



اسم المقال: أثر بعض المتغيرات المالية والاقتصادية في مستويات التراكم الرأسمالي للمدة (1990 - 2020) مصر والبحرين حالة دراسية

اسم الكاتب: بسمة عيسى رمضان الهسنياني، نمير أمير الصائغ

رابط ثابت: <https://political-encyclopedia.org/library/3811>

تاريخ الاسترداد: 2026/06/05 20:24 +03

الموسوعة السياسية هي مبادرة أكاديمية غير هادفة للربح، تساعد الباحثين والطلاب على الوصول واستخدام وبناء مجموعات أوسع من المحتوى العلمي العربي في مجال علم السياسة واستخدامها في الأرشيف الرقمي الموثوق به لإغناء المحتوى العربي على الإنترنت. لمزيد من المعلومات حول الموسوعة السياسية - Encyclopedia Political، يرجى التواصل على

info@political-encyclopedia.org

استخدامكم لأرشيف مكتبة الموسوعة السياسية - Encyclopedia Political يعني موافقتك على شروط وأحكام الاستخدام المتاحة على الموقع <https://political-encyclopedia.org/terms-of-use>





Journal of

TANMIYAT AL-RAFIDAIN

(TANRA)

A scientific, quarterly, international, open access, and peer-reviewed journal

Vol. 41, No. 136

Dec. 2022

© University of Mosul |
College of Administration and
Economics, Mosul, Iraq.



TANRA retain the copyright of published articles, which is released under a “Creative Commons Attribution License for CC-BY-4.0” enabling the unrestricted use, distribution, and reproduction of an article in any medium, provided that the original work is properly cited.

Citation : Al-Hasaniani, Basma I. R., Al-Sayegh, Namir A., (2022). “The Impact of some financial and economic variables on the levels of capital accumulation for the period (1990-2020) Egypt and Bahrain case study”.

TANMIYAT AL-RAFIDAIN,
41 (136), 304 -329 ,
<https://doi.org/10.33899/tanra.2020.165650>

P-ISSN: 1609-591X

e-ISSN: 2664-276X

tanmiyat.mosuljournals.com

Research Paper

The Impact of Some Financial and Economic Variables on the Levels of Capital Accumulation for the Period (1990-2020) Egypt and Bahrain Case Study

Basma I. R . Al-Hasaniani¹ ; Namir A. Al-Sayegh²

^{1&2} University of Mosul - College of Administration and Economics / Department of Financial and Banking Sciences

Corresponding author: Basma I. R . Al-Hasanian, University of Mosul - College of Administration and Economics/Department of Financial and Banking Sciences

Basma.20bap327@student.uomosul.edu.iq

DOI: <https://doi.org/10.33899/tanra.2022.176220>

Article History: Received: 27/6/2022; Revised:10/7/2022; Accepted 16/8/2022; Published: 1/12/2022.

Abstract

The aim of the research is to find the relationship and the mechanism of impact of macro-financial and economic variables (domestic credit provided to the private sector, trade, exports of goods and services, imports of goods and services, exchange rate, interest rate, foreign direct investment, total savings, inflation, the total value of traded shares) on growth Capital accumulation using theoretical frameworks and empirical studies that dealt with these variables, The most prominent of these is the positive impact of the variable total imports of goods and services (IMP), and domestic credit provided to the private sector (CRI), in the Gross Capital Formation Index (GCF) in the short and long term for both countries, and the research suggested the need to improve import policies by encouraging capital imports that work to increase capital accumulation, and implement reforms related to the financial sector, with regard to banks and financial institutions that support the work of institutions and contribute to Financing and driving investments.

Key words:

capital accumulation, total imports of goods and services, (ADRL) model, imports of goods and services.

ورقة بحثية
أثر بعض المتغيرات المالية والاقتصادية في مستويات التراكم الرأسمالي
للمدة (1990-2020) مصر والبحرين حالة دراسية

مجلة

تنمية الرافدين

(TANRA): مجلة علمية، فصلية،
نولية، مفتوحة الوصول، محكمة.

المجلد (٤١)، العدد ((١٣٦))،

كانون الأول ٢٠٢٢

© جامعة الموصل |

كلية الإدارة والاقتصاد، الموصل، العراق.



تحتفظ (TANRA) بحقوق الطبع والنشر للمقالات
المنشورة، والتي يتم إصدارها بموجب ترخيص
(Creative Commons Attribution) (CC BY-4.0)
الذي يتيح الاستخدام، والتوزيع،
والاستنساخ غير المقيد وتوزيع للمقالة في أي وسيط
نقل، بشروط اقتباس العمل الأصلي بشكل صحيح.

الاقتباس: الهسنياني، بسمة عيسى رمضان،
نمير أمير الصائغ (٢٠٢٢). " أثر بعض
المتغيرات المالية والاقتصادية في مستويات
التراكم الرأسمالي للمدة (1990-2020)
مصر والبحرين حالة دراسية"
تنمية الرافدين، ٤١ (١٣٦)، ٣٠٤-٣٢٩،
<https://doi.org/10.33899/tanra.2020.165650>

الكلمات الرئيسية

تراكم رأس المال، إجمالي واردات السلع والخدمات، أنموذج (ADRL)، الائتمان المحلي المقدم
للقطاع الخاص .

بسمة عيسى رمضان الهسنياني^١؛ نمير أمير الصائغ^٢

^١جامعة الموصل، كلية الإدارة والاقتصاد، قسم العلوم المالية والمصرفية

المؤلف العاقل: بسمة عيسى رمضان الهسنياني، جامعة الموصل، كلية الإدارة والاقتصاد، قسم العلوم
المالية والمصرفية .

Basma.20bap327@student.uomosul.edu.iq

DOI: <https://doi.org/10.33899/tanra.2022.176220>

تاريخ المقالة: الاستلام: ٢٧/٦/٢٠٢٢؛ التعديل والتنقيح: ١٠/٧/٢٠٢٢؛ القبول: ١٦/٨/٢٠٢٢؛
النشر: ١/١٢/٢٠٢٢.

المستخلص

هدف البحث إلى إيجاد العلاقة وآلية تأثير المتغيرات المالية والاقتصادية الكلية (الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص، التجارة، صافوات السلع والخدمات، واردات السلع والخدمات، سعر الصرف، سعر الفائدة، الاستثمار الاجنبي المباشر، إجمالي الادخار، التضخم، القيمة الاجمالية للأسهم المتداولة) في نمو التراكم الرأسمالي مستخدمة الأطر النظرية والواسات التحريبية التي تناولت هذه المتغيرات، ولدعم الأطر النظرية بالتحليل الكمي وظفت منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للفترة (1990-2020) لجمهورية مصر والبحرين، وتوصل البحث إلى عدد من النتائج، وكان من أبرزها الأثر الايجابي لمتغير إجمالي واردات السلع والخدمات (IMP)، والائتمان المحلي المقدم إلى القطاع الخاص (CRI)، في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) على المدى القصير والطويل لكلا البلدين، واقترح البحث ضرورة القيام بتحسين سياسات الاستنواد عبر تشجيع الواردات الرأسمالية التي تعمل على زيادة التراكم الرأسمالي، وتطبيق الاصلاحات التي تخص القطاع المالي، فيما يخص المصرف والمؤسسات المالية التي تدعم عمل المؤسسات وتسهم في تمويل وتحريك الاستثمارات.

المقدمة

يعد التراكم الرأسمالي (إجمالي تكوين رأس المال) أحد أهم العناوين المطروحة في الدراسات المالية الكلية وذلك لأسباب، عدة لعل من أهمها التداخل بين هذا المتغير بوصفه رصيماً مرة وتدققاً مرة ثانية وتشابكه، مع متغيرات النظام المالي وبقية متغيرات الاقتصاد الكلي، من هنا كان لابد من دراسة الجدليات التي أطرت لهذه العلاقات وبالتحديد عندما يكون التراكم الرأسمالي متغيراً وسيطاً نحو رفع مستوى النمو الاقتصادي في البلدان المعنية، إذن يمكن القول بأنه نتاج لعمل قطاعات الاقتصاد الرئيسة الحكومي والأعمال والعوائل لمدة سنة كاملة وخالصة بالقيم المضافة التي تكونها هذه القطاعات شرط أن تكون هذه القيمة صافية وحقيقية ولها نظرياتها المفسرة ومؤشراتها ومؤثراتها، وبهذا يعد أهم حلقات الوصل بين سياسات عدة كلية وجزئية مالية ونقدية وتجارية واستثمارية ناهيك عن التداخل من تطابق أو تناقض بين هذه السياسات، ويقسم البحث إلى سبعة أقسام (منهجية البحث، الدراسات السابقة، آلية تأثير المتغيرات المالية والاقتصادية في التراكم الرأسمالي، المنهج المستخدم، وصف متغيرات البحث، تقدير النموذج وتحليل النتائج، الاستنتاجات، المقترحات).

أولاً : منهجية البحث

أهمية البحث

تجلى أهمية البحث بأنها تركز على أحد المفاتيح الرئيسة للنمو الاقتصادي وحفز الانتاج بالاستناد على بنيتين مالية واقتصادية، فضلاً عن هذا فإن التكوين والتراكم مقياس لما هو حقيقي أو غير حقيقي، أي معيار للفصل بينهما ضمن منافسة بين الادخار والاستثمار (الاحتكاكات المالية)، إذ يعد التراكم الرأسمالي (إجمالي تكوين رأس المال) من مؤشرات الاقتصاد الكلي الضرورية والمهمة التي تقدم عرضاً تاريخياً للخطة الاستثمارية للبلد، وتبين مدى صلاحية ودقة مسار الخطة الاقتصادية نحو الهدف المرسوم لها ضمن مبدئي التدفق والرصيد، وإن دراسة وتحليل مؤشر إجمالي تكوين رأس المال تساعد في تحديد طرق الاستخدام الأكثر كفاءة لرأس المال، وتجنب حالات الهدر والاسراف في استخدام الموارد الاستثمارية، ومن ثم تحسين صورة الاقتصاد القومي وأبعاده عن حالات الاختلال الاقتصادي.

مشكلة البحث

تجسد مشكلة البحث التساؤلات الآتية :

- ١- ما أهم المتغيرات المالية والاقتصادية الكلية المؤثرة في التراكم الرأسمالي ؟
- ٢- ما طبيعة وحجم واتجاه تأثير تلك المتغيرات في التراكم الرأسمالي في البحرين ومصر للفترة 1990-2020 ؟

فرضية البحث

توجد علاقة معنوية ذات دلالة احصائية بين بعض المتغيرات المالية والاقتصادية الكلية وبين التراكم الرأسمالي.

هدف البحث

إيجاد العلاقة وآلية تأثير المتغيرات المالية والاقتصادية الكلية (الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص، التجارة، صادرات السلع والخدمات، واردات السلع والخدمات، سعر الصرف، سعر الفائدة، الاستثمار الاجنبي المباشر، إجمالي الادخار، التضخم، القيمة الاجمالية للأسهم المتداولة) في نمو التراكم الرأسمالي.

