المجلة الدولية للسياسات العامة في مصر – مجلد ١، العدد ٤ (أكتوبر ٢٠٢٢)
ISSN: Print: 2812 - 4758 , Online: 2812 - 4766
تصدر عن مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار – التابع لمجلس الوزراء

قياس أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلى على قطاع الزراعة المصري باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL

محمود عبد التواب عرفة
استاذ الإقتصاد الزراعىالمساعد، كلية الزراعة، جامعة القاهرة
mahmoudara@gmail.com

Measuring the Effect of Some Macroeconomic Variables on Egyptian Agricultural Sector Using ARDL Method

Mahmoud Abdeltawab Arafa
Associate professor of Agricultural Economics,
Faculty of Agriculture, Cairo University
mahmoudara@gmail.com

DOI: 10.21608/ijppe.2022.267218 **URL:** http://doi.org/ 10.21608/ijppe.2022.267218

تاريخ استلام البحث: 2022/8/29، وتاريخ قبوله: 2022/10/5

توثيق البحث: عرفة، محمود عبد التواب. (2022). قياس أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلى على قطاع الزراعة المصري باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL. *المجلة الدولية للسياسات العامة في مصر* ,1(4): 44 – 73.

المستخلص

تعرض الاقتصاد المصري في العقد الأخير لعدة صدمات ناتجة عن استكمال العمل في برنامج الإصلاح الاقتصادي، وقد خلَّف ذلك آثارًا متباينة على القطاعات الاقتصادية المختلفة. ويستهدف هذا البحث قياس أثر بعض متغيرات الاقتصاد الكلي على الإنتاجية الزراعية، وتم استخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL، وتمثل المتغير التابع في نسبة القيمة المضافة لقطاع الزراعة إلى الناتج المحلي الإجمالي، ومتغيرات الاقتصاد الكلي المستقلة هي مساهمة الاستثمارات الزراعية في إجمالي الاستثمارات، ومساهمة العمالة الزراعية في العمالة الكلية، ومعدل سعر الفائدة على السحب، ونسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلى الإجمالي، وصافي الصادرات، ومعدل البطالة الكلي. بدأ العمل باختبار وجود علاقة التكامل المشترك باستخدام اختبار F-Bounds Test. ثم تحديد نوع تلك العلاقة. وفى المرحلة النهائية تم قياس سرعة التصحيح في المدى الطويل. وتم تقدير خمسة نماذج أساسية عقدت المقارنة بينها بالطرق الإحصائية، وتم واختيار أفضلها، وتبين أن نموذج ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0) هو النموذج الأكثر ملاءمة لتمثيل علاقة التكامل المشترك. وبالنسبة لإشارات معاملات الانحدار المقدرة فكانت سالبة لكل من الاستثمارات بنحو (1.03)، والعمالة بنحو (3.26)، والتنمية المالية بنحو (0.80)، وكانت موجبة لباقي المتغيرات، فبالنسبة لمعامل المتغير التابع لفترة إبطاء قُدر بنحو 0.40، ومعامل سعر الفائدة بنحو 0.09، ومعامل صافي الصادرات بنحو 0.00002، ومعامل معدل البطالة بنحو 0.07، وقدر معامل التحديد بنحو 0.99، وقيمة F-Bounds Test بنحو 553.8، بمستوى معنوية كبير.

الكلمات الدالة: متغيرات الاقتصاد الكلي، الإنتاجية الزراعية، مصر، نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا

Abstract

In the last decade, the Egyptian economy has been subjected to several shocks resulting from the completion of the economic reform program. This has had different effects on the various economic sectors. This paper aims to measure the effect of some macroeconomic variables on agricultural productivity, and the (Autoregressive Distributed Lag, ARDL) method was used. The Macroeconomic dependent variable represents the ratio of the value added of the agricultural sector to GDP, and the independent variables are the contribution of agricultural investments to total investments. The macroeconomic variables include six independent variables: The contribution of agricultural investments to total investments, the contribution of agricultural labor to aggregate employment, lending interest rate, the ratio of money supply (M2) to GDP, net exports, and the total unemployment rate. The work starts with testing the existence of the cointegration relationship within the model using F-Bounds Test, then determining the type of this relationship, and the final stage is to measure the speed of Error Corrections in the long run. The result of the estimation was to obtain an ARDL model (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0), and the model diagnosed and it was confirmed that there is no serial correlation or heteroscedasticity problem in the residuals, and by using the F-Bounds test, it is found that there is a long run cointegration relationship with the estimated model, and this relationship is sensible, equilibrated, standard and not degraded. As for the signs of estimated parameters, they were negative for each of the investments and estimated by about (1.03), employment about (3.26), and financial development about (0.80), but the signs were positive for the lagged dependent variable and estimated by about 0.40, the interest rate about 0.09, net exports about 0.000002, unemployment rate by about 0.07, the coefficient of determination was estimated by 0.99, and the F-value was estimated by 553.8, with high significance.

Keywords: Impact**,** macroeconomic variables, agricultural sector productivity, Egypt, ARDL Model

مقدمة

من المعلوم أن أهداف السياسة الاقتصادية تنحصر في تحقيق الكفاءة والعدالة والنمو والثبات، وعلى الرغم من استهداف الحكومات تحقيق هدف الثبات وتلافي صدمات الأسعار، فإن معظم –بل كل– اقتصادات الدول تتسم بالتقلبات، وعدم الثبات، وتختلف فقط في مدى حدتها، والمحرك الرئيس لتلك التقلبات هو متغيرات الاقتصاد الكلي وعلى رأسها تقلبات الأسعار، وبجانب أنها تتسم بعدم الثبات فهي تتسم كذلك بالعلاقة المتشابكة والتأثير الديناميكي فيما بينها. والاقتصاد المصري، كغيره من الاقتصادات، لا يخلو من تلك التقلبات، ولمحاولة معرفة مدى تقلب الاقتصاد المصري خلال الفترة 1990–2020 فقد تمت المقارنة بين ثلاث عقود متتالية تمثل الفترة الأولى 1990–2000، والفترة الثانية 2001–2010، والفترة الثالثة 2011–2020. فبالنسبة لعدد السكان –وعلى الرغم من كونه مصنفًا كمتغير ديموجرافي– فإنه يلعب دورًا كبيرًا في متوسط نصيب الفرد من ثمار التنمية الاقتصادية، وقد زاد عدد سكان مصر بنسبة 17% كمتوسط تراكمي بين العقدين الأول والثاني، ثم إلى نحو 26% كمتوسط زيادة بين العقدين الثاني والثالث. وبالنسبة للدين الخارجي فقد انخفض بين العقدين الأول والثاني بنسبة 2%، ولكنه زاد بين العقدين الثاني والثالث بنسبة 121%، والسيولة المحلية زادت من 224%، إلى 336%، وانخفض صافي الصادرات من 571% إلى 298%، وزاد الناتج المحلي الإجمالي من 205% إلى 298% بين كل فترتين على الترتيب. أما عن العمالة الزراعية فقد انخفضت بنسبة 19% ثم بنسبة 2%، وذلك مقارنة بالعمالة الكلية التي انخفضت بنسبة 31%، ثم بنسبة 22%. أما عن صافي الاستثمار الأجنبي المباشر فقد لوحظ انخفاض كبير بنسبة 548% ثم بنسبة 15%، هذا في الوقت الذي زاد فيه سعر صرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 67%، ثم بنسبة 104%. أما مشاركة قطاع الزراعة في الاقتصاد الكلي معبرًا عنه بالقيمة المضافة إلى الناتج المحلي الإجمالي

فقد انخفضت بنسبة 11%، ثم بنسبة 9%. أما عن التكوين الرأسمالي كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي فقد زاد بنسبة 15%، ثم انخفض بنسبة 18%. وبالنسبة لمعدل البطالة فقد زاد بنسبة 5%، ثم بنسبة 18%. أما عن إجمالي قيمة الاستهلاك النهائي فقد زادت نسبته من نحو 200% إلى نحو 410%.

