخارهم ودخلهم.

كما هدفت دراسة Alwahidin et al. (2023) إلى تحليل تأثير الوصول إلى الخدمات المالية الرقمية على الإنفاق التقديري للأسر في إندونيسيا، وذلك باعتبار أن الإنفاق الأسري يُعد أحد المؤشرات الكمية الدالة على مستوى الرفاهية

[5] Ordinary Least Squares.

الاقتصادية للأسر. واعتمدت على بيانات الموجة الخامسة من مسح الحياة الأسرية الإندونيسية (Indonesian Family Life Survey – IFLS)، التي أُجريت في عام 2014، لتكوين قاعدة بيانات مقطعية تتعلق بأنماط استهلاك الأسر على مستوى الفرد. وقد أظهرت نتائج الدراسة أن انتشار استخدام الإنترنت، وما يصاحبه من توسّع في الخدمات المالية الرقمية، يؤدى إلى ارتفاع ملحوظ في مستويات الإنفاق الاستهلاكي، لا سيّما بين الأسر ذات الدخول المنخفضة والمتوسطة.

فضلاً عن دراسة Faton & Chabossou (2024) التي استهدفت دراسة أثر الشمول المالي الرقمي على استهلاك الأسر في دول الجماعة الاقتصادية لدول غرب أفريقيا (إيكواس) خلال السنوات (2015–2021)، وشملت عينة من 13 دولة في المنطقة. واستخدمت الدراسة نموذج طريقة العزوم المعممة (GMM)[6]. وأظهرت نتائج الدراسة أن الشمول المالي الرقمي يؤثر بشكل إيجابي على إنفاق الأسر الاستهلاكي في دول إيكواس. إذ يساهم الشمول المالي الرقمي في تحسين الوصول إلى الخدمات المالية، مما يمكن الأسر من زيادة إنفاقها.

كذلك سعت دراسة Jiag et al. (2024) إلى تحليل العلاقة بين الشمول المالي الرقمي والإنفاق الاستهلاكي للأسر في الصين، وذلك بالاعتماد على بيانات إقليمية مستمدة من مسح تمويل الأسر الصينية (Chinese Household Finance Survey: CHFS) لعامي 2017 2019، بالإضافة إلى مؤشر الشمول المالي الرقمي الذي طورته جامعة بكين. وأظهرت نتائج الدراسة أن العلاقة بين الشمول المالي الرقمي والإنفاق الاستهلاكي للأسر هي علاقة موجبة، مع ملاحظة وجود تباين في تلك العلاقة وفقًا للمناطق الجغرافية ومستويات الاستهلاك.

هذا بالإضافة إلى دراسة Abokyi & Bettin (2024) التي سعت إلى دراسة أثر الشمول المالي علي سلوك الإنفاق لدى الأسر الغانية، مع التفرقة بين

[6] Generalized Method of Moments.

قنوات الشمول المالي الرسمية وغير الرسمية. وقد استخدمت الدراسة بيانات مسح مستوى المعيشة في غانا، وتم تطبيق أسلوبي مطابقة النقاط الاحتمالية (Propensity Score Matching) والمتغيرات الأداتية (Instrumental Variables) لتقدير أثر الشمول المالي على توزيع الإنفاق الكلي للأسر بين عدة بنود، مثل الغذاء، والصحة، والتعليم، والسكن، والسلع المعمرة، والسلع الترفيهية، وغيرها. وأظهرت النتائج أن الشمول المالي غير الرسمي لا يُحدث تأثيرًا ملموسًا على سلوك الإنفاق الاستهلاكي للأسر، في حين أن الشمول المالي الرسمي له أثر إيجابي ومعنوي واضح على البنود طويلة الأجل مثل التعليم والسكن والسلع المعمرة لدى الأسر المشمولة ماليًا.

من ناحية أخرى، تشير بعض الدراسات إلى أن الشمول المالي قد يُؤثر سلبًا في الرفاهية الاقتصادية في ظل سياقات معينة، خاصة إذا لم تُصمم الخدمات المالية بما يلائم احتياجات الفئات المهمشة. فقد يؤدي التوسع غير المتوازن في هذه الخدمات إلى تفاقم الفجوات الاقتصادية أو تقليص فرص العمل. كما قد تُحدث التحولات الهيكلية المرتبطة به آثارًا سلبية على مستويات المعيشة.

وقد توصلت في هذا السياق، دراسة Gantu et al. (2015) إلى نتائج تدعم هذا التوجه وقامت بدراسة أثر الشمول المالي على تفاوت الدخول على مستوى البلديات في المكسيك، باستخدام بيانات مقطعية (cross-sectional) لعام 2010. واستخدمت الدراسة نموذج الانحدار الخطي (OLS) لتقدير أثر مؤشرات الشمول المالي مثل عدد الفروع المصرفية، وعدد أجهزة الصراف الآلي، ومؤشرات أخرى على معامل جيني كمقياس لتفاوت الدخول. وأشارت نتائج الدراسة إلى أن الشمول المالي قد يؤدي في مراحله الأولى إلى اتساع فجوة الدخول وزيادة التفاوتات الاقتصادية، قبل أن يُسهم تدريجيًا مع مرور الوقت في الحد من هذه التفاوتات.

كذلك قامت دراسة Tita & Aziakpono (2017) بتحليل العلاقة بين أبعاد متعددة للشمول المالي وتفاوت الدخول في منطقة إفريقيا جنوب الصحراء، باستخدام بيانات Findex لعام 2011. وأظهرت نتائج الدراسة أن استخدام الحسابات الرسمية في مزاولة الأعمال، والمدفوعات الإلكترونية، والادخار الرسمي يرتبط بعلاقة طردية مع تفاوت الدخول.