ثانياً : الدراسات السابقة

دراسة (Nera & Eze 2017) بعنوان تطور سوق الأوراق المالية وإجمالي تكوين رأس المال في

نيجيريا: التحقق من السببية

Stock market development and gross capital formation in Nigeria:A causality investigation

هدفت هذه الدراسة للتحقق من علاقة التأثير بين تطور سوق الأوراق المالية وتكوين رأس المال باستعمال إجمالي تكوين رأس المال كمتغير تابع وتطور سوق الأوراق المالية كمتغير مفسر يتم قياسه بأربعة متغيرات، وهي: القيمة السوقية للشركات المدرجة، وقيمة الأسهم المتداولة، وعدد الصفقات، ومؤشر سوق الأوراق المالية، اعتمدت الدراسة على الاحصاء الوصفي مع استعمال الانحدار المتعدد بالاعتماد على تقديرات المربعات الصغرى العادية (OLS) ؛ لبيانات السلاسل الزمنية التي تغطي المدة من 1981-2015، وتوصلت نتائج التحليل إلى أن هناك تأثيراً طردياً لكل من القيمة السوقية ومؤشر سوق الأوراق المالية في إجمالي تكوين رأس المال، وعدم وجود أثر لكل من القيمة الأسهم المتداولة وعدد الصفقات في إجمالي تكوين رأس المال، فضلاً عن العلاقة التوازنية طويلة المدى بين تطور سوق الأوراق المالية وبين تكوين رأس المال، وأشارت نتائج اختبار السببية لجرانجر إلى:

وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من إجمالي تكوين رأس المال ← القيمة السوقية

وعلاقة سببية ثنائية الاتجاه بين إجمالي تكوين رأس المال ↔ مؤشر سوق الأوراق المالية والاستنتاج الاساس هو أن تطور سوق الأوراق المالية له علاقة كبيرة بإجمالي تكوين رأس المال.

دراسة (Ozekhome 2018) بعنوان التضخم، وتقلبات التضخم وتراكم رأس المال في نيجيريا: هل

تباين التضخم أكثر إشكالية

Inflation, Inflation Volatility and Capital Accumulation in Nigeria :Is The Variability Of Inflation More Problematic ?

سعى الباحث إلى دراسة تأثير التضخم وتقلبات التضخم في مستويات تراكم رأس المال في نيجيريا، وتحديدًا ما إذا كان تقلب التضخم يمثل تحدياً للسياسة النقدية والمالية، باستعمال تقنية المربعات الصغرى على مرحلتين (2 stage least squares 2SLS) للبيانات الفصلية للمدة 1986-2015، وكانت المتغيرات المستخدمة في الدراسة على النحو الآتي: إجمالي تكوين رأس المال كمتغير التابع، وأما المتغيرات المفسرة فكانت: (معدل التضخم يقاس بمعدل النمو السنوي لمؤشر أسعار المستهلك)، وتقلب التضخم (التضخم الحالي - التضخم السابق)، وسعر الفائدة الحقيقي، وسعر الصرف الحقيقي، ومعدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي)، وكشفت النتائج التجريبية عن أن معدلات التضخم المرتفعة تعمل ضد تكوين رأس المال في نيجيريا، وأن التأثير العكسي لتقلبات التضخم

كان أعلى، لأنه يعمل على زعزعة استقرار الاقتصاد الكلي، والتأثير الكبير والسلبي لسعر الصرف الحقيقي في إجمالي تكوين رأس المال وهذا يختلف عن بعض الأدبيات (2019 زياد ومحمد)، (Xu & Wang, 2007)، (Jane 2016) إذ كان تأثير سعر الصرف إيجابياً في تكوين رأس المال، وقد وجد إن لسعر الفائدة الحقيقي ونمو الناتج المحلي الإجمالي آثار إيجابية (طردية) في إجمالي تكوين رأس المال، والاستنتاج الأساس هو أن معدل التضخم المنخفض وبالتحديد استقراره امر بالغ الأهمية؛ لنمو الاستثمار السريع والمستدام ومن ثم لنمو الاقتصادي في نيجيريا.

دراسة (Kibombo2018) بعنوان محددات تكوين رأس المال في أوغندا: (1984 – 2016) هل الاستثمار

الاجنبي والانفتاح التجاري مهمان؟

Determinants of capital formation in Uganda:(1984-2016) Does Foreign direct investment and trade openness matter ?

حاولت الدراسة تشخيص المحددات الرئيسية لتكوين رأس المال وبالتركيز على دور الاستثمار الاجنبي المباشر والانفتاح التجاري في أوغندا وباستعمال منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، باعتماد البيانات السنوية للمدة (1984 – 2016)، تم استخدام معادلتين، لبيان تأثير الانفتاح التجاري والاستثمار الاجنبي المباشر في تكوين رأس المال، وكانت المتغيرات المستخدمة على النحو الآتي: إجمالي تكوين رأس المال كمتغير تابع، أما المتغيرات المفسرة فكانت: النمو الاقتصادي، والديون الخارجية، وسعر الفائدة الحقيقي، وإجمالي الادخار، العولمة الاقتصادية (كمؤشر للانفتاح التجاري، والاستثمار الاجنبي المباشر الوافد)، وقد أظهرت النتائج أن العولمة الاقتصادية وإجمالي الادخار ذا تأثير إيجابي في تكوين رأس المال، بينما كانت بقية المتغيرات غير معنوية، أما في المعادلة الثانية فإن الادخار والاستثمار الاجنبي المباشر ذو تأثير إيجابي في تكوين رأس المال واطهر الدين الخارجي تأثيراً سلبياً، أما بقية المتغيرات فكانت غير معنوية على المدى الطويل، بينما على المدى القصير فقد وجد أن الدين الخارجي هو المحدد الوحيد المهم وله تأثير إيجابي في تكوين رأس المال وبقية المتغيرات فكانت غير معنوية، والاستنتاج الرئيس للدراسة هو ان الانفتاح التجاري والاستثمار الاجنبي المباشر مهمان في تحديد تكوين رأس المال في الأجل الطويل.

ثالثاً: آلية تأثير المتغيرات المالية والاقتصادية في التراكم الرأسمالي

1- الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص: تقوم المصارف التجارية بزيادة تكوين رأس المال عبر تحصيل الودائع من المودعين وتحويلها إلى قروض واستثمارات مربحة وتقديمها على شكل ائتمان مقدم للأفراد والشركات (Kalpana & Rao, 2017, 1-4)، في الأنشطة المصرفية التي تتمثل في قبول الودائع وتعبئة المدخرات وتقديم الائتمان تزيد من تراكم رأس المال ثم زيادة النمو الاقتصادي.

2- التجارة : يؤدي الانفتاح التجاري دوراً مهماً في التنمية الاقتصادية للبلدان، إذ يزيد من احتياطي النقد الاجنبي نتيجة لتوسع الصادرات الذي يتم استعماله للاستيرادات، مما يؤدي إلى زيادة تكوين رأس المال وتسارع النمو الاقتصادي (Rani & Kumar, 2019, 769-812)، وينتج عنه دخول المستثمرين الاجانب

- للاستثمار في الأسواق المحلية، فتدفق رؤوس الاموال الاجنبية تحفز الاستثمار والتوظيف، مما يؤدي إلى زيادة تراكم رأس المال (Bal,et.al,2016,1-13).
- 3- صادرات السلع والخدمات : فالصادرات تؤدي إلى زيادة فرص العمل، ورفع مستوى الأجور، والمستوى المعاشي للسكان (Hakabwanadi,2020,10)، ومن الضروري ملاحظة أن الصادرات تمكن البلدان من توليد رأس المال الاجنبي اللازم؛ لدفع النمو والتنمية المستدامين، بمعنى أن الصادرات قادرة على زيادة تكوين رأس المال عبر الاستثمار الحقيقي (Nnamaka & Joyce ,2021,1-10) .
- 4- واردات السلع والخدمات : بالنسبة للواردات فقد أظهرت نماذج النمو الداخلي أنها تحفز التكنولوجيا الاجنبية للدخول إلى الاقتصاد المحلي وتوفر المدخلات والسلع الوسيطة التي تشمل الآلات والمعدات والعمالة الماهرة التي تزيد الانتاجية في الاقتصاد، أي إن ارتفاع الواردات وبالتحديد السلع الرأسمالية ومدخلات التكنولوجيا الاجنبية والسلع الوسيطة يمكن أن يسرع ويعزز تكوين رأس المال (Albiman & Suleiman, 2016, 1-6).
- 5- سعر الصرف الرسمي : إن انخفاض سعر الصرف يحفز الطلب على الصادرات، مما يؤدي إلى زيادة الرغبة في الاستثمار في السلع الموجهة للتصدير، ثم زيادة تراكم رأس المال (Kandil,et.al,2007,466-489).
- 6 - سعر الفائدة الحقيقي : لقد شدد صناع السياسات الاقتصادية في بعض البلدان النامية على ضرورة، ابقاء أسعار الفائدة منخفضة؛ لتشجيع القطاع الخاص على الاستثمار (Ugbogbo & Alsien,2019,14-24)، وعلى العكس من هذا الرأي، فإن ارتفاع أسعار الفائدة يجذب المودعين للاحتفاظ بمدخراتهم في المصارف، وبالنتيجة زيادة حجم الموارد المتاحة للاستثمار، مما يزيد من قدرة المؤسسات المالية على تقديم المزيد من القروض للمستثمرين ثم زيادة الاستثمار، وانخفاض سعر الفائدة يؤدي إلى دعم وتوسع المشاريع غير المنتجة أو توجيه الاموال نحو الاستهلاك بدلاً عن الاستثمار، مما يؤثر سلباً في تكوين رأس المال (Bagheo & Edoumiekumo , 2012 , 69-88).
- 7- الاستثمار الأجنبي المباشر الوافد : إذ يمثل الاستثمار الاجنبي المباشر إضافة إلى التراكم الرأسمالي داخل البلد المضيف عبر زيادة عدد وقيمة المشاريع الانتاجية والتجهيزات الرأسمالية، ويعد مؤشراً على تكوين رأس المال الكلي للبلد المضيف، إذ إنه يزيد الموارد المالية الكلية المتاحة؛ لغرض الاستثمار ومن ثم ينمي تكوين رأس المال البلد المضيف (Al-Tamimi, 2015, 48).
- 8- إجمالي الادخار : ويعرف الادخار بأنه ذلك الجزء من الدخل الذي لا ينفق على الاستهلاك، وينعكس دور الادخار في تكوين رأس المال عبر الزيادة في رصيد رأس المال وتأثير ذلك في قدرة الاقتصاد على توليد المزيد من الدخل (Lemma , 2005 , 27) .
- 9- التضخم : للتضخم نوعان من التأثيرات في تراكم رأس المال أحدهما ايجابي، والاخر سلبي، فالتأثير الايجابي للتضخم في تراكم رأس المال يعرف بتأثير توين، ووفقاً له يؤدي ارتفاع معدلات التضخم إلى انخفاض معدل الفائدة الحقيقي (العائد الحقيقي للاحتفاظ بالمال) وهذا سيكون سبباً لاستبدال الافراد النقود

في شكل سيولة إلى موجودات رأسمالية (Olanipekun & Akeju, 2013, 173-181)، ويمكن أن يؤدي ارتفاع معدلات التضخم إلى زيادة تراكم رأس المال عبر زيادة المدخرات بوصفها دوافع احترازية ضد مخاطر ارتفاع معدلات التضخم، إلا أن تأثير توبن مؤقت؛ لكون التضخم يزيد الاستهلاك على طول مسار الانتقال الذي يتطلب المزيد من رأس المال؛ لإنتاجه، مما يجعل تأثير التضخم سلبياً في تراكم رأس المال على المدى البعيد، فعند معدل التضخم المرتفع للغاية، تتخفف المدخرات مرة أخرى وتتسبب في ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي (تأثير مضاد لتوبن) وهذا هو التأثير السلبي للتضخم في تراكم رأس المال، إذ إن ارتفاع الأسعار يقلل من القيمة الزمنية للنقود عبر تآكل قوتها الشرائية فيزداد الاستهلاك ويقل الادخار والاستثمار (Ozekhome, 2018, 71-97).

