



مجلة البحوث المالية والتجارية

المجلد (26) – العدد الرابع – أكتوبر 2025



آثار تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر

The Impacts of Climate Change on The Main Economic Sectors in Egypt

أ.م.د/ محمود محمد عبد الرازق حسن عنبر
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة أسوان

أ.م.د/ محمد عباس محمد علي إبراهيم
أستاذ الاقتصاد المساعد
كلية التجارة – جامعة أسوان

ص.ب. 81524 – أسوان - مصر
E-mail: m.albarsi@aswu.edu.eg

2025-08-25	تاريخ الإرسال
2025-09-09	تاريخ القبول
https://jsst.journals.ekb.eg/ رابط المجلة:	



ملخص

تم في هذه الدراسة تقدير آثار تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر خلال الفترة 1992-2023 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

وأكدت النتائج التطبيقية وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين تغير درجة الحرارة وبين كل من القيمة المضافة للقطاع الزراعي والقطاع الخدمي في الأجلين الطويل والقصير، إلا أن أثر تغير درجة الحرارة على القطاع الصناعي فجاءت العلاقة سالبة ولكن غير معنوية في الأجل القصير وغير ذات أثر في الأجل الطويل. كما أثبتت النتائج وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين نسبة هطول الأمطار وبين كل من القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في الأجلين الطويل والقصير. هذا فضلاً عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين نسبة انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون وبين كل من القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في الأجلين الطويل والقصير.

وأظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ مرتفعة بالنسبة للقيمة المضافة للقطاعين الزراعي والصناعي تبلغ (-0.815) و(-0.779) على الترتيب، وهي تعكس سرعة تعديل عالية نحو التوازن. أما القيمة المضافة للقطاع الخدمي فقد أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-0.543). وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة إلى حد ما نحو التوازن.

الكلمات المفتاحية: تغير المناخ، درجة الحرارة، انبعاثات ثاني أكسيد الكربون، نموذج الفجوات الزمنية الموزعة، القطاعات الاقتصادية المصرية.

Abstract

In this study, the impacts of climate change on the main economic sectors in Egypt during the period 1992-2023 were estimated using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, which is based on the estimation of the Unrestricted Error Correction Model (UECM) to understand the relationship between variables in the short and long term together and the error correction term.

The applied results confirmed the existence of a statistically significant negative relationship between temperature change and both the added value of the agricultural sector and the service sector in the long and short term. However, the effect of temperature change on the industrial sector was negative but insignificant in the short term and had no effect in the long term. The results also demonstrated the existence of a statistically significant positive relationship between precipitation rate and both the added value of the agricultural, industrial and service sectors in the long and short term. In addition, there is a statistically significant positive relationship between carbon dioxide emission rate and both the added value of the agricultural, industrial and service sectors in the long and short term.

The results showed that the error correction coefficient for the value added of the agricultural and industrial sectors is (-0.815) and (-0.779), respectively. This reflects a high adjustment speed towards equilibrium. As for the value added of the service sector, the results showed that the error correction coefficient is (-0.543), This reflects a somewhat average adjustment speed towards equilibrium.

Keywords: Climate change, temperature, carbon dioxide emissions, ARDL, Egyptian economic sectors.



1. مقدمة

يعرف التغير المناخي بأنه التغيرات في نظام المناخ خلال فترة من الزمن ناتجة عن تغيرات طبيعية وأنشطة إنسانية، وهي تعد أحد أكثر المشكلات البيئية أهمية لما لها من آثار اقتصادية واجتماعية سالبة على الاقتصاد العالمي (IPCC, 2018). فقد تسببت كل من العوامل النابعة من الطبيعة أو النابعة من الانسان في إحداث تغيرات في قيم درجات الحرارة وهطول الأمطار في نظام المناخ. حيث تسببت الأنشطة النابعة من الانسان في زيادة انبعاثات الغازات الدفيئة والتي نتج عنها ارتفاع في درجات الحرارة. وركزت اتفاقية باريس والتقارير الخاص بالاحترار العالمي واللقاءات بين الحكومات المعنية بتغير المناخ على الآثار المتوقعة لارتفاع درجات الحرارة (Kornek et al, 2020).

كما أثرت التقلبات الحادة غير المتوقعة الراجعة إلى التغير في متوسطات درجات الحرارة وهطول الأمطار والتقلبات الحادة في نظام المناخ على عدد من عناصر الإنتاج وإنتاجيتها وغيّرت الاتجاه المتزايد في الإنتاج (World Bank, 2010). هذه الحالة يمكن أن تؤثر في النمو الاقتصادي طالما أن هذا المفهوم مرتبط بالزيادات طويلة الأجل في الطاقة الإنتاجية. وفي هذا الإطار، فإن تأثير تغير المناخ على النمو الاقتصادي يمارس أثره من خلال الآثار المباشرة على عناصر الإنتاج متمثلاً في الموارد الطبيعية هذا فضلاً عن الآثار غير المباشرة على عناصر الإنتاج من خلال تراكم رأس المال المادي والبشري.

ويرى (Kotz, et. Al., 2024) أنه وفقاً لاتفاقية باريس للمناخ عام 2015 أنه خلال الستة والعشرين عاماً القادمة حتى عام 2050 فإن الاقتصاد العالمي ملتزم بتخفيض النمو الاقتصادي بنسبة 19% لتقليل الاحترار العالمي بمقدار درجتين. حيث إن الأضرار التي قد تنتج عن عدم الالتزام بهذا التخفيض تتجاوز الستة أضعاف، وتختلف حسب المناطق المختلفة بالعالم، حيث سيكون الضرر أخف على المناطق القطبية والباردة.

في عام 1994 وقعت مصر على اتفاقية الأمم المتحدة للتغيرات المناخية ثم على بروتوكول كيوتو عام 2005. كما صدقت مصر على مختلف القوانين المعنية بحماية البيئة والمناخ، وفي عام 2011 تم إعداد الاستراتيجية الوطنية الأولى للتكيف مع تغير المناخ والحد من مخاطر الكوارث، وفي عام 2016 تم اعتماد اتفاقية باريس لتعزيز العمل العالمي للتصدي لتغير

المناخ ثم إعداد استراتيجية التنمية منخفضة الانبعاثات عام 2018 وصولاً إلى إطلاق استراتيجية تغير المناخ 2050، وهي خطة وطنية طويلة الأجل تهدف إلى مواجهة الآثار السلبية لتغير المناخ مع الحفاظ على النمو الاقتصادي، وتتضمن خمسة أهداف رئيسية، تشمل تحقيق النمو الاقتصادي المستدام والتنمية المنخفضة الانبعاثات، وتعزيز القدرة على التكيف والمرونة مع تغير المناخ، وتقليل الانبعاثات وتخفيف الآثار السلبية المرتبطة بتغير المناخ، وتعزيز البنية التحتية لتمويل المناخ، وتعزيز البحث العلمي ونقل التكنولوجيا وإدارة المعرفة والتوعية لمكافحة تغير المناخ، بالإضافة إلى زيادة الوعي المجتمعي بأهمية هذه القضية (وزارة البيئة، 2022).

في 28 ديسمبر 2023 صدر قرار وزير البيئة رقم 415 لسنة 2023 بشأن تشكيل مجموعة عمل لدعم نظام الرصد والابلاغ والتحقق الوطني بما يحقق المتطلبات الدولية طبقاً لاتفاقية الأمم المتحدة الاطارية للتغيرات المناخية ونظام الشفافية المحسن وفقاً لاتفاقية باريس.

وتتطلب عملية التخطيط الاقتصادي والتنمية في جميع دول العالم تحديد آثار تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية الرئيسية الزراعة والصناعة والخدمات. لذا تبنت عدة دراسات أثر تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية في الدول النامية والمتقدمة على حد سواء. كما تبنت عدة مؤسسات دولية في المجال الاقتصادي والبيئي أثر تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية على المستوى العالمي وعلى مستوى الدول أيضاً، وهذا يعكس الأهمية البالغة لآثار تغير المناخ على مستقبل الاقتصادات المحلية والاقتصاد العالمي في الأجلين القصير والطويل. وتشهد القطاعات الرئيسية في مصر وهي قطاعات الزراعة والصناعة والخدمات معدلات نمو متباينة في إطار خطط التنمية الاقتصادية التي تطبقها مصر وأيضاً في إطار برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي التي تبنته خلال الفترة الماضية. لذا يكون من الضروري دراسة أثر التغيرات المناخية على هذه القطاعات لتفادي الآثار السلبية التي يمكن أن تنجم عن هذه التغيرات في الأجلين القصير والطويل.

2- مشكلة البحث:

تختلف الدول التي تتأثر بتغير المناخ باختلاف مستوى التنمية، فالدول المتخلفة والنامية أكثر تأثراً بتغير المناخ. ويتم إرجاع ذلك في الأدب الاقتصادي إلى أن هذه الدول لا يمكنها تحمل



تكلفة تقليل تأثير تغير المناخ، حيث يؤثر تغير المناخ سلباً على النمو الاقتصادي ومكوناته القطاعية الرئيسية الزراعية والصناعية والخدمية. ويتم إرجاع ذلك أيضاً إلى انخفاض إنتاجية وكفاءة القطاع الزراعي والذي يتضمن تكنولوجيا كثيفة العمل. بينما النمو الاقتصادي المتحقق في الدول المتقدمة يرجع إلى استخدام تكنولوجيا كثيفة رأس المال (Jackson, 2009).

شهدت الفترة منذ بداية الثورة الصناعية في القرن الثامن عشر تحولاً من العمل الحرفي إلى الصناعة الآلية التي يحركها الفحم والنفط والغاز الطبيعي، وصاحبها تزايد انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون بنسب غير مسبوقة تسبب بدوره في ارتفاع درجات الحرارة واضطراب نسب هطول الأمطار، الأمر الذي تزامن معه زياد الكوارث الطبيعية كالفيضانات ونوبات الجفاف والعواصف والأعاصير والتي أدت إلى تضرر البنية التحتية وارتفاع تكاليف الطاقة والمياه والمواد الخام اللازمة لإمدادات القطاع الصناعي وانعدام الأمن الغذائي بتدهور قطاع الزراعة لتلف المحاصيل الزراعية وانخفاض جودتها وزيادة التصحر. هذا فضلاً عن اضطراب تقديم قطاع الخدمات. علي سبيل المثال الخدمات السياحية والتأمين والطيران وغيرها.

في الدول الأقل تقدماً، تعتمد نسبة كبيرة من السكان على قطاعات شديدة الحساسية للتغيرات المناخية وهناك إمكانيات منخفضة لتطوير وتطبيق استراتيجيات تكيف. لذا، تضطر هذه الدول لتحمل تكاليف تطوير وتبني استراتيجيات مختلفة للنضوب أو التدهور (Adger, 2006). ومن الملاحظ أن الاحساس بالتدهور سوف يتم الشعور به في الاجل الطويل بواسطة الأجيال المستقبلية (Sathaye, et, al., 2006).

وبالمثل وبسبب القدرات المحدودة للتكيف فإن المجتمعات الفقيرة في هذه الدول تكون الأكثر تعرضاً للمخاطر الطبيعية (Smith and Wandel, 2006). ومن أجل تعجيل النمو الاقتصادي وتقليل الفقر تحتاج الدول النامية ومنها مصر لتوسيع التنمية الصناعية وتحسين مستوى المعيشة. وإلى أن يأخذ هذا محله، ترتفع انبعاثات الغازات الدفيئة والتي تقود بدورها إلى تغيرات ملحوظة في المناخ. وبالتالي يكون من الضروري إجراء دراسة شاملة لأثر تغيرات أنماط الطقس (كمؤشر لتغير المناخ) على نمو القطاعات الاقتصادية الرئيسية الزراعة والصناعة والخدمات في مصر. وبصرف النظر عن قيود البيانات فإن الدراسة الحالية حاولت تقديم اختبار

تطبيقي للعلاقة بين تغير أنماط الطقس كمؤشرات ممثلة لتغير المناخ ونمو القطاعات الاقتصادية الرئيسية الزراعة والصناعة والخدمات في مصر.

وعلى الرغم من أن آثار تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية تشكل تحديًا كبيرًا لصانعي السياسات والرأي العام بشكل عام، فإن البحوث التطبيقية ذات الصلة بتغير المناخ وآثاره على القطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر لا تزال محدودة إلى حد كبير. لذا سوف يتم في هذه الدراسة تسليط الضوء على هذه المشكلة من خلال محاولة الإجابة على التساؤل التالي: ما هي آثار تغير المناخ على القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في مصر؟

3. هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى تقدير أثر تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية في مصر الزراعة والصناعة والخدمات خلال الفترة 1992-2023 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (Autoregressive Distributed lag model (ARDL ونموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (Unrestricted Error Correction Model (UECM. ويرجع اختيار هذه الفترة لعاملين رئيسيين، أولهما توفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة، والعامل الثاني هو جودة السلاسل الزمنية وصلاحياتها للقياس وذلك باستيفائها شروط متطلبات النماذج التي سوف يتم تطبيقها ومن ثم الحصول على نتائج تقديرات دقيقة. ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعو السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتفادي الآثار الناجمة عن التغيرات المناخية على المكونات القطاعية للنمو الاقتصادي بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

4. فرضية البحث:

يسعى البحث إلى اختبار الفرضية التالية:

- يوجد علاقة سالبة بين تغير المناخ ونتاج القطاعات الرئيسية في مصر الزراعة والصناعة والخدمات في الأجلين القصير والطويل.



5. خطة البحث

يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة ومشكلة وهدف الدراسة، تطور القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في مصر، وتطور درجات الحرارة ونسبة هطول الأمطار، هذا فضلاً عن تطور نسبة انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون ثم عرض الدراسات النظرية والتطبيقية الحديثة التي تناولت تأثير تغير المناخ على القيمة المضافة للقطاعات الاقتصادية الرئيسية الزراعة والصناعة والخدمات. كما سيتم تناول منهجية الدراسة وتشمل نموذج التقدير فضلاً عن المتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها ثم تقدير النموذج ونتائجه، وأخيراً الخلاصة والنتائج.

6. الأدبيات الاقتصادية

كانت آثار تغير المناخ على قطاعات اقتصادية مثل الزراعة وتربية الحيوانات والسياحة والتي لها حصة في الاقتصاد القومي موضوعاً للبحث في عدة دراسات (Lee et al., 2012; Tullo et al., 2020; Steiger et al., 2019; al., 2020). كما ناقشت عدة دراسات أثر تغير المناخ على النمو الاقتصادي على المستوى الإقليمي والعالمي (Fankhauser and Tol, 2005; Stern, 2006; Eboli et al., 2010; Victor, 2012; Dell et al., 2008, 2012; Abidoye and Odusola, 2015; Moore and Diaz, 2015; Alagidede et al., 2016; Tol, 2018).

كشف أجراوالا وآخرون (Agrawala et. al., 2003) أن اقتصاد بنجلاديش تأثر بتغير المناخ من خلال ارتفاع منسوب البحر ودرجات الحرارة العالية، وزيادة هطول الأمطار الموسمية أو توقفها، واحتمال انخفاض هطول الأمطار في موسم الجفاف وزيادة شدة الأعاصير. هذا الوضع خلق عقبات للتنمية الاقتصادية المستدامة في هذه الدولة.

أوضح جيلبريث (Gilbreath, 2004) أن تغير المناخ ربما يزيد من خطر الموت ويرى أن معظم الأمراض في الدول النامية حساسة لتغير المناخ. كم أوضح انه حتى مع تغير صغير نسبياً في الإصابة ببعض الأمراض على مستوى العالم يمكن ان يؤدي الي آثار صحية عامة جوهريّة. حيث يقدر في بعض المناطق ان آثار تغير المناخ سوف تزيد من خطر الاسهال

بمقدار 10% في 2030 عن مستواها في 1990. وبالمثل فإن درجة الاحترار العالمي يمكن ان تزيد خطر الإصابة بالمalaria وتقود الي توقعات بان المرض سيؤثر على 1 مليون شخص ويتسبب وفاة حوالي 27000 شخص قبل حلول عام 2030. كما وجد أن هناك ارتباط بين انتشار malaria وتغير المناخ في الهند.

ولاحقاً وجد كل من وميندلسون وويليامز (Mendelsohn and Williams, 2004) أن معظم آثار تغير المناخ على قطاع السوق لها علاقة شكل الهضبة مع درجة الحرارة. الاحترار العالمي سوف يفيد دول أو المناطق الباردة وله علاقات معتدلة أو متوسطة على المناطق المعتدلة الحرارة ويؤثر عكسياً على المناطق الحارة.

يرى جريجوري وبركلاسيث (Gregory, Ingram and Brklacich, 2005) أن تغير المناخ لعب دوراً هاماً في الزراعة، ولكن أهميته النسبية تختلف بين المناطق وكذلك اختلافها بين الفئات المجتمعية المختلفة. على سبيل المثال في جنوب افريقيا يعد المناخ من بين أكثر العوامل التي يتم الاستشهاد بها في دوافع الأمن الغذائي. في مناطق أخرى من العالم يتم اعتبار عوامل أخرى تشمل العمل غير الكفاء، إتاحة وجودة المياه الجوفية للزراعة أكثر أهمية من الآثار المباشرة لتغير المناخ كعناصر للتأثير في الأمن الغذائي. ويمكن أن يؤثر تغير المناخ على النظم الغذائية بطرق مختلفة مثل الآثار المباشرة على الإنتاج الزراعي من خلال هطول الامطار ودرجات الحرارة. حيث تقود التغيرات في هطول الامطار الى الجفاف أو الفيضانات بينما درجات الحرارة سواء الأكثر حرارة او الأكثر برودة سوف تتغير طول موسم النمو. وكلاهما سوف يؤثر على أسعار الغذاء والبنية التحتية لسلاسل الامداد.

وفقاً لفانخاوزر وتول (Fankhauser and Tol, 2005) يؤثر تغير المناخ على تراكم رأس المال وميل الأفراد للدخار والذي بدوره يقلل النمو الاقتصادي. وباستخدام نماذج نمو مختلفة، وجدا أن آثار تغير المناخ الديناميكية على النمو الاقتصادي أكبر عند مقارنتها بالآثار الاستاتيكية.

