Journal of Sustainable Agricultural Sciences
http://jsas.journals.ekb.eg/

الدور الاقتصادي للطاقة المتجددة في القطاع الزراعي في مصر

محمد فوزي الصفتي[١]، الحسين خليل النوبي[٢] ومحمود فتحي إبراهيم [١]

[١] قسم الاقتصاد الزراعي كلية الزراعة– جامعة كفر الشيخ، جمهورية مصر العربية
[٢] معهد بحوث الاقتصاد الزراعي– مركز البحوث الزراعية، جمهورية مصر العربية

استهدف البحث بصفة أساسية دراسة الدور الاقتصادي للطاقة الكهربائية في القطاع الزراعي من خلال دراسة بعض الأهداف الفرعية التالية: تطور مؤشرات الطاقة المتجددة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩– ٢٠٢٢) , التقدير القياسي لأثر الطاقة المتجددة على الإنتاج الزراعي في مصر خلال فترة الدراسة , . وكانت اهم النتائج: تبين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المصدر الحراري في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٩,١% خلال فترة الدراسة , كما بين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المياه في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٠,١% خلال فترة الدراسة , تبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة المتجددة في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ١٥,٨% خلال فترة الدراسة تبين وجود علاقة طردية بين كمية الطاقة المتجددة فى القطاع الزراعى واجمالى قيمة الانتاج الزراعى , وعكسية مع صافى الدخل الزراعى، وتبين انة بانخفاض الطاقة المتجددة بوحدة واحدة يؤدى الى انخفاض قيمة الانتاج الزراعى بحوالى ٢١,٣٧ مليون جنيه.

الكلمات الدالة: الطاقة المتجددة ، القطاع الزراعى المصري.

مقدمة:

نظراً لما تتمتع به مصر من توافر مصادر الطاقات المتجددة والتي تشمل بشكل أساسي طاقة الرياح والطاقة الشمسية وتصل القدرات الكهربائية التي يمكن إنتاجها من هذه المصادر إلى حوالي ٩٠ جيجاوات، وتم تخصيص أكثر من ٧٦٠٠كم٢ من الأراضي(وزارة الكهرباء والطاقة المتجددة) غير المستغلة لمشروعات الطاقة الجديدة والمتجددة (حفنى ,٢٠٢٣) وقد شهدت مصر تحولاً كبيراً لإنتاج الطاقة المتجددة في الآونة الأخيرة، وأصبحت القفزة الكبرى للطاقة المتجددة أبرز نقطة مضيئة في مجال الطاقة في العقود الثلاثة الأخيرة (عبدالرحمن , ٢٠١٩)، وتوجد ثماني دول تنتج نحو % 80 من طاقة الرياح في العالم، وهذه الدول هي :الصين والولايات المتحدة وألمانيا والهند وأسبانيا والمملكة المتحدة وكندا وفرنسا(عباس , ٢٠٢٢) ، حيث تعتبر طاقة الرياح من أهم المصادر المتجددة للطاقة وأرخصها تكلفة مما يجعلها محط إهتمام متزايد من دول العالم .

المشكلة البحثية:

تعتبر الطاقة المتجددة، من أهم المحاور الأساسية للتنمية الاقتصادية في مصر، حيث تعتبر الطاقة عصب الحياة للقطاعين الصناعي والزراعي، وقد ارتفع استهلاك الكهرباء من عام لآخر في هذين القطاعين الأمر الذي أدى إلى زيادة

*Corresponding author e-mail: koko227010@gmail.com
Received: 20/10/2024; Accepted: 02/03/2025
DOI: 10.21608/jsas.2025.329920.1493
©2025 National Information and Documentation Center (NIDOC)

القيمة المضافة في قطاع التصنيع والقطاع الزراعي (ميخائيل، ٢٠٢١)، مما استدعى ضرورة إلقاء الضوء على الدور الاقتصادي للطاقة المتجددة في مصر، ومدى مساهمتها في القطاع الزراعي المصري.

أهداف البحث:

استهدف البحث بصفة أساسية دراسة الدور الاقتصادي للطاقة المتجددة في القطاع الزراعي وذلك من خلال دراسة الأهداف الفرعية التالية:

١- تطور مؤشرات الطاقة المتجددة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩- ٢٠٢٢).

٢- التقدير القياسي لأثر الطاقة الكهربية والطاقة المتجددة على الإنتاج الزراعي في مصر خلال فترة الدراسة .

الأسلوب البحثي ومصادر البيانات

تعتمد الدراسة في تحقيق أهدافها على أسلوبي التحليل الوصفي والقياسي مثل المتوسطات الحسابية ومعدلات النمو(الصفتى, واخرون ,٢٠٢٣)، وتحليل الإنحدار البسيط لبيان أثر تغيُر كمية الطاقة الكهربية على إجمالي الناتج الزراعي المصري، وصافي الدخل الزراعي ، كما تم إجراء اختبارات السلاسل الزمنية التي تشتمل على Dickey-Fuller Test للتأكد من مدى إستقرارية السلاسل الزمنية، Co-Integration Test لمعرفة هل هناك توازن أو علاقة طويلة المدى بين المتغيرات موضع الدراسة أم لا ، ونمُوذج تصحيح الخطأ بعد التأكد من وجود متجه للتكامل المشترك بين المتغيرات(الخطيب , واخرون , ٢٠٢٤)، كما تم عمل اختبارات جودة نموذج تصحيح الخطأ والتي تشتمل على (LM Test) للتأكد من عدم وجُود إرتباط ذاتي بين بواقي النمُوذج(الصفتى , واخرون , ٢٠٢٢)، (Jarque-Bura Test) للكشف عن طبيعة توزيع بواقي النمُوذج، بالإضافة الى تطبيق نموذج Vector Auto Regressive (VAR) متجه الانحدار الذاتى(موسى , واخرون, ٢٠٢٣) فضلا عن اجراء Granger Causality Test بعد التأكد من وجود تكامل مشترك لمعرفة اتجاه العلاقة السببيه بين المتغيرات موضع الدراسة هل تكون في اتجاه واحد فقط أو في اتجاهين(الزهيرى , واخرون ,٢٠٢٢) .

مصادر البيانات:

اعتمدت الدراسة على البيانات الثانوية التي تنشرها الجهات الحكومية وهى الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، الموقع الرسمي لوزارة الكهرباء والطاقة المتجددة، وزارة الزراعة واستصلاح الراضى، وكذلك البيانات الثانوية غير المنشور، فضلاً على الإستعانة ببعض الكتب والرسائل العلمية ذات الصلة بموضوع الدراسة.

النتائج البحثية: تطور مؤشرات الطاقة المتجددة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩- ٢٠٢٢):

بدراسة البيانات الواردة في جدول رقم (١)، شكل رقم (١) تبين أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة الكهربية من المياه، تراوحت بين حد أنى بلغ حوالي ٢٨٠٠ م/وات خلال الفترة من (٢٠٠٩- ٢٠١٧)، وحد أقصى بلغ حوالي ٢٨٣٢ م/وات خلال الفترة من (٢٠١٨- ٢٠٢٢)، بمتوسط بلغ حوالي ٢٨١١,٤ م/وات خلال فترة الدراسة.

وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المياه في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٠,١% خلال فترة الدراسة كما يتضح من المعادلة التالية

$$0.001\ T_i + LnY_t = 7.93$$

$(4307.5)^{**}$ $(5.19)^{**}$

$F=27.0$ $R^{-2}= 0.667$

واتضح أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة الكهربية من المصدر الحراري ويتمثل في إنتاج (محطات الشركة القابضة ببني سويف، البرلس،العاصمة الإدارية الجديدة) وهي وحدات تم تنفيذها بالتعاون مع شركة سيمنز الألمانية، حيث تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ١٨٢٣٠ م/وات في عام ٢٠٠٩)، وحد أقصى بلغ حوالي ٥٢٤٠٥ م/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ٣٤٢١٣,٤ م/وات خلال فترة الدراسة. جدول رقم (١)، شكل رقم (٢).

وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المصدر الحراري في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٩,١% خلال فترة الدراسة كما يتضح من المعادلة التالية

$$0.091\ T_i + \mathrm{Ln}Y_t = 9.69$$

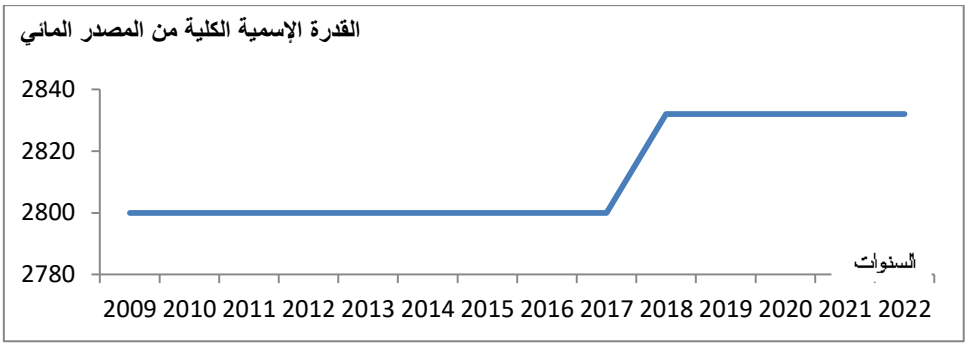
$(158.7)^{**}$ $(12.69)^{**}$

$F=160.9$ $R^{-2}= 0.925$

جدول رقم (١): القدرة الإسمية للطاقة المتجددة، وإجمالي الطاقة المتجددة المولدة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

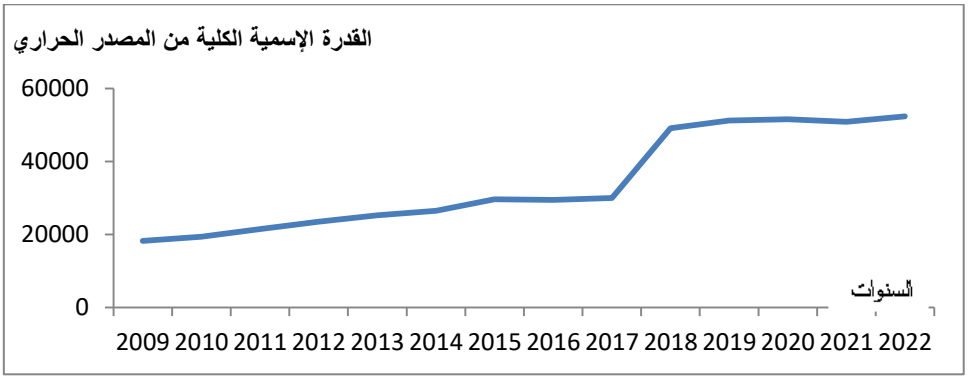
السنوات	القدرة الأسمية الكلية (م. وات)				إجمالي الطاقة المولدة على مستوى الجمهورية (ج. وات. ساعة)		
	مائي	حراري	طاقة متجددة	محطات قطاع خاص (حراري)	مائي	حراري	الطاقة الجديدة والمتجددة
2009	2800	18230	425	2047	14682	101898	931
2010	2800	19388	490	2047	12863	111576	1133
2011	2800	21514	687	2048	13046	118500	1704.4
2012	2800	23539	687	2048	12934	129261	2004
2013	2800	25265	687	2048	13121	135473	1497
2014	2800	26480	687	2048	13352	138795	1446
2015	2800	29685	687	2048	13822	144995	1444
2016	2800	29486	887	2048	13545	157056	2225.5
2017	2800	30037	887	2048	12850	161617	2780
2018	2832	49176	1157	2048	12726	169380	2871
2019	2832	51226	2247	2048	13121	170440	4543
2020	2832	51634	3016	2048	15038	162092	8663
2021	2832	50922	3016	2048	14769	168478	10202
2022	2832	52405	3264	1365	14646	179977	10537
متوسط	2811.4	34213.4	1344.6	1999.1	13608.2	146395.6	3712.9

المصدر: جمعت وحسبت من التقرير السنوي للشركة القابضة لكهرباء مصر، أعداد متفرقة.