كما أكدت دراسة Zulkarnain et al. (2023) هذا الاتجاه وتناولت أثر الشمول المالي على عدم المساواة في الدخول في إندونيسيا، باستخدام بيانات بانل لـ 34 مقاطعة خلال الأعوام 2016 2019 2022، واتبعت في تحليلها نموذج التأثيرات العشوائية (REM) [7]، وقد توصلت الدراسة إلى أن الشمول المالي لا يُحدث أثراً معنويًا مباشرًا على التفاوت في توزيع الدخل، كما أظهرت أن التوسع في الخدمات المالية قد يؤدي – في بعض الحالات – إلى ارتفاع معدلات البطالة، نتيجة تحول الأنشطة الاقتصادية من القطاعات كثيفة العمالة إلى القطاعات كثيفة رأس المال، وهو ما ينعكس سلبًا على مستويات الرفاهية الاقتصادية.

ويمكن القول بشكل عام أن الشمول المالي قد لا يؤدي دائمًا إلى نتائج إيجابية فيما يتعلق بالرفاهية الاقتصادية، إذ قد يكون له أثراً سلبياً في بعض السياقات، لا سيما من خلال قنوات غير مباشرة مثل توسيع فجوة توزيع الدخول، خاصة إذا لم تكن هذه الخدمات مصممة لتناسب احتياجات الفئات المهمشة أو لم تكن متاحة لها بشكل عادل وكافٍ.

وختامًا، يتضح من مراجعة الأدبيات السابقة أن أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية ليس نمطيًا أو موحدًا، بل يتوقف بدرجة كبيرة على السياقات الاقتصادية والاجتماعية وطبيعة البنية التحتية المالية في كل دولة. فبينما تُظهر العديد من الدراسات أن تعزيز الشمول المالي يُسهم في تحسين مؤشرات الرفاهية

[7] Random Effects Model.

الاقتصادية من خلال تعزيز الاستهلاك، تشير بعض الأدلة – خاصة في الدول النامية – إلى إمكانية ظهور أثر سلبي، مثل زيادة التفاوتات الاقتصادية أو ضعف الأثر الفعلي على سلوكيات الإنفاق، لا سيما في ظل محدودية وصول الفئات المهمشة إلى خدمات مالية ملائمة وفعّالة.

وفي ضوء هذه التباينات، تكتسب دراسة الحالة المصرية أهمية خاصة، لا سيما في ظل التوسع الذي تشهده الدولة مؤخرًا في تطبيق استراتيجيات الشمول المالي. لذا، تهدف هذه الدراسة إلى تحديد أثر الشمول المالي على الإنفاق الاستهلاكي للأسر في مصر، باعتباره أحد المؤشرات الأساسية التي تعكس مستوى الرفاهية المعيشية والاندماج المالي. فمن خلال التقدير القياسي لهذا الأثر خلال فترة الدراسة، تسعى الدراسة إلى التحقق من مدى فاعلية التوسع المالي في تحفيز الإنفاق الاستهلاكي، بما يُسهم في صياغة توصيات قائمة على الأدلة تُفيد متخذي القرار في تعزيز الكفاءة والعدالة في تصميم السياسات المالية.

ثالثاً: النموذج القياسي للدراسة:

يخصص هذا الجزء من البحث لعرض الدراسة القياسية لتقدير أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر وذلك خلال الفترة الزمنية (2004–2023).

1- متغيرات الدراسة القياسية:

تعتمد الدراسة في التحليل القياسي على عدد فروع البنوك التجارية (لكل 1000 بالغ) كأحد مؤشرات جانب العرض للشمول المالي وذلك تماشياً مع العديد من الدراسات التي اعتمدت على هذا المؤشر مثل (Blancher et al., 2019) ؛ (Hassouba, 2025)، وإلى جانب الشمول المالي كمتغير مستقل اعتمدت الدراسة على عدة متغيرات مستقلة ضابطة "Control Variables" في النموذج وهي معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل التضخم ومعدل البطالة وذلك تماشياً مع العديد من الدراسات منها (Omar & Inaba, 2020) ؛

(Kumar & Jie, 2023)، وقد تم تضمين هذه المتغيرات الضابطة بهدف السيطرة على تأثير العوامل الاقتصادية الأخرى التي قد تؤثر بشكل غير مباشر على تحديد أثر الشمول المالي علي الرفاهية الاقتصادية. وتساعد هذه المتغيرات في إظهار الصورة الأكثر دقة لتأثير الشمول المالي علي تحسين رفاهية الأفراد، حيث يساعد النمو الاقتصادي في زيادة الدخل وتحسين الفرص المالية، بينما تؤثر معدلات التضخم ومعدلات البطالة في قدرة الأفراد على تلبية احتياجاتهم الاستهلاكية. أما عن المتغير التابع فقد اعتمدت الدراسة على معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية كمؤشر يعبر عن الرفاهية الاقتصادية وذلك تماشياً مع العديد من الدراسات منها (Insawan et al., 2022) ؛ (Alwahidin et al., 2023) ؛ (Abokyi & Bettin, 2024).

واعتمدت الدراسة على الصيغة اللوغاريتمية لمتغيرات النموذج (باستثناء متغير معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية وذلك لاحتواء السلسة الخاصة به على قيم سالبة)، وبناءً عليه يمكن صياغة معادلة الانحدار على النحو التالي:

$$FCE_t = \beta_0 + \beta_1 LBCB_t + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LINF_t + \beta_4 LUN_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

حيث: FCE_t : معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية، و $LBCB_t$: اللوغاريتم الطبيعي لعدد فروع البنوك التجارية (لكل 1000 بالغ)، و $LGDP_t$: اللوغاريتم الطبيعي لمعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، و $LINF_t$: اللوغاريتم الطبيعي لمعدل التضخم، و LUN_t : اللوغاريتم الطبيعي لمعدل البطالة، و ε_t : الخطأ العشوائي، و β_0، β_1، β_2، β_3، β_4: المعاملات المطلوب تقديرها.

2- البيانات المستخدمة:

لقياس أثر المتغيرات المستقلة الواردة بالمعادلة (1) السابقة على معدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية في مصر ستعتمد الدراسة على بيانات سلسلة زمنية سنوية، تعبر عن الفترة الزمنية (2004-2023) تم الحصول عليها بشكل أساسي من قاعدة بيانات البنك الدولي لعام 2025.