ويلاحظ من خلال استعراض تلك المؤشرات –عمومًا– أن المؤشرات التي زادت نسبتها غير مرغوب في زيادتها، وتلك التي انخفضت نسبتها غير مرغوب في انخفاضها، ولمحاولة تصحيح تلك المسارات لا بد من العمل على تنمية القطاعات الاقتصادية المختلفة جنبًا إلى جنب وبالتوازي، وإعطاء الاهتمام نفسه لجميع قطاعات الاقتصاد. أما بالنسبة لقطاع الزراعة فقد أبدت الدولة نيتها في –الآونة الأخيرة– بالتركيز عليه؛ لتفعيل دوره في معالجة بعض مشكلات الاقتصاد الكلي، وسد الفجوة الغذائية التي حدثت خلال العقود الماضية. ويُعدُّ هدف زيادة الإنتاجية الزراعية من ضمن –بل أول– أهداف تنمية هذا القطاع، وزيادة القيمة المضافة ونسبة مشاركتها في الناتج المحلي الإجمالي ضمن أولويات الحكومة؛ لأن ذلك ببساطة يمثل رفع كفاءة استخدام الموارد الاقتصادية النادرة.

وبما أن قطاع الزراعة يمثل حلقة من حلقات الاقتصاد الكلي، إذ يمكننا القول إن قطاع الزراعة يؤثر ويتأثر بمتغيرات الاقتصاد الكلي، لكن كم يقدر حجم هذا الأثر؟ وهل هو معنوي أم غير معنوي؟ وتتمثل مشكلة البحث في الإجابة عن هذا التساؤل وغيره من التساؤلات الأخرى، ولمعرفة ذلك تجب صياغة نموذج اقتصادي قياسي يتناسب مع طبيعة وسلوك المتغيرات الاقتصادية الكلية، وهل توجد علاقة تكامل مشترك بين تلك المتغيرات وبعضها أم لا؟ وإن وجدت تلك العلاقة، هل هي خالية من مشكلات القياس؟ وهل هي علاقة متوازنة؟ وهل تلك العلاقة

منطقية؟ وهل تلك العلاقة مثالية أم متدهورة عبر الزمن؟ وما هي سرعة التحول أو التصحيح في علاقة التوازن من المدى القصير إلى المدى الطويل؟

الأهداف البحثية

يهدف البحث إلى قياس أثر متغيرات الاقتصاد الكلي متمثلة في "معدل سعر الفائدة على السحب"، و"صافي الصادرات"، و"نسبة الاستثمارات الزراعية إلى إجمالي الاستثمارات الكلية"، و"نسبة العمالة الزراعية إلى العمالة الكلية"، و"نسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي" ممثلًا لمؤشر التنمية المالية، و"معدل البطالة الكلي"، كل ذلك كمتغيرات مستقلة تؤثر على "الإنتاجية الزراعية" كمتغير تابع في المدى القصير والطويل، وتم التعبير عن الإنتاجية الزراعية بمتغير "نسبة القيمة المضافة لقطاع الزراعة إلى الناتج المحلي الإجمالي"، واستخدمت نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL لتحقيق هدف البحث، كما تمثلت الأهداف البحثية في اختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات الاقتصادية بالنموذج باستخدام اختبار الحدود (F–Bounds Test)، وتحديد مدى منطقية علاقة التكامل المشترك حالة وجودها بالنموذج المقدر، وقياس سرعة التحول أو التصحيح إلى وضع التوازن من المدى القصير إلى المدى الطويل لعلاقة التكامل المشترك وتحديد مدى قوة تلك العلاقة من حيث كونها مثالية أو متدهورة، وفي النهاية معرفة معنوية وقياس أثر كل متغير اقتصادي على الإنتاجية الزراعية.

مراجعة الأدبيات

استخدم Enu, & Attah-Obeng (2013) دالة كوب–دوجلاس The Cobb–Douglas Function في الصورة اللوغاريتمية؛ لإجراء الانحدار المتعدد بطريقة المربعات الصغرى العادية؛ لمعرفة أي المتغيرات الاقتصادية الكلية تؤثر على الإنتاج الزراعي في دولة غانا،

واستخدمت الدراسة الناتج الزراعي مقاسًا كنسبة للقيمة المضافة لقطاع الزراعة من الناتج المحلي الإجمالي كعامل تابع، ومتغيرات قوة العمل مقاسة بمعدل النمو السكاني، ومعدل التضخم مقاسًا بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين كنسبة مئوية، ومعدل سعر الصرف الحقيقي مقاسًا بمقياس سعر الصرف الحقيقي الفعال، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الكلي، وجميع تلك المتغيرات مقاسة في الفترة الزمنية (t) بدون إبطاء، كمتغيرات مستقلة، وكانت أهم النتائج المتحصل عليها هي أنه بزيادة متغيرات قوة العمل، ومعدل التضخم، وسعر الصرف، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي بنحو 1% ينخفض الناتج المحلي الزراعي بنحو 0.676% حالة قوة العمل، بينما يزداد بمقدار 0.005% بزيادة معدل التضخم، وبزيادة نحو 0.084% حالة سعر الصرف، وينخفض بنسبة 1.058% حالة زيادة متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي، وبالتالي توصلت الدراسة إلى أن العوامل المؤثرة معنويًا في الناتج المحلي الزراعي الغاني هي قوة العمل، وسعر الصرف، ومتوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي.

واستخدم Chetthamrongchai, et al. (2020) نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL لمعرفة مدى مساهمة المتغيرات الاقتصادية الكلية في تحديد النمو الاقتصادي، والصادرات، والناتج الزراعي في الاقتصادات الآسيوية، وتبنت الدراسة نموذج الناتج الزراعي؛ حيث يمثل الناتج المحلي الزراعي الناتج المحلي الكلي، وتمثلت المتغيرات المستقلة في قوة العمل ومعدل البطالة، ومعدل سعر الصرف، ومعدل التضخم، وسعر الفائدة، والإنفاق الحكومي، والصادرات، والضرائب، وتم الاعتماد –بشكل أساسي– على مصفوفة الارتباط في اختيار المتغيرات المستقلة الأكثر أثرًا في المتغير التابع. وتوصلت الدراسة إلى أنه تزداد مساهمة القطاع الزراعي في زيادة الناتج المحلي الكلي، وتؤدي دورًا فعالًا في السيطرة على صدمات الأسعار الناتجة عن التغيرات المفاجئة في الأسواق النفطية.

اعتمد كل من Cristea et al. (2015) على طريقة المربعات الصغرى العادية؛ لاختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على الزراعة الرومانية، وتمثلت الزراعة الرومانية في الناتج المحلي الزراعي كعامل تابع، وكل من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين للغذاء، وسعر الصرف كنسبة بين سعري الصرف (الروماني/الأوروبي)، وسعر الفائدة على السحب، وسعر الفائدة على الإيداع، كمتغيرات مستقلة، وتم الاعتماد على مصفوفة الارتباط المتعدد للاختيار بين المتغيرات المستقلة. كشفت الدراسة أن المتغيرات التي تؤثر على الزراعة الرومانية هي معدل سعر الصرف بطريقة غير مباشرة، وسعرا الفائدة كلاهما بأثر مباشر، ولم يؤثر كل من الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، والرقم القياسي للغذاء على الناتج المحلي الزراعي الروماني، في المدى القصير.

في ماليزيا قام كل من Kadir, & Tungal (2015) باختبار تلك العلاقة باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL؛ لاختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على الإنتاجية الزراعية. وتمثلت الإنتاجية الزراعية كنسبة بين الناتج المحلي الزراعي إلى الناتج المحلي الإجمالي، بينما تمثلت المتغيرات المستقلة في كل من معدل سعر الصرف الاسمي، وصافي الصادرات، والإنفاق الحكومي الكلي (الإنفاق الاستهلاكي النهائي للحكومة)، ومعدل التضخم معبرًا عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين، وعرض النقود(M_2)، وسعر الفائدة كمقياس لمعدل الودائع، كمتغيرات مستقلة في الصورة اللوغاريتمية ما عدا سعر الفائدة كنسبة، واتضح من خلال تحليل النموذج أن تأثير تلك المتغيرات كالتالي: معدل سعر الصرف الاسمي (سالب)، وصافي الصادرات (موجب)، والإنفاق الحكومي الكلي (موجب)، ومعدل التضخم (سالب)، وعرض النقود (موجب)، وسعر الفائدة (موجب).