ووفقاً لستيرن (Stern, 2006) أنه خلال الخمسون عاماً القادمة فإن درجات الحرارة العالمية من المتوقع أن تزداد بواقع 2-3 درجة مئوية. هذه الزيادة سوف يترتب عليها نتائج حادة على التنمية الاقتصادية، حيث أنها ستؤثر على جودة المياه والإنتاجية الزراعية والصحة العامة. بل



أكثر من ذلك حيث قدرت أن حوالي 5% من الناتج المحلي الإجمالي العالمي السنوي سوف يتم فقده نتيجة هذه الآثار. وقد انتقد (Weitzman, 2007) هذه النتائج بتوضيح أن حالة عدم التأكد المصاحبة لعملية قياس آثار تغير المناخ والنتائج المرسومة تأسست على معدلات خصم منخفضة جداً.

وفقاً لليكوك وشاليزي (Lecocq and Shalizi, 2007) أن الناتج المحلي الإجمالي سوف يتأثر بطريق غير مباشر بالتباينات في هيكل الطلب حتى في حالة عدم وجود أثر مباشر لتغير المناخ عليه. فتغير المناخ يمكن أن ينتج عنه ندرة الموارد والذي يمكن أن يقود إلى صراع عنيف وبالتالي تقليل النمو الاقتصادي في الأجل الطويل.

يرى باري وآخرون (Parry et. al., 2007) أن انخفاض امدادات المياه المخزنة في الأنهار الجليدية والغطاء الثلجي سيؤدي إلى ندرة المياه. فإذا زاد متوسط درجات الحرارة العالمية ما بين 1.5-2.5 درجة مئوية فإن ما بين 20-30% تقريباً من أصناف النباتات والحيوانات سوف تواجه خطر الانقراض. وأن زيادة درجات الحرارة بمدي يتراوح بين 1-3 درجات مئوية من المحتمل أن يؤدي إلى زيادة إنتاج الغذاء ولكن زيادة درجات الحرارة بأكثر من ذلك سوف يقلل من إنتاج الغذاء. كما أن زيادة درجة حرارة مياه البحار بمدي يتراوح بين 1-3 درجات مئوية سوف يؤدي إلى زيادة انقراض الشعاب المرجانية على نطاق واسع ما لم يتم تكيفها أو تأقلمها.

طالما أن درجات الحرارة وهطول الأمطار هي مدخلات مباشرة للإنتاج الزراعي، يعتقد الكثيرون أن الأثر الأكبر لتغير المناخ سوف تكون على الزراعة. وبالتالي في ظل ظروف تغير المناخ يرتفع الإنتاج الزراعي عند خطوط العرض العليا. جزئياً بسبب الزيادة في الأرض الصالحة للزراعة، والإنتاج يميل للانخفاض في المناطق الاستوائية. ورئيسياً يكون بسبب الانخفاض المفترض في إتاحة المياه (Cooper, 2000; Parry et. al., 2007).

يؤدي تغير المناخ إلى تدهور درجة خصوبة الأراضي الزراعية، والنظم البيئية وجودة المياه والهواء في دول آسيا. فهو يهدد بتقويض الأمن الغذائي فضلاً في تسببه في المشاكل الصحية. وعائدات المحاصيل من المقدّر أن تنخفض حتى 30% وتأثر حوالي مليار فرد على مستوى العالم بالنقص في إمدادات المياه الأمر الذي يقود إلى الجفاف وتدهور الأراضي بحلول عام 2050 (Cruz et. al., 2007).

في عام 2010 قامت مؤسسة Maplecroft بإصدار مؤشر الضعف في تغير المناخ Climate Change Vulnerability Index . ومن ضمن 170 دولة شملها التقرير، أدرجت 16 دولة ضمن الدول عالية المخاطر، كان من بينها 10 من قارة آسيا و5 من قارة أفريقيا وواحدة من دول البحر الكاريبي. ولعل ما يستحق الإشارة هو أن التباينات في الخصائص المناخية والجغرافية بين الدول الآسيوية كبير جداً (www.maplecroft.com).

كما وجد ديل وآخرون (Dell, et. al., 2008, 2012) أنه بسبب تغير المناخ فإن معدلات النمو الاقتصادي في الدول الفقيرة ستخفض ما بين 0.6-2.9 %، وأن درجات الحرارة المرتفعة قللت بشكل ملحوظ النمو الاقتصادي في الدول الفقيرة. كما أوضحوا أن درجات الحرارة العالية لها آثار وصول عالية قللت الناتج الزراعي والناتج الصناعي والاستقرار السياسي.

كما قام أكرم (Akram, 2012) بتحليل آثار تغير المناخ على النمو الاقتصادي لعدد من دول آسيوية مختارة خلال الفترة 1972-2009. وطور نموذج للنمو يتضمن درجات الحرارة وهطول الأمطار كمتغيرات ممثلة لتغير المناخ في دالة الإنتاج وذلك باستخدام نموذج الانحدار بطريقة الآثار الثابتة ونموذج الانحدار غير المرتبط ظاهرياً. وتوصلوا إلى أن زيادة درجات الحرارة وهطول الأمطار وعدد السكان تؤثر سلبياً على النمو الاقتصادي. كما أن درجة التحضر والتنمية البشرية تشجع (تحفز) النمو الاقتصادي.

كما ركز ديلنك وآخرون (Dellink et al., 2014) على آثار تغير المناخ على النمو الاقتصادي، حيث قاموا بتقييم النتائج على المستويين القطاعي والكلي لآثار مختارة من تغير المناخ في مناطق مختلفة من العالم مع محاكاة نموذج توازن عام ديناميكي عالمي لدول منظمة التعاون الاقتصادي والتنمية OECD.

وبغض النظر عن أهمية الماشية للناس الفقيرة، إلا أن الآثار المتوقعة لتغير المناخ على نظم حياة الماشية في الدول النامية تم تجاهلها نسبياً. مثل تغذية المواشي كمياتها وجودتها، ضغط الحرارة، المياه، الأمراض والتنوع البيولوجي والتي من خلالها يؤثر تغير المناخ على الماشية (Thornton et. al., 2014).

اختبر ابيدوى وأودوسلا (Abidoye and Odusola, 2015) الصلة التطبيقية بين تغير المناخ والنمو الاقتصادي في أفريقيا. وأثبتوا أن تغير المناخ له تأثير سالب على النمو



الاقتصادي باستخدام بيانات سنوية لعدد 34 دولة أفريقية خلال الفترة 1961-2009. وتوصلوا إلى أن زيادة درجة الحرارة بمقدار درجة واحدة يقلل نمو الناتج المحلي الإجمالي بمقدار 0.67 %.

واختبر ألاجيديدي وآخرون (Alagidede et al. 2016) أثر تغير المناخ على النمو المستدام لعدد من دول أفريقيا جنوب الصحراء باستخدام آليات التكامل المشترك للنماذج المقطعية الديناميكية، ووجدوا أثراً سلبياً على النمو الاقتصادي.

كما اختبر دو وآخرون (Du et al., 2017) العلاقة بين درجة الحرارة والنمو الاقتصادي في الولايات المتحدة الأمريكية والاتحاد الأوروبي. ووجدوا أن ارتفاع درجة الحرارة بمقدار درجة واحدة فوق درجات الحرارة المثلى تؤدي إلى أثر سلبي معنوي في الولايات المتحدة والاتحاد الأوروبي.

اختبر أوجبوابور وإيجوشوكو (Ogbuabor and Egwuchukwu, 2017) أثر تغير المناخ على النمو الاقتصادي في نيجيريا باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية خلال الفترة 1981-2014. وتوصلا إلى أن انبعاثات الكربون تؤثر سلبياً على النمو الاقتصادي في الأجلين القصير والطويل.

كما قام سيكويرا (Sequeira et al., 2018) بتقييم أثر تغير المناخ (التغيرات طويلة الأجل في درجات الحرارة وهطول الأمطار) على النمو الاقتصادي لعدد كبير من دول العالم باستخدام البيانات المقطعية الديناميكية. ووجدوا أثراً سلبياً لارتفاع درجة الحرارة وأثراً إيجابياً لهطول الأمطار على النمو الاقتصادي. كما استخدم كوالاسيتو وآخرون (Colacito et al., 2019) نماذج البيانات المقطعية الديناميكية لدراسة أثر المناخ (الطقس) على معدلات نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والقطاعات الاقتصادية في الولايات المتحدة الأمريكية، ووجدوا أن ارتفاع درجة الحرارة لها تأثير سلبي على النمو الاقتصادي الكلي.

اختبر (Taher, 2019) العلاقة بين التغير المناخي والنمو الاقتصادي في لبنان باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية خلال الفترة 1990-2013. وتوصل إلى أن زيادة نسبة ثاني أكسيد الكربون ومساحة الغابات كان لهما تأثيراً سلبياً على النمو الاقتصادي، في حين أدى ارتفاع درجة الحرارة وزيادة نسبة هطول الأمطار إيجابياً على النمو الاقتصادي.

اختبر هنسيلر وسكوماتشر (Henseler and Schumacher, 2019) أثر الطقس (المناخ) على الناتج المحلي الاجمالي للدول والمكونات الرئيسية للإنتاج خاصة الإنتاجية الكلية للعنصر ورصيد رأس المال والتوظيف. وشملت دراستهم قطاع الخدمات لعدد 101 دولة خلال الفترة 1961-2010 باستخدام بيانات مقطعية ديناميكية. وأوضحوا أن الآثار الرئيسية للطقس (المناخ) تحدث بسبب درجات الحرارة على نمو الناتج المحلي الإجمالي. كما وجدوا أن الدول الفقيرة تتأثر بدرجات الحرارة المرتفعة أكثر من الدول الغنية.

كما اختبر خان وآخرون (Kahn et al., 2021) الأثر طويل الأجل لتغير المناخ على النشاط الاقتصادي في 174 دولة خلال الفترة 1960-2014. باستخدام نماذج نمو عشوائية ومجموعة بيانات مقطعية ديناميكية (درجات الحرارة وهطول الأمطار). وتوصلوا إلى أن متوسط نصيب الفرد من نمو الناتج الحقيقي يتأثر عكسياً بالتغيرات الدائمة في درجات الحرارة أعلى أو أقل من متوسطاتها التاريخية المعتادة إلا أن هطول الأمطار لم يكن له تأثير معنوي.

وسوف يؤدي تغير المناخ إلى انصهار الأنهار الجليدية والتي تزيد في الاجل القصير من أخطار الانهيارات الطينية وتآكل اليابسة والفيضانات. هذا فضلاً عن الأثر على الصحة متمثلاً في أوبئة الملاريا وحمى الضنك وغيرها من الأمراض المعدية. وفي الصيف تؤدي زيادة الظروف الرطبة وموجات الحر الحادة إلى زيادة أخطار الوفاة والإصابة بالأمراض في المجتمعات الفقيرة. وحدث ذلك بالفعل في عدة دول مثل الانهيارات الطينية في الفلبين (2006)، احداث الطقس المتطرف في الصين (2006) شاملة العواصف والسيول في الشرق والجنوب، الحرارة والجفاف في مناطق الوسط والشمال الشرقي، والفيضانات الكارثية في باكستان (2010 و 2011) وفي غيرها من الدول في مختلف القارات. ونتج عن هذه الكوارث الجوع والأمراض وفقد الدخل وتدهور مستويات المعيشة، والأضرار الجانبية في البنية الأساسية، وكل هذا يمارس أثره بالتأكيد على حياة واستمرارية الجنس البشري (Akram, 2012).

يوضح عدد من الدراسات وجود ارتباط جوهري بين استهلاك الطاقة والنمو الاقتصادي، وترى أن استهلاك الطاقة أدى إلى تعجيل انبعاثات الغازات الدفيئة، وأن 75% من انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون كان مصدرها الدول المتقدمة. وتوصلت هذه الدراسات إلى أن النمو الاقتصادي يعتمد على استهلاك الطاقة الذي يقود إلى التدهور البيئي. وبالتالي فإن النمو الاقتصادي قد



يسبب في مراحله الأولى تدهور البيئة، ولكن فيما بعد ونتيجة لتبني تكنولوجيات مخفضة للتدهور ربما يحدث تحسن في جودة البيئة (Hitz and Smith, 1995; Krueger, 2004).

وجد جرينر (Greiner, 2005) أن انبعاثات الغازات الدفيئة سوف يؤثر سلباً على الناتج الكلي والإنتاجية الحدية لرأس المال. وأن أنشطة الحد من التلوث ربما تقلل من انبعاث الغازات الدفيئة وتقود إلى معدلات نمو اقتصادي أعلى. وحديثاً، زاد التسارع في انبعاثات الغازات الدفيئة في الدول النامية خاصة في الاقتصاديات الناشئة مثل البرازيل والصين والهند من الاهتمام بالعلاقة بين تغير المناخ والنمو الاقتصادي. وعلى الرغم من أن تغير المناخ له آثار إيجابية على بعض الدول المتقدمة إلا أن آثاره مدمرة في الأجل الطويل (Hope, 2006). كما أوضح إيبولي وآخرون (Eboli et. al., 2010) أن الغازات الدفيئة التي ترجع إلى النشاط البشري تعتمد على مستوى الأنشطة الاقتصادية وكثافة الانبعاثات، وبالتالي تأسست غالبية دراسات تغير المناخ على نماذج وسناريوهات النمو الاقتصادي. لذا فقد أشاروا إلى أن النمو الاقتصادي سوف يتأثر أيضاً بآثار تغير المناخ. كما أثبت تول (Tol, 2018) أن انبعاثات الغازات الدفيئة أثرت بشكل كبير على التنمية الاقتصادية ونادت بفرض ضريبة مرتفعة على الكربون لتقليل هذه الانبعاثات.

في ضوء ما سبق، يمكن القول بأن آثار تغير المناخ لم يتم إدراكها بشكل كامل حتى الآن، فالدول الفقيرة والافراد يشعرون بالآثار الضار لتغير المناخ أولاً ثم يعانون أكثر منه كلما أصبحت هذه الدول أكثر تعرضاً للآثار السلبية لزيادة منسوب سطح البحر والاثار على موارد المياه والنظم البيئية وإنتاج المحاصيل وصيد الأسماك والصحة العامة (Stern, 2013; Tol, 2018).

كما يشير عدد من الدراسات إلى أن الاشتراطات البيئية التي تم وضعها لمعالجة آثار تغير المناخ قد تقود إلى آثار ضارة على النمو الاقتصادي لأن بعضها يفرض قيود على الإنتاج. وبالتالي فقد ثبت ان آثار السياسة البيئية على النمو الاقتصادي تختلف باختلاف مراحل التنمية (Smulders et. Al., 2011). حيث يرى البعض أن الاشتراطات البيئية سوف تعزز آمال النمو اذا تمكنت الجودة البيئية المحسنة من زيادة إنتاجية المدخلات. لأن الاشتراطات البيئية تزيد من أنشطة الحد من التلوث وتزيد العائد من الحجم وهذه الاشتراطات يمكن أيضاً أن تحفز

الابتكارات (Ricci, 2007). وبناء عليه، بسبب التغيرات في المناخ ربما تزداد سرعة نمو بعض القطاعات الاقتصادية أكثر من غيرها وفي نفس الوقت فإن حجم ومكونات الناتج المحلي الإجمالي لبعض الدول قد يتغير. كما قد يؤثر تغير المناخ على معدلات النمو الاقتصادي المحتملة طويل الأجل للدولة. وأبعد من ذلك فإن آثار تغير المناخ ليست متجانسة بين الدول. فقد وجد أن الزراعة والمناطق الساحلية والسكان كبار السن هي الأكثر تأثراً من غيرها (O'Brien, Sygna and Haugen, 2004; Bretschger and Valente, 2011; Parry et. al., 2007; Lien, 2017; Ayodotun, et. al., 2019).

جدير بالذكر أن ما تنبأت به عدد من الدراسات التي تناولها قد تحقق بالفعل، حيث بحلول عام 2023 ازدادت درجة الحرارة في آسيا بمقدار 0.5-2 درجة مئوية هذا فضلاً عن زيادة هطول الأمطار في موسم الأمطار الصيفي وانخفاض هطول الأمطار في الشتاء، وأصبحت آسيا الأكثر تأثراً بارتفاع منسوب سطح البحر على مستوى العالم بحوالي 3-16 سم. ومن المتوقع بحلول عام 2070 أن تزداد درجات الحرارة بمقدار 1-7 درجات مئوية، وارتفاع منسوب سطح البحر على مستوى العالم بمقدار 7-50 سم. وأن تكون المنطقة القاحلة شمال باكستان والهند وغرب الصين الأسرع احتراقاً. (Chhabra et. al., 2024).

وفي مصر، قامت دراسة (منى السيد، 2023) بدراسة العلاقة بين النمو الاقتصادي والتغيرات المناخية في مصر خلال الفترة 1990-2020 باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة لقياس الارتباط في الاجلين القصير والطويل، وتوصلت الدراسة إلى تأثير كل من تساقط الامطار وانبعاثات ثاني أكسيد الكربون لهما علاقة إيجابية ومعنوية على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل، بينما يوجد تأثير سلبي وغير معنوي لمتوسط درجات الحرارة والنمو الاقتصادي.

قامت داليا جودة (Gouda, 2020) بدراسة أثر تغير المناخ على الزراعة وضعف المجتمعات الريفية في دلتا النيل، وتوصلت إلى أن آثار التغيرات المناخية ستظهر بشكل أكبر في الزراعة، مما يؤثر سلباً على المجتمعات الريفية. وفي الوقت نفسه، تواجه الزراعة في مصر ودلتا النيل تحديات اجتماعية واقتصادية ملحة، وتحديات تتعلق بالموارد الطبيعية، والتي من شأن استمرارها أن يفاقم آثار تغير المناخ.



قام خليل وحسنين (Khalil and Hassanein, 2016) بدراسة أثر العوامل الجوية المتطرفة التي حدثت في مصر على قطاع الزراعة، وتوصلت أن لهذه العوامل آثار سلبية ضارة على الزراعة والنظم الأيكولوجية والصحة العامة، وأن مصر من أكثر الدول تعرضاً لأخطار التغيرات الجوية المتطرفة.

ومن الملاحظ ندرة الدراسات التي تبنت أثر التغيرات المناخية على النمو الاقتصادي المصري ككل، أو الأثر على المكونات القطاعية للاقتصاد المصري. لذا سوف يتم في هذه الدراسة تسليط الضوء على هذه المشكلة.

7. تطور القيمة المضافة للقطاعات الاقتصادية في مصر

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام 2023 حوالي 4111.25 دولار (بالأسعار الثابتة لعام 2015)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام 2023 حوالي 114.5 مليون نسمة. وحقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو 4.08% خلال الفترة 1992-2023 (<http://data.worldbank.org/indicator/>).