3- تحديد النموذج المناسب:

اعتمدت الدراسة على اختبار ديكى فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller Test: ADF Test) لاختبار سكون متغيرات السلاسل الزمنية، إذ يتم استخدامه على نطاق واسع في الدراسات القياسية لبيانات السلاسل الزمنية. ويكون فرض العدم وفقاً لاختبار (ADF) أن السلسلة الزمنية للمتغير تعاني من جذر الوحدة (Unit Root) أي أنها غير مستقرة. ويمكن بيان نتائج الاختبار في الجدول (1) التالي:

جدول (1) نتائج اختبار ADF للسلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة القياسية

المتغير	المستوى (Level)		الفرق الأول (1st Difference)		درجة التكامل
	t-Statistic	Prob	t-Statistic	Prob	
FCE	-3.953396	** 0.0313			I(0)
LBCB	1.730063	0.9750	-3.758500	** 0.0122	I(1)
LGDP	-0.606755	0.4411	-4.713648	* 0.0077	I(1)
LINF	-4.608738	** 0.0111			I(0)
LUN	-0.751946	0.3772	-3.138901	** 0.0415	I(1)
* significant at 1%, ** significant at 5%, *** significant at 10%					
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).					

4- نموذج التقدير المناسب:

يتضح من نتائج اختبار (ADF) المبينة في الجدول (1) السابق أن المتغيرات (LGDP)، و(LBCB)، و(LUN) لم تستقر في المستوي، وأنها استقرت عند الفرق الأول مما يعني أنها متكاملة من الرتبة الأولى I(1)، إلا أن السلسلة الزمنية للمتغيرات (FCE) و(LINF) جاءت مستقرة عند قيم المستوى أي متكاملة

من الرتبة صفر I(0). مما يعني أنه يمكن تقدير المعاملات الواردة بالمعادلة (1) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL: Autoregressive Distributed Lag Model). فلا يتطلب هذا النموذج تساوي جميع المتغيرات في رتب التكامل، بل يمكن تطبيقه في حال كون بعض أو أحد المتغيرات متكاملاً من الرتبة صفر I(0) وبعضها الآخر من الرتبة الأولى I(1)، شريطة ألا يكون أي منهما متكاملاً من رتبة أعلى من الرتبة الأولى "I(2)" (Nkoro & Uko, 2016). ويتميز نموذج (ARDL) بإمكانية تقدير المعاملات قصيرة وطويلة الأجل في أن واحد.

إلا أن نتائج جدول (1) السابق تشير إلي أن المتغير التابع (FCE) مستقر عند المستوى I(0)، ووفقاً لـ (Pesaran et al., 2001) يشترط أن يكون المتغير التابع مستقر عند الفرق الأول I(1) لتطبيق هذا النموذج وذلك لتفادي حالة تدهور المتغيرات المستقلة "degenerate case of independent variable"، حيث لا يشمل نموذج ARDL اختباراً لهذه الحالة.

ولذلك ستعتمد الدراسة على تطبيق نموذج Augmented ARDL والتي تشمل اختبار إضافي "Exogenous F-Bounds Test" يقيس معنوية المتغيرات المستقلة في المستوى المبطئ "Lagged Level of the independent variables"، ويعالج حالة المتغير التابع FCE والذي استقر عند المستوى I(0) (Sam et al., 2019).

5- خطوات إجراء نموذج Augmented ARDL:

أ- تحديد فترات الإبطاء المثلي:

نظرًا لصغر حجم العينة المستخدمة في هذه الدراسة، فقد تم الاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للإبطاءات الموزعة (ARDL)، والذي يتميز بقدرته على التعامل مع العينات الصغيرة بكفاءة، على عكس بعض النماذج الأخرى التي

تتطلب حجم عينة كبير لضمان دقة التقدير. وقد أشار (Pesaran et al., 2001) إلى أن نموذج ARDL يعد مناسبًا عند العمل بسلاسل زمنية قصيرة، نظرًا لمرونته في التعامل مع متغيرات ذات درجات تكامل مختلفة من الدرجة الأولى I(1) أو الدرجة الصفرية I(0)، بالإضافة إلى قدرته على تقدير العلاقات قصيرة وطويلة الأجل في آنٍ واحد.

ولتحديد فترات الإبطاء المثلى للمتغيرات، استخدمت الدراسة البرنامج الإحصائي EViews-12 واعتمدت على معيار أكايكي للمعلومات (Akaike Information Criterion – AIC) في إطار آلية الاختيار التلقائي للنموذج الأمثل، حيث يقوم البرنامج باختبار عدة نماذج ذات فترات إبطاء مختلفة وتم اختيار النموذج الذي يحقق أقل قيمة للمعيار. وأظهر البرنامج أن النموذج الأمثل هو ARDL (1, 0, 0, 1, 0)، أي بفترة إبطاء واحدة للمتغير التابع (FCE)، وبدون فترات إبطاء لكل من (LBCB) و(LGDP) و(LUN)، وفترة إبطاء واحدة فقط للمتغير (LINF).

ب- اختبار التكامل المشترك (وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات):

يعد نموذج Augmented ARDL من أبسط أساليب التكامل المشترك، حيث يقوم النموذج بتقدير المعلمات في الأجلين القصير والطويل أنياً، ويقوم النموذج بفصل تأثيرات الأجل الطويل عن الأجل القصير. وقياساً على صيغة (Pesaran et al., 2001) يتم تقدير العلاقة من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta FCE_t = \sum_{i=1}^{q1} a_{1i} \Delta FCE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} a_{2i} \Delta LBCB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} a_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} a_{4i} \Delta LINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} a_{5i} \Delta LUN_{t-i} + \beta_1 FCE_{t-1} + \beta_2 LBCB_{t-1} + \beta_3 LGDP_{t-1} + \beta_4 LINF_{t-1} + \beta_5 LUN_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