ولاختبار أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية لقطاع الزراعة، قام كل من .Gholizade et al (2022) بإجراء تحليل اقتصادي قياسي باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL؛ لاختبار أثر كل من سعر الصرف، والإنفاق الحكومي، ومعدل التضخم، والسيولة النقدية على كل من الناتج المحلي الزراعي، والرقم القياسي للأسعار الزراعية في نموذجين مستقلين، واختلف تأثير المتغيرات المفسرة على حسب المتغير التابع في كلا النموذجين، وقد أظهرت النتائج سالبية أثر كل من السيولة النقدية، ومعدل التضخم في المدى القصير على الناتج المحلي الإجمالي، وإيجابية الأثر بالنسبة للرقم القياسي للأسعار الزراعية، وتم الحصول على الأثر نفسه في المدى الطويل لكن بمرونات أكبر.

وتم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية؛ لمعرفة أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على الاستثمارات الزراعية، والناتج المحلي الزراعي، كل على حدة من قبل كل من Othuon, & Oyugi (2017)، وتمثل المتغير التابع في الناتج المحلي الزراعي، بينما تمثلت المتغيرات المستقلة في توازن الحساب الجاري، ومعدل سعر الفائدة الحقيقي، والإنفاق الحكومي الكلي، وإجمالي الإقراض المحلي الموجه لقطاع الزراعة، والناتج المحلي الإجمالي، ومعدل سعر الصرف، وتم استخدام تلك المتغيرات بدون فترة إبطاء، وبدون استخدام اللوغاريتم الطبيعي، وكانت إشارات النموذج المتحصل عليها كالتالي: الناتج المحلي الإجمالي (موجبة وتساوي 0.339)، الإنفاق الحكومي (موجبة وتساوي 0.023)، سعر الفائدة (سالبة وتساوي 3601.072)، إجمالي الإقراض المحلي (موجبة وتساوي 5.547)، والحساب الجاري (موجبة وتساوي 0.724).

واستخدم Oluwatoyese, & Razak (2016) طريقة التكامل المشتركCointegration Method؛ لاختبار العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي متمثلة في: سعر الصرف، وقيمة واردات الغذاء، والقروض الزراعية، ومعدل البطالة، ومعدل التضخم، وسعر

الفائدة كمتغيرات مستقلة، وبين الناتج المحلي الزراعي النيجيري كمتغير تابع. ومن أهم النتائج المتحصل عليها هي أن كلًا من قيمة واردات الغذاء، والقروض الزراعية، وسعر الفائدة له أثر معنوي على الناتج الزراعي النيجيري، بينما متغيرات معدل البطالة، ومعدل التضخم، وسعر الصرف لم يكن لها أثر معنوي يذكر على الناتج الزراعي.

وتم استخدام طريقة ARDL من قبل كل من الرسول، وآخرين (2017)؛ لاختبار علاقة "الإنفاق الحكومي على القطاع الزراعي" بـ "النمو الاقتصادي" في مصر، وتم الحصول على القيم الحقيقية باستخدام الرقم القياسي لأسعار الجملة عام 2005، وتم تقدير معدلات النمو لجميع المتغيرات باستخدام الدالة الأسية، وتبين من نتائج التحليل أن أهم المتغيرات التي تؤثر معنويًا على النمو الاقتصادي هي المساحة المحصولية، وقيمة مستلزمات الإنتاج، والإنفاق الحكومي في العام السابق، والاستثمار، ومعدل التضخم، والواردات الزراعية.

ولغرض اختبار العلاقة بين الناتج الزراعي كمتغير تابع وبين مجموعة من متغيرات الاقتصاد الكلي كمتغيرات مستقله، قام كل من Enilolobo, et al. (2019) بدراسة أثر كل من معدل التضخم، وعرض النقود، وسعر الصرف، وسعر الفائدة، وتم استخدام بيانات ربع سنوية، وتم استخدام طريقة الانحدار الذاتي المعمم غير المشروط بثبات التباين (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH)؛ للكشف عن تذبذب الأسعار، وكذلك تم استخدام أسلوب الانحدار المتعدد بطريقة المربعات الصغرى العادية كطريقة تقدير للنموذج، وتبين أن كلًا من الناتج الزراعي، ومعدل التضخم، غير ثابتين خلال فترة الدراسة، وكان لمعدل التضخم أثر سلبي على النمو الزراعي، وكان لسعر الصرف وباقي المتغيرات الاقتصادية آثار متباينة ومعنوية إحصائيًا على النمو الزراعي.

هذا، وقد تم استخدام منهجية ARDL في تقدير أثر فجوة النوع الاجتماعي على النمو الاقتصادي في مصر من قبل عمارة (2018)، وأوضحت النتائج عدم وجود تأثير معنوي لفجوة النوع في الأجل القصير، بينما كان الأثر معنويًا في الأجل الطويل، واستخدم كل من الصمادي، وملاوي (2015) منهجية ARDL في مجال التمويل؛ لقياس أثر الضرائب الحكومية على أداء البورصة في دولة عمان، بينما قدمت دراسة قرطام (2021) تحليلًا لأثر تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر على الحد من الفقر في مصر في الأجل القصير والطويل، واستخدمت دراسة البكل، والحداد (2022) منهجية ARDL لتقدير العلاقة القياسية الكمية والسببية لهذا الأثر.

منهجية البحث ومصادر البيانات

تم الاعتماد –بصفة أساسية– على البيانات الثانوية خلال الفترة (2020–1990) من عدة مصادر: الموقع الإلكتروني للجهاز المركزي المصري للتعبئة العامة والإحصاء (capmas.gov.eg)، وبيانات البنك الدولي (databank.worldbank.org/World-Development-Indicators)، وبيانات البنك المركزي المصري (cbe.gov.eg)، والموقع الإلكتروني لبيانات الأمم المتحدة (data.un.org)، والمتغيرات المستخدمة في التحليل هي المتغير التابع تمثله الإنتاجية الزراعية أو القيمة المضافة لقطاع الزراعة كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي تحت مسمى (valaddsharofgdp) وعدد ستة متغيرات مستقلة، هي: نسبة الاستثمارات الزراعية إلى إجمالي الاستثمارات الكلية (invshar)؛ ونسبة العمالة الزراعية إلى العمالة الكلية (laborshar)؛ ومعدل سعر الفائدة على الإقراض (lendrat)؛ ونسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي ممثلًا لمقياس التنمية المالية (m2overgdp)؛ وصافي الصادرات (netexpo) بمليون جنيه؛ ومعدل البطالة الكلي (unemplyrat).

واعتمد البحث –بشكل أساسي– على تطبيق طريقة ARDL، وهي عبارة عن مجموعة من نماذج السلاسل الزمنية الخطية يرتبط فيها كل من المتغير التابع (y_t) والمتغيرات المستقلة (x_t) ليس فقط بشكل متزامن (أي في الفترة t نفسها)، ولكن كذلك عبر القيم التاريخية المتباطئة زمنيًا (أي في الفترة t–j). ومن مميزات هذه الطريقة أنها تصلح في حالة اختلاف درجة التكامل المشترك في السلاسل الزمنية للنموذج نفسه بين الصفر I(0) والواحد I(1)، ولكن من عيوبها أنها لا تصلح حالة تعدي درجة التكامل إلى الفرق الثاني I(2) أو الأعلى منه، ويُعد الأساس النظري لطريقة ARDL ما قام به كل من Pesaran, & Shin (1998)؛ Pesaran, et al., (2001) من محاولات بحثية، وقد خرجت تلك المحاولات بنتيجة مهمة هي أن نماذج ARDL مفيدة ليس فقط في قدرتها على التعامل في حالة اختلاف التكامل المشترك بين مجموعة من المتغيرات، بل أيضًا في قدرتها على تقليل الخطأ عند تحديدها رتبة التكامل المشترك لتلك المتغيرات. وهناك ثلاث حالات أساسية محتملة كنتيجة لتلك الطريقة:

الحالة الأولى. قد لا تكون هناك علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات الداخلة في النموذج من النوع $I(0), I(1)$، وهنا لا تصلح تلك الطريقة للتقدير، وتستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية OLS في تقدير النموذج.

الحالة الثانية. قد يكون جميع المتغيرات بينها علاقة تكامل مشترك عند الفرق الأول فقط I(1)، وهنا نستخدم المربعات الصغرى لتقدير علاقات التكامل المشترك في المدى الطويل بإجراء انحدار لـ (y_t) على ($x_{j,t-t_j}$) لكل ($j = 1, 2, \ldots, k$)، وكذلك نستخدم المربعات الصغرى لتقدير سرعة تعديل ديناميكيات المدى القصير إلى المدى الطويل لعلاقة التكامل المشترك من خلال إجراء الانحدار لنموذج تصحيح الأخطاء (Error-Correction Model, ECM).