بالنظر إلى تطورات مساهمة القطاعات الاقتصادية الثلاثة في إجمالي القيمة المضافة في مصر خلال الفترة 1992-2023 كما هو موضح في الجدول رقم (1) والشكلين رقم (1) ورقم (2)، نجد أن قطاع الخدمات يستحوذ على النصيب الأكبر خلال الفترة 1992-2023 محققاً متوسط معدل نمو بلغ 4.78%، كما أنه ومنذ عام 2002 يستحوذ على أكثر من نصف إجمالي القيمة المضافة. وتلاه القطاع الصناعي بنسبة تتذبذب حول ثلث إجمالي القيمة المضافة طوال الفترة، وبلغت أقصى قيمة له في عام 2013 بنسبة بلغت 38.55%. وكما هو موضح في الشكلين رقم (3) ورقم (4) يساهم القطاع الزراعي بنسبة منخفضة جداً في إجمالي القيمة المضافة، كما أنها آخذة في الانخفاض، وحققت أدنى نقطة لها في عام 2013 عند مستوى 10.9% من القيمة المضافة الإجمالية، وقد يكون بسبب عدم الاستقرار السياسي في تلك السنة. وقد يكون أيضاً تغير المناخ سبباً في انخفاض الأهمية النسبية للقيمة المضافة لقطاعي الزراعة

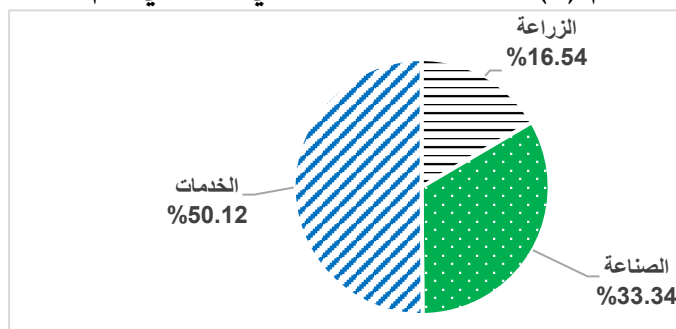
والصناعة، حيث حقق قطاعي الزراعة والصناعة متوسط معدل نمو خلال الفترة بلغ 3.5% و4.57% على الترتيب وهي تقل عن معدل نمو قطاع الخدمات.

جدول رقم (1) هيكل ومعدل نمو القيمة المضافة للقطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر خلال الفترة 1992-2023

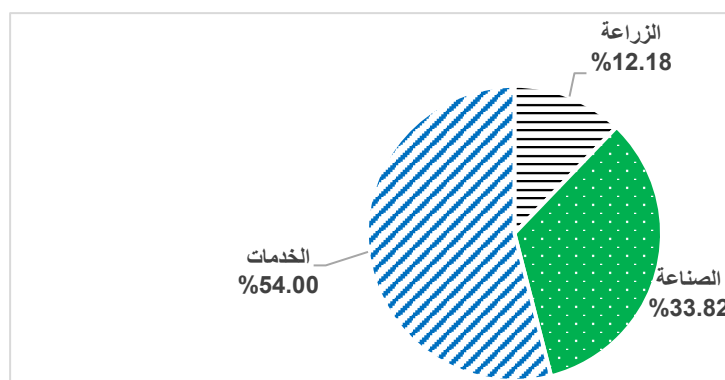
الأهمية النسبية (%)		معدل النمو (%)	القيمة (مليار جنيه) (100=2015)		القيمة المضافة
2023	1992	2023-1992	2023	1992	
12.18	16.54	3.5	378.722	130.456	القطاع الزراعي
33.82	33.34	4.57	1051.730	262.917	القطاع الصناعي
54	50.12	4.78	1679.157	395.244	القطاع الخدمي
100	100	4.52	3109.609	788.617	إجمالي القيمة المضافة

Source: World Bank, World Bank Development Indicator, <http://data.worldbank.org/indicator/>

الشكل رقم (1) هيكل القيمة المضافة في مصر في عام 1992



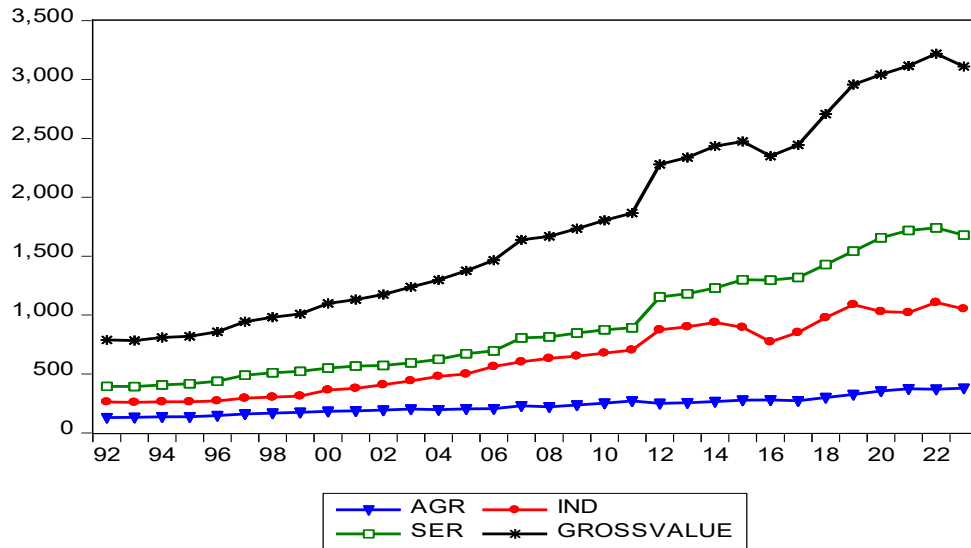
الشكل رقم (2) هيكل القيمة المضافة في مصر في عام 2023



المصدر: جدول رقم (1)

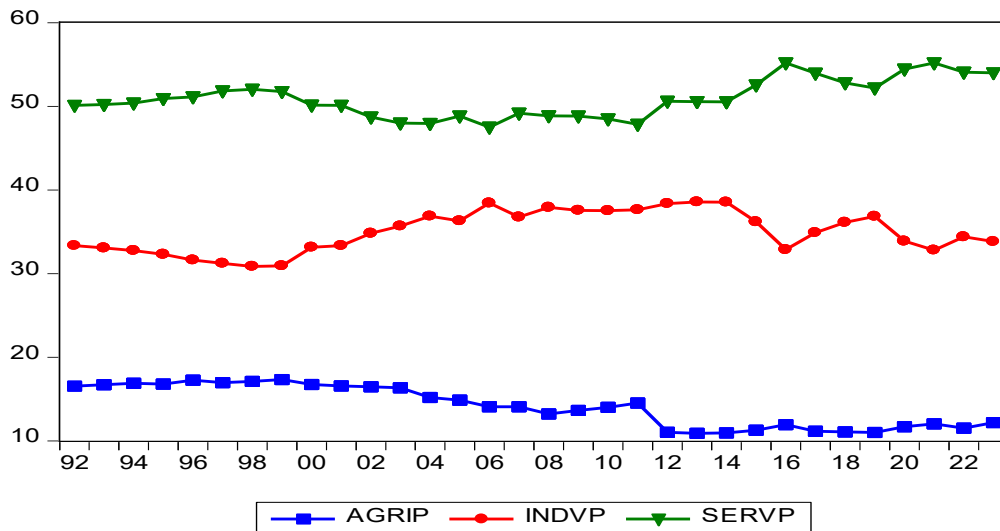


الشكل رقم (3) تطور هيكل القيمة المضافة للقطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر في خلال الفترة 1992-2023



المصدر: <http://data.worldbank.org/indicator/>

الشكل رقم (4) الأهمية النسبية للقطاعات الاقتصادية المختلفة في إجمالي القيمة المضافة في مصر خلال الفترة 1992-2023

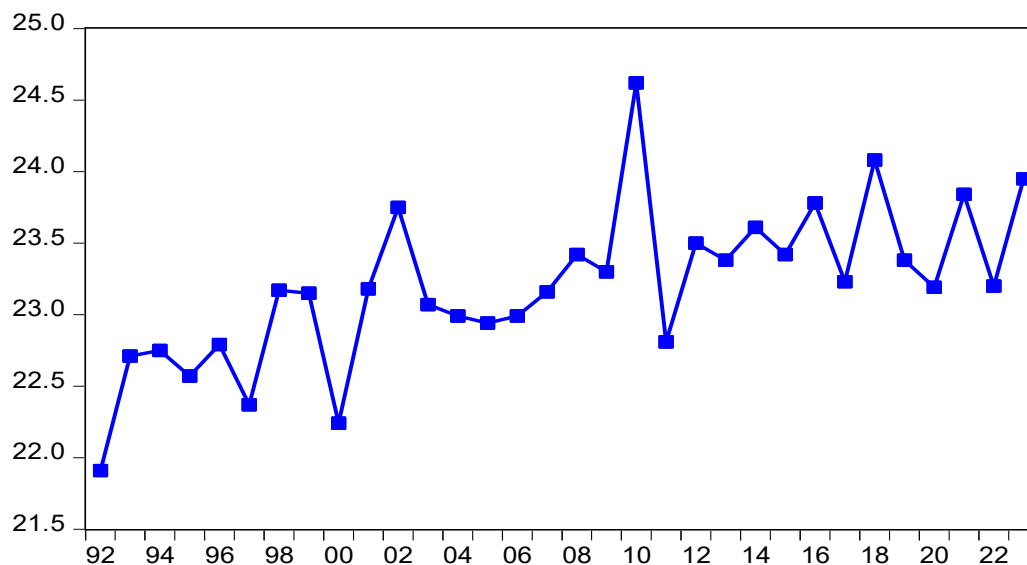


المصدر: <http://data.worldbank.org/indicator/>

ازداد متوسط درجة الحرارة في مصر من 23.20 درجة مئوية في عام 2022 إلى 23.95 درجة مئوية في عام 2023، ويوضح الشكل رقم (5) أن درجات الحرارة تذبذبت خلال فترة الدراسة 1992-2023 بين 22 و 24 درجة مئوية. وتاريخياً بلغ متوسط درجات الحرارة بين عامي 1901 و 2023 مقدار 22.54 درجة مئوية، وسجلت أقصى قيمة لها على الإطلاق في

عام 2010 بحوالي 24.6 درجة مئوية، كما سجلت أدنى قيمة لها في عام 1903 بمقدار 21.12 درجة مئوية (<https://tradingeconomics.com/egypt>). ولكن مع تزايد الاحترار الحراري سيكون لدرجة الحرارة تأثيراً على القيمة المضافة للقطاعات الاقتصادية في مصر، وهو ما تسعى الدراسة الحالية التعرف على طبيعة هذا التأثير.

شكل رقم (5) تطور درجة الحرارة في مصر خلال الفترة 1992-2023م
TEM

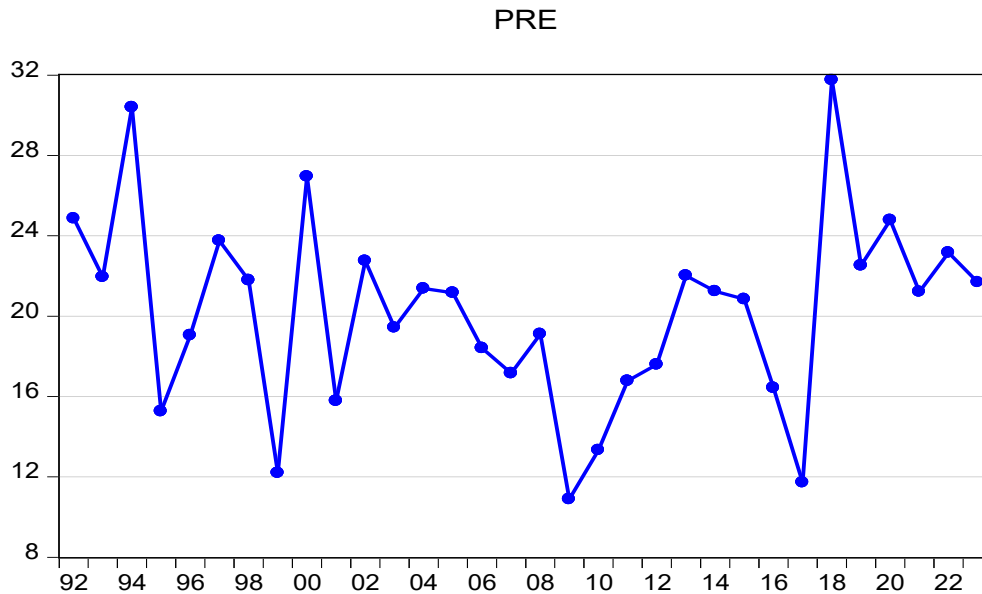


المصدر: <https://tradingeconomics.com/egypt>

انخفضت كمية هطول الأمطار في مصر من 23.16 مل/متر مربع في عام 2023 إلى 21.69 مل/متر مربع في عام 2022، ويوضح الشكل رقم (6) أن كمية هطول الأمطار تذبذبت خلال فترة الدراسة 2023-1992 بين 10.89 و 32.63 مل/متر مربع. وتاريخياً بلغ متوسط كمية هطول الأمطار بين عامي 1901 و 2023 مقدار 22.39 مل/متر مربع، وسجلت أقصى قيمة لها على الإطلاق في عام 1974 بحوالي 35.24 مل/متر مربع، كما سجلت أدنى قيمة لها في عام 2009 بمقدار 10.89 مل/متر مربع (<https://tradingeconomics.com/egypt>). وتعتمد مصر بشكل رئيسي على مياه النيل والمياه الجوفية في الزراعة، ولكن يجب اتخاذ إجراءات وتدابير تمكن من حصاد الأمطار الأمر الذي يزيد من المخزون الجوفي من المياه.



شكل رقم (6) كمية هطول الأمطار في مصر خلال الفترة 1992-2023 (مل/متر مربع)



المصدر: <https://tradingeconomics.com/egypt>

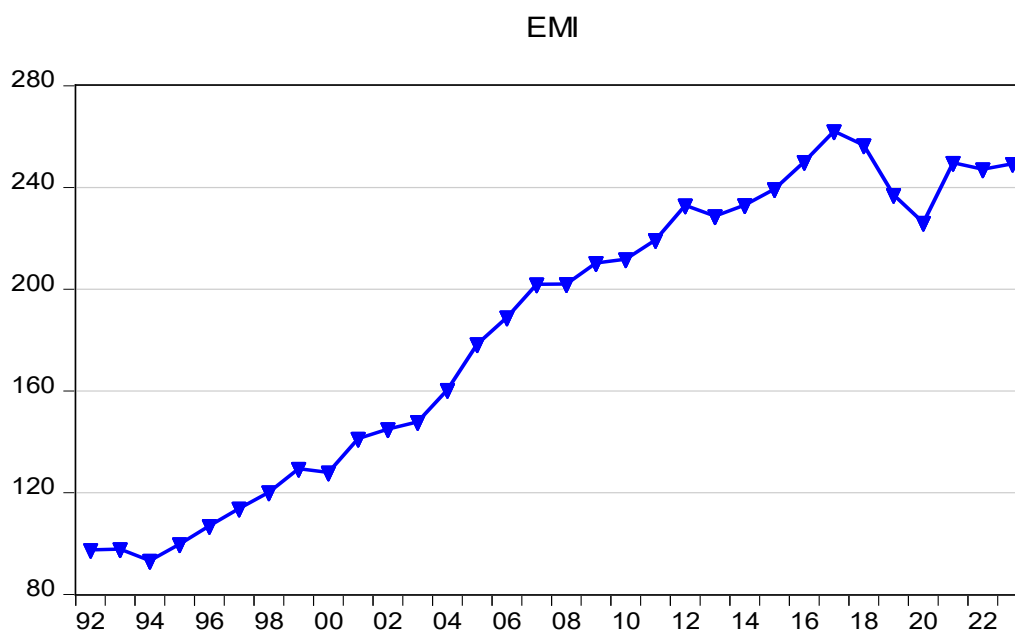
ارتفعت كمية انبعاث ثاني أكسيد الكربون في مصر من 97.445 مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون في عام 1992 إلى 249.332 مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون في عام 2023، وسجل أقصى قيمة له في عام 2017 بحوالي 262.077 مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون (<http://data.worldbank.org/indicator/>). كما يوضح الجدول رقم (2) مصادر انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون في مصر خلال الفترة 1992-2023 من القطاعات المختلفة وكما هو موضح أيضاً في الشكل رقم (7). ويلاحظ أن القطاع الصناعي هو المسبب الرئيسي لانبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون وتزايدها بمعدلات كبيرة كما هو موضح في الشكل، الأمر الذي جعل متوسط معدل نمو إجمالي الانبعاثات من ثاني أكسيد الكربون يزيد بمقدار 3.08% سنوياً خلال الفترة 1992-2023، الأمر الذي يتطلب ضرورة مواجهة أسباب هذه الانبعاثات بشكل حاسم، باتخاذ تدابير بتقليل انبعاثات الطاقة والعمليات الصناعية والاحتراق الصناعي وغيرها والتي يلاحظ زيادة نسبتها بشكل كبير خلال الفترة كما هو موضح في الشكلين رقم (8) و(9).