حيث: Δ : الفروق الأولي "First Differences". α_0 : ثابت المعادلة "The constant". α_1 .... α_5: معلمات الأجل القصير. β_1 .... β_5: معلمات الأجل الطويل. q_1 .... q_5: عدد الفجوات الزمنية المناسبة "Lags" المناسبة المقترنة بفروق المتغيرات محل الدراسة حسب ترتيبها الوارد بالمعادلة. ε_t : الخطأ العشوائي. وفي حال ثبوت علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات المعادلة فإن المعادلة (3) تُعاد صياغتها وفق نموذج تصحيح الخطأ ECM كما يلي:

$$\Delta FCE_t = \sum_{i=1}^{q1} a_{1i} \Delta FCE_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} a_{2i} \Delta LBCB_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} a_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} a_{4i} \Delta LINF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} a_{5i} \Delta LUN_{t-i} + \beta_1 FCE_{t-1} + \beta_2 LBCB_{t-1} + \beta_3 LGDP_{t-1} + \beta_4 LINF_{t-1} + \beta_5 LUN_{t-1} + ECT\,(-1) \quad \text{——————} \quad (3)$$

حيث ECT: هو حد تصحيح الخطأ "Error Correction Term" الذي تشير قيمة معاملة إلى سرعة تعديل حالة عدم التوازن بالمتغير التابع الناجمة عن الصدمات بالأجل القصير الى وضع التوازن طويل الأجل، ولتحقيق هذا يشترط أن يأخذ ذلك المعامل قيمة سالبة ومعنوية.

ونعتمد على اختبار "bounds Test" لاختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، ويتم هذا الاختبار وفقاً لنموذج Augmented ARDL على ثلاث خطوات:

1- اختبار Overall F-bounds Test: اختبار معنوية المتغيرات المبطئة في المستوى لكامل المعادلة. ويتضح من جدول (2) التالي وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة حيث بلغت قيمة F-statistic 5.96 وتجاوزت الحد الأعلى لنظريتها الحرجة عند كل مستويات المعنوية، وهو ما يعنى أنه يتم رفض

الفرض العدمي وقبول الفرض البديل الممثل في وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل.

جدول (2) نتائج اختبار Overall F-bounds Test للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة

Overall F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	5.964861	10%	2.45	3.52
K	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).				

2- اختبار t-bounds Test: اختبار معنوية المتغير التابع في المستوى المبطئ. ويتضح من جدول (3) التالي أن المتغير التابع معنوي في المستوي المبطئ، حيث بلغت قيمة t-statistic 5.14- وتجاوزت الحد الأعلى لنظريتها الحرجة عند كل مستويات المعنوية. وهو ما يعنى أنه يتم رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل. وهو ما يفيد بعدم تدهور المتغير التابع في المستوى المبطئ.

جدول (3) نتائج اختبار t-bounds Test للمتغير التابع

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.138761	10%	-2.57	-3.66
		5%	-2.86	-3.99
		2.5%	-3.13	-4.26
		1%	-3.43	4.6
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).				

3- اختبار Exogenous F-Bounds Test: اختبار معنوية المتغيرات المستقلة في المستوى المبطئ. وهو الاختبار الإضافي في نموذج Augmented ARDL مقارنة بنموذج ARDL، ويتضح من جدول (4) التالي أن المتغيرات المستقلة معنوية في المستوي المبطئ، حيث بلغت قيمة F-statistic 6.39 وتجاوزت الحد

الأعلى لنظريتها الحرجة عند كل مستويات المعنوية. وهو ما يعنى أنه يتم رفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل. وهو ما يفيد بعدم تدهور المتغيرات المستقلة في المستوى المبطئ.

جدول (4) نتائج اختبار F-bounds Test للمتغيرات المستقلة

Exogenous F-Bounds Test		Null Hypothesis: No exo. levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.390514	10%	1.96	3.58
K	4	5%	2.39	4.18
		2.5%	2.79	4.73
		1%	3.33	5.47
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).				

وأخيراً يتضح من نتائج الاختبارات الثلاثة أنه توجد علاقة تكامل مشترك في الأجل الطويل بين المتغيرات منطقية عادية "Usual Cointegration"، وليست منطقية متدهورة "Degenerate Cointegration".[8]

ج- تحديد معاملات الأجل الطويل:

جدول (5) نتائج التقدير في الأجل الطويل

Independent Variables	Coefficient	t-statistics
LBCB	-6.91	-2.41**
LGDP	-2.40	-2.20**
LINF	-2.48	- 2.77**
LUN	-7.08	-2.54**
* significant at 1%, ** significant at 5%, *** significant at 10%		
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).		

تشير نتائج الانحدار في الأجل الطويل إلي ما يلي:

[8] تشير العلاقات المنطقية المتدهورة إلى حالات يكون فيها أحد المتغيرات المبطأة غير معنوي في معادلة تصحيح الخطأ، كما أوضح (Sam et al., 2019).

- ✓ لم تتفق نتائج التقدير في الأجل الطويل مع النظرية الاقتصادية بشأن الأثر الإيجابي لعدد فروع البنوك التجارية (لكل 1000 بالغ) معبراً عن الشمول المالي (LBCB) على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE)، حيث كشفت النتائج عن وجود أثر سلبي بلغ 6.91- عند مستوى معنوية (5%). الأمر الذي يمكن تفسيره من خلال عدة نقاط أهمها زيادة التفاوت في توزيع الدخول في مصر لصالح الأغنياء، فإذا كانت الفئات ذات الدخل المنخفض لا تستطيع الاستفادة من البنوك بسبب العوائق الاقتصادية أو الاجتماعية، فقد يؤدي ذلك إلى انخفاض إنفاقهم الاستهلاكي حتى مع زيادة عدد الفروع البنكية. هذا بالإضافة إلى السياسات المالية والنقدية الانكماشية التي طبقتها مصر في إطار برامج الإصلاح الاقتصادي بداية من عام 2016، فإذا كانت الحكومة قد تبنت سياسات انكماشية أو كانت هناك تدابير تقليل الإنفاق العام، فإن زيادة عدد البنوك قد لا تؤدي إلى زيادة الإنفاق الاستهلاكي.
- ✓ لم تتفق نتائج التقدير في الأجل الطويل مع النظرية الاقتصادية بشأن الأثر الإيجابي لمعدل النمو الاقتصادي معبراً عنه بمعدل نمو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي (LGDP) على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE)، حيث كشفت النتائج عن وجود أثر سلبي بلغ 2.40- عند مستوى معنوية (5%). الأمر الذي يمكن تفسيره من خلال عدة نقاط أهمها رفع الدعم وتعويم الجنية المصري وذلك في إطار برامج الإصلاح الاقتصادي التي تطبقها مصر منذ عام 2016 الأمر الذي ساهم في ارتفاع المستوى العام للأسعار ومن ثم زيادة التضخم بشكل ملحوظ، مما أثر سلبًا على قدرة الأسر على زيادة إنفاقها الاستهلاكي.