الحالة الثالثة. قد يكون لدينا خليط من الفروق $I(0), \mathrm{I}(1)$ في بعض المتغيرات، والبعض الآخر من المتغيرات ليست بينها علاقة تكامل مشترك، وهنا يكون التكامل المشترك من النوع الضعيف.

هذا، وانقسم العمل في هذا البحث إلى خمسة أقسام أساسية تمت في صورة مرحلية كما يلي:

المرحلة الأولى: مرحلة التوصيف النظري للنموذج المستخدم في التقدير (تم توصيف خمسة بدائل نظرية).

المرحلة الثانية: مرحلة التقدير العملي ثم الاستدلال الإحصائي (النموذج يصلح/أم لا يصلح).

المرحلة الثالثة: اختبار وجود علاقة التكامل المشترك بالنموذج (توجد/لا توجد).

المرحلة الرابعة: تحديد مدى منطقية علاقة التكامل المشترك حال وجودها (منطقية/أم غير منطقية).

المرحلة الخامسة: قياس سرعة التحول وتحديد قوة العلاقة (مثالية/متدهورة).

التوصيف النظري للنموذج المستخدم في التقدير (تم توصيف خمسة نماذج/بدائل أساسية).

وفقا لـ (Eviews12, 2017) تم توصيف خمسة نماذج أساسية، حيث إن الصورة العامة لنموذج ARDL تأخذ الشكل التالي:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \psi_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{\iota_j=0}^{q_i} \beta_{j,\iota_j} x_{j,t-\iota_j} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

حيث تمثل (ε_t) حد الخطأ العشوائي، وتمثل (α_0) الحد الثابت للنموذج، ويمثل كل من (α_1, ψ_i) المعاملات الخاصة بالاتجاه الخطي (α_1)، والإبطاء (ψ_i) في (y_t)، وتمثل (β_{j,ι_j}) معامل الإبطاء في مجموعة المتغيرات المستقلة/المفسرة $(x_{j,t})$ لكل من $(j = 1, 2, \ldots, k)$،

وبفرض أن (L) تشير إلى عملية الإبطاء (Lag) فيمكن تعريف كل من الإبطاء في المتغير التابع ($\psi(L)$)، والإبطاء في المتغيرات المستقلة ($\beta_j(L)$) كالتالي:

$$\psi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{p} \psi_i L^i \ , \quad and \quad \beta_j(L) = \sum_{\iota_j=0}^{q_j} \beta_{j,\iota_j} \mathrm{L}^{\iota_j}$$

ويمكن الجمع بين المعادلتين في معادلة واحدة لتعريف معادلة الإبطاء في كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة كدالة في الاتجاه، والمتغيرات المستقلة بدون إبطاء كالتالي:

$$\psi(L) y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{j=k}^{k} \beta_j(L) x_{\mathrm{j},t} + \varepsilon_t \qquad .(2)$$

ويوضح الجدول (1) النماذج الخمسة الأساسية التي تم تقديرها؛ حيث تختلف تلك النماذج فيما بينها على أساس وجود الحد الثابت من عدمه، ووجود الاتجاه الزمني من عدمه، وإن وجد أي منهما فهل هو مقيد بشرط أم غير مقيد بشرط، وكما يتضح من الجدول مرحلة الإنجاز التي تمت بكل نموذج، وهل تم اكتمال عملية تقدير النموذج عمليًّا حتى النهاية أم لا، ويبدو أن لدينا نموذجين وصلا إلى المرحلة قبل النهائية هما النموذج الثاني والثالث، واجتاز النموذج الثالث فقط المرحلة النهائية، بينما توقف العمل على النموذج الثاني عند المرحلة الرابعة.

جدول 1

النماذج النظرية المقدرة ومعدل الإنجاز لتقدير كل نموذج

النموذج	الحد الثابت		الاتجاه الزمني		مرحلة الإنجاز والتوقف عن العمل				
	مقيد	غير مقيد	مقيد	غير مقيد	1	2	3	4	اكتمال
1	×	×	×	×	√	√	√	×	×
2	√	×	×	×	√	√	√	**متدهورة**	×
3	×	√	×	×	√	√	√	**مثالية**	√
4	×	√	√	×	√	×	×	×	×
5	×	√	×	√	√	×	×	×	×

المصدر: من تصميم الباحث.

وإذا كانت (y_t) تمثل المتغير التابع، وتمثل (x_t) المتغيرات المستقلة، وتمثل (α_0) معامل الحد الثابت في المدى الطويل، وتمثل (α_1) معامل الاتجاه الزمني بدون إبطاء في المدى الطويل، وتمثل (b_0) معاملات المتغير التابع بفترة إبطاء في المدى الطويل، وتمثل (b_j) معاملات المتغيرات المستقلة (عددها 6 متغيرات) بفترة إبطاء ($x_{j,t-1}$) في المدى الطويل، وتمثل ($c_{0,i}$) معاملات المتغير التابع بفترة إبطاء في المدى القصير، وتمثل ($c_{j,L}$) معاملات المتغيرات المستقلة بفترة إبطاء في المدى القصير، وتمثل (d_j) معاملات المتغيرات المستقلة بدون إبطاء في المدى القصير، وتمثل (EC_t) تصحيح الخطأ في علاقة التكامل المشترك في المدى الطويل، ويمثل (H_o) فرض العدم، فإن:

النموذج النظري الأول: لا يوجد حد ثابت ولا يوجد اتجاه زمني

$$\Delta y_t = b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \quad (3)$$

اختبار الحدود وفرض العدم

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^{k} \frac{b_j}{b_0} x_{j,t}$$

$$H_0 : \quad b_0 = b_j = 0, \quad \forall j$$

النموذج النظري الثاني: يوجد حد ثابت مقيد ولا يوجد اتجاه زمني

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \quad (4)$$

اختبار الحدود وفرض العدم

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^{k} \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} - \frac{a_0}{b_0}$$

$$H_0 : \quad a_0 = b_0 = b_j = 0, \quad \forall j$$

النموذج النظري الثالث: يوجد به حد ثابت غير مقيد ولا يوجد اتجاه زمني

$$\Delta y_t = \alpha_0 + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{6} b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i}\,\Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{6}\sum_{l_j=1}^{q_{j-1}} c_{j,l_j}\Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^{6} d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon \quad (5)$$

اختبار الحدود وفرض العدم

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^{k} \frac{b_j}{b_0} x_{j,t}$$
$$H_0: \quad b_0 = b_j = 0, \quad \forall j$$

النموذج النظري الرابع: يوجد به حد ثابت غير مقيد واتجاه زمنى مقيد

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i}\Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k}\sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j}\Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \quad (6)$$

اختبار الحدود وفرض العدم

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^{k} \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} - \frac{a_1}{b_0} t$$
$$H_0: \quad a_1 = b_0 = b_j = 0, \quad \forall j$$

النموذج النظري الخامس: يوجد به حد ثابت غير مقيد واتجاه زمني غير مقيد

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i}\Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k}\sum_{l_j=1}^{q_j-1} c_{j,l_j}\Delta x_{j,t-l_j} + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \quad (7)$$

اختبار الحدود وفرض العدم

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^{k} \frac{b_j}{b_0} x_{j,t}$$
$$H_0: \quad b_0 = b_j = 0, \quad \forall j$$

وفي المراحل من الثانية حتى الرابعة تم تتبع الخطوات كما بشكل (1) وهي: أنه في البداية قد تم فحص البيانات من خلال الرسم لكل نموذج، ثم بعد ذلك إجراء تشخيص للنموذج للتأكد من

خلو البواقي الناتجة من هذا الانحدار من مشكلة الارتباط التسلسلي، ومشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي، وتم ذلك باستخدام اختبار F-Bounds Test وفرض العدم هنا هو أن البواقي غير مرتبطة تسلسليًا، وأن البواقي تخلو من مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ، فإن كانت نتيجة اختبار F معنوية (أي قيمة الاحتمال أقل من القيمة الحرجة) نرفض فرض العدم ونقول بوجود تلك المشكلات، أما إن كانت نتيجة الاختبار غير معنوية (أي قيمة الاحتمال أكبر من القيمة الحرجة) فإننا لا نستطيع في هذه الحالة رفض فرض العدم، ونؤكد خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي ومشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي.