جدول رقم (2) مصادر انبعاث ثاني أكسيد الكربون في مصر في عامي 1993 و2023م

القطاع (مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون)	1992	2023	متوسط معدل النمو %
الزراعة	2.6243	2.9727	0.40
العمليات الصناعية	11.1085	36.822	3.94
البناء (استهلاك الطاقة)	9.8862	22.7031	2.72
الاحتراق الصناعي	22.9827	37.3703	1.58
طاقة الصناعة	23.3168	79.45	4.03
النقل (استهلاك الطاقة)	21.2292	66.4397	3.75
المخلفات	0.0001	0.0004	4.57
أخرى	6.2972	3.5737	(-1.81)
الإجمالي	97.445	249.3319	3.08

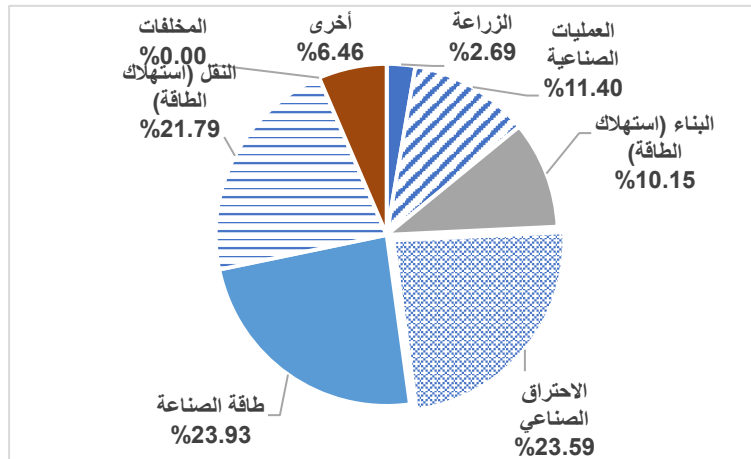
المصدر: <http://data.worldbank.org/indicator/>

شكل رقم (7) تطور انبعاث كمية ثاني أكسيد الكربون في مصر في عامي 1993 و2023م
(مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون)

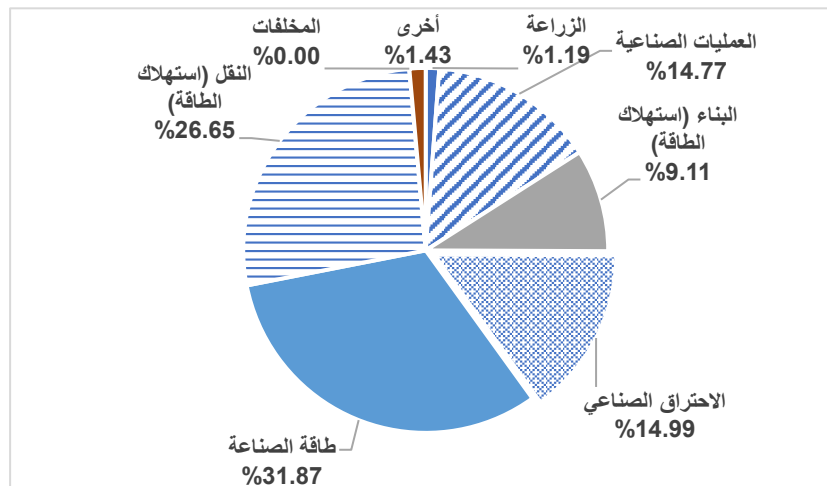




الشكل رقم (8) هيكل مصادر انبعاثات ثاني أكسيد الكربون في عام 1992



الشكل رقم (9) هيكل مصادر انبعاثات ثاني أكسيد الكربون في عام 2023



المصدر: جدول رقم (2)

المصدر: <http://data.worldbank.org/indicator/>

8. منهجية الدراسة

يتم في هذا الجزء تناول نموذج الدراسة والمتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها، فضلاً عن الإطار النظري لتقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية لاختيار النموذج المناسب للتقدير وإطاره النظري، وفي النهاية تقدير النموذج وتقييم نتائجه.

1/8 نموذج الدراسة

إن أكثر أنواع المنهجيات استخداماً في تحليل أثر تغير المناخ على النمو الاقتصادي هما المنهج العددي **Enumerative Approach** والمنهج الديناميكي **Dynamic Approach**. وفقاً للمنهج العددي، يتم تحليل الأثر الاقتصادي لتغير المناخ وفقاً لكل قطاع بشكل منفصل. على سبيل المثال أثر تغير المناخ على قطاع الزراعة أو النظام- البيئي أو السياحة، وقد يتم تقييم هذه الآثار معاً للحصول على تقدير كلي عن الرفاهية الاجتماعية الناجمة عن تغير المناخ (Nordhaus, 1991; Cline, 1996; Tol, 1996).

في المنهج الديناميكي، يتم استخدام تحديدات مختلفة لنماذج النمو يتم استخدامها لتأسيس دالة الخسارة **damage function**. وتعد نماذج سولو-سوان **Solow-Swan** و **Ramsey-Cass-Koopmans** هي أكثر نماذج النمو المستخدمة في تحليل آثار تغير المناخ على النمو الاقتصادي أو مكوناته القطاعية.

كما أسس ديل وجونز وأولكن (Dell, Jones and Olken, 2008) متغيرات مناخية في نموذجهم الديناميكي لدوال الإنتاج والذي استخدم كأساس في الدراسة الحالية. وقدم النموذج أساساً نظرياً لدمج تغير المناخ في معادلات النمو وكأداة لتحليل آثار تغيرات الطقس على النمو الاقتصادي.

ويعد اختيار المتغير الذي يمثل تغير المناخ موضع جدل كبير. وتتمثل المؤشرات الأكثر استخداماً في هذا الشأن هي متوسط درجة الحرارة، نسبة انبعاثات الغازات الدفيئة، مستويات تركيز الغازات الدفيئة في الجو، ارتفاع مستوى سطح البحر، وكثافة أو تكرار الأحداث المتطرفة.



في هذه الدراسة تم اختيار مؤشرات درجة الحرارة وهطول الأمطار وانبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون كمؤشرات لتغير المناخ لسببين رئيسيين. السبب الأول هو أن الأدب التطبيقي يربط بشكل مباشر تغير المناخ بمتوسط درجة الحرارة مثل (Parry et. al., 2007; Dell, et. al., 2008). السبب الثاني هو أن التغير في متوسط درجة الحرارة له علاقة مباشرة بتركيزات انبعاثات الغازات الدفيئة. حيث أنه من الصعب نسبياً ربط المؤشرات الأخرى مباشرة بتركيزات انبعاثات الغازات الدفيئة.

ويتخذ النموذج التطبيقي لمعادلة القطاعات الاقتصادية الرئيسية وهي قطاعات الزراعة (AGR) والصناعة (IND) والخدمات (SER) التي سيتم تقديرها وفقاً لدليل وجونز وأولكن Dell, (2008) Jones and Olken, الصورة اللوغاريتمية التالية:

$$\text{Log(AGR)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log(TEM)} + \alpha_2 \text{Log(PRE)} + \alpha_3 \text{Log(EMI)} + \alpha_4 \text{Log(HC)} + \alpha_5 \text{Log(POP)} + \alpha_6 \text{Log(URB)} + \varepsilon \quad (\text{A})$$

$$\text{Log(IND)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log(TEM)} + \alpha_2 \text{Log(PRE)} + \alpha_3 \text{Log(EMI)} + \alpha_4 \text{Log(HC)} + \alpha_5 \text{Log(POP)} + \alpha_6 \text{Log(URB)} + \varepsilon \quad (\text{B})$$

$$\text{Log(SER)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log(TEM)} + \alpha_2 \text{Log(PRE)} + \alpha_3 \text{Log(EMI)} + \alpha_4 \text{Log(HC)} + \alpha_5 \text{Log(POP)} + \alpha_6 \text{Log(URB)} + \varepsilon \quad (\text{C})$$

حيث تشير TEM إلى درجة الحرارة، PRE إلى نسبة هطول الأمطار، EMI نسبة انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، HC إلى رأس المال البشري، POP إلى نمو السكان، URB إلى درجة التحضر.

ويمكننا هذا النموذج من دراسة مدى تأثير القطاعات الاقتصادية الرئيسية الزراعة والصناعة والخدمات في مصر بظروف المناخ باستخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة 1992 إلى 2023. حيث تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي (World Bank Development Indicator, <http://data.worldbank.org/indicator>), ما عدا متوسط درجة الحرارة ونسبة هطول

الأمطار والتي تم الحصول عليها من (<https://tradingeconomics.com/egypt>) وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م - 1) في الملحق.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين تغير المناخ ونمو القطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر. وبالنظر إلى مدى الحاجة إلى مثل هذه التقديرات لغرض التخطيط والتنمية الاقتصادية الوطنية، تصبح الدقة في التقدير ذات أهمية بالغة. وسوف تقيم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة من أجل تحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاختيار النموذج المناسب للتقدير.

2/8 تقدير النموذج والنتائج التطبيقية

تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بتطبيق اختبار ديكي-فولر المطور **Augmented Dickey- Fuller (ADF)** لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري لهذا الاختبار بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة). وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (3). وتم اختيار فترات التباطؤ في اختبار ديكي-فولر المطور باستخدام بمعيار أكايك للمعلومات **Akaike Information Criterion (AIC)** لإزالة الارتباط السلسلي لبواقي الانحدار (Akaike, 1973).

وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى لكل من Y إجمالي القيمة المضافة في مصر، IND القيمة المضافة للقطاع الصناعي إلى إجمالي القيمة المضافة، SER القيمة المضافة لقطاع الخدمات إلى إجمالي القيمة المضافة، PRE نسبة هطول الأمطار، EMI انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون، HC رأس المال البشري، POP نمو السكان، URB إلى درجة التحضر. إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري لجميع هذه المتغيرات في الفروق الأولى للسلاسل الزمنية، وبهذا يمكن القول بأنها متكاملة من الرتبة الأولى (1). ومن الجانب الآخر يتم رفض الفرض الصفري لمتغيرات AGR القيمة المضافة للقطاع الزراعي إلى إجمالي القيمة المضافة، TEM درجة الحرارة، وبالتالي فإن هذه المتغيرات متكاملة عند المستوي (0).



جدول رقم (3) نتائج اختبارات جذر الوحدة

		(C, T, Without)	ADF
Log(AGR)	Level	(C)	-0.155791
	First Diff.	(C)	-6.377578 ^c
Log(IND)	Level	(C)	-0.865853
	First Diff.	(C)	-5.022055 ^a
Log(SER)	Level	(C)	-0.312866
	First Diff.	(C)	-6.110581 ^a
Log(TEM)	Level	(C)	-1.447077
	First Diff.	(C)	-7.932236 ^a
Log(PRE)	Level	(C)	-5.511919 ^a
	First Diff.	-	-
Log(HC)	Level	Without	1.202628
	First Diff.	Without	-2.314007 ^b
Log(EMI)	Level	(C)	-1.694148
	First Diff.	(C)	-4.759510 ^a
Log(POP)	Level	(C)	-3.315837 ^b
	First Diff.	-	-
Log(URB)	Level	(C)	-4.180128 ^a
	First Diff.	-	-

Notes: ADF–Dickey DA, Fuller WA., (1979), unit root test with the Ho: Variables are I (1); a, b and c indicate significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

توصلنا فيما سبق إلى أنه في كل معادلة من معادلات الانحدار يوجد ثلاث متغيرات متكاملة من الرتبة صفر وأربعة متغيرات متكاملة من الرتبة الأولى، وبالتالي فإن الخطوة التالية هي اختبار عما إذا كانت تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الأجل وذلك بإجراء اختبارات التكامل المشترك. وفي هذه الحالة يمكن تطبيق اختبار الحدود **Bounds test** وهو الاختبار الذي يصلح تطبيقه في حالة وجود بعض متغيرات متكاملة من الرتبة صفر ومتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى، ويشترط عدم وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية أو أعلى. وبالتالي فإن النموذج المناسب لدراسة العلاقة بين تغير المناخ والنمو الاقتصادي وقطاعاته الرئيسية في مصر للفترة 1992–2023 يكون باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) **Autoregressive Distributed lag model**، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) **Unrestricted Error Correction Model** لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ.

1/2/8 تقدير نموذج القطاع الزراعي

لإجراء اختبار الحدود يجب أولاً تحديد فترات التباطؤ للنموذج لمتغيرات الدراسة المتضمنة في نموذج ARDL وتم تحديد فترات التباطؤ اعتماداً على (AIC) Akaike info criterion ، وباستخدام برنامج EViews 10 تبين أن النموذج (2, 1, 1, 0, 2, 1) ARDL هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \text{Log(AGRt)} = & \beta_0 + \beta_1 \log(\text{TEMt}) + \beta_2 \log(\text{PREt}) + \beta_3 \log(\text{HCt}) + \beta_4 \\ & \log(\text{POPt}) + \beta_5 \log(\text{POPt}) + \beta_6 \log(\text{URBt}) + \beta_7 \text{Log(AGRt-1)} + \beta_8 \\ & \log(\text{TEMt-1}) + \beta_9 \log(\text{TEMt-2}) + \beta_{10} \log(\text{EMIt-1}) + \beta_{11} \log(\text{EMIt-2}) \\ & + \beta_{12} \log(\text{HCt-1}) + \beta_{13} \log(\text{POPt-1}) + \beta_{14} \log(\text{URBt-1}) + \beta_{15} \\ & \log(\text{URBt-2}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ويوضح الجدول رقم (4) نتائج تطبيق اختبار الحدود باستخدام برنامج EViews 10، وتشير النتائج إلى أن قيمة إحصائية (F) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى المعنوية 1% وبناءً عليه يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وبالتالي وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل.

جدول رقم (4) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

F.statistic	K	Value
11.62638	6	
I ₀ Bound	I ₁ Bound	Significance
2.12	3.23	10%
2.45	3.61	5%
2.75	3.99	2.5%
3.15	4.43	1%

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

بما أنه ثبت وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة. فيمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويوضح جدول رقم (5) المعلمات المقدرة في الاجلين الطويل والقصير.



ويوضح جدول رقم (م-2) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج ($R^2 = 95.42$)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي ($Durbin-Watson = 2.37$).

جدول رقم (5) نتائج تقديرات النموذج للقطاع الزراعي في الأجلين الطويل والقصير

Variable	في الأجل الطويل Coefficient*	في الأجل القصير Coefficient*
TEM	-1.633 ^b	-0.740 ^a
PRE	0.140 ^a	–
EMI	0.740 ^a	0.630 ^a
HC	0.456 ^a	1.092 ^a
POP	-0.781 ^a	0.052
URB	0.190	-0.260 ^b
ECT	–	-0.815 ^a
R ²	99.8	88.6
Durbin-Watson	2.2	2.2

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند 1%، 5% و 10% على الترتيب.

وبالتالي أكدت النتائج التجريبية لتأثير المتغيرات محل الدراسة على نمو القطاع الزراعي على ما يلي:

1- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة في الأجلين الطويل والقصير بين كل من درجة الحرارة والقيمة المضافة للقطاع الزراعي. وجاء التأثير أكثر قوة في الأجل الطويل حيث بلغت القيمة المقدرة للمعلمة (-1.633). وهذا يعني أن زيادة درجة الحرارة بنسبة 1% سوف تؤدي إلى انخفاض القيمة المضافة للقطاع الزراعي بنسبة 1.633% في الأجل الطويل، وبنسبة 0.74% في الأجل القصير. وهذا يدل على الأثر السلبي القوي لتغير المناخ على والقيمة المضافة للقطاع الزراعي في مصر.

2- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة هطول الأمطار والقيمة المضافة للقطاع الزراعي في الأجل الطويل وغير ذات أثر في الأجل القصير. هذا فضلاً عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة انبعاث غاز ثاني أكسيد

الكربون والقيمة المضافة للقطاع الزراعي في الأجلين الطويل والقصير، وقد يرجع ذلك لأن زيادة القيمة المضافة للقطاع الزراعي يتطلب مزيد من استهلاك الطاقة التي تؤدي بدورها إلى زيادة انبعاث الغازات الدفيئة.

3- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة في الأجلين الطويل والقصير بين كل رأس المال البشري والقيمة المضافة للقطاع الزراعي في الأجلين القصير والطويل وإن كان تأثيره أكبر في الأجل الطويل عنه في الأجل القصير. كما جاء تأثير نمو السكان معنوياً سالباً في الأجل الطويل وموجب غير معنوي في الأجل القصير. وفي النهاية جاء تأثير درجة التحضر معنوياً سالباً في الأجل القصير وقد يكون ذلك بسبب هجرة العاملين في القطاع الزراعي من الريف إلى المدن، الذي تسبب بدوره في انخفاض القيمة المضافة للقطاع الزراعي في الأجل القصير، إلا أن أثره موجباً غير معنوي في الأجل الطويل.

4- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-0.815) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني أن القيمة المضافة للقطاع الزراعي كمتغير تابع تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 81.5% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة $t-1$. وهي تعكس سرعة تعديل مرتفعة جداً نحو التوازن.

يوضح جدول رقم (6) نتائج اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test** للنموذج المقدر. وتشير النتائج إلى عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرضية العدم، وهذا يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث بلغت مستوى المعنوية (0.4979) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية 5%.

جدول رقم (6): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.733302	Prob. F(2,14)	0.4979
Obs*R-squared	3.034365	Prob. Chi-Square(2)	0.2193

كما يوضح جدول رقم (7) نتائج اختبار **Breusch-Pagan-Godfrey** لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلى عدم وجود دليل إحصائي لرفض فرض العدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (0.8435) وهي قيمة أكبر من مستوى المعنوية 5%.



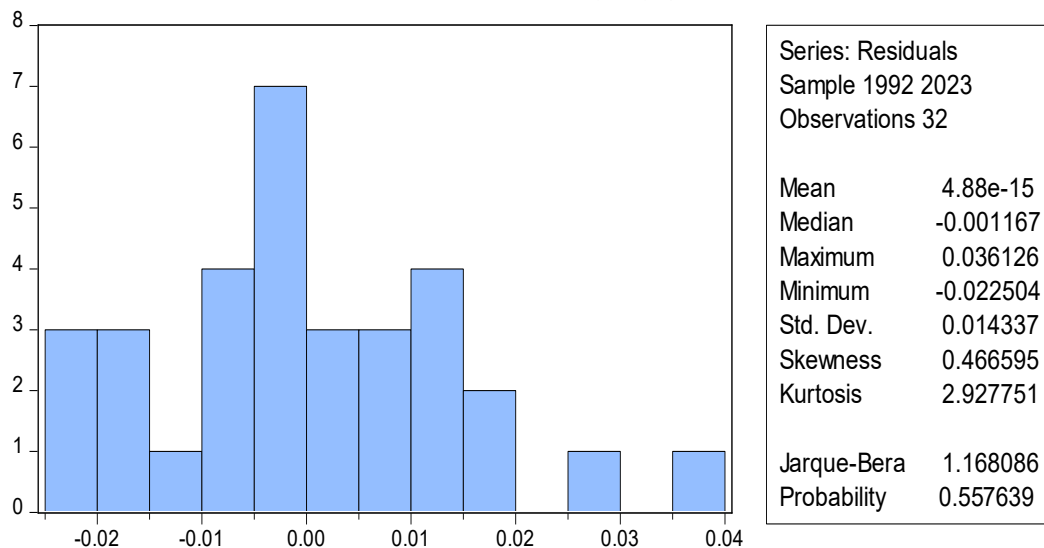
جدول رقم (7): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.589580	Prob. F(15,16)	0.8435
Obs*R-squared	11.39116	Prob. Chi-Square(15)	0.7244
Scaled explained SS	2.744914	Prob. Chi-square(15)	0.9998

كما يوضح جدول رقم (10) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (1.168086) بقيمة احتمالية (0.557639) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً في النموذج محل التقدير عند مستوى معنوية 5% .