- ✓ اتفقت نتائج التقدير في الأجل الطويل مع النظرية الاقتصادية بشأن الأثر السلبي لمعدل التضخم على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE) ومعدل التضخم (LINF)، حيث كشفت النتائج عن وجود أثر سلبي بلغ 2.48− عند مستوى معنوية (5%). وهو ما يمكن اعتباره نتيجة منطقية لارتفاع مستوى الأسعار وانخفاض القوة الشرائية للجنيه المصري، حيث يحد ارتفاع الأسعار في مختلف السلع والخدمات من قدرة الأسر على الإنفاق على الاستهلاك.
- ✓ اتفقت نتائج التقدير في الأجل الطويل مع النظرية الاقتصادية بشأن الأثر السلبي لمعدل البطالة على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE)، حيث كشفت النتائج عن وجود أثر سلبي بلغ 7.08− عند مستوى معنوية (5%). وهو ما يمكن اعتباره نتيجة منطقية فالبطالة تقلل من الدخل القابل للاستهلاك، مما يقلل من النفقات النهائية. كما أن ضعف شبكات الحماية الاجتماعية واعتماد نسبة كبيرة من الاسر على فرد واحد، فضلاً عن تركز الدخل في شرائح محددة يفاقم من هذه الظاهرة.

د- تقدير نموذج تصحيح الخطأ "ECM":

بعد التأكد من وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات تأتى الخطوة الأخيرة في نموذج Augmented ARDL والتي تتمثل في تقدير نموذج تصحيح الخطأ "ECM"، والذي يمثل العلاقة بين المتغيرات في الأجل القصير خلال فترة الدارسة. وهو ما يوضحه جدول (6) التالي:

جدول (6) نتائج التقدير في الأجل القصير لنموذج "ARDL (1, 0, 0, 1, 0)" وفقاً لمؤشر "AIC"

Independent Variables	Coefficient	t-statistics
D(LINF)	-0.90	-1.95***

CointEq(-1)	**-1.08**	**-6.52***
* significant at 1%, ** significant at 5%, *** significant at 10%		
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).		

أما في الأجل القصير، فقد أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن معدل التضخم (LINF) له أثر سلبي على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE)، بلغ 0.90- عند مستوى معنوية (10%). كما يتبين من النتائج الواردة بالجدول (6) السابق سالبية ومعنوية معامل حد تصحيح الخطأ (ECM)، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات النموذج معززاً بذلك نتائج اختبارات الحدود "Bounds Test" السابق الإشارة إليها. وتعبر القيمة السالبة لهذا المعامل والتي تبلغ 1.08- عن سرعة تعديل أو استجابة معدل النمو الاقتصادي لحالة عدم التوازن الناجمة عن الصدمات قصيرة الأجل. حيث يستغرق ذلك التعديل أو التكيف فترة قدرها 0.93 سنة، أي تقريباً سنة واحدة فقط. وبالتالي، يمكن القول أن أثر المتغيرات المستقلة الأربعة علي معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE) في مصر يتأثر بقوة بالمتغيرات الكلية، ويظهر تأثير هذه المتغيرات بشكل أوضح وأقوى في الأجل الطويل، بينما يظهر تأثير التضخم فقط في الأجل القصير، مع وجود استجابة سريعة لتصحيح أي اختلال عن المسار التوازني طويل الأجل.

6- الاختبارات التشخيصية للنموذج:

أ- اختبار مشكلة الارتباط الذاتي:

أكدت نتائج الاختبار كما هو مبين بالجدول (7) التالي خلو بواقي النموذج المقدر من هذه المشكلة، حيث بلغت القيم الاحتمالية (P-Values) لكل من F-Statistic و Chi-Sqare 0.8642 و0.8183 على الترتيب، وهما أكبر من مستوى المعنوية 5% مما يؤكد على أنه يمكن قبول الفرض العدمي بأن النموذج المقدر يخلو من مشكلة الارتباط الذاتي بين بواقيه.

جدول (7) نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي التقدير

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag			
F-statistic	0.030648	Prob. F(1,11)	0.8642
Obs*R-squared	0.052791	Prob. Chi-Square(1)	0.8183
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).			

ب- اختبار مشكلة عدم ثبات التباين:

كما هو مبين في الجدول (8) التالي بلغت القيم الاحتمالية (P-Values) لكل من F-Statistic وChi-Sqare 0.3013 و0.2737 على الترتيب، وهما أكبر من مستوى المعنوية 5% مما يؤكد أن بواقي التقدير ذات تباين متجانس.

جدول (8) نتائج اختبار ARCH لعدم تجانس تباين البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.141068	Prob. F(1,6)	0.3013
Obs*R-squared	1.198246	Prob. Chi-Square(1)	0.2737
المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).			

ج- اختبار مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة

يمكن الاعتماد على مؤشر مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة وبعضها البعض لاختبار مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة، وتكون علاقة الارتباط بين المتغيرات خطيرة إذا فاق معامل الارتباط الجزئي لبيرسون (0.8) أو أكثر بين متغيرين. وتوضح مصفوفة الارتباط الموضحة في جدول (9) التالي أن متغيرات الدراسة لا يوجد بينها ارتباط خطي، إذ بلغت أقصى قيمة لمعامل الارتباط 0.67 وذلك بين المتغيرين (LBCB) و(LUN).