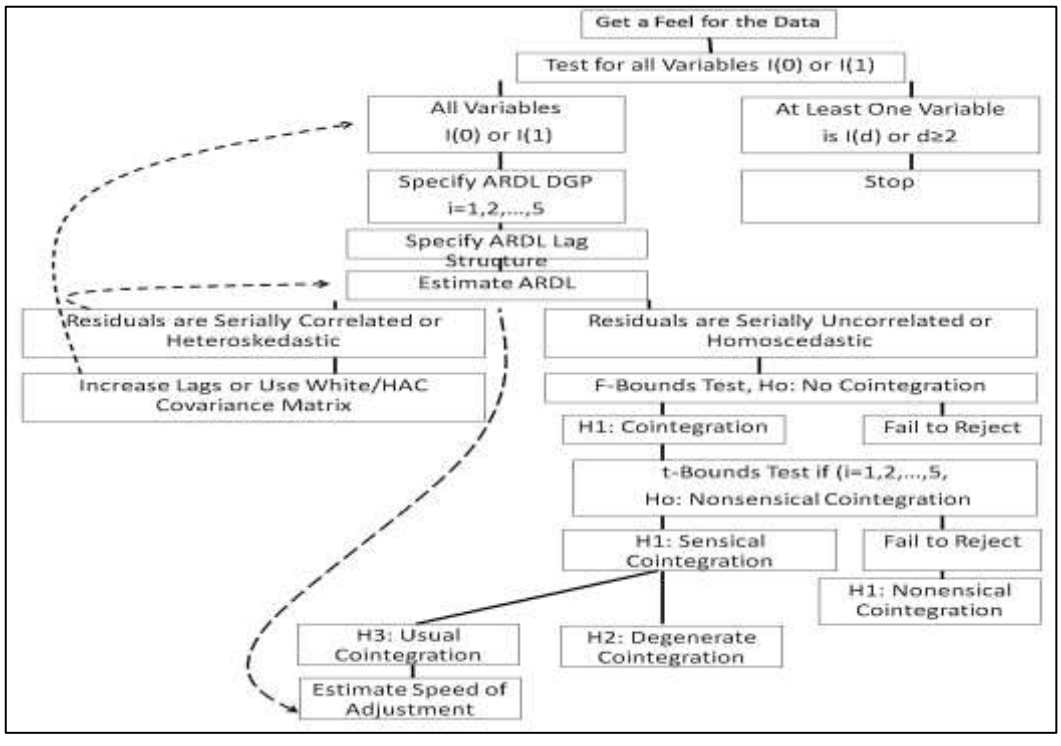
وإن كان هناك مشكلة في تشخيص النموذج (أي وجود مشكلة الارتباط التسلسلي، أو مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ) قد نلجأ إلى استخدام طريقة (HAC-Newey-West) كخيار لعملية التقدير، ونستخدم معها معيار (Akaike Information Criterion, AIC) كمعيار للاختيار، فإن تأكدنا من خلو النموذج من مشكلات التشخيص السابقة بعد الفحص، نبدأ في محاولة معرفة وجود علاقة التكامل المشترك من عدمه، ويتم ذلك باستخدام اختبار (F-Bounds Test)؛ وحيث إن هذا الاختبار يستخدم حدودًا حرجة دنيا عند رتبة التكامل الأدنى $I(0)$، وحدود حرجة قصوى عند رتبة التكامل الأعلى I(1) أمام كل مستوى من مستويات المعنوية (1%، 2.5%، 5%، 10%)، وتُقارن قيمة F بالقيم الحرجة المقابلة، وهنا لدينا ثلاثة احتمالات: إما أن تقع قيمة F بين القيمتين الحرجتين؛ أو تكون أقل من الحد الأدنى؛ أو تكون أعلى من الحد الأقصى. في الحالة الأولى لا نستطيع الحسم ونقول بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات؛ وفي الحالة الثانية نقول بوجود تكامل مشترك ولكن قد يكون ضعيفًا؛ أما في الحالة الثالثة نقول بوجود تكامل مشترك قوي.

وبعد التأكد من وجود علاقة التكامل المشترك نبحث عن مدى منطقية تلك العلاقة، فهي إما أن تكون منطقية أو غير منطقية، فإن كانت تلك العلاقة منطقية فهل هي مثالية أم متدهورة عبر الزمن، وما هي سرعة تحول (تصحيح) علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات من المدى القصير إلى المدى الطويل، والإجابة عن جميع تلك الأسئلة تمت من خلال الخطوات التالية:

(1) اختبار t للحدود (T-Bounds Test) حيث إن فرض العدم هنا هو أن علاقة التكامل المشترك غير منطقية، فإن كانت قيمة t كبيرة بما يكفي نستطيع القول بأن معامل التحول/التصحيح (ECt) معنوي بدرجة كبيرة، ونرفض فرض العدم، ونقول بأن العلاقة منطقية. أما إن كانت قيمة t صغيرة نستطيع القول بأن معامل التصحيح (ECt) غير معنوي، ولا نستطيع أن نرفض فرض العدم ونقول بأن العلاقة غير منطقية ونتوقف عند تلك النقطة، أما إن كانت العلاقة منطقية فإننا نريد أن نعرف هل هي مثالية أم متدهورة، وننتقل للخطوة التالية.

شكل 1

مراحل تقدير نموذج **ARDL**



المصدر: https://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.htm
متاح على الرابط بتاريخ: 2022/1/8.

(2) لتحديد سرعة التحول أو تصحيح علاقة التكامل المشترك من المدى القصير إلى المدى الطويل ننتقل إلى معامل حد الخطأ، ومن خلاله نعمل تقديرًا لمعامل تصحيح الخطأ (ECt)، ونقرأ سرعة التكيُّف، أو سرعة التحول من المدى القصير إلى المدى الطويل، فإن كانت قيمة (ECt) سالبة ومعنوية فإننا نستطيع القول بأن النموذج يتحول إلى وضع التوازن من المدى القصير إلى المدى الطويل بمقدار قيمة (ECt).

(3) هذا، ويمكن معرفة مدى تدهور العلاقة في المدى الطويل من عدمه من خلال أداة رسم العلاقة بين y_t, x_t من خلال (Conditional Error Correction Model, CECM)؛ حيث تمثل y_t رقم scaler وعلاقة التكامل المشترك إن وجدت يجب أن تكون تحت فرض أنه ليس هناك أثر رجعي من y_t على مصفوفة كثيرات الحدود $\phi_{xy}(1) = 0_k$، أما عن الخطوات العملية لتنفيذ تلك الأداة، نبدأ برسم العلاقة بين المتغير التابع ومتغير آخر يمثل الفرق بين المتغير التابع ومتغير آخر يسمى(Lr)، ويتم إنشاء هذا المتغير من خلال الفرق بين المتغير التابع ومتغير يسمى "علاقة تكامل مشترك" (coin)، وهذا المتغير الأخير يعبر عن علاقة التكامل المشترك في المدى البعيد، ومن الشكل الممثل لتلك العلاقة نستطيع أن نقرر نوع العلاقة هل هي مثالية أم متدهورة، ولتأكيد ذلك إحصائيًّا ننظر إلى معنوية المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في صندوق النتائج الخاص بالنموذج المقدر، ونقارن قوة الاحتمال عند فترات إبطاء مختلفة لكل متغير، فإن كانت المعنوية الإحصائية تزداد مع زيادة فترة الإبطاء نقول بأن العلاقة مثالية، وإلا فإن العلاقة تكون متدهورة.