10- القيمة الإجمالية للأسهم المتداولة : ففي قيام سوق رأس المال بوظيفة تعبئة الأموال من وحدات الفائض واتاحتها لوحدة العجز تؤدي إلى مطابقة احتياجات المدخرين الفرديين مع الشركات التي تتطلب أموالاً، مما يسهم في زيادة الاستثمار وبالنتيجة زيادة تراكم رأس المال الذي يؤدي إلى النمو الاقتصادي (Ugbogbo & Alsien, 2019, 14-24).

رابعاً: المنهج المستخدم

استناداً إلى الأطر النظرية والدراسات التجريبية وإثبات فرضية البحث وتحقيق أهدافه الأساسية وبغية صياغة تشخيص كمي للعوامل المؤثرة والمحددة (المتغيرات المفسرة) للتراكم الرأسمالي (المتغير التابع) في جمهورية مصر والبحرين تم الاعتماد على منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed Lag Estimate) (ARDL) و باعتماد بيانات تلك المتغيرات ولسلسلة زمنية للفترة (1990-2020) بواقع بيانات سنوية، ولعدد مشاهدات السلسلة الزمنية (31) مشاهدة لكل بلد، وتعد هذه المنهجية المطورة من قبل (Pesaran et al., 2001) من أهم النماذج المستخدمة في تطبيق منهجية التكامل المشترك وتصحيح الخطأ لاختبار وجود العلاقة التوازنية طويلة المدى بين المتغير التابع والمتغير المستقل، كونها لا تشترط أن تكون السلاسل الزمنية مستقرة عند ذات الدرجة (الرتبة)، مما يجعلها أكثر مرونة وملائمة للاستخدام مقارنة النماذج الأخرى التي تشترط استقرارية جميع المتغيرات عند نفس الدرجة، حيث تستخدم هذه المنهجية عندما تكون جميع المتغيرات المدروسة مستقرة عند المستوى $I(0)$ ، أو مستقرة عند أخذ الفرق الأول $I(1)$ ، أو خليط من الرتبتين، إلا أن الشرط الوحيد لها عدم استقرارية السلاسل الزمنية عند الفرق الثاني (Pesaran et al., 2001, 289-326).

ولمعرفة استقرار السلسلة من عدمه فقد تم اعتماد اختبار Phillips-Perron (pp) كبديل عن اختباري Augmented Dickey-Fuller (ADF)، Dickey-Fuller (DF)، كونه (pp) يتفوق عليهما باستناده إلى تصحيح الارتباط الذاتي للبواقي في معادلة اختبار جذر الوحدة، بما يختلف عنهما باستخدام طرائق إحصائية غير معلمية لتباين الأنموذج، دون الحاجة إلى إضافة حدود للتباطؤ (Al-Iraqi and Al-Omari, 2019, 205-190).

والشكل العام لمنهجية ARDL كالتالي:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^q \beta_{ij} X_{j,t-1} + \varepsilon_t$$

حيث تشير P إلى فترات ابطاء المتغير المعتمد q1 و q2

خامساً : وصف متغيرات الدراسة

- 1- استخدمت الدراسة عينة من دولتين من الدول العربية (مصر، والبحرين)، حيث ان الدراسات السابقة لم تستخدم هاتين الدولتين وتم اختيار دولة نفطية وغير نفطية.
- 2- تناولت الدراسة الحالية مجموعة من المتغيرات المالية والاقتصادية الكلية، لأن بعض الدراسات السابقة انتهجت أن تكون هذه المتغيرات التوضيحية ضابطة في الحد الأدنى، أي أن تكون متوافرة في كل الدراسات مع اعطاء خصوصية لهذه الدراسة لوجود فجوة بحثية خاصة .
- 3- المدة الزمنية التي اتخذها البحث من عام (1990-2020)، اذ بدأ الاهتمام بالتراكم الرأسمالي من بعد العام (1990) بسبب الانفتاح وزيادة التدفقات النقدية والمالية الدولية من الاستثمارات الأجنبية مباشرة ومحفظية ، ثم بعد هذا العام ظهرت الأزمات وأحد الحلول للخروج من هذه الأزمات هو الاهتمام بالتراكم الرأسمالي. وقد استخدمت الدراسة مؤشر إجمالي تكوين رأس المال % من الناتج المحلي الاجمالي بوصفه متغيراً تابعاً وعشرة متغيرات مفسرة تم تصنيف المتغيرات المستقلة وتأثيراتها المتوقعة وبحسب الجدول (1) إلى:

الجدول (1): المتغيرات المستقلة (التوضيحية)

| ت | المتغيرات | المؤشر | الرمز | التأثير المتوقع |
|----|---------------------------|--|-------|-----------------|
| ١ | الائتمان المحلي | الائتمان المحلي المقدم إلى القطاع الخاص (% من إجمالي الناتج المحلي) | CRI | + |
| ٢ | الانفتاح التجاري | التجارة (الصادرات + الواردات % من إجمالي الناتج المحلي) | TRA | + |
| ٣ | | صادرات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي) | EXO | + |
| ٤ | | واردات السلع والخدمات (% من إجمالي الناتج المحلي) | IMP | + |
| ٥ | سعر الصرف | سعر الصرف الرسمي (عملة محلية مقابل الدولار الأمريكي، متوسط الفترة) | EXC | - |
| ٦ | سعر الفائدة | سعر الفائدة الحقيقي (%) | INT | -/+ |
| ٧ | الاستثمار الأجنبي المباشر | الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة (% من إجمالي الناتج المحلي) | FDI | + |
| ٨ | الادخار | إجمالي الادخار (% من إجمالي الناتج المحلي) | SAV | + |
| ٩ | التضخم | معدل التغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلك | INF | -/+ |
| ١٠ | الأسهم المتداولة | الأسهم المتداولة، القيمة الإجمالية (% من إجمالي الناتج المحلي) | STOK | + |

المصدر : من إعداد الباحثين

سادساً : تقدير النماذج وتحليل النتائج

١- تقدير نموذج مصر ومناقشة نتائجه

تشير نتائج اختبار السكون وفقاً Phillips-Perron (pp) المدرجة في الجدول (2) عند مستوى معنوية 5%، إلا أنه لم تستطع جميع متغيرات الدراسة (إجمالي تكوين رأس المال GCF، الائتمان المحلي المقدم إلى القطاع الخاص CRI، التجارة TRA، صادرات السلع والخدمات EXO، واردات السلع والخدمات IMP، سعر الصرف الرسمي EXC، سعر الفائدة الحقيقي INT، التضخم INF، الاستثمار الأجنبي المباشر FDI، إجمالي الادخار SAV، القيمة الإجمالية للأسهم المتداولة STOK) من تحقيق استقراريتها وإثبات معنويتها الاحصائية عند المستوى، إذ فشل اختبار Prob. في النزول عن حاجز الـ 0.05 سواء كان بوجود حد ثابت أو وجود اتجاه زمني، ولكنها استطاعت تحقيق استقراريتها وإثبات معنويتها الاحصائية في عدم تجاوز Prob. قيمة الـ 0.05 عند إعادة اختبار استقراريتها عند الفرق الأول، إذ جاءت النتائج لتؤكد استقراريتها وفي الحالات الثلاث التي هي وجود حد ثابت أو وجود حد ثابت واتجاه زمني أو بدونهما، إذ لم تتجاوز قيم اختبار Prob. حاجز الـ 0.05 لتلك المتغيرات

الجدول (٢): نتائج اختبار Phillips-Perron (1988) لاستقراريه بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات

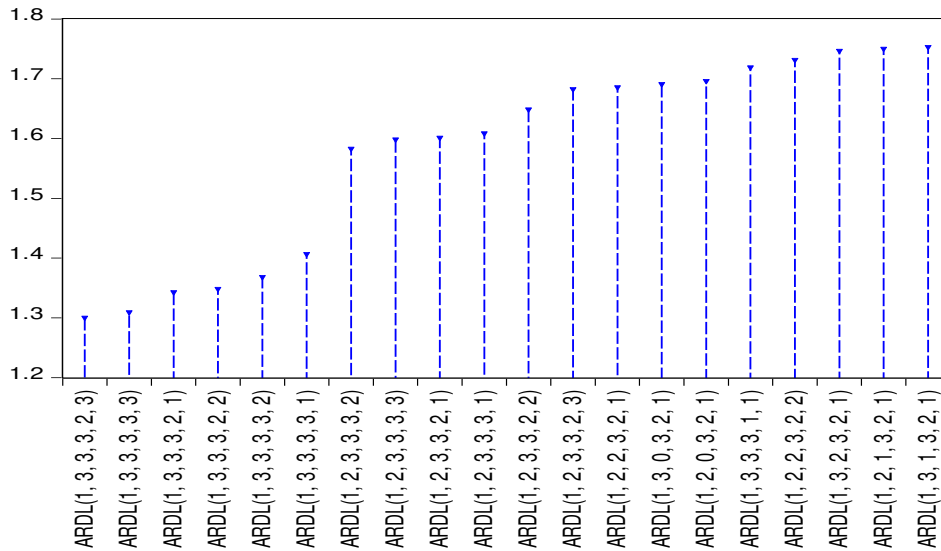
الدراسة بصيغتها الخطية لأنموذج مصر

| Variables | Level | | | First Difference | | |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | None | Intercept | Trend and Intercept | None | Intercept | Trend and Intercept |
| GCF Prob. | -1.836530 0.0638 | -3.550293 0.0133 | -4.085650 0.0163 | -4.871123 0.0000 | -5.487562 0.0001 | -4.434706 0.0075 |
| CRI Prob. | -0.358712 0.5470 | -1.376104 0.5805 | -1.373460 0.8482 | -3.340191 0.0016 | -3.284966 0.0250 | -3.612687 0.0462 |
| TRA Prob. | -0.827500 0.3490 | -1.635075 0.4529 | -1.894037 0.6326 | -4.230287 0.0001 | -4.240649 0.0025 | -4.164634 0.0139 |
| EXO Prob. | -0.726677 0.3933 | -1.576847 0.4817 | -1.985650 0.5853 | -4.298523 0.0001 | -4.292148 0.0022 | -4.199585 0.0129 |
| IMP Prob. | -0.947314 0.2986 | -2.071275 0.2569 | -2.178281 0.4838 | -4.304557 0.0001 | -4.316972 0.0021 | -4.232884 0.0119 |
| EXC Prob. | 1.986080 0.9867 | -0.123938 0.9378 | 0.9378 0.8100 | -3.831050 0.0004 | -3.834974 0.0069 | -4.940472 0.0022 |
| INT Prob. | -1.846713 0.0624 | -2.960315 0.0504 | -3.544399 0.0525 | -8.966258 0.0000 | -8.442506 0.0000 | -8.253337 0.0000 |
| FDI Prob. | -1.486732 0.1259 | -2.138254 0.2320 | -2.125611 0.5115 | -3.280233 0.0019 | -3.201863 0.0301 | -3.143478 0.1156 |
| SAV Prob. | -1.862436 0.0604 | -1.517446 0.5112 | -2.012925 0.5710 | -4.163501 0.0002 | -4.401568 0.0017 | -4.407383 0.0080 |
| INF Prob. | -1.614742 0.0991 | -2.913572 0.0556 | -2.819171 0.2018 | -7.585750 0.0000 | -7.333716 0.0000 | -7.442009 0.0000 |
| STOK Prob. | -1.238501 0.1931 | -1.593068 0.4737 | -1.457826 0.8217 | -3.459603 0.0012 | -3.399652 0.0193 | -3.365792 0.0759 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج E views 10

في ضوء ما تقدم، ونظراً لاستقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة ضمن حدود الفرق الأول، وعدم تجاوزها حاجز الفرق الثاني، فإنها تستوفي شروط اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة المبحوثة باستعمال منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية ARDL الذي قدمه (Pesaran et al. (2001). وبالاستعانة بمعيار Akaike information criterion بعده الأفضل من بين الاختبارات كونه يحدد مدة إبطاء لنماذج ARDL، لتحديد عدد الفترات الإبطاء الزمني (Lags) واختيار المدة الأمثل للكشف عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة (التجارة TRA، واردات السلع والخدمات IMP، سعر الصرف EXC، التضخم INF، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص CRI) والمتغير التابع المعبر عنه بمؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) بعد استبعاد المتغيرات غير المعنوية من النموذج، وكما مثبت في الشكل (1)، والذي تؤكد نتائجه أنه اعتمد تخلفاً زمنياً لمدة 1 سنة (t-1).

الشكل (1): اختبار عدد فترات الإبطاء الزمني وفقاً لمعيار (AIC) لأنموذج مصر
Akaike Information Criteria (top 20 models)



• الشكل من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

بناءً على ما أفرزته نتائج اختبارات فترات الإبطاء من أن النموذج ARDL بُني على أساس تخلف زمني بين (3 و 1)، وما يعكسه ذلك من تحديد مدة الإبطاء الزمني بـ (1) للمتغير التابع و (33323) للمتغيرات المستقلة، تم تقدير النموذج الأولي، والذي أدرجت نتائجه بالجدول (3).

جدول (3): نتائج تقدير أنموذج ARDL الأولي لأنموذج مصر

| Dependent Variable: GCF | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: ARDL | | | | |
| Sample (adjusted): 1993 2020 | | | | |
| Included observations: 28 after adjustments | | | | |
| Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection) | | | | |
| Model selection method: Akaike info criterion (AIC) | | | | |
| Dynamic regressors (3 lags, automatic): TRA IMP EXC INF CRI | | | | |
| Fixed regressors: C | | | | |
| Number of models evaluated: 1024 | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 3, 3, 3, 2, 3) | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GCF(-1) | 0.152742 | 0.215037 | 0.710304 | 0.5005 |
| TRA | -0.539147 | 0.108442 | -4.971776 | 0.0016 |
| TRA(-1) | 0.066950 | 0.130668 | 0.512369 | 0.6242 |
| TRA(-2) | 0.389922 | 0.130787 | 2.981345 | 0.0205 |
| TRA(-3) | -0.126412 | 0.063070 | -2.004326 | 0.0851 |
| IMP | 1.066854 | 0.212878 | 5.011573 | 0.0015 |
| IMP(-1) | -0.040527 | 0.288505 | -0.140473 | 0.8922 |
| IMP(-2) | -0.321776 | 0.217060 | -1.482429 | 0.1818 |
| IMP(-3) | 0.408076 | 0.164710 | 2.477538 | 0.0424 |
| EXC | -0.266748 | 0.209090 | -1.275758 | 0.2427 |
| EXC(-1) | 1.065237 | 0.258498 | 4.120876 | 0.0045 |
| EXC(-2) | 0.528620 | 0.262455 | 2.014136 | 0.0839 |
| EXC(-3) | -1.427556 | 0.269817 | -5.290822 | 0.0011 |
| INF | 0.071851 | 0.074972 | 0.958377 | 0.3698 |
| INF(-1) | -0.173099 | 0.079330 | -2.182028 | 0.0654 |
| INF(-2) | -0.172759 | 0.074510 | -2.318598 | 0.0535 |
| CRI | 0.262702 | 0.051145 | 5.136408 | 0.0013 |
| CRI(-1) | -0.057765 | 0.125277 | -0.461101 | 0.6587 |
| CRI(-2) | -0.008878 | 0.092822 | -0.095649 | 0.9265 |
| CRI(-3) | -0.080049 | 0.084920 | -0.942642 | 0.3773 |
| C | -7.418277 | 1.723568 | -4.304024 | 0.0035 |
| R-squared | 0.991824 | Mean dependent var | 17.92836 | |
| Adjusted R-squared | 0.968462 | S.D. dependent var | 2.465458 | |
| S.E. of regression | 0.437837 | Akaike info criterion | 1.299768 | |
| F-statistic | 42.45587 | Schwarz criterion | 2.298921 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000019 | Hannan-Quinn criter. | 1.605219 | |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10) إذ تشير المعطيات الاحصائية الواردة في الجدول (3) والخاصة بنتائج التقدير الأولي لأنموذج (ARDL) للعلاقة بين (التجارة TRA)، واردات السلع والخدمات IMP، سعر الصرف EXC، التضخم INF، الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص (CRI) وإجمالي تكوين رأس المال (GCF)، إلى معنوية وجوده الأنموذج المقدر، إذ بلغت قيمة ($R^2 = 99.1824$)، بما يدل على قدرة تفسيرية عالية للأنموذج، وعكست قيمة F-statistic البالغة 42.45587 معنوية الأنموذج ككل، إذ انخفضت قيمة (F-statistic) عن 0.05،

الامر الذي يقضي بالانتقال إلى الخطوة اللاحقة والخاصة بالتحقق من وجود العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة وفقاً لأنموذج ARDL، بالاستناد إلى اختبار الحدود Bound Test.

جدول (٤): اختبار الحدود Bound Test للتكامل المشترك بين متغيرات أنموذج مصر

| ARDL Bounds Test | | | | |
|---|----------|-----------------------|----------|----------|
| Sample (adjusted): 1993 2020 | | | | |
| Included observations: 28 after adjustments | | | | |
| Null Hypothesis: No levels relationship | | | | |
| F-statistic | 14.64314 | Critical Value Bounds | | |
| | | Sign. | I0 Bound | I1 Bound |
| K | 5 | 10% | 2.08 | 3 |
| | | 5% | 2.39 | 3.38 |
| | | 2.5% | 2.7 | 3.73 |
| | | 1% | 3.06 | 4.15 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

يعرض الجدول (٤) نتائج اختبار الحدود (Bound Test) للتكامل المشترك بين متغيرات الأنموذج، والتي أكدت وجود علاقة التكامل المشترك بين (التجارة TRA، و واردات السلع والخدمات IMP، وسعر الصرف EXC، والتضخم INF، والائتمان المقدم للقطاع الخاص CRI) وإجمالي تكوين رأس المال (GCF) عند مستوى معنوية 0.05، إذ تجاوزت قيمة F المحسوبة الحدود الحرجة العليا عند هذا المستوى من المعنوية، وهو ما يعكس قبول الفرضية البديلة، ونرفض العدم، وعليه توجد علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، الأمر الذي يدل على وجود العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الأنموذج وإجمالي تكوين رأس المال (GCF) وهو ما يوافق النظرية الاقتصادية.

وبناءً على ما أفرزته نتائج اختبار الحدود من وجود علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الأنموذج، تم تقدير معاملات الأجل القصير، والأجل الطويل والتي أدرجت نتائجها بالجدول (5)، (6).

جدول (٥): المقدرات القصيرة الأجل وتصحيح الخطأ للمتغيرات المستقلة وإجمالي تكوين رأس المال لأنموذج

مصر

| ARDL Error Correction Regression | | | | |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: D(GCF) | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 3, 3, 3, 2, 3) | | | | |
| Case 2: Restricted Constant and No Trend | | | | |
| Sample: 1990 2020 | | | | |
| Included observations: 28 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(TRA) | -0.539147 | 0.048971 | -11.00945 | 0.0000 |
| D(TRA(-1)) | -0.263509 | 0.044304 | -5.947727 | 0.0006 |

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(GCF)
Selected Model: ARDL(1, 3, 3, 3, 2, 3)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Sample: 1990 2020
Included observations: 28

| | | | | |
|---------------|-----------|----------|-----------|--------|
| D(TRA(-2)) | 0.126412 | 0.038336 | 3.297490 | 0.0132 |
| D(IMP) | 1.066854 | 0.087734 | 12.16014 | 0.0000 |
| D(IMP(-1)) | -0.086300 | 0.096609 | -0.893289 | 0.4014 |
| D(IMP(-2)) | -0.408076 | 0.092044 | -4.433477 | 0.0030 |
| D(EXC) | -0.266748 | 0.088522 | -3.013347 | 0.0196 |
| D(EXC(-1)) | 0.898936 | 0.099322 | 9.050694 | 0.0000 |
| D(EXC(-2)) | 1.427556 | 0.136386 | 10.46705 | 0.0000 |
| D(INF) | 0.071851 | 0.035817 | 2.006080 | 0.0849 |
| D(INF(-1)) | 0.172759 | 0.033947 | 5.089163 | 0.0014 |
| D(CRI) | 0.262702 | 0.027291 | 9.625840 | 0.0000 |
| D(CRI(-1)) | 0.088928 | 0.036766 | 2.418738 | 0.0462 |
| D(CRI(-2)) | 0.080049 | 0.039509 | 2.026094 | 0.0824 |
| CointEq (-1)* | -0.847258 | 0.061408 | -13.79713 | 0.0000 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