جدول (9) مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة Correlation Matrix

	LBCB	LGDP	LINF	LUN
LBCB	**1**			

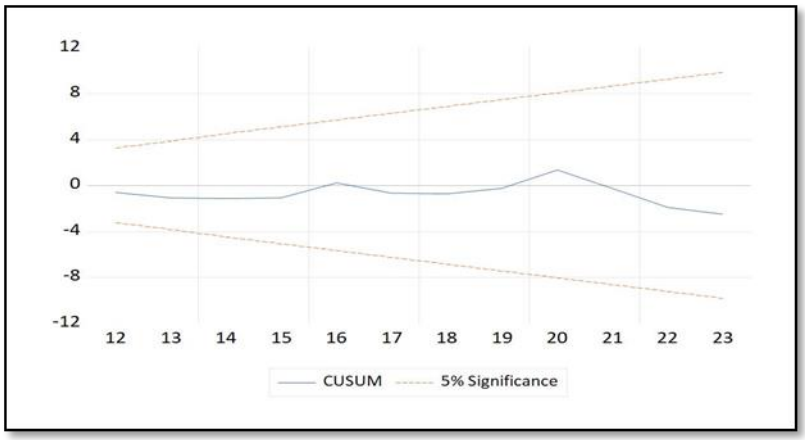
LGDP	-0.02	**1**		
LINF	0.01	-0.01	**1**	
LUN	-0.67	-0.49	0.04	**1**

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي (E-views 12).

د- اختبار استقراريه النموذج

يمكن استخدام اختبار Cusum للحكم على استقرار النموذج، فإذا وقع خط البيان (في الشكل البياني) داخل منطقة الحدود الحرجة عند مستوى معنوية محدد وهو 5% بالنسبة للاختبارين، فيشير ذلك إلى الاستقرار التام في النموذج. وبالنظر إلى الشكل (3) التالي يتضح اتسام النموذج بالاستقرار.

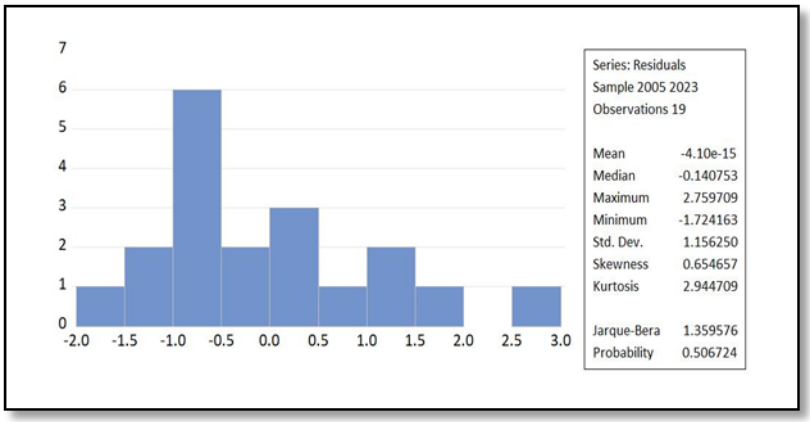
شكل (3) نتائج اختبار CUSUM لاستقرار النموذج



هـ- اختبار التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي:

يتم استخدام قيمة احتمال إحصائية Jarque-Bera لاختبار حالة اتباع الخطأ العشوائي في معادلة الانحدار للتوزيع الطبيعي. ويكون الفرض العدمي (الخطأ العشوائي في معادلة الانحدار تتبع التوزيع الطبيعي: H_0). ويتضح من الشكل (4) التالي أنه يتم قبول الفرض العدمي، حيث زادت قيمة Prob. Jarque-Bera عن مستوى المعنوية 5%، والتي بلغت 0.51.

شكل (4) التوزيع الطبيعي "Normal Distribution" للخطأ العشوائي



اعتماداً على النتائج السابقة، يتبين خلو النموذج المقدر من أهم وأكثر المشاكل القياسية التي تعوق عمل النموذج بشكلٍ سليم، مما يعني أنه يمكن الاعتماد على نتائج التقدير واستخدامها في التنبؤ وصنع السياسات.

وإجمالاً، أظهرت نتائج التقدير في الأجل الطويل وجود أثر معنوي سلبي بين لكل من عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ (LBCB)، ومعدل النمو الاقتصادي الحقيقي (LGDP)، ومعدل التضخم (LINF)، ومعدل البطالة (LUN) على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية (FCE)، وقد جاءت بعض النتائج مخالفة للتوقعات النظرية، حيث أظهرت النتائج أن الشمول المالي ومعدل النمو الاقتصادي لا يدعمان الإنفاق الاستهلاكي كما كان مفترضاً، بينما جاء أثر التضخم والبطالة متوافق مع التوقعات. ويمكن تفسير هذه النتائج في ضوء التحديات الهيكلية للاقتصاد المصري، مثل عدم العدالة في توزيع الدخل وضعف فعالية السياسات النقدية والمالية، إضافة إلى تأثير برامج الإصلاح الاقتصادي وتحرير سعر الصرف ورفع الدعم، مما أدى إلى تراجع القوة الشرائية للفئات المتوسطة والضعيفة، وبالتالي انخفاض إنفاقها الاستهلاكي رغم تحسن بعض

المؤشرات الكلية. وقد توافقت هذه النتائج مع دراسات سابقة مثل (Gantu et al., 2015) ؛ (Tita & Aziakpono, 2017) ؛ (Zulkarnain et al., 2023)، مما يعزز فرضية أن العوامل الهيكلية في الاقتصاد المصري تلعب دوراً أكبر من العوامل الاقتصادية الكلية في تحديد أنماط الإنفاق الاستهلاكي.