شكل رقم (١) القدرة الإسمية الكلية للطاقة الكهربية من المصدر المائي خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

المصدر: جمعت وحسبت من التقرير السنوي للشركة القابضة لكهرباء مصر، أعداد متفرقة.



شكل رقم (٢) القدرة الإسمية الكلية للطاقة الكهربية من المصدر الحراري خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

كما تبين أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة المتجددة في مصر من المصدر الحراري ويتمثل في إنتاج الطاقة من (الرياح، شمسي، شمسي حراري)، حيث تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ٤٢٥ م/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٢٦٤ م/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ١٣٤٤,٦ م/وات خلال فترة الدراسة. جدول رقم (١)، شكل رقم (٣).

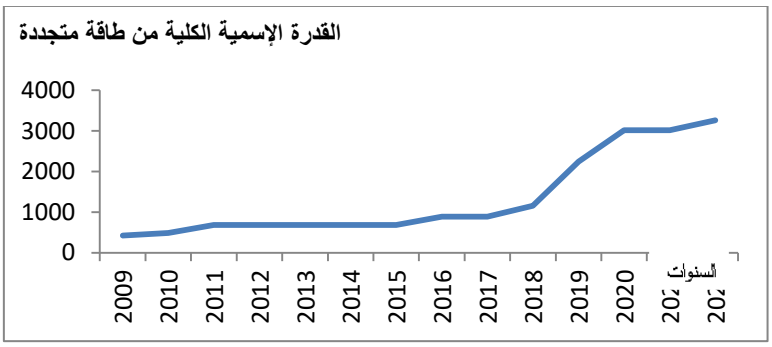
وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة المتجددة في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ١٥,٨% خلال فترة الدراسة كما يتضح من المعادلة التالية:

$$0.158\ T_i + LnY_t = 5.77$$
$$(39.54)^{**} \quad (9.19)^{**}$$
$$F=84.5 \qquad R^{-2}= 0.865$$

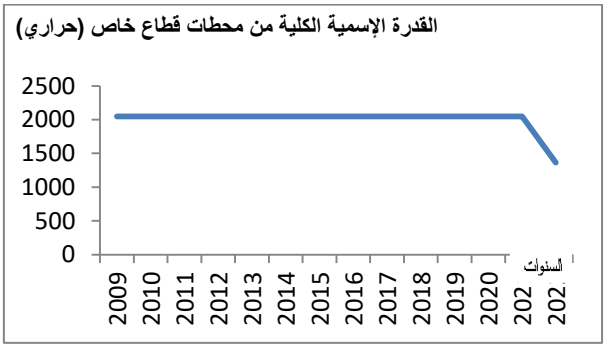
وتبين أن القدرة الأسمية الكلية لمحطات القطاع الخاص في مصر من المصدر الحراري، حيث تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ١٣٦٥ م/وات في عام ٢٠٢٢، وحد أقصى بلغ حوالي ٢٠٤٨ م/وات خلال الفترة من عام (٢٠١١- ٢٠٢١)، بمتوسط بلغ حوالي ١٩٩٩,١ م/وات خلال فترة الدراسة. جدول رقم (١)، شكل رقم (٤).

وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة من القطاع الخاص (حراري) في مصر عدم ثبووت هذا المتغير.

مما سبق يتبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة المتجددة في مصر تزداد بمعدل نمو أكبر من نظيرتها الناتجة من المصدر المائي والحراري. مما يدل على اهتمام الدولة بزيادة كمية الطاقة المتجددة الناتجة في الآونة الأخيرة.



شكل رقم (٣) القدرة الإسمية الكلية للطاقة المتجددة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢)



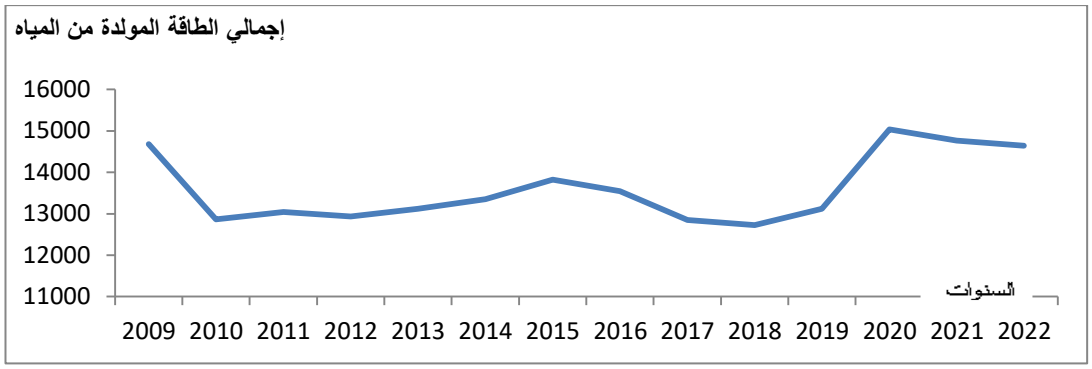
شكل رقم (٤) القدرة الإسمية الكلية للطاقة من محطات القطاع الخاص (حراري) في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

مؤشرات إجمالي الطاقة المولدة على مستوى الجمهورية (ج. وات. ساعة) خلال الفترة (٢٠٠٩- ٢٠٢٢):

١- إجمالي الطاقة المولدة من المياه في مصر

بدراسة البيانات الواردة في جدول رقم (١)، شكل رقم (٥) تبين أن إجمالي الطاقة المولدة من المياه في مصر، تراوحت بين حد أنى بلغ حوالي ١٢٧٢٦ ج/وات في عام ٢٠١٨، وحد أقصى بلغ حوالي ١٥٠٣٨ ج/وات في عام ٢٠٢٠، بمتوسط بلغ حوالي ١٣٦٠٨,٢ ج/وات خلال فترة الدراسة.

وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين عدم ثبوت معنوية هذا المتغير.



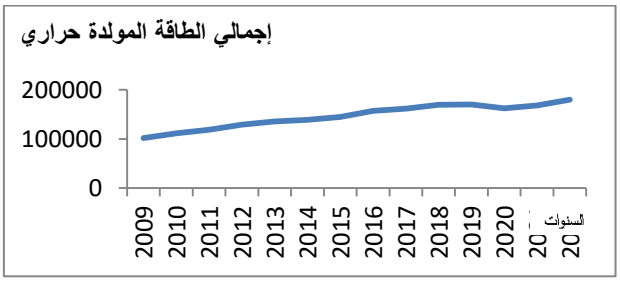
شكل رقم (٥) إجمالي الطاقة المولدة من المياه في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

٢- إجمالي الطاقة المولدة (حراري) في مصر

واتضح أن إجمالي الطاقة المولدة (حراري) في مصر، تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ١٠١٨٩٨ ج/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي ١٧٩٩٧٧ ج/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ١٤٦٣٩٥,٦ ج/وات خلال فترة الدراسة. جدول رقم (١)، شكل رقم (٦)

وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن إجمالي الطاقة المولدة (حراري) في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٤% خلال فترة الدراسة كما يتضح من المعادلة التالية.

$$0.040\ T_i + LnY_t = 11.58$$
$$(385.9)^{**} \quad (11.44)^{**}$$
$$F=130.8 \qquad R^{-2}= 0.909$$

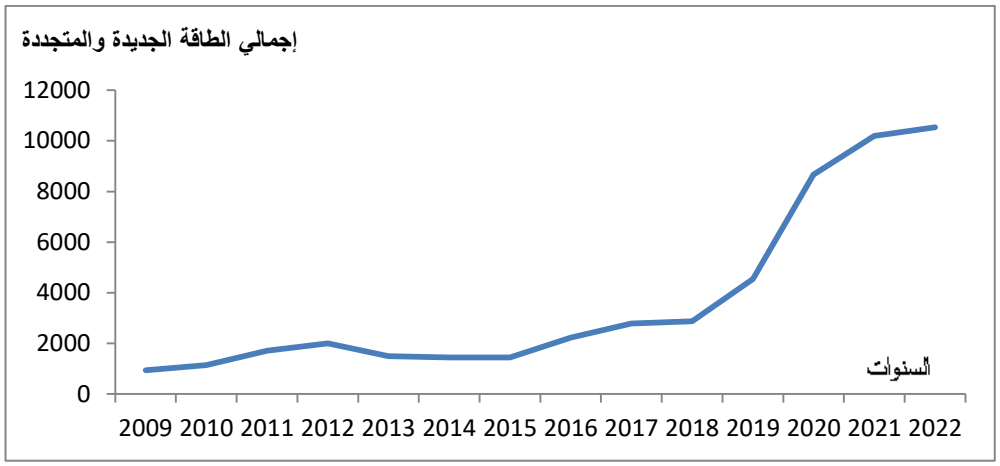


شكل رقم (٦) إجمالي الطاقة المولدة(حراري) في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

٣- إجمالي الطاقة الجديدة والمتجددة المولدة في مصر

واتضح أن إجمالي الطاقة الجديدة والمتجددة المولدة في مصر، تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي 931 ج/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي 10537 ج/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي 3712.9 ج/وات خلال فترة الدراسة. جدول رقم (١)، شكل رقم (٧) وبتقدير وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن إجمالي الطاقة الجديدة والمتجددة المولدة في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي 18% خلال فترة الدراسة كما يتضح من المعادلة التالية.

$$0.180\ T_i + LnY_t = 6.53$$
$$(35.65)^{**} \quad (8.34)^{**}$$
$$F=69.59 \qquad R^{-2}= 0.841$$



شكل رقم (٧) إجمالي الطاقة الجديدة والمتجددة المولدة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

٢- تقدير أثر الطاقة المتجددة على القطاع الزراعي أولاً: أثر الطاقة المتجددة على القطاع الزراعي خلال الفترة ٢٠٠٩ - ٢٠٢٢.