جدول (٦): المقدرات طويلة الأجل للمتغيرات المستقلة وإجمالي تكوين رأس المال لأنموذج مصر

ARDL Long Run Form
Dependent Variable: D(GCF)
Selected Model: ARDL(1, 3, 3, 3, 2,3)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Sample: 1990 2020
Included observations: 28

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| TRA | -0.246310 | 0.145464 | -1.693267 | 0.1342 |
| IMP | 1.313209 | 0.318460 | 4.123629 | 0.0044 |
| EXC | -0.118555 | 0.084195 | -1.408100 | 0.2019 |
| INF | -0.323405 | 0.136774 | -2.364528 | 0.0500 |
| CRI | 0.136923 | 0.048715 | 2.810715 | 0.0261 |
| C | -8.755628 | 2.378480 | -3.681186 | 0.0078 |

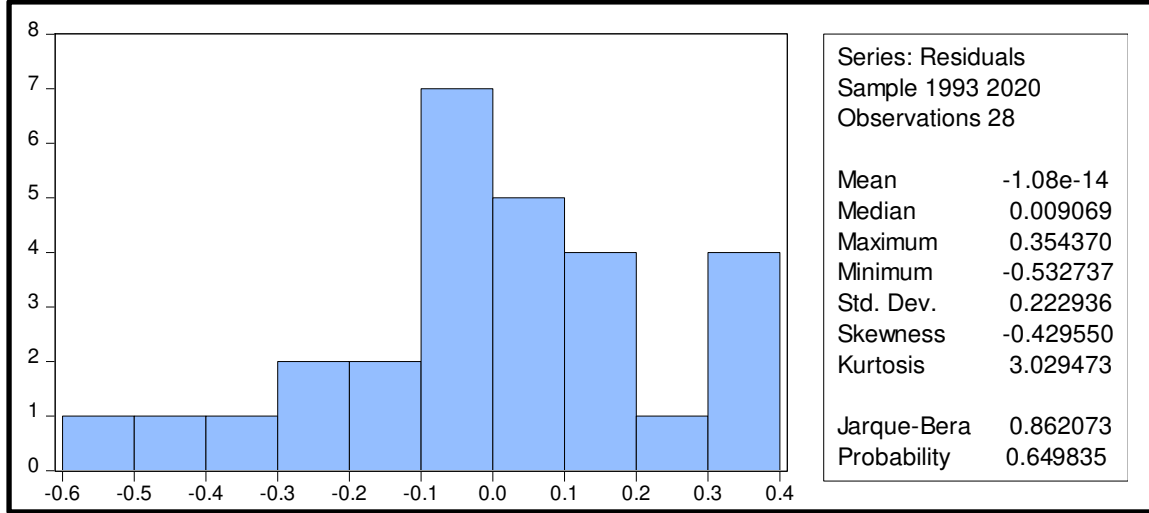
EC = GCF - (-0.2463*TRA + 1.3132*IMP - 0.1186*EXC - 0.3234*INF + 0.1369 *CRI - 8.7556)

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

ولبيان حقيقة اتخاذ الأنموذج المقدر التوزيع الطبيعي من عدمه، تم اعتماد اختبار (Jarque-Bera Test) المعروف في الشكل (2)، والذي أكدت نتائجه على أن الأنموذج المقدر قد اتبع التوزيع الطبيعي، إذ

تجاوزت القيمة الاحتمالية Jarque-Bera حاجز الـ 0.05، الأمر الذي يدعم قبول الفرض الذي ينص على أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً.

الشكل (٢): اختبار التوزيع الطبيعي (Jarque-Bera) لأنموذج مصر



• الشكل من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج (Eviews 10)

وللتأكد من خلو الأنموذج المقدر من مشكلة تباين حد الخطأ وللتأكد من خلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation)، تم اعتماد اختبار Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH Test) الذي أدرجت نتائجه في الجدول (٧)، والتي أكدت على خلو الأنموذج من مشكلة تباين حد الخطأ العشوائي، إذ تجاوزت احتمالية F-Statistic حاجز الـ 0.05.

جدول (٧): اختبار فرضية ثبات تباين حد الخطأ (ARCH Test) لأنموذج مصر

| Heteroskedasticity Test: ARCH | | | |
|-------------------------------|-----------------|----------------------|---------------|
| F-statistic | 0.299267 | Prob. F(3,21) | 0.8255 |
| Obs*R-squared | 1.024990 | Prob. Chi-Square(3) | 0.7952 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج (E views 10)

وللتأكد من خلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation)، تم اعتماد اختبار Serial Correlation LM Test الذي أدرجت نتائجه في الجدول (٨)، والذي أكدت على خلو الأنموذج من مشكلة الارتباط الذاتي، إذ تجاوزت احتمالية F-Statistic حاجز الـ 0.05.

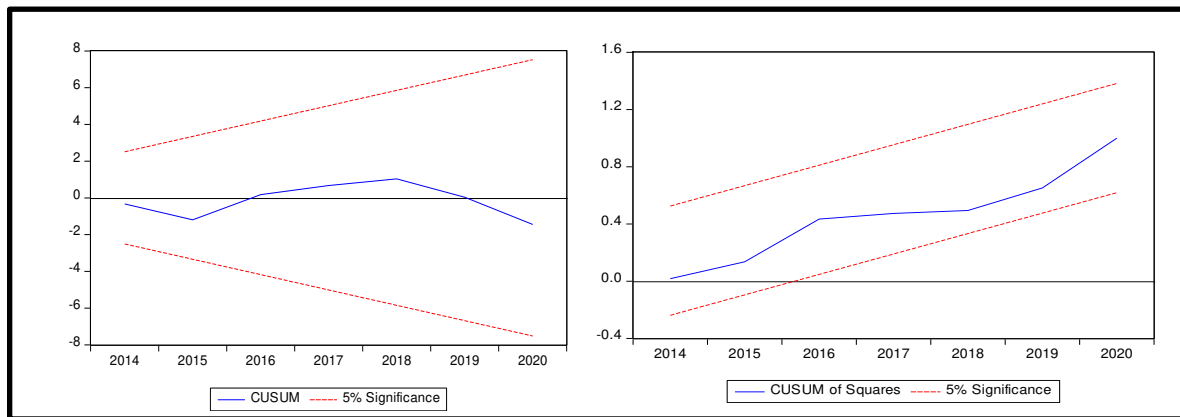
جدول (٨): اختبار Serial Correlation LM للارتباط الذاتي لأنموذج مصر

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test | | | |
|--|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.850424 | Prob. F(3,4) | 0.5344 |
| Obs*R-squared | 10.90408 | Prob. Chi-Square(3) | 0.0123 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج (E views 10)

وللكشف عن السكون الهيكلي لمعاملات الأنموذج المقدر في مدة الدراسة، تم اعتماد اختبار CUSUM CUSUMSQ، المدرجة نتائجها في الشكل (3)، والتي تشير إلى أن المعاملات المقدره للأنموذج مستقرة هيكلياً طيلة مدة الدراسة، مما يدعم ويبرهن على وجود الاستقرار الهيكلي بين متغيرات الدراسة فضلاً عن انسجام الأنموذج، وهو ما يؤكد وقوع الشكل البياني لاختبار CUSUM، CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة وعند مستوى 5%، بما يدل على تمتع المقدرات طويلة الأجل للأنموذج بالاستقرار والانسجام مع المعلمات قصيرة الأجل، ما يجعلها مناسبة للتحليل.

الشكل (٣): اختبار استقرار الأنموذج الهيكلي لأنموذج مصر



• الشكل من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

لقد جاءت النتائج السابقة لتبين ما يأتي:

• وفقاً لنتائج التقدير طويلة الأجل الواردة في الجدول (6) فإن متغيري الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص (CRI)، وإجمالي واردات السلع والخدمات (IMP)، قد نجحا في إثبات تأثيرهما المعنوي والإيجابي في إجمالي تكوين رأس المال GCF، والذي يشير إلى أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص، وإجمالي واردات السلع والخدمات يعمل على رفع مستويات تكوين رأس المال بمعامل قدره (0.136923)، (1.313209) على التوالي وهو جاء موافقاً للأطر النظرية والدراسات التجريبية التي أطرت لهذه العلاقات.

- توافق التأثير السلبي التضخم (INF) في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) مع النظرية الاقتصادية، والتي تشير إلى أن انخفاض معدلات التضخم، يعمل على رفع مستويات تكوين رأس المال بمعامل قدره (-0.323405) على التوالي.
- فشل متغيري التجارة (TRA) و سعر الصرف (ECX) في إثبات تأثيرهما المعنوي في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) في المدى الطويل، إذ فشلا في تجاوز اختبار المعنوية، والنزول عن حاجز 0.05 وبلغت قيمته الـ Prob. ما مقداره (0.1342) (0.2019) على التوالي، وقد يعود ذلك إلى التقلبات التي حدثت في مدة الدراسة وضعف التدفقات النقدية الدولية، ومن ثم غياب القدرة التنافسية لمصر.
- وأكدت نتائج التقدير قصيرة الأجل الواردة في الجدول (5) تأثير هذه المتغيرات التوضيحية في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) في المدى القصير باستثناء التضخم (D(INF) الذي فشل في تجاوز معنوية التأثير، إذ بلغت قيمة الـ Prob. ما مقداره (0.0849).
- وبلغ حد تصحيح الخطأ (CET_{t-1}) ما قيمته (-0.847258)، والذي حقق الشرط اللازم والكافي (السلبية والمعنوية)، أي إن عملية تعديل الاختلالات الحاصلة من الأجل القصير والعودة إلى حالة التوازن تحتاج إلى مدة زمنية قدرها (0.8 من السنة).

2- تقدير نموذج البحرين ومناقشة نتائجه

تشير نتائج اختبار السكون وفقاً (pp) Phillips-Perron المدرجة في الجدول (9) عند مستوى معنوية 5%، إلى أن القيم المحسوبة احصائياً للمتغيرات (سعر الفائدة الحقيقي INT، الاستثمار الأجنبي المباشر FDI)، وبحسب ما أوضحته قيم Prob. التي لم تتجاوز قيمة الـ 0.05 معنويتها الاحصائية عند المستوى سواء كان بوجود حد ثابت أو وجود حد ثابت واتجاه زمني أو بدونهما. في حين لم تستطع المتغيرات الأخرى (إجمالي تكوين رأس المال GCF، والائتمان المحلي المقدم إلى القطاع الخاص CRI، وواردات السلع والخدمات IMP، وإجمالي الادخار SAV، وسعر الصرف الرسمي EXC، والتجارة TRA، والتضخم INF، وصادرات السلع والخدمات EXO، والقيمة الإجمالية للأسهم المتداولة STOK) من تحقيق استقراريتهما وإثبات معنويتها الاحصائية عند المستوى، إذ فشل اختبار Prob. في النزول عن حاجز الـ 0.05 سواء كان بوجود حد ثابت أو وجود اتجاه زمني، ولكنها استطاعت تحقيق استقراريتهما وإثبات معنويتها الاحصائية في عدم تجاوز Prob. قيمة الـ 0.05 عند إعادة اختبار استقراريتهما عند الفرق الأول، إذ جاءت النتائج لتؤكد استقراريتهما وفي الحالات الثلاث التي هي وجود حد ثابت أو وجود حد ثابت واتجاه زمني أو بدونهما، إذ لم تتجاوز قيم اختبار Prob. حاجز الـ 0.05 لتلك المتغيرات.