جدول رقم (10) اختبار Jarque-Bera



كما يوضح جدول رقم (8) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.088093) بقيمة احتمالية (0.7707) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

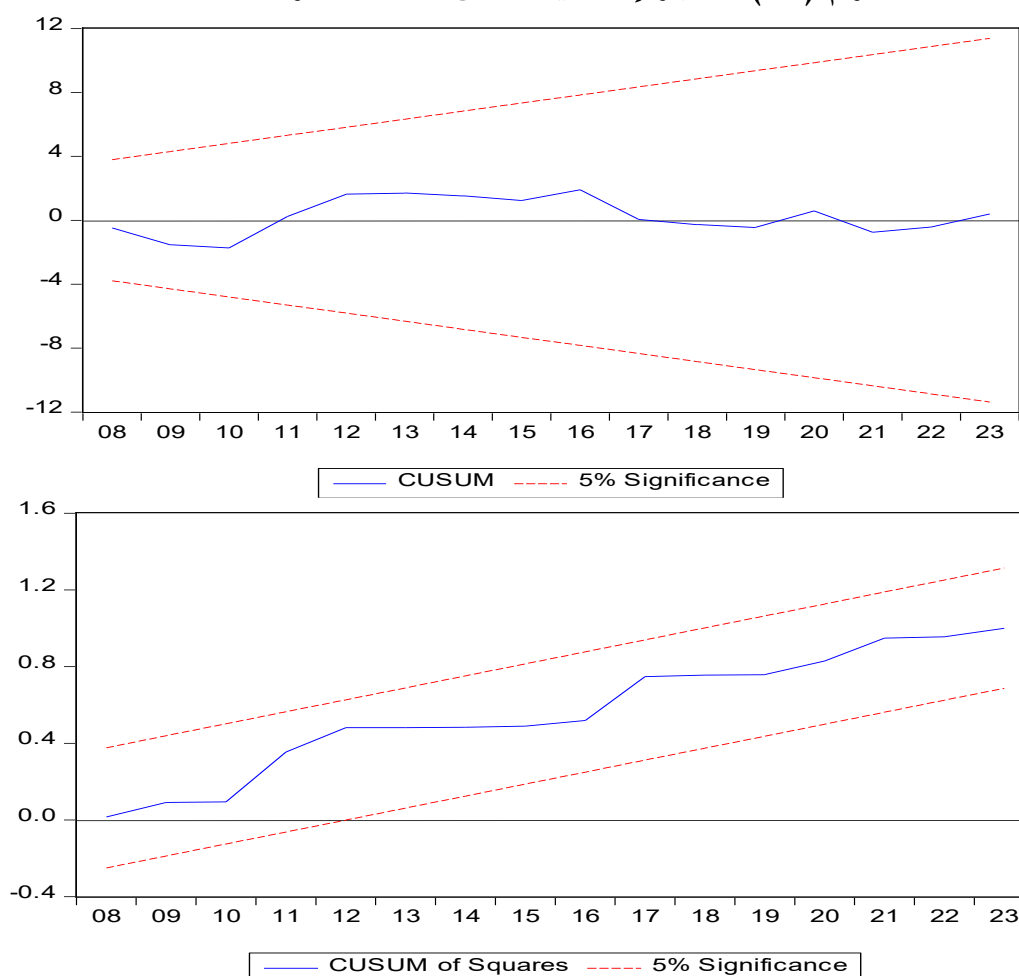
جدول رقم (8): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	0.088093	0.7707
-------------	----------	--------

ويتم اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل باستخدام اختبار المجموع التراكمي للبواقي (CUSUM) Cumulative Sum of Recursive Residual واختبار

المجموع التراكمي لمربعات البواقي Cumulative Sum of Squares of Recursive Residual (CUSUMSQ)، ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة وفقاً لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة لمستوي المعنوية 5%. ويوضح الشكل رقم (11) أن معاملات نموذج ARDL المقدرة مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (11): اختبار إحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ



المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدّر باستخدام Eviews 10.

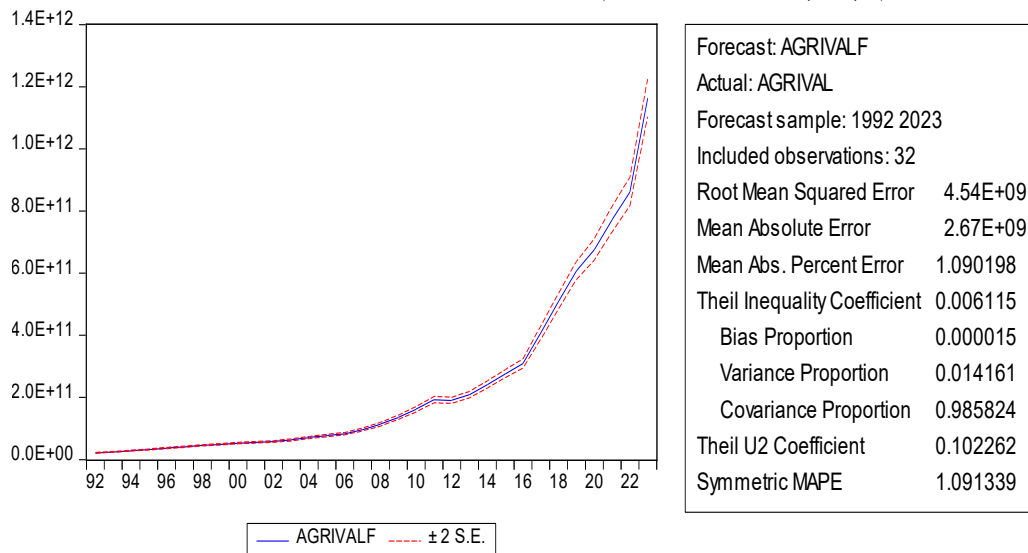
كما تعتمد جودة النتائج المقدرة على جودة الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد الذي تم تقديره بطريقة ARDL، لذا يجب التأكد من أن هذا النموذج يتمتع بقدرة جيدة علي التنبؤ خلال الفترة الزمنية محل التقدير باستخدام معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient ونسب عدم التساوي (مصادر الخطأ) التي تتكون من ثلاثة نسب



: نسبة التحيز Bias Proportion ونسبة التباين Variance Proportion ونسبة التغير
.Covariance Proportion

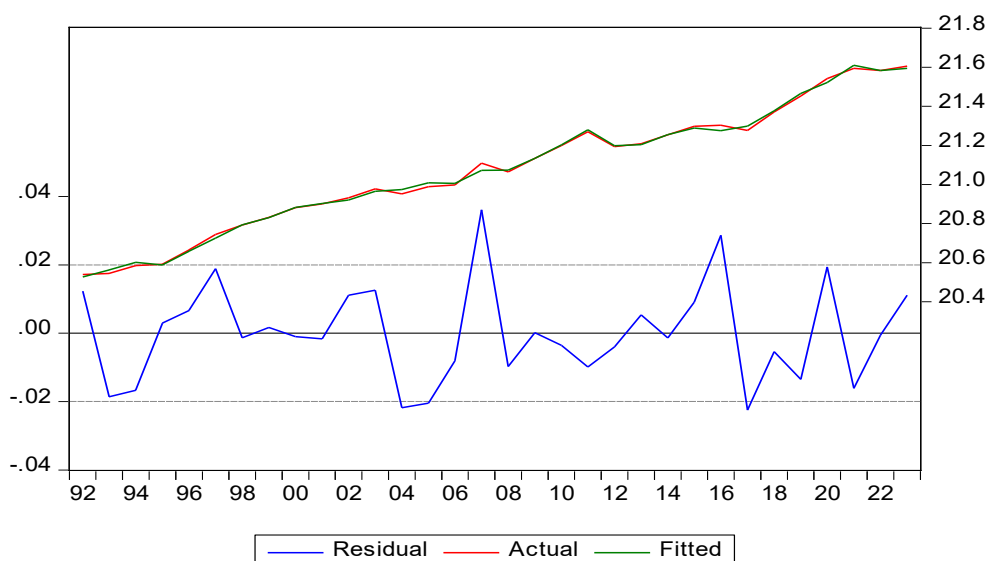
وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (12) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.006115) وهي قيمة تقترب من القيمة المعيارية صفر، كما اقتربت قيم كل من نسب التحيز والتباين من الصفر، واقتربت قيمة التغير من الواحد الصحيح مما يعني أن المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على المتغير التابع، وبناء على ذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة محل الدراسة وبالتالي يمكن استخدام المتغيرات التفسيرية في النموذج المقدر في التنبؤ بأثرها على القيمة المضافة للقطاع الزراعي.

الشكل رقم (12) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient



ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (13) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للقيمة المضافة للقطاع الزراعي والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التقارب الواضح بين القيمة المضافة للقطاع الزراعي الفعلية والمقدرة خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (13) القيمة المضافة للقطاع الزراعي والمقدرة والبواقي للنموذج خلال الفترة 1992-2023



2/2/8 تقدير نموذج القطاع الصناعي

لإجراء اختبار الحدود يجب أولاً تحديد فترات التباطؤ للنموذج لمتغيرات الدراسة المتضمنة في نموذج ARDL وتم تحديد فترات التباطؤ اعتماداً على (AIC) Akaike info criterion ، وباستخدام برنامج EViews 10 تبين أن النموذج ARDL (1, 0, 1, 1, 1, 2, 2) هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \text{Log(AGRt)} = & \beta_0 + \beta_1 \text{log(TEMt)} + \beta_2 \text{log(PREt)} + \beta_3 \text{log(HCt)} + \beta_4 \\ & \text{log(POPt)} + \beta_5 \text{log(POPt)} + \beta_6 \text{log(URBt)} + \beta_7 \text{Log(AGRt-1)} + \beta_8 \\ & \text{log(PREt-1)} + \beta_9 \text{log(EMIt-1)} + \beta_{10} \text{log(HCt-1)} + \beta_{11} \text{log(POPt-1)} + \\ & \beta_{12} \text{log(POPt-2)} + \beta_{13} \text{log(URBt-1)} + \beta_{14} \text{log(URBt-2)} + \epsilon_t \end{aligned}$$

ويوضح الجدول رقم (9) نتائج تطبيق اختبار الحدود باستخدام برنامج EViews 10، وتشير النتائج إلى أن قيمة إحصائية (F) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى المعنوية 1% وبناءً عليه يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وبالتالي وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل.



جدول رقم (9) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

F.statistic	K	Value
7.442268	6	
I ₀ Bound	I ₁ Bound	Significance
1.99	2.94	10%
2.27	3.28	5%
2.55	3.61	2.5%
2.88	3.99	1%

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

بما أنه ثبت وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة. فيمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويوضح جدول رقم (10) المعلمات المقدرة في الأجلين الطويل والقصير. كما يوضح جدول رقم (م-2) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson).

جدول رقم (10) نتائج تقديرات النموذج في الأجلين الطويل والقصير

Variable	Coefficient* في الأجل الطويل	Coefficient* في الأجل القصير
TEM	-1.042703	-
PRE	0.466550 ^a	0.176018 ^a
EMI	1.389016 ^a	0.409564 ^a
HC	0.378186 ^c	1.001615
POP	-0.246544	0.345110
URB	-0.477020 ^c	-0.844341 ^a
ECT	-	-0.779 ^a
R ²	99.6	0.77
Durbin-Watson	2.43	2.43

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند 1%، 5% و 10% على الترتيب.

وبالتالي أكدت النتائج التجريبية لتأثير المتغيرات محل الدراسة على نمو القطاع الصناعي على ما يلي:

1- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية غير معنوية سالبة في الأجل الطويل بين كل من درجة الحرارة والقيمة المضافة للقطاع الصناعي. ولا تأثير لدرجة الحرارة على القطاع الصناعي في الأجل القصير.

2- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة هطول الأمطار والقيمة المضافة للقطاع الصناعي في الأجلين الطويل والقصير. هذا فضلاً عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون والقيمة المضافة للقطاع الصناعي في الأجلين الطويل والقصير، وقد يرجع ذلك لأن زيادة القيمة المضافة للقطاع الصناعي يتطلب مزيد من استهلاك الطاقة التي تؤدي بدورها إلى زيادة انبعاث الغازات الدفينة.

3- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل رأس المال البشري والقيمة المضافة للقطاع الصناعي في الأجل الطويل إلا أنها غير معنوية في الأجل القصير. كما جاء تأثير نمو السكان غير معنوي سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير. وفي النهاية جاء تأثير درجة التحضر معنوياً سالباً في الأجلين الطويل والقصير.

4- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-0.779) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني أن القيمة المضافة للقطاع الصناعي كمتغير تابع تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 77.9% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة $t-1$. وهي تعكس سرعة تعديل مرتفعة جداً نحو التوازن.

يوضح جدول رقم (11) نتائج اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test** للنموذج المقدر. وتشير النتائج إلى عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرضية العدم، وهذا يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث بلغت مستوى المعنوية (0.1529) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية 5%.



جدول رقم (11): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	2.134141	Prob. F(2,15)	0.1529
Obs*R-squared	7.088594	Prob. Chi-Square(2)	0.0289

كما يوضح جدول رقم (12) نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلى عدم وجود دليل إحصائي لرفض فرض عدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (0.7239) وهي قيمة أكبر من مستوى المعنوية 5%.

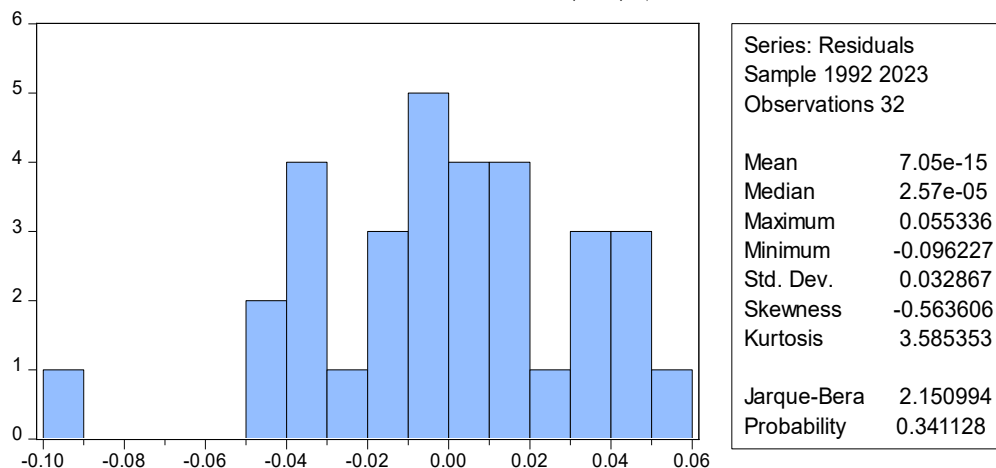
جدول رقم (12): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.184695	Prob. F(14,17)	0.3654
Obs*R-squared	15.80264	Prob. Chi-Square(14)	0.3256
Scaled explained S	5.765241	Prob. Chi-quare(14)	0.9721

كما يوضح جدول رقم (13) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (2.150994) بقيمة احتمالية (0.341128) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعًا طبيعيًا في النموذج محل التقدير عند مستوى معنوية 5% .

جدول رقم (13) اختبار Jarque-Bera



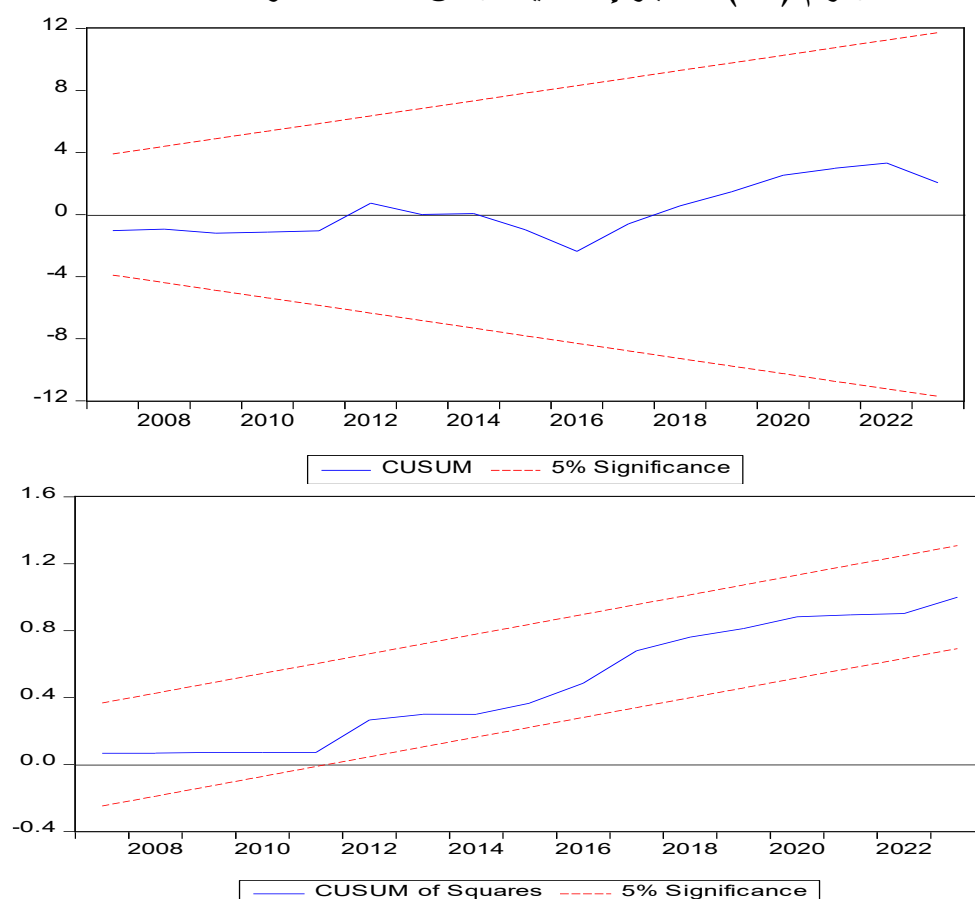
كما يوضح جدول رقم (14) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.710009) بقيمة احتمالية (0.4119) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