مناقشة النتائج

تعريف رتبة نماذج الـ ARDL المقدرة واختبارات التشخيص الخاصة بكل نموذج

النموذج الأول

يعرض جدول (2) نتائج رتبة نماذج ARDL المقدرة واختبارات الارتباط التسلسلي (autocorrelation)، واختلاف تباين حد الخطأ العشوائي (heteroscedasticity) للبواقي المقدرة الناتجة عن كل نموذج على حدة، ويتضح من النتائج أن رتبة النموذج الأول هي ARDL (2, 3, 3, 3, 1, 3, 3)؛ وحيث إن فرض العدم هو أن البواقي غير مرتبطة تسلسليًا، وقيمة احتمال اختبار F تساوي 0.4579 أكبر من 0.05 أي غير معنوية؛ مما يشير إلى عدم القدرة على رفض فرض العدم، ونقول بأن الأخطاء ليست مرتبطة تسلسليًا، وبالنسبة لاختبار عدم ثبات تباين حد الخطأ للنموذج الأول؛ حيث إن قيمة احتمال F باحتمال قيمته 0.9354 أكبر من مستوى معنوية 0.10؛ أي أنها غير معنوية إحصائيًا، لذا نحن غير قادرين على رفض فرض العدم عند مستوى معنوية (10%)؛ وحيث إن فرض العدم يقول بأن البواقي تخلو من مشكلة عدم تباين حدي الخط، ومن ثَمَّ فإن القرار يكون بثبات تباين البواقي عند مستوى معنوية 10%، وتخلو من مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ لهذا النموذج.

وبالنسبة للنموذجين الثانى والثالث نجد أن لهما الرتبة نفسها ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0)، مع العلم أن الفرق بينهما هو أن مكون الحد الثابت مقيد في النموذج الثانى وغير مقيد في النموذج الثالث، وكلاهما غير مشتملين على مكون الاتجاه الزمني، وكما سنرى في الخطوة التالية أن هذا الاختلاف سيؤدي إلى تفضيل أحد النموذجين على الآخر، وبالنظر إلى نتائج النموذجين بالجدول نجد أن كليهما يخلو من مشكلة الارتباط التسلسلي، وعدم ثبات تباين حد الخطأ، والأسباب

كما ذكرناها في النموذج الأول؛ حيث إن قيمة اختبار F لكليهما هي 1.8024، وقيمة الاحتمال لهما 0.2068 أكبر من مستوى المعنوية 10%، لذا لا يمكننا رفض فرض العدم والإقرار بخلو النموذجين من كلا المشكلتين.

أما بخصوص النموذجين الرابع والخامس لم يعطِ أي منهما نتائج إحصائية؛ لأن كليهما يعاني من مشكلة في التوصيف مع البيانات المستخدمة في النموذجين.

جدول 2

رتبة نماذج ARDL المقدرة واختبارات التشخيص الخاصة بكل نموذج

Heteroscedasticity Test		Serial Correlation LM Test		الرتبة	م.
Significant	F-statistic	Significant	F-statistic		
0.9354^{un}	0.3633	0.4579^{un}	1.1841	ARDL (2, 3, 3, 3, 1, 3, 3)	1
0.9110^{un}	0.4662	0.2068^{un}	1.8024	ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0)	2
0.9110^{un}	0.4662	0.2068^{un}	1.8024	ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0)	3
	NA		NA	ARDL (2, 3, 3, 3, 3, 3, 3)	4
	NA		NA	ARDL (2, 3, 3, 3, 3, 3, 3)	5

المصدر: نتائج التحليل باستخدام برنامج Eviews10

un: تعنى غير معنوي، NA: لا توجد نتائج.

اختبار الحدود (Long Run Form and Bounds Test)

كما ذكرنا سابقًا نستخدم هذا الاختبار لتقرير وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه، وهنا ثلاثة احتمالات، وهي: أن توجد علاقة التكامل المشترك؛ أو لا توجد؛ أو تكون نتيجة الاختبار غير حاسمة. ويوضح جدول (3) قيمة F والقيم الحرجة الأعلى I(1) والأدنى $I(0)$ لكل نموذج على حدة عند مستويات معنوية مختلفة.

جدول 3

نتائج اختبار الحدود للنموذج الأول والثاني والثالث عند مستويات معنوية مختلفة

النموذج	الحدود الدنيا والقصوى	مستويات المعنوية				F-statistic
		%10	%5	%2.5	%1	
1	Lower bound, I(0)	1.75	2.04	2.32	2.66	1.8389
	Upper bound, I(1)	2.87	3.24	3.59	4.05	
2	Lower bound, I(0)	1.99	2.27	2.55	2.88	23.8163
	Upper bound, I(1)	2.94	3.28	3.61	3.99	
3	Lower bound, I(0)	2.12	2.45	2.75	3.15	19.3938
	Upper bound, I(1)	3.23	3.61	3.99	4.43	

المصدر: نتائج تحليل البيانات باستخدام برنامج Eviews10.

ومن نتائج الجدول، وفيما يخص النموذج الأول نجد أن قيمة F-Bounds تقع بين القيمتين الحرجتين أمام مستوى المعنوية 10% وهذا يعني أننا نرفض فرض العدم؛ لأن قيمة F-Bounds أكبر من قيمة $I(0)$ أي أن (1.84 أكبر من 1.75) وفي الوقت نفسه نفشل في رفض فرض العدم؛ لأن قيمة F-Bounds أقل من قيمة I(1) ؛ أي أن (1.84 أقل من 2.87)، ووقوع إحصائي الاختبار F-Bounds Test بين القيم الحرجة الدنيا والعليا يعني أن الاختبار غير حاسم، ولا بد من معرفة رتبة التكامل المشترك للمضي قدمًا، وبالتالي نتوقف عن استخدام هذا النموذج عند هذا الحد ونبدأ في اختبار النموذج الثاني. أما بالنسبة للنموذج الثاني، نجد أن قيمة إحصاء F تساوي 23.82، وهي أكبر من الحد الأقصى أمام 1% معنوية؛ لذا نستطيع رفض فرض العدم، ونقول بوجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات ويحتمل أن تكون تلك العلاقة قوية. وبالنسبة للنموذج الثالث، نجد أن قيمة إحصاء F–Bounds Test تساوي 19.39 وهي أكبر من الحد الأقصى أمام مستوى معنوية 1%؛ لذا نرفض فرض العدم ونقول بوجود علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات كما كان القرار في النموذج الثانى ويحتمل كذلك أن تكون تلك العلاقة قوية، ولكن نقع في حيرة هنا فيما يخص مستوى المعنوية المناسب، فجميع مستويات المعنوية تناسب القرار

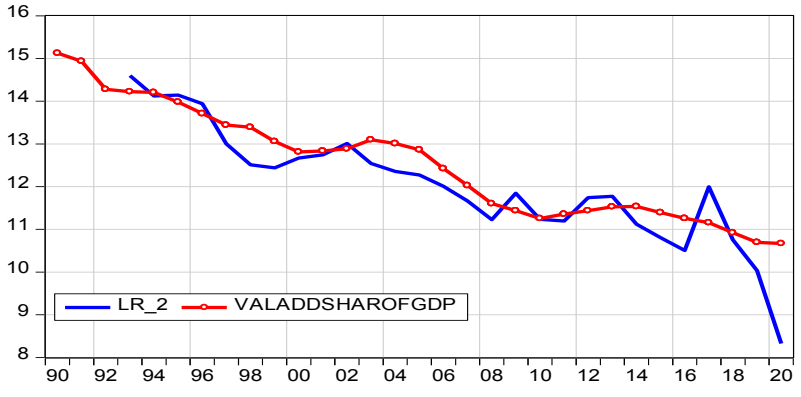
بأن هناك علاقة تكامل مشترك، إذًا لا بد من اختبار مساعد يرشدنا إلى الاختيار الأفضل لمستوى المعنوية، هذا الاختبار هو اختبار (t-Bounds)، أما بخصوص النموذج الرابع والخامس فقد توقف العمل عليهما عند المرحلة السابقة.

اختبار مدى توازن علاقة التكامل المشترك للنموذج الثاني بيانيًّا

حتى الآن توقف العمل على النموذج الأول والرابع والخامس، وفيما يلي نقارن فقط بين النموذجين الثاني والثالث، ونستخدم في المقارنة ما تبقى من خطوات التحليل المتبعة في البحث، والخطوة الحالية الهدف منها هو معرفة وجود علاقة توازن طويل الأجل لعلاقة التكامل المشترك التي تم إثباتها في المراحل السابقة، فإن كانت متوازنة أكملنا العمل لمعرفة مدى منطقية تلك العلاقة ومدى قوتها، وإلا توقف العمل عند هذا الحد، والأداة الحالية التي نستخدمها للحكم بين النموذجين هي أداة رسم العلاقة بين y_t, x_t من خلال (Conditional Error Correction Model, CECM)، وسبق الإشارة إلى طريقة تنفيذ هذا الفرض في الطريقة البحثية، والقول إنها علاقة بين المتغير التابع ومتغير التكامل المشترك، ويتضح من شكل (2) فيما يخص النموذج الثاني أنه لا توجد علاقة توازن طويل الأجل بين السلسلتين الزمنيتين؛ لذا لا حاجة لنا لاستكمال باقي الإجراءات الخاصة بهذا النموذج، ونستكمل ما تبقى من خطوات في النموذج الثالث فقط.