الجدول (٩): نتائج اختبار Phillips-Perron (1988) لإستقرارية بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة بصيغتها الخطية لأنموذج البحرين

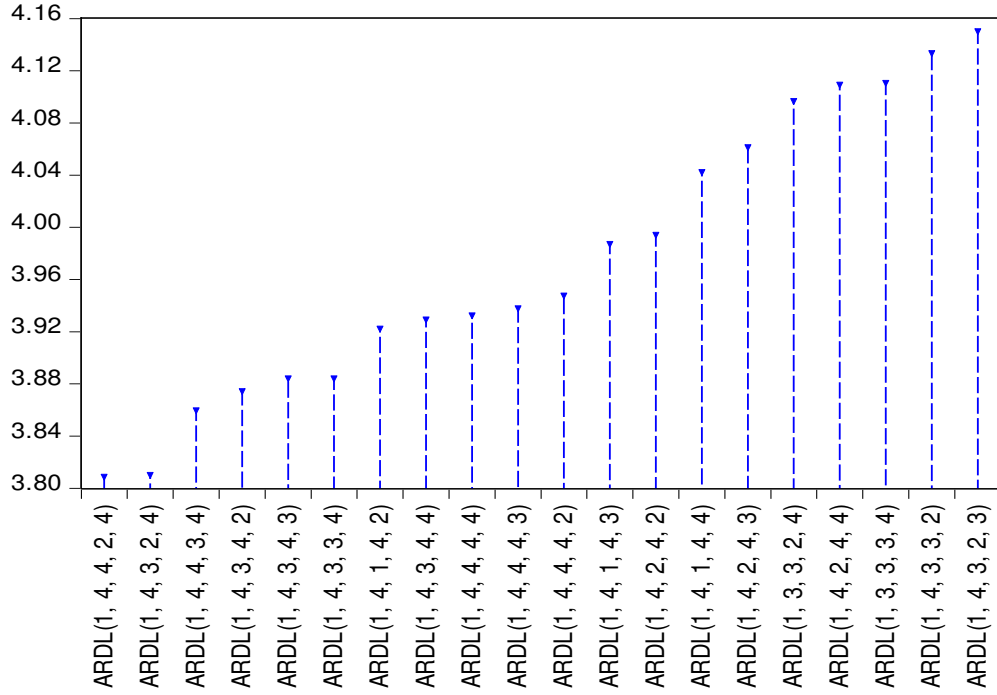
| Variables | Level | | | First Difference | | |
|--------------|-----------|-----------|---------------------|------------------|-----------|---------------------|
| | None | Intercept | Trend and Intercept | None | Intercept | Trend and Intercept |
| GCF | -1.258553 | -2.253823 | -1.963300 | -4.214958 | -4.225925 | -4.300608 |
| Prob. | 0.1868 | 0.1927 | 0.5969 | 0.0001 | 0.0026 | 0.0102 |
| CRI | 1.687310 | -1.031541 | -2.200873 | -4.901744 | -5.320932 | -5.203158 |
| Prob. | 0.9750 | 0.7288 | 0.4720 | 0.0000 | 0.0002 | 0.0012 |
| TRA | -1.174173 | -3.249667 | -3.003930 | -5.483334 | -5.366985 | -5.333526 |
| Prob. | 0.2139 | 0.0268 | 0.1477 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0009 |
| EXO | -1.131711 | -4.197760 | -4.118928 | -8.768803 | -8.415556 | -8.025433 |
| Prob. | 0.2285 | 0.0027 | 0.0151 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| IMP | -1.258553 | -2.253823 | -1.963300 | -4.214958 | -4.225925 | -4.300608 |
| Prob. | 0.1868 | 0.1927 | 0.5969 | 0.0001 | 0.0026 | 0.0102 |
| EXC | -5.68E-08 | -6.25966 | -6.00249 | -3.864309 | -3.789570 | -3.792809 |
| Prob. | 0.6748 | 0.0468 | 0.0247 | 0.0004 | 0.0077 | 0.0316 |
| INT | -3.630469 | -4.770744 | -5.152854 | | | |
| Prob. | 0.0007 | 0.0006 | 0.0013 | | | |
| FDI | -3.159824 | -4.722246 | -10.24718 | | | |
| Prob. | 0.0026 | 0.0007 | 0.0000 | | | |
| SAV | -1.017017 | -2.273646 | -3.194284 | -7.497991 | -7.491054 | -8.989759 |
| Prob. | 0.2709 | 0.1865 | 0.1046 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| INF | -2.072575 | -2.820824 | -2.650446 | -7.99322 | -7.858590 | -7.916727 |
| Prob. | 0.0385 | 0.0673 | 0.2626 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| STOK | -1.495906 | -2.267888 | -2.465118 | -8.006641 | -10.50074 | -10.11242 |
| Prob. | 0.1238 | 0.1883 | 0.3416 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews 10

في ضوء ما تقدم، ونظراً لاستقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة ضمن حدود الفرق الأول، وعدم تجاوزها حاجز الفرق الثاني، فأنها تستوفي شروط اختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة المبحوثة باستعمال منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية ARDL الذي قدمه (Pesaran et al. (2001). وبالاستعانة بمعيار Akaike information criterion بعدّه الأفضل من بين الاختبارات كونه يحدد 20 مدة إبطاء لنماذج ARDL، لتحديد عدد الفترات الإبطاء الزمني (Lags) واختيار المدة الأمثل للكشف عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة (الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص CRI، وإجمالي الادخار SAV، وواردات السلع والخدمات IMP، والتجارة TRA) والمتغير التابع المعبر عنه بمؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) بعد

استبعاد المتغيرات غير المعنوية من الأنموذج، وكما مثبت في الشكل (4)، والذي تؤكد نتائجه أنه اعتمد تخلفاً زمنياً لمدة 1 سنة (t- 1).

الشكل (٤): اختبار عدد فترات الإبطاء الزمني وفقاً لمعيار (AIC) لأنموذج البحرين
Akaike Information Criteria (top 20 models)



• الشكل من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

بناءً على ما أفرزته نتائج اختبارات فترات الإبطاء من أن الأنموذج ARDL بُني على أساس تخلف زمني بين (4 و1)، وما يعكسه ذلك من تحديد مدة الإبطاء الزمني بـ(1) للمتغير التابع و(4424) للمتغيرات المستقلة، تم تقدير الأنموذج الأولي، والذي أدرجت نتائجه بالجدول (10).

جدول (١٠): نتائج تقدير أنموذج ARDL الأولي لأنموذج البحرين

| Dependent Variable: GCF | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: ARDL | | | | |
| Sample (adjusted): 1994 2020 | | | | |
| Included observations: 27 after adjustments | | | | |
| Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection) | | | | |
| Model selection method: Akaike info criterion (AIC) | | | | |
| Dynamic regressors (4 lags, automatic): CRI SAV IMP TRA | | | | |
| Fixed regressors: C | | | | |
| Number of models evaluated: 625 | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 2, 4) | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| GCF(-1) | -0.249377 | 0.327928 | -0.760462 | 0.4718 |
| CRI | 0.059978 | 0.147859 | 0.405642 | 0.6971 |
| CRI(-1) | -0.018688 | 0.134598 | -0.138844 | 0.8935 |
| CRI(-2) | -0.273819 | 0.132496 | -2.066628 | 0.0776 |
| CRI(-3) | 0.215055 | 0.153298 | 1.402860 | 0.2034 |
| CRI(-4) | 0.266866 | 0.140185 | 1.903676 | 0.0987 |
| SAV | 0.543584 | 0.080886 | 6.720367 | 0.0003 |
| SAV(-1) | 0.402787 | 0.228848 | 1.760066 | 0.1218 |
| SAV(-2) | -0.055740 | 0.120109 | -0.464081 | 0.6567 |
| SAV(-3) | 0.160305 | 0.094152 | 1.702621 | 0.1324 |
| SAV(-4) | 0.061041 | 0.082344 | 0.741294 | 0.4826 |
| IMP | 1.351773 | 0.265866 | 5.084406 | 0.0014 |
| IMP(-1) | -0.065236 | 0.573509 | -0.113749 | 0.9126 |
| IMP(-2) | 0.926492 | 0.237416 | 3.902400 | 0.0059 |
| TRA | -0.734893 | 0.129671 | -5.667346 | 0.0008 |
| TRA(-1) | -0.072381 | 0.291075 | -0.248668 | 0.8108 |
| TRA(-2) | -0.481517 | 0.129162 | -3.728004 | 0.0074 |
| TRA(-3) | 0.012077 | 0.038224 | 0.315953 | 0.7613 |
| TRA(-4) | -0.082105 | 0.040363 | -2.034142 | 0.0814 |
| C | 42.60289 | 9.957138 | 4.278628 | 0.0037 |
| R-squared | | | | |
| R-squared | 0.987883 | Mean dependent var | 24.68614 | |
| Adjusted R-squared | 0.954994 | S.D. dependent var | 7.171911 | |
| S.E. of regression | 1.521490 | Akaike info criterion | 3.808812 | |
| F-statistic | 30.03702 | Schwarz criterion | 4.768691 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000062 | Hannan-Quinn criter. | 4.094234 | |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

إذ تشير المعطيات الاحصائية الواردة في الجدول (10) والخاصة بنتائج التقدير الأولي لأنموذج (ARDL) للعلاقة بين الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص CRI، وإجمالي الادخار SAV، وواردات السلع والخدمات IMP، والتجارة TRA وإجمالي تكوين رأس المال (GCF)، إلى معنوية وجودة الأنموذج المقدر، إذ بلغت قيمة ($R^2 = 98.7883$)، بما يدل على قدرة تفسيرية عالية للأنموذج، وعكست قيمة F-

statistic البالغة 30.03702 معنوية الأنموذج ككل، إذ انخفضت قيمة (F-statistic) Prob. عن 0.05، الأمر الذي يقضي بالانتقال إلى الخطوة اللاحقة الخاصة بالتحقق من وجود العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة وفقاً لأنموذج ARDL، بالاستناد إلى اختبار الحدود Bound Test.