رابعاً: النتائج والتوصيات:

1- النتائج:

قامت الدراسة بتقدير أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة (2004-2023)، باستخدام مؤشر عدد فروع البنوك التجارية لكل 1000 بالغ كمؤشر جانب عرض للشمول المالي، ومعدل نمو نصيب الفرد من النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية كمؤشر للرفاهية الاقتصادية. وتم تضمين عدة متغيرات مستقلة ضابطة مثل معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومعدل التضخم، ومعدل البطالة. واعتمدت الدراسة على نموذج "Augmented ARDL" لقياس لتحديد أثر الشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في الأجلين القصير والطويل. وتوصلت النتائج إلى وجود أثر معنوي وسلبي في الأجل الطويل لكل من الشمول المالي والنمو الاقتصادي والتضخم والبطالة على معدل نمو النفقات النهائية لاستهلاك الأسر المعيشية، بما يخالف التوقعات النظرية باستثناء التضخم والبطالة. كما تم رفض الفرضية H1، التي تفترض وجود أثر إيجابي ذو دلالة إحصائية للشمول المالي على الرفاهية الاقتصادية في مصر خلال الفترة محل الدراسة.

2-التوصيات:

في ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة، يمكن أن توصى الدراسة بنوعين من السياسات، الأول منها يتعلق بالاستمرار في تحسين برامج الشمول المالي، ويمكن تفصيل ذلك فيما يلي:

- ✓ **تعزيز برامج الشمول المالي بشكل فعال:** وذلك من خلال تيسير الوصول إلى الحسابات البنكية وتقليل الرسوم، وتشجيع البنوك على تقديم قروض ميسرة للأسر ذات الدخل المنخفض. كذلك، تعزيز استخدام التكنولوجيا المالية مثل المحفظات الإلكترونية الأمر الذي يساهم في تيمكن الفئات المحرومة من الوصول إلى الخدمات المالية بشكل أسهل وأسرع.
- ✓ **التوسع في التحول الرقمي وتعزيز الشمول المالي الرقمي:** وذلك من خلال تحفيز استخدام المدفوعات الإلكترونية وتطوير البنية التحتية للإنترنت في المناطق الريفية.

أما النوع الثاني من التوصيات فهو ما يجب التركيز عليه بشكل أكبر، وهو تهيئة المناخ الاقتصادي المصري للاستفادة المثلى من برامج الشمول المالي. حيث أن المشكلة الأساسية تكمن في سمات الاقتصاد المصري ذاتها، مثل المعدلات المرتفعة من البطالة والتضخم، وضعف العدالة في توزيع الدخول، وعدم تكافؤ الفرص بين الفئات الاجتماعية المختلفة. لذا، فإن تحسين هذه السمات سيكون له دور محوري في تعزيز فعالية برامج الشمول المالي. ومن خلال معالجة هذه التحديات الهيكلية، يمكن تسهيل وصول الفئات المحرومة إلى الخدمات المالية، مما يسهم في تحقيق الأهداف المرجوة من الشمول المالي. **ويمكن توضيح تلك التوصيات فيما يلي:**

- ✓ **تحسين العدالة في توزيع الدخول:** بناءً على نتائج الدراسة التي أظهرت أن سوء توزيع الدخول يحد من القدرة على الاستفادة من الشمول المالي، توصي الدراسة بتبني سياسات اقتصادية تهدف لتحسين العدالة في توزيع الدخول بين الفئات الاجتماعية المختلفة. وذلك من خلال تعزيز برامج الحماية الاجتماعية، مثل "تكافل وكرامة"، ودعم الفئات الفقيرة في مجالات الرعاية الصحية

والإسكان، الأمر الذي يساهم في زيادة قدرة الأسر على الاستفادة من الشمول المالي، ومن ثم تعزيز الإنفاق الاستهلاكي وتحقيق رفاهية اقتصادية أكبر.

- ✓ **مكافحة البطالة وتعزيز فرص العمل:** تشير نتائج الدراسة إلى أن زيادة معدلات البطالة يمكن أن تساهم بشكل كبير في تدني مستوى الرفاهية الاقتصادية. لذلك، من الضروري تبني سياسات تهدف إلى خلق فرص عمل مستدامة، مثل دعم المشروعات الصغيرة والمتوسطة وتوفير قروض ميسرة وحوافز ضريبية لها. كما أن إطلاق برامج تدريبية وتأهيلية لرفع مهارات الشباب سيساهم في تقليل البطالة ورفع مستوى الإنتاجية في الاقتصاد المصري. الأمر الذي يساهم في زيادة قدرة الأسر على الاستفادة من الشمول المالي، ومن ثم تعزيز الإنفاق الاستهلاكي وتحقيق رفاهية اقتصادية أكبر.
- ✓ **تخفيف حدة التضخم من خلال تعزيز استراتيجيات استقرار الأسعار:** تشير الدراسة إلى أن التضخم يشكل تحديًا أمام رفاهية الأسر المصرية، خاصة في ظل تآكل القدرة الشرائية. ولذلك، فإن تقليل أثر التضخم عن طريق ضبط الأسعار وتعزيز السياسة النقدية سيسهم في زيادة القوة الشرائية، مما سيؤدي إلى زيادة الإنفاق الاستهلاكي وتحسين رفاهية الأسر، ويعزز الاقتصاد بشكل عام.
- ✓ **تحسين فعالية برامج الإصلاح الاقتصادي:** من خلال نتائج الدراسة، تبين أن بعض الإصلاحات الاقتصادية قد تؤثر سلبًا على الفئات المهمشة. لذا، يجب أن تكون برامج الإصلاح الاقتصادي أكثر توازنًا، مع التركيز على تحسين شبكات الأمان الاجتماعي، مما يضمن حماية الفئات الأقل دخلًا ويعزز الرفاهية الاقتصادية بشكل عام.

قائمة المراجع:

Abdou, D. S., & Zaazou, Z. (2013). The Egyptian Revolution and Post Socio-Economic Impact. *Topics in Middle Eastern and African Economies*, *15*(1), 92–115.

Abokyi, E., & Bettin, G. (2024). Financial Inclusion and Household Consumption Behaviour in Ghana. *Journal of Financial Economic Policy*, *17*(3), 378–412.