شكل 2

اختبار مدى توازن علاقة التكامل المشترك للنموذج الثاني بيانيًّا



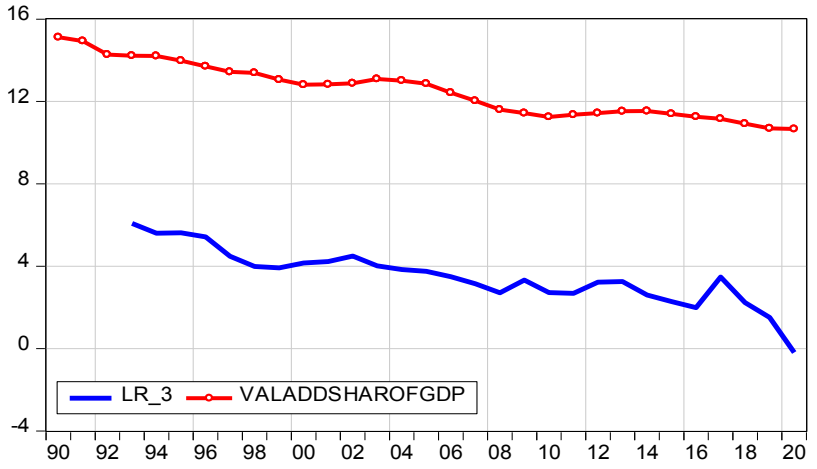
المصدر: نتائج تحليل البيانات باستخدام برنامج Eviews10.

اختبار مدى توازن علاقة التكامل المشترك للنموذج الثالث بيانيًّا

فيما يخص النموذج الثالث، يشير شكل (3) إلى توازن علاقة التكامل المشترك في المدى الطويل، والخطوة التالية هي تحديد مدى منطقية تلك العلاقة، ولو كانت العلاقة منطقية هل هي مثالية أم متدهورة عبر الزمن، ويمكن استنتاج ذلك من خلال اختبار t-Bounds Test.

شكل 3

اختبار مدى توازن علاقة التكامل المشترك للنموذج الثالث بيانًيا



المصدر: نتائج تحليل البيانات باستخدام برنامج Eviews10.

اختبار t للحدود t-Bounds Test

بعد ثبوت علاقة التكامل المشترك للنموذج الثالث، وبعد إثبات أنها علاقة متوازنة في المدى الطويل، تبقى لنا معرفة مدى منطقية العلاقة، ومدى قوتها، وقياس سرعة تحولها من المدى القصير إلى المدى الطويل، ومن أجل ذلك تم إجراء انحدار لنموذج تصحيح الخطأ للنموذج الثالث؛ وحيث إن قيمة t الكبيرة جدًا (13.93−) تمكنا من تقرير أن معامل التصحيح معنوي بدرجة كبيرة، ومن ثَمَّ، يمكن نرفض فرض العدم، والقول بأن علاقة التكامل المشترك منطقية، ولتحديد ما إذا كانت تلك العلاقة مثالية أم متدهورة، ننتقل إلى معامل تصحيح الخطأ (ECt)، والذي من خلاله يمكن تقدير وقراءة سرعة التحول، أو سرعة التصحيح من المدى القصير إلى المدى الطويل لعلاقة

التكامل المشترك، ويلاحظ من جدول (4) أن قيمة (ECt) بالسالب ومعنوية، وتدل تلك القيمة على وجود علاقة تكامل مشترك وأن هناك تصحيحًا لتلك العلاقة من المدى القصير إلى المدى الطويل بسرعة 60%.

جدول 4

قيمة معامل تصحيح الخطأ ECt للنموذج الثالث والمعنوية الإحصائية له

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.000	13.92614-	0.043093	0.600113-	CointEq(-1)*

المصدر: نتائج تحليل الخاصة بـالنموذج الثالث باستخدام طريقة تصحيح الخطأ ECM

ولتأكيد ذلك ننظر إلى معنوية المتغير التابع والمتغيرات المستقلة في صندوق النتائج الأصلي للنموذج، ونقارن قوة الاحتمال عند فترة الإبطاء الأدنى والأعلى لكل متغير، فإن كانت المعنوية الإحصائية تزداد مع زيادة فترة الإبطاء نقول إن العلاقة مثالية، وفي هذا النموذج كما يتضح من جدول (5) العمود رقم (1) أن معظم قيم الاحتمالات غير معنوية للمعاملات بدون فترة إبطاء وتزداد درجة المعنوية أمام فترات الإبطاء الأولي في العمود (2) عنها في العمود (1)، بينما نجد أن معظم المتغيرات ليس لها فترة إبطاء ثالث كما في العمود (3)، لذا يكون الحكم النهائي بمقارنة المعنوية بعمود (1) مع قيم المعنوية في عمود (2) ونجد أنها تزداد في العمود الثاني مما يؤكد أن علاقة التكامل المشترك لهذا النموذج مثالية وليست متدهورة عبر الزمن.

جدول 5

قيمة المعنوية الإحصائية لفترات إبطاء مختلفة لنموذج ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0)

متغيرات النموذج	المعنوية الإحصائية .t-sta		
	(1)	(2)	(3)
	Lag (0)	Lag (-1)	Lag (-2)
valaddsharofgdp	-	0.0004	-
invshar	0.4948	-	-
laborshar	0.1116	-	-
lendrat	0.0339	0.0012	0.0028
m2overgdp	0.7897	0.0013	0.0048
netexpo	0.0136	0.0023	-
unemployrat	0.0000	-	-

المصدر: نتائج تحليل النموذج الثالث ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0) باستخدام برنامج Eviews10.

حيث:

na: عدم وجود نتائج؛ Lag: فترة الإبطاء؛ valaddsharofgdp: الإنتاجية الزراعية؛ invshar: نسبة الاستثمارات الزراعية إلى إجمالي الاستثمارات الكلية؛ laborshar: نسبة العمالة الزراعية إلى العمالة الكلية؛ lendrat: معدل سعر الفائدة على الإقراض؛ m2overgdp: نسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي؛ netexpo: صافي الصادرات؛ unemplyrat: معدل البطالة الكلي.

قيمة معاملات وإشارات النموذج الثالث ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0) والمعنوية الإحصائية

باستخدام طريقة ARDL ومعيار معلومات AIC ، وإجراء انحدار للإنتاجية الزراعية ممثلة للمتغير التابع على عدد ستة متغيرات مستقلة، هي: مساهمة الاستثمارات الزراعية في إجمالي الاستثمارات، مساهمة العمالة الزراعية في العمالة الكلية، معدل سعر الفائدة على الإقراض، نسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي، صافي الصادرات، ومعدل البطالة الكلي، وكما يتبين من نتائج جدول رقم (6) أن معظم معاملات النموذج معنوية عند مستوى معنوية 5%، ومتغيرين فقط يحققان المعنوية الإحصائية عند 10%، هما نسبة العمالة والاستثمارات، وبالنسبة لإشارات المعاملات المقدرة فكانت سالبة لكل من الاستثمارات بنحو (1.03)، والعمالة بنحو (3.26)، والتنمية المالية بنحو (0.80)، وكانت موجبة لباقي المتغيرات، فبالنسبة لمعامل المتغير التابع بفترة إبطاء قدر بنحو 0.40، ومعامل سعر الفائدة بنحو 0.09، ومعامل صافي الصادرات بنحو 0.00002، ومعامل معدل البطالة بنحو 0.07، ومعامل الحد الثابت بنحو 5.11، وقدر

معامل التحديد بنحو 0.99، وقيمة F بنحو 553.8 بمستوى معنوية صفر عمليًا، وقدر معامل معلومات AIC بنحو (2.24).