التوقعات البحثية:

١- من المتوقع أن كمية الطاقة المتجددة في مصر تؤثر تأثيراً إيجابياً علي إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، حيث يتوقع أنه بافتراض ثبات تأثير العوامل الأخري زيادة إجمالي قيمة الانتاج الزراعي في مصر(Y_1) بزيادة كمية الطاقة المتجددة المستخدمة في القطاع الزراعي المصري (X_1).

١- من المتوقع أن كمية الطاقة الكهربية في مصر تؤثر تأثيراً إيجابياً علي اجمالي صافي الدخل الزراعي، حيث يتوقع أنه بافتراض ثبات تأثير العوامل الأخري زيادة صافي الدخل الزراعي المصري(Y_2) بزيادة كمية الطاقة المتجددة المستخدمة في القطاع الزراعي المصري (X_1).

١- تأثير كمية الطاقة المتجددة على قيمة الانتاج الزراعي المصري خلال فترة الدراسة:

تؤثر كمية الطاقة المتجددة على قيمة الإنتاج الزراعي المصري، لذلك تم أخذ كمية الطاقة المتجددة في الإعتبار كأحد أهم العوامل التي تؤثر علي قيمة الانتاج الزراعي المصري.

ولتحديد تأثير كمية الطاقة المتجددة على قيمة الإنتاج الزراعي المصري، فقد تم تقدير الدالة في صورتها اللوغارتيمية المزدوجة ومنها اتضح أن :

$$Ln\ Y_1 = 1.76 + .529\ Ln\ X$$
$$(10.05) \quad (4.23)$$
$$R^{-2} = 0.894 \quad F = 101.0$$

حيث أن: (LnY_1) اللوغاريتم الطبيعي لقيمة الانتاج الزراعي(بالمليار جنيه).

(LnX) اللوغاريتم الطبيعي لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر.

وبتقدير المرونة لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر بلغت حوالي ٠,٥٣، وهذا يعنى أن زيادة كمية الطاقة المتجددة في مصر بحوالي ١٠%، فإنه من المتوقع أن يؤدي ذلك إلى زيادة صافي الدخل الزراعي بحوالي ٥,٣%، عند ثبات العوامل الأخرى، وباختبار معنوية النتائج المتحصل تبين أن: (١) قيمة (t) المحتسبة للمتغير (X) تبلغ حوالي (١٠,٠٥) وهي معنوية التأثير على المستوى الاحتمالي ٠,٠١ .

وقد بلغ معامل التحديد المعدل (R^{-2}) حوالي ٠,٨٩٤ مما الذى يعنى أن المتغير التفسيري في النموذج السابق يعتبر مسئول عن حوالي ٨٩% من التباين في صافي قيمة الانتاج الزراعي في مصر. كما بلغت قيمة (F) حوالي ١٠١ مما يعني معنوية تأثير هذا المتغير التفسيري في النموذج السابق على قيمة الإنتاج الزراعي في مصر عند مستوي المعنوية ٠,٠١ .

وقد تبين أن المرونة الإنتاجية لمتغير كمية الطاقة المتجددة قد بلغت حوالي ٠,٥٣ أي أنها أقل من الواحد الصحيح وهذا يعني أن كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي المصري مازال في المرحلة الأولي من مراحل الإنتاج وبالتالي يوصى بزيادة إنتاج كمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي المصري حتي يتم الإنتاج في المرحلة الثانية من مراحل الإنتاج وهي المرحلة الاقتصادية.

تأثير كمية الطاقة المتجددة على صافي الدخل الزراعي خلال فترة الدراسة:

من المتوقع أن تؤثر كمية الطاقة المتجددة على صافي الدخل الزراعي، لذلك تم أخذ كمية الطاقة المتجددة في الاعتبار كأحد أهم العوامل التي تؤثر علي صافي الدخل الزراعي.

ولتحديد تأثير كمية الطاقة المتجددة على صافي الدخل الزراعي، فقد تم تقدير الدالة في صورتها اللوغارتيمية المزدوجة ومنها اتضح أن :

$$.397\ \text{Ln}\ X \cdot \text{Ln}\ Y_1 = 2.48+$$

$$(6.59)\quad (5.19)$$

$$R^{-2} = 0.784 \qquad F = 43.5$$

حيث أن: (LnY_1) اللوغاريتم الطبيعي لصافي الدخل الزراعي(بالمليار جنيه).

(LnX) اللوغاريتم الطبيعي لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر.

وبتقدير المرونة لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر بلغت حوالي ٠,٣٩، وهذا يعنى أن زيادة كمية الطاقة المتجددة في مصر بحوالي ١%، فإنه من المتوقع أن يؤدي ذلك إلى زيادة صافي الدخل الزراعي بحوالي ٠,٣٩%، عند ثبات العوامل الأخرى، وباختبار معنوية النتائج المتحصل تبين أن: (١) قيمة (t) المحتسبة للمتغير (X) تبلغ حوالي (٦,٥٩) وهي معنوية التأثير على المستوى الاحتمالي ٠,٠١، .

وقد بلغ معامل التحديد المعدل (R^{-2}) حوالي ٠,٧٨٤ مما الذى يعنى أن المتغير التفسيري في النموذج السابق يعتبر مسئول عن حوالي ٧٨% من التباين في صافي الدخل الزراعي في مصر. كما بلغت قيمة (F) حوالي ٤٣,٥ مما يعني معنوية تأثير هذا المتغير التفسيري في النموذج السابق على صافي الدخل الزراعي في مصر عند مستوي المعنوية ٠,٠١ .

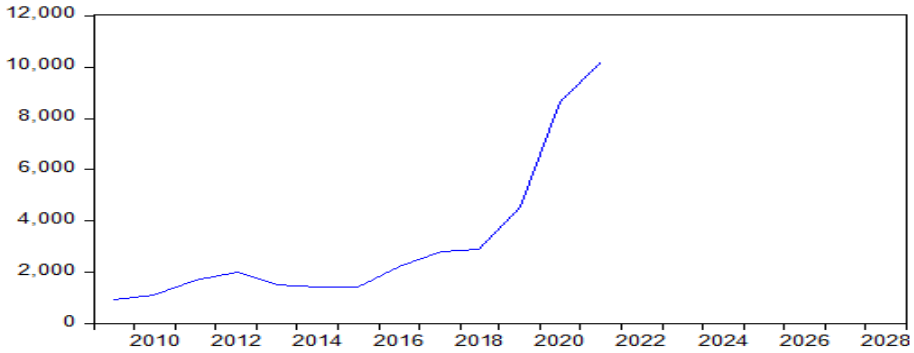
وقد تبين أن المرونة الإنتاجية لمتغير لكمية الطاقة المتجددة قد بلغت حوالي ٠,٣٩٧ أي أنها أقل من الواحد الصحيح وهذا يعني أن كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي المصري مازال في المرحلة الأولي من مراحل الإنتاج وبالتالي يوصى بزيادة كمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي المصري حتي يتم الإنتاج في المرحلة الثانية من مراحل الإنتاج وهي المرحلة الاقتصادية .

ثانياً: تقدير أثر كمية الطاقة المتجددة على إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي باستخدم نموذج VAR.

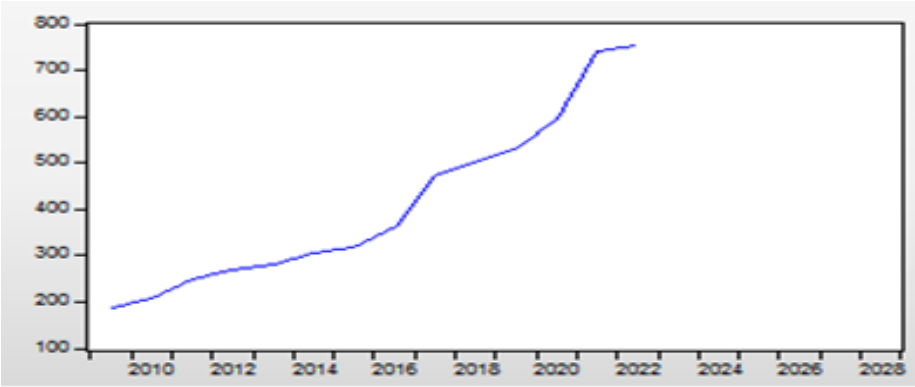
استقرار السلسلة الزمنية stationary in time series

١- عرض شكل السلاسل الزمنية موضع الدراسة خلال الفترة (٢٠٠٩- ٢٠٢٢)

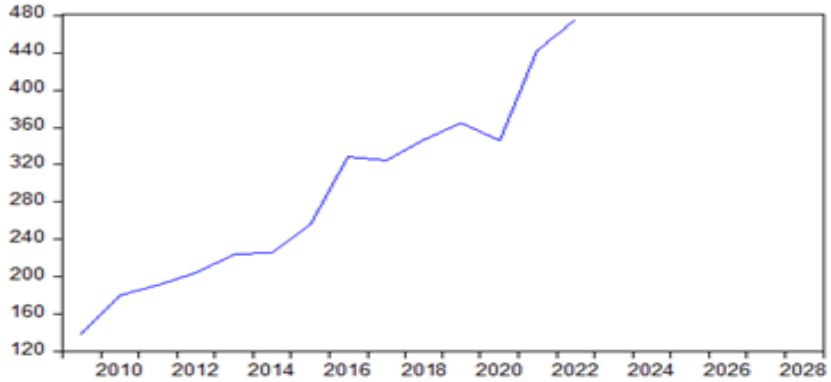
في البداية نبدأ بالتعرف على الشكل البياني للسلاسل الزمنية محل الدراسة كما يتضح من الأشكال (٨)، (٩) و(١٠) بصورة واضحة عدم استقرارها، الذي يبين وجود الإتجاه العام بزيادة موجبة في السلسلة الزمنية ولكنها لا توضح هل يعود عدم الإستقرار لوجود جذر الوحدة أم لا، ومن ثم لابد من اختبار جذر الوحدة.



شكل رقم (٨) الإتجاه العام لكمية الطاقة المتجددة في مصر خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).



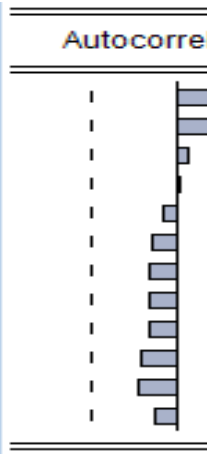
شكل رقم (٩) الإتجاه العام لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي المصري خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).