جدول رقم (14): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	0.710009	0.4119
-------------	----------	--------

كما يوضح الشكل رقم (14) اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ والتي أثبتت أن معاملات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (14): اختبار إحصائية كل من CUSUM وCUSUMSQ

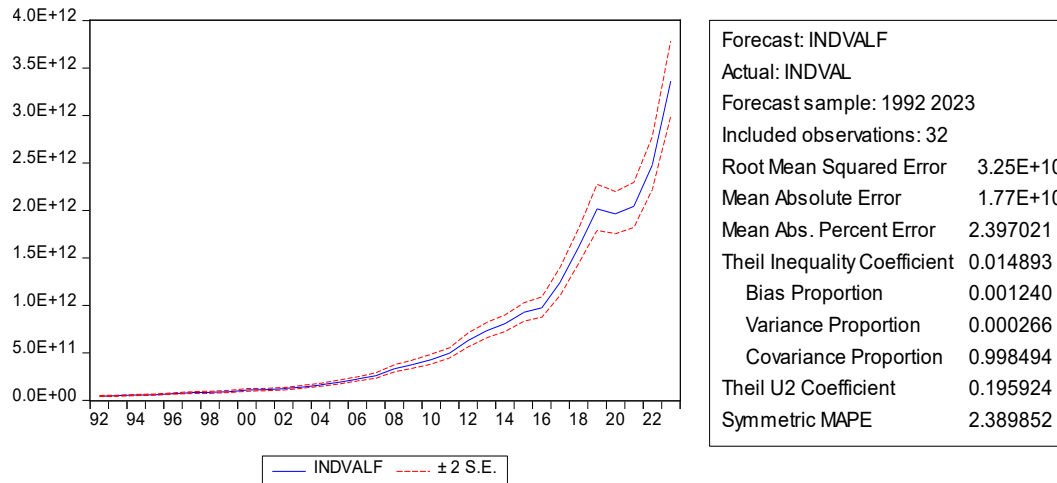


وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (15) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.014893) وهي قيمة تقترب من القيمة المعيارية صفر، كما اقتربت قيم كل من نسب التحيز والتباين من الصفر، واقتربت قيمة التغير من الواحد



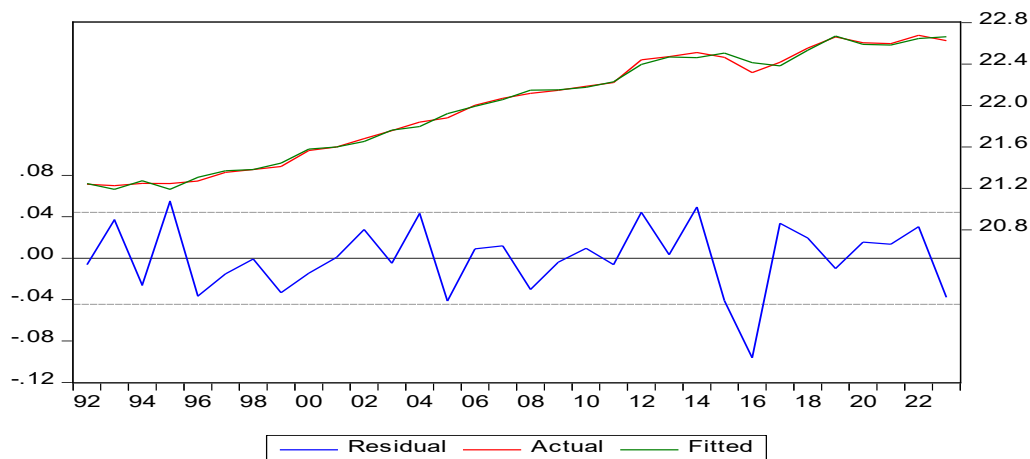
الصحيح مما يعني أن المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على المتغير التابع، وبناء على ذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة محل الدراسة وبالتالي يمكن استخدام المتغيرات التفسيرية في النموذج المقدر في التنبؤ بأثرها على القيمة المضافة للقطاع الصناعي.

الشكل رقم (15) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient



ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (16) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للقيمة المضافة للقطاع الصناعي والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التقارب الواضح بين القيمة المضافة للقطاع الصناعي الفعلية والمقدرة خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (16) القيمة المضافة للقطاع الصناعي الفعلية والمقدرة والبواقي للنموذج خلال الفترة 2023-1992



3/2/8 تقدير نموذج قطاع الخدمات

لإجراء اختبار الحدود يجب أولاً تحديد فترات التباطؤ للنموذج لمتغيرات الدراسة المتضمنة في نموذج ARDL وتم تحديد فترات التباطؤ اعتماداً على (AIC) Akaike info criterion ، وباستخدام برنامج EViews 10 تبين أن النموذج (2, 0, 0, 1, 1, 1) ARDL هو النموذج الأمثل. وبالتالي تم صياغته على النحو التالي:

$$\begin{aligned} \text{Log(AGRt)} = & \beta_0 + \beta_1 \log(\text{TEMt}) + \beta_2 \log(\text{PREt}) + \beta_3 \log(\text{HCt}) + \beta_4 \\ & \log(\text{POPt}) + \beta_5 \log(\text{POPt}) + \beta_6 \log(\text{URBt}) + \beta_7 \text{Log(AGRt-1)} + \beta_8 \\ & \log(\text{TEMt-1}) + \beta_9 \log(\text{PREt-1}) + \beta_{10} \log(\text{EMIt-1}) + \beta_{11} \log(\text{URBt-1}) \\ & + \beta_{12} \log(\text{URBt-2}) + \varepsilon_t \quad (4) \end{aligned}$$

ويوضح الجدول رقم (15) نتائج تطبيق اختبار الحدود باستخدام برنامج EViews 10، وتشير النتائج إلى أن قيمة إحصائية (t) المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الجدولية عند مستوى المعنوية 1% وبناءً عليه يتم رفض فرضية عدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، مما يؤكد وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وبالتالي وجود علاقة توازن في الأجل الطويل.

جدول رقم (15) نتائج اختبار الحدود Bounds Test

t.statistic	Value	
	6.608413	
I ₀ Bound	I ₁ Bound	Significance
2.53	3.59	10%
2.87	4	5%
3.19	4.38	2.5%
3.6	4.9	1%

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

بما أنه ثبت وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة. فيمكن وضعها في صورة نموذج



يتم تقديره بطريقة نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM). ويوضح جدول رقم (16) المعلمات المقدرة في الأجلين القصير والطويل.

ويوضح جدول رقم (م-2) بالملحق نتائج تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة. وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson).

جدول رقم (16) نتائج تقديرات النموذج لمعلمات الأجل الطويل

Variable	في الأجل الطويل Coefficient*	في الأجل القصير Coefficient*
TEM	-5.047 ^b	-1.376 ^a
PRE	0.220 ^c	0.047 ^a
EMI	1.102 ^c	0.224
HC	1.022 ^c	-
POP	0.602 ^a	-
URB	-1.487 ^c	-0.844 ^a
ECT	-	-0.543 ^a
R ²	99.8	78
Durbin-Watson	2.51	2.51

المصدر: حسب استخدام Eview 10 باستخدام بيانات جدول رقم (م-1) بالملحق.

* تشير a، b و c إلى مستوى المعنوية عند 1%، 5% و 10% على الترتيب. وبالتالي أكدت النتائج التجريبية لتأثير المتغيرات محل الدراسة على نمو قطاع الخدمات على ما يلي:

1- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية غير معنوية سالبة في الأجلين القصير والطويل بين كل من درجة الحرارة والقيمة المضافة للقطاع الخدمي.

2- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة هطول الأمطار والقيمة المضافة للقطاع الخدمي في الأجل الطويل وغير ذات أثر في الأجل القصير. هذا فضلاً عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل من نسبة انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون والقيمة المضافة للقطاع الخدمي في الأجل الطويل، ولكنها غير معنوية في الأجل القصير.

3- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين كل رأس المال البشري ونمو السكان وبين القيمة المضافة للقطاع الخدمي في الأجل الطويل إلا أنها غير ذات أثر في الأجل القصير. وفي النهاية جاء تأثير درجة التحضر معنوياً سالباً في الاجلين الطويل والقصير.

4- تظهر النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-0.543) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني ان القيمة المضافة للقطاع الصناعي كمتغير تابع تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 77.9% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة 1-t. وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة جداً نحو التوازن، حيث أن التعديل نحو التوازن قد يستغرق ما يقارب العامين.

يوضح جدول رقم (17) نتائج اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test للنموذج المقدر. وتشير النتائج إلى عدم وجود دليل إحصائي لقبول فرضية العدم، وهذا يعني خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي حيث بلغت مستوى المعنوية (0.908634) وهي أكبر قيمة من مستوى المعنوية 5%.

جدول رقم (17): اختبار مضاعف لاجرانج لفرضية عدم استقلال البواقي للنموذج المقدر
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.908634	Prob. F(2,16)	0.4229
Obs*R-squared	3.263832	Prob. Chi-Square(2)	0.1956

كما يوضح جدول رقم (18) نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين والذي يشير إلى عدم وجود دليل إحصائي لرفض فرض العدم الأمر الذي يعني عدم وجود مشكلة اختلاف التباين حيث بلغت مستوى المعنوية (0.2302) وهي قيمة أكبر من مستوى المعنوية 5%.



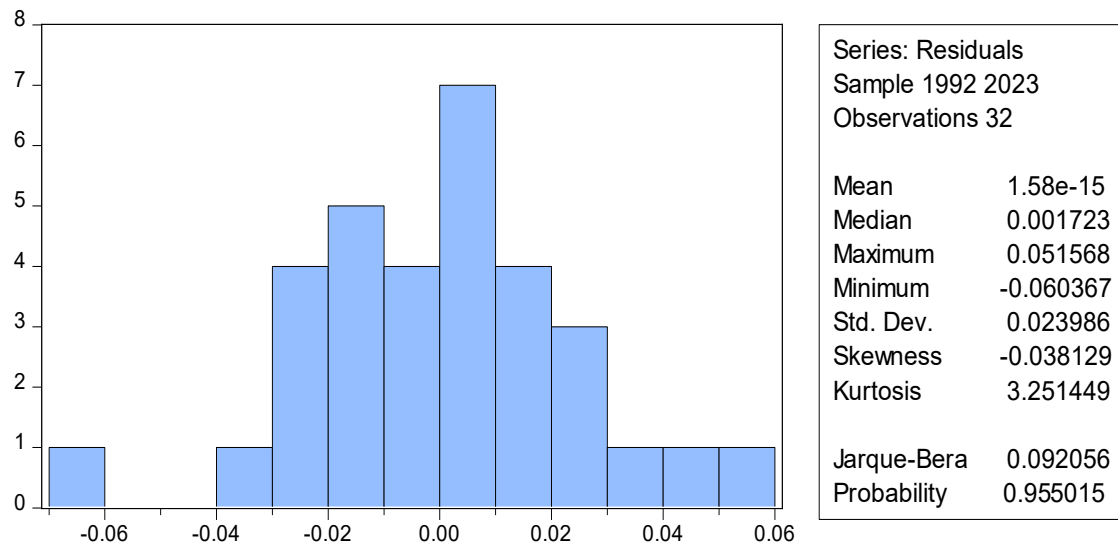
جدول رقم (18): اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لفرضية عدم ثبات التباين

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.446270	Prob. F(13,18)	0.2302
Obs*R-squared	16.34847	Prob. Chi-Square(13)	0.2308
Scaled explained SS	5.823100	Prob. Chi-quare(13)	0.9524

كما يوضح جدول رقم (19) قيمة إحصائية اختبار Jarque-Bera والتي تبلغ (0.092056) بقيمة احتمالية (0.955015) وهو يعني عدم رفض الفرضية القائلة بأن الأخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً في النموذج محل التقدير عند مستوى معنوية 5% .

جدول رقم (19) اختبار Jarque-Bera



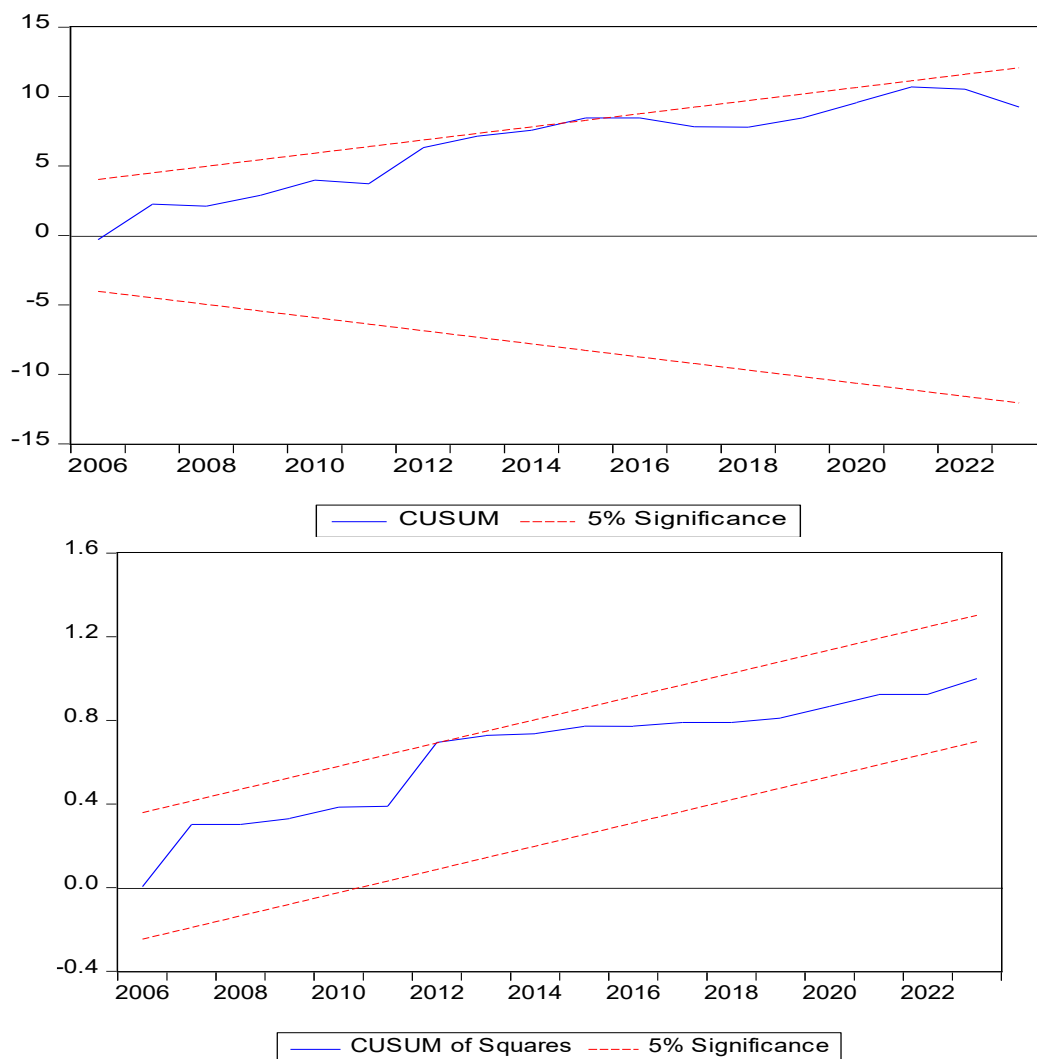
كما يوضح جدول رقم (20) قيمة إحصائية اختبار Ramsey RESET والتي تبلغ (0.092056) بقيمة احتمالية (0.955015) والتي تدل على صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

جدول رقم (20): اختبار Ramsey RESET

F-statistic	0.299298	0.5914
-------------	----------	--------

ويوضح الشكل رقم (17) اختبار إحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ والذي أثبت أن معاملات نموذج ARDL المقدر مستقرة هيكلياً.

الشكل رقم (17): اختبار إحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ



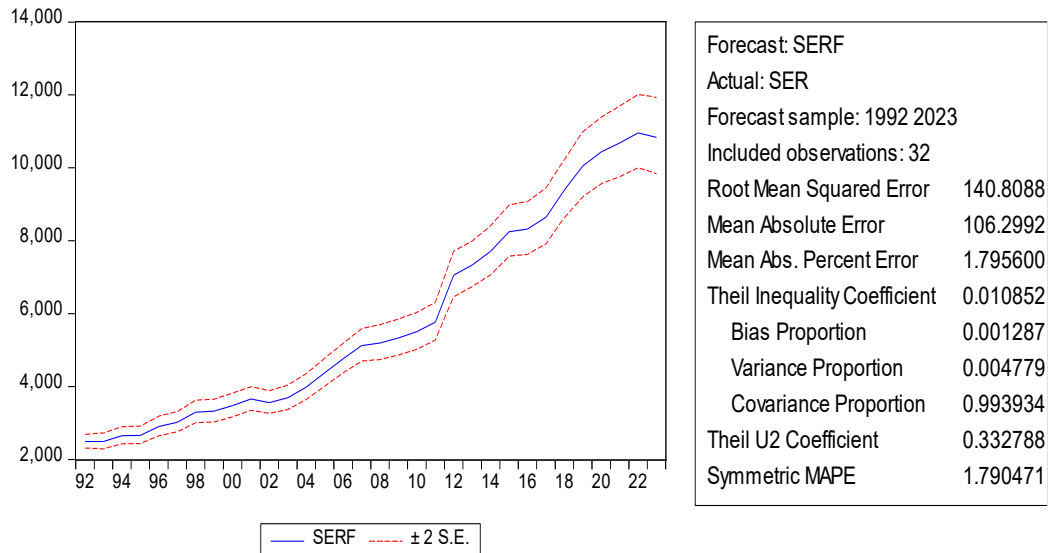
المصدر: تم رسم هذا الشكل من النموذج المقدر باستخدام Eviews 10.