جدول 6

قيمة معاملات وإشارات النموذج الثالث (0 ,1 ,3 ,2 ,0 ,0 ,1) ARDL والمعنوية الإحصائية

Prob.*	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
**0.000	6.84	0.75	5.112	c
**0.004	4.57	0.09	0.400	valaddsharofgdp(-1)
*0.4948	0.70-	1.46	1.026-	invshar
*0.1116	1.70-	1.92	3.265-	laborshar
**0.0028	3.61	0.03	0.093	lendrat(-2)
Prob.*	**t-Statistic**	**Std. Error**	**Coefficient**	**Variable**
**0.0048	3.34-	0.24	0.796-	m2overgdp(-3)
**0.0023	3.73	5.18E-07	1.93E-06	netexpo(-1)
**0.000	7.28	0.01	0.073	unemployrat
R-squared	0.99		AIC	2.2376-
F-statistic	553.8		D-W	2.7185
Prob.	0.000		MDV	12.2937

المصدر: نتائج تحليل النموذج الثالث (0 ,1 ,3 ,2 ,0 ,0 ,1) ARDL باستخدام برنامج Eviews10.

حيث:

** معنوي عند مستوى معنوية 5%، * غير معنوي عند مستوى معنوية 5%، AIC معامل معلومات أكايك، D-W قيمة دربن واتسون، MDV متوسط تباين الانحرافات، valaddsharofgdp: الإنتاجية الزراعية، invshar: نسبة الاستثمارات الزراعية إلى إجمالي الاستثمارات الكلية، laborshar: نسبة العمالة الزراعية إلى العمالة الكلية، lendrat: معدل سعر الفائدة على الإقراض، $m2overgdp$: نسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي، netexpo: صافي الصادرات، unemplyrat: معدل البطالة الكلي.

الملخص والتوصيات

يمثل القطاع الزراعي حلقة مهمة من حلقات الاقتصاد المصري، فقطاع الزراعة يؤثر في معدل النمو الاقتصادي الكلي، ويتأثر بمتغيرات الاقتصاد الكلي، ولقياس أثر متغيرات الاقتصاد الكلي خلال الفترة 1990–2020، فقد تم الاعتماد على منهجية الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة زمنيًا ARDL، وتمثلت متغيرات النموذج في: نسبة الاستثمارات الزراعية إلى إجمالي الاستثمارات الكلية، ونسبة العمالة الزراعية إلى العمالة الكلية، ومعدل سعر الفائدة على الإقراض،

ونسبة عرض النقود إلى إجمالي الناتج المحلي الإجمالي ممثلًا لمقياس التنمية المالية، وصافي الصادرات، ومعدل البطالة الكلي، وتمثل العامل التابع في القيمة المضافة لقطاع الزراعة كنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي، وتم اختيار نموذج ARDL (1, 0, 0, 2, 3, 1, 0)، ومن نتائج النموذج تبين أن إشارات معاملات الانحدار المقدرة لكل من نسبة الاستثمارات الزراعية، ونسبة العمالة، ومؤشر التنمية المالية كانت سالبة وقدرت بنحو (1.03)، (3.26)، (0.80)، على الترتيب، وكانت غير معنوية لكل من الاستثمارات الزراعية، ونسبة العمالة، بينما كان الأثر معنويًا وسالبًا لمؤشر التنمية المالية، وهذا يعني أنه بزيادة نسبة المعروض النقدي إلى الناتج المحلي تنخفض القيمة المضافة للقطاع الزراعي منسوبة إلى الناتج المحلي، بينما كانت تلك المعاملات موجبة بنحو 0.40، 0.09، 0.00002، 0.07، على الترتيب، لكل من المتغير التابع بفترة إبطاء، وسعر الفائدة على الإقراض، وصافي الصادرات، ومعدل البطالة.

ومن خلال النتائج المتحصل عليها من البحث هناك بعض التوصيات المقترحة

(1) يجب الاعتماد على العمالة المدربة في قطاع الزراعة، وخلق مناخ جاذب للعمالة الزراعية، وتكثيف برامج الإرشاد والتدريب؛ لرفع كفاءة العمل الزراعي.

(2) نسبة الاستثمارات الزراعية إلى الاستثمارات الكلية منخفضة؛ بحيث لا تظهر أثرًا على الإنتاجية الزراعية، لذا يجب زيادة تلك النسبة في الخطط الاقتصادية الخمسية القادمة.

(3) ضرورة ضبط الحكومة للمعروض النقدي بما يحقق معدلات نمو مستقرة لقطاع الزراعة وباقي القطاعات الاقتصادية، وما يدعم تلك التوصية هو المعامل الموجب لسعر الفائدة على الإقراض، فبزيادته ينخفض المعروض النقدي، وتتحسن الإنتاجية الزراعية.

(4) ضرورة البحث عن سبل مبتكرة لتنمية الصادرات الزراعية، وتخصيص جزء من عائدات تلك الصادرات لتنمية قطاع الزراعة، وتحسين البنية التحتية له.

المراجع

المراجع العربية

البكل، أحمد سـعيد، والحداد، إيمان فاروق. (2022). الشـمول المالي وانعكاسـاته على معدل النمو الاقتصـادي في مصر. *مجلة السياسة والاقتصاد، 15*(14):1-3.

الرسول، أحمد أبو اليزيد، السعيد محمد أنور عبد الحميد، عبد النبي بسيوني عبيد، وعون خير الله عون حمد. (أغسطس 2017). الإنفاق الحكومي على القطاع الزراعي وعلاقته بالنمو الاقتصادي في مصر. *مجلة الإسكندرية للبحوث الزراعية*، كلية الزراعة، جامعة الإسكندرية، *62*(4):521-537.

الصمادي، سحاب، وملاوي، أحمد. (2015). أثر الضرائب الحكومية على أداء بورصة عمان: نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، AABU-Space، *2*(22).

عمارة، أميرة محمد. (2018). تأثير فجوة النوع الاجتماعي في النمو الاقتصـادي في مصـر، مجلة كلية الاقتصـاد والعلوم السياسية، *19*(1) :3-36، جامعة القاهرة.

قرطام، السـيده كمال. (2021). دور الاسـتثمار الأجنبي المباشـر في الحد من الفقر. مجلة كلية الاقتصـاد والعلوم السياسية، 22(3):7-36، جامعة القاهرة.

المراجع الأجنبية

Chetthamrongchai, P., Somjai, S., & Chankoson, T. (2020). The contribution of macroeconomic factors in determining the economic growth, export and the agricultural output in agri-based ASEAN economies. Entrepreneurship and Sustainability Issues, 7(3), 2043.

Gholizade, H., Norouzi, G., & Feizabadi, Y. (2022). The impact of macroeconomic variables on socio-economic indicators of agricultural section based on government development programs. Brazilian Journal of Biology, 84.

Cristea, M., Marcu, N., & Meghişan, G. M. (2015). The influence of macroeconomic variables on the Romanian agriculture. Proceedings of the Romanian Academy, Series B, 17(1): 65-75.

Enilolobo, O. S., Mustapha, S. A., & Supo-Orija, F. O. (2019). Effect of Macroeconomic indicators on agricultural output in Nigeria. *Global Journal of Management and Business Research*.

Enu, P., & Attah-Obeng, P. (2013). Which macro factors influence agricultural production in Ghana? *Academic Research International*, *4*(5):333.

Eviews12 (2017). Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL). Available at: https://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html

Kadir, S. U. S. A., & Tunggal, N. Z. (2015). The impact of macroeconomic variables towards agricultural productivity in Malaysia. *South East Asia Journal of Contemporary Business, Economics and Law, 8*(3), 21-27.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, *31*:371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3):289--326.

Othuon, V. O., & Oyugi, M. A. (2017). The Impact of Key Macroeconomic Variables on Agricultural Infrastructure Investment and Output in Kenya (2005 to 2016). *Journal of Economics and Sustainable Development, 8,* 22.

Oluwatoyese, O. P., & Razak, N. A. A. (2016). Macroeconomic factors and agricultural sector in Nigeria*. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 219*, 562-570.

المواقع الإلكترونية

البنك الدولي (databank.worldbank.org)، القسم الخاص بمؤشرات التنمية بالعالم، سلاسل زمنية.

البنك المركزي المصري (cbe.gov.eg)، سلاسل زمنية خاصة بمؤشرات الاقتصاد والتجارة والمؤشرات المالية.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (capmas.gov.eg)، الكتاب الإحصائي السنوي، أعداد متفرقة.

الأمم المتحدة (data.un.org)، القسم الخاص بالمؤشرات القومية، والعمالة الكلية.