شكل رقم (١٠) الإتجاه العام لصافي قيمة الدخل الزراعي المصري خلال الفترة (٢٠٠٩-٢٠٢٢).

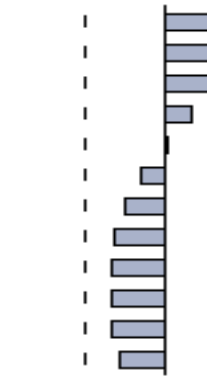
2- اختبار Correlogram للسلاسل الزمنية موضع الدراسة

يتضح وجود تذبذب وتشتت واضح لدالة الإرتباط الذاتي الرجعي (AC) والإرتباط الجزئي (PAC) لعدد ١٢ فترة تأخير لبيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة لخروجها عن حدود الثقة للفرض الأساسي، بالإضافة لمعنوية إحصائية Q-Stat للمتغيرات كمية الطاقة الكهربية في القطاع الزراعي، وإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، وصافي الدخل الزراعي المصري. كما هو مبين من نتائج التحليل الأشكال (١١، ١٢، ١٣).



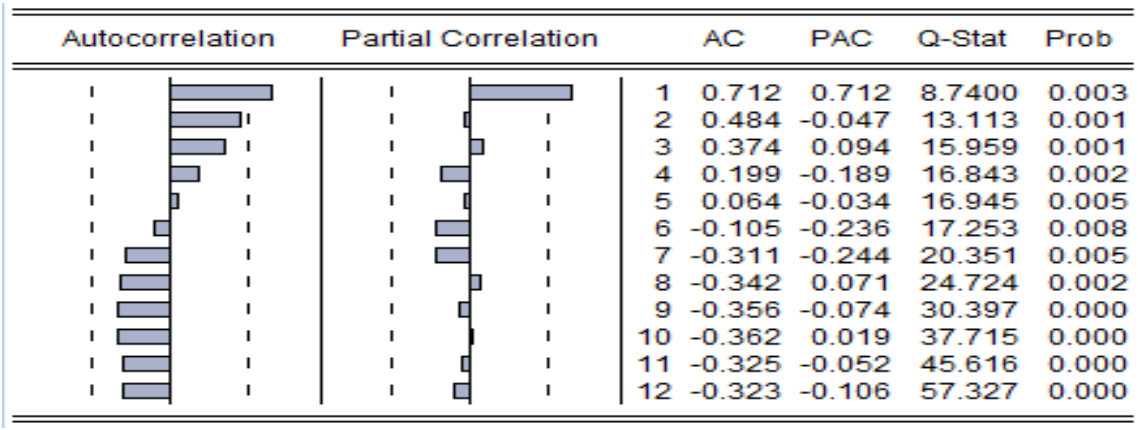
	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.625	0.625	6.3448	0.012
2	0.223	-0.275	7.2268	0.027
3	0.076	0.124	7.3400	0.062
4	0.018	-0.071	7.3470	0.119
5	-0.084	-0.117	7.5172	0.185
6	-0.165	-0.059	8.2754	0.219
7	-0.188	-0.064	9.4284	0.223
8	-0.180	-0.053	10.699	0.219
9	-0.178	-0.068	12.239	0.200
10	-0.238	-0.179	15.906	0.102
11	-0.257	-0.054	22.359	0.022
12	-0.152	0.042	26.873	0.008

شكل رقم (١١) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي(ACF) عند المستوى للسلسلة الزمنية لكمية الطاقة المتجددة في مصر.



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.772	0.772	10.277	0.001
2	0.511	-0.212	15.147	0.001
3	0.340	0.067	17.505	0.001
4	0.185	-0.131	18.268	0.001
5	0.011	-0.152	18.271	0.003
6	-0.161	-0.158	18.995	0.004
7	-0.268	-0.042	21.297	0.003
8	-0.340	-0.111	25.601	0.001
9	-0.360	0.003	31.411	0.000
10	-0.362	-0.093	38.769	0.000
11	-0.353	-0.068	48.082	0.000
12	-0.309	-0.032	58.781	0.000

شكل رقم (١٢) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي (ACF) عند المستوى لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي المصري.



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.712	0.712	8.7400	0.003
2	0.484	-0.047	13.113	0.001
3	0.374	0.094	15.959	0.001
4	0.199	-0.189	16.843	0.002
5	0.064	-0.034	16.945	0.005
6	-0.105	-0.236	17.253	0.008
7	-0.311	-0.244	20.351	0.005
8	-0.342	0.071	24.724	0.002
9	-0.356	-0.074	30.397	0.000
10	-0.362	0.019	37.715	0.000
11	-0.325	-0.052	45.616	0.000
12	-0.323	-0.106	57.327	0.000

شكل رقم (١٣) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي(ACF) عند المستوى لصافي الدخل الزراعي المصري.

٣-اختبار استقرار السلاسل الزمنية موضع الدراسة:

للكشف عن السلاسل غير المستقرة يكون عن طريق استخدام الإختبارات الإحصائية ومنها اختبار ديكي – فوللر الموسع المبني على نموذج الإنحدار الذاتي من الدرجة الأولى وقد يكون الاختبار للحد الثابت ، حد ثابت واتجاه عام ، أو بدون حد ثابت ولا اتجاه عام واختبار آخر وهو اختبار فيلبس – بيرون وهو تطوير لاختبار ديكي – فوللر، وقد تم حساب الإختبارين لمتغيرات الدراسة وقد أوضحت النتائج في جدول رقم (٢) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع لجذر الوحدة لبيانات السلاسل الزمنية الأصلية وكذلك نتائج الإختبار عند المستوى وبعد أخذ الفرق الأول.

حيث يتم التحقق من استقرار السلسلة الزمنية إذا كان استقرارها قوي أو أن استقراها ضعيف ونعني بذلك استقرارها في المتوسط واستقراها في التباين. ومن خلال نتائج اختبار جذر الوحدة أو ما يعرف باختبار ديكي–فوللر الموسع (ADF)على السلاسل الزمنية (كمية الطاقة الكهربية بالقطاع الزراعي، إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، صافي الدخل الزراعي المصري) فنحصل على النتائج الآتية:

جدول رقم (٢) نتائج اختبر ديكي فولر الموسع لمتغيرات الدراسة.

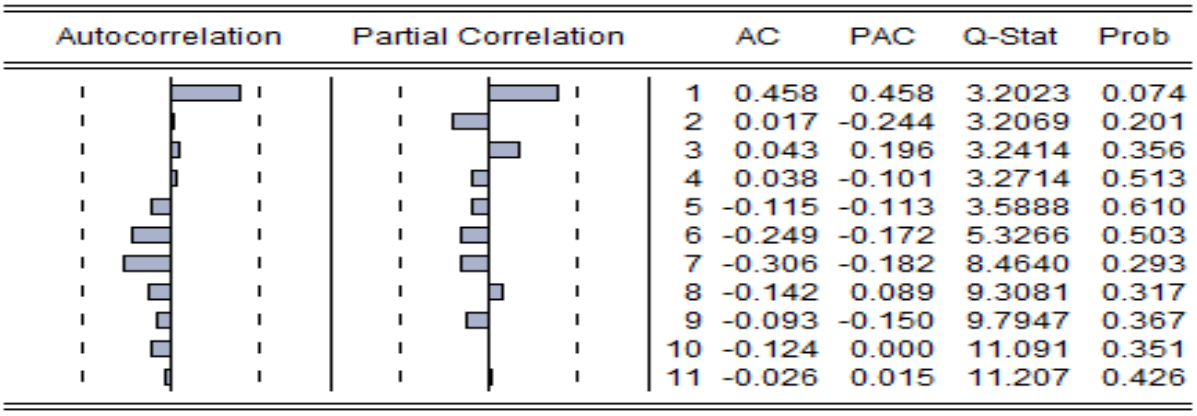
المتغير	عند المستوى	عند الإختلاف الأول
إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي(y)	٢,١٤٥	-٣,١٥٦
كمية الطاقة المتجددة (X_1)	2.102	-0.084
صافي الدخل الزراعي (X_2)	٠,٦٥٦	-٤,٢٨

المصدر: مخرجات تحليل برنامج EViews

وتبين من الجدول أن نتائج اختبار جذر الوحدة تدل على أن بيانات السلاسل الزمنية الأصلية تحتوي على جذر الوحدة أي أنها غير مستقرة عند المستوى وفقاً لمعياري Schwarz & Akaike كما كانت قيم (DW)واختبار (F) جميعها ليست بالمستوى الاحصائى المقبول وهذا يعني قبول فرض العدم الخاص بوجود جذر الوحدة ولحالات الحد الثابت، الحد الثابت واتجاه عام، وبدون حد ثابت واتجاه عام لأن أغلب قيم p-value أكبر من مستوى المعنوية 0.05 ومنه نستدل أن

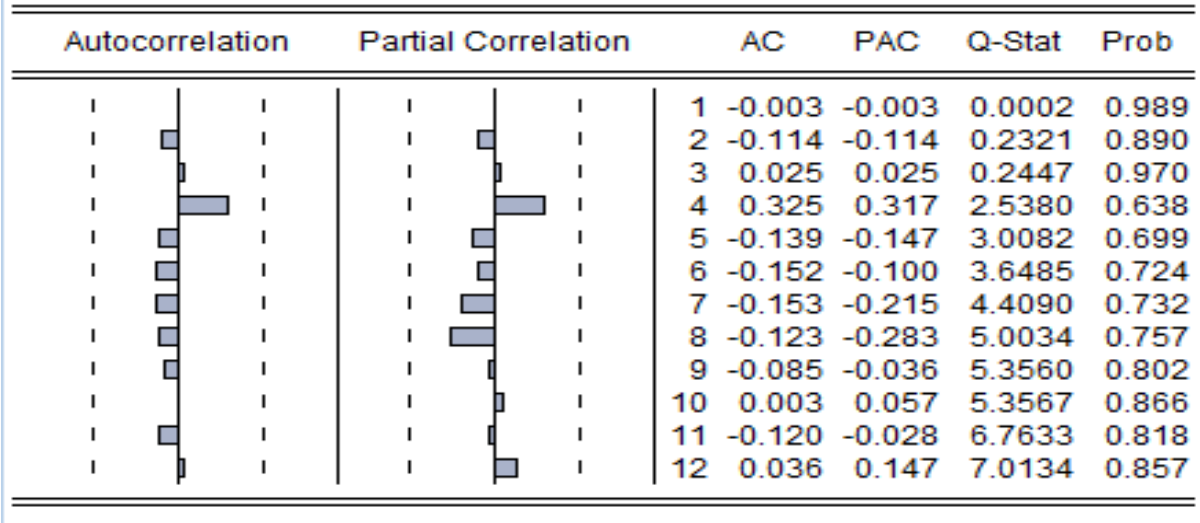
السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة ويجب ومن ثم تم إجراء اختبار ديكى – فوللر المعدل بعد أخذ الفرق الاول وبنفس عدد فترات الإبطاء حيث استقرت جميع المتغيرات بعد الفرق الاول وعند مستوى معنوية ٥ %وذلك باستخدام الحد الثابت وفقاً لمعياري Akaike & Schwarz كما أظهرت النتائج ان قيمة (F) المحسوبة، و (WD) ، مقبولة احصائيا اى ان السلاسل الزمنية للمتغيرات أصبحت مستقرة وتتحرك عبر الزمن اى انها متكاملة من الدرجة الاولى(١) وان هناك فترة زمنية طويلة المدى تعرف بانحدار التكامل المشترك . أى لا يوجد ارتباط بين الأخطاء بعد أخذ الفروق الأولى مما يشير الى دقة النتائج المقدرة وانها غير مضللة كما تزداد قوة النتائج بعد اخذ الفرق الثانى.