وتشير النتائج الموضحة بالشكل رقم (20) أن قيمة معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient بلغت (0.10852) وهي قيمة تقترب من القيمة المعيارية صفر، كما اقتربت قيم كل من نسب التحيز والتباين من الصفر، واقتربت قيمة التغير من الواحد الصحيح مما يعني أن المتغيرات المستقلة لها تأثير كبير على المتغير التابع، وبناء على ذلك يمكن القول بأن نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بأداء تنبؤي جيد خلال الفترة



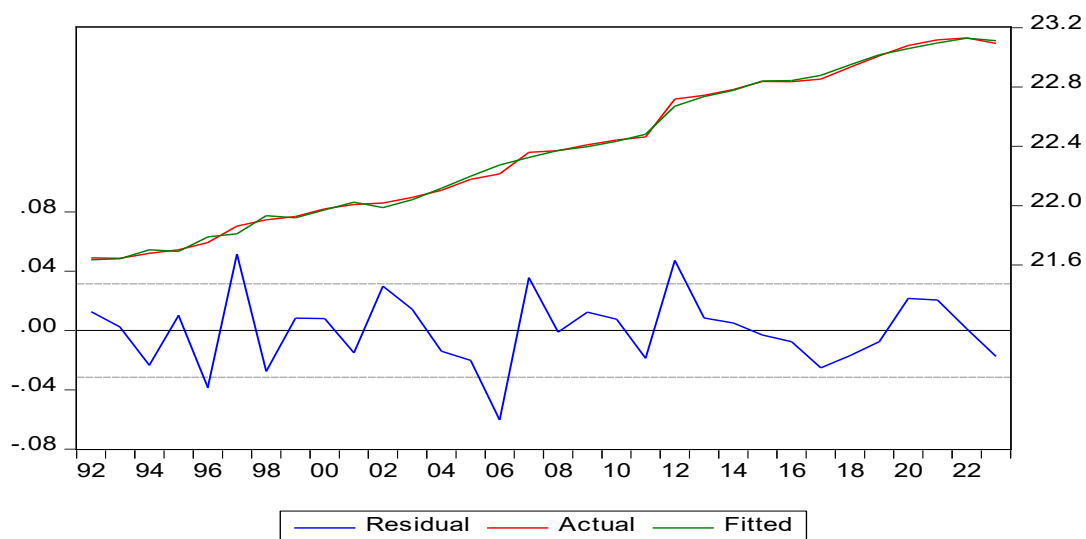
محل الدراسة وبالتالي يمكن استخدام المتغيرات التفسيرية في النموذج المقدر في التنبؤ بأثرها على القيمة المضافة للقطاع الخدمي.

الشكل رقم (18) معامل تايل لعدم المساواة Thiel Inequality Coefficient



ويمكن أيضاً تتبع هذا الأداء الجيد للنموذج المقدر من خلال الشكل رقم (18) والذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمقدرة للقيمة المضافة لقطاع الخدمات والبواقي للنموذج الذي تم تقديره، ويتضح من الشكل التطابق الواضح بين القيمة المضافة الفعلية والمقدرة لقطاع الخدمات خلال فترة الدراسة. ومن ثم يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض السياسات الاقتصادية.

شكل رقم (21) القيمة المضافة لقطاع الخدمات والمقدر والبواقي للنموذج خلال الفترة 1992-2023



9- الخلاصة والنتائج والتوصيات

تم في هذه الدراسة تقدير أثر تغير المناخ على القطاعات الاقتصادية الرئيسية في مصر خلال الفترة 1992-2023 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) Autoregressive Distributed lag model، والذي يستند إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) Unrestricted Error Correction Model لإدراك العلاقة بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل معاً وحد تصحيح الخطأ. وتلخصت النتائج التطبيقية كما هو موضح في جدول رقم (21) بوجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية سالبة بين تغير درجة الحرارة وبين كل من القيمة المضافة للقطاع الزراعي والقطاع الخدمي في الأجلين الطويل والقصير، إلا أن أثر تغير درجة الحرارة على القطاع الصناعي جاءت العلاقة سالبة ولكن غير معنوية في الأجل الطويل وغير ذات أثر في الأجل الطويل.

كما أثبتت النتائج وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين نسبة هطول الأمطار وبين كل من القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في الأجلين الطويل والقصير. هذا فضلاً عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية موجبة بين نسبة انبعاث غاز ثاني أكسيد الكربون وبين كل من القيمة المضافة لقطاعات الزراعة والصناعة والخدمات في الأجلين الطويل والقصير.

جدول رقم (21) أثر تغير المناخ في الأجلين القصير والطويل على القطاعات الاقتصادية الرئيسية

القطاع / المتغير		الزراعي		الصناعي		الخدمي	
الأجل القصير	الأجل الطويل	الأجل القصير	الأجل الطويل	الأجل القصير	الأجل الطويل	الأجل القصير	الأجل الطويل
معنوية سالبة	معنوية سالبة	-	سالبة غير معنوية	معنوية سالبة	معنوية سالبة	معنوية سالبة	معنوية سالبة
معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة
معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة	معنوية موجبة
عالية	عالية	عالية	عالية	متوسطة	متوسطة	متوسطة	متوسطة



وأظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ بالنسبة للقيمة المضافة للقطاع الزراعي تبلغ (-0.815) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني أن القيمة المضافة للقطاع الزراعي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 81.5% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة $t-1$. وهي تعكس سرعة تعديل عالية نحو التوازن. كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ بالنسبة للقيمة المضافة للقطاع الصناعي تبلغ (-0.779) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني أن القيمة المضافة للقطاع الصناعي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 77.9% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة $t-1$. وهي تعكس سرعة تعديل عالية إلى حد ما نحو التوازن. أما القيمة المضافة للقطاع الخدمي فقد أظهرت النتائج أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تبلغ (-0.815) وهو بإشارة سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%. وهي تعني أن القيمة المضافة للقطاع الخدمي كمتغير تابع يتعدل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية t بنسبة 54.3% من اختلال التوازن المتبقى من الفترة $t-1$. وهي تعكس سرعة تعديل متوسطة إلى حد ما نحو التوازن.

على ضوء التحليل السابق، ووفقاً لما تم التوصل إليه من نتائج توصي الدراسة بما يلي:

- 1- قطاع الزراعة: ضرورة التوجه نحو تحسين كفاءة الري في قطاع الزراعة، واستخدام الهندسة الوراثية في تطوير سلالات من المحاصيل الزراعية تكون أكثر تحملاً لارتفاع درجات الحرارة وأقل استهلاكاً للمياه، وأكثر إنتاجية، مع زيادة تدابير حصاد الأمطار.
- 2- قطاع الصناعة: يجب تبني تكنولوجيا تقلل من انبعاثات غاز ثاني أكسيد الكربون والملوثات الصناعية الضارة بالمياه والتربة وغيرها.
- 3- قطاع الخدمات وخاصة قطاع السياحة: ينبغي اتخاذ التدابير اللازمة للحد من مخاطر تغير المناخ والظروف البيئية ذات الصلة، من تشجير وإعداد حواجز الأمواج وغيرها. ووضع خطة للإدارة المتكاملة للمناطق الساحلية.
- 4- يجب تبني نظام صحي يراعي الارتفاعات المتوقعة لدرجات الحرارة، حيث تزداد الحاجة إلى أنظمة تحذير من ارتفاع درجات الحرارة ومراكز تبريد للحد من مخاطر الإجهاد الحراري. ويجب وضع أو تحسين أنظمة مراقبة تفشي الأمراض المعدية لضمان قدرتها على تحديد الأمراض المعدية التي قد تظهر مع تغير المناخ.

قائمة المراجع:

أولاً: مراجع باللغة العربية

وزارة البيئة (2022)، الإستراتيجية الوطنية لتغير المناخ 2050، مصر.

منى ربيع عبد الفتاح السيد (2023)، " أثر تغير المناخ على النمو الاقتصادي في جمهورية مصر العربية: دراسة قياسية"، المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية، مجلد

(4)، عدد (2)، جزء (4)، جامعة دمياط، مصر.

ثانياً: مراجع باللغة الإنجليزية

Abidoye, B. and Odusola, A. (2015). "Climate Change and Economic Growth in Africa: An Econometric Analysis", UNDP Africa Economists Working Papers 307336, United Nations Development Programme (UNDP).

Adger, W. Neil (2006). Vulnerability. Global Environmental Change, vol. 16, No. 3, pp. 268-281.

Agrawala, S., Ota, T., Ahmed, A.U., Smith, J. and Aalst, M.V. (2003) Development and Climate Change in Bangladesh: Focus on Coastal Flooding and the Sunderbans. Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD). <http://www.oecd.org/dataoecd/46/55/21055658.pdf>.

Akaike, H. (1973). Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. pp. 267-281, in B. N. Petrov and F. Csaki, editors. Second international symposium on information theory, Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.

Akram, N. (2012), "Is Climate Change Hindering Economic Growth of Asian Economies?", Asia-Pacific Development Journal, Vol. 19, No. 2, December.

Alagidede, P., Adu, G. and Frimpong, P. (2014). "The effect of climate change on economic growth: evidence from Sub-Saharan Africa", Wider Working Paper Series, 2014/017, World Institute for Development Economics Researches, wider.unu.edu.



- Ayodotun, B. , Bamba, S. and Adio, A. (2019). Vulnerability Assessment of West African Countries to Climate Change and Variability. *Journal of Geoscience and Environment Protection*, 7, 13-15. doi: 10.4236/gep.2019.76002.
- Bretschger, L., & Valente, S. (2011). Climate change and uneven development. *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(4), 825-845. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2011.01676.x>
- Chhabra, V., Arora, G. and Abdul Haris, A. (2024). The impact of climate change on food security and agricultural livelihoods, Cambridge Scholars Publishing, Lady Stephenson Library, New Castle upon Tyne, NE62PA, UK.
- Cline, W. (1996). The Impact of Global Warming of Agriculture: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 5, Pp. 1309–1311. <http://www.jstor.org/stable/2118295>
- Colacito, R., Hoffmann, B. and Phan, T. (2019), Temperature and Growth: A Panel Analysis of the United States, *Journal of Money* Vol. (51), Issue 2-3, March-April, Pages, 13-368.
- Cooper, R. (2000). International Approaches to Global Climate Change. *The World Bank Research Observer*, 15, 145-172. <https://doi.org/10.1093/wbro/15.2.145>.
- Cruz J., Burns, S., Jercinovic, M., Karmann, I., Sharp, W. D., and Vuille, M. (2007). Evidence of rainfall variations in Southern Brazil from trace element ratios (Mg/Ca and Sr/Ca) in a Late Pleistocene stalagmite. *Geochimica et Cosmochimica Acta*, 71(9), 2250-2263.
- Dell, M., Jones, B. and Olkin, B. (2008). Climate Change and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century, NBER Working Paper, No. 14132 June.
- Dell, M., Jones, B. and Olkin, B. (2012). Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 4, no. 3, July 2012, (pp. 66–95)
- Dellink R., Lanzi, E., Chateau, J., Bosello, F., Parrado, R. and Bruin, K. (2014). Consequences of Climate Change Damages for

Economic Growth: A Dynamic Quantitative Assessment, OECD Economics Department Working Papers No. 1135.

- Dickey, D. and Fuller, W., (1979), ‘Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root’, Journal of American Statistical Association, 74, pp. 427-431.**
- Du, D., Zhao, X. and Huang, R. (2017). The impact of climate change on developed economies, Economics Letters Volume 153, April, Pages 43-46**
- Eboli, F., Parrado. R. and Roson, R. (2010). Climate-change feedback on economic growth: explorations with a dynamic general equilibrium model, Environment and Development Economics , Volume 15 , Issue 5 , October 2010 , pp. 515 - 533**
- Gregory, P., Ingram, J. and Brklacich, M. (2005). Climate Change and Food Security. Philosophical Transactions of the Royal Society, B, 360, 2139-2148. <http://dx.doi.org/10.1098/rstb.2005.1745>**
- Gilbreath, B. (2004). “Creating Healthy Workplaces: The Supervisor’s Role”, International Review of Industrial and Organizational Psychology, Volume 19, pp. 93-118.**
- Gouda, D. (2020). Climate Change, Agriculture and Rural Communities’ Vulnerability in the Nile Delta, in Climate Change Impacts on Agriculture and Food Security in Egypt, Springer water, pp. 525–576**
- Greiner, A. (2005). "Anthropogenic climate change and abatement in a multi-region world with endogenous growth," Ecological Economics, Elsevier, vol. 55(2), pages 224-234,**
- Grossman G. , Krueger, Alan B., (1995), The Quarterly Journal of Economics, Volume 110, Issue 2, May, Pages 353–377, <https://doi.org/10.2307/2118443>**
- Hassanein, K. & Khalil, A. (2016), Extreme Weather Events and Negative Impacts on Egyptian Agriculture, International Journal of Advanced Researches, Voi. (4), No. (12), Pp. 1843-1851.**
- Henseler, M. and Schumacher, I. (2019). The impact of weather on economic growth and its production factors, Climatic Change ,Volume 154, pages 417–433.**



- Hitz, S. and Smith, J. (2004). Estimating global impacts from climate change, *Global Environmental Change* Volume 14, Issue 3, October 2004, Pages 201-218
- Hope, C. (2006), “The marginal impact of CO₂ from PAGE2002: an integrated assessment model incorporating the IPCC’s five reasons for concern” *Integrated Assess Journal*. 6(1), pp. 19-56.
- <https://tradingeconomics.com/egypt>
- IPCC, (2018). Global Warming of 1.5 °C (Special Report). [online] Available at: <https://www.ipcc.ch/sr15/>
- Jackson, T. (2009). *Prosperity without growth: Economics for a finite planet*. Routledge. UK.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 9(6), 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration– with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp. 169–210.
- Khalil A. and Hassanein M. (2016). Extreme weather events and negative impacts on Egyptian agriculture. *International Journal Advanced Research*. 4(12), 1843-1851.
- Kahn, M., Mohaddes, K., Ryan N., Pesaran, M., Raissi, M. and Yang J. (2021). Long-term macroeconomic effects of climate change: A cross-country analysis, *Energy Economics*, Volume 104, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105624>.
- Kadanali, E., Yalcinkaya, O. (2020), “Effects of Climate Change on Economic Growth: Evidence From 20 Biggest Economies of The World”, *Romanian Journal of Economic Forecasting – XXIII* (3), pp. 93- 118
- Kornek, U., Flachsland, C., Kardish. C., Levi, C. and Edenhofer, O. (2020), What is important for achieving 2 °C? UNFCCC and

IPCC expert perceptions on obstacles and response options for climate change mitigation, *Environ. Research Letters*, No. 15 024005.

Kotz, M., Levermann, A. and Wenz, L.(2024). The economic commitment of climate change, *Nature*, 628, 551–557. <https://doi.org/10.1038/s41586-024-07219-0>

Lee I., Shiroma E., Lobelo F., Puska P., Blair S., Katzmarzyk P. (2012). Effect of physical inactivity on major non-communicable diseases worldwide: an analysis of burden of disease and life expectancy. *Lancet Physical Activity Series Working Group*. 21;380(9838), Pp. 219-29. doi: 10.1016/S0140-6736(12)61031-9.

Letta, M. and Tol, J., (2019). *Weather, Climate and Total Factor Productivity*. Environmental & Resource Economics, Springer; European Association of Environmental and Resource Economists, 73(1), pp. 283-305.

Lien, M. (2019). Vulnerability Assessment of Climate Change on Sea Level Rise Impacts on Some Economic Sectors in Binh Dinh Province, Vietnam. *American Journal of Climate Change*, 8, pp. 302-324. doi: 10.4236/ajcc.2019.82017.

Mendelsohn, R., Williams, L. (2004). Comparing Forecasts of the Global Impacts of Climate Change. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 9, 315–333. <https://doi.org/10.1023/B:MITI.0000038842.35787.1d>

Moore, F. and Diaz, D. (2015). Temperature impacts on economic growth warrant stringent mitigation policy, *Nature Climate Change*, Vol. 5, pp. 127–131. <https://doi.org/10.1038/nclimate2481>

Nicholls, R. and Tol, R. (2006). Impacts and Responses to Sea-Level Rise: A Global Analysis of the SRES Scenarios over the Twenty-First Century. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical Physical and Engineering Sciences*, 364, 1073-1095. <https://doi.org/10.1098/rsta.2006.1754>

Nordhaus, D. (1991). To Slow or Not to Slow: The Economics of The Greenhouse Effect. *The Economic Journal*, Vol. 101, No. 407, Pp. 920–937. <https://doi.org/10.2307/2233864>



- O'Brien K., Sygna L., and Haugen JE (2004). Resilient or vulnerable? A multi-scale assessment of climate impacts and vulnerability in Norway. *Climatic Change*, 64: 193-225.
- Ogbuabor, J. and Egwuchukwu, E. (2017). "The Impact of Climate Change on the Nigerian Economy", Volume: 7 Issue: 2, 217 - 223, 01.06.
- Parry, M., Canziani, C., Palutikof, J., van der Linden, P. and Hanson, C. (2007). *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Ricci, F. (2007). "Channels of transmission of environmental policy to economic growth: A survey of the theory, *Ecological Economics*, Volume 60, Issue 4, 2007, pp. 688-699
- Sathaye, J., Shukla, R. and N. Ravindranath (2006). Climate change, sustainable development and India: global and national concerns. *Current Science*, vol. 90, No. 3, pp. 314-325.
- Sequeira, T., Santos, M. and Magalhães, M. (2018). Climate change and economic growth: a heterogeneous panel data approach, *Environmental Science and Pollution Research*, Volume 25, pp. 22725–22735
- Smit, B., and J. Wandel (2006). Adaptation, adaptive capacity and vulnerability. *Global Environmental Change*, vol. 16, No. 3, pp. 282-292.
- Smulders, S., Bretschger, L. and Egli, H. (2011). Economic Growth and the Diffusion of Clean Technologies: Explaining Environmental Kuznets Curves. *Environmental Resource Economics*, Vol. 49, Pp. 79–99. <https://doi.org/10.1007/s10640-010-9425-y>
- Steiger, R., Posch, E. Tappeiner, G., Walde, J. (2020). The impact of climate change on demand of ski tourism - a simulation study

based on stated preferences, *Ecological Economics*, Volume 170, <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.106589>.

Stern, N. (2006). The Stern Review on the Economic Effects of Climate Change, *Population and Development Review*, Volume 32, Issue4, December, pp. 793-798.

Stern, N. (2013), "The Structure of Economic Modelling of the Potential Impacts of Climate Change: Grafting Gross Underestimation of Risk onto Already Narrow Science Models", *Journal of Economic Literature*, Vol. 51(3), pp. 838-859.

Taher, H. (2019). Climate Change and Economic Growth in Lebanon, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 9(5), 20-24.

Thornton, P., Ericksen, P., Herrero, M. and Challinor, A. (2014), Climate variability and vulnerability to climate change: a review, *Global Change Biology*, Volume20, Issue11, November, pp. 3313-3328.