جدول (١١): اختبار الحدود Bound Test للتكامل المشترك بين متغيرات أنموذج البحرين

| ARDL Bounds Test | | | | |
|---|----------|-----------------------|----------|----------|
| Sample (adjusted): 1994 2020 | | | | |
| Included observations: 27 after adjustments | | | | |
| Null Hypothesis: No levels relationship | | | | |
| F-statistic | 4.987722 | Critical Value Bounds | | |
| | | Sign. | I0 Bound | I1 Bound |
| K | 4 | 10% | 2.2 | 3.09 |
| | | 5% | 2.56 | 3.49 |
| | | 2.5% | 2.88 | 3.87 |
| | | 1% | 3.29 | 4.37 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (Eviews 10)

يعرض الجدول (11) نتائج اختبار الحدود (Bound Test) للتكامل المشترك بين متغيرات الأنموذج، والتي أكدت وجود علاقة التكامل المشترك بين (الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص CRI، وإجمالي الادخار SAV، وواردات السلع والخدمات IMP، والتجارة TRA) وإجمالي تكوين رأس المال (GCF) عند مستوى معنوية 0.05، إذ تجاوزت قيمة F المحسوبة الحدود الحرجة العليا عند هذا المستوى من المعنوية، وهو ما يعكس قبول الفرضية البديلة، ورفض العدم، وعليه يوجد علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة، الأمر الذي يدل على وجود العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الأنموذج وإجمالي تكوين رأس المال (GCF) وهو ما يوافق النظرية الاقتصادية.

وبناءً على ما أفرزته نتائج اختبار الحدود من وجود علاقة التكامل المشترك بين متغيرات الأنموذج، تم تقدير معاملات الأجل القصير، والأجل الطويل والتي أدرجت نتائجها بالجدول (12)، (13).

جدول (١٢): المقدرات القصيرة الأجل وتصحيح الخطأ للمتغيرات المستقلة وإجمالي تكوين رأس المال لأنموذج البحرين

| ARDL Error Correction Regression | | | | |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: D(GCF) | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 2, 4) | | | | |
| Case 2: Restricted Constant and No Trend | | | | |
| Sample: 1990 2020 | | | | |
| Included observations: 27 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(CRI) | 0.059978 | 0.067663 | 0.886417 | 0.4048 |
| D(CRI(-1)) | -0.208102 | 0.072792 | -2.858879 | 0.0244 |
| D(CRI(-2)) | -0.481921 | 0.080621 | -5.977651 | 0.0006 |
| D(CRI(-3)) | -0.266866 | 0.095483 | -2.794891 | 0.0267 |

| ARDL Error Correction Regression | | | | |
|--|-----------|----------|-----------|--------|
| Dependent Variable: D(GCF) | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 2, 4) | | | | |
| Case 2: Restricted Constant and No Trend | | | | |
| Sample: 1990 2020 | | | | |
| Included observations: 27 | | | | |
| D(SAV) | 0.543584 | 0.051876 | 10.47859 | 0.0000 |
| D(SAV(-1)) | -0.165606 | 0.061873 | -2.676534 | 0.0317 |
| D(SAV(-2)) | -0.221346 | 0.054699 | -4.046588 | 0.0049 |
| D(SAV(-3)) | -0.061041 | 0.050990 | -1.197130 | 0.2702 |
| D(IMP) | 1.351773 | 0.129453 | 10.44215 | 0.0000 |
| D(IMP(-1)) | -0.926492 | 0.172567 | -5.368896 | 0.0010 |
| D(TRA) | -0.734893 | 0.061666 | -11.91740 | 0.0000 |
| D(TRA(-1)) | 0.551545 | 0.097742 | 5.642885 | 0.0008 |
| D(TRA(-2)) | 0.070028 | 0.019414 | 3.607144 | 0.0087 |
| D(TRA(-3)) | 0.082105 | 0.020651 | 3.975749 | 0.0054 |
| CointEq(-1)* | -1.249377 | 0.174432 | -7.162561 | 0.0002 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

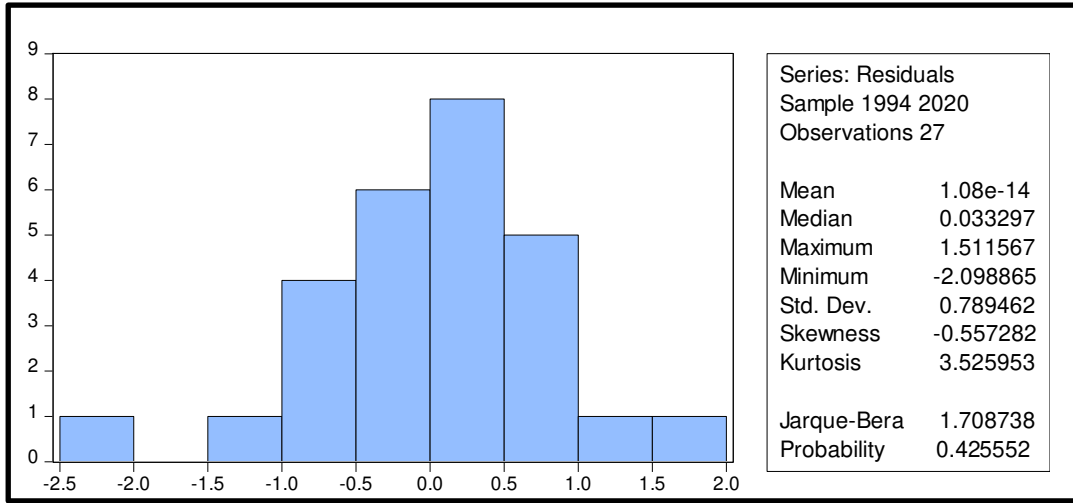
جدول (١٣): المقدرات طويلة الأجل للمتغيرات المستقلة وإجمالي تكوين رأس المال لأنموذج البحرين

| ARDL Long Run Form | | | | |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: D(GCF) | | | | |
| Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 2, 4) | | | | |
| Case 2: Restricted Constant and No Trend | | | | |
| Sample: 1990 2020 | | | | |
| Included observations: 27 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| CRI | 0.199613 | 0.047150 | 4.233616 | 0.0039 |
| SAV | 0.890026 | 0.108324 | 8.216352 | 0.0001 |
| IMP | 1.771306 | 0.262131 | 6.757335 | 0.0003 |
| TRA | -1.087597 | 0.158593 | -6.857791 | 0.0002 |
| C | 34.09931 | 6.287422 | 5.423417 | 0.0010 |
| EC = GCF - (0.1996*CRI + 0.8900*SAV + 1.7713*IMP -1.0876*TRA + 34.0993) | | | | |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

ولبيان حقيقة اتخاذ الأنموذج المقدر التوزيع الطبيعي من عدمه، تم اعتماد اختبار (Jarque -Bera Test) المعروف في الشكل (29)، والذي أكدت نتائجه أن الأنموذج المقدر قد اتبع التوزيع الطبيعي، إذ تجاوزت القيمة الاحتمالية Jarque -Bera حاجز الـ 0.05، الأمر الذي يدعم قبول الفرض الذي ينص على أن البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً.

الشكل (٥): اختبار التوزيع الطبيعي (Jarque-Bera) لأنموذج البحرين



• الشكل من إعداد الباحثين بالاعتماد إلى نتائج برنامج (E views 10)

و للتأكد من خلو الأنموذج المقدر من مشكلة تباين حد الخطأ Autoregressive Conditional Heteroscedasticity، تم الاستعانة باختبار (ARCH Test) الذي أدرجت نتائجه في الجدول (14)، والتي أكدت على خلو الأنموذج من مشكلة تباين حد الخطأ العشوائي، إذ تجاوزت احتمالية F-Statistic حاجز الـ 0.05.

جدول (١٤): اختبار فرضية ثبات تباين حد الخطأ (ARCH Test) لأنموذج البحرين

| Heteroskedasticity Test: ARCH | | | |
|-------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 2.534495 | Prob. F(1,24) | 0.1245 |
| Obs*R-squared | 2.483442 | Prob. Chi-Square(1) | 0.1151 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج (E views 10)

و للتأكد من خلو الأنموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation)، تم اعتماد اختبار Serial Correlation LM Test الذي أدرجت نتائجه في الجدول (15)، والذي أكدت خلو الأنموذج من مشكلة الارتباط الذاتي، إذ تجاوزت احتمالية F-Statistic حاجز الـ 0.05.

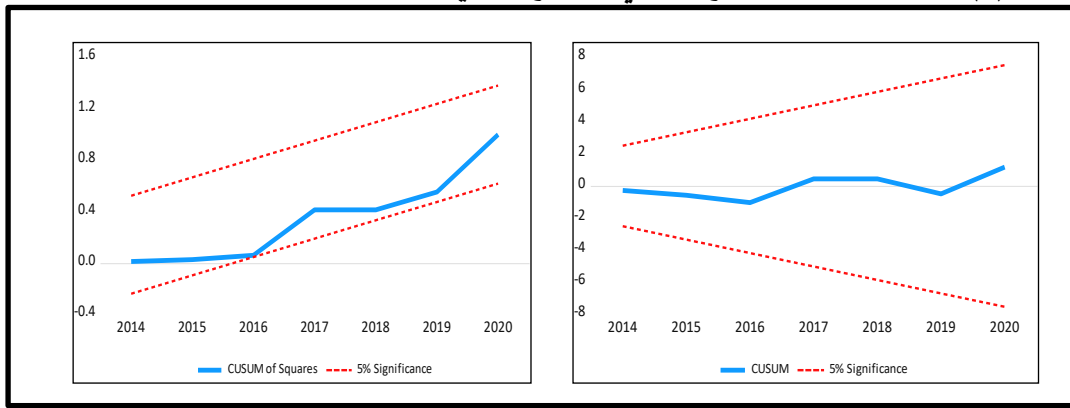
جدول (١٥): اختبار Serial Correlation LM Test للارتباط الذاتي لأنموذج البحرين

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test | | | |
|--|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 2.800480 | Prob. F(1,6) | 0.1453 |
| Obs*R-squared | 8.591912 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0034 |

• الجدول من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج برنامج (E views 10)

وللكشف عن السكون الهيكلي لمعاملات الأنموذج المقدر في مدة الدراسة، تم اعتماد اختبار CUSUM، CUSUMSQ المدرجة نتائجهما في الشكل (6)، والتي تشير إلى أن المعاملات المقدر للأنموذج مستقرة هيكلياً طيلة مدة الدراسة، مما يدعم ويبرهن على وجود الاستقرار الهيكلي بين متغيرات الدراسة، فضلاً عن انسجام الأنموذج، وهو ما يؤكد وقوع الشكل البياني لاختبار CUSUM، CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة وعند مستوى 5%، بما يدل على تمتع المقدرات طويلة الأجل للأنموذج بالاستقرار والانسجام مع المعاملات قصيرة الأجل، ما يجعلها مناسبة للتحليل.