وقد تم حساب معاملات دالة الإرتباط الذاتي والإرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية بعد حساب الفرق الأول لها حيث نجد أن كل المعاملات تقع ضمن حدود الثقة مما يدل على استقرار السلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الأول كما يتضح من الأشكال (١٤، ١٥، ١٦) .



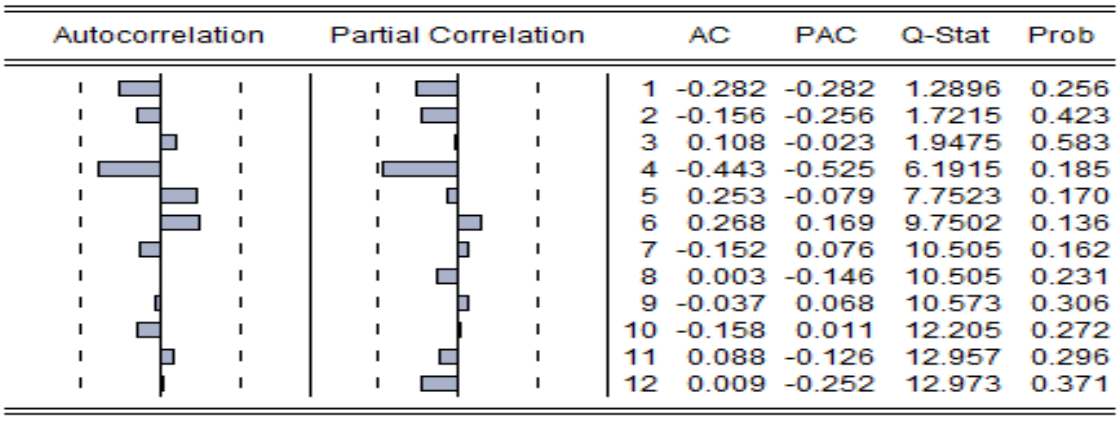
		AC	PAC	Q-Stat	Prob
Autocorrelation	Partial Correlation				
		1	0.458	0.458	3.2023	0.074
		2	0.017	-0.244	3.2069	0.201
		3	0.043	0.196	3.2414	0.356
		4	0.038	-0.101	3.2714	0.513
		5	-0.115	-0.113	3.5888	0.610
		6	-0.249	-0.172	5.3266	0.503
		7	-0.306	-0.182	8.4640	0.293
		8	-0.142	0.089	9.3081	0.317
		9	-0.093	-0.150	9.7947	0.367
		10	-0.124	0.000	11.091	0.351
		11	-0.026	0.015	11.207	0.426

شكل رقم (١٤) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي(ACF) عند المستوى للسلسلة الزمنية لكمية الطاقة المتجددة بعد أخذ الفرق الأول.



		AC	PAC	Q-Stat	Prob
Autocorrelation	Partial Correlation				
		1	-0.003	-0.003	0.0002	0.989
		2	-0.114	-0.114	0.2321	0.890
		3	0.025	0.025	0.2447	0.970
		4	0.325	0.317	2.5380	0.638
		5	-0.139	-0.147	3.0082	0.699
		6	-0.152	-0.100	3.6485	0.724
		7	-0.153	-0.215	4.4090	0.732
		8	-0.123	-0.283	5.0034	0.757
		9	-0.085	-0.036	5.3560	0.802
		10	0.003	0.057	5.3567	0.866
		11	-0.120	-0.028	6.7633	0.818
		12	0.036	0.147	7.0134	0.857

شكل رقم (١٥) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي(ACF) لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي المصري بعد أخذ الفرق الأول.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.282	-0.282	1.2896	0.256
		2	-0.156	-0.256	1.7215	0.423
		3	0.108	-0.023	1.9475	0.583
		4	-0.443	-0.525	6.1915	0.185
		5	0.253	-0.079	7.7523	0.170
		6	0.268	0.169	9.7502	0.136
		7	-0.152	0.076	10.505	0.162
		8	0.003	-0.146	10.505	0.231
		9	-0.037	0.068	10.573	0.306
		10	-0.158	0.011	12.205	0.272
		11	0.088	-0.126	12.957	0.296
		12	0.009	-0.252	12.973	0.371

شكل رقم (١٦) معاملات الارتباط الذاتي (PACF) والارتباط الذاتي الجزئي (ACF) لصافي الدخل الزراعي المصري بعد أخذ الفرق الأول.

٤- نتائج اختبار عدد فترات الإبطاء المثلى Selection the lag length تحديد درجة تأخير نموذج VAR

ينبغي قبل تقدير معادلة نموذج أشعة الانحدار الذاتي (VAR) تحديد عدد فترات التأخر لهذا النموذج بالاستعانة بإختبار (VAR LAG ORDER SELECTIR GRITERIO) والذي يرتكز معياريي Akaike و Schwarz ولتحديد طول فترة التخلف المثلى في النموذج يجب اختيار القيم الصغرى للمعيارين .

يعتبر اختيار الفجوة الزمنية من الأمور الهامة لدقة النموذج ويعتبر اختبار جرانجر للسببية من اكثر النماذج حساسية لفترات الابطاء . ويتم اختيار العدد الامثل لفترات الإبطاء اعتمادا على قيم اختبار اكاكى (AIC) واختبار شوارتز (SC) حيث يتم اختيار عدد فترات الإبطاء التى تقابل اقل قيمة محسوبة لكلا الاختبارين وفى حالة اختلاف نتائج الاختبارين حول القيمة المثلى يتم المفاضلة بينهم وفقا للاتى(AIC) يستخدم للعينات الصغيرة و(SC) للعينات الكبيرة . وبتطبيق نتائج الاختبارين يتبين انه قد حقق ادنى قيمة لهما عند فترة الإبطاء الرابعة كما توافقت معه نتائج اختبارات (HQ, LR, FPE) .

ويتضح من نتائج الإختبار أن العدد الأمثل لفترات الإبطاء على الإختبارات الإحصائية هي فترة إبطاء واحدة كما تبين أنها معنوية إحصائيا وتعطى نتائج جيدة إحصائياً. جدول رقم (٣).

جدول رقم (٣) نتائج اختبار عدد فترات الإبطاء المثلى.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: Y1 X X2
Exogenous variables: C
Date: 02/06/24 Time: 17:03
Sample: 2009 2028
Included observations: 12

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-231.9463	NA	2.04e+13	39.15772	39.27894	39.11283
1	-196.6066	47.11956*	2.73e+11*	34.76777*	35.25268*	34.58824*

* indicates lag order selected by the criterion

المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews

٥- تقدير النموذج :

يتم تقدير النموذج بالاعتماد على اسلوب بوكس – جينكز بعد تحقيق الإستقرار في السلسلة الزمنية عن طريق النظر إلى العلاقة ما بين معاملات الإرتباط الذاتي والإرتباط الذاتي الجزئي وكقاعدة عامة نظرية عندما تنحدر الإرتباطات الذاتية بصورة أسية وتقترب من الصفر فإن هذا يعني وجود نموذج انحدار ذاتي (AR) تحدد درجته عن طريق عدد الإرتباطات الذاتية الجزئية التي تختلف معنويا عن الصفر. أما لو كان التناقص أُسياً في الارتباطات الذاتية الجزئية فإن النموذج من نوع (MA) وتحدد درجته عن طريق عدد الإرتباطات الذاتية ذات الدلالة الإحصائية، أما عندما تسلك الإرتباطات الذاتية والارتباطات الذاتية الجزئية سلوكاً أُسيا في انحدارهما واقترابهما من الصفر فإن النموذج من نوع النموذج المختلط (ARMA) ولكن في الجانب العملي غالبا لا تتحقق هذه المواصفات في البيانات المحللة لذلك نلجأ إلى توفيق مجموعة من النماذج واختيار أفضل نموذج بالاعتماد على بعض المقاييس الإحصائية ومن هذه الإختبارات مقياس معلومة اكايكي (AIC) ومقياس حنان كوين(HQ) ومقياس شوارتز (BIC) ومقياس لوغاريتم الإمكان الاعظم (Log L) واختيار أقل القيم كما في جدول رقم (٤).

يتضح من خلال دراسة جودة النموذج أنها مقبولة وهذا على أساس معامل التحديد الذي بلغت قيمته حوالي هي 99% بالنسبة لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، 91% بالنسبة لكمية الطاقة المتجددة، وحوالي ٩١% لصافي الدخل الزراعي غير أنه بالنسبة للمعنوية الفردية لمعلمات النموذج فانه كما هو معلوم في مثل هذا النوع من النماذج حيث يكون عدد المعالم كبير بسبب الإبطاء يؤدي إلى انخفاض درجة الحرية مما يضعف معنوية المعالم، وهذا ليس مهم بدرجة كبيرة لأن الهدف الأساسي لهذا النوع من النماذج هو دراسة السلوك الحركي للمتغيرات وتحليل الصدمات.