Alam, T., & Rashid, M. (2023). Efficacy of Financial Inclusion and Economic Well-Being: A Case Study of Kashmir Valley. *Indian Journal of Agricultural Economics*, *78*(4), 608–623.

Alex Bank. (2017). Financial Inclusion in Egypt. Retrieved from https://www.alexbank.com/Cms_Data/

Alwahidin, M., Mulu, B., & Sari, K. N. (2023). A New Economic Perspective: Understanding the Impact of Digital Financial Inclusion on Indonesian Households' Consumption. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, *26*(2), PP. 333–360.

Amer, A. (2022). The Impact of Coronavirus Pandemic on Online and Mobile Banking in Egypt. *ECS Journal*, *46*(2), 1–15.

Blancher, N., Mitra, S., Belhocine, N., & Zhang, Y. (2019). Measuring Digital Financial Inclusion in Emerging and Developing Economies: A New Index. *IMF Working Paper*, No. 19/57. International Monetary Fund.

Central Bank of Egypt. (2022). Main Highlights of the Financial Inclusion Strategy (2022–2025). Retrieved from https://www.cbe.org.eg/-/media/project/cbe/page-content/rich-text/financial-inclusion/the-central-bank-of-egypt-launches-the-financial-inclusion-strategy-%282022-2025%29.pdf

Chakrabarty, M., & Mukherjee, S. (2022). Financial Inclusion and Household Welfare: An Entropy-Based Consumption Diversification Approach. *The European Journal of Development Research*, *34*(3), 1486–1521.

Eurostat. (2023). Household Budget Survey - Statistics on Consumption Expenditure. European Commission. Retrieved from https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-

explained/index.php?title=Household_budget_survey_-_statistics_on_consumption_expenditure

Faton, C. Y., & Chabossou, A. F. (2024). Effect of Information Technologies on Employment in ECOWAS Countries. *SN Business & Economics*, *4*(10), 1–14.

Gantu, R. K., Deininger, K., & Nagarajan, H. K. (2015). Financial Inclusion and Income Inequality in Mexican Municipalities. *Open Journal of Social Sciences*, *3*(12), 29–43.

Hassouba, T. A. (2025). Financial Inclusion in Egypt: The Road Ahead. *Review of Economics and Political Science*, *10*(2), 90–111.

Herrera, S., & Youssef, H. (2013). Macroeconomic Shocks and Banking Sector Developments in Egypt (Working Paper No. 802). The Economic Research Forum (ERF).

Insawan, H., Alwahidin, M., Mulu, B., & Sari, K. N. (2022). The Impact of Digital Financial Inclusion on Household Consumption in Encouraging the Economic Growth in Indonesia. *Academy of Entrepreneurship Journal*, *28*(3), 1–16.

International Monetary Fund. (2010). Arab Republic of Egypt: 2010 Article IV Consultation—Staff Report. International Monetary Fund. Retrieved April 18, 2025, from https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2010/cr1094.pdf

Jiang, W., Hu, Y., & Cao, H. (2024). Does Digital Financial Inclusion Increase Household Consumption? Evidence from China. *Journal of the Knowledge Economy*, *15*(4), 17333–17364.

Khan, M., & Miller, E. (2016). The Economic Decline of Egypt after the 2011 Uprising (Issue Brief). Atlantic Council.

Kumar, S., & Jie, Q. (2023). Financial Inclusion and Income Inequality: Evidence from Developing Countries. *Journal of Economic Policy*, *45*(3), 215–230.

Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, *5*(4), 63–91.

Nyarko, C. S., Ahmad, A. H., & Green, C. J. (2022). The Role of Financial Inclusion in Improving Household Well-Being. *Journal of International Development*, *34*(8), 1606–1632.

OECD. (2024). Households' Economic Well-Being: The OECD Dashboard. Retrieved from https://www.oecd.org/en/data/dashboards/households-economic-well-being-the-oecd-dashboard.html

Omar, M. A., & Inaba, K. (2020). Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing Countries? A Panel Data Analysis. *Journal of Economic Structures*, *9*, Article 37.

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.

Ranabhat, D., Verma, N., Sapkota, P., & Chhetri, S. D. (2023). Impact of Financial Inclusion on Social and Economic Well-Being of Households: A Case of Kaski District, Nepal. In P. Vasant, G. W. Weber, J. A. Marmolejo-Saucedo, E. Munapo, & J. J. Thomas (Eds.), *Intelligent Computing & Optimization* (Vol. 569, 1027–1037).

Razak, A. A., & Asutay, M. (2022). Financial Inclusion and Economic Well-Being: Evidence from Islamic Pawnbroking (Ar-Rahn) in Malaysia. *Research in International Business and Finance*, *59*, 1–10.

Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An Augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds Test for Cointegration. *Economic Modelling*, *80*, 130–141.

Sarma, M. (2012). Index of Financial Inclusion: A Measure of Financial Sector Inclusiveness (Working Paper No. 07/2012). Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade and Development.

Tita, A. F., & Aziakpono, M. J. (2017). The Relationship between Financial Inclusion and Income Inequality in Sub-Saharan Africa: Evidence from Disaggregated Data. *African Review of Economics and Finance*, *9*(2), 30–65.

World Bank. (2016). Egypt's Economic Outlook: Spring 2016. Retrieved from https://www.worldbank.org/en/country/egypt/publication/economic-outlook-spring-2016

World Bank. (2023). G20 Financial Inclusion Indicators Overview. Retrieved April 18, 2025,fromhttps://thedocs.worldbank.org/en/doc/eed9838a63ab138af613d9df2662ac12-0050062023/original/GPFI-Summary-Note.pdf

World Bank. (2025). Data Bank: World Development Indicators. Retrieved April 1, 2025, from https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

World Bank. (2025). Financial Inclusion Overview. Retrieved April 18, 2025, from https://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion

Zulkarnain, A., & Satrianto, A. (2023). The Effect of Financial Literacy and Financial Inclusion on Income Inequality in Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, *21*(2), 179–188.