Tol, R. (1996). The damage costs of climate change towards a dynamic representation, *Ecological Economics*, Volume 19, Issue 1, Pp. 67-90, [https://doi.org/10.1016/0921-8009\(96\)00041-9](https://doi.org/10.1016/0921-8009(96)00041-9).

Tol, R. (2018).The Economic Impacts of Climate Change, *Review of Environmental Economics and Policy*, Volume 12, Number 1.

Tullo E., Finzi A. and Guarino M., (2019). Review: Environmental impact of livestock farming and Precision Livestock Farming as a mitigation strategy. *Science Total Environment*. 2019 Feb 10;650(Pt 2):2751-2760. doi: 10.1016/j.scitotenv.2018.10.018.

Victor, P. (2012). Growth, Degrowth and Climate Change: A Scenario Analysis. *Ecological Economics*, Vol. 84, pp. 206-212. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolecon.2011.04.013>

Weitzman, M. (2007). "A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change." *Journal of Economic Literature*, 45 (3): 703–724. DOI: 10.1257/jel.45.3.703

World Bank (2010). *World Development Report 2010*. Washington, D.C.



World Bank, World Bank Development Indicator,
<http://data.worldbank.org/indicator/>.

www.maplecroft.com

- ملحق الدراسة:

جدول رقم (م-1) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1992-2023

الفترة	إجمالي القيمة المضافة (بالأسعار الثابتة لعام 2015) (مليار دولار)	القيمة المضافة للقطاع الزراعي (بالأسعار الثابتة لعام 2015) (مليار جنيه)	القيمة المضافة للقطاع الصناعي (بالأسعار الثابتة لعام 2015) (مليار جنيه)	القيمة المضافة لقطاع الخدمات (بالأسعار الثابتة لعام 2015) (مليار جنيه)	معدل نمو السكان (POP)
	(Y)	(AGR)	(IND)	(SER)	
1992	788.617	130.456	262.917	395.244	2.307
1993	784.637	131.132	259.506	393.999	2.154
1994	808.903	136.499	264.957	407.447	2.307
1995	819.145	137.446	264.600	417.099	2.104
1996	856.942	147.907	270.928	438.107	2.073
1997	944.649	160.159	294.873	489.617	2.073
1998	982.062	168.067	303.082	510.913	2.185
1999	1009.228	174.771	312.010	522.447	2.231
2000	1097.939	183.803	363.770	550.366	2.161
2001	1130.969	187.274	376.942	566.753	2.124
2002	1173.732	193.222	408.693	571.817	2.104
2003	1237.31	202.160	441.311	593.839	2.095
2004	1299.021	197.141	478.941	622.939	2.064
2005	1374.944	204.381	499.179	671.384	2.022
2006	1465.507	206.195	563.180	696.132	1.953
2007	1638.716	230.571	602.458	805.687	1.888



إجمالي القيمة المضافة	القيمة المضافة للقطاع الزراعي	القيمة المضافة للقطاع الصناعي	القيمة المضافة لقطاع الخدمات	معدل نمو السكان (POP)	الفترة
(بـأسعار الثابتة لعام 2015)	(بـأسعار الثابتة لعام 2015)	(بـأسعار الثابتة لعام 2015)	(بـأسعار الثابتة لعام 2015)		
(مليار دولار)	(مليار جنيه)	(مليار جنيه)	(مليار جنيه)		
(Y)	(AGR)	(IND)	(SER)		
1667.56	220.516	632.246	814.798	1.867	2008
1734.095	236.314	651.172	846.609	1.888	2009
1803.945	252.376	676.957	874.612	1.918	2010
1865.923	270.876	702.171	892.876	2.104	2011
2278.302	251.064	874.195	1153.043	2.245	2012
2338.353	254.812	901.488	1182.053	2.305	2013
2434.328	266.537	937.778	1230.013	2.276	2014
2473.094	278.459	895.205	1299.430	2.099	2015
2349.816	280.176	772.633	1297.007	2.035	2016
2444.414	272.498	853.130	1318.786	1.998	2017
2706.417	299.698	977.658	1429.061	1.897	2018
2957.796	325.232	1089.222	1543.342	1.755	2019
3041.042	355.354	1030.068	1655.620	1.625	2020
3115.043	374.614	1021.543	1718.886	1.491	2021
3218.568	370.503	1107.248	1740.817	1.486	2022
3109.609	378.722	1051.730	1679.157	1.688	2023

تابع جدول رقم (م-1) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة 1992-2023

الفترة	درجة الحرارة* (TEM)	كمية هطول الأمطار* (طن متري) (PRE)	كمية انبعاث ثاني أكسيد الكربون (مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون) (EMI)	معدل نمو سكان الحضر (URB)
1992	21.91	24.86	97.445	2.082
1993	22.71	21.95	97.783	1.999
1994	22.75	30.4	93.223	1.845
1995	22.68	15.27	99.667	1.796
1996	22.87	19.05	106.854	1.762
1997	22.41	23.75	113.717	2.019
1998	23.17	21.79	120.066	2.293
1999	23.2	12.19	129.343	2.338
2000	22.36	26.94	127.859	2.271
2001	23.15	15.78	141.148	2.231
2002	23.26	22.75	144.907	2.211
2003	23.07	19.43	147.798	2.203
2004	23.01	21.38	160.364	2.171
2005	23	21.17	178.335	2.129
2006	23	18.41	188.830	2.060
2007	23.13	17.16	201.9	1.899
2008	23.43	19.11	201.970	1.821
2009	23.28	10.89	210.286	1.844



الفترة	درجة الحرارة* (TEM)	كمية هطول الأمطار* (طن متري) (PRE)	كمية انبعاث ثاني أكسيد الكربون (مليون طن مكافئ لثاني أكسيد الكربون) (EMI)	معدل نمو سكان الحضر (URB)
2010	24.57	13.33	211.695	1.871
2011	22.84	16.78	219.282	2.060
2012	23.49	17.6	232.891	2.119
2013	23.4	22.01	228.689	2.182
2014	23.66	21.24	233.042	2.150
2015	23.44	20.84	239.343	1.973
2016	23.82	16.44	250.05	1.911
2017	23.31	11.72	268.6342	1.935
2018	24.08	31.76	269.31	1.895
2019	23.38	22.52	234.341	1.816
2020	23.18	24.78	228.166	1.749
2021	23.88	21.21	249.643	1.675
2022	23.23	23.16	265.961	1.731
2023	23.95	21.69	249.3319	1.997

Source: Calculated from: World Bank, World Bank Indicator, <http://data.worldbank.org/indicator/>.

* <https://tradingeconomics.com/egypt>).

جدول رقم (م-2) نتائج تقدير الانحدار في الأجل الطويل للقطاع الزراعي باستخدام طريقة
الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: DLOG(AGR)
Selected Model: ARDL(2, 2, 0, 0, 1, 0, 2)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 05/14/25 Time: 22:32
Sample: 1992 2023
Included observations: 32

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.217298	0.269087	0.807539	0.4299
LOG(AGR(-1))*	0.015751	0.016878	0.933211	0.3631
LOG(TEM(-1))	-0.057355	0.091486	-0.626926	0.5386
LOG(PRE)**	-0.011313	0.002734	-4.138489	0.0006
LOG(EMI)**	-0.015240	0.012531	-1.216177	0.2396
LOG(HC(-1))	0.013050	0.016752	0.779007	0.4461
LOG(POP)**	-0.019899	0.012816	-1.552739	0.1379
LOG(URB(-1))	0.005736	0.017582	0.326236	0.7480
DLOG(AGR(-1))	0.280173	0.145818	1.921380	0.0707
DLOG(TEM)	0.034350	0.039647	0.866397	0.3977
DLOG(TEM(-1))	0.065040	0.039023	1.666689	0.1129
DLOG(HC)	-0.028689	0.021063	-1.362049	0.1900
DLOG(URB)	-0.007213	0.017957	-0.401703	0.6926
DLOG(URB(-1))	0.041924	0.013761	3.046679	0.0069

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(TEM)	3.641318	6.726102	0.541371	0.5949
LOG(PRE)	0.718223	0.722731	0.993763	0.3335
LOG(EMI)	0.967583	0.416204	2.324781	0.0320
LOG(HC)	-0.828526	1.829689	-0.452823	0.6561
LOG(POP)	1.263352	1.647507	0.766826	0.4531
LOG(URB)	-0.364165	0.998468	-0.364724	0.7196

EC = LOG(AGR) - (3.6413*LOG(TEM) + 0.7182*LOG(PRE) + 0.9676*LOG(EMI) - 0.8285*LOG(HC) + 1.2634*LOG(POP) - 0.3642*LOG(URB))

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	4.521291 6	Asymptotic: n=1000		
		10%	2.12	3.23
		5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
Actual Sample Size	32	Finite Sample: n=35		
		10%	2.387	3.671
		5%	2.864	4.324
		1%	4.016	5.797
		Finite Sample: n=30		
		10%	2.457	3.797
		5%	2.97	4.499
		1%	4.27	6.211

t-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	0.933211	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

Source: Calculated by EViews 10.



جدول رقم (م-3) نتائج تقدير الانحدار في الأجل القصير بنموذج تصحيح الخطأ للقطاع الزراعي
 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Error Correction Regression
 Dependent Variable: DLOG(AGR)
 Selected Model: ARDL(2, 2, 0, 0, 1, 0, 2)
 Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
 Date: 05/14/25 Time: 22:32
 Sample: 1992 2023
 Included observations: 32

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.217298	0.031030	7.002915	0.0000
DLOG(AGR(-1))	0.280173	0.101566	2.758529	0.0129
DLOG(TEM)	0.034350	0.022425	1.531796	0.1430
DLOG(TEM(-1))	0.065040	0.021522	3.022002	0.0073
DLOG(HC)	-0.028689	0.013790	-2.080466	0.0520
DLOG(URB)	-0.007213	0.009102	-0.792478	0.4384
DLOG(URB(-1))	0.041924	0.009733	4.307631	0.0004
CointEq(-1)*	0.015751	0.002425	6.496054	0.0000
R-squared	0.809653	Mean dependent var		0.032362
Adjusted R-squared	0.754135	S.D. dependent var		0.005301
S.E. of regression	0.002628	Akaike info criterion		-8.832508
Sum squared resid	0.000166	Schwarz criterion		-8.466074
Log likelihood	149.3201	Hannan-Quinn criter.		-8.711046
F-statistic	14.58365	Durbin-Watson stat		3.055024
Prob(F-statistic)	0.000000			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.521291	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	6.496054	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

Source: Calculated by EViews 10.

جدول رقم (م-4) نتائج تقدير الانحدار في الأجل الطويل للقطاع الصناعي باستخدام طريقة الانحدار

الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: DLOG(IND)
Selected Model: ARDL(1, 0, 1, 1, 1, 2, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 05/14/25 Time: 22:27
Sample: 1992 2023
Included observations: 32

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.422311	1.763077	0.806721	0.4310
LOG(IND(-1))*	-0.778665	0.151168	-5.151003	0.0001
LOG(TEM)**	-0.811916	0.541033	-1.500678	0.1518
LOG(PRE(-1))	0.363286	0.106812	3.401169	0.0034
LOG(EMI(-1))	1.081578	0.214906	5.032800	0.0001
LOG(HC(-1))	0.294480	0.185667	1.586067	0.1311
LOG(POP(-1))	-0.191975	0.168124	-1.141867	0.2693
LOG(URB(-1))	-0.371438	0.230900	-1.608656	0.1261
DLOG(PRE)	0.176018	0.056037	3.141107	0.0060
DLOG(EMI)	0.409564	0.262881	1.557984	0.1377
DLOG(HC)	1.001615	0.379381	2.640132	0.0172
DLOG(POP)	0.345110	0.466095	0.740428	0.4691
DLOG(POP(-1))	1.594709	0.515720	3.092199	0.0066
DLOG(URB)	-0.844341	0.428842	-1.968885	0.0655
DLOG(URB(-1))	-0.501959	0.360477	-1.392484	0.1817

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(TEM)	-1.042703	0.732717	-1.423064	0.1728
LOG(PRE)	0.466550	0.089439	5.216410	0.0001
LOG(EMI)	1.389016	0.056622	24.53158	0.0000
LOG(HC)	0.378186	0.214813	1.760533	0.0963
LOG(POP)	-0.246544	0.226536	-1.088323	0.2916
LOG(URB)	-0.477020	0.259313	-1.839555	0.0834
C	1.826602	2.383881	0.766230	0.4540

EC = LOG(IND) - (-1.0427*LOG(TEM) + 0.4666*LOG(PRE) + 1.3890*LOG(EMI) + 0.3782*LOG(HC) -0.2465*LOG(POP) -0.4770*LOG(URB) + 1.8266)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.442268	10%	1.99	2.94
k	6	5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	32	10%	2.254	3.388
		5%	2.685	3.96
		1%	3.713	5.326
Finite Sample: n=30				
		10%	2.334	3.515
		5%	2.794	4.148
		1%	3.976	5.691

Source: Calculated by EViews 10.



جدول رقم (م-5) نتائج تقدير الانحدار في الأجل القصير بنموذج تصحيح الخطأ للقطاع الصناعي باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود

Bounds Test

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: DLOG(IND)
Selected Model: ARDL(1, 0, 1, 1, 1, 2, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 05/14/25 Time: 22:14
Sample: 1992 2023
Included observations: 32

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PRE)	0.176018	0.023331	7.544494	0.0000
DLOG(EMI)	0.409564	0.135458	3.023540	0.0077
DLOG(HC)	1.001615	0.221515	4.521669	0.0003
DLOG(POP)	0.345110	0.310609	1.111072	0.2820
DLOG(POP(-1))	1.594709	0.326259	4.887863	0.0001
DLOG(URB)	-0.844341	0.264338	-3.194167	0.0053
DLOG(URB(-1))	-0.501959	0.238790	-2.102095	0.0508
CointEq(-1)*	-0.778665	0.084932	-9.168089	0.0000
R-squared	0.770265	Mean dependent var		0.045251
Adjusted R-squared	0.703259	S.D. dependent var		0.068573
S.E. of regression	0.037354	Akaike info criterion		-3.524423
Sum squared resid	0.033488	Schwarz criterion		-3.157989
Log likelihood	64.39077	Hannan-Quinn criter.		-3.402961
Durbin-Watson stat	2.426362			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	7.442268	10%	1.99	2.94
k	6	5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99

Source: Calculated by EViews 10.

جدول رقم (م-6) نتائج تقدير الانحدار في الأجل الطويل لقطاع الخدمات باستخدام طريقة الانحدار

الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: DLOG(SER)
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 0, 0, 2)
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
Date: 05/14/25 Time: 22:30
Sample: 1992 2023
Included observations: 32

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.391639	2.665734	2.772835	0.0125
@TREND	0.007977	0.013349	0.597560	0.5576
LOG(SER(-1))*	-0.542524	0.144675	-3.749949	0.0015
LOG(TEM(-1))	-2.738021	0.725177	-3.775658	0.0014
LOG(PRE(-1))	0.119333	0.054783	2.178294	0.0429
LOG(EMI(-1))	0.598031	0.206755	2.892465	0.0097
LOG(HC)**	0.554704	0.221558	2.503649	0.0221
LOG(POP)**	0.326560	0.116005	2.815060	0.0115
LOG(URB(-1))	-0.806728	0.200090	-4.031820	0.0008
DLOG(TEM)	-1.376321	0.418003	-3.292609	0.0040
DLOG(PRE)	0.047333	0.033467	1.414312	0.1743
DLOG(EMI)	0.223649	0.205052	1.090692	0.2898
DLOG(URB)	-0.843832	0.189417	-4.454886	0.0003
DLOG(URB(-1))	0.651816	0.147878	4.407808	0.0003

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(TEM)	-5.046822	1.825754	-2.764239	0.0128
LOG(PRE)	0.219959	0.117033	1.879471	0.0765
LOG(EMI)	1.102313	0.536008	2.056523	0.0545
LOG(HC)	1.022452	0.500618	2.042381	0.0560
LOG(POP)	0.601928	0.195053	3.085970	0.0064
LOG(URB)	-1.486990	0.538419	-2.761773	0.0128

EC = LOG(SER) - (-5.0468*LOG(TEM) + 0.2200*LOG(PRE) + 1.1023
*LOG(EMI) + 1.0225*LOG(HC) + 0.6019*LOG(POP) -1.4870*LOG(URB))

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.608413	10%	2.53	3.59
k	6	5%	2.87	4
		2.5%	3.19	4.38
		1%	3.6	4.9
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	32	10%	2.879	4.114
		5%	3.426	4.79
		1%	4.704	6.537
Finite Sample: n=30				
		10%	2.977	4.26
		5%	3.576	5.065
		1%	5.046	6.93

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-3.749949	10%	-3.13	-4.37
		5%	-3.41	-4.69
		2.5%	-3.65	-4.96
		1%	-3.96	-5.31

Source: Calculated by EViews 10.



جدول رقم (م-7) نتائج تقدير الانحدار في الأجل القصير بنموذج تصحيح الخطأ لقطاع الخدمات
 باستخدام طريقة الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) واختبار الحدود Bounds Test

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: DLOG(SER)

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 0, 0, 2)

Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Date: 05/14/25 Time: 22:06

Sample: 1992 2023

Included observations: 32

ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.391639	0.938138	7.879051	0.0000
@TREND	0.007977	0.001125	7.090892	0.0000
DLOG(TEM)	-1.376321	0.244767	-5.622972	0.0000
DLOG(PRE)	0.047333	0.015338	3.086042	0.0064
DLOG(EMI)	0.223649	0.129149	1.731718	0.1004
DLOG(URB)	-0.843832	0.115806	-7.286631	0.0000
DLOG(URB(-1))	0.651816	0.105378	6.185486	0.0000
CointEq(-1)*	-0.542524	0.069080	-7.853568	0.0000
R-squared	0.780085	Mean dependent var		0.046899
Adjusted R-squared	0.715944	S.D. dependent var		0.051148
S.E. of regression	0.027260	Akaike info criterion		-4.154458
Sum squared resid	0.017835	Schwarz criterion		-3.788024
Log likelihood	74.47133	Hannan-Quinn criter.		-4.032995
F-statistic	12.16190	Durbin-Watson stat		2.505851
Prob(F-statistic)	0.000002			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	6.608413	10%	2.53	3.59
k	6	5%	2.87	4
		2.5%	3.19	4.38
		1%	3.6	4.9

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-7.853568	10%	-3.13	-4.37
		5%	-3.41	-4.69
		2.5%	-3.65	-4.96
		1%	-3.96	-5.31

Source: Calculated by EViews 10.