جدول رقم (٤) نتيجة تقدير نموذج VAR(1)

Vector Autoregression Estimates
Date: 02/06/24 Time: 17:13
Sample (adjusted): 2010 2021
Included observations: 12 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	Y1	X	X2
Y1(-1)	0.204110 (0.16645) [1.22626]	4.599401 (12.0945) [0.38029]	0.166264 (0.33584) [0.49507]
X(-1)	0.031715 (0.00482) [6.57838]	0.996557 (0.35031) [2.84482]	0.008123 (0.00973) [0.83504]
X2(-1)	1.032308 (0.21314) [4.84338]	2.770298 (15.4870) [0.17888]	0.570127 (0.43005) [1.32574]
C	-21.36768 (16.8753) [-1.26621]	-1585.234 (1226.19) [-1.29281]	56.90534 (34.0490) [1.67128]
R-squared	0.994093	0.906859	0.908237
Adj. R-squared	0.991878	0.871931	0.873826
Sum sq. resids	1738.322	9177958.	7076.843
S.E. equation	14.74077	1071.095	29.74232
F-statistic	448.7817	25.96374	26.39370
Log likelihood	-46.88188	-98.31171	-55.30532
Akaike AIC	8.480313	17.05195	9.884220
Schwarz SC	8.641948	17.21359	10.04586
Mean dependent	403.4067	3376.075	286.1867
S.D. dependent	163.5643	2992.996	83.73165

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.15E+11
Determinant resid covariance	3.42E+10
Log likelihood	-196.6066
Akaike information criterion	34.76777
Schwarz criterion	35.25268
Number of coefficients	12

المصدر: نتائج مخرجات برنامج Eviews

يتضح من خلال نموذج VAR(1) بفترة إبطاء واحدة المقدر وجود علاقة طردية في الفترة (t) بين كمية المتجددة في القطاع الزراعي وإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، وعكسية مع صافي الدخل الزراعي، وتبين أنه بانخفاض الطاقة المتجددة بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي بحوالي ٢١,٣٧ مليون جنيه.

ويفسر العلاقة العكسية بين كمية الطاقة المتجددة وصافي الدخل الزراعي أن إنتاج الطاقة المتجددة يحتاج في بادية الأمر إلى تكاليف استثمارية تؤثر سلبياً على صافي الدخل الزراعي.

٦- دراسة وتحليل بواقي النموذج VAR (1)

١-اختبار الإرتباط الذاتي للبواقي

بغرض تحليل الإرتباط الذاتي للأخطاء نعتمد على إختبار (Test LM) الذي يدرس إمكانية وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي ويعتمد هذا الاختبار على الفرضية المعدومة عدم وجود ارتباط ذاتي متسلسل للبواقي، فعند تأخير قدره h=1 وبالاعتماد على الإحتمال المرافق لنتيجة هذا الإختبار يمكننا قبول فرض العدم والتأكيد على عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء، كما هو موضح في الجدول التالي :

جدول رقم (٥) نتيجة إختبار Test LM لنموذج VAR(1).

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 02/06/24 Time: 17:55
Sample: 2009 2028
Included observations: 12

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.801642	9	0.6578	0.712794	(9, 7.5)	0.6888

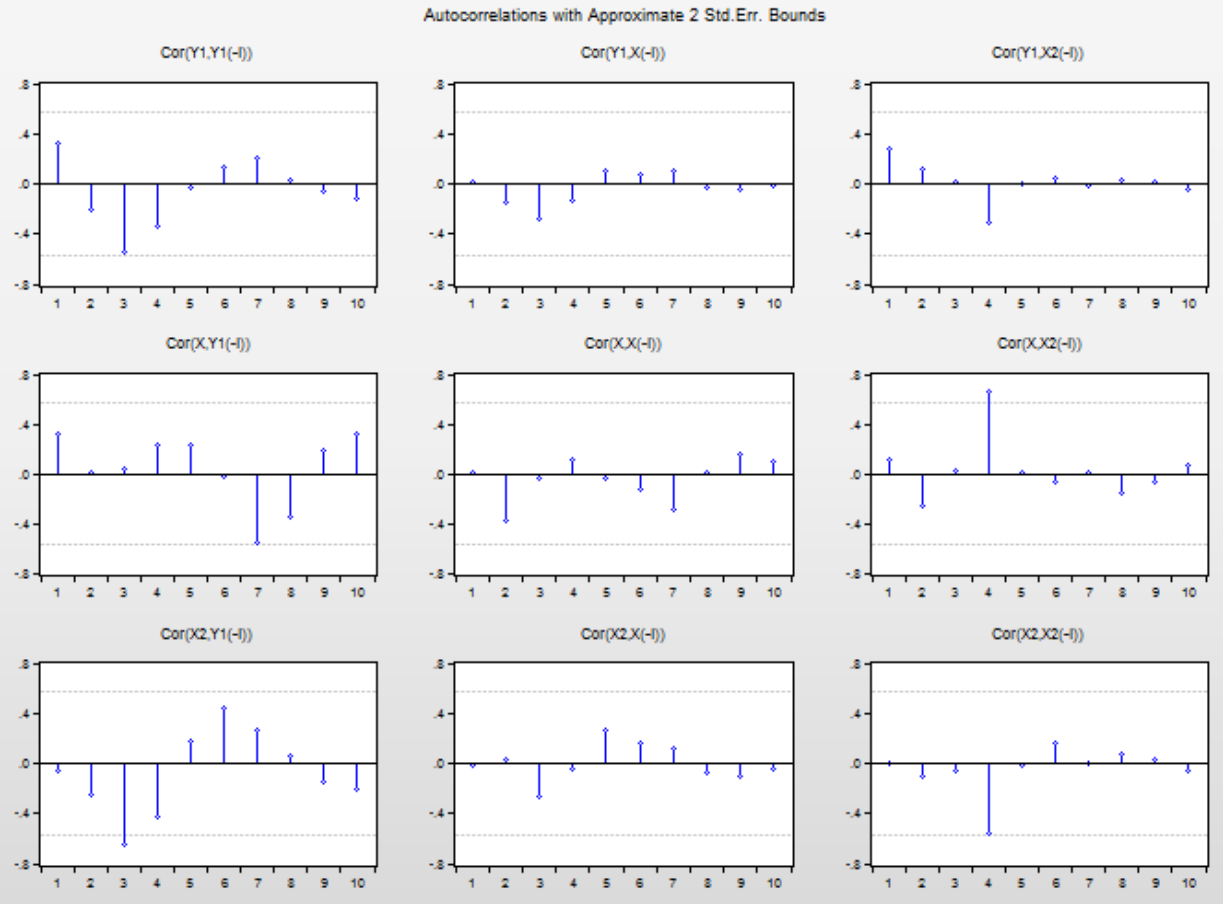
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.801642	9	0.6578	0.712794	(9, 7.5)	0.6888

المصدر : نتائج مخرجات برنامج Eviews

٢- التمثيل البياني لدوال الارتباط الذاتي للبواقي Correlogramme

يتبن من خلال الشكل رقم (١٧) والمتضمن لدوال الإرتباط الذاتي لبواقي المعادلات مثنى مثنى يوضح بأن أغلبها يقع داخل مجال الثقة أي أنها ذات معنوية إحصائية معدومة مما يؤكد صحة الإختبار السابق ويؤكد على أن البواقي بدون ذاكرة.



شكل رقم :(17) التمثيل البياني لدوال الإرتباط الذاتي للبواقي.

٣ – إختبار ثبات تباين البواقي Heteroskedasticity Test

تم إجراء إختبار ثبات تباين البواقي بغرض اختبار فرضية ثبات تباين البواقي نعتمد على اختبار (White) حيث أن الفرضية المعدومة لهذا الاختبار تنص على ثبات تباين البواقي كما يتضح من نتيجة هذا الإختبار المسجلة في جدول رقم (6)، و التي تؤكد على قبول الفرضية المعدومة بمستوى معنوية5% بالنسبة لبواقي المعادلتين أو الفرضية المشترك لكل بواقي نموذج، وعليه فان تباين البواقي ثابت خلال فترة الدراسة.

٤ – اختبار تجزئة التباين variance Decomposition

يستهدف تحليل تباين خطأ التنبؤ إلى حساب وتحديد مدى مساهمتها في تباين الخطأ .رياضيا، نستطيع كتابة تباين خطأ التنبؤ لفترة معينة h بدلالة تباين الخطأ الخاص بكل متغير على حدا .ولمعرفة وزن أو نسبة مشاركة كل تباين نقوم بقسمة هذا التباين على تباين خطأ التنبؤ الكلي.

جدول رقم (٧): نتيجة اختبار ثبات تباين سلسلة بواقي النموذج Heteroskedasticity Test

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)
Date: 02/06/24 Time: 18:07
Sample: 2009 2028
Included observations: 12

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
57.96856	54	0.3312

Individual components:

Dependent	R-squared	F(9,2)	Prob.	Chi-sq(9)	Prob.
res1*res1	0.808829	0.940205	0.6151	9.705949	0.3748
res2*res2	0.972789	7.944552	0.1167	11.67347	0.2323
res3*res3	0.893666	1.867634	0.3970	10.72400	0.2951
res2*res1	0.858646	1.349875	0.4963	10.30375	0.3265
res3*res1	0.974801	8.596392	0.1085	11.69761	0.2309
res3*res2	0.981239	11.62251	0.0817	11.77486	0.2263

المصدر : نتائج مخرجات برنامج Eviews

وتُستخدم أداة تحليل التباين للتعرف على مقدار التباين في التنبؤ لكل متغير من متغيرات النموذج والذي يعود الى خطأ التنبؤ في المتغير ذاته في المتغيرات الأخرى في نموذج VAR ونتيجة تجزئة تباين خطأ التنبؤ لمتغير كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي لعشرة سنوات مستقبلية أظهرت نتائج اختبار تحليل مكونات التباين الواردة في جدول رقم (٨) أن متغير الناتج الداخلي(y) (إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي) يفسر 100% من أخطاء التباين تعزى إلى المتغير نفسه خلال الفترة الأولى، في حين ٣٧,٩٩% من أخطاء التباين في الفترة الثانية تعزى إلى المتغير نفسه، وصدمة في المتغير(X_1) (كمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي) تسبب 30.99% وهي نسبة ضعيفة من التقلبات في كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي في الفترة الثانية، ٣١,٠١% فقط للمتغير (X_2) (صافي الدخل الزراعي)، أما على المدى الطويل عند الفترة العاشرة كانت القدرة التفسيرية لمتغير كمية الطاقة المتجددة (X_1) مرتفعة حيث تفسر حوالي ٨٤,٣٣ % من أخطاء التباين]T لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي.، بينما تظل مساهمة متغير صافي الدخل الزراعي منخفضة جداً حيث بلغت حوالي ٧,٧٢% في المدى الطويل.

أما صدمات متغير إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي فتتراجع مساهمتها في تفسير تقلبات نفس المتغير في الأجل البعيد حيث بلغت حوالي ٧,٩٥% في الفترة العاشرة .

وهذه النتيجة توحي بالأهمية الكبيرة للصدمات في متغيرات كمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي وصافي الدخل الزراعي في تفسير التقلبات المستقبلية لإجمالي قيمة الإنتاج الزاعي المصري، أي أن كل من كمية الطاقة المتجددة في القطاع

الزراعي وصافي الدخل الزراعي لهما دور كبير في تحديد حجم إجمالي قيمة الإنتاج الزاعي المصري، غير أن الصدمات في صافي الدخل الزراعي لها دور ضعيف في تحديد القيم المستقبلية لكمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي .

جدول رقم (٨): تجزئة تباين خطأ التنبؤ لمتغير لإجمالي قيمة الإنتاج المصري .

Variance Decomposition of Y1:

Period	S.E.	Y1	X	X2
1	14.74077	100.0000	0.000000	0.000000
2	39.87842	37.99593	30.99254	31.01153
3	62.35303	24.84439	53.10338	22.05223
4	90.49650	17.47916	66.34147	16.17937
5	125.6407	13.35840	74.01575	12.62585
6	169.8041	10.98899	78.50086	10.51014
7	225.6911	9.594138	81.16700	9.238865
8	296.8770	8.760209	82.77085	8.468937
9	388.0121	8.257364	83.74199	8.000644
10	505.1122	7.953013	84.33149	7.715492

Variance Decomposition of X:

Period	S.E.	Y1	X	X2
1	1071.095	0.083692	99.91631	0.000000
2	1493.314	0.361519	99.47921	0.159269
3	1900.275	1.416134	97.42698	1.156882
4	2377.348	2.763621	94.75769	2.478691
5	2980.689	4.064525	92.15213	3.783350
6	3763.324	5.137595	89.99173	4.870679
7	4785.127	5.937497	88.37647	5.686033
8	6118.928	6.494167	87.25031	6.255522
9	7856.504	6.863770	86.50170	6.634532
10	10115.40	7.101404	86.01999	6.878607

Variance Decomposition of X2:

Period	S.E.	Y1	X	X2
1	29.74232	33.02800	14.65646	52.31553
2	34.38836	36.77057	11.37473	51.85470
3	40.02045	34.38461	19.54021	46.07518
4	48.95821	28.01070	36.03441	35.95489
5	62.18817	21.38969	52.29436	26.31595
6	80.36015	16.35017	64.39969	19.25014
7	104.4053	12.98098	72.39118	14.62785
8	135.7244	10.84834	77.40847	11.74319
9	176.2786	9.529925	80.49278	9.977294
10	228.6953	8.723807	82.37107	8.905124

Cholesky Ordering: Y1 X X2

المصدر : نتائج مخرجات برنامج Eviews

٥- دوال الاستجابة Impulse response function

تساعدنا دوال الإستجابة على التعرف على السلوك الحركي وتسمح ديناميكية نموذج var بنمذجة العلاقات الحركية بين مجموعة من المتغيرات المختارة لوصف ظاهرة اقتصادية خاصة أن تحليل الصدمات ودوال الاستجابة يسمح بدراسة أثر صدمة معينة على متغيرات الدراسة، وعلى ذلك سنحاول إحداث صدمة في النموذج، ونرى ما مدى تأثير ذلك على المتغيرات المكونة لشعاع الإنحدار الذاتي.

ومن خلال جدول رقم (٩)، نلاحظ أنه عند إحداث صدمة عشوائية في المتغيرة خلال الفترة (t=1) بمقدار ١٤,٧٤ لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي ، فإن ذلك لم يؤدي إلى أي تغير في (X_1)، (X_2) خلال نفس الفترة، لكن خلال الفترة (t=2) ارتفع مقدار الصدمة وبلغ ١٩,٦٧ بينما بلغت كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي بلغ حوالي ٢٢,٢٠، وصافي الدخل الزراعي بلغ حوالي ٢٢,٢، وقد استمر إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي في الإرتفاع بشكل إيجابي حتى بلغ حوالي ٨٨,٦٦ خلال الفترة (t=10)، وعليه يمكن القول أن تغير الصدمات عبر الفترات المختلفة يؤثر في إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي وفقاً لطبيعة الصدمة.

جدول رقم (٩): دوال الإستجابة لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي المصري.

Response of Y1: Period	Y1	X	X2
1	14.74077	0.000000	0.000000
2	19.67116	22.20069	22.20749
3	19.01790	39.64512	19.08392
4	21.57663	58.03882	21.62544
5	26.02352	79.06138	25.84637
6	32.55460	104.6454	32.20823
7	41.45378	136.7814	40.93313
8	53.23508	177.7843	52.51879
9	68.63561	230.4897	67.68354
10	88.65351	298.4721	87.40674

Response of X: Period	Y1	X	X2
1	-30.98641	1070.647	0.000000
2	84.27142	1035.417	59.59592
3	207.5461	1140.069	195.5092
4	324.1243	1355.495	313.5518
5	452.6801	1682.785	442.7661
6	605.3961	2134.927	594.7127
7	794.9322	2736.928	782.3943
8	1035.357	3525.859	1019.898
9	1343.555	4552.499	1324.007
10	1740.578	5884.209	1715.558

Response of X2: Period	Y1	X	X2
1	17.09291	-11.38648	21.51246
2	11.94430	2.204776	12.26484
3	10.76488	13.35853	11.16890
4	10.98517	23.46802	11.12871
5	12.48311	34.03975	12.48719
6	15.12070	46.22075	15.01304
7	18.95081	61.09176	18.74506
8	24.15361	79.80303	23.84790
9	31.03156	103.6964	30.61260
10	40.01681	134.4207	39.46087

Cholesky Ordering: Y1 X X2

المصدر : نتائج مخرجات برنامج Eviews

٧- اختبار السببية GRANGER

بعد الكشف عن العلاقة قصيرة المدى بين إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي وكمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي باستخدام شعاع الانحدار الذاتي var يتم تحديد اتجاه العلاقة السببية مع أخذ الفجوة الزمنية المثلى تساوي واحد (Lag:1) ويمكن عرض النتائج في الجدول التالي:

وتشير نتائج اختبار السببية إلى وجود علاقة سببية ثنائية الإتجاه من كمية الطاقة الكهربية في القطاع الزراعي إلى صافي الدخل الزراعي، وبالعكس من صافي الدخل الزراعي إلى كمية الطاقة المتجددة ويمكن ملاحظة ذلك من خلال قيمة الإحتمال الموافق لقيمة F-Statistic فهو أصغر من مستوى الدلالة ٥% .

في حين اتضح وجود علاقة سببية أحادية الإتجاه من كمية الطاقة الكهربية في القطاع الزراعي نحو إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي ويمكن ملاحظة ذلك من خلال القيمة الإحتمالية لقيمة F-Statistic فهي أصغر من مستوى الدلالة ٥% . وهو

ما يتوافق مع نتائج شعاع الإنحدار الذاتي حيث أن كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي ترتبط بإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي عند فترة الإبطاء.

كما تشير النتائج أيضا الى عدم وجود علاقة سببية في كلا الاتجاهين بين صافي الدخل الزراعي وكمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي ويظهر ذلك من خلال قيمة الإحتمال الأكبر من ٥%.

جدول رقم (١٠): نتائج اختبار السببية.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 02/06/24 Time: 18:37
Sample: 2009 2028
Included observations: 12

Dependent variable: Y1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
X	43.27513	1	0.0000
X2	23.45837	1	0.0000
All	44.25888	2	0.0000

Dependent variable: X

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Y1	0.144620	1	0.7037
X2	0.031997	1	0.8580
All	2.318306	2	0.3138

Dependent variable: X2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Y1	0.245090	1	0.6206
X	18.6972866...	1	0.02369691
All	4.794509	2	0.04096737

المصدر : نتائج مخرجات برنامج Eviews٨–التنبؤ باستخدام نموذج VAR المقدر:

باستخدام النموذج المقدر نقوم بالتنبؤ حتى عام ٢٠٢٨ كما يتضح في جدول رقم (١١)

أن القيم المتنبأ بها لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي التي تراوحت بين حد أدنى بلغت حوالي ٨٤٤ مليار جنيه في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ١٣٣٠ مليار جنيه في عام ٢٠٢٨.

كما تبين أن كمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي ٩٣١٠,٨ ج.و.س. في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٥١٧٧ ج.و.س. في عام ٢٠٢٨.

في حين بلغ صافي الدخل الزراعي بين حد أدنى بلغ حوالي ٥١٥,٧ مليار جنيه في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ٧٦٥,٣ مليار جنيه في عام ٢٠٢٨.

جدول رقم (١١) التنبؤ بقيم إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، وكمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي، وصافي الدخل الزراعي خلال الفترة (٢٠٢٣- ٢٠٢٨).

السنوات	إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي	كمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي	صافي الدخل الزراعي
	مليار جنيه	ج.و.س	مليار جنيه
٢٠٢٣	844.0	9310.8	515.7
٢٠٢٤	926.8	12206.0	558.2
٢٠٢٥	1016.2	15951.8	604.1
٢٠٢٦	1112.8	20797.7	653.8
٢٠٢٧	1217.2	27066.8	707.4
٢٠٢٨	1329.9	35177.1	765.3

المصدر: جمعت وحسبت من نتائج مخرجات برنامج Eviews

الخلاصة والتوصيات

اهم نتائج الدراسة فى الدور الاقتصادى للطاقة المتجددة فى القطاع الزراعى فى مصر كانت كالتالى:

١- تبين أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة الكهربية من المياه، تراوحت بين حد أنى بلغ حوالي ٢٨٠٠ م/وات خلال الفترة من (٢٠٠٩- ٢٠١٧)، وحد أقصى بلغ حوالي ٢٨٣٢ م/وات خلال الفترة من (٢٠١٨- ٢٠٢٢)، بمتوسط بلغ حوالي ٢٨١١,٤ م/وات خلال فترة الدراسة , وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المياه في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٠,١% خلال فترة الدراسة .

٢- اتضح أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة الكهربية من المصدر الحراري ويتمثل في إنتاج (محطات الشركة القابضة ببني سويف، البرلس،العاصمة الإدارية الجديدة) وهي وحدات تم تنفيذها بالتعاون مع شركة سيمنز الألمانية، حيث تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ١٨٢٣٠ م/وات في عام ٢٠٠٩)، وحد أقصى بلغ حوالي ٥٢٤٠٥ م/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ٣٤٢١٣,٤ م/وات خلال فترة الدراسة , وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية لكمية الطاقة الكهربية من المصدر الحراري في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ٩,١% خلال فترة الدراسة .

٣- كما تبين أن القدرة الأسمية الكلية للطاقة المتجددة في مصر من المصدر الحراري ويتمثل في إنتاج الطاقة من (الرياح، شمسي، شمسي حراري)، حيث تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ٤٢٥ م/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٢٦٤ م/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ١٣٤٤,٦ م/وات خلال فترة الدراسة , وبتقدير معادلة الإتجاه الزمني العام تبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة المتجددة في مصر ارتفعت بمعدل نمو بلغ حوالي ١٥,٨% خلال فترة الدراسة , مما سبق يتبين أن القدرة الأسمية الكلية لكمية الطاقة المتجددة في مصر تزداد بمعدل نمو أكبر من نظيرتها الناتجة من المصدر المائي والحراري. مما يدل على اهتمام الدولة بزيادة كمية الطاقة المتجددة الناتجة في الآونة الأخيرة

٤-تبين أن إجمالي الطاقة المولدة من المياه في مصر، تراوحت بين حد أنى بلغ حوالي ١٢٧٢٦ ج/وات في عام ٢٠١٨، وحد أقصى بلغ حوالي ١٥٠٣٨ ج/وات في عام ٢٠٢٠، بمتوسط بلغ حوالي ١٣٦٠٨,٢ ج/وات خلال فترة الدراسة .