الشكل (٦): اختبار استقرار الأنموذج الهيكلي لأنموذج البحرين



• الشكل من إعداد الباحثين بالاستناد إلى نتائج برنامج (E views 10)

لقد جاءت النتائج السابقة لتبين ما يأتي:

- وفقاً لنتائج التقدير طويلة الأجل الواردة في الجدول (١٣) فإن متغيرات الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص (CRI)، إجمالي الادخار (SAV)، وإجمالي واردات السلع والخدمات (IMP)، قد نجحوا في إثبات تأثيرهم المعنوي والايجابي في إجمالي تكوين رأس المال GCF، الذي يشير إلى أن زيادة الائتمان المحلي المقدم للقطاع الخاص، وإجمالي الادخار، وإجمالي واردات السلع والخدمات يعمل على رفع مستويات تكوين رأس المال بمعامل قدره (0.199613)، (0.890026)، (1.771306) على التوالي وهو جاء موافقاً للأطر النظرية والدراسات التجريبية التي اطرت لهذه العلاقات.
- جاء الأثر السلبي لمؤشر التجارة (TRA) في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) مناقضاً للمنطق الاقتصادي، والذي يشير إلى أن زيادة تمتع البيئة الاقتصادية بمستويات عالية من التجارة يعمل على تخفيض إجمالي تكوين رأس المال (GCF) بمعامل (-1.087597)، ربما يعود ذلك إلى الآثار السلبية للانفتاح التجاري، وهو ارتفاع معدلات الواردات في الوقت الذي تقل فيه قدرة البلد على التصدير، مما يؤدي إلى ظهور مشكلة العجز في الميزان التجاري ثم زيادة المديونية الخارجية (الصفار، 2021، 50)، وكما هو معروف فإن ارتفاع عبء الدين الخارجي يؤثر بشكل سلبي في التراكم الرأسمالي في خفض إجمالي الاستثمار (Yousaf&Mukhtar,2020,29-44)، فضلاً عن ارتفاع مستوى الواردات

- الاستهلاكية وبحسب نموذج هارود دومار فإن النمو الاقتصادي لا يعتمد على معدلات الادخار فحسب بل يعتمد على تقليل من مستويات الاستهلاك الحالية.
- و أكدت نتائج التقدير قصيرة الأجل الواردة في الجدول (12) تأثير هذه المتغيرات التوضيحية في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) في المدى القصير باستثناء متغير الائتمان $D(CRI)$ الذي فشل في تجاوز معنوية التأثير، إذ بلغت قيمة ال-Prob. ما مقداره (0.4048).
 - و بلغ حد تصحيح الخطأ (CET_{t-1}) ما قيمته (-1.249377)، والذي حقق الشرط اللازم والكافي (السلبية والمعنوية)، أي إن عملية تعديل الاختلالات الحاصلة من الأجل القصير والعودة إلى حالة التوازن تحتاج إلى مدة زمنية قدرها (1.2 من السنة).

سابعاً: الاستنتاجات

- 1- اشترك مؤشر إجمالي واردات السلع والخدمات (IMP) في تأثيره الايجابي في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال (GCF) على المدى الطويل والقصير للبلدان العربية (مصر، والبحرين) للمدة (1990-2020)، مما يعكس ارتفاع الواردات الرأسمالية ومدخلات التكنولوجيا الاجنبية والسلع الوسيطة التي عززت وأسهمت في نمو التراكم الرأسمالي.
- 2- فشلت المتغيرات المتمثلة بالاستثمار الاجنبي المباشر (FDI)، وسعر الفائدة (INT)، والأسهم المتداولة (STOK)، وصادرات السلع والخدمات (EXO) في إثبات تأثيرها المعنوي في مؤشر إجمالي تكوين رأس المال في نماذج (مصر، والبحرين)، لعدم أهميتها كعوامل محددة في نمو التراكم الرأسمالي خلال فترة البحث (1990-2020).
- 3- من جانب آخر فقد أسهم الادخار (SAV) في تأثيرات إيجابية في نموذج (البحرين)، فضلاً عن تأثيره غير المعنوي في نموذج (مصر) ويعود ذلك إلى ان التضخم الحاصل في مصر قد أثر على السلوك الادخاري في البلد فينخفض الدافع للادخار الناتج عن ارتفاع المستوى العام للأسعار وانخفاض قيمة النقود، وهذا ما يمكن ان يكون مبرراً لعدم معنوية متغير الادخار في نموذج (مصر).
- 4- كما كان لمؤشر الائتمان المقدم للقطاع الخاص (CRI) تأثيراً إيجابياً ضعيفاً في نماذج (مصر، والبحرين) مما يعكس ضعف تطور القطاع المصرفي وانخفاض قدرته في توفير ومنح التمويل اللازم للاستثمار للقطاع الخاص في البلدان عينة البحث للمدة 1990-2020
- 5- غالباً مارس مؤشر التجارة (TRA) تأثيراً سلبياً في نمو التراكم الرأسمالي على المدى لطويل في نموذج (البحرين) وعدم معنوية دخوله في نموذج (مصر)، ويعود التأثير السلبي لهذا المؤشر إلى ارتفاع الواردات وانخفاض الصادرات، فضلاً عن ذلك فان انفتاح البلدان العربية يتركز في سلعة تصديرية واحدة وهي النفط (بالنسبة للبلدان المصدرة للنفط) وهي تتأثر بالصدمات التي تشهدها أسواق النفط العالمية، وبعض

السلع الأولية (بالنسبة للبلدان المصدرة للمنتجات الأولية) وتصدير هذه السلع يعرض إيرادات البلدان المنتجة إلى تقلبات كبيرة بسبب تقلب أسعار السلع في الأسواق العالمية.

٦ - مارس مؤشر التضخم (INF) تأثيراً سلبياً في أنموذج (مصر) باستثناء (البحرين) إذ لم يظهر تأثيراً معنوياً في هذا الأنموذج، بما يعكس ارتفاع معدلات التضخم الذي تؤدي إلى ارتفاع الأسعار ثم ارتفاع الاستهلاك وانخفاض الادخار والاستثمار ويخفض من تراكم رأس المال، ومن جهة أخرى إن ارتفاع معدلات التضخم يعمل على خفض المدخرات المصرفية، مما يؤدي إلى ارتفاع معدلات الفائدة فيخفض الاستثمار ومن ثم انخفاض تراكم رأس المال.

ثامناً: المقترحات

- ١- على حكومات البلدان العربية عينة الدراسة القيام بتحسين سياسات الاستيراد عبر تشجيع الواردات الرأسمالية التي تعمل على زيادة التراكم الرأسمالي.
- ٢- التنسيق بين السياسات النقدية والمالية والنقدية والتجارية وان لا تكون متناقضة قدر الامكان لأجل زيادة التراكم الرأسمالي .
- ٣- تطبيق الإصلاحات التي تخص القطاع المالي، فيما يخص المصارف والمؤسسات المالية التي تدعم عمل المؤسسات وتسهم في تمويل وتحريك الاستثمارات.
- ٤- تبني استراتيجيات فاعلة وكفوءة تمكن من تطبيق سياسات الانفتاح التجاري عبر التشريعات والقوانين التي تعمل على رفع كفاءة تطبيق تلك السياسات، وتجنب القصور في حال عدم تبني الاستراتيجيات لتنعكس بشكل إيجابي في التراكم الرأسمالي.
- ٥- ضرورة تبني السلطات النقدية والمالية السياسات الداعمة، لتحقيق الاستقرار الاقتصادي والمحافظة على التضخم عند مستويات منخفضة، لما له من أثر سلبي على نمو التراكم الرأسمالي.

Reference

- Nera, Mansi., Eze, Gbalam Peter.,2017, Stock Market Development and Gross Capital Formation in Nigeria : A Causality, Journal Of Finance, Banking and Investment, Vol.,4, No.,1, 141-155.
- Ozekhome,Hassan,O.,2018, Inflation, Inflation Volatility and Capital Accumulation in Nigeria :Is The Variability Of Inflation More problematic? ,West African Financial and Economic Review(WAFEER), Vol.,18, No.,2, 71-97.
- Olanipekun,Dayo Benedict., Akeju,Kemi Funlayo.,2013,Mony Supply, Inflation and Capital Accumulation in Nigeria, Journal Of Economic and Sustainable Development, Vol.,4, No.,4, Malaysia.
- Kibombo, Mwesigwa Azaria., 2018, Determinants Of Capital Formation in Uganda :(1984-2016) Does Foreign Direct Investment and Trade Openness Matter?, Master Thesis, Makerere University.

- Kalpana,Bandlamudi.,Rao,TaidalaVasantaha.,2017, Role Of Commercial Banks in The Economic Development Of India, International Journal Of Management and Applied Science,Vol.,3, Issue., 4, Switzerland .
- Rani, Ritu., Kumar, Naresh.,2019, On The Causal Dynamics Between Economic Growth, Trade Openness and Gross Capital Formation: Evidence From BRICS Countries, Global Business Review , Vol.,20 , No.,3, India .
- Bal, Debi Prasad., Dash, Devi Prasad., & Subhasish,Bibhudutta.,2016, The Effects Of Capital Formation On Economic Growth in India : Evidence From ARDL-bound Testing Approach, Global Business Review , Vol., 17, No., 6, India.
- Al-Tamimi, Saadia Hilal Hassan, 2015, analysis of investment environment indicators and their role in stimulating economic growth in selected countries with special reference to Iraq, unpublished doctoral thesis, College of Administration and Economics, University of Karbala.
- Hakabwandi, Elliot.,2020,The Import Of Export, Imports and Gross Capital Formation On Economic Growth in Zambia, Cavendish University.
- Nnamaka, Uzoma Chidoka., Joyce, Chukwuma-Ogbonna.,2021, On Export and Capital Formation in Nigeria, Asian Journal Of Economics, Business and Accounting , Vol.,21, No.,19, Malaysia .
- Albiman, Masoud M., Suleiman, N.N., 2016, The Relationship Among Export, Import, Capital Formation and Economic Growth in Malaysia, Global Economy Journal , Vol.,4,No., 2, United States.
- Kandil, Magda.,Berument,Hakan.,Dincer,N .Nergiz.,2007,The Effects Of Exchange Rate Fluctuations On Economic Activity in Turkey, Journal Of Asian Economics,Vol.,18, No.,3, Netherlands .
- Ugbogbo,Sunday Nosa., Alsien, Leonard Nosa.,2019,Capital Market Development and Economic Growth in Nigeria, International Journal Of Development and Management Review(INJODEMAR), Vol.,14, No.,1, Indonesia .
- Baghebo,Michael., Edoumiekumo,Samuel.,2012,DOMESTIC Private Capital Accumulation and Economic Development in Nigeria1970-2010, International Journal Of Research in Business and Social Sciences,Vol.,2, No.,5, Turkey .
- Lemma,Muluneh,2015,The Role Of Banks, Deposit Mobilization and Credit Financing On Capital Formation In Ethiopia, PHd Thesis ,Addis Ababa University.
- Al-Iraqi, Bashar Ahmed, and Al-Omari, Muhammad Fawzi, 2019, the relationship between dollarization and the rate of inflation: “The Arab Republic of Egypt as a model for the period” 1994-2016, Al-Rafidain Development Journal, Vol. 38, No. 121, Iraq .
- Pesaran, M. Hashem., Yongcheol Shinn & Richard J.Smith.(2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics,16, No.,3 .