٥- اتضح أن إجمالي الطاقة المولدة (حراري) في مصر، تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ١٠١٨٩٨ ج/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي ١٧٩٩٧٧ ج/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ١٤٦٣٩٥,٦ ج/وات خلال فترة الدراسة .

٦-اتضح أن إجمالي الطاقة الجديدة والمتجددة المولدة في مصر، تراوحت كميتها بين حد أنى بلغ حوالي ٩٣١ ج/وات في عام ٢٠٠٩، وحد أقصى بلغ حوالي ١٠٥٣٧ ج/وات في عام ٢٠٢٢، بمتوسط بلغ حوالي ٣٧١٢,٩ ج/وات خلال فترة الدراسة .

٧-اتضح تأثير الطاقة المتجددة على قيمة الإنتاج الزراعي المصري , وبتقدير المرونة لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر والتى بلغت حوالي ٠,٥٣، وهذا يعنى أن زيادة كمية الطاقة المتجددة في مصر بحوالي ١٠%، فإنه من المتوقع أن يؤدي ذلك إلى زيادة صافي الدخل الزراعي بحوالي ٥,٣%، عند ثبات العوامل الأخرى، وباختبار معنوية النتائج المتحصل تبين أن: (١) قيمة (t) المحتسبة للمتغير (X) تبلغ حوالي (١٠,٠٥) وهي معنوية التأثير على المستوى الاحتمالي ٠,٠١، .

٨-اتضح تأثير كمية الطاقة المتجددة على صافي الدخل الزراعي خلال فترة الدراسة وبتقدير المرونة لكمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي في مصر بلغت حوالي ٠,٣٩، وهذا يعنى أن زيادة كمية الطاقة المتجددة في مصر بحوالي ١٠%، فإنه من المتوقع أن يؤدي ذلك إلى زيادة صافي الدخل الزراعي بحوالي ٣,٩%، عند ثبات العوامل الأخرى، وباختبار معنوية النتائج المتحصل تبين أن: (١) قيمة (t) المحتسبة للمتغير (X) تبلغ حوالي (٦,٥٩) وهي معنوية التأثير على المستوى الاحتمالي ٠,٠١ .

٩-يتضح من خلال نموذج VAR(1) بفترة إبطاء واحدة المقدر وجود علاقة طردية في الفترة (t) بين كمية المتجددة في القطاع الزراعي وإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي، وعكسية مع صافي الدخل الزراعي، وتبين أنه بانخفاض الطاقة المتجددة بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض إجمالي قيمة الإنتاج الزراعي بحوالي ٢١,٣٧ مليون جنيه , ويفسر العلاقة العكسية بين كمية الطاقة المتجددة وصافي الدخل الزراعي أن إنتاج الطاقة المتجددة يحتاج في بداية الأمر إلى تكاليف استثمارية تؤثر سلبياً على صافي الدخل الزراعي .

١٠- تبين أن القيم المتنبأ بها لإجمالي قيمة الإنتاج الزراعي التي تراوحت بين حد أدنى بلغت حوالي ٨٤٤ مليار جنيه في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ١٣٣٠ مليار جنيه في عام ٢٠٢٨ , كما تبين أن كمية الطاقة المتجددة بالقطاع الزراعي تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي ٩٣١٠,٨ ج.و.س. في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٥١٧٧ ج.و.س. في عام ٢٠٢٨, في حين بلغ صافي الدخل الزراعي بين حد أدنى بلغ حوالي ٥١٥,٧ مليار جنيه في عام ٢٠٢٣، وحد أقصى بلغ حوالي ٧٦٥,٣ مليار جنيه في عام ٢٠٢٨.

التوصيات:

١- اتضح تأثير الطاقة المتجددة على قيمة الإنتاج الزراعي المصري وتبين أن المرونة الإنتاجية لمتغير كمية الطاقة المتجددة قد بلغت حوالي ٠,٥٣ أي أنها أقل من الواحد الصحيح وهذا يعني أن كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي المصري مازال في المرحلة الأولي من مراحل الإنتاج وبالتالي يوصى بزيادة إنتاج كمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي المصري حتي يتم الإنتاج في المرحلة الثانية من مراحل الإنتاج وهي المرحلة الاقتصادية .

٢-اتضح تأثير كمية الطاقة المتجددة على صافي الدخل الزراعي, وقد تبين أن المرونة الإنتاجية لمتغير لكمية الطاقة المتجددة قد بلغت حوالي ٠,٣٩٧ أي أنها أقل من الواحد الصحيح وهذا يعني أن كمية الطاقة المتجددة في القطاع الزراعي

المصري مازال في المرحلة الأولي من مراحل الإنتاج وبالتالي يوصى بزيادة كمية الطاقة المتجددة للقطاع الزراعي المصري حتي يتم الإنتاج في المرحلة الثانية من مراحل الإنتاج وهي المرحلة الاقتصادية .

٣-اتضح وجود علاقة عكسية بين كمية الطاقة المتجددة وصافى الدخل الزراعى وان انتاج الطاقة المتجددة يحتاج فى بداية الأمر الى تكاليف استثمارية ثؤثر سلبا على صافى الدخل الزراعى لذلك يوصى بتبنى الدولة ووزراة الكهرباء والطاقة المتجددة فى التوسع فى مشروعات الطاقة المتجددة سواء الهيدروجين الأخضر او الشمس او الرياح او الطاقة النووية .

المراجع

- عباس، سلوى احمد (٢٠٢٢) : الآثار الاقتصادية للتخلص التدريجي من دعم منتجات الطاقة على القطاع الزراعي في مصر، مجلة الاقتصاد الزراعي والتنمية الريفية. جامعة قناة السويس، مجلد (٨) ، عدد (١) , ص ص: ١١٨- ١٢٨.

- الموقع الرسمي لوزارة الكهرباء والطاقة المتجددة، هيئة الطاقة الجديدة والمتجددة.http://www.nrea.gov.eg

- موسى , مراد زكى , فتحية رضوان سالم , رباب رأفت عبدالفتاح (٢٠٢٣) : التقدير القياسى لمحددات استهلاك اللحوم الحمراء فى مصر. مجلة العلوم الزراعية المستدامة , جامعة كفرالشيخ , م٤٩ , ع٤ , ص ص : ٤٩١ – ٥٠٠ .

- الصفتى , محمد فوزى , عصام الدين عبدالرحمن الجميل , علا صلاح عبدالمجيد (٢٠٢٣) : التحليل الاقتصادى لامكانية اقامة وحدات لحفظ الحاصلات الزراعية الغذائية بالتشعيع باقليم الوجة البحرى بجمهورية مصر العربية , مجلة العلوم الزراعية المستدامة , جامعة كفرالشيخ , م٤٩ , ع٤ , ص ص : ٥٠١ – ٥١٥ .

- الصفتى , محمد فوزى , طارق توفيق الخطيب , باسمين احمد محيسن (٢٠٢٢) : القدرة التنافسية للبرتقال المصرى فى السوق السعودى , مجلة العلوم الزراعية المستدامة , جامعة كفرالشيخ , م٤٨ , ع٢ , ص ص : ١٣١ – ١٤٠ .

- الخطيب , طارق توفيق , سرحان احمد سليمان , حسن محمد عدلى (٢٠٢٤) : دراسة تحليلية للطاقة المتجددة فى مصر للامكانية التحول للاقتصاد الأخضر , مجلة العلوم الزراعية المستدامة , جامعة كفرالشيخ , م٥٠ , ع٢ , ص ص : ١٨٣- ١٩١ .

- الزهيرى , السيد احمد , رشدى شوقى العدوى, محمد مهنى عبدالتواب , محمد محيى النحراوى (٢٠٢٢) : الكفاءة الاقتصادية لانتاج محصول البصل بمحافظة الغربية , مجلة العلوم الزراعية المستدامة , جامعة كفرالشيخ , م٤٨ , ع٢, ص ص : ١٠٣ – ١١٣ .

- ميخائيل، إيهاب مريد (٢٠٢١) : دراسة اقتصادية لاستخدام الطاقة الشمسية في الأراضي الزراعية المستصلحة بمحافظة أسيوط، المجلة المصرية للبحوث الزراعية ، مجلد (٩٩) , عدد (٣) , ص ص: ٣٥٤ - ٣٧٨ .

- حفني ، محمد حسين (٢٠٢٣) : دور الطاقة المتجددة في تحقيق التنمية المستدامة في مصر، مجلة المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية"، كلية التجارة، جامعة دمياط ، مجلد (٤) ، عدد (٢) , ص ص: ٢١٤- ٢٢١ .

- عبد الرحمن , السيد جاد (٢٠١٩) : راسة رقمية لانتاج وإستخدام الطاقة المتجددة بالاراضى الجديدة، مجلة العلوم الزراعية والبيئية، جامعة دمنهور، عدد (١) مجلد (١٨) ص ص: ٢٢٤- ٢٣٨ .

The Economic role of renewable energy in the agricultural sector in Egypt

Mohammad F. El-Safty[1], Al-Hussein K. El-Noby and **Mahmoud F. Ebrahim[1]**

[1] *Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Kafr Elsheikh University, Egypt*
[2] *Agricultural Economics Research Institute - Agricultural Research Center, Egypt*

THE RESEARCH mainly aimed to study the economic role of electric energy in the agricultural sector by studying some of the following sub-objectives: the development of renewable energy indicators in Egypt during the period (2009-2022), the standard estimate of the impact of renewable energy on agricultural production in Egypt during the study period, . The most important results were: It was found that the nominal capacity of the amount of electrical energy from the thermal source in Egypt increased at a growth rate of about 9.1% during the study period , It was also shown that the nominal capacity of the amount of electrical energy from water in Egypt increased at a growth rate of about 0.1% during the study period. It was shown that the total nominal capacity of the amount of renewable energy in Egypt increased at a growth rate of about 15.8% during the study period. It was shown that there is a direct relationship between the amount of energy Renewable energy in the agricultural sector and the total value of agricultural production, and inversely with net agricultural income. It was found that a decrease in renewable energy by one unit leads to a decrease in the value of agricultural production by about 21.37 million pounds.

Keywords: New energy, Egyptian agricultural sector.